

服务业外资自由化与中国制造业企业出口绩效

——基于上下游投入产出关系的分析

周霄雪

(中国社会科学院 工业经济研究所, 北京 100836)

摘要: 通过上游服务业与下游制造业之间的投入产出关系, 将服务业开放与下游制造企业出口绩效联系起来, 分析了服务业外资自由化对我国制造企业出口绩效产生影响的理论机制。构建服务业外资自由化指标, 并利用 2000—2006 年中国工业企业数据库与海关数据库的匹配数据进行实证分析。研究发现服务业外资自由化对我国制造企业的出口具有显著的促进作用。从具体细分的服务业行业来看, 交通运输业、电信业对制造企业出口的促进作用最为显著。从作用机制来看, 服务业外资自由化通过生产能力效应、质量升级效应与产品种类效应促进了我国制造企业出口绩效的改善。但是这种促进作用对不同企业具有差异: 从企业生产效率来看, 对高生产率制造企业的出口作用要大于低生产率制造企业; 从要素结构来看, 对资本密集型与技术密集型行业的促进作用要高于劳动密集型行业; 从企业地域分布来看, 较中西部企业, 对东部地区企业的影响最为显著。

关键词: 服务业外资自由化; 投入产出; 制造企业; 生产率; 出口数量; 出口质量

中图分类号: F062.9; F741.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2017)06-0052-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2017.06.005

一、引言

服务要素作为制造业重要的中间投入品, 会影响制造业的生产绩效, 但是服务业市场开放对制造业及我国经济发展的潜在影响一直被低估。本文从企业出口这一角度, 分析了服务业外资自由化对我国制造业的影响。首先, 长期以来, 作为“世界工厂”, 制造业一直是我国吸收对外直接投资的主要部门, 但是随着廉价劳动力这一比较优势的削弱, 外商直接投资的重点转向服务业, 如何顺应这一发展趋势, 是促进我国制造业优化升级与经济发展的关键问题。其次, 既有文献对开放政策的研究多关注货物贸易自由化、制造业外资自由化等对制造业生产绩效与出口的影响, 这些研究指出, 货物贸易自由化与制造业外资自由化对于我国制造业企业生产效率与出口均具有促进作用^[1-3]。近年来, 服务业开放对制造业的影响才逐渐被学者们所关注, 其中多以服务贸易自由化为研究主题。通过对 OECD 国家^[4] 以及印尼^[5]、印度^[6-7] 等发展中国家的分析研究, 发现通过投入产出关系, 服务贸易自由化对下游制造业的生产效率具有显著的促进作用。以我国为研究对象进行分析得到了一致的结论, 即服务贸易自由化对我国制造业发展具有显著的正向影响^[8-12]。从政策层面研究服务业外资自由化对我国制造企业的影响、不同服务业行业外资自由化作用效果的差异、特别是从企业异质

收稿日期: 2017-07-07; 修回日期: 2017-10-07

作者简介: 周霄雪(1986—), 女, 辽宁沈阳人, 中国社会科学院工业经济研究所博士后研究人员, 研究方向为产业组织理论与企业国际化。

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71773047); 博士后基金面上项目(2017M611096)

性的角度分析不同企业在这—过程中的得失,是对既有研究的补充,也为我国进一步实施服务业开放政策提供一定的理论借鉴。

有鉴于此,本文从上下游投入产出关系的视角出发,利用 2000—2006 中国工业企业数据库与海关数据库的匹配数据,深入探讨了上游服务业外资自由化政策对下游制造企业出口绩效的影响及其中的作用机制,特别是不同服务行业外资开放政策的影响,以及这种影响的异质性。本文认为,一方面服务业的对外开放不仅会改变我国服务业的市场结构与生产效率,而且会通过上下游行业的投入产出关系对下游制造企业出口绩效产生影响。并且,不同服务行业对下游制造企业出口绩效的影响亦不同。另一方面,服务业开放对下游制造企业出口绩效的影响具有显著的异质性。具体来说,服务业开放对不同生产率、不同地区以及不同要素密集度的制造企业会产生不同的影响。

本文的结构安排如下:第二部分对本文相关的既有研究进行综述;第三部分对我国服务业外资自由化的现状进行了分析;第四部分,对服务业外资自由化对制造企业出口产生影响的机制进行了分析;第五部分对本文使用的数据与研究方法进行了说明;第六部分对实证结果进行分析,并进行了稳健性检验;最后为本文的结论与相关政策建议。

二、文献综述

随着贸易自由化的推进与全球范围内服务贸易壁垒的降低,学者们对服务贸易与服务业 FDI 对—国经济增长的影响进行了大量的理论与实证研究。从宏观经济增长方面来看,Markusen^[1]研究发现,服务贸易自由化对服务业生产率的促进作用同样会溢出到其他生产部门,最终带来全社会生产效率的提高。而服务业外资进入限制的降低,对东道国的福利与收入水平均具有显著的正向影响^[2]。Mattoo *et al.*^[3]讨论了与产品贸易自由化相比,服务贸易自由化对—国产出增长的影响是否具有差异性。作者发现那些金融与通信部门对外开放的国家较其他国家经济增长得更快。Robinson *et al.*^[4]建立了一个包括 10 个国家与地区,11 个部门的 CGE 模型,评估了服务部门自由化对世界经济的影响,研究指出服务业开放不仅会对服务产品与服务贸易产生直接的影响,还会对其他部门的生产产生间接的影响。Eschenbach and Hoekman^[5]构建了一个政策质量指标,考察了 20 个发展中国家对不同服务部门的规制程度,研究发现政策的改善会吸引外商直接投资,并促进了这些国家 1990 年后的经济增长。

从行业层面来看,服务贸易自由化与服务业 FDI 限制的放宽对东道国服务行业产生最直接的影响,主要体现在服务业生产率方面。Fink *et al.*^[6]应用 86 个国家 1985—1999 年的数据研究发现,民营化与竞争化提高了服务部门的经济绩效。作者认为全面的改革会带来最大的收益,特别是竞争政策应该与民营化并驾齐驱。李眺^[7]实证研究了服务业开放和中国现有的产业结构特征对批发零售业、交通运输业、仓储及邮政通讯业和金融保险业的生产效率影响。研究表明,进入规制显著地抑制了上述四个行业的生产效率改善,并且非国有资本占整个行业的比重越大,行业的生产效率提升越明显。进一步,服务业生产效率的提高会通过投入产出关系对制造业的经营绩效产生影响,Beverelli *et al.*^[8]通过跨国数据研究发现,服务贸易壁垒的降低,对—国制造部门的生产效率具有显著的改善作用,而那些制度质量较高的国家从中获益最多。陈丽娴等^[9]基于产业集聚视角分析发现,服务贸易与服务业 FDI 均提高了我国制造业行业的经济增加值率。

微观企业层面就发展中国家的服务业开放对制造企业的影响进行了分析,主要体现在微观企业生产效率与出口两个方面。既有研究考察了捷克、智利、印度等国的服务业改革对制造企业生产率水平的影响。Arnold *et al.*^[10]应用捷克制造企业数据分析发现,服务业外资进入对制造企业生产率有显著的正向影响。而就不同的服务行业而言,Arnold *et al.*^[11]应用 10 个撒哈拉以南国家 1000 家企业的数据分析发现,电信、电力与金融业的开放对制造企业的全要素生产率具有正向影响。Fernandes and Paunov^[12]应用智利制造业与服务业 FDI 数据研究,同样发现服务业外商直接投资对制造企业生产效率

具有显著的正向影响。并且,作者还发现那些离技术前沿最远的企业从服务业开放中获益最多,生产效率提升最多。Arnold *et al.*^[8] 构建了印度的服务部门改革指数,结合印度制造企业数据研究发现,服务业开放对印度制造企业生产效率有促进作用,且那些与贸易相关的服务业部门(交通运输、通讯与金融)开放使得制造企业的获益最多,且这种效应对外资企业更为显著。学者们利用我国微观企业数据的研究同样发现服务业改革,特别是航空、电信和金融部门的改革开放对我国制造业微观生产效率有显著的提升作用^[8,10]。而根据新贸易理论,生产率较高的企业更多参与到国际贸易中,因此,服务业开放必然会对制造企业的出口行为产生影响。Fink *et al.*^[24] 以及 Francois *et al.*^[25] 考察了通讯部门对外开放对一国制造业出口竞争力的影响。前者应用 107 个国家的双边贸易数据与通讯成本数据研究发现电信成本对贸易有负向影响。后者利用亚洲国家的面板数据研究发现电信基础设施的改善会对一国的出口绩效产生影响。Bas^[9] 应用印度的微观企业数据,研究发现印度的能源、电信与交通运输业改革对制造企业出口绩效有显著的正向影响,且这种影响对不同生产率企业具有差异性。武力超等^[24] 应用跨国数据分析了生产性服务业自由化对微观企业出口的影响,研究发现生产性服务业开放对企业出口密集度的提高具有显著的促进作用。

在已有研究中,从微观层面分析服务业外资自由化对制造业出口绩效影响及作用机制的研究相对缺乏。与现有研究相比,本文从中国的服务业外资开放政策角度出发,充分考虑了服务业开放对于微观企业异质性的敏感性,细致分析了服务业外资开放的微观经济影响,对服务业外资进入政策的出口效应及影响机制进行了讨论,并且利用微观企业数据对服务业对外开放的出口效应及其微观机制进行了检验。

三、中国服务业外资自由化现状

近年来,随着我国服务业的发展,外商直接投资的重心由制造业逐渐转移到服务业,2014 年服务业外商直接投资超过制造业,占全国外商直接投资总额的 55.4%。但是从开放度来看,我国服务业开放仍然相对滞后。根据 OECD 发布的外商直接投资限制指数(FDI Restrictiveness Index),虽然我国服务业 FDI 限制指数呈现下降趋势,但是服务业的对外开放程度与制造业相比仍然较低(图 1)。并且,从国际比较来看,我国服务业外商投资限制指数不仅远高于美国、日本以及 OECD 国家,也高于韩国、印度等亚洲国家,这说明我国服务业开放水平不仅低于美国、日本等发达国家,较韩国、印度等国也相对滞后(图 2)。

从细分的服务业行业来看,传媒、广播电视以及其他媒体行业一直是我国禁止开放的行业。在我国已经实行对外开放的服务业行业中,批发零售业、餐饮住宿业及陆地运输业的 FDI 监管限制指数降低较为明显,说明这些行业的外资自由

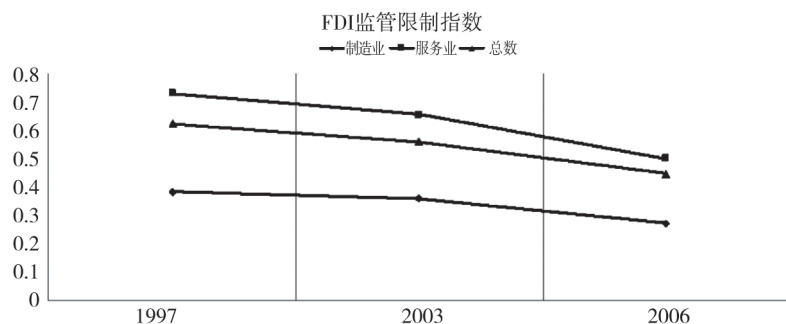


图 1 我国各行业外商直接投资限制指数

数据来源: OECD 外商直接投资限制指数(FDI Restrictiveness Index)

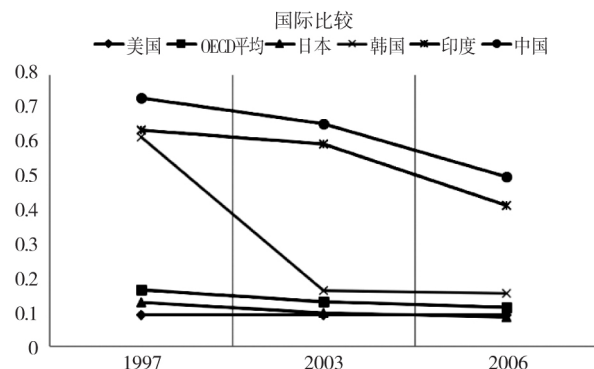


图 2 服务业对外开放程度国际比较

数据来源: OECD

化水平较高。但是包括海运、航空、网络、通讯、金融、法律与会计审计在内的生产性服务行业 FDI 监管限制指数下降的幅度较小,说明这些行业的开放程度仍然较低。

通过以上分析,能够得到目前中国服务业外资自由化的几个典型事实:(1)在过去 10 年间,服务业对外商直接投资的管制程度呈现显著的下降趋势;(2)中国服务业的对外开放程度尽管有所提高,但是仍然滞后于制造业,制造业对外开放仍然占据主导地位;(3)从服务业内部来看,传统服务业的对外开放程度要高于生产性服务业。

四、服务业开放对制造企业出口的影响机制

最终产品的生产过程中除了需要投入其他行业生产的中间投入品之外,还需要投入电信服务、交通运输、金融、会计等服务业中间投入。因此上游服务业市场结构的变化会通过这种投入产出关系对下游制造企业的绩效产生影响。效率更高、低成本的服务投入提高了企业的生产效率,同样也会促进企业出口。在这种情况下,服务业外资自由化强化了由企业生产率决定的出口自选择过程。服务业外资自由化主要通过以下几种机制对下游制造企业出口产生影响:

一是生产能力效应。服务业开放后,上游服务行业的市场结构会发生变化,外资企业的进入会打破原有的垄断市场结构,市场中的竞争程度加强,这会通过两种效应对下游制造企业产生影响。首先是价格效应。新企业的进入使得服务业市场中竞争压力增强,服务产品价格降低^[27]。作为中间投入品的服务价格的下降,降低了制造企业的生产成本,使得那些之前无法出口的企业现在可以支付出口过程中的固定成本。同时,服务业投入价格的降低也有利于原有的出口企业扩大出口市场。其次,服务业竞争的加剧存在着技术投资效应。为了应对市场中激烈的竞争,服务业企业会通过投资技术创新来提高自身的竞争力与生产效率。更有效率的中间服务投入,使得下游制造企业可以提高其在国内市场与出口市场中的绩效^[28]。

二是质量升级效应。Hoekman and Mattoo^[29]在对印度服务业的研究中指出,印度政府实施服务业改革的主要原因之一就是服务业部门需要大量的技术投资。取消对外资与私营企业进入服务业市场的限制,这些企业通过竞争效应与技术投资,可以向下游制造企业提供高质量的服务产品。而作为中间投入的服务产品的质量提高,使得下游制造企业可以生产并出口高质量的最终产品。韩玉军等^[30]也指出服务业 FDI 可以提升一国出口产品的技术复杂度。

三是产品种类效应与技术转移。降低外资服务业企业的市场进入壁垒,可以增加市场中可获得的服务产品的种类,包括现代服务业产品与高技术产品,这不仅丰富了下游制造企业可获得的服务要素种类,也为制造企业提供了更高质量的中间服务投入。此外,外商直接投资企业的进入,可以通过行业间 FDI 的正向垂直溢出效应,将先进的管理经验与技术知识传递给下游制造企业^[31]。Fernandes and Paunov^[32]在对智利的研究中指出,服务部门是外资企业对下游制造企业正向溢出的来源之一。

五、计量模型与数据说明

(一) 计量模型

根据本文的研究目的与数据可获得性,基于 2000—2006 年的经验数据,通过投入产出关系将制造企业的出口绩效与服务业开放联系起来,对服务业开放与制造企业出口绩效的相关性展开研究。鉴于本文所使用的企业层面数据中同时包括出口企业与非出口企业,非出口企业的出口量为 0,且其他一些解释变量也存在非负的特性,故采用 Tobit 模型进行回归,构建以下计量模型:

$$\ln(Export_{fit} + 1) = \alpha + \beta_1 openness_service_{it} + \beta_2 age_{fit} + \beta_3 X_{fit} + \mu_i + \mu_t + \mu_c + \varepsilon_{fit} \quad (1)$$

其中,下标 f, i, c, t 分别表示企业、行业、省份和年份;被解释变量 $Export_{fit}$ 表示第 t 年制造业行业 i 中企业 f 的出口值。由于企业的出口数据中有许多 0 值,故采用企业当年的出口值加 1 之后取自然对数来表示。

解释变量 $openness_service_{it}$ 为根据制造业行业 i 在 t 年对服务中间投入的依赖程度测算的分行业服务业开放指数。借鉴 Arnold *et al.*^[8] 与 Bas^[9] 的做法,具体的构建方法为:

$$openness_service_{it} = \theta \cdot FRI_{j,t} \quad (2)$$

其中 θ 为根据 2002 年和 2007 年 122 部门的投入产出表计算的服务业投入在制造业 i 的中间总投入中所占比重^①。 $FRI_{j,t}$ 为服务业 j 在 t 年的外商直接投资限制指数 (FDI Restrictiveness Index), 本文根据 OECD “外商直接投资限制指数” 指标体系计算得到。这一指标从外资比重、审批要求、关键员工以及其他限制四个方面度量了一国某一行业对外商直接投资的限制程度, 每种度量的得分在 0 到 1 之间 (最高 1 分, 表示完全禁止; 最低 0 分, 表示完全开放), 四种度量的得分加总得到这一行业的外商直接投资限制指数, 加总后的指数仍在 0 ~ 1 之间, 这一指数越大, 行业对外商直接投资的开放度越低。本文计算得到服务业总体以及交通运输业 (包括道路运输、铁路运输、海运及航空运输)、批发与零售业、电信业、金融业 (包括银行业与保险业) 及商务服务业 5 个服务业行业的外商直接投资限制指数。

OECD 外资直接投资限制指数, 共包括 8 类服务业行业: 交通运输 (包括陆地运输、海运及空运)、住宿餐饮、传媒、电信 (固定通讯、移动通讯)、银行业、保险、其他金融服务及商务服务 (法律、会计与审计、建筑服务、工程服务)。由于我国传媒业一直未对外开放, 所以在计算时将这一行业去掉, 此外, 住宿餐饮业属于生活性服务业, 本文将这一行业去掉, 增补批发与零售业。然后根据我国对服务业行业的划分将道路运输、铁路货运、航空货运、水上运输业划分到交通运输业, 将批发业、零售业划分到批发零售业, 将邮政业、信息传输服务业、计算机服务业划分到通信业, 将银行业和保险业划分到金融业, 与商务服务业一起组成 5 类服务业行业。利用投入产出表, 对每类服务业中各子类服务业投入在每个制造业行业中间投入中占比进行加总, 得到了 122 个制造业行业中 5 类服务业行业中间投入所占比重, 再乘以 5 个服务业行业的外商直接投资限制指数, 得到服务业外资开放程度 $openness_service$ 这一指标。按照工业企业数据库中企业所在行业的代码与投入产出表进行匹配, 从而得到企业所在行业的服务业开放指数, 由于这一指标为行业层面指标, 而被解释变量为企业层面数据, 本文在所有计量估计中进行了聚类处理, 以矫正可能存在的异方差问题。

关于如何刻画一国服务业的开放水平, 既有研究主要有两种思路。第一种为服务业开放结果的客观指标, 例如服务业外商直接投资流量^[8]、服务业外商直接投资存量或服务业中外资企业从业人员数占比。第二种是对一国服务业对外开放政策的主观评价, 例如 Arnold *et al.*^[8] 编制的服务业改革指数, OECD 发布的外商直接投资限制指数 (FRI)。与第一类指标相比, 第二类指标覆盖范围更为广泛, 且对于政策层面的指导意义也更为直接, 故本文选用这类指标来度量我国服务业的对外开放程度。本文计算得到的各服务业部门与我国制造企业出口之间的相关系数显示二者呈现显著的负相关关系, 即服务业外商直接投资限制的降低, 有助于我国制造企业出口绩效的改善 (详见表 1)。当然基于相关系数所得的结论并不可靠, 还有待计量回归结果的验证。

表 1 制造企业出口绩效与服务业各行业对外开放指数的相关系数

	$open_service$	$open_transport$	$open_finance$	$open_distribution$	$open_communicate$	$open_business$
$export$	-0.044 8 ***	-0.137 0 ***	-0.071 6 ***	-0.019 7 ***	-0.007 0 ***	0.0710 ***

其他可能影响企业出口绩效的解释变量包括企业成立年限 age , 为企业所在年份与成立年份之差的自然对数值; 企业的规模 $size$, 用企业当年总雇员数的自然对数来表示; 企业的全要素生产率 tfp , 用 OP 方法^[31] 计算得到的企业全要素生产率的自然对数来表示; 企业平均工资 $wage$, 用企业当年应付工资总额除以从业人员数再取自然对数来表示, 用这一变量来近似替代企业的劳动力素质; 企业的人均资本 pcc , 为企业总资产除以从业人员数再取自然对数; 企业是否为外资企业 $foreign$ 的二维虚拟变量; 为了控制行业市场结构的影响, 本文加入了行业的赫芬达尔指数 hhi 的自然对数来衡量一个

行业的竞争水平;省份水平的控制变量加入了樊纲等^[3]编制的中国市场化指数 *marketindex* 的自然对数,来度量地区层面的制度因素对企业出口的影响。为了使数据更具可比性,这里使用了 2000 年为基期的居民消费指数对名义量进行平减处理。此外本文加入了省份、年份及行业固定效应,来控制一个地区或一个行业中不可观察的会影响企业出口的市场因素。

(二) 数据说明

本文研究所使用的样本数据通过将中国工业企业数据库与海关数据库匹配得到。本文采用 2000—2006 年中国工业企业数据库获取企业经营的相关信息。由于工业企业数据库与海关数据库采用不同的法人代码对企业进行识别,因此本文对两个数据库中的企业样本进行匹配。本文首先通过企业的法人名称与年份进行识别,如果两个数据库中的企业具有相同的法人名称,则认为这两个企业是同一企业。由此得到第一次匹配的结果,进一步利用数据库中其他字段信息进行识别,以提高两个数据库的匹配率。通过建立企业的法人名称、邮政编码、电话号码和地址信息对两个数据库中的企业样本进行人工识别,进一步排除相似度高但并不是同一企业的样本,得到最终的匹配数据。

此外,考虑到原始数据中的一些错误信息,本文对相关数据进行了如下处理:(1) 删除工业增加值、中间投入、工业总产值、雇佣人数、出口交货值、固定资产中任一项存在负值或缺失值的样本;(2) 删除企业年龄小于 0 的样本。

六、计量结果与稳健性检验

(一) 估计结果

1. 基准回归

表 2 报告了服务业外资自由化对制造企业出口绩效影响的基准估计结果。按照我国服务业开放的不同阶段,将全样本分为 2002 年以前与 2002 年至 2006 年两个子样本进行估计,(1)(2)(3)列分别为全样本、2002 年以前、2002 年至 2006 年的估计结果。

表 2 所有回归结果中,*openness_service* 对企业出口的回归系数均显著为负。这一结果表明,服务业部门外资自由化程度越高,外商直接投资的限制水平越低,对制造业企业出口的促进作用越显著,且服务投入占比较高行业的企业受益更多。从服务业开放的阶段来看,2002 年至 2006 年我国服务业扩大开放阶段,服务业外商直接投资限制的降低对企业出口的促进作用更为显著。

就其他控制变量而言:(1) 企业全要素生产率的估计系数为正,且在 1% 的统计水平上显著,说明生产率高的企业出口更多,这一结果支持新新贸易理论的预测;(2) 企业人均资本与平均工资的估计系数显著为负,可能是由于我国较多出口劳动密集型

表 2 基准估计结果

	(1)	(2)	(3)
	2000—2006	2000—2001	2002—2006
	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>
<i>lnopenness_service</i>	-12.60 *** (-2.56)	-5.642 * (-1.89)	-13.47 * (-1.65)
<i>lnthp</i>	3.310 *** (56.87)	3.031 *** (29.27)	3.411 *** (48.81)
<i>lnpcc</i>	-0.131 *** (-16.33)	-0.157 *** (-10.73)	-0.126 *** (-13.22)
<i>lnsize</i>	0.605 *** (97.98)	0.553 *** (47.29)	0.623 *** (86.30)
<i>lnage</i>	0.0572 *** (8.06)	-0.0114 (-0.74)	0.0700 *** (8.70)
<i>lnwage</i>	-0.0432 *** (-3.37)	0.00428 (0.21)	-0.0647 *** (-3.95)
<i>lnR&D</i>	0.00823 *** (3.14)	0.0308 *** (5.67)	0.00255 (0.85)
<i>lnhhi</i>	-0.144 *** (-4.43)	-0.322 (-0.74)	-0.0478 (-0.84)
<i>lnmarketindex</i>	0.307 ** (2.34)	-4.584 (-1.67)	0.386 (1.41)
<i>foreign</i>	0.340 *** (27.80)	0.298 *** (12.77)	0.348 *** (24.43)
常数项	1.069 *** (212.34)	0.986 *** (107.21)	1.088 *** (183.06)
<i>N</i>	43546	10889	32657
固定效应	控制	控制	控制
Pseudo_R ²	0.0375	0.0422	0.0365
Log likelihood	-12610.86	-31240.103	-94715.19

注:括号内为 *t* 值。*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的统计显著性。

产品,相对于资本密集型产品,劳动密集型产品生产所需要的资本与高技能劳动力的水平较低;(3)企业规模对企业出口的回归系数显著为正,表明规模大的企业出口更多;(4)企业经营年限的估计系数显著为正,说明相比于新企业,经营年限较长的企业出口更多;(5)企业 *R&D* 投入的估计系数显著为正,说明在其他条件相同的情况下,研发投入的增加可以提高企业的出口;(6)在企业所有制变量方面,外资企业虚拟变量 *foreign* 的估计系数显著为正,说明与内资企业相比,外资企业的出口更多。

此外,企业的出口活动,不仅与其自身因素有关,也会受到市场结构等外部因素的影响,因此本文分别考察了行业与地区因素对企业出口的影响。制造企业所在行业的赫芬达尔指数 *hhi* 衡量了企业所在行业的市场结构与竞争程度,*hhi* 对企业出口的估计系数显著为负,说明一个行业的竞争程度越高,行业中的企业出口越多。本文还加入了各省份的市场化指数来控制地区层面的制度因素对企业出口的影响,市场化指数的估计系数显著为正,说明市场化程度越高的省份,企业出口越多。

进一步,我们分别考察了不同服务行业的外资自由化程度对企业出口的影响,估计结果报告在表3中。表3中(1)~(5)列分别报告了交通运输业、金融业、批发零售业、电信业、商务服务业的外资自由化程度对企业出口的影响。其中 *openness_transport* 与 *openness_communicate* 的估计系数显著为负,说明这些行业的对外开放程度越高,外商直接投资的限制越低,对制造企业出口的促进作用越显著。就其他服务部门而言,金融业与商务服务业对企业出口没有显著的影响,而 *openness_distribution* 的估计系数显著为正,说明批发与零售行业的对外开放不利于制造企业的出口。

根据我国制造企业的投入产出结构,交通运输服务要素在制造企业中间投入中一直占据较大比重,故其市场结构的变化必然会对我国制造企业产生影响。交通运输业对外开放有利于外资企业的进入,从而增强了市场中的竞争程度,降低了交通运输服务的市场价格,使企业的交通运输成本降低,这既有利于提高制造企业在国内生产中的运输效率,也降低了企业出口过程中的成本,从而促进了企业出口。

Francois *et al.*^[23] 的研究指出,通讯成本过高,会对国家间的双边贸易产生负向的影响,电信基础设施的改善则对国家间的双边贸易有促进作用。由此可见,电信行业市场开放,势必有利于降低我国电信服务的价格,促进我国对外贸易的发展。

表3 服务业开放与企业出口:不同服务业行业

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>	<i>lnexport</i>
<i>lnopenness_transport</i>	-8.353*** (-3.81)				
<i>lnopenness_finance</i>		-0.735 (-0.24)			
<i>lnopenness_distribution</i>			6.728*** (6.37)		
<i>lnopenness_communicate</i>				-7.764*** (-3.36)	
<i>lnopenness_business</i>					3.626 (1.56)
<i>lnlfp</i>	0.723*** (5.50)	0.729*** (5.55)	0.694*** (5.29)	0.749*** (5.70)	0.741*** (5.62)
<i>lnpcc</i>	0.112*** (16.38)	0.112*** (16.41)	0.111*** (16.34)	0.112*** (16.41)	0.112*** (16.39)
<i>lnsize</i>	0.587*** (98.28)	0.586*** (98.22)	0.587*** (98.30)	0.586*** (98.22)	0.586*** (98.22)
<i>lnage</i>	0.0105 (1.54)	0.0102 (1.51)	0.0106 (1.56)	0.0104 (1.54)	0.0102 (1.51)
<i>lnuage</i>	0.112*** (9.19)	0.111*** (9.16)	0.113*** (9.29)	0.111*** (9.11)	0.111*** (9.15)
<i>lnR&D</i>	-0.00332 (-1.30)	-0.00325 (-1.27)	-0.00339 (-1.32)	-0.00313 (-1.22)	-0.00325 (-1.27)
<i>lnhhi</i>	-0.126*** (-3.95)	-0.150*** (-4.78)	-0.157*** (-5.02)	-0.110*** (-3.29)	-0.151*** (-4.82)
<i>lnmarketindex</i>	0.663*** (5.45)	0.647*** (5.32)	0.663*** (5.47)	0.635*** (5.23)	0.641*** (5.27)
<i>foreign</i>	0.345*** (29.06)	0.345*** (29.04)	0.345*** (29.11)	0.345*** (29.05)	0.345*** (29.03)
常数项	-6.968*** (-17.29)	-7.220*** (-18.17)	-7.315*** (-18.43)	-6.948*** (-17.09)	-7.251*** (-18.26)
<i>N</i>	50228	50228	50228	50228	50228
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo- <i>R</i> ²	0.1241	0.1240	0.1242	0.1241	0.1240
Log likelihood	-70327.538	-70337.007	-70316.491	-70330.215	-70335.79

注:括号内为 *t* 值。*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的统计显著性。

2. 服务业外资自由化对制造企业出口绩效的影响机制

(1) 制造企业生产能力

为了验证服务业外资自由化对制造企业出口作用的生产能力效应,本文将企业全要素生产率作为被解释变量,构建以下计量方程:

$$\ln(TFP)_{jit} = \varphi + \gamma_1 openness_service_{it} + \gamma_2 age_{jit} + \gamma X_{jit} + \mu_i + \mu_t + \mu_c + \varepsilon_{jit} \quad (3)$$

方程(3)的估计结果报告在表4中,表4中(1)(2)(3)列分别为控制了年份、行业与地区固定效应的估计结果,在控制了行业与地区固定效应后,服务业外资自由化对企业全要素生产率的估计系数为负,且在1%的统计水平上显著,说明服务业外资自由化程度越高,外商直接投资的限制越低,越有利于制造企业生产效率的改善,这与既有研究得到的结论是一致的。而根据新新贸易理论,出口过程中的自选择效应,使得高生产率企业更多地参与到出口活动中。

(2) 质量升级效应与产品种类效应

为了考察服务业外资自由化对制造企业出口的质量升级效应与产品种类效应,本文将出口企业的出口目的国数量、出口产品种类与出口产品品质作为被解释变量进行计量估计。其中产品品质由出口产品单位价值量的自然对数值来表示,估计结果汇报在表5中^②。表5中服务业开放度对出口产品种类数以及出口产品品质的估计系数均为负,且均在1%的统计水平上显著,说明服务业开放度的提高,对出口产品种类与产品品质的提高均具有正向的影响。但是服务业外资自由化对企业出口目的国数量的影响并不显著。

表4 服务业开放对企业出口影响机制:生产能力效应

	(1)	(2)	(3)
	TFP	TFP	TFP
<i>lnopenness_service</i>	0.250 *** (3.32)	-3.260 *** (-14.29)	-3.195 *** (-14.05)
<i>lnpec</i>	-0.0281 *** (-15.30)	0.00616 *** (3.41)	0.00769 *** (4.21)
<i>lnsize</i>	-0.0000524 (-0.03)	-0.00185 (-1.47)	-0.00219* (-1.73)
<i>lnage</i>	-0.0104 *** (-5.46)	-0.00772 *** (-5.03)	-0.00911 *** (-5.91)
<i>lnwage</i>	0.0752 *** (20.10)	0.0652 *** (19.45)	0.0605 *** (17.65)
<i>lnR&D</i>	-0.000785 (-1.21)	0.000288 (0.06)	0.000440 (0.90)
<i>lnhhi</i>	-0.00104 (-0.40)	-0.00194 (-0.28)	-0.000604 (-0.09)
<i>lnmarketindex</i>	0.0316 *** (3.68)	0.102 *** (14.42)	0.0149 (0.45)
<i>foreign</i>	0.0410 *** (11.48)	0.0202 *** (6.68)	0.0144 *** (4.83)
常数项	4.930 *** (163.07)	5.286 *** (107.15)	5.081 *** (69.53)
<i>N</i>	48131	48131	48131
年份固定效应	yes	yes	yes
地区固定效应	no	yes	yes
行业固定效应	no	no	yes
Pseudo_R ²	-0.0128	-0.1662	-0.1707
Log likelihood	74351.62	85616.636	85946.25

注:括号内为*t*值。*、**、***分别表示10%、5%和1%的统计显著性。

表5 服务业开放对制造企业出口的影响机制:质量升级效应与产品种类效应

	(1)	(2)	(3)
	出口目的国数	出口产品种类	出口产品品质
<i>lnopenness_service</i>	0.153 (0.54)	-1.696 *** (-42.54)	-5.135 *** (-5.63)
<i>lnlfp</i>	-0.613 *** (-3.40)	0.212 *** (76.63)	3.621 *** (4.34)
<i>lnpec</i>	0.0997 *** (11.45)	0.0326 *** (36.12)	0.0393 (1.13)
<i>lnsize</i>	0.00728 (0.95)	0.0382 *** (49.16)	0.459 *** (14.59)
<i>lnage</i>	-0.0122 (-1.05)	0.00297 (1.61)	0.0841 ** (2.16)
<i>lnwage</i>	-0.0226 (-1.57)	0.0910 *** (50.99)	0.485 *** (8.40)
<i>lnhhi</i>	0.0155 (1.52)	-0.969 *** (-1239.52)	0.0692* (1.85)
<i>lnmarketindex</i>	-0.394 *** (-8.10)	-0.0170 *** (-6.33)	1.751 *** (10.10)
<i>foreign</i>	-0.0880 *** (-4.57)	0.0460 *** (13.68)	0.556 *** (6.99)
常数项	5.083 *** (14.83)	-5.882 *** (-1202.07)	-11.39 *** (-7.32)
固定效应	控制	控制	控制
<i>N</i>	6756	6756	6007
Pseudo_R ²	0.0762	0.0200	0.0306
Loglikelihood	-8125.2849	-6743.0475	-11925.002

注:括号内为*t*值。*、**、***分别表示10%、5%和1%的统计显著性。

一方面,更高效的中间投入品,使得企业可以将更多的人力物力投入到产品的生产与研发过程中,从而增加出口产品的种类与提高出口产品的品质。外资企业的进入,丰富了下游企业可使用的服务投入的种类与品质,中间投入要素的丰富与质量提升亦有利于出口产品种类增加与出口产品品质的提高。同时,通过行业间的正向垂直溢出效应,外资服务业企业将先进的管理经验与技术知识传递给下游制造企业,使得制造企业可以生产并出口更多种类与品质更高的产品。

3. 服务业外资自由化对制造企业出口影响的异质性

服务业外资自由化的效果对于企业各方面异质性的反应非常敏感。要对服务业对外开放的微观经济影响进行细致的分析,必须建立在对企业异质性进行细致捕捉的基础上。前文的分析证明,外商直接投资限制的降低有利于促进下游制造企业的出口。那么这种促进作用是否会因制造企业的异质性而发生变化?为了回答这一问题,本文从企业生产率、要素投入密集度与地区差异三个方面考察服务业外资自由化对企业出口促进作用的异质性。估计结果分别报告在表6至表8中。

表6 服务业开放对企业出口影响的异质性:
企业生产率差异

	(1)	(2)	(3)
	Bottom25%	Middle	Top25%
	lnexport	lnexport	lnexport
lnopenness_service	-11.68*** (-4.76)	-12.79*** (-11.11)	-13.46*** (-4.79)
lnlfp	-0.247*** (-0.14)	1.528*** (3.20)	3.072*** (3.62)
lnpcc	-0.654*** (-11.10)	-0.576*** (-21.19)	-0.426*** (-7.43)
lnsize	1.168*** (25.65)	1.176*** (51.00)	1.248*** (24.25)
lnage	0.420*** (6.85)	0.376*** (12.00)	0.277*** (3.67)
lnwage	0.348*** (3.27)	0.239*** (4.45)	0.0533 (0.47)
lnR&D	0.0494*** (2.58)	0.0518*** (5.26)	0.0434** (1.97)
lnhhi	-0.561*** (-7.78)	-0.473*** (-13.11)	-0.481*** (-5.92)
lnmarketindex	3.483*** (3.35)	2.652*** (4.61)	0.791 (0.57)
foreign	1.343*** (12.38)	1.284*** (24.34)	1.191*** (10.39)
常数项	-9.180** (-2.51)	-10.79*** (-7.26)	-1.904 (-0.50)
固定效应	控制	控制	控制
N	11 727	27 546	10 444
Pseudo_R ²	0.0433	0.0394	0.0542
Log likelihood	-30 423.197	-113 952.28	-27 098.563

注:括号内为 t 值。*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的统计显著性。

为了考察服务业外资自由化对企业出口的促进作用是否因为制造企业的生产率差异而发生变化,我们将全样本按照制造企业的初始全要素生产率分成生产率最低的 25%,生产率最高的 25%,以及中间企业三个子样本,对计量方程(1)进行回归,估计结果报告在表6中。表6中(1)(2)(3)列服务业开放度对不同子样本企业出口的估计系数均显著为负,说明服务业开放对不同生产率的企业均具有出口促进作用。进一步比较估计系数绝对值的大小可以发现,这种促进作用对于生产率较高的企业作用效果更为显著,这说明服务业外资自由化水平的提高使得更多高生产率企业可以进入到

表7 服务业开放对制造企业影响的异质性:
要素结构差异

	(1)	(2)	(3)
	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
	lnexport	lnexport	lnexport
lnservice_FRI	31.71*** (4.79)	-8.548** (-2.46)	-43.95*** (-7.41)
lnlfp	4.015*** (11.60)	0.513 (1.19)	4.219*** (9.84)
lnpcc	-1.127*** (-24.35)	-0.651*** (-8.97)	-1.233*** (-16.81)
lnage	0.868*** (17.91)	0.706*** (10.88)	0.800*** (12.52)
lnwage	-0.204** (-2.38)	0.422*** (3.46)	0.0153 (0.14)
lnR&D	0.161*** (8.42)	0.258*** (14.00)	0.226*** (14.57)
lnhhi	-2.007*** (-14.62)	-0.137** (-2.32)	0.137 (0.92)
foreign	0.821*** (10.38)	1.530*** (12.70)	1.380*** (12.68)
常数项	-6.493*** (-4.38)	3.730 (1.47)	4.758*** (2.64)
N	18 720	11 496	13 683
固定效应	控制	控制	控制
Pseudo_R ²	0.0348	0.0361	0.0444
Log likelihood	-55 012.449	-35 628.882	-35 235.008

注:括号内为 t 值。*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的统计显著性。

出口市场中,改善了我国制造业市场配置效率。

根据要素投入结构,本文将全部制造业企业分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型三类子样本,分别进行回归分析,估计结果报告在表7中。表7中(1)(2)(3)列分别为对劳动密集型、资本密集型和技术密集型三类子样本回归的估计结果,服务业外资自由化对资本密集型产品生产企业和技术密集型生产企业两类子样本的估计系数显著为负,而对劳动密集型企业出口的估计系数显著为正,表明与劳动密集型生产企业相比,服务业外资自由化对资本密集型和技术密集型生产企业的出口促进作用更显著。这一结果说明,服务业开放不仅能够促进我国制造企业的出口,亦有利于我国出口产品结构的改善。

为了考察服务业开放对不同地区企业出口的影响是否具有差异性,本文将所有企业划分为东、中和西部三个地区,进行分样本回归,东部地区包括:北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括:山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括:广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、山西、甘肃、青海、宁夏、新疆。估计结果报告在表8中。从表8的估计结果中可以发现,服务业开放对不同地区企业出口的影响呈现出明显的差异。

与中西部地区相比,服务业开放对东部企业出口的促进作用更为显著。这是由于一方面本文样本中的多数企业位于东部地区,另一方面,东部地区的服务业开放程度要高于中西部地区。仅从产业发展来看,中西部地区第三产业发展水平虽然有所提高,但总规模仍然偏小,比重较低,与东部地区存在较大差距。特别是西部地区,服务业仍以生活性服务业和低端生产性服务为主。从服务业对外开放来看,东部地区也是优势明显,从我国试点服务业开放开始,东部地区即为我国服务业开放的重点地区,东部地

表8 服务业开放对制造企业影响的异质性:地区差异

	(1)	(2)	(3)
	东部	中部	西部
	lnexport	lnexport	lnexport
lnopenness_service	-9.432* (-1.81)	-32.32 (-1.06)	-40.15 (-1.19)
lnlfp	5.117*** (18.34)	2.362* (1.94)	2.708 (1.51)
lnpcc	-0.968*** (-24.79)	-0.849*** (-4.85)	-1.639*** (-5.93)
lnage	0.841*** (23.79)	0.525*** (4.10)	0.841*** (4.74)
lnwage	0.116* (1.92)	-0.343 (-1.19)	-0.506 (-1.25)
lnR&D	0.197*** (19.26)	0.452*** (10.31)	0.262*** (4.46)
lnhhi	-0.563*** (-3.53)	-1.147 (-1.45)	-1.413 (-1.17)
lnmarketindex	-1.041 (-1.43)	6.897* (1.74)	-4.479 (-0.90)
foreign	1.212*** (21.20)	0.378 (1.13)	1.052** (2.27)
常数项	-2.714 (-1.37)	-11.78 (-1.27)	12.20 (1.06)
N	38 647	3 148	1 751
固定效应	控制	控制	控制
Pseudo_R ²	38 647	0.036 5	1 751
Log likelihood	-101 401.47	-7 750.478 8	-4 137.447 2

注:括号内为t值。*、**、***分别表示10%、5%和1%的统计显著性。

表9 稳健性检验:应用不同国家投入产出表估计结果

	(1)	(2)	(3)
	lnexport	lnexport	lnexport
lnopenness_service	-0.911*** (-4.22)	-10.04*** (-4.24)	-2.933*** (-4.23)
lnlfp	1.618*** (3.07)	0.816*** (4.13)	0.815*** (4.13)
lnpcc	-0.663*** (-24.10)	-0.0471*** (-4.12)	-0.0472*** (-4.12)
lnsize	1.170*** (50.42)	0.168*** (14.65)	0.168*** (14.65)
lnage	0.334*** (10.68)	0.144*** (6.22)	0.144*** (6.22)
lnwage	0.0933* (1.79)	0.0911*** (23.94)	0.0911*** (23.93)
lnR&D	0.0411*** (4.16)	0.0162 (-10.04)	0.0162 (-2.933)
foreign	1.155*** (22.45)	0.816*** (-4.24)	0.815*** (-4.23)
常数项	-14.92*** (-14.72)	-0.434 (-1.20)	-0.425 (-1.17)
固定效应	控制	控制	控制
N	49 207	49 207	49 207
Pseudo_R ²	0.028 8	0.033 9	0.033 9
Log likelihood	-129 947.68	-129 271.49	-129 271.33

注:括号内为t值。*、**、***分别表示10%、5%和1%的统计显著性。

区服务业开放的时间较长,且关于服务业发展的各项政策也更为成熟,因此东部地区的制造企业从服务业外资自由化中获益最多。

(二) 稳健性检验

在本文计算的各服务行业外资自由化指数中,使用了服务业的外商直接投资限制指数(FRI)以及根据我国制造业企业的投入产出表计算的各制造业行业服务投入在总投入中的占比。制造行业的绩效水平可能会影响服务业投入占比,在这种情况下,我们计算的服务业开放度指数可能具有内生性。例如,如果规模较大、生产率较高的行业更多地使用交通运输、电信等生产性服务,那么不同行业对外开放度指数的差异可能反应的仅仅是制造行业规模与生产率的差异。产生这种潜在内生性的原因在于一个行业的服务投入系数会受到国内政策的影响。为了解决这一潜在的内生性问题,本文分别应用美国、OECD 国家及印度 2002 年的投入产出表重新计算了服务业外资自由化指数,估计结果报告在表 9 中(1)(2)(3)列。表 9 中服务业外资自由化对制造企业出口的估计系数显著为负,表明本文得到的基本结论是稳健的,即服务业外资自由化有助于我国制造企业出口绩效的改善。

七、结论与政策建议

本文利用 2000—2006 年中国工业企业数据库与海关数据库的匹配数据,基于上游服务行业与下游制造业间的投入产出关系,就服务业外商直接投资限制的降低对我国制造企业出口绩效的影响进行实证研究。实证研究结果显示:(1)服务行业总体对外开放水平的提高,服务业对外商直接投资限制水平的降低有利于促进我国制造企业的出口。(2)从细分的服务行业来看,与生活性服务业相比,生产性服务业外商直接投资限制的降低,对制造企业出口的促进作用更为显著,交通运输业与电信业的对外开放有利于我国制造业企业出口的增加。(3)从影响机制来看,服务业对外开放通过提高制造企业的生产能力效应、质量升级与产品种类效应促进了我国制造企业的出口。(4)服务业外资自由化对制造业企业的出口促进作用具有异质性,与生产率较低的企业相比,高生产率企业从中获益更多,这说明服务业外资自由化水平的提高,改善了我国制造业的资源配置效率;从产品要素密集度来看,服务业开放对资本密集型产品与技术密集型产品出口的作用更为显著;从地区差异来看,开放程度较高的东部地区,服务业外资自由化促进了制造企业的出口,但是这一福利并未惠及中西部地区。

以上结论对我国在“新常态”背景下的经济结构调整与开放具有政策启示。服务业对外开放是提升我国服务业素质和国际竞争力的必由之路。服务业将是我国下一步对外开放的重中之重。有鉴于此,第一,扩大服务业开放力度,按照准入前国民待遇加负面清单的管理模式,更大力度地放宽服务业的准入和投资限制,实现服务要素在全国、全球范围内的互联互通,提高服务业资源的配置效率。第二,从行业选择来看,要给予高端服务业,特别是生产性服务业更多的政策扶持,着力推进金融、电信、商务服务业、教育、医疗、文化等领域的对外开放。第三,从区域分布来看,要扩大中西部地区的服务业开放力度,一方面,加强当地对外资服务业企业的招商引资力度,通过财政税收政策引导外资服务业企业进入中西部地区;另一方面,要降低我国区域间服务贸易壁垒,消除市场分割,使得东部地区服务业开放的福利可以通过地区间溢出效应惠及中西部地区。第四,增强我国服务业企业自身竞争力,提高服务业整体生产率水平,从而更好地促进我国制造业转型升级。

注释:

- ①考虑到我国制造企业中间投入结构的变化,本文应用 2002 年的投入产出表计算 2000—2003 年制造业行业的服务投入系数,应用 2007 年的投入产出表计算 2004—2006 年制造业行业的服务投入系数。
- ②由于工业企业数据库中企业研发投入数据存在较多缺失值,而出口企业出口目的国、出口产品种类等指标缺失值也较多,为了保证样本数量,在表 5 的估计中我们去掉了企业研发投入这一变量。

参考文献:

- [1] 孙浦阳, 蒋为, 陈惟. 外资自由化、技术距离与中国企业出口——基于上下游产业关联视角 [J]. 管理世界, 2015(11): 53-69.
- [2] 汤毅, 尹翔硕. 贸易自由化、异质性企业与全要素生产率——基于我国制造业企业层面的实证研究 [J]. 财贸经济, 2014(11): 79-88.
- [3] 余森杰. 中国的贸易自由化与制造业企业生产率 [J]. 经济研究, 2010(12): 97-110.
- [4] ARNOLD J M, JAVORCIK B S, MATTOO A. Does services liberalization benefit manufacturing firms? Evidence from the Czech Republic [J]. Journal of international economics, 2011, 85(1): 136-146.
- [5] DUGGAN V, RAHARDJA S, VARELA G. Service sector reform and manufacturing productivity: evidence from Indonesia [R]. World Bank policy research working paper, 2013, No. 6349.
- [6] ARNOLD J, JAVORCIK B, LIPSCOMB M, et al. Services reform and manufacturing performance: evidence from India [J]. Economic journal, 2016, 126(590): 1-39.
- [7] BAS M. Does services liberalization affect manufacturing firms' export performance? Evidence from India [J]. Journal of comparative economics, 2014, 42(3): 569-589.
- [8] BAS M, CAUSA O. Trade and product market policies in upstream sectors and productivity in downstream sectors: firm-level evidence from China [J]. Journal of comparative economics, 2013, 41(3): 843-862.
- [9] 张艳, 唐宜红, 周默涵. 服务贸易自由化是否提高了制造业企业生产效率 [J]. 世界经济, 2013(11): 51-71.
- [10] 周念利. 中国服务业改革对制造业微观生产效率的影响测度及异质性考察——基于服务中间投入的视角 [J]. 金融研究, 2014(9): 84-98.
- [11] 熊凤琴. 生产者服务贸易自由化对我国商品出口的影响分析 [J]. 南京财经大学学报, 2010(4): 26-31.
- [12] 于诚, 蒋中煜, 黄益新. 跨国服务外包对中国制造业就业市场影响的实证研究 [J]. 南京财经大学学报, 2016(1): 25-34.
- [13] MARKUSEN J R. Trade in producer services and in other specialized intermediate inputs [J]. American economic review, 1989, 79(1): 85-95.
- [14] MARKUSEN J, RUTHERFORD T F, TARR D. Trade and direct investment in producer services and the domestic market for expertise [J]. Canadian journal of economics, 2005, 38(3): 758-777.
- [15] MATTOO A, RATHINDRAN R, SUBRAMANIAN A. Measuring services trade liberalization and its impact on economic growth: an illustration [J]. Journal of economic integration, 2006, 21(1): 64-98.
- [16] ROBINSON S, WANG Z, MARTIN W. Capturing the implications of services trade liberalization [J]. Economic systems research, 2002, 14(1): 3-33.
- [17] ESCHENBACH F, HOEKMAN B. Services policy reform and economic growth in transition economies [J]. Review of world economics, 2006, 142(4): 746-764.
- [18] FINK C, MATTOO A, RATHINDRAN R. An assessment of telecommunications reform in developing countries [J]. Information economics and policy, 2003, 15(4): 443-466.
- [19] 李眺. 服务业开放与我国服务业的生产效率研究——基于特定服务业的面板数据分析 [J]. 产业经济研究, 2016(3): 102-110.
- [20] BEVERELLI C, FIORINI M, HOEKMAN B. Services trade policy and manufacturing productivity: the role of institutions [J]. Journal of international economics, 2017, 104(C): 166-182.
- [21] 陈丽娴, 沈鸿, 魏作磊. 服务业开放提高了经济增加值率吗——基于产业集聚视角的门槛回归分析 [J]. 国际贸易问题, 2016(10): 85-95.
- [22] ARNOLD J M, MATTOO A, NARCISO G. Services inputs and firm productivity in Sub-Saharan Africa: evidence from firm-level data [J]. Journal of African economics, 2008, 17(4): 578-599.
- [23] FERNANDES A M, PAUNOV C. Foreign direct investment in services and manufacturing productivity: evidence for Chile [J]. Journal of development economics, 2012, 97(2): 305-321.
- [24] FINK C, MATTOO A, NEAGU I C. Assessing the impact of communication costs on international trade [J]. Journal of

- international economics, 2005, 67(2): 428-445.
- [5] FRANCOIS J, MANCHIN M, PELKMANS-BALAOING A O. Regional integration in Asia: the role of infrastructure [M] // FRANCOIS J, RANA P B, WIGNARAJA G. Pan-Asian integration: linking East and South Asia. New York: Palgrave Macmillan, c2009: 439-485.
- [6] 武力超,张馨月,候欣裕. 生产性服务业自由化对微观企业出口的机制研究与实证考察 [J]. 财贸经济, 2016(4): 101-115.
- [7] KONAN D E, MASKUS K E. Quantifying the impact of services liberalization in a developing country [J]. Journal of development economics, 2006, 81(1): 142-162.
- [8] HOEKMAN B, MATTOO A. Services trade and growth [J]. International journal of services technology and management, 2010, 17(2): 191-199.
- [9] 韩玉军,王丽,撒莉. 服务业 FDI 对出口技术复杂度的影响研究——基于 OECD 国家和中国的经验数据考察 [J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2016(3): 54-64.
- [10] KUGLER M. Spillovers from foreign direct investment: within or between industries? [J]. Journal of development economics, 2006, 80(2): 444-477.
- [11] OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [12] 樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 中国市场化指数:各省区市场化相对进程 2011 年度报告 [M]. 经济科学出版社, 2011. (责任编辑: 禾 日)

Service FDI liberalization and export performance of Chinese manufacturing firms: from the perspective of input-output relationship between upstream and downstream industry

ZHOU Xiaoxue

(Institute of Industrial Economics of CASS, Beijing 100836, China)

Abstract: This paper links service FDI liberalization and export performance of manufacturing firms through the input-output relationship between the upstream service industry and downstream manufacturing industry and explores the effects of service FDI liberalization on manufacturing firms' export and its mechanisms. We construct the index of service FDI liberalization to empirically investigate the effects, using the matched data of China's industrial enterprise database and the customs database during 2000—2006. The research results show that service FDI liberalization has a positive effect on export performance of Chinese manufacturing firms. In terms of the specific segment of the service industry, the transport industry and the telecommunications industry have the most significant contribution to the export of manufacturing enterprises. In terms of the mechanism, the liberalization of FDI in the service promotes the export performance of manufacturing industry through the production capacity effect, the quality upgrading effect and the product category effect. But the promoting effect is different for different firms. In terms of production efficiency, the high-productivity manufacturing firms benefit more than low-productivity manufacturing firms. In terms of factor structure, the capital-intensive and technology-intensive industry benefit more than labor-intensive industry. In terms of geographical distribution, the firms located in eastern region benefit more than the firms located in central or western region.

Key words: service FDI liberalization; input-output; manufacturing firms; productivity; export quantity; export quality