

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

林 僖 鲍晓华*

摘 要 本文采用 Chaney (2008) 二元边际引力模型分析框架和泊松拟极大似然估计技术, 对区域服务贸易协定的差异化服务出口二元边际促进效应进行实证检验。实证结果显示, 区域服务贸易协定对服务出口二元边际均有显著的促进作用, 但是对集约边际的影响程度略大于广延边际。动态性分析表明, 协定在执行后的 8 年间对集约边际均有显著正面影响, 但是仅执行当期对广延边际有显著促进效应。进一步研究发现, 协定对服务出口二元边际的影响存在明显的国别差异和行业差异。此外, 本文还考察了协定本身的异质性以及各缔约国的既有制度约束对区域服务贸易协定服务出口边际促进效应的差异化影响。

关键词 区域服务贸易协定, 服务出口二元边际, 差异化促进效应

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2019.03.07

一、引 言

鉴于“多哈回合”谈判受阻和多边服务贸易自由化进展缓慢, 通过区域服务贸易协定来实现区域服务贸易自由化已成为大多数国家的现实选择 (Stephenson, 2002; Park, 2003; Mattoo and Fink, 2004)。然而, 囿于服务贸易的特殊性, 现实中绝大部分的服务贸易壁垒较之货物贸易壁垒更加隐蔽和复杂 (林祺和林僖, 2014), 这使得缔结区域服务贸易协定的谈判过程更加艰难。加之服务统计数据的缺乏, 因此, 迄今为止有关区域贸易协定“贸易促进效应”的理论与经验研究大多集中于货物贸易领域 (Baier and Bergstrand, 2007; Egger *et al.*, 2008; Baier *et al.*, 2014; Anderson and Yotov, 2016), 对服务贸易的涉及相对较少。从区域服务贸易协定的角度来探讨其对服务贸

* 林僖, 上海大学经济学院; 鲍晓华, 上海财经大学商学院。通信作者及地址: 鲍晓华, 上海市国定路 777 号上海财经大学商学院, 200433; 电话: (021) 65907045; E-mail: xhbao369@mail.shufe.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金项目 (71273161、71673177 和 71903120)、国家社会科学基金重大项目 (18ZDA069)、上海市教委科研创新计划项目 (2019-01-07-00-07-E00031)、上海财经大学创新团队项目和上海国际金融与经济研究院项目的资助。感谢主编和匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

易影响效应和作用机制的研究则更显匮乏。现有国内外文献采用不同国家和时间样本的实证研究,均得到较为一致的结论,即执行区域服务贸易协定能有效促进缔约国的服务出口(Fink, 2009; Shingal, 2010; Marchetti, 2011; 周念, 2012; Guillin, 2013; 林僖和鲍晓华, 2018)。然而,现有文献关于区域服务贸易协定对细分服务行业的影响效果则存在分歧。Park and Park (2011)使用2000—2005年金融、商务、通讯和运输四类服务行业的服务进口数据,对19个区域服务贸易协定的研究发现,区域服务贸易协定对商务服务贸易的推动作用最显著,而对运输服务贸易的推动作用最小。Marel and Shepherd (2013)对1992—2006年主要OECD国家以及中国和印度的运输、通讯、商务和保险等九类服务行业进行研究,发现区域服务贸易协定对通讯、金融和分销服务的贸易促进效应最强。

综上所述,上述学者的研究为我们进一步分析区域服务贸易协定的服务贸易促进效应提供了借鉴。具体到区域服务贸易协定与服务出口二元边际这一本文的研究主题上,现有文献也存在如下不足:①从实证样本选择上看,大多数文献的研究主要基于较早年份的经验数据,同时研究对象大多仅局限于某些地区(如欧洲)或少数特定国家(如OECD国家),缺乏全球性的视角。②从区域服务贸易协定分类上看,一方面,区域服务贸易协定对服务贸易的影响在很大程度上是由协定中服务开放条款内容的深度决定的。另一方面,区域服务贸易协定的缔约方个数、缔约伙伴国内服务贸易壁垒水平以及缔约双方政府的行政效率等都将影响区域服务贸易协定的服务贸易提升能力,然而现有文献对此作深入探讨的不多。③从实证模型和量化方法上看,现有文献大多采用传统引力模型框架进行分析。但是,传统引力模型缺乏坚实的微观经济学基础(Helpman *et al.*, 2008)。Chaney (2008)在Melitz (2003)异质性企业模型的基础上做了二元边际拓展,同时,Amurgo-Pacheco and Piérola (2008)对出口贸易的二元边际来源进行了细化分解,这些成果为本文的研究提供了良好的理论和实证基础。

有鉴于此,在总结现有文献不足的基础上,本文利用联合国服务贸易统计数据库(UN Service Trade Statistics Database, UNSTSD)中2000—2012年全球70个国家(地区)的双边服务产业贸易数据、WTO区域贸易协定信息系统(Regional Trade Agreements Information System, RTAs-IS)中的区域服务贸易协定通报数据和泊松拟极大似然(Poisson Pseudo-maximum-likelihood, PPML)估计技术,对区域服务贸易协定的差异化服务出口二元边际促进效应进行实证检验。

本文的贡献主要有三点:首先,将Chaney (2008)异质性企业理论拓展至服务贸易领域,构建服务出口二元边际引力模型实证分析框架,坚实了量化分析的理论基础;其次,采用Amurgo-Pacheco and Piérola (2008)方法,从国别—行业层面对服务出口二元边际进行细化分解;最后,从协定本身的

异质性以及缔约国的制度约束等不同角度探讨了区域服务贸易协定对服务出口二元边际的影响机制和作用路径。本文研究不仅在理论上拓展了区域服务贸易协定的服务贸易促进效应研究，也为中国通过缔结区域服务贸易协定来积极参与区域服务贸易自由化进程，进而推动服务领域进一步扩大对外开放和促进服务贸易稳步增长提供了重要的实证支持和政策参考。

二、实证模型设定、变量选择和数据来源

(一) 实证模型设定

本文将 Chaney (2008) 的异质性企业模型框架拓展至服务贸易领域，并通过引入区域服务贸易协定的影响，以考察异质性的服务企业在区域服务贸易自由化下的自我选择行为，明晰区域服务贸易协定的实施对服务出口二元边际的影响机制。

假设存在 N 个国家，每个国家有 $K+1$ 个服务行业。其中， K 个行业生产差异化的服务产品，1 个行业生产自由贸易的同质服务产品 z 。服务生产过程中仅使用劳动作为唯一投入要素， i 国具有 L^i 单位的劳动禀赋，同时生产一单位同质服务产品需要一单位劳动要素投入。进一步地，假设各国的差异化服务产品市场都是单一多样化的垄断竞争市场，同质服务产品市场是完全竞争市场，并被视为计价物，其价格设定为 1。由于同质服务产品实行自由贸易，没有运输成本，因此各国间工资率相同且等于 1，一国的总收入等于其劳动禀赋。

各国收入中花费在行业 K 中差异化服务产品上的比重为 α_k ，那么，花费在同质服务产品上的比重则为 $1-\sum\alpha_k$ 。假设一国所有服务消费者对异质性服务产品的偏好都是标准的常数替代弹性 (CES) 形式，则消费者的效用函数可以表示为：

$$U \equiv z_0^{\alpha_0} \prod_{k=1}^K \left(\int_{\omega \in \Omega_k} x_k(\omega)^{\frac{\sigma_k-1}{\sigma_k}} d\omega \right)^{\frac{\alpha_k \sigma_k}{\sigma_k-1}}, \quad (1)$$

其中， $\alpha_0 + \sum_{k=1}^K \alpha_k = 1$ 。 z_0 为同质服务产品的需求量， $x_k(\omega)$ 为行业 k 中服务产品 ω 的需求量， Ω_k 是消费者能够获得的行业 k 中所有潜在服务产品的种类。 σ_k 为替代弹性。

进一步地，与 Helpman *et al.* (2004)、林僖和林祺 (2017) 类似，本文同样假设服务企业出口需要支付固定贸易成本和可变贸易成本：首先，服务企业向国外出口差异化服务产品时需要先支付固定贸易成本 f_e ，用于建立海外经销渠道、学习和改进服务标准以满足国外的法规和监管要求等；其次，在服务出口的过程中，还需要支付可变贸易成本（如试探成本、沟通成本和

搜寻成本), 主要以“冰山”成本 ($\tau > 1$) 的形式呈现, 当然也包括部分交易成本 (如汇兑成本)。

在此基础上, 假设服务企业生产率 φ 服从帕累托分布 (Helpman *et al.*, 2004; Chaney, 2008), 也就是 $P(\tilde{\varphi}_k < \varphi) = G_k(\varphi) = 1 - \varphi^{-\gamma_k}$, 其中 $\gamma_k > \sigma_k - 1$ 。我们可以得到服务企业出口的集约边际 (intensive margins, IM) 为:

$$IM_{ij}^k = x_{ij}^k = \lambda_k \times \left(\frac{Y_j}{Y}\right)^{(\sigma_k-1)/\gamma_k} \times \left(\frac{\theta_j^k}{\tau_{ij}^k}\right)^{\sigma_k-1} \times \varphi^{\sigma_k-1}, \text{ if } \varphi \geq \tilde{\varphi}_{ij}. \quad (2)$$

式 (2) 中, λ_k 为常数¹, Y_j/Y 表示进口国 j 的相对经济规模。 θ_j 表示 j 国同世界其他国家远离程度的加总指数。 τ_{ij} 表示服务出口可变贸易成本。值得注意的是, 只有当服务出口企业的生产率水平 φ 大于或等于临界生产率水平 $\tilde{\varphi}_{ij}$ 时, 服务企业才会选择出口, 否则服务企业将选择不出口并退出国际市场, 从而可以将零服务贸易流量纳入集约边际分析框架中。

通过将服务行业 k 中所有服务企业的出口集约边际进行加总, 可以推导出双边服务贸易流量的引力模型表达式:

$$X_{ij}^k = L_i \int_{\tilde{\varphi}_{ij}}^{\infty} x_{ij}^k dG_k(\varphi) = \mu_k \times \frac{Y_i Y_j}{Y} \times \left(\frac{\theta_j^k}{\theta_i^k}\right)^{-\gamma_k} \times (f_{ij}^k)^{-(\gamma_k/(\sigma_k-1))}, \quad (3)$$

其中, μ_k 为常数, Y_i 表示出口国 i 的经济规模, f_{ij} 表示固定贸易成本, 其他变量与式 (2) 的含义相同。借鉴 Kanacs (2007) 的做法, 可以从式 (3) 双边服务总出口中进一步分解出广延边际 (extensive margins, EM):

$$EM_{ij}^k = \frac{X_{ij}^k}{x_{ij}^k(\tilde{\varphi}_{ij})} = \zeta_k \times \frac{Y_i Y_j}{Y} \times \left(\frac{\theta_j^k}{\tau_{ij}^k}\right)^{\gamma_k} \times (f_{ij}^k)^{-\gamma_k/(\sigma_k-1)}. \quad (4)$$

比较式 (2) 和式 (4) 可以发现, 出口国 i 的经济规模 Y_i 和固定贸易成本 f_{ij} 仅影响服务出口广延边际, 而对集约边际出口没有影响。

最后, 我们将区域服务贸易协定 (SRTAs) 引入服务出口集约边际和广延边际的引力模型分析框架中, 可得:

$$IM_{ij}^k = \lambda_k \times \left(\frac{Y_j}{Y}\right)^{(\sigma_k-1)/\gamma_k} \times \left(\frac{\theta_j^k}{\tau_{ij}^k e^{\vartheta \text{SRTAs}_{ij}}}\right)^{\sigma_k-1} \times \varphi^{\sigma_k-1}, \quad (5)$$

$$EM_{ij}^k = \zeta_k \times \frac{Y_i Y_j}{Y} \times \left(\frac{\theta_j^k}{\tau_{ij}^k e^{\psi \text{SRTAs}_{ij}}}\right)^{\gamma_k} \times (f_{ij}^k e^{\kappa \text{SRTAs}_{ij}})^{-\gamma_k/(\sigma_k-1)}, \quad (6)$$

其中, ϑ 、 ψ 和 κ 均为负数。特别需要强调的是, 由于服务贸易零值的出现, 加之贸易数据中普遍存在的异方差问题, 如果直接对式 (5) 和式 (6) 进行对数线性化会导致估计结果出现偏误。Santos Silva and Tenreyro (2006) 指出, 泊松拟极大似然 (PPML) 估计技术是处理上述问题的合理方法。因此, 我们在实证分析中采用 PPML 技术来估计如下实证回归方程:

¹ 具体推导过程详见 Chaney (2008)。

$$IM_{ijkt}^k = \exp(\beta_0 + \beta_1 \ln Y_{jt} + \beta_2 \ln \theta_{jt}^k + \beta_3 \tau_{ijt}^k + \beta_4 \text{SRTAs}_{ijt} + \xi_t + \xi_i + \xi_j + \xi_k) + \epsilon_{ijkt}, \quad (7)$$

$$\begin{aligned} EM_{ijkt}^k = \exp(\delta_0 + \delta_1 \ln Y_{it} + \delta_2 \ln Y_{jt} + \delta_3 \ln \theta_{jt}^k + \delta_4 \ln f_{ijt}^k + \delta_5 \ln \tau_{ijt}^k \\ + \delta_6 \text{SRTAs}_{ijt} + \xi_t + \xi_i + \xi_j + \xi_k) + \nu_{ijkt}, \end{aligned} \quad (8)$$

其中， ξ_t 、 ξ_i 、 ξ_j 和 ξ_k 分别表示时间固定效应、出口国固定效应、进口国固定效应和服务行业固定效应，用以控制各国服务企业的生产率水平差异。此外，所列固定效应还能够进一步控制宏观经济波动、出口国和进口国无法观测到的国别差异和不同服务行业发展程度的异质性。 ϵ_{ijkt} 和 ν_{ijkt} 为泊松随机扰动项。

(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双边服务出口的集约边际和广延边际。实证数据是2000—2012年全球70个国家（地区）的服务出口额，数据来源为联合国服务贸易统计数据库。鉴于该数据库提供的服务出口数据中仅少数服务行业有完整的二级细分行业数据，因此本文把服务行业定义在10个一级细分服务行业水平上，并为了研究的便利，进一步将这10个细分服务行业归类为传统服务、金融服务和商务服务三大服务行业。

在此基础上，我们以2000年为基期，并借鉴 Amurgo-Pacheco and Piérola (2008) 及钱学锋和熊平 (2010) 的做法，将服务出口二元边际定义如下：如果 t 年 i 国出口服务行业 k 中的产品到 j 国，且在 $t+4$ 年继续出口该行业产品到 j 国（旧产品旧市场），则将集约边际定义为 $t+1$ 至 $t+4$ 年间 i 国向 j 国出口服务行业 k 的产品总量，即 $\sum_{n=1}^4 T_{ijk, t+n}$ 。

另一方面，本文将广延边际定义如下：如果 t 年 i 国出口服务行业 k 中的产品到 j 国，但在 $t+4$ 年又将该行业产品出口到 m 国（旧产品新市场），或者，存在 t 年 i 国未出口服务行业 k 中的产品到 m ，但在 $t+4$ 年出口该行业产品到 m 国（新产品的出口），则将广延边际定义为 $t+1$ 至 $t+4$ 年间 i 国向 m 国出口服务行业 k 的产品总量，即 $\sum_{n=1}^4 T_{imk, t+n}$ 。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是刻画各国是否执行区域服务贸易协定的虚拟变量 SRTAs。具体设置原则是：样本期内，如果两国有开始执行的区域服务贸易协定，则 SRTAs 赋值为 1，否则 SRTAs 为 0。

需要特别说明的是，区域服务贸易协定中服务贸易自由化条款的实施是一个逐步推进的长期过程。因此，我们借鉴 Anderson and Yotov (2016) 的做法，以 4 年为一个区间，将样本期间等分为三个时间段，以便更精确地刻画区域服务贸易协定的服务出口二元边际促进效应。

3. 控制变量

(1) 对数双边经济规模 ($\ln GDP_i$ 和 $\ln GDP_j$)。较大经济规模的国家有更大的服务购买和消费意愿, 同时也有更强的服务生产和出口能力 (Walsh, 2008)。国内生产总值数据取自世界银行 WDI 数据库。

(2) 对数远离指数 ($\ln \theta_j$)。 θ_j 表示 j 国同世界其他国家远离程度的加总指数。借鉴 Kanacs (2007) 的做法, 我们定义 $\theta_j^{-\gamma} \equiv \sum_{i=1}^N (Y_i/Y_w) \phi_{ij}$, 其中 Y_i 表示 i 国的经济规模, Y_w 表示除 j 国外其他国家的经济规模之和, ϕ_{ij} 表示双边服务贸易自由化指数。进一步地, 在不考虑国内服务贸易成本和假设双边服务贸易成本对称的基础上, Head and Mayer (2004) 推导得到 $\phi_{ij} = \sqrt{E_{ij}E_{ji}/E_{ii}E_{jj}}$ 。其中 E_{ij} 和 E_{ji} 分别表示 i 国和 j 国间的双边服务出口额, E_{ii} 和 E_{jj} 分别表示 i 国和 j 国的国内服务销售额, 等于各国国内的服务总产出减去服务总出口。鉴于仅有少数国家公布其国内服务总产出数据, 我们借鉴 Anderson and van Wincoop (2004) 的做法, 用各国国内服务业产值数据来替代。各国的国内服务业产值数据来源于 UNCTAD 数据库。

(3) 可变贸易成本 (τ_{ij})。服务贸易中的可变成本主要是指服务出口中的试探成本、沟通成本和搜寻成本。由于较近国家间的人员往来和信息沟通更加方便, 彼此之间熟悉程度的增加使其更容易建立紧密的经贸联系, 企业扩大服务出口所需进行的市场信息收集成本也相对较低, 因此, 企业往往都倾向于优先考虑同较近的国家开展服务贸易。有鉴于此, 我们采用双边对数距离 (Indist) 作为衡量指标。进一步地, 我们还引入了两个可变贸易成本的控制变量: nonlandlock 为虚拟变量, 表示两国中是否至少有一个国家为非内陆国家。contig 为虚拟变量, 表示两国是否共享边界。

此外, 两国使用同一种货币将会大大降低双方的交易成本和汇率风险。因此, 我们引入虚拟变量 currency, 表示 t 年两国是否属于同一货币联盟。上述可变贸易成本控制变量的数据来源于 CEPII 数据库。

(4) 固定贸易成本 (f_{ij})。本文认为服务企业的出口固定贸易成本可细分为恒定固定贸易成本和时变固定贸易成本两类。恒定固定贸易成本主要包括: 第一, 文化差异。religion 表示两国是否有共同的宗教信仰, comlang 表示两国是否共享某种官方语言。第二, 历史联系。colony 和 smctry 分别表示两国之间是否曾为殖民与被殖民的关系以及是否曾经隶属于同一国家或者地区。第三, 制度因素。legal 表示两国是否属于同一法律体系。恒定固定贸易成本控制变量均为虚拟变量, 数据来源于 CEPII 数据库。

时变固定贸易成本多受进口国非关税贸易壁垒和国内行政干预等因素的影响, 并且进口国政府会根据国内经济和服务行业发展状况等原因进行一定的调整。借鉴钱学锋和熊平 (2010) 的做法, 我们采用 Heritage Foundation

提供的经济自由化指数作为衡量一国经济开放程度的衡量指标。进一步地，我们用100减去该指数后的数值作为一国时变固定贸易成本的衡量指标，取对数值（lnfix）进入回归模型。

三、区域服务贸易协定对服务出口边际影响的整体分析

表1报告了区域服务贸易协定对服务出口二元边际影响的PPML回归结果，其中第（1）、（2）列和第（5）、（6）列为基准回归结果。

引力模型控制变量的估计结果基本符合预期。第一，进口国经济规模对服务出口集约边际没有显著影响，但与服务出口广延边际显著正相关。同时，出口国经济规模不影响服务出口广延边际。这表明，一方面出口国经济规模的扩大对服务出口多样化没有显著的促进作用，另一方面，进口国经济规模的扩大增加了该国对服务产品的多样化需求，从而促进了广延边际的服务出口。第二，远离指数方面，其对服务出口集约边际的影响为正，也就是说，目的国对其他贸易伙伴的贸易成本增加能促进出口国对其集约边际的出口。但是对服务出口广延边际的影响不显著，这是由服务产品多样化需求与进口国经济发展水平的正向关联性决定的。第三，可变贸易成本方面，出口国和进口国地理距离较近、相互接壤以及至少有一方为非内陆国家都将极大地促进双边服务集约边际和广延边际的出口，但是是否使用相同的货币对广延边际和集约边际均没有显著的影响。第四，一方面，进口国时变固定贸易成本的降低对出口国服务广延边际的扩展有显著的促进作用，即进口国对服务领域管制的减少和对外开放力度的增加能显著提升出口国服务广延边际的出口。另一方面，是否使用共同的官方语言、同属相同的法律体系、曾经有历史上的殖民联系或者隶属于同一国家或者地区对于服务出口广延边际均没有显著影响，共同宗教对广延边际有负面影响。

关于引力模型的核心变量，区域服务贸易协定对服务出口二元边际均有显著的正面影响，其中区域服务贸易协定对服务出口集约边际的影响程度略大于广延边际。可能的原因是，缔结区域服务贸易协定能够降低缔约国服务企业出口的可变贸易成本，进而促进了服务集约边际出口的增长。另一方面，区域服务贸易协定引致的固定贸易成本的减少使得进入服务行业的企业数量增加，出口服务产品种类相应增加。但是，新增服务出口企业的生产率水平较低，出口能力有限，加之行业内服务企业数量增加带来的竞争压力和市场份额稀释效应会削弱可变贸易成本降低带来的服务出口增加，从而在一定程

度上压低了区域服务贸易协定对服务广延边际出口的促进效应。²

表 1 区域服务贸易协定对服务出口边际影响检验结果

解释变量	集约边际				广延边际			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lnGDP _i					-0.298 (0.565)	-0.352 (0.559)	-0.352 (0.610)	-0.352 (0.725)
lnGDP _j	-0.022 (0.102)	-0.084 (0.102)	-0.084 (0.127)	-0.084 (0.163)	1.116*** (0.425)	1.072** (0.420)	1.072** (0.473)	1.072** (0.528)
lnθ _j	5.517*** (1.010)	5.610*** (1.008)	5.610*** (1.220)	5.610*** (1.711)	1.887 (3.226)	1.850 (3.232)	1.850 (3.408)	1.850 (4.348)
lnfix					-3.086** (1.391)	-2.967** (1.386)	-2.967** (1.248)	-2.967** (1.438)
ln _{dist}	-0.595*** (0.043)	-0.573*** (0.045)	-0.573*** (0.052)	-0.573*** (0.056)	-0.610*** (0.101)	-0.592*** (0.099)	-0.592*** (0.118)	-0.592*** (0.093)
contig	0.335*** (0.116)	0.347*** (0.116)	0.347*** (0.134)	0.347*** (0.135)	0.458** (0.226)	0.481** (0.229)	0.481* (0.261)	0.481** (0.205)
nonlandlock	0.477** (0.231)	0.396* (0.233)	0.396 (0.310)	0.396 (0.373)	-0.291 (0.396)	-0.344 (0.397)	-0.344 (0.472)	-0.344 (0.462)
currency	0.160 (0.139)	0.156 (0.139)	0.156 (0.159)	0.156 (0.159)	0.412* (0.236)	0.385 (0.237)	0.385 (0.278)	0.385* (0.213)
comlang					-0.105 (0.254)	-0.104 (0.254)	-0.104 (0.305)	-0.104 (0.304)
religion					-1.026** (0.485)	-1.020** (0.492)	-1.020* (0.548)	-1.020* (0.529)
colony					-0.307 (0.340)	-0.273 (0.340)	-0.273 (0.418)	-0.273 (0.347)
smctry					0.458* (0.272)	0.462* (0.274)	0.462 (0.344)	0.462 (0.306)

² 根据匿名审稿人的建议,我们进一步对比分析了现有文献中关于区域货物贸易协定对货物出口二元边际的估计结果同本文估计结论的异同点:首先,同本文的研究结论相一致,现有文献采用不同国家和时间样本的实证研究,均得到较为一致的结论,即区域货物贸易协定对货物出口二元边际均有显著的促进作用(Helpman *et al.*, 2008; Foster *et al.*, 2011; Baier *et al.*, 2014)。这同我们的预期相一致,同区域服务贸易协定的影响类似,区域货物贸易协定通过降低货物出口的可变贸易成本和固定贸易成本,从而促进了货物出口广延边际和集约边际的增长。其次,本文实证研究发现,区域服务贸易协定对集约边际出口的影响程度略大于广延边际。然而,现有文献关于区域货物贸易协定对货物出口广延边际和集约边际影响程度的研究结论则不太一致,Helpman *et al.* (2008) 和 Foster *et al.* (2011) 的实证研究发现,区域货物贸易协定对广延边际的影响程度显著大于集约边际, Baier *et al.* (2014) 的研究则得出区域货物贸易协定对广延边际的影响程度几乎仅有集约边际的一半的结论。

(续表)

解释变量	集约边际				广延边际			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
legal					0.388*	0.363*	0.363	0.363*
					(0.206)	(0.208)	(0.249)	(0.213)
SRTAs		0.493***	0.493***	0.493***		0.443*	0.443*	0.443**
		(0.083)	(0.094)	(0.119)		(0.245)	(0.252)	(0.222)
样本数	144 900	144 900	144 900	144 900	144 900	144 900	144 900	144 900
pseudo R ²	0.766	0.768	0.768	0.768	0.603	0.603	0.603	0.603

注：(1) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$; (2) 基准回归第(1)、(2)、(5)和(6)列括号中报告的标准误为聚类在国家组合—10类细分服务行业层面的稳健标准误；(3)作为稳健性参照，第(3)和(7)列括号中报告的标准误为聚类在国家组合—3大类服务行业层面的稳健标准误，第(4)和(8)列括号中报告的标准误为聚类在国家组合层面的稳健标准误；(4)限于篇幅，表中没有报告时间、出口国、进口国和行业固定效应的估计结果。

在此基础上，考虑到贸易自由化对双边贸易的影响是一个长期变化的过程(Magee, 2008)，因此，我们进一步将后置1期和2期的SRTAs变量引入式(7)和式(8)，以考察执行区域服务贸易协定的动态效应。从表2第(1)和(2)列估计结果可以发现，第一，区域服务贸易协定在执行后的8年间对服务出口集约边际均有显著的正面影响，但对广延边际的影响较为短暂，仅执行当期有显著的促进效应。可能的原因是，区域服务贸易协定实施后服务开放水平的提升和稳定预期的建立都能增加服务企业集约边际和广延边际的出口，然而随着时间的推移，服务企业在初始阶段新增出口服务种类和目的地逐渐确立后就会从广延边际的扩张转入集约边际的增长，以维持长期的贸易联系，因而区域服务贸易协定对广延边际的影响时效较短。第二，区域服务贸易协定对服务出口集约边际的促进作用是逐步增强的。这可能是因为区域服务贸易协定中服务贸易自由化条款的落实和服务企业对缔约国国内环境及相关法规的适应是一个渐进的过程，随着服务贸易壁垒的降低和服务企业对缔约国市场熟悉程度的提升，其服务出口量会逐步增加。

表2 区域服务贸易协定的动态效应

解释变量	集约边际	广延边际
	(1)	(2)
SRTAs _t	0.281*** (0.096)	0.577** (0.239)
SRTAs _{t-1}	0.565*** (0.094)	-0.362 (0.269)
SRTAs _{t-2}	0.751*** (0.109)	0.823 (0.614)

(续表)

解释变量	集约边际	广延边际
	(1)	(2)
样本数	144 900	144 900
pseudo R^2	0.769	0.604

注：(1) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ ；(2) 括号中报告的标准误为聚类在国家组合—10类细分服务行业层面的稳健标准误；(3) 限于篇幅，表中没有报告时间、出口国、进口国和行业固定效应的估计结果。

四、区域服务贸易协定对服务出口边际影响的差异化分析

(一) 国别分组检验的结果分析

表 3 第 (1) 和 (5) 列分别给出了不同出口国的分组回归结果。从第 (1) 列发达国家的角度来看，首先，“北北型”和“南北型”区域服务贸易协定对发达国家集约边际的服务出口均有显著的促进作用。其次，仅有“北北型”区域服务贸易协定对发达国家广延边际的服务出口有显著的正面影响，“南北型”区域服务贸易协定的影响不显著。这可能是由于发达国家的服务行业竞争力相对较强，进入壁垒普遍较低，在区域服务贸易协定中也更加愿意更多地开放其服务市场，这有利于新服务产品的出口。相反，发展中国家的服务业发展程度和自由化水平普遍较低，即使签订“南北型”区域服务贸易协定也不大会轻易向发达国家开放超出原先在 GATS 中承诺开放的服务部门，从而出现发达国家向发展中国家服务广延边际出口不显著的结果。最后，“南北型”区域服务贸易协定对发达国家服务集约边际出口的促进作用要强于“北北型”区域服务贸易协定。可能的原因是，发达国家的服务行业相比发展中国家有较高的综合实力，在同等的开放水平下，其服务产品在发展中国家国内市场有更强的竞争优势，从而可以在发展中国家国内占据更大的市场份额，出口更多的服务产品。

表 3 区域服务贸易协定对服务出口边际影响分组检验结果

解释变量	发达国家				发展中国家			
	整体服务	传统服务	金融服务	商务服务	整体服务	传统服务	金融服务	商务服务
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
集约边际								
发达国家	0.441 *** (0.124)	0.317 * (0.168)	0.474 (0.292)	0.680 *** (0.173)	0.322 (0.205)	0.257 (0.270)	0.951 *** (0.236)	0.330 (0.244)
发展中国家	0.676 *** (0.154)	0.587 ** (0.236)	1.359 *** (0.215)	0.777 *** (0.192)	0.894 *** (0.296)	1.002 *** (0.352)	1.954 *** (0.409)	0.737 (0.463)

(续表)

解释变量	发达国家				发展中国家			
	整体服务	传统服务	金融服务	商务服务	整体服务	传统服务	金融服务	商务服务
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
样本数	64 170	25 668	12 834	25 668	80 730	32 292	16 146	32 292
pseudo R ²	0.749	0.796	0.813	0.791	0.785	0.794	0.712	0.813
广延边际								
发达国家	0.784** (0.343)	0.172 (0.386)	0.321 (0.427)	1.035** (0.412)	0.474* (0.250)	0.498 (0.359)	1.250*** (0.423)	0.931** (0.419)
发展中国家	-0.309 (0.272)	-0.235 (0.409)	0.741 (0.529)	-0.396 (0.440)	-0.717 (0.549)	-0.339 (0.668)	1.192 (0.975)	-2.527*** (0.868)
样本数	64 170	25 668	12 834	25 668	80 730	32 292	16 146	32 292
pseudo R ²	0.589	0.727	0.846	0.608	0.603	0.681	0.683	0.643

注：(1) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ ；(2) 括号中报告的标准误为聚类在国家组合—10类细分服务行业层面的稳健标准误；(3) 限于篇幅，表中没有报告时间、出口国、进口国和行业固定效应的估计结果。

从第(5)列发展中国家的角度来看，“南北型”和“南南型”区域服务贸易协定对发展中国家服务出口边际的影响并不一致。“南北型”区域服务贸易协定对发展中国家服务出口的正面影响主要集中在广延边际上，而“南南型”区域服务贸易协定则主要集中在集约边际上。之所以出现这些差异，可能是由于发达国家服务行业保护程度较低，在区域服务贸易协定中也往往愿意做出更大的服务开放承诺，使得发展中国家能够获得较“南南型”区域服务贸易协定更多的市场准入机会（周念利，2012），这有利于发展中国家服务出口广延边际的扩展。同时，估计结果也在一定程度上表明，即使通过区域服务贸易协定获得发达国家更大的市场准入机会，发展中国家本身较弱的服务竞争力也使其难以在发达国家占据更多的市场份额，从而扩大服务出口流量；此外，发展中国家较低的服务开放水平使得其他发展中缔约国很难进入受保护程度较大的服务行业，这不利于发展中国家广延边际的扩展。但是对于已经出口的服务产品则能借由“南南型”区域服务贸易协定引致的服务贸易壁垒降低而实现出口规模的扩大。

(二) 服务行业分组检验的结果分析

表3第(2)—(4)列分别给出了不同类型区域服务贸易协定对发达国家不同服务行业出口边际影响的回归结果。首先，“北北型”和“南北型”区域服务贸易协定均能显著促进发达国家传统服务和商务服务集约边际出口的增加，而只有“南北型”区域服务贸易协定能显著促进发达国家金融服务集约边际出口的增加。其次，“北北型”和“南北型”区域服务贸易协定均不影响发达国家传统服务和金融服务的广延边际出口，“北北型”区域服务贸易协

定对发达国家广延边际出口的正面影响主要集中在商务服务上,而“南北型”区域服务贸易协定对发达国家商务服务广延边际出口无显著影响。需要特别指出的是,“南北型”区域服务贸易协定对发达国家金融服务集约边际出口的促进作用最显著,而“北北型”区域服务贸易协定对发达国家商务服务出口边际均有显著的促进作用,这说明区域服务贸易协定带来的服务贸易壁垒降低有利于发达国家服务出口的增加,而发达国家金融服务领域的比较优势在发展中国家已开放的金融服务部门中将得到进一步加强。最后,“南北型”区域服务贸易协定对发达国家三大服务行业出口集约边际的促进效果均要强于“北北型”区域服务贸易协定,这和前文的研究结论相符合。

表3第(6) — (8)列报告了“南北型”和“南南型”区域服务贸易协定对发展中国家服务行业出口边际影响的回归结果。首先,“南北型”区域服务贸易协定对发展中国家集约边际出口的正面影响主要集中在金融服务方面,而“南南型”区域服务贸易协定则对发展中国家传统服务和金融服务集约边际的出口均有正面影响。其次,“南北型”区域服务贸易协定对发展中国家金融和商务等现代服务广延边际的出口有显著的正面效果,而“南南型”区域服务贸易协定会削弱发展中国家商务服务广延边际的出口。需要特别说明的是,区域服务贸易协定对发展中国家金融服务出口边际的促进作用高于其他服务部门。由于金融服务业是大多数发展中国家的“软肋”,保护程度较高,国际竞争力不足。因此,发展中国家在通过“南南型”区域服务贸易协定扩大金额服务出口流量的同时,还可借助“南北型”区域服务贸易协定发达国家提供的金融行业市场准入机遇,在扩大金融服务出口的同时,学习发达国家金融服务行业的发展经验和通行规则,在市场竞争中发展壮大自己。

五、研究扩展

(一) 区域服务贸易协定的异质性

首先,我们考察区域服务贸易协定中缔约国的数目对于服务出口二元边际的差异化影响。比较表4第(1)和(2)列可以看到,双边区域服务贸易协定对缔约国服务出口的促进作用主要集中在集约边际上,而诸边区域服务贸易协定的影响则刚好相反,主要集中在广延边际上。相比于双边区域服务贸易协定,诸边区域服务贸易协定出口国企业在享受服务贸易自由化利得的同时,也将面临缔约伙伴增加所带来的出口竞争压力,对于竞争力较弱的出口国,其服务出口集约边际甚至有可能在区域服务贸易协定实施之后,因目的国市场份额的损失而出现下降。另外,诸边区域服务贸易协定的一个优点在于其能够为每个缔约国提供较之于双边区域服务贸易协定更大的服务消费市场,从而有利于缔约国服务出口广延边际的扩展。

表4 区域服务贸易协定对服务出口边际影响拓展分析检验结果

解释变量	IM	EM	IM	EM	IM	EM	IM	EM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
BSRTAs	0.291** (0.120)	-0.392 (0.530)						
PSRTAs	-0.154 (0.103)	0.926*** (0.286)						
GATS			0.710*** (0.146)	1.476*** (0.401)				
NAFTA			0.418*** (0.117)	-0.003 (0.225)				
EC/EU			0.395** (0.193)	0.847** (0.416)				
SRTAs					0.497*** (0.083)	3.620* (1.938)	0.065 (0.590)	-4.758*** (1.506)
SRTAs × Infix						-0.997* (0.558)		
SRTAs × GE _i							0.108 (0.085)	0.685* (0.367)
SRTAs × GE _j							0.007 (0.093)	0.627*** (0.178)
样本数	144 900	144 900	144 900	144 900	144 900	144 900	144 900	144 900
pseudo R ²	0.766	0.605	0.768	0.605	0.768	0.604	0.768	0.605

注：(1) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ ；(2) 括号中报告的标准误为聚类在国家组合—10类细分服务行业层面的稳健标准误；(3) 限于篇幅，表中没有报告时间、出口国、进口国和行业固定效应的估计结果。

其次，我们进一步考察不同服务贸易自由化承诺方式的区域服务贸易协定对于缔约国服务出口二元边际的影响差异性。从表4第(3)和(4)列中我们可以看到，GATS类型和EC/EU类型的区域服务贸易协定对服务出口集约边际和广延边际均有显著的促进作用，而NAFTA类型的区域服务贸易协定仅影响服务出口的集约边际。此外，GATS类型的区域服务贸易协定对服务出口边际的正面影响要强于NAFTA类型和EC/EU类型的区域服务贸易协定。我们认为可能的原因是NAFTA类型的区域服务贸易协定较之GATS类型的区域服务贸易协定有着更高的自由化和透明度要求，这对于原先服务限制水平较高、发展程度较低和竞争力较弱国家的服务产业来说可能在短期内由于国外服务进口的增加会受到较大的冲击，甚至可能出现服务出口下降的

情况。而 GATS 类型的区域服务贸易协定中服务开放的渐进性安排可以在一定程度上规避服务领域过快开放可能带来的金融风险和产业安全问题。

(二) 缔约国的制度性差异

首先,我们考察区域服务贸易协定的服务贸易促进效应是否受进口国既有服务开放水平的影响。从表 4 第(6)列估计结果可以看出, SRTAs 与固定贸易成本 $\ln fix$ 的交互项估计系数显著为负,说明区域服务贸易协定对服务广延边际出口的正面影响同伙伴国服务行业固定贸易成本负相关,伙伴国服务固定贸易成本越低,即服务行业开放水平越高,出口国与其签订区域服务贸易协定对服务广延边际出口的提升作用越大。这可能是由于服务开放的初始阶段往往是最困难和阻力最大的时期,一旦一国的服务部门克服了重重阻力采取了自由化措施来打破垄断,则进一步在服务贸易自由化进程中扩大开放的边际阻力会相对较小(周念利,2012),从而出口国可以通过与该缔约国签订区域服务贸易协定来获得更多的市场准入机会,实现多样化服务产品的出口。

其次,我们考察缔约国政府的行政效率是如何影响区域服务贸易协定的服务出口促进效应的。其中,政府行政效率采用世界银行 WGI 数据库提供的政府效率指标(Government Effectiveness, GE)来衡量,该指标体现了政府制定和实施政策,以及提供公共服务的能力。表 4 第(7)列中 SRTAs 和缔约国双方政府行政效率的交互项估计系数为正,第(8)列中 SRTAs 和缔约国双方政府行政效率的交互项估计系数显著为正。这意味着区域服务贸易协定对缔约国服务出口二元边际的正面影响会通过双方政府行政效率的提升而得到加强。缔约国双方政府的行政效率将影响区域服务贸易协定的实施时长和落实效果,其中,双方政府的行政效率对区域服务贸易协定的服务出口广延边际的影响效果更加明显。

六、结论和政策启示

本文将 Chaney (2008) 异质性企业理论拓展至服务贸易领域,构建服务出口二元边际引力模型实证分析框架,并利用泊松拟极大似然(PPML)估计技术和 2000—2012 年全球 70 个国家(地区)的区域服务贸易协定通报数据及双边服务产业贸易数据,分析了区域服务贸易协定对缔约国服务出口二元边际的差异化促进效应。经过详尽的实证分析,得到以下主要结论:

(1) 区域服务贸易协定对服务出口二元边际均有显著的促进作用,但是协定对服务出口集约边际的影响程度略大于广延边际。动态性分析表明,一方面,区域服务贸易协定在执行后的 8 年间对服务出口集约边际均有显著正面

影响，且这种正面影响随协定执行时间的推进是逐步增强的。另一方面，协定对服务出口广延边际的影响则较为短暂，仅执行当期有显著的促进效应。

(2) 通过对不同经济发展水平的国家进行比较发现，对于发达国家而言，“北北型”和“南北型”区域服务贸易协定对集约边际的服务出口均有显著提升作用，但是前者的影响强度大于后者。此外，仅有“北北型”区域服务贸易协定对发达国家广延边际的服务出口有显著的正面影响；对于发展中国家而言，“南北型”区域服务贸易协定对服务出口的正面影响主要集中在广延边际上，而“南南型”区域服务贸易协定的正面影响则主要集中在集约边际上。

(3) 本文还进一步分析了区域服务贸易协定对不同服务行业出口边际的差异化影响。首先，“北北型”和“南北型”区域服务贸易协定均能显著促进发达国家传统服务和商务服务集约边际出口的增加，但只有“南北型”区域服务贸易协定能显著促进发达国家金融服务集约边际出口的增加；其次，“北北型”和“南北型”区域服务贸易协定均未能显著增加发达国家传统服务和金融服务的广延边际出口，“北北型”协定对发达国家广延边际的正面影响主要集中在商务服务上，而“南北型”协定对发达国家商务服务广延边际出口无显著影响；再次，“南南型”区域服务贸易协定对发展中国家集约边际出口的正面影响主要集中在传统服务和金融服务方面，而“南北型”区域服务贸易协定仅对发展中国家金融服务集约边际的出口有正面影响；最后，“南北型”区域服务贸易协定对发展中国家金融和商务服务广延边际的出口有显著的正面效果，而“南南型”区域服务贸易协定则会削弱发展中国家商务服务广延边际的出口。

(4) 本文研究同时发现，第一，双边区域服务贸易协定对缔约国服务出口的促进作用主要集中在集约边际上，而诸边区域服务贸易协定则主要集中在广延边际上；第二，GATS类型和EC/EU类型的区域服务贸易协定对服务出口集约边际和广延边际均有显著的促进作用，而NAFTA类型的协定仅影响服务出口的集约边际；第三，伙伴国服务行业开放水平越高，出口国与其签订区域服务贸易协定对服务广延边际出口的提升作用越大；第四，区域服务贸易协定对缔约国服务出口边际的正面影响会通过双方政府履约效率的提升而得到进一步的加强。其中，双方政府的行政效率对区域服务贸易协定的服务出口广延边际的影响效果更加明显。

本文认为，鉴于中国目前服务领域开放水平较低、服务行业发展相对滞后和服务产品国际竞争力不足的情况，政府应该主动参与区域服务贸易自由化进程，可以采用“双边协定为主，诸边协定为辅”和“GATS类型协定为主，NAFTA类型协定为辅”的方式，在维持服务贸易流量稳定增长的同时，着力提升服务产品的国际竞争力，推动服务出口广延边际的扩展。特别是对

于中国目前保护程度较高和竞争力较弱的金融和商务等现代服务业,可以充分利用“南北型”区域服务贸易协定的方式,在扩大服务出口的同时学习国外先进的管理知识和监管理念,通过“知识外溢”和“干中学”效应来推动国内现代服务业的发展。此外,中国需要加大服务领域开放力度,并不断提升政府的行政效率和管理水平,争取已缔结的区域服务贸易协定能够尽快实施,协定中承诺的服务贸易自由化条款得以彻底落实,以最大限度地发挥区域服务贸易协定对服务贸易的促进效应。

参 考 文 献

- [1] Amurgo-Pacheco, A., and M. D. Piórola, “Patterns of Export Diversification in Developing Countries: Intensive and Extensive Margins”, World Bank Policy Research Working Paper, 2008, No. 4473.
- [2] Anderson, J. E., and E. van Wincoop, “Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle”, *American Economic Review*, 2003, 93 (1), 170-192.
- [3] Anderson, J. E., and E. van Wincoop, “Trade Costs”, *Journal of Economic Literature*, 2004, 42 (3), 691-751.
- [4] 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.
- [5] Baier, S. L., and J. H. Bergstrand, “Do Free Trade Agreements Actually Increase Members’ International Trade?”, *Journal of International Economics*, 2007, 71, 72-95.
- [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] Chaney, T., “Distorted Gravity: The Intensive and Extensive Margins of International Trade”, *American Economic Review*, 2008, 98 (4), 1707-1721.
- [8] Egger, H., P. Egger, and D. Greenaway, “The Trade Structure Effects of Endogenous Preferential Trade Agreements”, *Journal of International Economics*, 2008, 74, 278-298.
- [9] Fink, C., “Has the EU Single Market Program Led to Deeper Integration of EU Services Market”, Groupe d’Economie Mondiale Working Paper, 2009.
- [10] Foster, N., J. Poeschl, and R. Stehrer, “The Impact of Preferential Trade Agreements on the Margins of International Trade”, *Economic Systems*, 2011, 35 (1), 84-97.
- [11] Guillin, A., “Trade in Services and Regional Trade Agreements: Do Negotiations on Services Have to Be Specific?”, *World Economy*, 2013, 36 (11), 1406-1423.
- [12] Head, K., and T. Mayer, “The Empirics of Agglomeration and Trade”, CEPR Working Paper, 2004, No. 3985.
- [13] Helpman, E., M. J. Melitz, and S. R. Yeaple, “Export versus FDI with Heterogeneous Firms”, *American Economic Review*, 2004, 94 (1), 300-316.
- [14] Helpman, E., M. J. Melitz, and Y. Rubinstein, “Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123 (2), 441-487.
- [15] Kancs, D., “Trade Growth in a Heterogeneous Firm Model: Evidence from South Eastern Europe”, *World Economy*, 2007, 30 (7), 1139-1169.

- [16] 林僖、林祺，“削减服务贸易壁垒有助于经济增长吗——基于国际面板数据的研究”，《国际贸易问题》，2014年第8期，第79—89页。
- [17] 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。
- [18] 林僖、林祺，“金融危机如何影响服务产业贸易流量——基于二元边际的分析视角”，《国际贸易问题》，2017年第1期，第81—92页。
- [19] Magee, C. S., “New Measures of Trade Creation and Trade Diversion”, *Journal of International Economics*, 2008, 75, 340-362.
- [20] Marchetti, J. A., “Do Economic Integration Agreements Lead to Deeper Integration of Services Markets?”, *International Handbook on the Economics of Integration: Factor Mobility, Agriculture, Environment and Quantitative Studies*, 2011, 3, 435.
- [21] Marel, E., and B. Shepherd, “Services Trade, Regulation and Regional Integration: Evidence from Sectoral Data”, *World Economy*, 2013, 36 (11), 1393-1405.
- [22] Mattoo, A., and C. Fink, “Regional Agreements and Trade in Services: Policy Issues”, *Journal of Economic Integration*, 2004, 19 (6), 742-779.
- [23] Melitz, M. J., “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 2003, 71 (6), 1695-1725.
- [24] Park, S., “Measuring Tariff Equivalents in Cross-Border Trade in Services”, *Korea Institute for International Economic Policy*, 2003, 20 (35), 171-192.
- [25] Park, I., and S. Park, “Regional Liberalisation of Trade in Services”, *World Economy*, 2011, 34 (5), 725-740.
- [26] 钱学锋、熊平，“中国出口增长的二元边际及其因素决定”，《经济研究》，2010年第1期，第65—79页。
- [27] Santos Silva, J. M. C., and S. Tenreiro, “The Log of Gravity”, *Review of Economics and Statistics*, 2006, 88, 641-658.
- [28] Stephenson, S. M., “Regional versus Multilateral Liberalization of Services”, *World Trade Review*, 2002, 1 (2), 187-209.
- [29] Shingal, A., “How Much Do Agreements Matter for Services Trade?”, Available at SSRN, 2010, No. 1586839.
- [30] Walsh, K., “Trade in Services: Dose Gravity Hold? A Gravity Model Approach to Estimating Barriers to Services Trade”, *Journal of World Trade*, 2008, 42 (2), 315-334.
- [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 the Margins of Services Exports —Empirical Analysis Based on International Experience

XI LIN

(*Shanghai University*)

XIAOHUA BAO*

(*Shanghai University of Finance and Economics*)

Abstract In this paper, we firstly construct the binary margin gravity model of services trade based on the heterogeneous firm theory of Chaney (2008). Then, we use the PPML regression method, notified database of services RTAs and bilateral services exports data at the level of industries of 70 economies from 2000 to 2012 to explore the differential (partial) effects of services RTAs on both intensive and extensive margins of trade in services. The empirical result shows that services RTAs have significant promoting effects on intensive and extensive margins of services exports. We find a novel differential “timing” of the two margins’ effects with intensive-margin effects lasting longer time than extensive-margin effects. We also make a detailed analysis of structural characteristics of the margins of services exports among different countries and industry groups, and examine how the heterogeneity of services RTAs and the institutional conditions of contracting states impact the promotion mechanism of services RTAs on the margins of services exports.

Key Words services RTAs, margins of services exports, differential promotion effects

JEL Classification F10, F14, F15

* Corresponding Author; Xiaohua Bao, College of Business, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai, 200433, China; Tel: 86-21-65907045; E-mail: xhbao369@mail.shufe.edu.cn.