

服务贸易协定能否降低服务贸易成本

——兼论正面清单和负面清单的有效性*

陈启斐 郝思婕

内容提要:本文测度了1995—2021年全球54个国家(地区)与215个贸易伙伴国(地区)的双边服务贸易成本,在此基础上利用全球622项自由贸易协定,识别服务贸易协定对服务贸易成本的影响,得到以下结论。第一,服务贸易协定能够显著地降低服务贸易成本。缔结服务贸易协定后,双边服务贸易成本下降1.35%。第二,负面清单是服务贸易协定削减双边服务贸易成本的重要渠道。当服务贸易协定采用负面清单模式时,双边服务贸易成本下降3.06%,正面清单的影响不显著。第三,服务贸易的增长分解发现,双边服务贸易成本下降是促进服务贸易增长的重要因素。1995—2021年,服务贸易增长的64.91%源于服务贸易成本下降。此外,服务市场规模扩张也是服务贸易增长的重要原因。样本期内,服务贸易增长的51.11%源于市场规模扩张。最后,本文还采用包括工具变量在内的多种方法进行稳健性检验,有力地保证实证结果的可靠性。本文的研究有助于深入厘清服务贸易协定影响服务贸易流量的内在机理,为构建多边服务贸易协定、发展服务贸易提供有益的建议。

关键词:服务贸易协定 服务贸易成本 正面清单 负面清单

作者简介:陈启斐(通讯作者),南京财经大学国际经贸学院副院长、副教授,210023;

郝思婕,南京财经大学国际经贸学院硕士研究生,210023。

中图分类号:F74 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2024)07-0164-17

一、引言

乌拉圭多边谈判以后,由于各国经济诉求的巨大差异,WTO无法形成统一的多边服务贸易开

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“服务业双重开放、供应链网络重构与制造业高质量发展:理论机制与实证检验”(72173062);教育部人文社会科学一般项目“服务业双向开放重塑我国供应链网络的机理、路径与对策研究”(21YJC790014);国家社会科学基金项目“新发展格局下数字平台赋能传统产业价值链升级研究”(23BJL078)。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见,文责自负。陈启斐电子邮箱:chenpl@126.com。

放体系。多边谈判框架下协调机制日益乏力,许多国家纷纷开始签订自由贸易协定(Free Trade Agreement, FTA),区域贸易协定逐步成为全球化的重要载体(Baier和Bergstrand,2004;李春顶等,2018)。20世纪90年代后,全球贸易协定明显增加,包含服务贸易条款的贸易协定呈现井喷式增长(林僖、鲍晓华,2018)。现有学者关于服务贸易协定和服务贸易关系的研究取得较为一致的结论——服务贸易协定可以显著促进服务贸易流量(林僖、林祺,2021;铁瑛等,2021;周念利,2012)。但是服务贸易协定提升服务贸易流量的内在机理依旧处于“黑箱”之中。服务贸易协定能否有效地降低服务贸易成本?对于该问题的回答能够为服务贸易协定的贸易效应提供坚实的理论基础,具有重要的理论意义和现实价值。

由于服务业涉及金融、保险、研发、信息技术等多个关键领域,各国对服务业开放持审慎的态度。国际服务贸易的开展常伴随着国内市场规则的优化,如何协调服务业对内和对外开放的关系,一直是政界关注的核心问题。以金融业为例,虽然各国都希望降低金融服务业对外成本,但是都不希望降低国内金融成本,以维持金融行业垄断租(Rodrik,2018)。因而造成服务贸易协定下两种不同的开放模式——正面清单和负面清单。两者的区别主要体现在:正面清单是指以清单方式列明政府允许的市场准入主体、范围、领域等;负面清单是指政府规定哪些经济领域不开放,除清单上列明的禁区,其他领域的贸易活动都许可。在正面清单模式下,服务贸易供应商只能在清单范围内享有国民待遇;而在负面清单模式下,服务贸易供应商能够享受到清单范围之外,所有与东道国国民相同的优惠待遇。与正面清单相比,负面清单赋予服务贸易供应商更充分的行为自由,凡是法无禁止,市场主体即有行为自由。服务贸易协定选择正面清单模式还是负面清单模式,可以反映国家对于服务业开放的态度倾向——正面清单趋于审慎,而负面清单开放力度更大,态度更积极。现有研究贸易协定的文章主要聚焦于异质性的贸易条款对贸易流量的影响,鲜有关注贸易协定开放模式选择问题。不同的模式是否存在差异化效应,这也是本文关注的重点问题。

本文从以下方面扩展现有研究。第一,本文深入探讨服务贸易协定影响服务贸易流量的内在机制——识别服务贸易协定对服务贸易成本的影响,并且对比了两种不同模式(正面清单和负面清单)下的服务贸易成本效应。现有关于贸易协定的研究主要聚焦于分析贸易协定对双边贸易流量的影响,对服务贸易协定影响服务贸易流量的机制探讨不足。Baier和Bergstrand(2007)利用1958—2000年全球52个贸易协定,分析贸易协定对双边贸易出口额的影响。Chen和Joshi(2010)分析自由贸易协定的第三国效应,Baldwin和Jaimovich(2012)分析贸易协定的蔓延机制,Orefice(2015)分析贸易协定对国际移民的影响,林僖和鲍晓华(2018)分析自由贸易协定对服务贸易流量的影响。这些研究都是采用虚拟变量来评估贸易协定的经济效果,当一国某行业在“市场准入”和“国民待遇”上做出承诺,则取值为1,否则为0。本文认为仅仅利用贸易协定生效年份构建虚拟变量难以精准评估协定的效果。现有的文章已经认识到单纯采用虚拟变量的不足,开始基于贸易协定的文本量化开放程度。铁瑛等(2021)依据自由贸易协定(FTA)条款异质性,构建FTA深度指标测度体系,在一定程度上弥补了原有识别方法的不足,虽然上述研究均表明服务贸易协定可以显著地促进双边服务贸易流量,但是并没有进一步探究服务贸易协定通过何种途径促进服务贸易。针对既有研究的不足,本文基于1948—2021年全球622项自由贸易协定,筛选出具有服务贸易条款的协定,并区分正面清单模式和负面清单模式。在此基础上,量化正面清单和负面清单对服务贸易成本的影响程度。本文发现622项自由贸易协定中,包括199项服务贸易协定,其中49项采用负面清单模式。本文实证结果表明:只有负面清单才能降低服务贸易成本,正面清单对服务贸易成本的影响不显著。此外,我们还采用包括工具变量在内的多种稳健性检验,有效地保证了实证结果的可靠性。

第二,本文基于Novy(2013)的模型,构建服务贸易成本的测度方法,并且建立服务贸易增长的核算方程式。本文尝试回答如下问题:服务贸易协定诱发的成本效应可以在多大程度上贡献于总体的双边服务贸易增长?一方面,本土市场效应强调,出口贸易额会随着市场规模扩展而增加(Amiti, 1998; Krugman, 1980);另一方面,比较优势理论强调,贸易成本下降会促进双边贸易(Beverelli等, 2017)。那么过去三十年服务贸易的增长,究竟是源于需求侧的市场规模扩张(本土市场效应)还是供给侧的成本下降(贸易成本下降),抑或是两种因素兼而有之,共同促进服务贸易?本文建立服务贸易增长的核算方程式,分析服务贸易增长的机制,并进一步量化服务贸易协定对服务贸易增长的贡献程度。模型显示,服务贸易增长取决于市场规模、贸易成本和多样化三种效应。本文核算发现,双边服务贸易成本下降是促进服务贸易增长的重要因素。1995—2021年全球主要国家服务贸易增长的64.91%源于服务贸易成本下降。缔结服务贸易协定促进全球服务贸易增加0.88%。需求侧的服务市场规模扩张也是服务贸易增长的重要原因。样本期内,服务贸易增长的51.11%源于市场规模扩张。此外,多边阻力对服务贸易增长的平均影响为-16.02%,即服务贸易的多边开放,会造成服务贸易出口的分散化,导致双边服务贸易额下降(出口目的国的多样化效应)。

二、理论模型

Anderson和Wincoop(2003)构建多国多部门一般均衡贸易模型,在模型中每个国家进行专业化生产。^①消费者的效用设定为Dixit-Stiglitz偏好,采用CES函数形式。AW模型为国际贸易提供坚实的微观基础,他们将双边贸易成本引入模型中,以阐释贸易成本变动引致的贸易流量变化。我们在AW模型的基础上构建如下模型:

$$e_{ij} = \left(\frac{y_i y_j}{y_w} \right) \left(\frac{t_{ij}}{\Pi_i \Theta_j} \right)^{1-\sigma} \quad (1)$$

其中, e_{ij} 是国家*i*出口到国家*j*的服务贸易额, y_i 是国家*i*在服务品上的支出金额, y_w 是全球服务品的支出总金额($y_w = \sum_i y_i$)。 $\sigma > 1$,表示服务品的弹性。 Π_i 和 Θ_j 分别表示国家*i*和国家*j*的服务贸易多边阻力因子。其中,外向性多边阻力因子 Π_i 代表国家*i*加总的服务贸易成本,内向性多边阻力因子代表国家*j*中消费者所需要支付加总的服务贸易成本(Anderson等, 2018)。 t_{ij} 是国家*i*出口服务到国家*j*需要支付的成本。式(1)表明服务市场规模越大的国家,双边服务贸易越多。^②

Anderson和Wincoop(2003)假设双边贸易成本是两个特定贸易成本代理的函数——边界壁垒和地理距离: $t_{ij} = b_{ij} d_{ij}^k$ 。其中, b_{ij} 是边界壁垒指标, d_{ij} 是两国的地理距离, k 是距离弹性。双边贸易成本是对称的,即 $t_{ij} = t_{ji}$ 。此时,外向性多边阻力因子和内向性多边阻力因子也是对称的, $\Pi_i = \Theta_j$ 。

由于缺乏对国内贸易的考量,AW模型很难直接用来衡量服务贸易。双边服务贸易流量不仅取决于双边的影响因素,还需要考虑国内服务贸易成本。企业做出进口决策时,不仅会考虑跨国的服务贸易成本,还会考虑国内服务贸易成本。因此,如果想考察这种时变效应,距离等不随时间改变的贸易成本代理变量的设定是无用的。我们将参考Novy(2013)的方法,通过推导多边阻力变量的解析解来帮助克服这些缺点。该方法不依赖于任何特定的服务贸易成本函数,且不强制服务

^① 后文简称AW模型。

^② 母国服务市场规模扩张($y_i \uparrow$)和伙伴国服务市场规模扩张($y_j \uparrow$)都会导致服务贸易增加($e_{ij} \uparrow$)。

贸易成本对称。相反,贸易成本是从可观察的随时间变化的贸易数据中推断得出。考虑到双边贸易壁垒的变化不仅影响国际服务贸易,也影响国内服务贸易。当国家*i*与所有伙伴国的服务贸易壁垒都降低,国内消费的部分服务品也会进入出口市场。基于此,我们设定国内服务贸易:

$$e_{ii} = \left(\frac{y_i y_i}{y_w} \right) \left(\frac{t_{ii}}{\Pi_i \Theta_i} \right)^{1-\sigma} \quad (2)$$

其中, e_{ii} 表示国家*i*的国内服务贸易额, t_{ii} 是国内服务贸易成本。随后,我们对式(2)移项可得:

$$\Pi_i \Theta_i = \left[\frac{\left(\frac{e_{ii}}{y_i} \right)}{\left(\frac{y_i}{y_w} \right)} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} t_{ii} \quad (3)$$

本文基于式(3)计算双边服务贸易成本。再根据式(1),可以得到:

$$e_{ij} e_{ji} = \left(\frac{y_i y_j}{y_w} \right)^2 \left(\frac{t_{ij} t_{ji}}{\Pi_i \Theta_j \Pi_j \Theta_i} \right)^{1-\sigma} \quad (4)$$

其中, e_{ji} 是国家*j*出口到国家*i*的服务贸易额(即为国家*i*从国家*j*的服务进口额), t_{ji} 是国家*j*出口服务到国家*i*需要支付的成本。随后,我们对式(3)进行拓展可以得到:

$$\Pi_i \Theta_i \Pi_j \Theta_j = \left[\frac{\left(\frac{e_{ii}}{y_i} \right)}{\left(\frac{y_i}{y_w} \right)} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \left[\frac{\left(\frac{e_{jj}}{y_j} \right)}{\left(\frac{y_j}{y_w} \right)} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} t_{ii} t_{jj} \quad (5)$$

最后,将式(5)代入式(4)可以得到:

$$\frac{t_{ij} t_{ji}}{t_{ii} t_{jj}} = \left[\frac{e_{ii} e_{jj}}{e_{ij} e_{ji}} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (6)$$

考虑到*i*国出口到*j*国的服务贸易成本和*j*国出口到*i*国的服务贸易成本间存在差异($t_{ij} \neq t_{ji}$),同时不同国家内部的服务贸易成本也存在差异($t_{ii} \neq t_{jj}$)。基于式(6),我们取其几何平均值,再减去1,就得到了等价的服务贸易成本(类似于货物贸易中的等价关税值):

$$\tau_{ij} = \sqrt{\left(\frac{t_{ij} t_{ji}}{t_{ii} t_{jj}} \right)} - 1 = \left(\frac{e_{ii} e_{jj}}{e_{ij} e_{ji}} \right)^{\frac{1}{2(\sigma-1)}} - 1 \quad (7)$$

其中, τ_{ij} 衡量的是双边服务贸易成本($t_{ij} t_{ji}$)相对于国内服务贸易成本($t_{ii} t_{jj}$)的变化值。因此,式(7)捕捉了导致国际服务贸易成本高于国内服务贸易成本的影响。

进一步,我们对式(4)取对数,再进行一阶差分,可以得到:

$$\Delta \ln(e_{ij} e_{ji}) = 2 \Delta \ln \left(\frac{y_i y_j}{y_w} \right) + (1 - \sigma) \times \Delta \ln(t_{ij} t_{ji}) - (1 - \sigma) \times \Delta \ln(\Pi_i \Theta_j \Pi_j \Theta_i) \quad (8)$$

式(8)展示双边服务贸易增长的渠道:双边服务业规模相对于全球服务规模的增长 $\left[\Delta\ln\left(\frac{y_i y_j}{y_w}\right)\right]$;双边服务贸易成本的变化 $[\Delta\ln(t_{ij} t_{ji})]$;服务贸易双方多边阻力因子的变化 $[\Delta\ln(\Pi_i \Theta_i \Pi_j \Theta_j)]$ 。我们将式(7)代入式(8),可以得到:

$$\Delta\ln(e_{ij} e_{ji}) = 2\Delta\ln\left(\frac{y_i y_j}{y_w}\right) + 2(1 - \sigma) \times \Delta\ln(1 + \tau_{ij}) - 2(1 - \sigma) \times \Delta\ln(\Phi_i \Phi_j) \quad (9)$$

其中, $\Phi_i = \sqrt{\frac{\Pi_i \Theta_i}{t_{ii}}}$ 表示国家*i*服务贸易外向多边阻力因子和内向多边阻力因子相对于国内服务贸易成本的比值。最后,本文将式(9)左右两边同时除以 $\Delta\ln(e_{ij} e_{ji})$,可以得到:

$$100\% = \underbrace{\frac{2\Delta\ln\left(\frac{y_i y_j}{y_w}\right)}{\Delta\ln(e_{ij} e_{ji})}}_{\text{市场规模效应}} + \underbrace{\frac{2(1 - \sigma) \times \Delta\ln(1 + \tau_{ij})}{\Delta\ln(e_{ij} e_{ji})}}_{\text{成本效应}} - \underbrace{\frac{2(1 - \sigma) \times \Delta\ln(\Phi_i \Phi_j)}{\Delta\ln(e_{ij} e_{ji})}}_{\text{多样化效应}} \quad (10)$$

式(10)全面展示双边服务贸易的增长机制:服务业市场规模扩张(需求侧),双边服务贸易成本下降(供给侧);多边阻力因子衰减。通过式(10)可以发现:第一,如果双边服务贸易成本没有变化($\tau_{ij} = 0$),那么 $\frac{2(1 - \sigma) \times \Delta\ln(1 + \tau_{ij})}{\Delta\ln(e_{ij} e_{ji})} = 0$,即成本机制没有发挥作用;第二,如果双边服务贸易成本下降 $[\Delta\ln(1 + \tau_{ij}) < 0]$,成本机制会对服务贸易增长产生正向促进作用 $\left[\frac{2(1 - \sigma) \times \Delta\ln(1 + \tau_{ij})}{\Delta\ln(e_{ij} e_{ji})} > 0\right]$;第三,如果多边阻力因子衰减 $[\Delta\ln(\Phi_i \Phi_j) < 0]$,第三项会产生负向作用 $\left[-\frac{2(1 - \sigma) \times \Delta\ln(\Phi_i \Phi_j)}{\Delta\ln(e_{ij} e_{ji})} < 0\right]$ 。随着多边阻力因子下降,服务贸易会分散化,导致双边服务贸易减少。

三、研究设计、变量设定和数据来源

(一)研究设计

本文聚焦于探究服务贸易协定的有效性,即服务贸易协定能否降低服务贸易成本。考虑到如果采用 OLS 估计方法,要想取得无偏估计值就需要满足误差项的方差独立于回归量的关键性假设。否则,对数线性化后的误差项条件期望为零,将导致对真实值的估计产生偏差(Silva 和 Tenreyro, 2006)。为解决该问题,本文将采用泊松伪极大似然估计方法(Poisson Pseudo Maximum Likelihood, PPML)。PPML 的优势在于,即使存在异方差,其也能提供一致的先验估计(Allen 等, 2020)。该方法的另一优点是可以将双边贸易额为零值的样本纳入计量方程(对数线性重力方程可能源于选择偏差,因为零值从回归中退出)。在我们的样本中,有 43 个观测值为零值。因此,本文采用 PPML 估计回归。^①具体的估计模型如下:

^① 我们同时汇报了 OLS 和 PPML 的回归结果,通过对比印证实证结果的稳健性。

$$\tau_{ijt} = \exp(\alpha \times SFTA_{ijt} + \delta_{it} + \gamma_{jt} + \mu_{ij}) + \varepsilon_{ijt} \quad (11)$$

其中, τ_{ijt} 表示国家 i 和国家 j 在 t 年的双边服务贸易成本。 $SFTA_{ijt}$ 表示双边服务贸易协定的累计值, 如果国家 i 和国家 j 在 t 年首次缔结双边服务贸易协定, 则该变量在 t 年及其之后的年份设定为 1, 否则为 0; 如果国家 i 和国家 j 在 $t+n$ 年再次缔结双边服务贸易协定, 则在 $t+n$ 年及其之后的年份设定为 2, 以此类推。 δ_{it} 、 γ_{jt} 和 μ_{ij} 分别表示“母国-时间”固定效应(Home # Year FE)、“伙伴国-时间”固定效应(Foreign # Year FE)以及“母国-伙伴国”(“国家组”)固定效应(Home # Foreign FE)。 ε_{ijt} 是误差项。

(二) 变量设定与数据来源

1. 被解释变量: 服务贸易成本

双边服务贸易成本(τ)。我们参考 Novy(2013)、Tombe 和 Zhu(2019)的计算方法, 构建如下服务贸易成本核算方程:

$$\tau_{ijt} = \left(\frac{e_{ijt} e_{jit}}{e_{iit} e_{jtt}} \right)^{\frac{1}{2(\sigma-1)}} - 1 \quad (12)$$

其中, τ_{ijt} 表示 t 年 i 国和 j 国的双边服务贸易成本, e_{ijt} 和 e_{jit} 分别表示 t 年 i 国对 j 国的出口与进口的服务贸易额, e_{iit} 和 e_{jtt} 则分别表示 t 年 i 国和 j 国国内的服务贸易额, σ 是服务贸易弹性。计算服务贸易成本依赖服务贸易弹性。Simonovska 和 Waugh(2014)估算的货物贸易弹性约为 4.14, Caliendo 和 Parro(2015)估计的均值为 4.55。Johnson 和 Moxnes(2019)在多阶段生产模型下估算贸易弹性区间为 3.6~4.2。考虑到服务品的本地化属性更强(Das 和 Saha, 2015), 同时会内嵌于人口流动、货物贸易和跨境资本(Hoekman 和 Shepherd, 2017)。因此, 我们将服务贸易弹性设定为 8。^①

图 1 给出了样本期内不同国家和地区的整体服务贸易成本均值, 从柱状图中可以发现: 第一, 斯洛伐克(3.53)、墨西哥(3.49)和巴基斯坦(3.45)是服务贸易成本较高的三个国家; 第二, 美国(1.66)、英国(1.82)和新加坡(1.99)是服务贸易成本较低的两个国家; 第三, 中国内地的服务贸易成本均值为 2.25, 在一定程度上也反映出中国内地的服务贸易开放程度有待提高, 政府对于服务领域的开放持审慎态度。

2. 解释变量: 服务贸易协定(SFTA)

自由贸易协定的数据来源于 WTO 的区域贸易协定数据库^②。该数据库涵盖 1948 年至今全球所有的区域自由贸易协定, 是目前数据最为详细的自由贸易协定数据库。本文对 622 项区域多边和区域双边贸易协定进行梳理,^③始于 1948 年的南非南罗得西亚关税同盟(South Africa Southern Rhodesia Customs Union), 最近的是 2022 年的印度和阿拉伯联合酋长国签订的双边贸易协定——《印度与阿联酋自由贸易协定》。在所有的 622 项贸易协定中, 最早涉及服务贸易条款的是 1957 年的欧洲共同市场, 包括法国、意大利、联邦德国、荷兰、比利时和卢森堡。

区域服务贸易协定文本中涵盖 3 种类型的服务贸易模式: 正面清单模式(Positive List)、负面清单模式(Negative List)和混合模式(Hybrid Structure)。正面清单模式指只有协定中规定的服务品才

① 下文会调整服务贸易弹性进行稳健性检验。

② 网址: <http://rtais.wto.org/UI/PublicMaintainRTAHome.aspx>。

③ 有 363 项区域贸易协定处于执行期。

可以进行贸易,未列入的服务品均不可进行贸易,体现了“法无授权即禁止”。负面清单模式指协定中规定的服务品不可交易,未列入的服务品均可以进行贸易,体现了“法无明令禁止即可为”。混合模式则是两种模式兼而有之,某几类服务品采用正面清单模式,另有几类服务品采用负面清单模式。^①

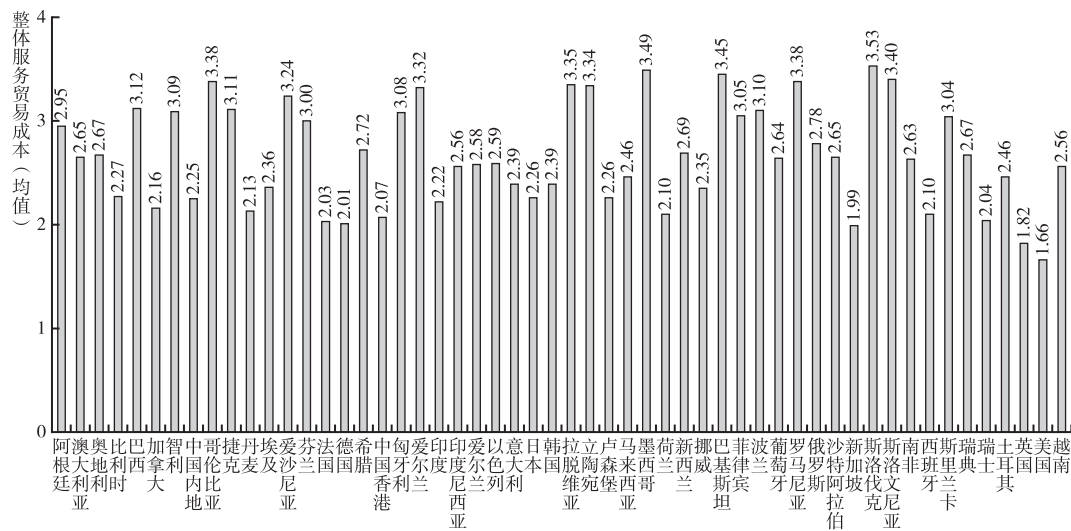


图1 各个国家(地区)的服务贸易成本

四、实证结果

(一)基准回归

首先,我们考察服务贸易协定对服务贸易成本的影响,实证结果见表1。第(1)、(2)列是采用OLS估计的回归结果。第(1)列是聚类到母国层面的回归结果,第(2)列是聚类到国家组层面的回归结果, $SFTA$ 的偏回归系数保持一致,两者唯一的区别是标准误的数值不同。OLS的回归结果表明,缔结服务贸易协定后,双边服务贸易成本下降1.41%,并且回归系数在1%的水平下显著。考虑到双边服务贸易流量存在大量的零值,此时OLS的估计是有偏的(Silva和Tenreyro,2006)。我们采用泊松伪极大似然估计(PPML)来解决该问题,PPML能够较好地解决国际贸易实证中大量的零值问题,得到了广泛的应用(Allen等,2020; Gervais,2018; Orefice,2015)。第(3)、(4)列是PPML的回归结果,第(3)列是聚类到母国层面的回归结果,第(4)列是聚类到国家组层面的回归结果。从实证结果看,PPML的回归结果和OLS保持一致,泊松估计的服务贸易协定的降成本效应更弱,服务贸易协定能够削减1.35%的服务贸易成本。本文的研究表明,缔结服务贸易协定能够有效地降低服务贸易成本。因此,服务贸易协定通过降低贸易成本促进服务贸易发展的路径得到初步印证。

^① 限于篇幅,数据的描述性统计未列出,留存备索。

表 1
 服务贸易协定与服务贸易成本

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS		PPML	
<i>SFTA</i>	-0.0141*** (0.0052)	-0.0141*** (0.0030)	-0.0135*** (0.0045)	-0.0135*** (0.0026)
常数项	1.260*** (0.0011)	1.260*** (0.0006)	0.256*** (0.0008)	0.256*** (0.0004)
Home # Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Foreign # Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Home # Foreign FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	193936	193936	193936	193936
R ²	0.903	0.903	—	—

注:实证结果均由 Stata 17 计算并整理。***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。第(1)、(3)列括号中的数字为聚类到出口国(Home Country)的标准误,第(2)、(4)列括号的数字为聚类到国家对(Country Pairs)的标准误。下同。

随后,我们将细分服务贸易协定中的条款,分别考察正面清单和负面清单对服务贸易成本的影响。表 2 分别给出了 OLS 和 PPML 的回归结果。第(1)、(2)列给出了 OLS 的估计结果:正面清单对服务贸易成本的影响不显著,负面清单会降低服务贸易成本。第(3)、(4)列给出了 PPML 的回归结果,和 OLS 保持一致。PPML 的回归结果表明:当服务贸易协定中包含负面清单条款,双边服务贸易成本下降 3.06%。因此,本文的研究表明,负面清单是服务贸易协定削减双边服务贸易成本的重要渠道。在正面清单模式下,国外服务企业只能在清单范围内享有国民待遇,体现“法无授权即禁止”;而在负面清单模式下,国外服务企业能够享受到清单范围之外所有的与东道国国民相同的待遇,体现“法无明令禁止即可为”。针对政府的负面清单与针对市场主体的正面清单是“一体两面”的关系,正面清单主要是指把国外服务企业可以自由进入和活动的领域或情况以清单的形式清晰列出来,清单之外的领域或情况则是企业受禁止或者受限制的,把企业关进“制度笼子”,而这笼子外的广阔空间则是政府自由活动的空间。而负面清单恰恰把权力关进“制度牢笼”,严格约束服务贸易政策的边界。负面清单体现法无禁止即可为,释放出较为强烈的服务业开放的信号,能够极大地激发服务企业的贸易潜能。

表 2
 正面清单和负面清单

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS		PPML	
<i>positive</i>	0.0155 (0.0097)		0.0118 (0.0088)	
<i>negative</i>		-0.0320*** (0.0034)		-0.0306*** (0.0029)
常数项	1.281*** (0.0001)	1.263*** (0.0005)	0.270*** (8.59e-05)	0.258*** (0.0003)
Home # Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Foreign # Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Home # Foreign FE	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	178693	191576	178693	191576
R ²	0.904	0.903	—	—

注: *positive* 和 *negative* 分别表示正面清单和负面清单,下同。第(1)、(3)列研究正面清单对服务贸易成本的影响,实证中将同时签订负面清单的样本剔除;第(2)、(4)列研究负面清单对服务贸易成本的影响,实证中同样将签订正面清单的样本剔除。

(二) 细分服务贸易种类

考虑到服务贸易内部不同细分类型差异极大,既有高技术的信息、金融、保险服务贸易,又有技术含量一般的建筑、运输服务贸易等(Autor和Salomons,2018)。研究服务业和服务贸易需要重点关注行业内部的差异性(Arnold等,2011;Hoekman和Shepherd,2017)。我们收集跨国细分行业层面的服务业增加值,测度分行业的服务贸易成本,并进行实证分析。回归结果见表3。

表3 细分行业的影响

变量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
		信息服务贸易	建筑服务贸易	运输服务贸易	金融服务贸易(非保险)	旅游贸易	个人、文化和娱乐贸易	保险服务贸易
Panel A	<i>SFTA</i>	-0.0170*** (0.0035)	-0.0101** (0.0047)	-0.0330*** (0.0038)	-0.0044 (0.0042)	-0.0506*** (0.0085)	-0.0136*** (0.0036)	-0.0201*** (0.0060)
	观测值	25592	21230	26359	24801	14415	24413	23022
Panel B	<i>positive</i>	-0.0076 (0.0125)	0.0180** (0.0091)	0.0147 (0.0113)	0.0184 (0.0122)	-0.0023 (0.0226)	-0.0127 (0.0108)	0.0084 (0.0180)
	观测值	15169	12261	15488	15020	8630	14812	13824
Panel C	<i>negative</i>	-0.0268*** (0.0051)	-0.0213*** (0.0082)	-0.0370*** (0.0045)	-0.0087 (0.0062)	-0.0420*** (0.0068)	-0.0250*** (0.0066)	-0.0221*** (0.0080)
	观测值	25592	21230	26359	24801	14415	24413	23022
	Home # Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
	Foreign # Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
	Home # Foreign FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

Panel A 是服务贸易协定对不同细分类型服务贸易成本的影响。实证结果表明,服务贸易协定可以降低大部分类型的细分服务贸易成本,只有对金融服务贸易成本的削减作用不显著。这可能由于各个国家和地区对金融行业开放持审慎的态度,利用特别对待条款,规避金融业开放。Panel B 是正面清单对不同细分类型服务贸易成本影响的实证结果,正面清单对6种细分类型服务贸易成本的影响不显著,但是会提高建筑服务贸易成本。我们认为这主要和建筑行业类型相关,建筑行业近似于制造业。一旦贸易协定采用正面清单模式,许多在清单以外的产品或者服务就无法提供,进而导致建筑服务贸易成本上升。Panel C 是负面清单对不同细分类型服务贸易成本影响的实证结果。可以发现,负面清单对细分类型服务贸易成本的影响和整体服务贸易协定保持一致:负面清单可以抑制除金融服务贸易之外的其他6种类型服务贸易成本。细分行业的实证结果表明,服务贸易协定的降成本效用在细分服务业同样普遍适用,且负面清单模式是服务贸易协定降低服务贸易成本的重要方式。此外,我们还考察了正面清单和负面清单的时间效应。^①

五、稳健性检验^②

(一) 稳健性检验 I : 工具变量

本文的实证面临潜在的内生性问题:服务出口国可能出于降低服务贸易成本的目的,与伙伴

① 限于篇幅,未在正文列出,留存备索。

② 本文还进行了平行趋势检验、安慰剂检验以及基于倾向得分匹配的稳健性检验。限于篇幅,未在正文中列出,留存备索。

国缔结服务贸易协定。因此,需要找到与双边服务贸易成本不相关的外生因素构建工具变量。我们基于以下事实构建工具变量:FTA扩散造成日益复杂的优惠贸易网络,签订FTA的决定可能取决于参与国和第三国的贸易关系(Chen和Joshi,2010;铁瑛等,2021)。当国家(地区)间签订FTA之后,伙伴国和第三国签订FTA的激励减弱。^①这意味着双边服务贸易协定与伙伴国和第三国签订的服务贸易协定相关。同时,伙伴国与第三国签订的服务贸易协定不会受到双边服务贸易成本的影响。这意味着伙伴国与第三国签订的服务贸易协定可以作为双边服务贸易协定的工具变量。此外,采用伙伴国与第三方签订的服务贸易协定可以更好地衡量出由伙伴国服务业制度变化带来的服务贸易协定数量增加(Hummels等,2014)。为此,我们借鉴Baldwin和Jaimovich(2012)的FTA蔓延指标构建工具变量,具体如下:

$$Contagion_{ijt} = \sum_{k \in \Omega_j} \left(\frac{export_{ij}}{export_i} \right) \left(\frac{export_{kj}}{import_j} \right) SFTA_{jk} \quad (13)$$

其中, Ω_j 表示在 t 年与 j 国签订服务贸易协定的国家(地区)的集合。该指标是 j 国与所有缔约伙伴签订的FTA数量的加权总和,用国家 j 从国家 k 进口服务的比重作为 i 国出口到 j 国服务贸易份额的权重。蔓延指数以伙伴国从签订FTA的第三国服务贸易进口份额作为双边服务贸易的权重,加总获得所有伙伴国签订FTA的影响。该指标较好地刻画出 j 国与伙伴国 k 之间FTA对 i,j 两国FTA与服务贸易关系的影响程度,迅速得到推广(Liu和Ornelas,2014)。计算得到服务贸易协定的工具变量后,进行两阶段最小二乘估计,结果如表4所示。

表4 工具变量的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	总体服务贸易	信息服务贸易	建筑服务贸易	运输服务贸易	金融服务贸易(非保险)	旅游贸易	个人、文化和娱乐贸易	保险服务贸易
<i>SFTA</i>	-0.0153*** (0.0012)	-0.0261*** (0.0020)	-0.0171*** (0.0036)	-0.0372*** (0.0018)	-0.0079*** (0.0029)	-0.0347*** (0.0025)	-0.0119*** (0.0009)	-0.0259*** (0.00317)
第一阶段F值	6.0e+06 [0.0000]	5.2e+05 [0.0000]	4.5e+05 [0.0000]	5.4e+05 [0.0000]	5.7e+05 [0.0000]	2.9e+05 [0.0000]	5.8e+05 [0.0000]	5.8e+05 [0.0000]
Anderson-Rubin Wald 检验	168.65 [0.0000]	163.38 [0.0000]	22.10 [0.0000]	444.44 [0.0000]	7.31 [0.0068]	198.27 [0.0000]	75.86 [0.0000]	66.97 [0.0000]
Stock-Wright LM 统计量	183.76 [0.0000]	183.85 [0.0000]	25.44 [0.0000]	491.49 [0.0000]	8.31 [0.0039]	240.43 [0.0000]	86.21 [0.0000]	76.26 [0.0000]
Cragg-Donald统计量	6.0e+06	5.2e+05	4.5e+05	5.4e+05	5.7e+05	2.9e+05	5.8e+05	5.8e+05
10% maximal IV size	16.38	16.38	16.38	16.38	16.38	16.38	16.38	16.38
Home # Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Foreign # Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Home # Foreign FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	193936	25229	20923	25985	24460	14200	193936	22729
R ²	0.001	0.008	0.001	0.019	0.000	0.019	0.001	0.004

注:方括号内的值表示检验值对应的P值。

① Chen和Joshi(2010)提出两种效应。一是损失分担效应(Loss Sharing Effect),适用于已有贸易协定的国家。如果一国在现有生效的FTA基础上继续签订新的贸易协定,那么国内市场从新FTA获利往往较小,因为利润会转向现有的FTA伙伴国。二是让步侵蚀效应(Concession Erosion Effect),适用于没有FTA的国家。潜在贸易伙伴国的存在通常会降低这些国家从FTA中获利的水平。

表4第(1)列是工具变量对总体服务贸易成本的影响。第一阶段F值显著,意味着本文的工具变量是有效的。Anderson-Rubin检验的p值和Stock-Wright检验值表明不存在弱工具变量和识别性不足的问题。工具变量的回归结果不仅在统计意义上显著,而且在经济意义上也显著,缔结服务贸易协定后,双边服务贸易成本下降1.53%,该结果与基准回归保持一致。本文采用工具变量解决内生性问题后,服务贸易协定依旧能够显著地抑制双边服务贸易成本,这意味着基准回归的结果是稳健的。此外,工具变量的偏回归系数的绝对值略高于基准回归值。这说明,考虑到第三国效应后,服务贸易协定的影响变大。本文的研究结论与Chen和Joshi(2010)、Baldwin和Jaimovich(2012)相一致,即服务贸易协定中存在明显的“第三国效应”。第三国效应类似信号,表明目的国具有良好的服务市场红利,因此会进一步降低双边服务贸易成本。我们认为第三国效应会通过多边阻力因子改变服务贸易成本。

第(2)~(8)列分别给出了服务贸易协定工具变量对不同细分类型服务贸易成本的影响。7个方程的第一阶段F值显著,即工具变量有效;同时,Anderson-Rubin检验的p值和Stock-Wright检验值表明实证中不存在弱工具变量和识别性不足的问题。我们同样发现,采用工具变量解决内生性问题后,服务贸易协定降低细分类型的服务贸易成本具有显著性。这意味着,服务贸易协定对服务贸易成本的影响不存在行业异质性。

(二)稳健性检验II:更改服务贸易弹性的再估算

服务贸易弹性是决定服务贸易成本的重要因素(Boehm等,2023)。基准回归中,我们将服务贸易弹性设定为8。本部分我们将更改服务贸易弹性值,重新计算服务贸易成本,以避免由测量误差造成的计量偏误。表5是服务贸易协定对不同弹性下服务贸易成本的回归结果。其中,Panel A是OLS的回归结果,Panel B是PPML的回归结果。研究结果表明:第一,更改服务贸易弹性不会影响本文的结论,Panel A的第(1)~(6)列的偏回归系数都显著为负,这意味着不同服务贸易弹性下的服务贸易成本都会随服务贸易协定的缔结而下降;并且随着服务贸易弹性上升,服务贸易协定的削弱作用逐渐减弱。这意味着面对更富有弹性的服务品,双边贸易协定的作用较为有限。第二,Panel B的6列偏回归系数和基准回归相同,都是-0.0135,并且在1%的水平下显著。一方面,说明服务贸易弹性不会影响本文的回归结果;另一方面,也从侧面印证了PPML方法的有效性,能够避免由测度误差造成的干扰。

表5 更改服务贸易弹性的实证结果

变量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		$\sigma = 3$	$\sigma = 4$	$\sigma = 5$	$\sigma = 6$	$\sigma = 8$	$\sigma = 10$
Panel A	<i>SFTA</i>	-0.0494*** (0.0107)	-0.0330*** (0.0071)	-0.0247*** (0.0053)	-0.0198*** (0.0043)	-0.0141*** (0.0030)	-0.0110*** (0.0024)
	观测值	193936	193936	193936	193936	193936	193936
Panel B	<i>SFTA</i>	-0.0135*** (0.0026)	-0.0135*** (0.0026)	-0.0135*** (0.0026)	-0.0135*** (0.0026)	-0.0135*** (0.0026)	-0.0135*** (0.0026)
	观测值	193936	193936	193936	193936	193936	193936
	Home # Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
	Foreign # Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
	Home # Foreign FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

表6展示了正面清单模式下对不同服务贸易弹性的服务贸易成本影响的估计结果。和基准回归保持一致,无论是OLS还是PPML,估计结果均不显著。这意味着在不同服务贸易弹性下,服务贸易协定的正面清单模式都无法有效地降低服务贸易成本。

表 6 更改服务贸易弹性的实证结果(正面清单)

变量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		$\sigma = 3$	$\sigma = 4$	$\sigma = 5$	$\sigma = 6$	$\sigma = 8$	$\sigma = 10$
Panel A	<i>positive</i>	0.0544 (0.0341)	0.0362 (0.0227)	0.0272 (0.0170)	0.0217 (0.0136)	0.0155 (0.0097)	0.0121 (0.0076)
	观测值	178693	178693	178693	178693	178693	178693
Panel B	<i>positive</i>	0.0118 (0.0088)	0.0118 (0.0088)	0.0118 (0.0088)	0.0118 (0.0088)	0.0118 (0.0088)	0.0118 (0.0088)
	观测值	178693	178693	178693	178693	178693	178693
	Home # Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
	Foreign # Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
	Home # Foreign FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

表7是负面清单对不同服务贸易弹性下服务贸易成本的影响的估计结果。其中,Panel A和Panel B分别是采用OLS和PPML方法的回归结果。OLS的回归结果表明,虽然随着服务贸易弹性的提高,负面清单对服务贸易成本的削弱作用会下降,但是偏回归系数均在1%的水平下显著,这说明负面清单始终是服务贸易协定驱动服务贸易成本下降的重要因素。PPML的回归结果仍然和基准回归一致,即PPML估计结果不会随服务贸易弹性的变化而变化。同样地,PPML估计结果也证实了服务贸易弹性的改变不会造成基准回归结果的偏误,因此本文结论依旧稳健。

表 7 更改服务贸易弹性的实证结果(负面清单)

变量		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		$\sigma = 3$	$\sigma = 4$	$\sigma = 5$	$\sigma = 6$	$\sigma = 8$	$\sigma = 10$
Panel A	<i>negative</i>	-0.112*** (0.0118)	-0.0747*** (0.0079)	-0.0561*** (0.0059)	-0.0448*** (0.0047)	-0.0320*** (0.0034)	-0.0249*** (0.0026)
	观测值	191576	191576	191576	191576	191576	191576
Panel B	<i>negative</i>	-0.0306*** (0.0029)	-0.0306*** (0.0029)	-0.0306*** (0.0029)	-0.0306*** (0.0029)	-0.0306*** (0.0029)	-0.0306*** (0.0029)
	观测值	191576	191576	191576	191576	191576	191576
	Home # Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
	Foreign # Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
	Home # Foreign FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

六、服务贸易增长的分解效应

过去三十年,服务贸易在全球范围内实现长足的增长。一个值得思考的问题是:服务贸易的

增长是服务市场规模扩张的结果还是服务贸易摩擦下降导致的? 本文利用式(10)对服务贸易增长进行分解研究。式(10)表明,服务贸易增长来源于三个部分:市场规模扩张、成本下降以及服务贸易多样化效应。由于我们难以直接测度多边阻力因子 ϕ_i 和 ϕ_j 。因此需要借助恒等式(10)。首先,本文根据 OECD 数据库提供的服务业增加值和双边服务贸易流量,测度市场规模效应

$$\left[\frac{2\Delta\ln\left(\frac{y_i y_j}{y_w}\right)}{\Delta\ln(e_{ij} e_{ji})} \right]。再$$

利用计算出来的双边服务贸易成本、双边服务贸易流量以及服务品弹性(σ)计算成本效应

$$\left[\frac{2(1 - \sigma) \times \Delta\ln(1 + \tau_{ij})}{\Delta\ln(e_{ij} e_{ji})} \right]。最后再将式(10)移项得到$$

$$100\% - \frac{2\Delta\ln\left(\frac{y_i y_j}{y_w}\right)}{\Delta\ln(e_{ij} e_{ji})} - \frac{2(1 - \sigma) \times \Delta\ln(1 + \tau_{ij})}{\Delta\ln(e_{ij} e_{ji})},$$

进而计算出服务贸易的多样化效应。表8报告了整体服务业的服务贸易的增长分解。

表8 服务贸易的增长分解 单位:%

国家(地区)	市场规模效应	成本效应	服务贸易多样化效应	国家(地区)	市场规模效应	成本效应	服务贸易多样化效应
阿根廷	381.79	104.89	-386.69	拉脱维亚	6.80	88.32	4.89
澳大利亚	142.24	-4.08	-38.15	立陶宛	188.34	25.74	-114.09
奥地利	-0.40	136.82	-36.42	卢森堡	-428.46	377.78	150.68
比利时	16.01	59.65	24.35	马来西亚	152.88	49.38	-102.27
巴西	52.55	65.18	-17.73	墨西哥	68.65	58.63	-27.28
加拿大	81.60	45.44	-27.04	荷兰	-50.35	-29.18	179.52
智利	-69.52	174.49	-4.96	新西兰	-9.57	104.63	4.94
中国内地	-183.17	167.55	115.62	挪威	-40.46	56.77	83.69
哥伦比亚	63.80	65.92	-29.71	巴基斯坦	29.18	71.80	-0.99
捷克	-2.86	108.01	-5.15	菲律宾	683.35	-306.40	-276.95
丹麦	417.11	-173.10	-144.02	波兰	-42.50	86.54	55.95
爱沙尼亚	69.61	45.38	-14.98	葡萄牙	34.88	84.00	-18.88
芬兰	17.77	86.36	-4.13	罗马尼亚	103.71	41.08	-44.79
法国	-8.62	15.44	93.18	沙特阿拉伯	43.10	77.25	-20.35
德国	396.75	-33.42	-263.33	新加坡	367.89	-27.34	-240.55
希腊	10.49	96.55	-7.03	斯洛伐克	129.28	-2.22	-27.06
中国香港	104.06	96.03	-100.10	斯洛文尼亚	-178.54	167.81	110.74
匈牙利	-69.14	128.70	40.44	南非	127.64	17.54	-45.18
冰岛	0.63	115.08	-15.71	西班牙	164.10	39.95	-104.05
印度	91.08	52.41	-43.49	斯里兰卡	122.35	19.21	-41.56
印度尼西亚	-0.42	93.66	6.77	瑞典	64.81	65.29	-30.10
爱尔兰	49.11	35.35	15.54	瑞士	-126.06	105.19	120.87
以色列	47.81	86.91	-34.72	土耳其	131.15	14.33	-45.48
意大利	-20.95	106.68	14.27	英国	26.89	53.77	19.33
日本	26.34	77.36	-3.69	美国	-276.07	161.86	214.21
韩国	-30.99	104.57	26.42	越南	-8.59	94.48	14.11
加总(均值)	51.11	64.91	-16.02				

注:该数值根据式(10)计算获得。埃及和俄罗斯由于数据不全,无法进行增长分解,因此未予展示。

首先,双边服务贸易成本下降是促进服务贸易增长的重要因素。1995—2021年,全球服务贸易增长的64.91%源于服务贸易成本的下降。其中,卢森堡、智利、斯洛文尼亚、中国内地和美国的服务贸易增长主要依赖服务贸易成本下降。前文的研究表明,服务贸易协定导致服务贸易成本下降1.35%。这意味着缔结服务贸易协定导致全球服务贸易增加0.88%($64.91\% \times 1.35\% = 0.88\%$)。世界银行的数据显示,全球服务贸易出口额从1995年的1.285万亿美元(当年价格)增长到2021年6.073万亿美元。因此,按照本文的研究结果统计,服务贸易协定带动全球服务贸易提升421.34亿美元。其次,需求侧的服务市场规模提升也是服务贸易增长的重要原因。样本期内,服务贸易增长的51.11%源于市场规模扩张。其中,市场规模扩张对菲律宾、丹麦、德国、阿根廷和新加坡的服务贸易增长贡献尤为重要。最后,多边阻力下降对双边服务贸易增长的平均影响为-16.02%,即总体服务贸易下降的16.02%可以归因于多边阻力因素。我们拓展Novy(2013)的研究,多边阻力因素不仅会导致货物贸易下降,对服务贸易也存在类似的影响机制。

图2提供细分类型的服务贸易增长分解结果。本文发现双边服务贸易成本下降对细分类型服务贸易增长做出重要贡献。双边服务贸易成本下降有效地促进了保险服务贸易、信息服务贸易、建筑服务贸易、旅游贸易、特许和专利费、运输服务贸易、其他商业服务贸易等8种类型的服务贸易增长。只有金融服务贸易的成本变动导致金融服务贸易的下降。我们认为这主要和各个国家(地区)对金融业开放普遍持有相对审慎的态度有关。

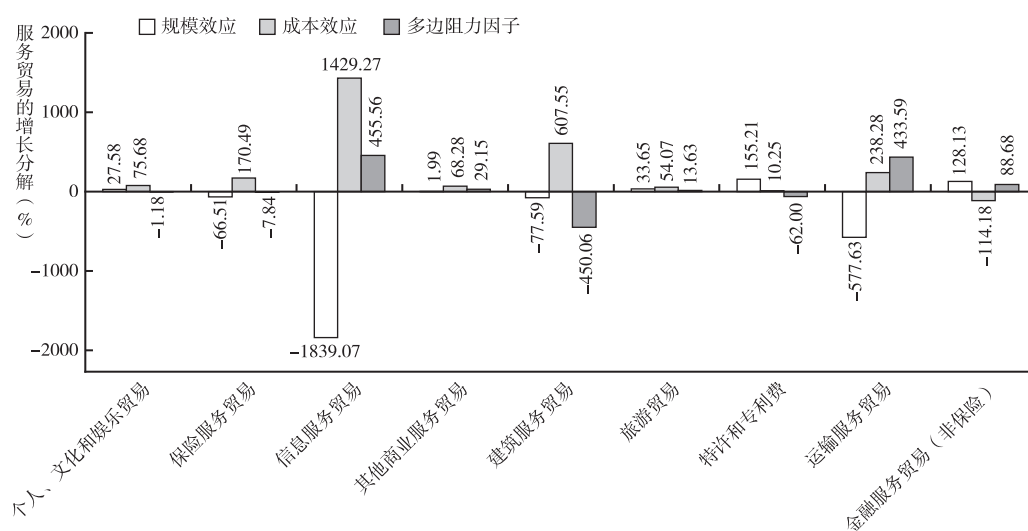


图2 细分行业的服务贸易增长分解

七、结论和建议

本文利用1948年以来全球622项自由服务贸易协定,匹配1995—2021年全球54个主要的服务贸易国家(地区)与215个贸易伙伴国(地区)的双边数据,分析服务贸易协定对服务贸易成本的影响,得到以下结论和启示。

第一,本文基于1948—2021年全球622项自由贸易协定,筛选出具有服务贸易条款的协定,并进

一步区分正面清单模式和负面清单模式。本文采用文本分析法发现,622项自由贸易协定中,包括199项服务贸易协定,其中49项采用负面清单模式。第二,缔结服务贸易协定后,双边服务贸易成本下降1.35%。负面清单是服务贸易协定削减双边服务贸易成本的重要渠道。当服务贸易协定中包含负面清单条款,双边服务贸易成本下降3.06%,正面清单的影响不显著。第三,服务贸易的增长分解结果显示,双边服务贸易成本下降是促进服务贸易增长的重要因素。1995—2021年,全球服务贸易增长的64.91%源于服务贸易成本的下降。此外,服务市场规模提升也是服务贸易增长的重要原因。样本期内,市场规模的扩张可以解释51.11%的服务贸易增长。

本文的研究有助于深入厘清服务贸易协定影响服务贸易流量的内在机理,为缔结高水平服务贸易协定,发展服务贸易提供有益的建议。一方面,想要创造服务贸易增长动能、扭转中国服务贸易逆差,必须推进服务贸易领域供给侧结构性改革,健全服务贸易促进体系,探索适应服务贸易创新发展的体制机制和政策措施,着力构建法治化、国际化、便利化的服务贸易营商环境。另一方面,缔结服务贸易协定时,需要注重服务业开放的深度,尤其要推广负面清单模式,降低市场准入门槛,鼓励服务出口商积极融入全球服务贸易多边体系。

参考文献:

1. 铁瑛、黄建忠、徐美娜:《第三方效应、区域贸易协定深化与中国策略:基于协定条款异质性的量化研究》,《经济研究》2021年第1期。
2. 李春顶、郭志芳、何传添:《中国大型区域贸易协定谈判的潜在经济影响》,《经济研究》2018年第5期。
3. 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。
4. 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》,《经济学(季刊)》2021年第4期。
5. 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。
6. Allen, T., Arkolakis, C., & Takahashi, Y., Universal Gravity. *Journal of Political Economy*, Vol.128, No.2, 2020, pp.393–433.
7. Amiti, M., Inter-industry Trade in Manufactures: Does Country Size Matter? . *Journal of International Economics*, Vol.44, No.2, 1998, pp.231–255.
8. Anderson, J., & Wincoop, V.E., Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *American Economic Review*, Vol.93, 2003, pp.170–192.
9. Anderson, J.E., Borchert, I., Mattoo, A., & Yotov, V.Y., Dark Costs, Missing Data: Shedding Some Light on Services Trade. *European Economic Review*, Vol.105, 2018, pp.193–214.
10. Arnold, J.M., Javorcik, B.S., & Mattoo, A., Does Services Liberalization Benefit Manufacturing Firms?: Evidence from the Czech Republic. *Journal of International Economics*, Vol. 85, No.1, 2011, pp.136–146.
11. Autor, D.H., & Salomons, A., Is Automation Labor-Displacing? Productivity Growth, Employment, and the Labor Share. NBER Working Papers, No.24871, 2018.
12. Baldwin, R., & Jaimovich, D., Are Free Trade Agreements Contagious? . *Journal of International Economics*, Vol.88, No.1, 2012, pp.1–16.
13. Baier, S., & Bergstrand, H., Economic Determinants of Free Trade Agreements. *Journal of International Economics*, Vol. 64, No.1, 2004, pp.29–63.
14. Baier, S., & Bergstrand, H., Do Free Trade Agreements actually Increase Members' International Trade? . *Journal of International Economics*, Vol.71, 2007, pp.72–95.
15. Beverelli, C., Fiorini, M., & Hoekman, B., Services Trade Policy and Manufacturing Productivity: The Role of Institutions. *Journal of International Economics*, Vol.104, 2017, pp.166–182.
16. Boehm, C., Levchenko, A., & Pandalai-Nayar, N., The Long and Short (Run) of Trade Elasticities. *American Economic Review*, Vol.113, No.4, 2023, pp.861–905.
17. Caliendo, L., & Parro, F., Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA. *The Review of Economic Studies*, Vol.82, No.1, 2015, pp.1–44.

- 18.Chen, M., & Joshi, S., Third-country Effects on the Formation of Free Trade Agreements. *Journal of International Economics*, Vol.82, No.2, 2010, pp.238–248.
- 19.Das, S., & Saha, A., Growth of Business Services: A Supply-side Hypothesis. *Canadian Journal of Economics*, Vol.48, No.1, 2015, pp.83–109.
- 20.Gervais, A., Estimating the Impact of Country-level Policy Restrictions on Services Trade. *Review of International Economics*, Vol.26, 2018, pp.743–767.
- 21.Hummels, D., Jørgensen, R., Munch, J., & Xiang, C., The Wage Effects of Offshoring: Evidence from Danish Matched Worker–firm Data. *American Economic Review*, Vol.104, No.6, 2014, pp.1597–1629.
- 22.Hoekman, B., & Shepherd, B., Services Productivity, Trade Policy and Manufacturing Exports. *The World Economy*, Vol.40, No.3, 2017, pp.499–516.
- 23.Johnson, R.C., & Moxnes, A., GVCs and Trade Elasticities with Multistage Production. NBER Working Paper, No.26018, 2019.
- 24.Krugman, P., Scale Economies, Product Differentiation and the Pattern of Trade. *American Economic Review*, Vol.70, 1980, pp.950–959.
25. Liu, X., & Ornelas, E., Free Trade Agreements and the Consolidation of Democracy. *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol.6, No.2, 2014, pp.29–70.
- 26.Novy, D., International Trade without CES: Estimating Translog Gravity. *Journal of International Economics*, Vol.89, No.2, 2013, pp.271–282.
- 27.Orefice, G., International Migration and Trade Agreements: The New Role of PTAs. *Canadian Journal of Economics*, Vol.48, No.1, 2015, pp.310–334.
- 28.Rodrik, D., What Do Trade Agreements Really Do?. *Journal of Economic Perspectives*, Vol.32, No.2, 2018, pp.73–90.
- 29.Simonovska, I., & Waugh, M.E., The Elasticity of Trade: Estimates and Evidence. *Journal of International Economics*, Vol.92, No.1, 2014, pp.206–221.
- 30.Silva, S., & Tenreyro, S., The Log of Gravity. *Review of Economics and Statistics*, Vol.88, No.4, 2006, pp.641–658.
- 31.Tombe, T., & Zhu, X.D., Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China. *American Economic Review*, Vol.109, No.5, 2019, pp.1843–1872.

Does Service Trade Agreements Restrain Service Trade Cost? On the Effectiveness of Positive and Negative Lists

CHEN Qifei, HAO Sijie (Nanjing University of Finance and Economics, 210023)

Summary: Due to the huge differences in trade liberalization across countries, WTO is yet to form a unified multilateral service trade opening-up system. As the coordination mechanism under the framework of multilateral negotiations is increasingly weakened, many countries have signed Free Trade Agreements (FTA). As a result, regional trade agreements have gradually become an important carrier of globalization (Baier and Bergstrand, 2004). Since the 1990s, global trade agreements have increased significantly, and trade agreements containing provisions on trade in services have surged in numbers (Lin Xi and Bao Xiaohua, 2018). Existing studies on service trade agreements and service trade relations have reached a relatively consistent conclusion: service trade agreements can significantly promote service trade flows (Lin Xi and Lin Qi, 2021; Tie Ying et al., 2021; Zhou Nianli, 2012). However, the internal mechanism for service trade agreements to enhance service trade flow is still in the “black box.” Can service trade agreements effectively reduce the cost of trade in services? The answer to this question can provide a solid theoretical basis for the trade effect of service trade agreements, which is of greatly theoretical significance and practical value.

As the service sector includes many key areas of the industrial system, such as finance, insurance, research and development, and information technology, policy makers are cautious about its opening-up. As domestic market rules are improved, how to coordinate the relationship between internal and external opening-up of the service sector has always been an issue of great political concern. Take the financial industry as an example. Although countries hope to reduce the external cost of the financial service industry, none of them wants to cut the domestic financial cost for they want to keep the monopoly rent of the financial industry (Rodrik, 2018). Thus, there are two different opening-up modes under the service trade agreement: the positive list and the negative list. Their key difference is that the former specifies the market access subjects, scopes, and fields allowed by the government, while the latter lists the areas of the economy the government decides not to open to trade, except for the prohibited areas listed. Under the positive list model, service suppliers can only enjoy national treatment within the scope of the list, while under the negative list model, they can enjoy the same preferential treatment as nationals of the host country outside the scope of the list. Compared with the positive list, the negative list gives the service suppliers more freedom of action; where the law does not prohibit, the market subject has the freedom of action. Whether a service trade agreement chooses a positive list model or a negative list model reflects the host country's attitude toward opening up the service sector: the positive list tends to be cautious, while the negative list is more open and more positive. The existing literature on trade agreements mainly focus on the impact of heterogeneous trade clauses on trade flows, with little attention to the trade agreements' selection of the opening-up model. Whether different models have differential effects is also the focus of this paper.

This paper measures the bilateral service trade costs of 54 countries (regions) and 215 trading countries (regions) from 1995 to 2021. On this basis, 622 global free trade agreements are used to identify the impact of service trade agreements on service trade costs. The following conclusions are drawn. First, service trade agreements can significantly restrain service trade costs. After the conclusion of the service trade agreement, the cost of bilateral service trade fell by 1.35%. Second, the negative list is an important channel for service trade agreements to reduce the cost of bilateral service trade. When the negative list clause is included in the service trade agreement, the bilateral service trade cost decreases by 3.06%. Positive lists do not have such a significant effect. Third, the analysis of service trade growth shows that the reduced bilateral service trade cost is an important factor for the growth of service trade. From 1995 to 2021, 64.91% of the growth in service trade was due to the decrease in service trade costs. In addition, the service market scale is also an important reason for the growth of service trade. During the sample period, 51.11% of the growth in service trade was due to the expansion of market size. Finally, this paper also uses a variety of methods including instrumental variables to test robustness, which effectively guarantees the reliability of the empirical results. The research findings of this paper are helpful to clarify the internal mechanism for service trade agreements to affect the service trade flow, and provide useful suggestions on signing multilateral service trade agreements, thus promoting the growth of trade in services.

Keywords: Service Trade Agreement, Service Trade Cost, Positive List, Negative List

JEL: F13, F15, O14

责任编辑:原 宏