服务业开放如何提升企业全球生产链地位

——基于中国微观企业的实证研究

余　骁　　郭志芳

摘要：当今经济全球化背景下，服务业在各国融入全球价值链过程中扮演着极为重要的角色。随着我国经济增长进入新常态，降低服务贸易壁垒，鼓励外资进入服务领域，将是实现制造业转型升级和价值链攀升的必由之路。文章基于我国微观企业层面数据，实证分析了服务业开放提升制造业企业全球生产链地位的程度以及可能的途径。研究发现，我国上游服务业开放程度的扩大有助于提升下游制造业企业的全球生产链地位，且这一结论在经过一系列稳健性检验后仍然显著。影响机制分析显示，服务业开放通过提高企业生产率和推动产品升级两个渠道影响自身生产链地位。进一步，文章还发现上游服务业开放对下游制造业全球生产链地位的影响依企业离技术前沿距离以及所面临的融资约束程度而存在非线性特征，且对不同要素密集度以及不同所有制企业存在异质性影响。最后，本文在上述研究基础上提出了相应的政策建议。

关键词：服务业开放；生产链地位；技术距离；融资约束

［中图分类号］F740　［文献标识码］A　［文章编号］1002-4670（2020）04-0105-16

引　　言

伴随国际生产分工不断向社会化与专业化发展，制造业对服务型生产资料的需求量呈快速上升趋势，服务要素在全球价值链中的作用正日益突显，其以高附加值与高技术密度正成为一国获得国际竞争优势、实现产业迈向价值链中高端的重要决定要素。改革开放 40 年来，我国以低端制造嵌入全球价值链，获得了极大的对外开放红利，推动了经济快速发展。然而，低端俘获式参与方式一方面导致发达国家跨国公司容易利用其核心技术限制我国企业的知识创新，使我国制造业陷入长期“低端锁定”困境（黄先海和余骁，2017）[1]，另一方面也使我国制造业与服务业

［收稿日期］2019-03-03

［基金项目］国家社会科学基金青年项目“不完全契约条件下服务业开放促进我国全球价值链地位提升的机制与路径研究”（19CJL050）。

［作者信息］余骁：浙江工商大学统计与数学学院讲师，浙江大学区域经济开放与发展研究中心兼职研究员 310018 电子信箱 hzyuxiao@ zjgsu. edu. cn；郭志芳：浙江大学经济学院博士后，浙江财经大学区域经济与统筹发展研究中心副教授。

发展呈现不平衡与不匹配，使服务业难以为我国制造业国际竞争力的提升提供有力支撑。长期以来，我国的对外开放格局呈现出“贸易领先投资”以及“制造领先服务”的特征，我国服务业一直面临垄断程度高、对外开放少、服务质量差的问题。根据经合组织（OECD）的服务业外商直接投资（FDI）限制指数（图 1），虽然我国服务业 FDI 的对外开放度呈不断上升之势①，但仍大大低于大部分国家。在复杂多变的国际新形势下，我国传统“两头在外”的贸易方式已难以为继，在持续发挥劳动密集型和规模经济等比较优势的同时，亟需寻找新的增长点和突破口，以实现制造业高质量发展目标。党的十九大报告明确指出，要“推动形成全面开放新格局”，实现“发展更高层次的开放型经济”的目标。“全面开放”即指对外开放应从单纯强调制造业开放逐步过渡到制造业与服务业协同开放的层面上，通过不断降低服务贸易壁垒，鼓励外资进入生产性服务领域，进一步促进技术创新与资源整合，推进国际合作与产业转型升级良性互动，提高制造业生产率和竞争力，最终提升我国制造业在全球价值链分工中的地位，实现“更高层次的开放”（马弘和李小帆，2018）[2]。

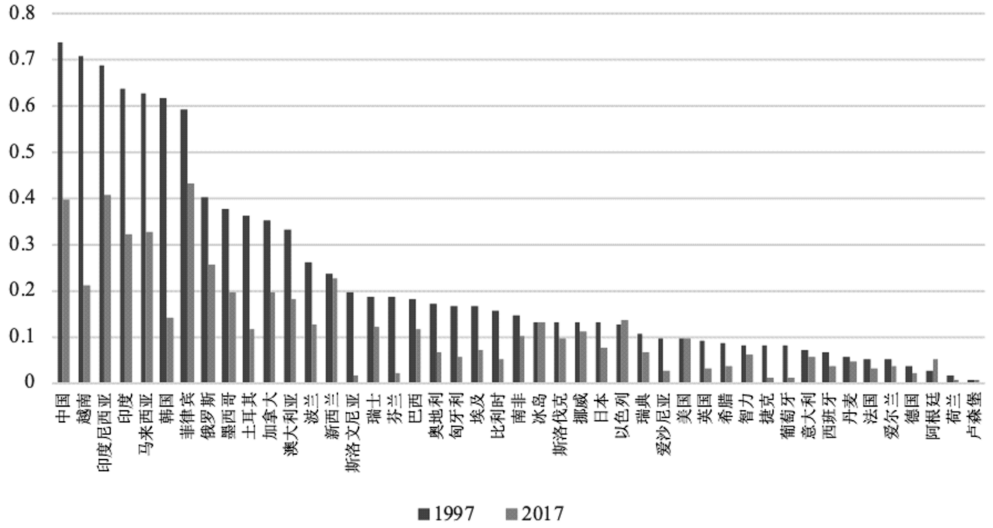

图 1　各国服务业 FDI 管制指数变动比较（1997 VS 2017）

现有文献少有关注中国服务业开放对下游制造业企业全球生产链地位的影响及其作用渠道，与本研究较为相关的文献主要集中于制造业服务化对全球价值链（GVC）的影响研究（许和连等，2018[3]；郑玉和戴一鑫，2018[4]）。全球价值链是指包括生产和服务环节在内的商品跨越国界的设计、生产、组装、营销等一系列

①1997 年我国整体的服务业 FDI 限制指数达到 0.737，在所有样本国中开放程度最低。虽然到 2017 年我整体的服务业 FDI 限制指数缩减到 0.394，降幅接近一半，但我国服务业 FDI 限制程度仅略低于菲律宾与印度尼西亚，仍大大高于其他国家。

环节的组合（Gereffi et al.，2001）[5]。与之相对应，全球生产链则刻画了商品全球生产的流程和全过程（Dicken，2004）[6]。从理论上讲，生产链上各环节所隐含的附加值存在差异性，中上游的环节附加值远高于加工组装等下游环节，而从实证上看，随着企业生产链位置的上移，企业出口国内附加值率也会得到显著提升（唐宜红和张鹏杨，2018）[7]，因此本文对中国服务业开放与企业全球生产链地位的关系及其内在机制所进行的系统性研究，有助于在中国新一轮对外开放大背景下，促进产业结构转型升级与迈向价值链中高端。

本文可能的边际贡献主要体现在以下三方面：第一，在理论层面系统探讨了服务业开放对企业全球生产链地位的影响及其内在机制，并指出服务业开放将通过上下游投入产出关联显著提升制造业企业的全球生产链地位；第二，指出企业效率增进与产品升级是服务业开放提升企业全球生产链地位的影响渠道，并验证了服务业开放对下游制造业企业存在依技术距离与融资约束的非线性影响特征；第三，在实证分析方面，本文运用 2000—2007 年中国工业企业数据库、中国海关数据库、WIOD 以及 OECD 数据库高度细化的合并数据进行了细致的实证分析与稳健性检验，并就我国加入 WTO 引致服务业大幅开放这一准自然试验作了内生性处理。

一、文献回顾与理论分析

服务中间产品已成为制造业生产中的重要投入，中国自加入 WTO 后，积极兑现《中国加入 WTO 议定书》中关于服务贸易的减让条款，所承诺开放的服务贸易部门达 100 多个，其开放的广度与深度远高于其他发展中国家，扩大开放为我国制造业全球价值链地位的攀升提供了巨大契机。通常，产品生产所需的中间投入不仅包括劳动、资本以及实物型中间产品，还包括电信服务、交通运输、金融会计等服务型中间投入，这往往是已有研究中容易被忽视的部分。Hoekman（2006）[8]就指出，服务业是一国制造业国际竞争力的重要源泉。Amiti 等（2009）[9]则通过定量分析发现，国际服务环节外包对企业竞争力的提升作用是国际生产制造环节外包的两倍。理论上，上游服务业开放主要通过投入产出关联效应影响下游企业的出口绩效。具体而言，一国服务业开放的直接效应即国外服务投入能够以更为低廉的价格大量进入本国，这直接扩大了上游服务业产品供给种类，同时具有相对质量优势的进口服务投入又显著提升了整体服务投入的产品质量水平，进而提高下游制造业的产品质量（Halpern et al.，2015[10]；李瑞琴等，2018[11]）。其内在逻辑是随着服务业开放程度的不断提升，企业使用质量更优、效率更高的生产性服务投入不仅直接提升了企业的产品质量，还间接通过降低单位生产成本而促使企业加大研发投入，并购买更多的核心技术和关键零部件（陈启斐和刘志彪，2014[12]；李宏亮和谢建国，2018[13]），这又进一步促进了企业的产品质量提升，“出口质量声誉”效应使得企业的出口表现得以增强（叶迪和朱林可，2017）[14]。另一方面，由于生产性服务属于知识和技术含量较高的投入要素，拥有显著质量比较优势的国外服务中间品

进入本地市场后会与国内服务中间品形成激烈竞争（邹国伟等，2018）[15]，这一市场竞争效应能够倒逼本土服务型企业提升服务产品品质。服务外资的进入通常还伴随着显著的技术溢出效应，这又能够有效降低本土服务企业的生产成本。最终在竞争和溢出两大效应的共同作用下，下游制造企业得以更加专注自身核心环节，通过“归核化”实现了生产效率提升（Arnold et al.，2011[16]，2015[17]；张艳，2013[18]）。进一步对于 GVC 参与企业而言，运输、保险、通讯等服务活动是对不同空间上的生产环节进行有效链接的粘合剂（Lee，2018）[19]，因此服务业开放还能显著降低企业参与 GVC 过程中的协调成本，提升价值链获利能力与分工地位。Unctad（2013）[20]结论性指出，企业生产能力与国家竞争力密切相关，正是企业的高生产率促进了产业在全球价值链中的转型升级。综上可知，一国服务业自由化能够促进企业产品升级与效率增进，进而有效提升了企业的全球价值链地位。据此，我们提出研究假说 1。

H1：服务业开放通过投入产出关联效应提升下游制造业企业的全球生产链地位，其潜在的实现机制是企业效率增进与产品升级。

根据新熊彼特理论的基本观点，与技术前沿的差距会影响行业内的竞争模式。当接近技术前沿时企业更有激励进行研发行为以获取“竞争挣脱效应”。当技术水平远离前沿时，则会陷入“竞争加剧效应”抑制研发行为（Aghion 等，2005）[21]。Fernandes 和 Paunov（2012）[22]运用智利制造业与服务业 FDI 数据发现，那些离技术前沿较远的企业从服务业开放中获益最多，生产效率提升也最多。Bas 和 Cause（2013）[23]则指出金融开放对离技术前沿越远的企业作用越显著。孙浦阳等（2015）[24]在异质性贸易理论基础上探讨了上游外资自由化与技术距离影响下游企业出口的微观机制，结果表明上游外资自由化程度的提高依技术距离而对下游企业出口倾向与出口额增长产生非线性影响。另一方面，服务业开放对下游制造业企业全球生产链位置的作用还会受企业融资约束的影响。通常而言，企业所面临的融资约束越大，那么服务投入成本的大幅下降更能使这类企业获益。Rajan 和 Zingales（1996）[25]发现服务业改革对外在融资依赖度越高的制造业企业的生产率提升越显著。Lai 等（2016）[26]则发现，外资银行进入会对那些融资依赖度高的下游制造业企业产生显著的正向生产率强化效应。通常那些具有更强融资能力、距离世界技术前沿更近的企业，同样也是生产效率高、经营绩效佳的企业，那么这类企业在自身生产销售中更有能力也更容易引入高质量的进口服务投入，此时服务业开放所引致的服务投入成本下降效应对这部分企业的影响相对于下游那些融资约束紧、离技术前沿相对远的制造业企业而言更小，因为后一类企业相对更难获取国外先进的服务投入，即服务业开放对离技术前沿距离不同以及融资约束状况不同的企业的全球生产链地位的影响可能存在显著差异。据此，我们提出研究假说 2。

H2：服务业开放对企业全球生产链地位的提升存在依企业离技术前沿距离与融资约束程度的非线性特征。

二、计量模型、变量和数据说明

（一）计量模型设定

基于上述理论分析，本文在借鉴 Arnold 等（2011，2015）以及张艳等（2013）的研究基础上，设定如下回归检验模型：

$$P_{ijt} = \alpha_0 + \alpha_1 Service_{jt} + \alpha_2 Z'_{ijt} + \alpha_3 Z'_{jt} + \{FE\} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中，i、j、t 分别表示企业、行业与时间，P_{ijt}为企业全球生产链位置，核心解释变量 $Service_{jt}$为服务业开放指数，对应的测算方法详见后文。本文进一步纳入了企业层面和行业层面控制变量（Z'_{ijt}和 Z'_{jt}），$\{FE\}$ 则包括年份、行业和省份层面固定效应，ε_{ijt} 表示随机误差项。为避免异方差与序列相关性对估计结果所可能造成的影响，本文将标准误聚类到企业层面。

（二）相关变量测算

1. 企业全球生产链位置

要测算出口企业的全球生产链地位，首先需要测算企业所在行业的全球生产链位置（也即上游度）。基于 Antras 等（2012）[27] 的研究，在不考虑存货的前提下，一个由 N 个行业组成的封闭经济体中，行业 $j \in$（1，2，…，N）的总产出 Y_j等于该行业产品用作最终产品 F_j以及中间产品 Int_j的产量之和：

$$Y_j = F_j + Int_j = F_j + \sum_{k=1}^{N} a_{jk} F_k + \sum_{k=1}^{N}\sum_{l=1}^{N} a_{jl} a_{lk} F_k + \sum_{k=1}^{N}\sum_{l=1}^{N}\sum_{m=1}^{N} a_{jl} a_{lm} a_{mk} F_k + \cdots \quad (2)$$

其中 a_{jk}为 k 产业生产一单位产品所需的第 j 产业的投入量。基于此，某一行业的生产链位置即为其与最终产品之间的加权平均距离：

$$P_j = 1 \times \frac{F_j}{Y_j} + 2 \times \frac{\sum_{k=1}^{N} a_{jk} F_k}{Y_j} + 3 \times \frac{\sum_{k=1}^{N}\sum_{l=1}^{N} a_{jl} a_{lk} F_k}{Y_j} + 4 \times \frac{\sum_{k=1}^{N}\sum_{l=1}^{N}\sum_{m=1}^{N} a_{jl} a_{lm} a_{mk} F_k}{Y_j} + \cdots \quad (3)$$

从上式来看，P_j的含义为 j 行业最终品以及各阶段中间产品在总产出中所占比重的加权平均值。中间产品投入距离最终产品越远则权重越高，表明 j 行业越处于生产链的上游位置。考虑到我国投入产出表的非连续性，本文使用 WIOD 发布的我国连续型投入产出表进行行业生产链位置的测算。在 Chor 等（2018）[28] 以及唐宜红和张鹏杨（2018）的指引下，可以进一步求得微观企业的全球生产链位置：

$$P_{ijt} = \sum_{j=1}^{N} \frac{X_{ijt}}{X_{it}} P_j \quad (4)$$

其中，X_{ijt}为 t 时期企业 i 在 j 行业的出口额，X_{it}为 t 时期企业 i 的出口总额，满足 $X_{it} = \sum_{j=1}^{N} X_{ijt}$。由式（4）可知，出口企业的全球生产链地位指数越大表明其所出口的产品越上游，企业价值链地位相对越高（Wang 等，2018）[29]。

2. 服务业开放度

借鉴 Arnold 等（2011，2015）与张艳等（2013）的做法，构造如下服务业开

放度指数：

$$Service_{jt} = 1 - \sum_{s} \beta_{jst} \times FDI_Restriction_{st} \quad (5)$$

其中，β_{jst} 为各制造业行业的服务投入渗透率，为与出口企业生产链地位的测算保持一致，本文这里同样使用由 WIOD 发布的我国连续年份投入产出表对该比率进行测算。$FDI_Restriction_{st}$ 为服务业外商直接投资限制指数。通常服务业进入东道国市场有跨境支付、过境消费、商业存在和自然人流动等四大模式。根据世界贸易组织的估计，以商业存在实现的服务贸易占全球服务贸易总额的比重达 55% ~ 60%，是服务贸易中最重要的提供模式，而服务业的外商直接投资又与商业存在具有直接关联（李杨等，2015）[30]，因此本文选取我国服务业的外资限制程度来度量我国的服务部门开放度。基准回归中选取 OECD 公布的各年我国服务业外商直接投资限制指数作为代理，这一指数从股权限制、审查核准、关键外籍员工以及其他限制四个方面度量了一国某服务行业对外商直接投资的限制程度，通过得分加总得到该行业的外商直接投资限制指数，数值越大表明行业对外商直接投资的开放度越低（周霄雪，2017）[31]。本文中细分服务部门 s 包括分销业、运输业、通讯业、金融业以及商务服务等五大服务业部门。为便于直观分析解释，用 1 减去服务业限制指数得到我国服务业的开放度。

3. 其他企业层面控制变量包括：

（1）企业资本密集度（$Captial_{ijt}$），用固定资产净值年平均余额与从业人员年均人数的比值取对数来衡量，并以 2000 年为基期的固定资产投资价格指数对固定资产净值年平均余额进行平减；（2）企业规模（$Scale_{ijt}$），以企业从业人员年均人数的对数衡量；（3）企业年龄（Age_{ijt}），以企业当年年份减开业年份加一来衡量；（4）国有企业虚拟变量（SOE），本文引入国有企业虚拟变量控制样本期内我国国有企业改革这一事件对出口企业生产链地位的影响。其他行业层面控制变量包括：市场集中度（HHI），以 4 位码行业的赫芬达尔指数衡量，该指数越大表明行业的垄断程度越高；进口投入关税率（$Tariff_{jt}$），本文加入二位码行业层面的进口关税率控制 2001 年我国加入 WTO 后对出口企业生产链位置所可能产生的影响。

（三）数据来源与处理说明

本文实证分析所涵盖的时间区间为 2000—2007 年，所用数据主要有四套，分别是中国工业企业数据库、中国海关贸易数据库、WIOD 的我国连续年份投入产出表以及 OECD 的我国服务业 FDI 限制指数。本文首先参照 Brandt 等（2012）[32]的方法对工业企业数据库中的企业进行跨期识别，然后根据企业的中文名称、年份、邮政编码和企业电话号码后 7 位等信息将海关数据匹配上。为进一步测算出口企业的全球生产链位置以及服务业开放的影响，本文根据 HS 2002—ISIC rev3 的对照表，将剩余两个数据进行了匹配对接。在此基础上，本文对部分错误观测值进行了删除，同时参考张杰等（2013）[33]的研究对贸易代理问题进行了处理。

三、实证结果与分析

（一）基准估计结果

根据式（1），本文运用面板固定效应模型进行实证检验，基准回归结果如表 1 所示。其中第（1）列为初步回归结果，在未纳入控制变量和各类固定效应情况下，核心变量 *Service* 的系数显著为正，说明我国服务业开放能够通过“涟漪效应”显著提升企业的全球生产链位置。第(2)—(5)列为分别纳入年份、行业和省份控制变量以及企业和行业层面控制变量后的结果，可以发现 *Service* 的系数符号与显著性水平均未发生明显变化。根据第（5）列结果，我国服务业开放程度每提升 10 个百分点，将能使企业的全球生产链地位提升 0.1589（0.2768 个标准差）。这初步证明了本文的研究假说 1 中关于服务业开放能够通过投入产出关联效应显著提升下游企业全球生产链地位的结论。从控制变量的回归结果来看，企业资本密集度与企业规模均会对企业的生产链地位产生显著负向影响，即资本密集度相对低、企业规模相对小的出口企业更可能快速攀升在全球生产链中的地位；行业层面的进口关税率显著为负，说明降低进口关税确实有助于企业提升自身生产链位置；而企业年龄、融资约束程度以及行业竞争程度结果均不稳健。

表 1　基准回归结果

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Total	Total	Total	Total	Total
Service	2.6764***	1.3192***	1.7554***	1.5893***	1.5893***
	(0.0277)	(0.1205)	(0.1026)	(0.1229)	(0.1229)
Capital			−0.0026***	−0.0023***	−0.0023***
			(0.0008)	(0.0008)	(0.0008)
Scale			−0.0126***	−0.0115***	−0.0115***
			(0.0013)	(0.0013)	(0.0013)
Age			−0.0007	0.0002	0.0002
			(0.0018)	(0.0018)	(0.0018)
SOE			−0.0007	−0.0025	−0.0025
			(0.0018)	(0.0051)	(0.0051)
Tariff			−0.0070***	−0.0063***	−0.0063***
			(0.0008)	(0.0009)	(0.0009)
HHI			0.0135	−0.0538	−0.0538
			(0.0440)	(0.0434)	(0.0434)
Year	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	No	Yes	No	Yes	Yes
Province	No	Yes	No	No	Yes
N	275 460	275 460	272 720	272 720	272 720
Within R^2	0.1098	0.3146	0.3135	0.3207	0.3207

注：*、** 和 *** 分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著（双侧）；括号内为聚类到企业层面的稳健标准误；Within R^2表示组内 R^2，下表同。

进一步，本文还考察了不同服务行业对外开放程度对企业全球生产链位置的影响如表 2，不同服务行业的开放对制造业企业生产链位置的影响程度存在显著差异。其中分销行业以及商务服务行业的开放将显著提升企业的生产链地位，而运输业、通讯业以及金融业的开放会对企业的生产链地位提升产生显著负向效应。究其原因，本文认为在样本期内，交通运输行业存在外商投资道路运输经营及道路运输相关业务上无法完全享受国民待遇的情况，使得外商在该领域的投资积极性不高；而通讯业和金融业则由于国内市场化程度偏低，大幅开放可能反而会对企业的生产经营产生负面影响。

表 2　分服务业行业回归结果

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	分销业	运输业	通讯业	金融业	商务服务
Service	8.2731***	−4.9241***	−41.9881***	−12.4628***	39.5329***
	(0.1788)	(0.2952)	(0.6968)	(0.4891)	(1.1331)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	272 720	272 720	272 720	272 720	272 720
Within R^2	0.3387	0.3221	0.3494	0.3249	0.3322

注：*、** 和 *** 分别表示在 10%、5%和 1%水平下显著。

（二）稳健性检验

1. 替换回归模型设定与服务业开放变量

由于本文测算所得的出口企业生产链地位指数均大于等于 0，存在明显左侧数据删失的情况，因此首先参考吕越等（2015）[34]的方法，选择适用于处理删失数据的 Tobit 模型进行稳健性估计；然后参考已有研究，本文进一步选择各制造业行业的服务进口渗透率（服务中间进口投入/总中间投入）作为服务业开放的替代指标进行估计。具体结果汇报于表 3 第(1)—(2)列中。可以看到，前文所得基本结论并未发生显著变化，证明本文实证所设定的回归模型形式以及核心解释变量设置均不会干扰所得结论的稳健性。

2. 稳健性检验

我们可能更为关心的是上述基准回归是否会因样本选择偏误、遗漏变量以及逆向因果问题而使估计结果产生偏误。因此本文做了一系列检验来加以处理。

首先，由于企业的出口行为选择本身并非是完全随机的（Melitz，2003）[35]，直接回归可能产生潜在偏误，因此本文选用 Heckman 样本选择模型，通过两阶段回归得到一致估计量。其基本思路是在第一阶段构造企业出口选择方程，并采用

Probit 模型估计企业出口概率①；接着在第二阶段使用第一步回归得到的逆米尔斯比（*Lambda*）作为特定解释变量进行回归，控制样本选择性偏误。具体回归结果列于表 3 第（3）列。可以看到逆米尔斯比（*Lambda*）的系数显著为正，这说明样本选择效应显著存在，且核心解释变量的符号与显著性均未发生显著变化，说明样本选择性问题不会对本文所得结论产生实质性影响。

表 3　稳健性检验与内生性处理

Variables	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	Tobit	Serv IM	Heckman	GMM	India	DID
Service	1.7158***	14.8099***	1.5905***	10.9032*	1.6641***	
	（0.1364）	（0.9752）	（0.1229）	（6.5817）	（6.5817）	
Service_WTO^{2001}						0.0278***
						（0.0038）
Lambda			0.0034*			
			（0.0021）			
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
AR（2）				0.573		
Sargan P				0.273		
N	289 357	272 720	272 720	205 933	272 720	272 720
Within R^2	0.3947	0.3212	0.3207		0.3338	0.3197

注：Tobit 回归汇报的是 Pseudo_R^2；AR（2）汇报了扰动项是否存在二阶自相关的 P 值，Sargan P 汇报的是过度识别统计量的 P 值。

虽然 Heckman 模型控制了由样本选择性偏误所可能导致的内生性问题，且我们控制了与企业自身以及行业特征相关的一系列变量以及时间、产业与地区等固定效应特征，但仍然可能考虑不到企业中未被观察到的异质性因素，也就仍可能因遗漏变量问题而产生内生性估计偏误。因此表 3 第（4）列汇报了使用系统 GMM 估计的回归结果。从残差序列自相关检验来看，模型残差项不存在二阶自相关，且过度识别检验的 Sargan P 大于 5%的显著性水平，说明本文采用系统 GMM 估计是科学的。同样，我们看到基于系统 GMM 估计的结果与基准回归仍然具有内在一致性。

本研究中第三个需要注意的问题是双向因果问题所导致的估计偏误。前文计算的服务业开放度指数主要由服务业外商直接投资限制指数与各制造业服务投入占比构成。首先，由于我国在 2001 年加入 WTO 时所承诺的服务业开放措施更多是一种

①企业出口选择模型的影响变量主要包括企业规模、企业年龄、资本密集度、融资约束情况以及全要素生产率。

“被动”的、自上而下的决策行为，因此我们有理由认为外资自由化指数是一个相对外生的变量；但制造业的绩效水平却可能会影响服务投入的比重，如那些效率较高、绩效较好的行业可能更多使用生产性服务投入，且相关政策也会更偏向于这些行业，那么各行业对外开放度的差异可能反映的仅仅是不同行业效率与绩效的差异。在这种情况下，我们计算的服务业开放度指数可能因服务投入率的逆向因果问题而产生内生性。针对这一问题，我们首先参考孙浦阳等（2018）[36]的方法，通过计算与我国经济发展具有高度相似性的印度的制造业服务投入比重来重新构造服务业开放指数，并对基准模型进行了再回归。具体的回归结果汇报于表 3 第（5）列，可以看到回归结果仍未发生显著变化。考虑到不同制造业行业对服务投入依赖程度的不同，同时我国于 2001 年加入 WTO 后大幅降低服务业准入门槛这一外生冲击事件，本文参考张艳等（2013）的做法，将高服务投入依赖度的企业视为处理组，而将低服务投入依赖度的企业视为控制组①，依据我国 2001 年加入 WTO 这一外生冲击，设置如下双重差分模型进行准自然试验：

$$P_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 Service_WTO_{jt}^{2001} + \beta_2 Z'_{ijt} + \beta_3 Z'_{jt} + \{FE\} + \varphi_{ijt} \tag{6}$$

其中 $Service_WTO_{jt}^{2001}$ 即双重差分项。具体的回归结果汇报于表 3 第（6）列。同样可以看到，我们的基准结论并未发生显著改变。由于双重差分模型成立的一大前提是平行趋势假设，即政策冲击前处理组和控制组企业的生产链地位应具有相似的变动趋势。考虑到准自然试验前样本年限相对较短，对主要变量均值趋势的检验可能存在一定难度，同时我们可能还关心服务业开放这一冲击的后续影响，因此参考 Beck 等（2010）[38]的做法，设置如下动态效应检验模型：

$$P_{ijt} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{jt}^{-2} + \gamma_2 D_{jt}^{-1} + \cdots + \gamma_7 D_{jt}^{+4} + \gamma_8 D_{jt}^{+5} + \gamma_9 Z'_{ijt} + \gamma_{10} Z'_{jt} + \{FE\} + \mu_{ijt} \tag{7}$$

其中，$D_{jt}^{\pm s}$ 为一系列虚拟变量，当企业处于加入 WTO 前第 s 年时 D_{jt}^{-s} 取值为 1；当企业处于加入 WTO 后第 s 年时 D_{jt}^{+s} 取值为 1；除此之外的 $D_{jt}^{\pm s}$ 均取值为 0。基于上述回归方程设定就可以考察加入 WTO 前后服务业开放对企业全球生产链地位的动态影响程度。回归结果如图 3 所示。从图中可以看到当 $s=-2$ 和 -1 时，D_{jt} 的系数均不显著，也即在加入 WTO 前，高服务投入依赖度组（处理组）内的企业其生产链地位与低服务投入依赖度组（控制组）内的企业并无显著差异，这说明本文的准自然试验满足平行趋势假设。其次，当 $s=1$，2，3，4，5 时 D_{jt} 的系数显著，且呈现先升后降的趋势。在加入 WTO 后第一、二、三、四年，高服务投入依赖度的企业其生产链地位相较于低服务投入依赖度企业提升分别约 2.79%、3.74%、4.77%以及 4.98%，且在加入 WTO 第四年达到最大值，此后开始出现小幅下降，可见我国服务业开放对企业的全球生产链地位不具有显著的时滞，且能够持续相当长的一段时间。

①具体的，以企业所在二位码行业的年均服务投入比重作为划分依据。

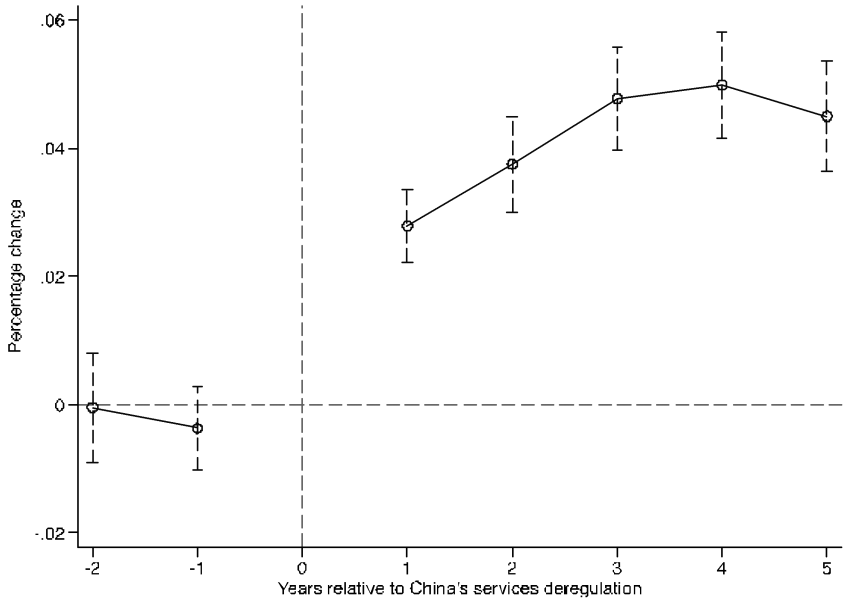

图 2　加入 WTO 准自然试验的动态效应检验

四、进一步的分析

（一）影响机制检验

本文指出服务业开放会通过生产效率提升以及产品技术升级这两大机制来提高出口企业的全球生产链地位。因此参考 Liu 和 Qiu（2016）[38] 的研究设定如下影响机制检验模型：

$$M_{ijt} = \omega_0 + \omega_1 Serv_open_{jt} + \omega_2 Z'_{ijt} + \omega_3 Z'_{jt} + \{FE\} + \delta_{ijt} \quad (8)$$

其中，M_{ijt}表示企业的生产效率与产品升级。本文选取基于 OP 法测算的企业全要素生产率 TFP 作为出口企业生产效率的代理变量①，同时参考黄先海等（2015）[39] 选取企业是否有新产品作为出口企业进行产品升级的代理变量进行影响机制检验。具体结果列于表 4 第（1）—（2）列。可以看到，服务业开放能够显著提升企业的生产率以及新产品研发的概率，说明服务业开放能够通过提升企业生产效率以及促进产品升级而使企业的全球生产链地位获得攀升，即论证了研究假说 1 中关于机制分析的推论。

（二）非线性影响效应检验

为进一步检验研究假说 2，本文设置如下条件效应检验方程：

$$P_{ijt} = \theta_0 + \theta_1 Service_{jt} + \theta_2 C_{ijt} + \theta_3 Service_{jt} \times C_{ijt} + \theta_4 Z'_{ijt} + \theta_5 Z'_{jt} + \{FE\} + \zeta_{ijt} \quad (9)$$

其中，C_{ijt}表示条件变量，分别为企业离前沿技术的距离 *Dist* 与企业融资约束

①相对于 LP 方法测算的 TFP，OP 方法因考虑企业的进入退出而能够避免选择性偏误问题，同时该方法使用企业当期投资作为不可观测生产率冲击的代理变量，因而能够避免同时性偏差问题。

程度 *FC*。首先检验与前沿技术差距的非线性影响效应。参考孙浦阳等的方法（2015），本文以 OP 法测算所得的全要素生产率为基础，以国民经济四位码行业下企业的最高生产率水平为本行业的技术前沿构造了该行业的技术距离指标，同时本文还使用企业的劳均生产率进行稳健性分析，具体的回归结果分别列于表 4 的第（3）和第（4）列。首先根据技术距离的回归系数符号可以发现，离技术前沿越远，越不利于企业实现全球生产链的攀升；进一步发现交互项系数为正且在 1%水平下显著，说明服务业开放更能使远离技术前沿的企业获益，这与 Fernandes 和 Paunov（2012）以及 Bas 和 Cause（2013）的研究结论一致。

接着检验融资约束的非线性影响效应。参考 Greenaway 等（2007）[40] 的研究，本文采用企业杠杆率即企业流动负债与流动资产的比值来衡量企业面临的融资约束强度，该指标越大说明企业所面临的融资约束越小。由于这类指标的构建包含了很多具有内生性的金融变量，因此为避免内生性的干扰，本文进一步参考 Hadlock 和 Pierce（2009）[41] 的做法，选择企业规模和企业年龄两个随时间变化不大且具有很强外生性的变量构建了 SA 指数：$-0737\times$企业规模$+0.043\times$企业规模$^2-0.04\times$企业年龄。由此计算得到的 SA 指数值为负，绝对值越大表明融资约束越严重。回归结果汇报于表 4 第(5)—(6)列。可以看到，两类融资约束变量的系数均显著为正，说明面临融资约束越松的企业越容易攀升全球生产链地位。进一步从交互项的符号与显著性可以知道，服务业开放对于那些融资约束紧的企业的提升作用更为明显。

表 4　机制分析与条件效应检验

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP	New	Dist-TFP	Dist-Lab	Fin	SA
Service	1.5156***	4.1948***	0.9228***	1.4813***	1.6301***	1.5435***
	(0.4190)	(0.4190)	(0.4190)	(0.4190)	(0.4190)	(0.4190)
Dist			-0.7083***	-0.0289**		
			(0.4190)	(0.0125)		
Service×Dist			0.7723***	0.0324**		
			(0.4190)	(0.0125)		
FC					0.0730***	0.0302*
					(0.0125)	(0.0125)
Service×FC					-0.0779***	-0.0333*
					(0.0125)	(0.0187)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	257 786	244 822	252 431	263 527	269 684	272 720
Within R^2	0.1390	0.1708	0.3311	0.3217	0.3211	0.3207

注：产品升级检验的回归汇报的是 Pseudo_R^2。

与企业离技术前沿的非线性影响类似，通常面临融资约束较松的企业具有相对更好的绩效表现，这类企业本身就有能力选择较好的服务供应商，并具有较高的投入转换效率，使得服务业开放对这类融资约束相对松的 GVC 企业的影响小于融资约束相对紧的 GVC 企业。

（三）异质性分析

在上述分析的基础上，本部分将重点从企业异质性方面进行拓展分析。首先从表 5 的贸易模式异质性来看。针对不同贸易模式，服务业开放对加工贸易企业的影响最大，而对一般贸易企业和混合贸易企业的影响最低。由于我国大量的加工贸易企业主要从事简单的加工组装工序，服务业开放使得这类企业对应的发包方——发达国家跨国公司的全球价值链配置成本得到大幅降低（Lee，2018），进而显著提升了其生产链地位。进一步从行业要素密集度异质性来看，服务业开放对技术密集型企业的影响最大，对劳动密集型企业的影响不显著，而对资本密集型企业产生显著负向影响。由于劳动密集型以及资本密集型企业本身可能对于服务投入的依赖度较低，使得服务业开放无法有效提升这两类企业的全球生产链地位。

表 5　异质性检验

Variables	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
	PT	OT	MIX	Tech	Lab	Cap
Service	3.9829***	1.5762***	1.0016***	1.4894***	−0.0663	−1.0668***
	（0.2387）	（0.2387）	（0.1947）	（0.1947）	（0.1947）	（0.1947）
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	34 733	111 149	86 403	127 903	88 719	54 270
Within R^2	0.3492	0.2248	0.4314	0.3419	0.4802	0.3447

五、结论与政策建议

本文基于我国微观企业层面数据实证研究了服务业开放对制造业企业全球生产链地位的影响及其内在机制。研究发现，服务业开放能够通过投入产出关联效应显著提升下游企业的全球生产链地位，且这一效应在经过多种稳健性检验后仍存在。从影响机制来看，服务业开放主要通过提升企业生产效率和促进产品技术升级来提高制造业企业的全球价值链地位。进一步的分析发现，上游服务业开放对企业全球生产链地位提升的影响依企业离技术前沿距离以及融资约束程度而呈非线性变动特征，服务业开放更能使那些离技术前沿远以及融资约束紧的企业获益。此外，对不同要素密集度以及不同所有制企业而言，服务业开放的价值链地位提升影响存在显著差异。

本文为中国大力推进服务业自由化改革，促进制造业全球价值链地位提升提供

了一定理论支撑。本文认为，在当今贸易保护不断抬头以及中美贸易战愈演愈烈的大背景下，仍应坚持以开放促发展的总体思路，这就要求我们首先应坚定不移扩大服务业对外开放程度，尤其是进一步扩大生产性服务行业的开放力度，增强服务业对制造业转型升级的支撑作用；其次应提供公平竞争的营商环境，以开放促国内服务业发展，提高服务质量水平；最后，应鼓励下游制造企业进行研发与创新，高效承接上游服务业开放带来的先进技术与外溢效应，突破价值链低端锁定。

[参考文献]

[1] 黄先海，余骁．以“一带一路”建设重塑全球价值链［J］．经济学家，2017（3）：32-39.

[2] 马弘，李小帆．服务贸易开放与出口附加值［J］．国际经济评论，2018（2）：82-92+6.

[3] 许和连，成丽红，孙天阳．制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应——基于中国制造业微观企业的经验研究［J］．中国工业经济，2017（10）：62-80.

[4] 郑玉，戴一鑫．全球价值链背景下制造业投入服务化对产业国际竞争力的提升效应——基于跨国-行业面板数据的经验研究［J］．财经论丛，2018（10）：3-10.

[5] GEREFFI G，HUMPHREY J，KAPLINSKY R. Introduction：Globalisation，Value Chains and Development［J］. IDS Bulletin，2001，32（3）：1-8.

[6] DICKEN P. Global Shift：Industrial Change in a Turbulent World［J］. Progress in Human Geography，2004，28（4）：507-515.

[7] 唐宜红，张鹏杨．中国企业嵌入全球生产链的位置及变动机制研究［J］．管理世界，2018（5）：28-46.

[8] HOEKMAN B. Liberalizing Trade in Services：A Survey［R］. The World Bank Policy Research Working Papers，2006.

[9] AMITI M，WEI S J. Service Offshoring and Productivity：Evidence from the U. S.［J］. World Economy，2009，32（2）：203-220.

[10] HALPERN L，KOREN M，SZEIDL A. Imported Inputs and Productivity［J］. American Economic Review，2015，105（12）：3660-3703.

[11] 李瑞琴，王汀汀，胡翠．FDI 与中国企业出口产品质量升级——基于上下游产业关联的微观检验［J］．金融研究，2018（6）：91-108.

[12] 陈启斐，刘志彪．生产性服务进口对我国制造业技术进步的实证分析［J］．数量经济技术经济研究，2014（3）：74-88.

[13] 李宏亮，谢建国．服务贸易开放提高了制造业企业加成率吗——基于制度环境视角的微观数据研究［J］．国际贸易问题，2018（7）：28-40.

[14] 叶迪，朱林可．地区质量声誉与企业出口表现［J］．经济研究，2017（6）：105-119.

[15] 邹国伟，纪祥裕，胡晓丹，等．服务贸易开放能否带来制造业服务化水平的提升［J］．产业经济研究，2018（6）：62-74.

[16] 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.

[17] ARNOLD J M，JAVORCIK B S，LIPSCOMB M，MATTOO A. Services Reform and Manufacturing Performance：Evidence from India［J］. The Economic Journal，2015，126（590）：1-39.

[18] 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.

[19] LEE W. Services Liberalization and GVC Participation：New Evidence for Heterogeneous Effects by Income Level and Provisions［R］. The World Bank Policy Research Working Papers，2018.

[20] UNCTAD. Global Value Chains and Development [R]. United Nations , 2013.
[21] AGHION P, BLOOM N, BLUNDELL R, et al. Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2005, 120 (2): 701-728.
[22] FERNANDES A M, PAUNOV C. The Risks of Innovation: Are Innovating Firms Less Likely to Die? [R]. The World Bank Policy Research Working Papers, 2012.
[23] BAS M, CAUSE 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): 843-862.
[24] 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.
[25] RAJAN R G, ZINGALES L. Financial Dependence and Growth [R]. NBER Working Paper, 1996, 5758.
[26] LAI T, QIAN Z, WANG L. WTO Accession, Foreign Bank Entry, and the Productivity of Chinese Manufacturing Firms [J], Journal of Comparative Economics, 2016, 44 (2): 326~342.
[27] ANTRÀS P, CHOR D, FALLY T, HILLBERRY R. Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows [J]. American Economic Review, 2012, 102 (3): 412-416.
[28] CHOR D, MANOVA K, YU Z. The Global Production Line Position of Chinese Firms [R]. Industrial Upgrading and Urbanization Conference, 2018.
[29] WANG W, THANGAVELU S, FINDLAY C. Global Value Chains, Firms and Wage Inequality: Evidence from China [R]. FREIT Working Paper, 2018, 1443.
[30] 李杨, 张鹏举, 黄宁. 中国服务业开放对服务就业的影响研究 [J]. 中国人口科学, 2015 (6): 80-90+128.
[31] 周霄雪. 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 [J]. 产业经济研究, 2017 (6): 52-64.
[32] BRANDT L, VANBIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97 (2): 339-351.
[33] 张杰, 陈志远, 刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制 [J]. 经济研究, 2013 (10): 124-137.
[34] 吕越, 罗伟, 刘斌. 异质性企业与全球价值链嵌入: 基于效率和融资的视角 [J]. 世界经济, 2015 (08): 29-55.
[35] MELITZ. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica, 2003, 71 (6): 1695-1725.
[36] 孙浦阳, 侯欣裕, 盛斌. 服务业开放、管理效率与企业出口 [J]. 经济研究, 2018 (7): 136-151.
[37] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States [J]. The Journal of Finance, 2010, 65 (5): 1637-1667.
[38] LIU QING, LARRY QIU. Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms' Patent Filings [J]. Journal of International Economics, 2016 (103): 166-183.
[39] 黄先海, 胡馨月, 刘毅群. 产品创新、工艺创新与我国企业出口倾向研究 [J]. 经济学家, 2015 (4): 37-47.
[40] GREENAWAY D, GUARIGLIA A, KNELLER R. Financial Factors and Exporting Decisions [J]. Journal of International Economics, 2007, 73 (2): 377-395.
[41] HADLOCK C, PIERCE J. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index [J]. Review of Financial Studies, 2010, 23 (5): 1909—1940.

(责任编辑　蒋荣兵)

How Services-liberalization Improves Firms' Status in Global Production Chains — An Empirical Study Based on Chinese Micro-enterprise Data

YU Xiao GUO Zhifang

Abstract: Services play an important role in integrating countries into the global value chains. Reducing barriers in service trade and encouraging foreign investments into the service sector may be the approaches for China to achieve its goals of transformation and upgrading of the manufacturing industries as well as the upgrading of its value chains. This research made an empirical analysis on how the services-liberalization could improve the status of manufacturing enterprises. The study finds that the services-liberalization has helped improve the status of manufacturing companies in the global production chains; and this conclusion is still significant after a series of robust tests. The mechanism may lie in the improvement of efficiency and the upgrading of products. Furthermore, this research also finds that the impact of services-liberalization has a nonlinear effect on firms' global production position based on the technology distance and credit constraints, and that it has heterogeneous impacts on firms based on different factor densities and ownerships.

Keywords: Services-liberalization; Status in Production Chain; Credit Constraints; Technology Distance