

服务出口复杂度是否影响服务出口增长？^{*}

戴 翔

内容提要:本文在理论上探讨服务出口复杂度影响服务出口增长的作用机制,并借鉴国内外学术界目前普遍采用的最新方法,测算了包括中国在内的35个国家2000—2013年的服务出口复杂度,进而利用跨国面板数据实证检验了服务出口复杂度对服务出口增长的影响。结果发现,在有效控制人力资本、经济发展水平、有效汇率以及利用外资等因素后,单纯的服务出口复杂度提升,对服务出口增长并无显著影响,但其与国际市场上人均收入水平的交互作用,则对服务出口增长具有显著推动作用。据此,中国服务贸易的发展应注重“技术先行”战略,以此推动服务出口复杂度的提升,才能真正抓住服务“全球化”和“碎片化”深入演进的重要机遇,实现服务出口的“量质齐升”,避免跌入“扩张陷阱”。

关键词:服务贸易 服务出口 复杂度 出口增长

一、引言

自20世纪90年代以来,伴随着全球产业结构的不断调整和转型升级,尤其是发达经济体产业结构的不断“软化”、全球通讯信息技术革命的快速进步,以及全球服务贸易规则的不断推行,服务业只能局限于一国国内的格局已被打破,从而呈现出服务业“全球化”和“碎片化”的发展趋势,并由此带动了全球服务贸易的迅猛发展。在此背景下,学术界越来越认识到,服务贸易正成为带动全球贸易增长的“新引擎”,各国(地区)也均把服务贸易的发展状况视为一国(地区)参与全球合作与竞争能力的重要衡量指标。那么,是何种因素推动了全球服务贸易的快速发展?对此,国内外学术界进行了广泛探讨并取得了丰富成果。部分学者研究认为,全球产业结构升级是驱动全球服务贸易快速增长的根本因素(Imbs & Romain, 2003; McMillan & Rodrik, 2011),尤其是在全球产业结构大调整的过程中,新的世界经济结构不平衡发展,致使对国际服务的需求规模越来越大,从而使全球服务贸易有了很大的增长潜力(Weiss, 2010; Ahern & Harford, 2014)。

也有学者认为,全球产业结构调整只是为服务贸易发展奠定了产业基础,而服务贸易能否开展,取决于服务的“可贸易性”(Bartel et al, 2007; Keller & Yeaple, 2013)。因此,新科技尤其是信息技术革命使许多原先“不可贸易”的服务转化成“可贸易”的服务,才是推动全球服务贸易发展的根本力量(Beaudry et al, 2010; Jensen & Kletzer, 2010)。还有学者从全球货物贸易和全球对外直接投资的带动效应(Van der Marel & Shepherd, 2013; Nefussi & Schwellnus, 2010)以及产品内国际分工深入演进对“链接”不同生产区段和环节的“服务粘合剂”的内生需求等角度进行了探讨(Blinder, 2006; Grossman & Esteban, 2008)。

与全球服务贸易迅猛发展密切相关的一个客观事实是,近年来服务贸易的品种也在不断增多,且从传统和新型服务部门分离出来的服务新品种大多表现为技术和知识等高端要素密集型。世界贸易组织(WTO)发布的《2013年世界贸易报告》表明,从全球服务贸易结构来看,以通信、金融、保险、计算机和信息服务等为代表的商业服务在全球服务贸易中增长最快,服务贸易结构正逐渐转向知

^{*} 戴翔,中国社会科学院工业经济研究所、安徽财经大学国际经济贸易学院,邮政编码:100836,电子邮箱:aufedx@163.com。本文受到国家社科基金青年项目“我国服务出口复杂度变迁及提升问题研究”(14CJY055)和中国博士后科学基金特别资助项目“中国服务出口技术复杂度变迁及经济效应研究”(2014T70165)的资助。感谢匿名审稿专家的修改意见,文责自负。

识、智力和资本密集型的新兴服务贸易,昭示着未来产业和服务贸易发展的重要趋势。由此,从服务贸易技术内涵的角度而言,我们提出这样一个问题:服务出口技术复杂度是否影响了服务出口增长?如果是,那么其中可能的作用机制是什么?已有研究虽然有从出口产品品质研究其与出口关系的(Linder, 1961; Grossman & Helpman, 1991; Stockey, 1991; Murphy & Shleifer, 1997; Baldwin & Harrigan, 2011; Crozet et al, 2009; Kugler & Verhoogen, 2008),但此类研究基本上聚焦于货物尤其是制成品贸易,对服务贸易的研究还极为缺乏。况且,品质和出口技术复杂度也并非同等概念(施炳展等, 2013)。在服务出口技术复杂度的经济效应方面,目前少量研究主要侧重于经济增长效应和经济增长质量效应(Gable & Mishra, 2011; 戴翔, 2015),还没有关于服务出口技术复杂度与服务出口增长之间关系的研究。

鉴于此,本文力图从理论和实证层面回答服务出口复杂度是否影响服务出口增长。与现有文献相比,可能的边际贡献在于:第一,与现有关于出口的“质”影响出口“量”的研究主要侧重于货物贸易不同,本文着重从服务出口的角度作出专门探讨;第二,虽然大多理论和实证研究表明,产品品质对出口具有重要影响,但其讨论主要集中在回答“是”与“否”的问题上,缺乏从品质角度探讨出口增长问题,本文在这一方面做了拓展;第三,就服务出口的影响因素研究文献而言,目前研究聚焦的“决定因素”尚未关注到服务出口的“质”,更没有从“质”的视角对服务出口增长问题进行专门研究,而本文则对这一问题作出专门探讨。从服务出口“质”的角度探讨服务出口增长的意义在于:一方面,出口贸易对经济增长的积极作用基本已成为理论和实践部门的共识,因此,从理论和实证角度研究服务出口技术复杂度对服务出口增长的影响,有助于我们理解服务出口技术复杂度对经济增长的影响;另一方面,探讨服务出口技术复杂度对服务出口的影响机制及其效果,为我们研究中国服务出口扩张和贸易发展方式转变,提供了新的思路,这对于进一步推动中国服务贸易发展实现“量质齐升”,进而避免落入“扩张陷阱”具有重要的政策意义。

二、理论机制与待检验假说

一般而言,技术内涵更高的服务通常会索取更

高的价格,但与此同时,技术内涵的提升也会改变消费者的需求偏好水平。因此,综合来看,服务出口技术复杂度会通过下述几个方面的主要作用机制,影响服务出口增长。

一是价格作用机制。由一般的经济学原理可知,当一种商品的价格上升时,其需求量通常会相应下降。但是由于销售总收入是销售量和销售价格的乘积,因此,在“价升量跌”的共同影响下,其结果取决于需求弹性。显然,这一原理同样适用于贸易品。具体到服务出口而言,价格上升的效应有利于出口收入的增长,但是价格上升所带来的需求量下降又对出口收入增长产生反向作用。因此,一国服务出口技术复杂度的提升,到底是促进服务出口增长,还是抑制服务出口增长,显然要取决于服务需求弹性。通常而言,服务需求是缺乏弹性的,那么价格上升作用机制有可能会大于需求下降作用机制,从而使得出口额在一定程度上表现为增长趋势。即服务出口技术复杂度通过价格机制对出口额的影响,可能呈现较弱的正向影响。如果不求严格,我们承认服务出口技术复杂度的提升相应地会索取更高出口价格的话,那么就可以简单地将服务出口技术复杂度提升等同于出口价格的提升。这意味着单纯从服务出口技术复杂度自身看,而不考虑其他影响因素,那么其对服务出口增长的影响可能是正向弱影响。

二是需求偏好作用机制。当然,对需求量的影响更多地是基于原有偏好,即在消费者的偏好水平不变情况下,价格上升通常会引发消费需求量的下降。然而,当一种产品的价格上升是由于内涵的技术水平变化所导致时,此时单纯从价格变化的角度考察就会有失全面。这是因为,从产品异质性角度看,产品或服务的技术内涵提升后,实质上可以看成是有别于以往的一种“新”产品,而面对这种新产品,消费者的偏好水平会有所不同。通常而言,在价格相同的情况下,消费者对技术内涵更高的商品或者服务,需求偏好亦会更强烈。显然,这是一种正向的作用机制。基于这一意义,一国服务出口技术复杂度的提升,会改变国际市场上消费者的需求偏好,或者说强化国际市场上消费者的偏好水平,进而引发需求量的扩大。如果单纯考虑这种需求量的扩大,无疑会对服务出口增长产生重要的促进作用。

三是收入提升作用机制。实际上,消费者的需

求偏好水平和层次,与收入状况密切相关,这一点早已在经典的需求偏好理论中得到说明(Linder, 1961)。无论是从有形商品的不同技术和品质水平来看,还是从有形商品消费需求向无形服务消费需求演进来看,都是如此。即随着人们收入水平的提高,消费者对产品消费的品质和技术水平要求越来越高,用于购买技术内涵和品质水平更高的产品支出会增加。随着人们收入水平的提高,在消费者的支出比重中,服务消费所占比重会越来越高。由此可知,收入提升会强化消费者对更高技术内涵的服务消费需求偏好水平,从而引发需求量的上升。因此,一国服务出口技术复杂度的提升,在国际市场收入水平提升进而强化消费者需求层次的作用下,服务出口也会相应增加。

当然,较之于一般商品,服务所具有的一个特征就是,其需求的价格弹性和需求的收入弹性与其他商品略有差异。具体来说,服务需求的价格弹性相对较小甚至较为缺乏弹性。换言之,消费者对服务价格的变化不太敏感,服务价格的上升往往不会导致服务需求量的大幅下降。这一点无论在理论分析和实证研究中,都基本成为共识(Houthakker, 1976; Costinot, 2009)。与服务需求的价格弹性较小不同,服务需求的收入弹性往往较大或者说富有弹性,尤其是收入提高时会带来服务需求的大幅增加。这一点在既有的理论和实证研究中基本上也得到了学术界的一致认可(Fuchs, 1968; Francois, 1993)。因此,如果考虑服务本身所具有的有别于一般商品的上述特性,那么结合以上三种作用机制的分析,我们可以得到如下两个假说:

假说1:服务出口技术复杂度的提升会对服务出口增长产生较弱的正向影响。

假说2:服务出口技术复杂度的提升会引发服务出口增长。

三、计量模型、变量测度与数据说明

为了检验两种假说,本部分及以下部分的内容,将利用跨国面板数据进行经验验证,以进一步明晰服务出口技术复杂度是否显著影响了服务出口增长。

(一)被解释变量

相对而言,国际收支统计(BOP)是唯一能够为全面地反映全球服务贸易状况且跨国可比性较强的权威统计,鉴于此,本文采用国际组织基于BOP

方法统计的服务出口贸易额(EX)作为被解释变量。

(二)解释变量

根据本文的研究目标,模型的关键解释变量为服务出口技术复杂度。Hausmann et al(2005)提出了有关制成品出口技术复杂度测度方法。其合理性及易操作性,已被国内外学术界借鉴到服务贸易研究领域(Gable & Mishra, 2011;程大中,2013)。本文也以该方法测算服务出口技术复杂度,作为服务出口品质的替代变量。具体而言,其测度方法可分两步进行。首先,测算某一分项服务的技术含量(TSI),测度公式为:

$$TSI_k = \sum_j \left[\frac{x_{jk}/X_j}{\sum_j (x_{jk}/X_j)} Y_j \right] \quad (1)$$

其中, TSI_k 表示分项服务k的技术含量, x_{jk} 表示国家j的服务分项k出口额, X_j 表示国家j的服务出口总额, x_{jk}/X_j 表示国家j服务分项k出口在服务出口总额中的占比, Y_j 表示国家j的人均GDP。其次,计算一国服务出口技术复杂度指数(ES),计算公式为:

$$ES = \sum_k \left(\frac{x_k}{X} TSI_k \right) \quad (2)$$

其中, x_k 表示该国服务分项k的出口额, X 表示该国服务贸易出口总额。按照上述测度方法,在数据可获性前提下,可以测算任何一国在任何年度的服务出口技术复杂度指数。由以上的测度方法可知,一国服务出口技术复杂度的变化主要取决于两个因素,一是具有不同TSI值的服务出口分项在一国(地区)的服务总出口中所占比重,或者说服务出口分项结构的分布状况;二是伴随技术进步可能带来的同一服务分项的TSI值逐步增大。相比于货物贸易的统计数据而言,现行关于服务贸易的统计数据,还远远达不到像货物贸易那样“细致”。因此,在相对“宏观”分类层面上的服务贸易统计数据,很难真实反映一国(地区)在某一“宏观”分类项下的“亚分项”演进,尤其是在服务业如同制造业一样的“碎片化”发展趋势日益深入演进情况下,情况更是如此。WTO发布的《2013年世界贸易报告》指出,当前在金融、保险、通信、计算机和信息服务等商业服务领域,不断衍生出新的服务提供流程和环节并成为国际服务贸易的重要内容,一些最新的实证研究也表明服务价值链在全球分工演进中的迅猛发展状况(裴长洪等,2014;Rainer & Maurer,2015)。实际上,在“碎片化”趋势特征下掩盖于“宏观”层面统

计数据中的这种“亚分项”演进,其实恰恰可以通过 TSI 值的变动来衡量。

服务出口技术复杂度对服务出口的影响,可能会因国际市场上收入水平提高而得到正向的强化作用。换言之,服务出口技术复杂度与外部收入水平提高的收入效应可能对服务出口的影响更为显著。为此,我们将服务出口技术复杂度与收入水平的交互项纳入到计量模型之中。至于如何测度出口市场的收入水平(WR),最为理想的方式是获取出口目的国的人均 GDP 数据。然而,由于所能获得的各国服务出口统计数据并未细分到每一具体出口目的国市场,因此,我们将其向国际市场的出口视为一“整体”,采用世界人均 GDP 作为替代变量。考虑到计量检验结果的稳健性和可靠性,我们还选取了如下几个变量作为控制变量,即人力资本存量(HU)、各服务出口国的人均 GDP 水平(PC)、有效汇率(REER)、利用外资存量额占 GDP 比重(FDI)。据此,本文设定如下面板数据模型以计量检验服务出口技术复杂度是否对服务出口具有显著影响:

$$\begin{aligned} \ln EX_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln ES_{i,t} + \alpha_2 \ln ES_{i,t} * \ln WR_t \\ & + \alpha_3 HU_{i,t} + \alpha_4 \ln PC_{i,t} + \alpha_5 REER_{i,t} \\ & + \alpha_6 FDI_{i,t} + \mu_i + \nu_i + \epsilon_{i,t} \quad (3) \end{aligned}$$

其中,下标 i 表示国家, t 表示时期(即年份), u 表示时期固定效应变量, ν 表示国家固定效应变量, ϵ 表示误差项。此外,由于不同变量的水平值存在巨大差异,因此,我们在计量分析过程中对服务出口额变量(EX)、服务出口技术复杂度变量(ES)、世界人均 GDP(WR)以及各服务出口国人均 GDP 变量(PC)取了自然对数。

(三)数据来源及说明

上述各变量的统计数据,世界人均 GDP 来自联合国贸发会议统计数据库的统计数据,其他数据包括测度服务出口技术复杂度所需要的样本国家服务贸易额以及人均 GDP 数据,均来自 OECD 数据库提供的基础数据(<http://stats.oecd.org>)。由于既要考虑样本国家的代表性,又要考虑样本国家统计数据的非缺失性和连续性,为此,本文最终确定 35 个样本国,并将样本区间设定为 2000—2013 年。35 个国家分别为:奥地利、澳大利亚、比利时、智利、加拿大、捷克、芬兰、丹麦、法国、希腊、德国、匈牙利、爱尔兰、冰岛、意大利、韩国、日本、卢森堡、荷兰、新西兰、墨西哥、挪威、葡萄牙、波兰、西班牙、斯洛伐克、瑞典、土耳其、瑞士、英国、美国、中国、俄罗斯、印度和巴西。为剔除价格变化的影响,增强跨国面板数据的统一性和可比性,对于计量模型中涉及价格因素的变量,在使用过程中均统一折算为 2005 年可比美元价格。

此外,需要进一步说明的是,在 OECD 数据库提供有关服务贸易统计数据中,包括运输、旅游、建筑服务、通讯服务、金融服务、保险服务、版权和特许费、计算机和信息服务、个人、文化和娱乐服务、其他商业服务以及政府服务等 11 大类。在统计数据库提供的 11 大类分项服务统计数据中,剔除了政府服务而仅保留和采用另外 10 大类分项服务贸易统计数据,据此测度服务出口技术复杂度。

(四)测算结果及关键变量的描述性统计

为了明晰 10 类分项服务技术复杂度 TSI 的变化趋势及其特征,表 1 报告了各分项服务 2000—2013 年的测算结果。

表 1 各分项服务的 TSI 值:2000—2013

	运输	旅游	建筑服务	通讯服务	保险服务	金融服务	计算机和信息服务	专利和特许费	个人文化和娱乐服务	其他商业服务
2000	24522	20190	19121	25407	30051	36417	38046	39205	22756	38728
2001	24744	20442	20533	26240	28591	37539	35588	36683	25284	36935
2002	24138	19083	22142	25701	28904	35246	31057	32105	27811	32815
2003	23868	19032	20738	25917	26514	34246	27840	28682	30339	29876
2004	25246	20915	21016	25978	27707	36328	28453	29285	32866	30774
2005	29378	25194	24946	29059	33712	42309	31448	32349	35394	34423
2006	32791	28566	29263	32930	39620	45940	36334	37143	37922	38984
2007	34992	29741	35640	37585	45198	48707	41459	42024	40449	43442
2008	37532	33049	28850	36662	45087	48875	38569	39743	42977	41651
2009	42505	38004	31696	42893	47276	53098	41178	41934	45504	44248
2010	45373	41409	34651	46861	51600	58270	48221	49386	48032	51244

续表 1

	运输	旅游	建筑服务	通讯服务	保险服务	金融服务	计算机和信息服务	专利和特许费	个人文化和娱乐服务	其他商业服务
2011	46254	41833	36611	50828	55925	63442	55264	56839	50560	58241
2012	47135	42257	38571	54796	60249	68613	62307	64291	53087	65237
2013	48015	42679	40535	58756	64576	73790	69363	72306	55615	72225

数据来源:作者计算。

从表 1 可知,同一分项服务的 *TSI* 值在不同年度大小不一,且从时间上看,不同分项服务 *TSI* 值大都呈逐步提升的趋势,这在一定程度上内含了技术进步的可能以及价值链分工不断细化(即前文所述的“亚结构”演进)的影响。此外,如果将 10 类分项服务按照惯常方式划分为传统服务部门(主要包括建筑服务、运输和旅游)和新型服务部门(主要包括计算机和信息服务、保险服务、金融服务等)的话,那么对表 1 的测算结果进一步的观察可以看出,传统服务部门中各分项服务的 *TSI* 值,与新型服务部门中各分项服务的 *TSI* 值相比,在同一年度上不仅

前者均要小于后者,并且从时间演进趋势来看,前者上升的速度也显著滞后于后者。这种差异化或许能够在一定程度上说明,从技术内涵的视角看,较之传统分项服务而言,新型分项服务可能更具广阔的技术提升空间和发展潜力。

计量模型(3)中各关键变量的描述性统计见表 2。

四、实证结果分析

在进行实证分析之前,为了避免可能的多重共线性问题,首先对计量模型中各关键变量进行相关系数检验,结果见表 3。

表 2 各关键变量的描述性统计

	EX	ES	WR	HU	GDP	REER	FDI
均值	27436.33	11.37617	7813.519	4.863155	12443.21	4.579509	1.211041
中值	7.30968	10.7323	7642.929	4.784505	4133.644	4.605155	0.330062
最大值	607742.7	14.3112	10418	14.0591	112726.4	5.55497	48.5365
最小值	0.08538	8.87762	5266.714	1.20455	115.28	3.8764	0.000563
标准差	83932.97	1.412573	1843.626	1.870166	18919.74	0.130341	4.717061

表 3 各关键变量之间的相关系数矩阵

	EX	ES	WR	HU	GDP	REER	FDI
EX	1	—	—	—	—	—	—
ES	-0.2230	1	—	—	—	—	—
WR	-0.0242	-0.0003	1	—	—	—	—
HU	-0.0762	0.1250	0.0119	1	—	—	—
GDP	0.0927	-0.1233	0.0814	-0.1286	1	—	—
REER	-0.0567	-0.1237	-0.0563	-0.1326	-0.0098	1	—
FDI	-0.0465	-0.0476	-0.0244	0.1598	-0.0675	-0.0116	1

从表 3 可知,各关键变量之间的相关系数绝对值均在 0.3 以下,说明变量间并不存在明显的多重共线性问题。

(一) OLS 回归估计结果

由于仅仅以所选样本国自身效应为条件研究服务出口技术复杂度对服务出口的影响,因此,本文采用固定效应模型对上述计量模型(3)进行回

归估计。考虑到估计结果的可靠性和稳定性,以服务出口技术复杂度作为基础解释变量,然后再依次纳入其他控制变量进行回归,所得回归结果见表 4。

表 4 回归结果中的第一列,是仅以服务出口技术复杂度作为基础变量进行回归估计所得;第二列至第六列的估计结果,是在依次纳入服务出口

技术复杂度与世界人均 GDP 的交互项,以及其他控制变量后,进行回归估计所得。后续各表呈列回归结果的逻辑与表 4 一致。从第一列的回归结果来看,服务出口技术复杂度的系数回归值虽然为正,但并未通过显著性检验。即单纯的服务出口技术复杂度提升,对服务出口增加并没有显著积极影响,但具有较弱的正向影响,这一结果与前文理论假说 1 相吻合,从而在一定程度上验证了理论假说 1。从第二列的回归结果来看,在计量模型中纳入服务出口技术复杂度与世界人均 GDP 的交互项后,单纯的服务出口技术复杂度变量本身,无论从其系数估计值的正负来看,还是从其显著性检验来看,与第一列均无实质性差异。但值得我们注意的是,服务出口技术复杂度与世界人均 GDP 的交互项,其系数估计值为正,且在 5% 的

水平下通过了显著性检验。这意味着,同时考虑服务出口技术复杂度与世界人均 GDP 的交互作用后,单纯的服务出口技术复杂度对服务出口增长仍没有显著影响,但与其与世界人均 GDP 的交互作用对服务出口增长产生了显著的促进作用。这与前文理论假说 2 相吻合。换言之,服务出口技术复杂度与世界人均收入水平的共同提升,促进了服务出口的增长。从第三列至第六列的回归结果来看,在纳入人力资本、服务出口国人均 GDP、有效汇率以及 FDI 等控制变量后,服务出口技术复杂度及其与世界人均 GDP 交互项,无论是系数估计值的正负还是显著性,均没有发生实质性改变,说明估计结果具有稳定性。总之,从表 4 的回归结果来看,前文理论假说 1 和理论假说 2 得到了初步检验。

表 4 OLS 回归估计结果

被解释变量 解释变量	服务贸易出口额增长率					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LnES	0.121517 (0.52)	0.119325 (0.46)	0.103129 (0.22)	0.093288 (0.56)	0.101528 (0.39)	0.093166 (0.58)
LnES * LnWR	—	0.203843** (2.31)	0.195312** (2.13)	0.213816** (2.33)	0.189726** (2.51)	0.193126** (2.33)
HU	—	—	0.103326** (3.09)	0.091382** (2.44)	0.092316** (3.12)	0.091325** (3.51)
LnPC	—	—	—	1.562017* (1.91)	1.491235* (1.94)	1.501326* (1.91)
REER	—	—	—	—	-0.391217** (-2.17)	-0.375327** (-2.38)
FDI	—	—	—	—	—	0.017332* (1.88)
常数项	3.281829 (1.55)	4.012874 (1.28)	6.031285* (1.96)	5.132866 (1.35)	6.153628* (1.93)	5.832189** (2.01)
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
判决系数 R ²	0.462123	0.468918	0.493211	0.501355	0.513928	0.521326
样本观测数	490	490	490	490	490	490

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平下显著,括号内的数值为 t 统计量。

至于其他控制变量,从第三列和第六列的回归结果来看,人力资本变量的系数估计值为正,并在 5% 的水平下通过了显著性检验,表明人力资本水平的提高有助于促进服务出口增长。这与现有关于人力资本是服务贸易比较优势重要决定因素的理论分析是一致的。就服务出口国的人均 GDP 变量而言,

第四列和第六列的系数估计值均为正,且在 10% 的水平下通过了显著性检验,说明人均 GDP 水平或者说经济发展水平对服务出口具有正向作用。当然,这一结果与经济发展及产业结构演进理论的预期也是相吻合的。就有效汇率指数的回归系数估计值而言,第五列和第六列的结果均为负,且均在 5% 的水

平下通过了显著性检验,说明一国货币升值不利于其服务出口增长。尽管有关汇率变化对一国出口贸易的影响,在理论分析和实证检验中都存在一定的争论和分歧,但从本研究所得结论来看,汇率升值对服务贸易出口的影响是不利的。至于利用外资额变量,第六列的回归结果表明,其系数估计值为正,且在10%的水平下通过了显著性检验,表明利用外资对服务出口有积极促进作用。这一结果实际上与当前全球对外直接投资的产业结构变化情况也是吻合的。联合国贸发会议发布的《2014年世界投资报告》指出,近年来,无论是从全球对外直接投资流量来看,还是从存量来看,投资于服务业领域的FDI已经显著超过了投资于制造业领域的FDI,全球对外直接投资正加快向服务业聚集(UNCTAD, 2014)。由此可见,全球对外直接投资结构变化的新特征,必然带动服务贸易的发展。

(二)系统GMM估计结果

由于出口贸易具有持续性特征,即本期服务出口可能对下一期服务出口产生影响,因此,服务出口额的滞后项也应作为解释变量之一纳入到上述计量模型(3)之中。相应地,有如下动态面板数据模型:

$$\begin{aligned} \text{LnEX}_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{LnEX}_{i,t-1} + \alpha_2 \text{LnES}_{i,t} \\ & + \alpha_3 \text{LnES}_{i,t} * \text{WR}_t + \alpha_4 \text{HU}_{i,t} \\ & + \alpha_5 \text{LnPC}_{i,t} + \alpha_6 \text{REER}_{i,t} + \alpha_7 \text{FDI}_{i,t} \\ & + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

式(4)中,由于被解释变量的滞后一期被作为解释变量引入,于是就会产生与扰动项的相关性问题。同时,服务出口与其余解释变量之间也可能存在反向因果关系。为此,我们采用广义矩估计方法(GMM)估计模型(4)。广义矩估计方法包括系统估计法(SYS-GMM)和一阶差分估计法(DIF-GMM),相较于一阶差分估计法而言,系统GMM法所得估计结果更为可靠。需要指出的是,在系统GMM估计过程中还需对变量进行类型选择,即哪些变量属于内生变量或外生变量。基于本文研究目的和内容,我们将服务出口技术复杂度及其与世界人均GDP的交互项视为内生变量,将其他变量视为外生变量。据此,我们选择“一步法”系统广义矩估计方法对模型(4)进行估计,所得结果见表5。其中,在表5的最后几行关于模型设定的主要检验结果中,Sargan检验结果以及AR(2)统计量总体表明系统广义矩估计是有效的。

表5 系统GMM回归估计结果

被解释变量 解释变量	服务出口额					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LnEX(-1)	0.801217** (6.51)	0.813177** (5.86)	0.790128** (6.33)	0.812819** (6.55)	0.793325** (5.43)	0.802513** (5.28)
LnES	0.129388 (0.56)	0.118635 (0.41)	-0.115976 (0.63)	0.112190 (0.54)	-0.120133 (0.49)	0.112816 (0.59)
LnES * LnWR	—	0.201211** (2.41)	0.198974** (2.18)	0.195633** (2.55)	0.198352** (2.28)	0.213012** (2.43)
HU	—	—	0.099128** (3.01)	0.098725** (3.22)	0.102133** (3.16)	0.098354** (3.28)
LnPC	—	—	—	1.513628** (2.25)	1.493312* (1.95)	1.502895* (1.96)
REER	—	—	—	—	-0.391207** (-2.16)	-0.389935** (-2.55)
FDI	—	—	—	—	—	0.015976* (1.93)
常数项	-1.321258 (-0.96)	-1.621356 (-1.29)	-3.653534 (-1.35)	-2.998327 (-1.09)	-3.102136 (-1.21)	-3.102136 (-1.21)
样本观测数	420	420	420	420	420	420
Wald- χ^2 统计量	71.58	72.11	93.25	78.36	93.78	89.12

解释变量	服务出口额					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Sargan 检验	22.63218 (0.8401)	22.12357 (0.9036)	28.03043 (0.92015)	19.8752 (0.7705)	23.5976 (0.8307)	22.9783 (0.8425)
AR(1)检验 p 值	0.0521	0.0987	0.1215	0.1726	0.1542	0.1276
AR(2)检验 p 值	0.5830	0.6121	0.7328	0.8129	0.8312	0.8821

注:(1)括号内的数字为系数估计值的 z 统计量,*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平;(2)AR(1)和 AR(2)检验的原假设 H_0 为“扰动项不存在自相关”,系统 GMM 估计的一致性,要求差分方程不存在二阶或者更高阶的自相关,但允许存在一阶自相关,原假设下统计量服从标准正态分布;(3)Sargan 检验的原假设 H_0 为“工具变量过度识别”,若原假设被接受,则表明工具变量的选择是合理的,原假设下统计量服从卡方分布。

依据表 5,我们得出以下几个基本结论:第一,在第一至第六列的回归结果中,作为解释变量的滞后一期服务出口贸易额,其系数估计值均为正,且均在 1%的水平下通过了显著性统计检验,表明其对当期服务贸易出口额的确具有显著正向影响,从而说明服务贸易出口的确在一定程度上存在“惯性”和“持续性”特征。第二,在第一至第六列的回归结果中,作为基础解释变量之一的服务出口技术复杂度,其系数估计值大多为正但却没有通过显著性检验,这一情况均与前文各表的回归结果基本一致,说明单纯的服务出口技术复杂度本身对服务出口增长只有较弱的正向影响。第三,第二至第六列的回归结果均表明,无论是否在模型中纳入其余控制变量,世界人均 GDP 与服务出口技术复杂度交互项的系数估计值都为正,且至少在 5%的水平下通过了显著性检验。这与前文各表的回归结果也是一致的。第四,从第三列和第六列的回归结果来看,作为控制变量的人力资本、人均 GDP 以及利用外资额,系数估计值为正且至少在 5%的水平下通过了显著性检

验,表明其对服务出口具有正向促进作用;而有效汇率的系数估计值为负且在 10%的水平下显著,表明其对服务出口具有抑制作用。这些结果也与前文各表的回归结果一致。

(三)稳健性检验

以服务出口贸易额为被解释变量,尽管能够较好地说明服务出口技术复杂度及其与世界人均 GDP 的交互作用对服务出口规模变化的影响,但却无法反映对服务出口增长率是否具有影响。据此,为了进一步验证前述回归结果的稳定性和可靠性,我们利用服务贸易出口额增长率(EG)作为模型(4)的被解释变量,进行进一步的稳健性分析。相对而言,采用服务贸易出口额增长率作为被解释变量,不仅能够进一步说明服务出口技术复杂度变化及其与世界人均收入交互作用对服务出口规模的影响,而且还能够从服务出口技术复杂度的视角,在一定程度上揭示不同国家服务出口增长率差异的可能原因。以服务贸易出口额增长率作为被解释变量,所得回归结果见表 6。

表 6 稳健性检验结果

解释变量	服务贸易出口额增长率					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LnEG(-1)	0.134729** (2.15)	0.131529** (2.33)	0.120849** (2.35)	0.120135** (2.24)	0.113987** (2.64)	0.120135** (2.21)
LnES	3.132169 (1.22)	3.152109 (1.35)	3.089231 (1.59)	3.321566 (1.21)	3.251366 (1.35)	3.078922 (1.29)
LnES * LnWR	—	0.045913** (3.28)	0.042816** (2.15)	0.041235** (2.33)	0.041321** (2.51)	0.039879** (2.37)
HU	—	—	1.398726** (2.15)	1.352891** (2.36)	1.321785** (2.46)	1.310288** (2.33)
LnPC	—	—	—	2.391874* (1.93)	2.298973* (1.95)	2.301211** (1.92)

续表 6

解释变量	被解释变量	服务贸易出口额增长率					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
REER		—	—	—	—	-4.129088** (2.01)	-4.152188** (-2.58)
FDI		—	—	—	—	—	1.093524** (2.65)
常数项		-19.253334 (-0.86)	-19.163532 (-0.93)	-20.13215 (-1.25)	-19.427251 (-0.89)	-20.102313 (-1.35)	19.887624 (-1.28)
样本观测数		420	420	420	420	420	420
Wald- χ^2 统计量		18.78	19.36	14.68	15.47	14.69	13.92
Sargan 检验		18.4875 (0.3601)	27.9544 (0.4385)	25.0128 (0.4102)	17.9376 (0.4011)	19.3735 (0.4123)	20.1285 (0.4353)
AR(1)检验 p 值		0.0769	0.1218	0.1427	0.1359	0.1913	0.2146
AR(2)检验 p 值		0.7325	0.5136	0.6028	0.6983	0.7122	0.7328

注:同表 5。

从表 6 可知,当我们将服务贸易出口额增长率作为被解释变量时,作为基础性解释变量的服务贸易出口额增长率滞后一期,对当期服务贸易出口额增长率具有显著正向影响,从而进一步说明服务贸易出口的“持续性”和“惯性”特征。而单纯的服务出口技术复杂度变量本身,各列回归系数值虽然为正但均不具有显著影响,而服务出口技术复杂度与世界人均 GDP 的交互项,各列的回归系数估计值均为正且至少在 5% 的水平下通过了显著性检验,表明

其对服务出口增长率是具有显著提升作用的。总之,将表 6 的回归结果与前述各表的回归结果进行比较,容易发现,这些关键解释变量对服务出口影响的方向性和显著性基本一致,从而说明前述各表回归结果所揭示的服务出口技术复杂度及其与世界人均 GDP 交互作用对服务出口影响结论的稳健性和可靠性。对其他控制变量而言,表 6 所得回归结果与前述各表也基本一致,说明前述有关控制变量的回归结果也是稳健的。

表 7 稳健性检验结果

解释变量	被解释变量	服务出口额					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
LnEX(-1)		0.102835** (2.27)	0.107933** (2.51)	0.110312** (2.18)	0.108925** (2.16)	0.115976** (2.82)	0.113928** (2.55)
LnCSI		1.352816 (1.26)	1.297355 (1.41)	1.231988 (1.63)	1.187932 (1.35)	1.201233 (1.58)	1.198325 (1.33)
LnCSI * LnWR		—	0.028359** (3.16)	0.026933** (2.68)	0.027122** (2.51)	0.028015** (2.68)	0.02795342** (2.42)
HU		—	—	1.370928** (2.33)	1.338926** (2.58)	1.350925** (2.52)	1.360822** (2.61)
LnPC		—	—	—	2.281789* (1.95)	2.301221* (1.94)	2.290877** (1.94)
REER		—	—	—	—	-3.987682** (2.32)	-3.932988** (-2.36)
FDI		—	—	—	—	—	1.126325** (2.44)
常数项		-8.535663 (-0.89)	-7.654364 (-0.56)	-8.076856 (-1.33)	-9.132343 (-0.67)	-8.563563 (-0.85)	9.746445 (-1.06)

解释变量	被解释变量					
	服务出口额					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
样本观测数	420	420	420	420	420	420
Wald- χ^2 统计量	16.99	18.52	15.36	16.13	15.28	14.77
Sargan 检验	19.5235 (0.3702)	25.6984 (0.4106)	24.3516 (0.4016)	19.3357 (0.3698)	21.5433 (0.3916)	20.3988 (0.4001)
AR(1)检验 p 值	0.1021	0.1123	0.0972	0.0896	0.1035	0.2514
AR(2)检验 p 值	0.8126	0.6355	0.5984	0.6033	0.6987	0.7124

注:同表 5。

此外,为了进一步检验前述回归结果的稳定性和可靠性,我们借鉴 Fan et al(2006)提出的测度制成品出口技术复杂度的方法,重新测算样本期内各样本国家的服务出口技术复杂度指数,作为解释变量进行进一步的稳健性分析。其具体的测算也分两步进行,首先利用公式 $PSI_k = \frac{\sum_j x_{j,k} Y_j}{X_k}$ 测算某一项服务的技术复杂度。其中, $x_{j,k}$ 表示 j 国分项服务 k 的出口额, Y_j 表示 j 国的人均 GDP 水平, X_k 表示分项服务 k 的全球出口总额, PSI_k 表示分项服务 k 的技术复杂度水平。其次,利用公式 $CSI = \frac{\sum_k x_{j,k} PSI_k}{X_j}$ 测算一国服务出口的总体复杂度水平。其中, X_j 表示 j 国服务出口总额, CSI 表示 j 国服务出口技术复杂度。据此对动态面板数据计量模型(4)进行重新估计,所得结果见表 7,其结果再次表明前述回归结果基本稳健。

五、结论与启示

随着服务“全球化”和“碎片化”的演进,全球服务贸易得到了迅猛发展,而与此相伴的一个重要特征事实是,具有技术和知识等高端要素密集型的服新品种不断涌现,并成为服务贸易领域中增长较快甚至最快的部分。因此,从技术内涵的角度来看,服务出口“质”的提升是否影响了服务出口增长,是一个需要从理论和实证角度进行探讨的重要课题。鉴于此,本文在理论分析服务出口的品质水平可能影响服务出口增长的作用机制基础上,借鉴目前国内外学术界普遍采用的测度服务出口技术复杂度的最新方法,测算了包括中国在内的 35 个国家 2000—2013 年的服务出口技术复杂度,作为服务出口品质的替代变量,据此采用跨国面板数据实证分析了服务出口技术复杂度对服务出口增长的影响。在有效控制人力资本、经

济发展水平、有效汇率以及利用外资等可能影响服务出口增长的因素后,计量检验结果表明:(1)单纯的服务出口技术复杂度提升,对服务出口增长并没有显著性影响,或者说对服务出口增长的影响具有不确定性,这种不确定性可能源于价格上升的正向作用机制和需求下降的逆向作用机制的相互“抵消”。(2)服务出口技术复杂度与世界人均 GDP 的交互作用,对服务出口增长表现出显著的积极推动作用,意味着在世界人均 GDP 增长推动下强化了国际市场对高技术服务出口的需求偏好程度,进而对服务出口增长产生积极作用。(3)就其余控制变量而言,人力资本、经济发展水平以及利用外资额,对服务出口增长也具有正向促进作用,而有效汇率指数升高对服务出口增长具有抑制作用。

本文研究不仅为我们理解全球服务出口快速增长提供了一个新的视角,而且对于中国服务贸易发展也具有重要的政策意义。近年来,中国服务贸易发展虽然实现了规模的快速扩张,进而“跻身”世界前三,但服务贸易逆差呈不断扩大之势,且逆差主要集中于金融、保险等高端要素密集型服务领域。这或许正是在服务“全球化”和“碎片化”的大背景下,中国以“低端嵌入”方式融入全球服务价值链的结果和表现。换言之,尽管服务“全球化”和“碎片化”的深入演进为中国服务贸易规模扩张带来了战略机遇,乃至从服务出口技术复杂度提升的角度带来了机遇,但是相对于在高端服务领域具有主导优势的发达经济体而言,“比较优势”的分工原理或许会抑制中国服务出口技术复杂度的提升,进而不利于服务出口核心竞争优势的培育,逆差的局面难以从根本上逆转。十八大报告明确指出,要“大力发展服务贸易,形成以技术、质量、服务为核心的出口竞争新优势”,此处,技术和质量的“核心”意义显然也应该意蕴在服务出口之中。因此,在服务贸易发展层面上,从规模扩张向质量和效益转变的提法,更准确地

应该表述为二者的“并行不悖”，所谓的“结构性减速”在服务贸易的发展中也不必过于担心。为此，在进一步扩大中国服务业开放过程中，要注重“技术先行”，唯有如此，才能抓住服务“全球化”和“碎片化”的战略机遇，实现服务贸易发展的“量质齐升”，避免备受争议的我国制造业所谓“低端嵌入”乃至“低端锁定”不利情形在服务贸易领域再次上演。

参考文献：

- Ahern, K. & J. Harford(2014), “The importance of industry links in merger waves”, *Journal of Finance* 69(2):527—576.
- Baldwin, R. E. & J. Harrigan(2011), “Zeros, quality and space: Trade theory and trade evidence”, *American Economic Journal: Microeconomics* 3(1):60—88.
- Bartel, A., I. Casey & K. Shaw(2007), “How does information technology affect productivity?”, *Quarterly Journal of Economics* 122(4):1721—1758.
- Beaudry, P., M. Doms & E. Lewis(2010), “Should the personal computer be considered a technological revolution? Evidence from U. S. metropolitan areas”, *Journal of Political Economy* 118(5):988—1036.
- Blinder, A. S. (2006), “Offshoring: The next industrial revolution?”, *Foreign Affairs* 85(2):113—128.
- Costinot, A. (2009), “On the origins of comparative advantage”, *Journal of International Economics* 77(2):255—64.
- Crozet, M., K. Head & T. Mayer (2009), “Exporter prices, quantities, and cross-market sorting: Discriminating evidence from France”, mimeo.
- Fan, G., C. H. Kwan & Z. Z. Yao(2006), “Analyzing the foreign trade structure based on technologies of traded goods”, *Economic Research Journal* 12(8):70—80.
- Francois, J. (1993), “Explaining the pattern of trade in producer services”, *International Economic Journal* 7(3):23—31.
- Fuchs, V. R. (1968), *The Service Economy*, Columbia University Press.
- Gable, S. L. & S. Mishra(2011), “Service export sophistication and Europe’s new growth model”, World Bank Policy Research Working Paper Series 5793.
- Grossman, G. M. & R. H. Esteban(2008), “Trading tasks: A simple theory of offshoring”, *American Economic Review* 98(5):1978—97.
- Grossman, G. M. & E. Helpman(1991), *Innovation and Growth in the Global Economy*, MIT Press.
- Hausmann, R., Y. Huang & D. Rodrik(2005), “What you export matters”, NBER Working Paper No. 11905.
- Houthakker, H. S. (1976), “The calculation of bilateral trade patterns in a Ricardian model with intermediate products and barriers to trade”, *Journal of International Economics* 6(3):251—288.
- Imbs, J. & W. Romain(2003), “Stages of diversification”, *American Economic Review* 93(1):63—86.
- Jensen, J. B. & L. G. Kletzer(2010), “Measuring tradable services and the task content of offshorable services jobs”, In: G. Katharine et al(eds.), *Labor in the New Economy*, University of Chicago Press.
- Keller, W. & S. Yeaple(2013), “Gravity in the knowledge economy”, *American Economic Review* 103(4):1414—1444.
- Kugler, M. & E. Verhoogen(2008), “The quality-complementarity hypothesis: Theory and evidence from Colombia”, NBER Working Paper No. 14418.
- Linder, S. (1961), “An essay on trade and transformation”, *Economica* 31(121):86—90.
- McMillan, M. & D. Rodrik(2011), “Globalization, structural change, and productivity growth”, NBER Working Paper No. 17143.
- Murphy, K. & A. Shleifer(1997), “Quality and trade”, *Journal of Development Economics* 53(2):1—15.
- Nefussi, B. & C. Schwellnus(2010), “Does FDI in manufacturing cause FDI in business services? Evidence from French firm-level data”, *Canadian Journal of Economics* 43(1):180—203.
- Rainer, L. & A. Maurer(2015), “Services and global value chains: Some evidence on servicification of manufacturing and services networks”, WTO Working Paper ERS—2015—03.
- Stockey, N. L. (1991), “The volume and composition of trade between rich and poor countries”, *Review of Economic Studies* 58(1):63—80.
- Van der Marel, E. & B. Shepherd(2013), “Services trade, regulation and regional integration: Evidence from sectoral data”, *The World Economy* 36(11):28—51.
- Weiss, J. (2010), “Changing trade structure and its implications for growth”, *The World Economy* 28(11):1321—1346.
- UNCTAD(2014), *World Investment Report 2014: Investing in the SDGs*, New York and Geneva: United Nations.
- 程大中, 2013:《中国服务出口复杂度的国际比较分析——兼对“服务贸易差额悖论”的解释》,《经济研究》工作论文 No. WP456.
- 戴翔, 2015:《服务出口复杂度与经济增长质量:一项跨国经验研究》,《审计与经济研究》第4期。
- 裴长洪 杨志远 刘洪愧, 2014:《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》第12期。
- 施炳展 王有鑫 李坤望, 2013:《中国出口产品品质测度及其决定因素》,《世界经济》第9期。

(责任编辑:陈建青)