

区域服务贸易协定与服务出口增长

——基于均衡分析的视角

林 僖 林 祺*

摘 要 本文运用 Anderson and van Wincoop (2003) 引力模型分析框架和倾向得分-双重差分 (PSM-DID) 估计技术, 对区域服务贸易协定的缔约国双边服务出口差异化促进效应问题进行研究。局部均衡估计结果表明, 区域服务贸易协定能够有效带动缔约国服务出口的增长, 且这种促进效应经过多种稳健性检验后仍然十分显著。进一步分析发现, 区域服务贸易协定对缔约国服务出口的促进效应存在明显的时间和国别差异。一般均衡分析表明, 缔结协定的数量、伙伴国在缔约国服务出口中的重要性、执行协定的时间以及缔约国别类型对各国整体服务出口增长幅度的差异具有重大影响。最后, 我们还反事实模拟分析了中国与“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴执行区域服务贸易协定对各国服务出口的影响程度。

关键词 区域服务贸易协定, 服务贸易, 均衡分析

DOI: 10. 13821/j. cnki. ceq. 2021. 04. 15

一、引 言

随着经济全球化的深入发展和全球产业结构重心的转移, 各国的经济服务化趋势日趋明显。然而, 进入 21 世纪之后, WTO 多边框架下的服务贸易谈判逐渐陷入停滞, 特别是 2008 年全球金融危机之后, 国际贸易保护主义重新抬头, 使得本已放缓的全球服务贸易自由化进程雪上加霜。在此背景下, 缔结区域服务贸易协定逐渐成为各国整合区域要素资源和推进区域服务贸易自由化的现实选择 (Gootiiz and Mattoo, 2009; 林僖和鲍晓华, 2018)。从中国的实际情况来看, 目前中国经济正处于“新常态”发展阶段, 如何通过缔结区域服务贸易协定来推动中国服务业扩大开放, 促进服务贸易健康发展, 是当前应该予以深思和探讨的重大现实问题。2015 年国家发展与改革委员会、外交部和商务部联合发布了《推动共建丝绸之路经济带和 21 世纪海上丝绸之路

* 林僖, 上海大学经济学院; 林祺, 浙江财经大学金融学院。通信作者及地址: 林僖, 上海市宝山区南陈路 333 号上海大学经济学院, 200444; 电话: (021) 66133342; E-mail: xi_lin@shu.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金项目 (71703142、71903120) 的资助。感谢主编和匿名审稿专家的宝贵意见。

路的愿景与行动》，指出要通过“一带一路”建设，扩大服务业相互开放，推动区域服务贸易加快发展。2017年商务部联合工业和信息化部等13部门颁布了《服务贸易发展“十三五”规划》（以下简称《规划》）。《规划》进一步明确要求推动服务业扩大开放，积极与主要服务贸易合作伙伴和“一带一路”沿线重点国家和地区签订服务贸易合作协议，深化服务贸易合作。可见，深入研究区域服务贸易协定对缔约国双边和整体服务出口的影响机制，探讨中国如何通过“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴缔结区域服务贸易协定来扩大服务开放、发展服务贸易，进而增强服务国际竞争力、优化贸易和经济结构，以及促进经济持续稳定增长具有非常重要的现实意义。

区域服务贸易协定的服务贸易促进效应问题近年逐步得到国际贸易主流文献的关注（Fink, 2009; Park and Park, 2011; Guillin, 2012; Marel and Shepherd, 2013; 陈丽丽和龚静, 2014; 裴长洪等, 2014; 刘洪愧, 2016; 林信和鲍晓华, 2018, 2019）。Marchetti (2011) 利用1999—2006年27个OECD国家的服务出口面板数据对区域服务贸易协定的“服务贸易促进效应”进行回归分析，结论是在控制其他经济变量之后，区域服务贸易协定缔约国双边服务贸易流量要比非缔约国平均高出约12%。周念利 (2012) 以19个发展中经济体对40个经济体2000—2010年的双边服务出口面板数据作为样本，研究显示发展中经济体对外缔结区域服务贸易协定能够显著提升双边服务出口，缔结协定能够将双边服务出口大致提升约8.43%—13.04%。Guillin (2013) 基于1999—2007年37个国家服务出口数据的分析发现，平均来看，执行区域服务贸易协定将使缔约国服务出口增加约11%—17%。需要指出的是，上述文献均未能有效控制区域服务贸易协定的自选择问题，以及刻画协定带来的一般均衡比较静态贸易效应。虽然现有国际贸易的实证研究中有少数文献涉及协定自选择所导致的内生性对贸易流量的影响，以及不同一般均衡贸易效应的估算，但这些研究的视角仅局限于区域货物贸易协定的贸易效应问题（Egger *et al.*, 2008; Baier and Bergstrand, 2009; Head and Mayer, 2014; Bergstrand *et al.*, 2015; Anderson and Yotov, 2016）。

有鉴于此，本文拟从三个方面来深入研究区域服务贸易协定的服务贸易促进效应问题。首先，本文利用世界投入产出数据库（World Input-Output Database, WIOD）中2000—2014年43个经济体的服务出口数据，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，运用Anderson and van Wincoop (2003) 引力模型分析框架和倾向得分-双重差分（PSM-DID）估计技术，对区域服务贸易协定的缔约国双边服务出口差异化促进效应问题进行研究；其次，基于回归得到的区域服务贸易协定服务出口促进效应的估计结果，我们进一步从局部均衡分析转入一般均衡分析，分别估算出局部贸易效应、多边

贸易效应和一般均衡贸易效应等三种一般均衡比较静态服务贸易效应，进而系统地探讨了执行区域服务贸易协定对缔约国、非缔约国和世界整体服务出口的差异化影响程度；最后，我们采用反事实分析方法，模拟中国与“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴执行区域服务贸易协定对中国和其他国家服务出口增长率的可能影响。

本文的具体发现如下：在采用卡尺 0.01 范围内 3 阶近邻倾向得分匹配方法来控制区域服务贸易协定自选择所导致的内生性偏误问题，并利用固定效应控制双边贸易成本、出口国层面的供给冲击、目的国层面的需求冲击和区域货物贸易协定的影响后，本文的双重差分估计结果发现，执行区域服务贸易协定对缔约国双边服务出口具有显著的促进作用。进一步研究发现，从时间演化的视角来看，区域服务贸易协定对缔约国服务出口的影响会持续 10 年左右，并且随着时间的推移，协定对缔约国服务出口的促进效应呈现出近似“倒 U 形”的演化趋势。从国别异质性的视角来看，“南北型”协定比“北北型”协定对发达国家服务出口的促进效应更大。与发达出口国相反，“南南型”协定比“南北型”协定对发展中国家服务出口的促进效应更大。将时变动态效应和缔约国别异质性结合起来，从发达进口国的角度来看，执行“北北型”协定和“南北型”协定的时变动态效应都呈现出近似“倒 U 形”的演进趋势。但是，整体来看，“南北型”协定相比“北北型”协定对缔约国服务出口有着更高的累积增长效应。从发展中进口国的角度来看，“南南型”协定对发展中国家服务出口的促进效应在该协定执行的前 10 年显著高于“南北型”协定对发达国家服务出口的影响。但是自协定执行的第 12 年起，“南北型”协定的促进效应开始呈现出明显的上升态势，并最终使得“南北型”协定的服务出口累积效应赶上并超过“南南型”协定。

我们通过一般均衡比较静态分析发现：第一，缔结协定数量越多、伙伴国在缔约国服务出口中的重要性越大，以及执行协定时间越长的国家，其整体服务出口的增长幅度也相应越大。在考虑缔约国别异质性之后，我们还发现，谨慎选择缔约国别类型也十分重要。虽然同发展中国家缔结协定的服务贸易促进效应显著大于同发达国家缔结协定的效应，但是由于大部分发展中国家国内服务市场准入程度较低，进口量普遍偏小，占缔约出口国服务出口的比重也较低，因而很难在较大程度上影响缔约出口国整体服务出口规模的增长。第二，从总体影响来看，缔结区域服务贸易协定的国家均在服务贸易自由化进程中获益，而未缔结区域服务贸易协定的国家则由于贸易转移效应普遍遭受了一定的损失。

最后，通过对中国与“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴执行区域服务贸易协定的模拟分析，我们发现：第一，中国与“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴执行协定促进了包括中国在内的所有缔约国服务出口

的大幅增长。第二,中国与重要服务贸易伙伴执行协定对中国服务出口的促进效应明显大于与“一带一路”沿线国家执行协定的促进效应。这说明,中国需要谨慎选择缔约伙伴。与“一带一路”沿线国家缔结区域服务贸易协定有利于促进双边服务贸易发展,稳固提升双边经贸联系,而与重要服务贸易伙伴缔结区域服务贸易协定则有利于拓宽服务出口市场空间,带动整体服务出口的快速增长。第三,中国与“一带一路”沿线国家缔结区域服务贸易协定所创造的服务贸易自由化利得能够更好地为各缔约国所共享,同时“一带一路”建设的推进有利于世界服务贸易的长期平衡增长,对非缔约国的服务贸易转移效应也相对较小。

与现有文献相比,本文主要有以下三点贡献:首先,采用倾向得分-双重差分估计方法,并利用固定效应控制双边贸易成本、出口国时变异质性、目的国时变异质性和区域货物贸易协定的影响后,对区域服务贸易协定的服务出口促进效应进行了实证检验。在此基础上,我们还从时变动态性、国别差异和国别时变差异三个不同角度进一步考察了区域服务贸易协定的差异化服务贸易影响问题。其次,探讨了执行区域服务贸易协定的一般均衡比较静态服务贸易效应,从不同维度研究执行区域服务贸易协定对缔约国、非缔约国和世界整体服务出口的影响程度。最后,模拟分析中国与“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴执行区域服务贸易协定的异质性服务贸易效应。本文研究不仅在理论上拓展了区域服务贸易协定的贸易效应问题研究,也为“新常态”下中国通过与“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴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,以扩大服务开放水平和促进服务贸易有序健康发展提供了实证证据和政策参考。

二、实证分析模型、变量构建及数据来源

(一) 实证模型构建

本文在 Anderson and van Wincoop (2003) 引力模型分析框架的基础上,探讨执行区域服务贸易协定对缔约国双边服务出口的影响机制。具体模型如下:

$$SEX_{ij} = \frac{X_i Y_j}{Y^W} \frac{\varphi_{ij}}{\Phi_i \Omega_j}, \quad (1)$$

其中, SEX_{ij} 为国家 i 向国家 j 出口的服务贸易额 (services export)。 X_i 和 Y_j 分别表示国家 i 的总产出和国家 j 的总支出, Y^W 为世界总收入。 Anderson and van Wincoop (2003) 指出, 国家间的双边贸易成本不仅取决于双边直接贸易成本 φ_{ij} , 还受到多边阻力项 (multilateral trade-resistance, MTR) Φ_i 和 Ω_j 的影响。就本文的研究目的而言, 双边直接贸易成本 φ_{ij} 可以设定为如下形式:

$$\varphi_{ij} = \exp(\alpha_1 SRTAs_{ij} + \omega_{ij}), \quad (2)$$

其中, $SRTAs_{ij}$ 是虚拟变量指标, 如果国家 i 和国家 j 之间有正在执行的区域服务贸易协定, 则取值为 1, 否则取值为 0。区域服务贸易协定通过削减双边服务贸易壁垒降低了服务出口成本, 增加了市场准入机会 (林僖和鲍晓华, 2018)。此外, 协定还提升了服务企业出口的确定性预期, 并为双边服务贸易体制提供可信的制度保证 (周念利, 2012)。 ω_{ij} 是国别配对恒定固定效应, 用以控制除区域服务贸易协定之外, 其他可能影响双边服务贸易的成本因素。

通过将式 (2) 双边直接贸易成本代入式 (1) 中, 将式 (1) 两边取对数并引入随机误差项, 可以得到如下可用于计量实证分析的引力模型, 具体方程如式 (3) 所示:

$$\begin{aligned} \ln SEX_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_1 SRTAs_{ijt} + \alpha_2 \ln X_{it} + \alpha_3 \ln Y_{jt} + \alpha_4 \ln \Phi_{it} \\ & + \alpha_5 \ln \Omega_{jt} + \omega_{ij} + \varepsilon_{ijt}. \end{aligned} \quad (3)$$

然而, 正如 Baier and Bergstrand (2007) 指出的, 式 (3) 仍然可能存在严重的内生性问题。一方面, 我们借鉴 Baldwin and Taglioni (2006)、Baier *et al.* (2014) 和林僖和鲍晓华 (2018) 的做法, 通过加入出口国和进口国时变固定效应 (η_{it} 和 η_{jt}), 以及双方是否签订区域货物贸易协定 (GRTAs) 虚拟变量加以控制, 以避免因遗漏变量偏误影响估计结果的一致性。另一方面, 考虑到区域服务贸易协定的自选择效应 (self-selection into SRTAs), 本文借鉴 Egger *et al.* (2008)、Baghdadi *et al.* (2013) 和 Zhou *et al.* (2017) 的做法, 采用匹配方法和双重差分估计 (DID) 相结合的方法来有效控制选择偏误引起的内生性问题。具体地, 本文的基准引力计量模型设定如下:

$$\begin{aligned} \ln SEX_{ijt} = & \beta_0 + \beta_1 Treated_{ij} + \beta_2 After_t + \beta_3 (Effect_SRTAs_{ijt}) \\ & + \delta X_{ijt} + \varepsilon_{ijt}, \end{aligned} \quad (4)$$

其中, $Treated_{ij}$ 是划分处理组和控制组的虚拟变量指标, 如果国家 i 和国家 j 是处理组中的国家组合, 则取值为 1, 否则取值为 0。 $After_t$ 是划分区域服务贸易协定执行前 (取值为 0) 和执行后 (取值为 1) 的时间虚拟变量。 $Effect_SRTAs_{ijt}$ 是 $Treated_{ij}$ 和 $After_t$ 的交互项。向量 X_{ijt} 是其他影响双边服务贸易流量的控制变量, 包括区域货物贸易协定、出口国时变固定效应、进口国时变固定效应, 以及国别配对恒定固定效应。

进一步地, 为了尽可能满足可忽略性假定的要求, 用于匹配的处理组和控制组其可观测控制变量必须足够丰富和具有代表性。但随着可观测控制变量的增加, 变量匹配的维度也会相应增加, 从而影响处理组和控制组间国家组合匹配的精确性。在这种情况下, 采用 PSM 的优势就得以体现。由于其评分值为一维变量, 且界于 $[0, 1]$ 之间, 因而能够通过单一准则从众多可观测控制变量中获取充分的信息 (Rosenbaum and Rubin, 1983)。因此, 本文

采用 PSM 方法来构建统计上同处理组具有可比性的控制组,并参考 Baldwin and Jaimovich (2010) 和 Cole and Guillin (2015) 的做法来选择用于匹配的可观控制变量数量。具体来说,我们估计了如下 Probit 模型:

$$P(Treated_{ij} = 1) = F(\ln SGDP_{ij}, \ln Dist_{ij}, \ln Remote_{ij}, D \ln Skusk_{ij}, \\ Comlang_off_{ij}, Comlang_spo_{ij}, Colony_{ij}, Smctry_{ij}, \\ Comrel_{ij}, Fragility_{ij}, Democracy_{ij}). \quad (5)$$

同 Baghdadi *et al.* (2013) 一致,我们控制了国家 i 和国家 j 的对数实际 GDP 之和 ($\ln SGDP$)、对数双边距离 ($\ln Dist$) 和是否共享某种官方语言 ($Comlang_off$) 三个解释变量。此外,借鉴 Cole and Guillin (2015) 的做法,本文还进一步控制了国家 i 和国家 j 与其他贸易伙伴的对数遥远度 ($\ln Remote$)、两国间的劳动力质量差异 ($D \ln Skusk$)、是否共享某种口语 ($Comlang_spo$)、是否曾为殖民与被殖民关系 ($Colony$)、是否曾经隶属于同一国家或者地区 ($Smctry$)、宗教信仰相似度 ($Comrel$) 等变量。此外,我们还引入衡量两国社会脆弱性 ($Fragility$) 和民主化程度 ($Democracy$) 的制度变量,以最大限度地囊括影响区域服务贸易协定缔结的主要因素。

在逐年估算出每个国家组合执行区域服务贸易协定的概率,即倾向得分之后,我们采用“卡尺内最近邻域匹配”(nearest-neighbor matching within caliper) 方法对处理组和控制组样本进行匹配,以保证与处理组相对应的控制组在整个样本期间内除了未缔结区域服务贸易协定之外,其他特征都始终与控制组相类似。具体地,结合本文的样本特征,同时为了最大限度地利用样本信息,我们限定卡尺范围为 0.01,并同时选取 3 个最近邻域匹配对象,即在给定的卡尺 0.01 范围内寻找倾向得分最近的 3 个处理组国家组合作为控制组国家组合的反事实参照系。

(二) 模型变量及数据来源

1. 被解释变量

本文实证模型的被解释变量是各国的双边对数服务贸易额。数据来源是世界投入产出数据库,时间跨度是 2000—2014 年,共 15 年样本期间。该数据库涵盖了 43 个经济体,每个经济体依据第 4 版国际标准工业分类法进一步划分为 56 个行业¹。借鉴 Gil-Pareja *et al.* (2014) 的做法,我们选取 IMF 提供的美国历年 GDP 平减指数,将 WIO 数据库中各国以美元计价的名义服务贸易额转换成实际服务贸易额,以剔除价格因素对估计结论的影响。

¹ 其中前 25 个行业为货物生产行业,后 31 个行业为服务业,51 和 56 为政府服务行业,不纳入本文的实证分析之中。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是划分处理组和控制组的虚拟变量 *Treated*，以及划分区域服务贸易协定执行时间的虚拟变量 *After* 两者的交互项。鉴于 DID 方法要求每个处理组国家组合至少需要包含区域服务贸易协定执行前后的两期数据，我们选取 2001—2014 年间有新执行区域服务贸易协定的国家组合作为处理组样本，通过倾向得分匹配方法选取其他未执行过区域服务贸易协定的国家组合作为处理组样本的反事实对照组，再按照不同区域服务贸易协定执行具体年份构造出时间虚拟变量 *After*。本文中区域服务贸易协定的数据来源于 WTO 区域贸易协定信息系统 (RTA-IS)。

3. 控制变量

(1) 双边对数实际 GDP 总和 ($\ln SGDP$)，用以衡量贸易双方的经济规模。以美元计价的各国实际 GDP 数据取自 IMF 的世界经济展望数据库。

(2) 地理特征。 $\ln Dist$ 表示两国间的对数地理距离。 $\ln Remote$ 表示贸易双方与其他贸易伙伴的对数加权平均距离，类似于 Anderson and van Wincoop (2003) 提出的“多边阻力项”或 Chaney (2008) 提出的“远离程度” (remoteness) 的概念。借鉴 Cole and Guillin (2015) 的做法，具体构建方法如下：

$$\ln Remote_{ij} = \frac{\ln\left(\sum_{k=1, k \neq j}^N \frac{Y_k}{Y^w} Dist_{ik}\right) + \ln\left(\sum_{k=1, k \neq i}^N \frac{Y_k}{Y^w} Dist_{jk}\right)}{2}, \quad (6)$$

其中， Y 表示一国的经济规模， Y^w 是世界的经济规模。 $\ln Remote$ 刻画了贸易双方与除彼此之外的其他贸易伙伴之间的平均遥远度或贸易阻力水平。

(3) 禀赋差异。 $\ln Skusk$ 是贸易双方技能-非技能劳动比的对数差，用以衡量贸易双方的劳动力质量差距。

(4) 文化因素。 $Comlang_off$ 表示两国是否共享某种官方语言。 $Comlang_spo$ 表示两国是否共享某种口语。 $Comrel$ 表示两国的宗教信仰相似程度。

(5) 历史联系。 $Colony$ 和 $Smctry$ 分别表示两国间是否存在历史上的殖民联系，以及是否曾经隶属于同一国家或地区。(2)—(5) 的数据来源于 CIA's World Factbook、CEPII 和世界银行 WDI 数据库，并经作者整理得到。

(6) 区域货物贸易协定。 $GRTAs$ 的数据来源于 WTO 区域贸易协定信息系统 (RTA-IS)。

(7) 制度变量。借鉴 Cole and Guillin (2015)、刘晓辉和张璟 (2015) 的做法，我们采用 Centre for Systematic Peace 编制的国家脆弱指数和 Freedom House 发布的自由度评价来衡量一国的社会脆弱程度和民主化水平。

三、区域服务贸易协定对服务出口影响的实证分析

(一) 基准回归结果

表1报告了区域服务贸易协定对缔约国服务出口影响的回归结果。其中,第(1)、(3)和(5)列是采用未匹配原始样本和最小二乘法估计的回归结果,第(2)、(4)和(6)列是采用经倾向得分匹配后的样本和双重差分方法估计的回归结果。从表2可以看出,首先,无论采用原始样本或是匹配样本,无论是否添加相应的固定效应或者是区域货物贸易协定虚拟变量,所有估计方法均支持区域服务贸易协定对缔约国服务出口有正面的积极影响,这与现有文献的结论相一致;其次,第(1)列 $Effect_SRTAs$ 的估计系数显著大于第(2)列 $Effect_SRTAs$ 的估计系数,表明未校正样本选择偏误问题的最小二乘法存在高估区域服务贸易协定服务出口促进效应的问题;再次,控制住出口国和进口国时变固定效应和国别配对恒定固定效应后,我们发现第(4)列 $Effect_SRTAs$ 的估计系数显著小于第(2)列。进一步地,引入区域货物贸易协定($GRTAs$)控制变量后我们发现,第(6)列 $Effect_SRTAs$ 的估计系数显著小于第(4)列。这验证了Baier and Bergstrand (2007)的结论,遗漏重要解释变量将显著影响区域服务贸易协定的服务出口促进效应估计结果的一致性。²

表1 区域服务贸易协定对服务出口影响的估计结果

解释变量	OLS	PSM-DID	OLS	PSM-DID	OLS	PSM-DID
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Effect_SRTAs$	1.037*** (0.030)	0.324*** (0.065)	0.383*** (0.029)	0.270*** (0.037)	0.354*** (0.058)	0.219*** (0.043)
固定效应						
η_{it}, η_{jt}	否	否	是	是	是	是
ω_{ij}	否	否	是	是	是	是
样本数	27 090	24 418	27 090	24 418	27 090	24 418
Adj. R^2	0.038	0.066	0.926	0.932	0.932	0.932

注: (1) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; (2) 括号中报告的标准误均为稳健标准误; (3) 限于篇幅, 未报告相关虚拟变量和固定效应的估计结果。

² 在基准回归估计结果的基础上, 我们还进一步控制WTO的影响、选择名义服务贸易额作为被解释变量、采用不同倾向得分匹配方法, 以及在匹配方程中控制共同边界虚拟变量和上一期各国之间已有的区域服务贸易协定数量对式(4)进行了稳健性检验, 估计结果没有发生明显改变。

(二) 区域服务贸易协定对服务出口影响的差异化分析

1. 协定的动态效应和国别差异的影响结果分析

首先,表2第(1)列报告了区域服务贸易协定影响缔约国服务出口的动态效应。可以看出,区域服务贸易协定执行的前1—9年间和第11年,协定对缔约国服务出口有显著的正面影响。这说明区域服务贸易协定服务贸易自由化条款的实施是一个缓慢实现的长期过程。进一步地,我们发现,随着区域服务贸易协定执行时间的推进,协定对缔约国服务出口的促进效应呈现出先逐步递增,再逐步递减并最后消失的近似“倒U形”演化趋势。可能的原因是,在协定开始执行的头几年,随着缔约国服务贸易壁垒的逐步削减和服务开放水平的提高,缔约伙伴国服务市场的开放使得缔约国之间服务出口的增速出现超过均衡增长率的快速增加。但随着协定服务开放条款的逐步落实并最终完成,缔约国之间服务出口的增速会逐渐下降并最终回归到均衡水平。

表2 区域服务贸易协定对服务出口差异化影响的估计结果

解释变量	全样本	发达—发达		发达—发展中		发展中—发达		发展中—发展中	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Effect_SRTAs</i>		0.164*** (0.053)		0.189*** (0.050)		0.299*** (0.051)		0.389*** (0.095)	
<i>Effect_SRTAs 1</i>	0.160*** (0.054)		0.050 (0.075)		0.150* (0.082)		0.322*** (0.079)		0.262* (0.155)
<i>Effect_SRTAs 2</i>	0.183*** (0.058)		0.066 (0.077)		0.068 (0.083)		0.465*** (0.089)		0.376** (0.161)
<i>Effect_SRTAs 3</i>	0.149** (0.060)		0.076 (0.075)		0.309*** (0.090)		0.091 (0.093)		0.280* (0.155)
<i>Effect_SRTAs 4</i>	0.225*** (0.065)		0.241*** (0.079)		0.184** (0.088)		0.278** (0.110)		0.120 (0.197)
<i>Effect_SRTAs 5</i>	0.330*** (0.068)		0.248*** (0.091)		0.303*** (0.092)		0.473*** (0.099)		0.564*** (0.173)
<i>Effect_SRTAs 6</i>	0.287*** (0.071)		0.297*** (0.088)		0.203** (0.104)		0.300** (0.117)		0.395* (0.213)
<i>Effect_SRTAs 7</i>	0.434*** (0.077)		0.482*** (0.094)		0.260** (0.117)		0.387*** (0.115)		0.635*** (0.245)

(续表)

解释变量	全样本	发达—发达		发达—发展中		发展中—发达		发展中—发展中	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>Effect_SRTAs</i> 8	0.292*** (0.072)		0.191** (0.083)		0.299** (0.121)		0.452*** (0.115)		0.750*** (0.250)
<i>Effect_SRTAs</i> 9	0.316*** (0.097)		0.275*** (0.105)		0.187 (0.188)		0.326** (0.147)		0.798* (0.430)
<i>Effect_SRTAs</i> 10	0.093 (0.099)		0.008 (0.104)		0.212 (0.189)		0.047 (0.181)		0.654 (0.519)
<i>Effect_SRTAs</i> 11	0.220** (0.096)		0.214** (0.106)		0.235 (0.164)		0.336** (0.161)		0.839 (0.592)
<i>Effect_SRTAs</i> 12	0.166 (0.291)		-0.154 (0.304)		0.702** (0.331)		0.019 (0.632)		
<i>Effect_SRTAs</i> 13	0.221 (0.323)		-0.186 (0.278)		0.815** (0.389)		0.030 (0.734)		
<i>Effect_SRTAs</i> 14	0.354 (0.467)				1.037* (0.570)		0.039 (0.609)		

注：(1)* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ ；(2) 括号中报告的标准误均为稳健标准误；(3) 第(2)、(4)、(6)和(8)列为式(4)中不同国别虚拟变量和 *Effect_SRTAs* 交互的估计结果，第(3)、(5)、(7)和(9)列为式(4)中国别时变虚拟变量和时变 *Effect_SRTAs* 交互的估计结果，为了分析的便利，我们将其拆分归类到不同的国别定义分组中；(4) 所有估计方程均控制了 *GRTAs* 变量、出口国-时间、进口国-时间和国别配对固定效应，样本数均为 24 418，Adj. R^2 均为 0.932；(5) 第(3)列 *Effect_SRTAs* 14 估计结果出现缺失，是因为样本期间发达国家和发达国家之间最早执行的区域服务贸易协定在 2002 年，其最大执行时期数只有 13 年，第(9)列原因类似，不再赘述。

其次，为了考察区域服务贸易协定对服务出口的影响是否存在明显的国别差异，我们按照缔约国的经济发展程度将所有区域服务贸易协定分为“北北型”“南北型”和“南南型”三种类型。表 2 第(2)、(4)、(6)和(8)列分别报告了区域服务贸易协定影响缔约国服务出口的国别差异程度。第一，表 4 *Effect_SRTAs* 的估计系数均显著为正，说明不管缔约国之间的经济发展程度如何，执行区域服务贸易协定对缔约国服务出口均有显著的促进效应。第二，从发达出口国的角度来看，“南北型”区域服务贸易协定比“北北型”区域服务贸易协定对发达国家服务出口的促进效应更大。这可能是由于发达国家服务行业发展水平和综合实力高于发展中国家，服务产品在发展中国国内国际市场有较强的竞争力，其向发展中国家出口服务产品面临的市场阻力和竞争程度明显小于发达国家。第三，从发展中出口国的角度来看，与发达出口国相

反,“南南型”区域服务贸易协定比“南北型”区域服务贸易协定对发展中国家服务出口的促进效应更大。这同周念利(2012)的研究结果不同,我们认为可能的原因是,发展中国家的整体服务保护水平明显高于发达国家(Beverelli *et al.*, 2017),通过区域服务贸易协定在缔约国原有较高服务保护的环境下削减双边服务贸易壁垒和开放服务市场准入,将带来更大边际促进效应。这也可以视为上文“南北型”协定比“北北型”协定对发达国家服务出口的促进效应更大的另一个可能原因。

2. 不同国别的协定动态效应结果分析

首先,从发达进口国的角度来看,执行“北北型”协定和“南北型”协定的时变动态效应呈现出近似“倒U形”的动态演进趋势。但从整体来看,“南北型”协定相比“北北型”协定对缔约国服务出口有着更高的累积增长效应。值得注意的是,“南北型”协定在协定执行的第1年就对发展中国家的服务出口有显著的正向影响,而“北北型”协定则需要直到协定执行的第4年开始才对发达国家的服务出口有显著的促进效应。这可能是由于,一方面,同发展中出口国相比,向发达出口国开放国内服务市场会给本国服务行业带来较大的竞争压力,这使得发达进口国在一开始会选择暂缓服务壁垒的削减速度来让国内服务企业有充裕的时间对即将到来的服务贸易自由化做出调整和准备,减少协定执行过程中利益集团的压力。反过来,发展中出口国服务产品的竞争力较弱,即便按照协定要求放宽服务准入限制也不会对国内服务市场带来过多的冲击。另一方面,发展中出口国在借助协定扩大服务出口的同时,还可以学习发达国家服务行业的市场规则和管理经验,利用知识外溢效应和干中学效应,在竞争中发展壮大自己(林僖和鲍晓华,2018)。

其次,从发展中进口国的角度来看,执行“南南型”协定和“南北型”协定的时变动态效应均呈现出与一般规律[表2第(1)列]不一样的演化趋势。“南南型”协定对发展中国家服务出口的促进效应在协定执行的前9年普遍高于“南北型”协定对发达国家服务出口的影响。但自协定执行的第12年起,“南北型”协定的促进效应出现明显提升,最终使得“南北型”协定的服务出口累积效应赶上并超过“南南型”协定。这是一个有趣的发现,我们认为可能的原因是,服务业是发展中国家保护程度较高的行业(Beverelli *et al.*, 2017),开放水平较低使得服务业的国际竞争力不足,面对开放市场可能面临发达国家生产率水平较高的优质服务产品的竞争压力,发展中国家往往会采取延缓协定执行的办法来应对。与此同时,即使明白增强行业竞争和进口学习效应对本国服务行业长期发展有利,发展中国家也很可能迫于国内相关利益团体的压力而拖延协定的执行时间,从而使得执行协定的动力明显不足。另一方面,发展中国家之间的服务发展水平差异不大,放宽市场准入不会引起国内市场的较大反弹,同时,很多发展中国家之间缔结协定时往往附带有

其他非传统利益的政治行为(周念利, 2012), 故而有积极实施协定的内在动力。³

四、一般均衡比较静态分析

前文我们考察了区域服务贸易协定对缔约国服务出口的差异化促进效应。这种促进效应衡量的是局部(partial)或直接(direct)的贸易影响, 即其仅考虑了协定对缔约国之间服务出口的影响, 没有考虑执行协定对缔约国整体服务出口的影响程度。但是, 正如 Anderson and van Wincoop (2003) 和 Anderson and Yotov (2016) 所指出的, 一般均衡效应在定量评估贸易政策变化效果时也具有重要意义。

有鉴于此, 本部分我们从局部均衡分析转入一般均衡分析, 进一步探究执行区域服务贸易协定对缔约国和非缔约国整体服务出口的差异化影响。借鉴 Head and Mayer (2014) 和 Anderson and Yotov (2016) 的做法, 我们估算了3种一般均衡比较静态服务贸易效应。具体来说, 我们以2001年作为基准年份, 估算2001—2014年执行区域服务贸易协定对43个样本国家(地区)、世界(由43个国家组成)、协定缔约国之间和非缔约国之间的一般均衡比较静态服务贸易增长效应: ①局部贸易效应(partial trade impact, PTI)。PTI仅考虑执行区域服务贸易协定带来的缔约国之间贸易成本改变对各国整体服务出口的影响。②多边贸易效应(multilateral trade impact, MTI)。贸易双方或者贸易双方与其他贸易伙伴之间缔结区域服务贸易协定引致的服务贸易成本改变均会相应地导致多边阻力水平做出调整, MTI衡量了贸易成本和多边阻力项调整对各国整体服务出口的可能影响。③一般均衡贸易效应(general equilibrium trade impact, GETI)。GETI在多边贸易效应的基础上, 进一步考虑了贸易成本和多边阻力项调整引致的各国服务产出和支出水平改变对各国整体服务贸易的可能影响。表3报告了执行区域服务贸易协定对各国服务出口影响的一般均衡比较静态估算结果。

³ 感谢匿名审稿专家的建议, 我们进一步将发达和发展中国家之间签订的“南北型”协定合并, 考察“北北型”“南北型”和“南南型”不同协定之间对服务贸易的差异性时变动态效应。估计结果显示, 发达国家和发展中国家之间签订的“南北型”协定对缔约国服务出口的促进效应强于“北北型”和“南南型”协定之间。整体来看, “南南型”协定对缔约国服务出口的影响相对较大, “北北型”协定的影响则相对较小。进一步分析发现, “南北型”协定对缔约国服务出口的促进效应相对比较平稳, 在协定执行的前9年间逐年的变化幅度相对较小。与之不同, “南南型”协定对服务出口的促进效应在协定执行的第5年出现较大幅度的增长, 而“北北型”协定则在协定执行的第4年开始才对缔约国服务出口有正面的影响。

表3 一般均衡比较静态的估算结果

国家(地区) 名称	协定的一般效应			不同协定的异质性效应			(4) / (1)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	PTI (%)	MTI (%)	GETI (%)	PTI (%)	MTI (%)	GETI (%)	% Δ PTI
澳大利亚	148.836	-78.028	163.271	75.091	-72.637	83.513	-49.548
奥地利	195.766	63.959	175.310	86.682	38.710	82.108	-55.722
比利时	27.154	-1.405	27.375	11.523	0.982	12.520	-57.565
保加利亚	485.216	57.057	765.847	1 024.387	50.781	1 514.419	111.120
巴西	0.000	-10.315	-0.407	0.000	-8.256	-0.301	0.000
加拿大	0.000	-1.710	0.025	0.000	-2.864	0.003	0.000
瑞士	25.134	-30.795	22.085	22.827	-7.493	21.084	-9.177
中国(不含港澳台)	14.984	-4.108	10.724	54.521	-5.378	43.507	263.854
塞浦路斯	745.737	10.645	680.221	359.759	6.640	329.177	-51.758
捷克	1 019.352	299.568	809.935	489.229	204.268	401.643	-52.006
德国	66.813	7.042	67.856	29.024	5.154	31.856	-56.559
丹麦	39.242	3.058	39.819	16.265	1.242	18.467	-58.554
西班牙	20.589	15.904	20.413	8.960	7.858	9.623	-56.481
爱沙尼亚	1 034.240	71.392	1534.758	498.828	51.304	702.078	-51.769
芬兰	49.212	11.296	40.347	22.609	10.378	19.429	-54.059
法国	32.748	10.239	31.419	13.891	9.520	14.336	-57.583
英国	26.139	7.870	26.910	10.962	-3.039	12.209	-58.061
希腊	66.801	-10.223	69.432	32.645	-6.415	33.798	-51.131
克罗地亚	31.095	39.156	44.620	90.787	38.968	81.812	191.967
匈牙利	900.453	351.802	867.833	2 024.472	327.945	1 751.467	124.828
印度尼西亚	274.744	-43.454	337.424	623.961	-43.359	730.770	127.106
印度	6.152	-41.198	7.180	11.319	-49.028	11.989	83.991
爱尔兰	12.098	39.389	10.010	5.103	23.018	4.452	-57.816
意大利	38.217	10.794	33.910	16.720	9.679	16.041	-56.249
日本	24.371	0.575	24.126	13.660	12.189	13.916	-43.949
韩国	55.209	104.468	64.754	17.024	36.092	16.508	-69.165
立陶宛	972.387	303.217	1036.527	460.981	220.735	487.792	-52.593
卢森堡	11.574	38.732	11.777	4.945	22.701	5.254	-57.274
拉脱维亚	943.214	235.099	690.401	455.030	177.660	343.899	-51.758

(续表)

国家 (地区) 名称	协定的一般效应			不同协定的异质性效应			(4) / (1)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	PTI (%)	MTI (%)	GETI (%)	PTI (%)	MTI (%)	GETI (%)	% Δ PTI
墨西哥	21.679	-14.110	20.962	47.186	-15.910	47.147	117.657
马耳他	817.459	964.473	576.564	395.589	496.770	278.278	-51.607
荷兰	27.555	26.825	29.085	11.607	19.466	13.268	-57.876
挪威	58.359	25.756	56.807	60.590	43.045	60.591	3.823
波兰	1 063.857	179.208	992.768	2373.127	188.660	1 938.592	123.068
葡萄牙	6.347	-1.909	6.713	2.687	3.543	3.076	-57.669
罗马尼亚	415.518	33.920	361.082	838.687	-1.594	688.670	101.841
俄罗斯	0.000	11.768	0.553	0.000	7.275	1.396	0.000
斯洛伐克	768.305	21.950	978.580	361.199	1.154	455.955	-52.987
斯洛文尼亚	968.227	2 143.042	3 013.261	464.108	1 075.840	1 299.509	-52.066
瑞典	30.334	-1.095	30.267	12.737	0.082	13.870	-58.009
土耳其	0.000	5.949	0.028	0.000	5.164	-0.043	0.000
中国台湾	0.000	-6.922	0.036	0.000	-5.285	0.061	0.000
美国	24.568	1.728	20.954	10.686	-8.089	8.993	-56.505
世界	150.917	63.824	180.284	145.519	37.730	152.668	-3.577
Have SRTAs	800.576	238.379	774.091	864.866	194.583	790.686	8.030
No SRTAs	0.000	-2.504	-0.282	0.000	-3.842	-0.237	0.000

首先,由表3第(1)一(3)列估算结果可见:第一,尽管 *Effect_SRTAs* 的估计系数唯一,但是各国估算得到的 PTI 却呈现出明显差异。缔结协定数量(或缔约伙伴数量)越多的国家、伙伴国在服务出口中重要性越大的国家,以及执行协定时间越长的国家,其整体服务出口的增长幅度越大,因而 PTI 值也越高。整体来看,执行区域服务贸易协定平均使世界的服务贸易流量在 14 年中增长了约 150.92%,平均年增长约 6.79%。第二,由于多边阻力效应和收入效应的存在,MTI 和 GETI 的数值和 PTI 相比呈现出一定的差异。其次,由表3第(4)一(7)列估算结果可见:第一,如第(7)列所示,考虑缔约国别异质性之后,第(4)列 PTI 的估算结果同第(1)列 PTI 的估算结果相比呈现出明显的差异。这说明除了增加缔结协定数量、选择和重要贸易伙伴缔结协定以及尽早执行协定之外,谨慎选择缔约国别类型也十分重要。第二,总体来看,缔结区域服务贸易协定的国家均在区域服务贸易自由化的进程中获益,其整体服务出口都有不同程度的增加。与此相反,未缔结区域服

务贸易协定的国家则由于贸易转移效应普遍遭受了一定的损失。在服务贸易自由化进程中获益最大的国家是新加入欧盟的中东欧国家。加入欧盟不仅为中东欧国家提供了巨大的服务市场，原欧盟成员国强劲的市场需求和消费能力也进一步带动了这些国家服务出口的快速增长。另一个从区域服务贸易自由化进程中获得较大利益的国家是东盟成员国——印度尼西亚。作为发展中国家，印度尼西亚凭借与中国、日本、韩国和澳大利亚四个重要贸易伙伴缔结的区域服务贸易协定，实现了服务出口的较快增长。在区域服务贸易自由化进程中获益最小的国家可分为两类：一类是原欧盟成员国。新加入欧盟的中东欧国家多为发展中国家，虽然原欧盟成员国与这些新入欧国家缔约可以获得较大的双边服务增长效应，但是这些国家普遍经济规模较小，对原欧盟成员国服务需求不强，难以对原欧盟成员国的整体服务出口产生较大的影响。另一类是其他一些缔结协定较晚或缔约伙伴国经济规模较小的国家。举例来说，样本期间内中国虽然也与东盟和瑞士缔结了区域服务贸易协定。但是一方面，这两个协定的执行时间都较晚，东盟—中国协定从2007年开始执行，而瑞士—中国协定则直至2014年才开始执行。另一方面，印度尼西亚和瑞士都不是中国的重要贸易伙伴，对中国整体服务出口的影响相对有限，所以估算得到的样本期间中国的服务出口仅增长了约43.51%。

五、延伸讨论：对中国情况的应用分析

本部分我们采用反事实分析，模拟中国同主要服务贸易合作伙伴和“一带一路”沿线重点国家签订区域服务贸易协定对中国和其他国家服务出口的影响程度。我们选择2014年作为基准年份，考察中国与“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴⁴执行区域服务贸易协定是否对各国服务出口产生了差异化的长期影响（10年）。限于篇幅，表4仅报告中国是否与“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴执行区域服务贸易协定对各国服务出口的一般均衡贸易效应估算结果。其中，第（1）列是按照截至2017年各国实际执行区域服务贸易协定的情况估算的各国服务出口增长水平。第（2）列是反事实分析结果，在保留现实中已经存在的区域服务贸易协定的情况下，假设中国在2014年与“一带一路”沿线国家和8个重要服务贸易伙伴执行区域服务贸易协定，模拟执行协定对各国服务出口增长率的可能影响。第（3）和（4）列我们将中国与“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴执行的区域服务贸

⁴ “一带一路”沿线国家共17个，分别是印度尼西亚、印度、土耳其、俄罗斯、保加利亚、塞浦路斯、捷克、爱沙尼亚、希腊、克罗地亚、匈牙利、立陶宛、拉脱维亚、波兰、罗马尼亚、斯洛伐克和斯洛文尼亚。此外，我们选取2014年同中国服务贸易规模最大的10个国家作为中国的主要服务贸易伙伴国，除了澳大利亚和韩国于2015年同中国执行了区域服务贸易协定之外，其余的国家分别是美国、瑞典、德国、法国、日本、荷兰、加拿大和英国。

易协定分开, 分别估算两类协定对中国和其他国家服务出口增长率的可能影响。

**表 4 中国是否与“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴执行协定的
GETI 估算结果**

国家(地区) 名称	实际执行的 协定	“一带一路”沿线国家 +重要服务贸易伙伴	“一带一路” 沿线国家	重要服务贸易 伙伴
	(1)	(2)	(3)	(4)
澳大利亚	159.927	102.697	146.112	127.955
奥地利	1.244	0.693	0.788	1.086
比利时	1.611	1.395	1.417	1.438
保加利亚	2.158	32.256	54.940	2.005
巴西	-0.935	-3.077	-0.756	-4.329
加拿大	71.170	81.438	71.508	87.295
瑞士	6.998	2.451	5.825	4.862
中国(不含港澳台)	273.716	3 488.752	815.879	2 067.627
塞浦路斯	0.676	0.315	1.201	0.516
捷克	0.602	8.969	19.619	0.208
德国	1.954	16.750	1.594	26.408
丹麦	2.005	1.905	1.836	1.347
西班牙	2.509	1.831	2.292	2.235
爱沙尼亚	1.385	2.899	5.881	1.020
芬兰	2.101	1.772	1.544	2.166
法国	3.230	12.387	3.069	18.507
英国	7.214	10.856	6.848	14.576
希腊	1.657	12.062	23.761	0.820
克罗地亚	2.286	26.890	46.112	2.213
匈牙利	2.383	51.122	87.572	2.287
印度尼西亚	59.125	1 256.649	2 094.702	55.255
印度	6.368	644.500	1 109.738	4.523
爱尔兰	3.259	2.363	2.999	2.668
意大利	2.101	1.555	1.824	1.941
日本	9.562	43.684	7.534	67.439
韩国	118.934	55.419	104.992	83.288

(续表)

国家(地区) 名称	实际执行的 协定	“一带一路”沿线国家 +重要服务贸易伙伴	“一带一路” 沿线国家	重要服务贸易 伙伴
	(1)	(2)	(3)	(4)
立陶宛	0.253	-0.623	0.716	0.276
卢森堡	0.396	-0.429	0.278	-0.030
拉脱维亚	1.373	2.079	3.793	1.207
马耳他	-0.488	-0.525	-0.954	0.088
墨西哥	4.776	4.253	4.565	4.765
荷兰	1.368	8.027	1.263	12.495
挪威	-0.158	-1.422	-0.515	-0.675
波兰	4.244	35.802	59.930	4.364
葡萄牙	1.747	0.560	1.537	1.325
罗马尼亚	4.630	26.491	43.825	4.655
俄罗斯	-0.562	387.120	673.333	-1.311
斯洛伐克	0.948	1.554	3.653	0.966
斯洛文尼亚	1.107	2.114	4.514	0.959
瑞典	1.727	8.832	1.580	13.016
土耳其	-0.316	68.322	119.242	-0.794
中国台湾	-1.601	-1.816	-2.210	-3.013
美国	0.037	10.898	-0.273	18.942
世界	10.036	84.339	72.804	34.639
Have SRTAs	549.450	1 484.148	1 593.495	965.900
No SRTAs	-0.124	-0.887	-0.389	-0.526

首先,由第(1)列的估算结果可见:考察期间内,中国的服务出口增长率最高,这主要受益于中澳、中韩和中瑞区域服务贸易协定的执行。澳大利亚、韩国、印度尼西亚和加拿大的服务出口增长率紧随其后。其次,由第(2)列的估算结果可见:第一,中国与“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴执行区域服务贸易协定促进了包括中国在内所有缔约国服务出口的大幅增长。第二,整体来看,“一带一路”沿线国家的服务出口平均增速大于中国的重要服务贸易伙伴国。这是因为,“一带一路”涵盖的沿线国家数量较多,且多为发展中国家,发展中国家之间缔结协定的促进效应大于其他类型国家之间缔结的协定,从而使得“一带一路”沿线国家服务出口总增速大于

中国的重要服务贸易伙伴。第三,澳大利亚、韩国和瑞士的服务出口增速较中国未与“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴执行区域服务贸易协定前有所下降,这可以由贸易转移效应所解释。第四,中国与“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴执行区域服务贸易协定对欧盟成员国的影响较小且相对复杂。除了“一带一路”沿线涉及的国家,其他欧盟成员国服务出口增速都出现了不同程度的下降。与此同时,巴西和中国台湾由于样本期间内未执行任何区域服务贸易协定而出现服务出口的负增长。第五,中国与“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴执行区域服务贸易协定对世界服务贸易流量平均增长率的影响明显高于第(1)列未执行相关协定的影响。但是这种正面影响更多地为协定缔约国所获得,未参与协定的国家则遭受了一定的贸易损失。最后,由第(3)和(4)列的估算结果可见:第一,中国与重要服务贸易伙伴执行区域服务贸易协定对中国服务出口的促进效应明显大于与“一带一路”沿线国家执行协定的促进效应。虽然与“一带一路”沿线国家执行区域服务贸易协定对双边服务贸易的正向影响会相对较大,但是“一带一路”沿线国家基本上都是发展中国家,受限于各国国内市场规模较小,难以对中国整体服务出口产生较大的影响。反过来,中国的重要服务贸易伙伴均是发达国家,虽然中国与它们缔结协定的服务出口促进效应相对较小,但是这些国家的市场需求和进口能力普遍较强,占中国服务出口的比重较大,从而能有效地提升中国整体服务出口规模。这说明中国需要谨慎选择缔约伙伴,与“一带一路”沿线国家缔结区域服务贸易协定有利于促进双边服务贸易发展,稳固提升双边经贸联系,而与重要服务贸易伙伴缔结区域服务贸易协定则有利于拓宽服务出口市场空间,带动整体服务出口的快速增长。第二,与前文类似,整体来看,“一带一路”沿线国家的平均服务出口增速大于中国的重要服务贸易伙伴国。此外,我们还发现,第(3)列世界的平均服务出口增长率大于第(4)列的平均服务出口增长率,第(3)列非缔约国之间的平均服务出口负增长水平小于第(4)列的平均服务出口负增长水平。这意味着中国与“一带一路”沿线国家缔结区域服务贸易协定所创造的服务贸易自由化利得能够更好地为各缔约国所共享,同时“一带一路”建设的推进有利于世界服务贸易的长期平衡增长,对非缔约国的服务贸易转移效应也相对较小。

六、结 论

本文研究了执行区域服务贸易协定的服务出口局部均衡和一般均衡服务贸易效应问题。我们采用倾向得分-双重差分估计方法来解决区域服务贸易协定自选择导致的内生性偏误,并利用固定效应控制双边贸易成本、出口国和

目的国层面的时变异质性和区域货物贸易协定的影响，通过多种稳健性检验，证明了执行区域服务贸易协定对缔约国服务出口有显著的促进作用。进一步地，我们的差异化分析还表明，区域服务贸易协定对缔约国双边服务出口存在显著的国别和时间差异，充实了相关国际服务贸易文献对这一问题的研究。

此外，本文关于区域服务贸易协定的服务出口促进效应的一般均衡比较静态分析还得到了如下研究结论：第一，缔结协定数量（或缔约伙伴国数量）越多、伙伴国在缔约国服务出口中重要性越大，以及执行协定时间越长的国家，其整体服务出口的增长幅度越大。第二，谨慎选择缔约国别类型同样十分关键。虽然同发展中国家缔结协定的服务贸易促进效应显著大于同发达国家缔结的协定，但是由于大部分发展中国家进口量普遍偏小，占缔约出口国服务出口的比重较低，因而在很大程度上影响缔约出口国的整体服务出口规模的增长。第三，总体来看，缔结区域服务贸易协定的国家均在区域服务贸易自由化的进程中获益，而未缔结区域服务贸易协定的国家则由于贸易转移效应普遍遭受了一定的损失。

最后，我们对中国与“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴执行区域服务贸易协定的反事实模拟分析还发现：第一，中国与“一带一路”沿线国家和重要服务贸易伙伴执行协定促进了包括中国在内所有缔约国服务出口的大幅增长；第二，中国与重要服务贸易伙伴执行协定对中国服务出口的促进效应明显大于与“一带一路”沿线国家执行协定的促进效应。但是，中国与“一带一路”沿线国家缔结协定所创造的服务贸易自由化利得能够更好地为各缔约国所共享，同时“一带一路”建设的推进有利于世界服务贸易的长期平衡增长，对非缔约国的服务贸易转移效应也相对较小。

总体来说，在中国推动产业转型升级和服务贸易健康发展的背景下，本文的研究具有重要的政策含义。首先，本文的研究表明，缔结区域服务贸易协定能够有效带动缔约国双边服务出口的增加。同时，发展中国家间缔结的区域服务贸易协定还能够获得更大的服务贸易促进效应。因此，政府部门应该积极参与区域服务贸易自由化进程，通过缔结区域服务贸易协定来带动中国服务领域扩大开放，推动服务行业的供给侧改革，提升服务国际竞争力和促进双边服务贸易增长。其次，中国政府要抓住“一带一路”建设战略机遇，主动与“一带一路”沿线国家和地区缔结高水准的区域服务贸易协定，扩大中国服务产品稳步发展的市场空间，巩固和发展双边经贸联系。与此同时，政府部门还应当加快和中国的重要服务贸易伙伴缔结区域服务贸易协定，利用发达国家成熟的市场环境和强劲的服务需求来提升中国整体服务出口的规

模,通过进一步扩大服务开放来推动整体服务出口的稳健增长和服务产业的转型优化,为中国在“新常态”下维持中高速增长提供有力的经济支撑。

参考文献

- [1] Anderson, J. E., and E. van Wincoop, “Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle”, *The American Economic Review*, 2003, 93 (1), 170-192.
- [2] Anderson, J. E., and Y. V. Yotov, “Terms of Trade and Global Efficiency Effects of Free Trade Agreements, 1990-2002”, *Journal of International Economics*, 2016, 99, 279-298.
- [3] Baghdadi, L., I. Martinez-Zarzoso, and H. Zitouna, “Are RTA Agreements with Environmental Provisions Reducing Emissions?”, *Journal of International Economics*, 2013, 90 (2), 378-390.
- [4] Baier, S. L., and J. H. Bergstrand, “Do Free Trade Agreements Actually Increase Members’ International Trade?”, *Journal of International Economics*, 2007, 71, 72-95.
- [5] Baier, S. L., and J. H. Bergstrand, “Estimating the Effects of Free Trade Agreements on International Trade Flows Using Matching Econometrics”, *Journal of International Economics*, 2009, 77 (1), 63-76.
- [6] Baier, S. L., J. H. Bergstrand, and M. Feng, “Economic Integration Agreements and the Margins of International Trade”, *Journal of International Economics*, 2014, 93, 339-350.
- [7] Baldwin, R., and D. Jaimovich, “Are Free Trade Agreements Contagious?”, *Journal of International Economics*, 2012, 88 (1), 1-16.
- [8] Baldwin, R., and D. Taglioni, “Gravity for Dummies and Dummies for Gravity Equations”, *National Bureau of Economic Research*, 2006, No. w12516.
- [9] Bergstrand, J. H., M. Larch, and Y. V. Yotov, “Economic Integration Agreements, Border Effects, and Distance Elasticities in the Gravity Equation”, *European Economic Review*, 2015, 78, 307-327.
- [10] Beverelli, C., M. Fiorini, and B. Hoekman, “Services Trade Policy and Manufacturing Productivity: The Role of Institutions”, *Journal of International Economics*, 2017, 104, 166-182.
- [11] Chaney, T., “Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade”, *The American Economic Review*, 2008, 98 (4), 1707-1721.
- [12] 陈丽丽、龚静, “区域服务贸易协定、制度因素与服务贸易促进体系研究——基于49国之间双边服务贸易流量面板数据的实证分析”, 《国际贸易问题》, 2014年第11期, 第132—143页。
- [13] Cole, M. T., and A. Guillin, “The Determinants of Trade Agreements in Services vs. Goods”, *International Economics*, 2015, 144, 66-82.
- [14] Egger, H., P. Egger, and D. Greenaway, “The Trade Structure Effects of Endogenous Regional Trade Agreements”, *Journal of International Economics*, 2008, 74 (2), 278-298.
- [15] Fink, C., “Has the EU Single Market Program Led to Deeper Integration of EU Services Market”, *Groupe d’Economie Mondiale Working Paper*, 2009.
- [16] Gil-Pareja, S., R. Llorca-Vivero, and J. A. Martínez-Serrano, “Do Nonreciprocal Preferential Trade Agreements Increase Beneficiaries’ Exports?”, *Journal of Development Economics*, 2014, 107, 291-304.
- [17] Gootiiz, B., and A. Mattoo, “Services in Doha: What’s on the Table?”, *World Bank Policy Re-*

- search Working Paper, 2009, No. 4903.
- [18] Guillin, A., "The Impacts of Regional Trade Agreements in Force in Europe on Trade in Services?", *Economics Bulletin*, 2012, 32 (1), 685-697.
- [19] Guillin, A., "Trade in Services and Regional Trade Agreements: Do Negotiations on Services Have to Be Specific?", *The World Economy*, 2013, 36 (11), 1406-1423.
- [20] Head, K., and T. Mayer, "Gravity Equations: Workhorse, Toolkit, and Cookbook", In: Gopinath, G., E. Helpman, and K. Rogoff (eds.), *Handbook of International Economics*, Ch. 3. 2014, 4, 131-195.
- [21] 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", 《经济研究》, 2018年第1期, 第169—182页。
- [22] 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", 《经济学》(季刊), 2019年第18卷第4期, 第1311—1328页。
- [23] 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", 《财贸经济》, 2016年第8期, 第127—143页。
- [24] 刘晓辉、张璟, "民主、政治不稳定与害怕浮动", 《经济学》(季刊), 2015年第14卷第3期, 第1115—1144页。
- [25] Marchetti, J. A., "Do Economic Integration Agreements Lead to Deeper Integration of Services Markets?", *International Handbook on the Economics of Integration*, 2011, 19, 435-471.
- [26] Marel, E., and B. Shepherd, "Services Trade, Regulation and Regional Integration: Evidence from Sectoral Data", *The World Economy*, 2013, 36 (11), 1393-1405.
- [27] Park, I., and S. Park, "Regional Liberalisation of Trade in Services", *The World Economy*, 2011, 34 (5), 725-740.
- [28] 裴长洪、杨志远、刘洪愧, "负面清单管理模式对服务业全球价值链影响的分析", 《财贸经济》, 2014年第12期, 第5—16页。
- [29] Rosenbaum, P. R., and D. B. Rubin, "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects", *Biometrika*, 1983, 70 (1), 41-55.
- [30] Zhou, L., X. Tian, and Z. Zhou, "The Effects of Environmental Provisions in RTAs on PM2. 5 Air Pollution", *Applied Economics*, 2017, 49 (27), 2630-2641.
- [31] 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", 《世界经济》, 2012年第11期, 第88—111页。

Services RTAs and Services Exports Growth

—Empirical Study Based on Equilibrium Analysis

XI LIN*

(*Shanghai University*)

QI LIN

(*Zhejiang University of Finance and Economics*)

Abstract In this paper, we examine the bilateral services exports differentiation promotion effects of the parties to the services RTAs by applying the gravity model of Anderson and van Wincoop (2003) and the propensity score matching approach combined with difference-in-differences techniques (PSM-DID). The partial equilibrium estimation reveals that services RTAs can effectively promote the growth of services exports of the State party, and that this promotion effect remains significant with a battery of robustness checks. In addition, we find that the promotion effect of services RTAs on services export exhibits significant time and country differences. The general equilibrium analysis reveals that the number of agreements, the importance of partner countries in services export to States parties, the time of implementation of the agreements, and the type of the states parties have significant impacts on the differences of the overall growth of services exports across countries. Finally, we conduct the counter-factually simulated analysis on whether and how well the services export with countries along the “Belt and Road” and the important services trading partners are affected by China’s implementation of services RTAs.

Keywords services RTAs, trade in services, equilibrium analysis

JEL Classification F10, F14, F15

* Corresponding Author: Xi Lin, School of Economics, Shanghai University, Shanghai, 200444, China; Tel: 86-21-66133342; E-mail: xi_lin@shu.edu.cn.