

# 服务业开放、资源错配与价值链升级

## ——基于中国制造业企业的经验研究

杜运苏 刘艳平

**摘要：**本文在理论分析服务业开放促进制造业企业价值链升级以及资源错配调节效应的基础上，科学构建了服务业开放指标，并运用中国制造业微观数据进行了实证检验。结果表明：服务业开放在总体上对我国制造业价值链升级具有促进作用，而且服务业开放与资源错配的交叉项显著为正，即资源错配程度越轻，服务业开放的促进效应越显著，即使改变测度方法和控制内生性以后，这一结论依然成立。进一步分析还发现：服务业开放的促进效应在不同贸易方式、不同类型企业、不同地区之间存在显著差异；就细分服务行业而言，金融保险和通讯网络的外资准入放开对制造业价值链升级的促进作用更大。因此，在“双循环”发展新格局下，不仅要积极扩大服务业开放，还要加大供给侧结构性改革力度，改善资源错配，从而为“中国制造”向中高端攀升创造良好条件。

**关键词：**服务业开放；资源错配；制造业；价值链升级

[中图分类号] F752 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2023) 6-0034-18

### 一、引言和文献综述

改革开放以来，中国准确把握经济全球化发展趋势，积极融入全球价值链。2022年，全国货物出口额高达3.59万亿美元<sup>①</sup>，稳居世界首位，在增加就业、拉动经济增长、促进产业结构升级等方面发挥了举足轻重的作用。但由于跨国公司牢牢掌握价值链的高端以及战略核心环节，“中国制造”在全球生产网络中仍然没有走出“低端锁定”的困境。学者们已经从制造业服务化（刘斌等，2016）<sup>[1]</sup>、人工智能（吕越等，2020）<sup>[2]</sup>、内外销耦合（杜运苏等，2023）<sup>[3]</sup>等角度探讨如何加快中国企业价值链升级。值得注意的是，为了跨越这一阶段，党的二十大报告强调要推进高

[收稿日期] 2022-02-18

[基金项目] 国家社科基金一般项目“新形势下利用超大规模市场促进我国制造业迈向中高端研究”（20BJY099）；国家自然科学基金面上项目“国际贸易网络的拓扑结构及其对经济周期同步化的影响研究”（71973059）

[作者信息] 杜运苏（通讯作者），南京林业大学经济管理学院教授，电子信箱：duyunsu@126.com；刘艳平，江苏开放大学商学院助教

①数据来源：海关总署2022年12月份统计快报（<http://www.customs.gov.cn/>）。

水平对外开放,创新服务贸易发展机制,这意味着我国服务业将进一步扩大对外开放。在制造业服务化趋势下,“中国制造”攀升全球价值链中高端迎来了新的机遇。因而,在“双循环”新发展格局下,利用服务业开放加快制造业升级不仅事关贸易强国建设,也是当前中国转变经济发展方式的重要议题之一。

随着服务化趋势日益明显,服务业开放对制造业的影响开始受到关注,已有研究主要围绕两个方面开展:一是服务业开放与企业出口行为。Bas等(2014)<sup>[4]</sup>和Lee(2019)<sup>[5]</sup>分别基于印度服务业开放和双边签订服务贸易协定的研究表明,上游服务业开放可以显著地增加下游制造业出口的概率。同样,孙浦阳等(2018)<sup>[6]</sup>、耿晔强和黎佩琳(2021)<sup>[7]</sup>运用中国数据发现服务业开放有利于提高下游制造业企业的出口倾向和出口产品质量。二是服务业开放对制造业生产率和创新的影响。Arnold等(2011)<sup>[8]</sup>,2016<sup>[9]</sup>)运用捷克和印度数据,得出服务业开放与下游制造业企业生产率存在显著的正相关关系,且制度质量发挥了中介调节效应(Beverelli et al., 2017)<sup>[10]</sup>。学者们还认为,中国服务业开放不仅具有生产率提升效应(张艳等, 2013)<sup>[11]</sup>,还对制造业创新具有显著的正向影响(邵朝对等, 2021)<sup>[12]</sup>。

在改革开放过程中,资源错配问题与制造业出口快速增长同时存在。虽然资源错配可能是由于产品替代弹性不同所致(孙浦阳等, 2013)<sup>[13]</sup>,但中国的资源错配更多的是由于对不同部门实行偏向性政策导致的,比如政府干预(韩剑和郑秋玲, 2014)<sup>[14]</sup>、补贴差异化(蒋为和张龙鹏, 2015)<sup>[15]</sup>、地方政府债务(吕鑫等, 2022)<sup>[16]</sup>等。祝树金和赵玉龙(2017)<sup>[17]</sup>等很多文献都发现资源错配在一定程度上促进了我国制造业企业出口。但与此同时,资源错配也有可能对制造业生产率产生负面影响,这已经成为阻碍中国制造业进一步增长的关键因素(Brandt et al., 2012)<sup>[18]</sup>;龚关和胡光亮, 2013<sup>[19]</sup>)。那么,资源错配在服务业开放影响全球价值链升级的过程中发挥了什么作用?

本文主要在以下两个方面对现有研究进行了拓展:一是将服务业开放、资源错配与价值链升级纳入了一个统一的分析框架,深入揭示了服务业开放影响价值链升级的内在机理以及资源错配的调节效应。现有研究主要集中在服务业开放对企业出口决策和生产率的影响,很少关注服务业开放在企业价值链升级方面可能扮演的重要角色。二是在准确测度服务业开放指标的基础上,利用2000—2013年中国制造业微观企业数据实证检验了服务业开放对价值链升级的影响,重点考察了资源错配在此过程中发挥的调节效应,为“双循环”发展新格局下推动中国制造业迈向全球价值链中高端提供了政策参考。

## 二、机制分析与理论假说

作为制造业生产过程中不可或缺的中间品,服务投入往往需要面对面传递,以避免远距离投入造成的搜寻和协调成本(Mukim, 2015)<sup>[20]</sup>。虽然信息技术革命不仅大大提高了服务业生产率,而且还降低了服务贸易成本,使得部分生产性服务业由“不可贸易”转变为“可贸易”,生产性服务贸易随之迅速增长,但绝大多数仍然受制于距离影响。此时,一国的服务业开放仍然具有重要作用,并通过以下三个

渠道影响制造业企业价值链升级。

一是缓解高质量服务供给约束。制造业实现在全球价值链中升级通常有四种方式：工艺升级、产品升级、功能升级和跨部门升级（Humphrey and Schmitz, 2000）<sup>[21]</sup>。在“制造业服务化”趋势下，每一种升级都离不开高质量服务要素的支撑。以功能升级为例，一国的制造业要从贴牌生产（OEM）向自主设计生产（ODM）或自主品牌生产（OBM）升级，就需要投入大量的设计、咨询、国际推广等高质量服务，而这些在发展中国家往往非常缺乏。虽然生产性服务贸易进口可以起到一定的缓解作用，但服务业特点决定了其更依赖于本地市场的供给能力。在开放经济条件下，通过允许跨国服务企业在本土设立分支机构，以“商业存在”的形式为本国制造业提供高质量服务是一条非常有效的途径。

二是促进本地服务市场竞争。制造业通过采购非核心的物流、仓储、会计审计等专业化服务，不仅可以降低成本，还可以更加专注于制造业核心环节，并从专业分工中获益，有利于提高制造业效率（Crozet and Milet, 2017）<sup>[22]</sup>。不过，服务供给往往存在信息不对称和专用性投资，有可能产生“敲竹杠”（Hold Up）的现象，从而对下游制造业价值链升级产生负面影响。对此，可以通过服务业开放促进国内外企业之间的竞争，并在一定程度上降低这一现象。服务业开放导致的本地服务市场竞争还有利于专业化服务厂商加快技术创新，降低服务投入成本和价格，提高服务供给的质量，进而对下游制造业企业的价值链升级带来进一步的促进作用。

三是扩大技术溢出效应。生产性服务业在信息技术革命中获益最多，其中集聚了大量高素质人力资本，成为新知识、新技术的重要源头（Bosworth and Triplett, 2007）<sup>[23]</sup>。投入产出的“涟漪效应”会使得这些人力资本、新知识和新技术被传导到下游制造业中并发挥技术溢出效应，辅助下游企业加快价值链升级。服务业开放后，服务型跨国公司可以通过设立子公司的方式进入我国市场，将带来先进的信息服务、金融服务、研发设计与其他技术服务等，从而扩大技术溢出效应，同时既可以通过投入产出直接向下游制造业溢出，也可以通过跨国服务企业与本土服务企业之间产生溢出效应。此外，服务业开放还可以通过劳动力蓄水池效应提升制造业企业中服务岗位员工的匹配概率和预期质量，在相似工作岗位之间产生技术溢出效应（刘奕等，2017）<sup>[24]</sup>。

由此，本文提出假说1。

假说1：服务业开放对制造业企业价值链升级具有正向影响。

在市场经济条件下，优胜劣汰机制会迫使低生产率企业退出市场，使得资本、劳动等生产要素流向高生产率企业，后者就可以利用这些宝贵的资源加快价值链升级（张建华和邹凤明，2015）<sup>[25]</sup>。然而，如果存在市场化程度不高和政府干预，资源在企业间的流动会受阻，造成行业内企业的生产率离散程度较大，即产生资源错配。<sup>①</sup>对于转型中的发展中国家，这一点尤其重要，因为这些国家政府对经济的干预往往较多。而在资源错配程度较轻的行业内，企业之间竞争更加激烈，在位企业

<sup>①</sup>资源错配可以分为行业资源错配、企业资源错配、地区资源错配等。本文关注的主要是行业层面的错配。

为了避免被淘汰,在加快技术创新的同时,也会积极增加服务业开放所带来的高质量服务投入,为提高其全球价值链分工地位提供支撑(Arnold et al., 2016)。此外,生产过程中如果发生要素质量不匹配,往往会导致效率低下的问题(华民, 2006)<sup>[26]</sup>。而服务业开放能够增加知识、技术和信息等高质量要素供给,因此,在政府干预相对较少,资源错配程度较轻的行业内,制造业企业能够匹配到这些资源的概率更高。此时,服务业开放只是企业加快价值链升级的必要条件,若要充分发挥服务业开放在缓解高端服务业供给、促进本地服务市场竞争、扩大技术溢出效应等方面的作用,还与企业所在行业的资源错配程度息息相关。

由此,本文提出假说2。

假说2:资源错配在服务业开放促进价值链升级过程中发挥着调节作用,资源错配程度越轻,促进效应越明显。

### 三、模型设定、指标测度和数据处理

#### (一) 模型设定

企业价值链升级由多种因素决定,除了本文所关注的服务业开放和资源错配外,还包括企业规模、行业集中度等。在借鉴Bas(2014)的基础上,本文建立以下计量模型:

$$GVC_{ijt} = \alpha + \beta \times TSP_{jt} + \delta \times X_{ijt} + \lambda_t + \eta_j + \kappa_c + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

$$GVC_{ijt} = \alpha + \beta \times TSP_{jt} + \varphi \times MIS_{jt} + \rho \times (TSP_{jt} \times MIS_{jt}) + \delta \times X_{ijt} + \lambda_t + \eta_j + \kappa_c + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

公式(1)为基准回归模型,公式(2)通过加入资源错配以及与服务业开放交叉项考察调节效应。其中,下标*i*、*j*和*t*分别表示企业、行业和年份;*GVC<sub>ijt</sub>*表示行业*j*中的企业*i*在*t*期在全球价值链的位置,数值越大表明价值链位置越高;*TSP<sub>jt</sub>*为制造业行业*j*受到的服务业开放影响程度;*MIS<sub>jt</sub>*为制造业行业*j*在*t*期的资源错配程度。这两个核心变量的具体测算方法将在后文中予以介绍。 $\lambda_t$ 、 $\eta_j$ 、 $\kappa_c$ 分别为企业样本年份、所属行业和城市的固定效应,以吸收不同年份经济波动和政策变化、行业特征以及城市经济水平等区域特征对回归的影响。 $X_{ijt}$ 为除了核心变量以外,其他可能影响企业在全价值链位置的控制变量,具体包括:(1)企业规模(lnSize),采用企业就业人数取对数表示。(2)全要素生产率(lnTFP),虽然测算全要素生产率通常采用Olley-Pakes(OP)或Levinsohn-Petrin(LP)方法,但由于数据库当中部分年份缺少工业增加值和中间品投入信息,受制于数据限制,本文借鉴许和连等(2017)<sup>[27]</sup>方法,采用 $TFP = \ln(y/l) - s \times \ln(k/l)$ 来估算。其中,*y*为企业工业总产值,*k*为固定资产总额,*l*为职工人数,*s*代表生产函数中资本的贡献度,并将*s*设定为1/3(Hall and Jones, 1999)<sup>[28]</sup>。(3)人均固定资产净额(lnPer-cap),即固定资产净额除以员工人数,并取对数。(4)企业年龄(lnAge),运用下列公式计算:企业年龄=当年年份-企业开业年份+1,以此来控制存续年限对企业价值链位置的影响。(5)行业集中度(HHI),采用企业所在四位数行业的赫芬达尔-赫希曼指数。(6)企业所有制类型(Soe和Foreign)。本文按注册资本所占比

重，引入国有企业（*Soe*）和外资企业（*Foreign*）两个虚拟变量。

## （二）主要指标测度

### 1. 服务业开放（*TSP*）

服务业开放无法像制造业那样找到一系列相对统一的衡量指标。由于服务业对外依存度或 FDI 数据不仅受开放程度的影响，还受一国服务业规模的影响，因此在衡量服务业开放程度方面存在一定的偏差。相对来说，根据政府相关文件或参与的国际组织协议对服务行业的不同开放程度进行赋值，由此构建的服务业开放或限制指数更加客观（Bas, 2014），内生性也相对较小，但该方法更加适用于发达经济体，在反映以市场准入为主要特征的我国服务业开放方面还存在一定的局限性。鉴于此，本文借鉴孙浦阳等（2018）的方法，利用《外商投资指导目录》<sup>①</sup>以及《中国入世服务承诺表》中对外商投资服务业的股权限制数据构建不同等级的开放度指标。利用这些数据，本文构建了三个递进的服务业开放指数：一是如果在四位数服务业当中存在对任意外资股权比例控制为 0% 的情况，则取值为 1，其他取 0，由此构建禁止进入的服务业开放指标（*TSP1*）；二是如果在四位数服务业当中存在任意外资股权比例限制为 0%~50% 的情况，则取值为 1，其他取 0，以此构建禁止外商控股的服务业开放指标（*TSP2*）；三是如果四分位服务业当中存在任意外资股权比例限制为 0%~100% 的情况，则取值为 1，其他取 0，以此构建禁止外商独资的服务业开放指标（*TSP3*）。此外，由于不同制造业行业服务投入在类型和强度上存在很大差别，本文借鉴 Arnold 等（2011），利用投入产出表中各个制造业行业使用服务投入占总投入的占比系数作为权重来构建服务业开放对制造业影响的指标。从图 1 可以看出，加入 WTO 以后我国服务业开放对制造业的影响越来越大。

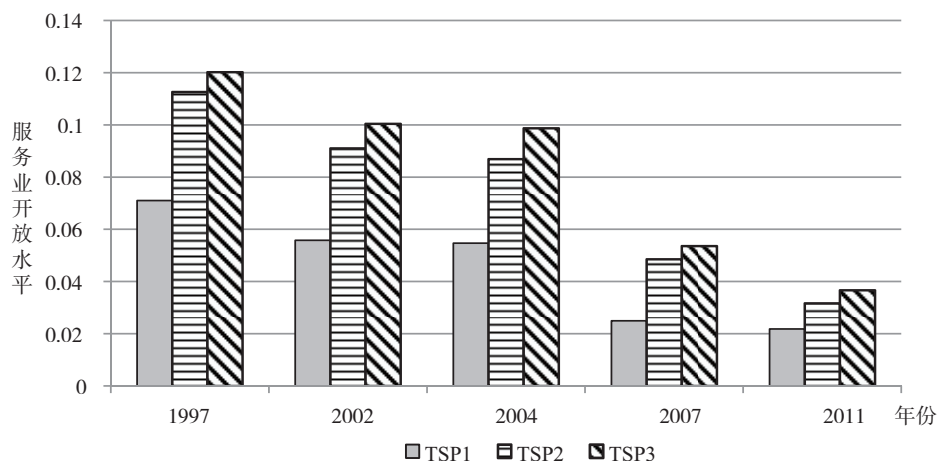


图 1 1997—2013 年中国制造业细分行业的服务业开放水平的发展演变

资料来源：根据历年《外商投资指导目录》以及《中国入世承诺表》，利用投入产出计算得出。

<sup>①</sup>我国《外商投资指导目录》从 1995 年首次颁布后进行了多次修订，在本文的样本期间内，包括 1997 年、2002 年、2004 年、2007 年和 2011 年，样本当中运用之前最近年份的指导目录。

## 2. 资源错配 (MIS)

如果将社会资源在整体上实现了产出最大化定义为“有效配置”，那么资源错配就存在帕累托改进空间，若集中表现在同一个行业内，则体现为大量低效率企业的存在。基于此，本文借鉴蒋为和张龙鹏（2015）采用四位数行业内全要素生产率的差异化程度来衡量，即10~90分位、25~75分位以及标准差。从图2中可以看出，在2008年国际金融危机之前，中国制造业的平均资源错配程度基本处于下降趋势，尤其是在2000年到2004年间的降幅较为显著，但2010年的资源错配有了较大幅度上升，可能是由于“四万亿”经济刺激计划使得部分生产效率较低的企业进入市场，从而加剧了资源错配程度。虽然2011年资源错配程度有了较大幅度的下降，但此后又有了一定程度的上升，表明改善资源错配的任务还比较艰巨。

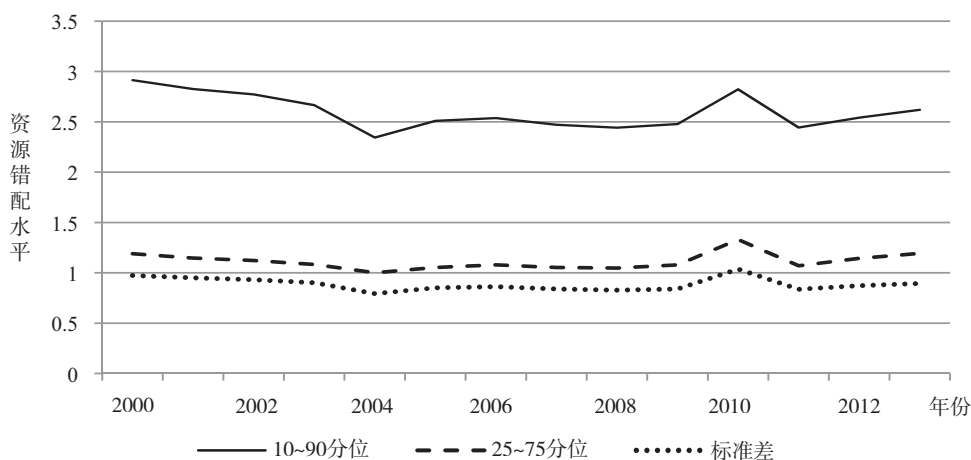


图2 2000—2013年中国制造业四位数行业的资源错配平均值变化趋势

资料来源：根据中国工业企业数据库计算得出。

## 3. 价值链位置 (GVC)

在已有研究当中，Chor等（2021）<sup>[29]</sup>使用中国投入产出表并结合中国海关数据测度了1992—2011年中国企业的生产链位置以及变动趋势。由于生产链位置反映了产品生产环节的上下游位置，该指标上升意味着企业出口国内附加值率的提升和产业链跃升（唐宜红和张鹏杨，2018）<sup>[30]</sup>，因此本文使用这一方法测度企业的GVC位置。

### (1) 行业GVC位置测算

$$\begin{aligned}
 U_j = & 1 \times \frac{F_j}{Y_j} + 2 \times \frac{\sum_{k=1}^N d_{jk} F_k}{Y_j} + 3 \times \frac{\sum_{k=1}^N \sum_{l=1}^N d_{jl} d_{lk} F_k}{Y_j} \\
 & + 4 \times \frac{\sum_{k=1}^N \sum_{l=1}^N \sum_{p=1}^N d_{jp} d_{pl} d_{lk} F_k}{Y_j} + \dots
 \end{aligned} \quad (3)$$

## (2) 企业 GVC 位置测算

$$GVC_{it} = \sum_{j=1}^N \frac{X_{ijt}}{X_{it}} U_{jt} \quad (4)$$

其中,  $GVC_{it}$  表示企业  $i$  第  $t$  年出口在生产链上的位置,  $X_{ijt}$  表示企业  $i$  第  $t$  年在  $j$  行业上的出口额,  $X_{it}$  表示企业  $i$  第  $t$  年的总出口额,  $U_{jt}$  为公式 (3) 测算的一国行业  $j$  在  $t$  年的 GVC 位置。由于本文样本的时间跨度较长, 仅用一年投入产出表无法反映产业 GVC 位置的动态变化, 因此本文分三个期间用不同投入产出表来表示, 其中 2000—2004 年用 2002 年投入产出表, 2005—2009 年用 2007 年投入产出表, 2010—2013 年用 2012 年投入产出表。

从表 1 可以看出, 中国出口企业 GVC 位置指数在总体上有所上升, 从 2000 年平均水平 2.5386 升至 2008 年 2.8808, 此后受到国际金融危机冲击有所下降, 尽管 2009 年以后又有所上升, 但仍然低于金融危机之前水平。分贸易方式来看, 纯一般贸易出口企业的 GVC 位置指数始终高于纯加工贸易出口企业和混合贸易出口企业, 虽然国际金融危机后略有下降, 但大部分年份仍接近于 3; 纯加工贸易出口企业 GVC 位置指数在三种类型贸易方式中最低; 混合贸易出口企业的 GVC 位置指数始终位于中间, 这一格局在 2000—2013 年期间没有发生变化。分企业类型来看, 虽然国有企业出口额占中国总出口的比重不是很高, 但 GVC 位置指数一直高于其他类型企业, 可能原因主要是因为国有企业出口产品大部分集中在上游; 其次是民营企业的 GVC 位置指数较高; 而外资企业出口的 GVC 位置指数最低, 可能与外资企业从事加工贸易较多有关。

表 1 2000—2013 年中国企业出口 GVC 位置指数

年份	企业数	样本占工业企业比重	全部均值	分贸易方式			分企业类型		
				纯一般贸易	纯加工贸易	混合贸易	国有企业	民营企业	外资企业
2000	16 159	11.74%	2.5386	2.7744	2.2856	2.4752	2.9514	2.5896	2.4419
2006	47 917	17.56%	2.8537	3.0071	2.5231	2.7087	3.4149	2.9427	2.7464
2008	54 675	14.90%	2.8808	3.0535	2.7203	2.8182	3.3638	2.9521	2.8234
2010	33 548	14.86%	2.7888	2.9629	2.5996	2.7679	3.1383	2.8127	2.7490
2013	64 673	21.40%	2.8092	2.9858	2.6620	2.7869	3.1273	2.8163	2.7843

资料来源: 通过匹配中国工业企业数据库和海关数据库计算得出。

## (三) 数据处理

本文数据主要来源于中国工业企业数据库和中国海关数据库, 并通过四个步骤进行处理: (1) 剔除总资产、固定资产净值缺失或小于零以及平均就业人数小于 8 的观测值, 并根据“工业增加值=工业总产值-中间投入+增值税”这一等式将 2004 年的企业工业增加值补齐。(2) 去除贸易中间商的样本。借鉴 Ahn 等 (2011)<sup>[31]</sup> 的做法, 将海关数据库中包含“贸易”“科贸”“进出口”“经贸”等

名称的企业从样本中剔除。(3) 借鉴 Manova 和 Yu (2012)<sup>[32]</sup> 合并方法, 使用企业的名称和企业的电话号码加邮编识别这两个数据库中的同一家企业。从匹配结果来看, 大部分年份的匹配率在 15%~20% 之间, 2000 年匹配率最低, 为 11.74%, 而 2012 年超过 20% (见表 1), 2000—2013 年共匹配了 556 027 个样本, 略大于吕越等 (2020) 的匹配数量。(4) 调整统一分类代码, 主要涉及到两个方面: 一是由于工业企业数据库中行业分类在 2003 年和 2011 年出现了两次代码变化, 本文参考 Brandt 等 (2012) 的方法在四位数的基础上调整为统一代码 (共 537 行业), 并剔除了非制造业企业样本; 二是海关数据库 HS 协调码在 2000—2013 年经历了多次变化, 对此, 本文将 2002 版、2007 版和 2012 版按照 UN Comtrade 网站提供的对应关系统一调整为 2002 版<sup>①</sup>。

## 四、实证结果分析

### (一) 基准回归结果分析

考虑到估计结果的稳定性, 本文控制了时间、行业和城市固定效应, 并在企业层面计算聚类标准误, 首先以服务业开放为基础变量进行回归, 然后逐步加入资源错配以及其他控制变量, 结果表明, 大部分变量回归系数与理论预期一致, 且模型具有较强的解释能力 (见表 2)。囿于表格的空间限制, 同时由于行业内全要素生产率分布的 10~90 分位更能够反映行业内资源错配程度, 因此本文在主回归中采用这一指标作为资源错配的代理变量, 而另外两个指标回归结果将在稳定性检验部分予以呈现<sup>②</sup>。

表 2 第 (1) 列为本文关注的服务业开放 (*TSP*), 结果显示, 无论是否加入资源错配变量, 其估计系数均在 1% 的水平下显著为负。这意味着, 服务业开放可以显著地促进我国制造业价值链升级, 即在不考虑其他变量作用下, 服务业开放程度提高, 越有利于促进制造业企业向全球价值链中高端攀升。这一结果验证了前面的理论假说 1, 说明服务业开放不仅可以促进企业出口增加, 还有利于企业加快价值链升级。在制造业服务化趋势下, 服务要素在一国制造业全球价值链攀升的过程中发挥了越来越重要的作用 (Crozet and Milet, 2017)。戴翔 (2016)<sup>[33]</sup> 通过对世界投入产出表分解发现, 中国制造业出口增加值中内涵服务要低于德国和日本, 这可能是“中国制造”长期处于全球价值链中低端的重要原因之一。服务业开放可以通过缓解高质量服务供给约束、促进本地服务市场竞争、扩大技术溢出效应等方式加快服务化进程, 为“中国制造”迈向全球价值链中高端提供强有力的支撑, 是未来一段时间加快制造业升级的重要抓手。比较三个递进的服务业开放指标发现, *TSP1* 下降对制造业价值升级的促进作用最大, 其次是 *TSP2*, 而 *TSP3* 的促进作用最小。这意味着, 在以外资参股为特征的服务业市场准入放开过程中, 外资禁止进入、禁

<sup>①</sup>数据来源: <https://unstats.un.org/unsd/trade/classifications/correspondence-tables.asp>。

<sup>②</sup>反映资源错配的 25~75 分位和标准差的回归结果与之基本相似, 读者可登录对外经济贸易大学学术刊物网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。



止控股和禁止独资的放开均可以加快制造业企业价值链升级，但三者间的促进效应依次递减。

表2 基准回归结果

变量	TSP1		TSP2		TSP3	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TSP</i>	-8.4697*** (-30.42)	-12.7276*** (-18.97)	-3.4891*** (-13.38)	-9.6305*** (-18.29)	-2.7755*** (-11.58)	-7.9874*** (-16.71)
<i>MIS</i>		-0.2244*** (-16.38)		-0.3112*** (-20.38)		-0.3026*** (-19.65)
<i>TSP</i> × <i>MIS</i>		1.5876*** (6.95)		2.2992*** (13.18)		1.9467*** (12.13)
<i>lnSize</i>	-0.0307*** (-12.59)	-0.0293*** (-12.08)	-0.0307*** (-12.55)	-0.0287*** (-11.84)	-0.0306*** (-12.52)	-0.0287*** (-11.85)
<i>lnTFP</i>	0.0462*** (4.91)	0.0556*** (5.94)	0.0480*** (5.09)	0.0588*** (6.28)	0.0484*** (5.14)	0.0590*** (6.30)
<i>lnPercap</i>	0.0513*** (30.04)	0.0527*** (30.86)	0.0519*** (30.34)	0.0535*** (31.30)	0.0520*** (30.39)	0.0535*** (31.33)
<i>lnAge</i>	0.0184*** (5.50)	0.0170*** (5.09)	0.0188*** (5.63)	0.0171*** (5.14)	0.0189*** (5.64)	0.0172*** (5.16)
<i>HHI</i>	-0.4296*** (-5.17)	-0.3147*** (-3.82)	-0.3889*** (-4.68)	-0.2750*** (-3.35)	-0.3884*** (-4.68)	-0.2748*** (-3.34)
<i>Soe</i>	0.0507*** (3.33)	0.0543*** (3.57)	0.0542*** (3.54)	0.0570*** (3.74)	0.0543*** (3.55)	0.0572*** (3.75)
<i>Foreign</i>	-0.0567*** (-10.84)	-0.0570*** (-10.92)	-0.0561*** (-10.71)	-0.0566*** (-10.83)	-0.0561*** (-10.70)	-0.0566*** (-10.83)
常数项	2.9765*** (117.06)	3.5312*** (81.27)	2.8645*** (102.15)	3.6431*** (75.64)	2.8425*** (100.29)	3.6005*** (74.19)
时间/行业/城市	是	是	是	是	是	是
企业聚类标准误	是	是	是	是	是	是
观测值	555 406	555 406	555 406	555 406	555 406	555 406
Adj R-Squared	0.4803	0.4815	0.4791	0.4805	0.4790	0.4803

注：\*、\*\*和\*\*\*分别代表10%、5%和1%的显著性水平，下表同。

表2中服务业开放的三个指标与资源错配交叉项显著为正，说明资源错配较轻的行业中，企业从服务业开放中可以获得更大的价值链升级促进作用，说明资源错配具有显著的调节效应，这与假说2的预期一致。在资源错配较轻的行业当中，要素流动更加通畅，各种摩擦成本较低，于是更能把握住服务业开放所带来的机遇，并充分发挥其促进效应，从而更快地向全球价值链中高端攀升。资源错配的改善既可以加快劳动、资本等要素向高效率企业集中，也会加剧企业在产品市场中的竞争。资源错配可以从要素市场和产品市场两个方面共同调节服务业开放并促进企业价值链升级。从影响程度上来看，*TSP2*与资源错配交叉项的系数要高于其他两个服务业开放指标，说明禁止外资控股的放开在资源错配的调节效应下可以发挥更大的促进作用。

从控制变量的回归结果来看，全要素生产率的回归系数始终为正，说明生产效

率越高的企业，越可以利用好各种资源以加快价值链升级，与现有研究的结果保持一致（许和连等，2017）。同样，人均固定资产净额的回归系数也显著为正，说明资本投入在价值链升级过程中同样扮演了重要角色。以职工人数作为代理变量的企业规模的回归系数显著为负，说明员工人数并不是企业价值链升级的充要条件。行业集中度上升，有可能会弱化竞争，不利于企业价值链升级。企业年龄的估计系数显著为正，说明企业在位时间越长，其积累的各种经验越有利于价值链升级。最后，不同企业所有制类型的回归结果也存在差异，国有企业虚拟变量的估计系数显著为正，外资企业为负，这可能是由于国有企业生产定位更倾向于上游产品，且掌握较多资源，可以用于价值链升级；而外资企业为负，可能是由于中国引进的诸多外资企业以发展“两头在外”的加工贸易为主，其价值链升级的动力并不是很强，当中国失去廉价劳动力成本优势的时候，这些企业就迁移到成本更低的国家。

## （二）异质性分析

中国制造业参与国际分工在贸易方式、企业类型、地域分布等方面存在较大差异，下面将从多个角度进行异质性分析。

### 1. 贸易方式异质性分析

本文按照贸易方式不同，将出口企业分为纯一般贸易企业、纯加工贸易企业和混合贸易企业。由表3第（1）—（3）列可以看出，虽然服务业开放（*TSP*）对三类出口企业价值链升级都有正向促进作用，但其影响程度存在一定差异。其中，服务业开放对纯加工贸易出口企业影响最大，其次是混合贸易，而对纯一般贸易的影响最小。究其原因，可能是由于加工贸易属于“两头在外”的贸易方式，对国外服务投入的依赖程度更高；在中国服务业开放后跨国服务企业进入，加工贸易企业可以更好地从中获益，加快价值链升级。而纯一般贸易出口企业的服务投入主要来源于国内，虽然跨国服务企业进入可以加剧服务市场竞争和扩大技术溢出效应，但该过程相对缓慢。此外，三个递进服务业指标的回归系数均显著小于0，且从禁止进入（*TSP1*）、禁止控股（*TSP2*）到禁止独资（*TSP3*）的放开，对价值链攀升的影响程度逐渐递减，这与基准回归保持一致。服务业开放与资源错配的交叉项在这三个模型中表现出了不同特征，其中在纯加工贸易出口企业样本中，交叉项系数显著为正，与基准回归一致，这说明资源错配的改善会进一步扩大服务业开放并促进纯加工贸易出口企业价值链升级；在纯一般贸易出口企业样本中，禁止外资进入开放（*TSP1*）与资源错配交叉项的系数显著为正，而另外两个指标的交叉项不显著；在混合贸易出口企业样本中，三种服务业开放指标与资源错配交叉项均显著为正，但系数值相对较低。由此可见，服务业开放和资源错配改善对于不同贸易方式出口企业的价值链升级，在程度和机制方面不尽相同。

### 2. 企业类型异质性分析

按照所有制的不同，可以将企业分为国有企业、民营企业和外资企业。从表3中不难发现，服务业开放对国有企业和外资企业价值链升级的促进作用要明显大于民营企业。可能原因是：国有企业掌握较多资源，跨国服务业进入中国后，更加倾向于为其服务；同时外资企业具有较强的配置资源能力，且与跨国服务业联系较为紧

密，这两方面原因导致服务业开放对这两类企业的升级促进效应较为显著。同样，资源错配的改善也有利于促进三种类型出口企业的价值链升级，但在程度上，对外资企业的影响要大于国有企业，对民营企业的影响依然最小。二者交叉项与基准回归基本一致。这就意味着，中国要促进民营企业价值链升级，除了服务业开放和改善资源错配外，还要更加关注全要素生产率、人均固定资本等方面的提升。

表3 贸易方式与企业类型异质性的回归结果

Panel A: 服务业开放指标 <i>TSP1</i>						
	纯一般贸易	纯加工贸易	混合贸易	国有企业	民营企业	外资企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TSP1</i>	-5.9673*** (-4.74)	-18.1843*** (-8.21)	-12.2430*** (-11.80)	-14.4118*** (-2.99)	-12.3064*** (-12.77)	-14.4957*** (-15.06)
<i>MIS</i>	-0.0506** (-1.96)	-0.4514*** (-9.60)	-0.2134*** (-13.23)	-0.2449** (-2.54)	-0.0960*** (-5.49)	-0.3618*** (-17.16)
<i>TSP1</i> × <i>MIS</i>	-0.9088** (-2.15)	5.0606*** (6.81)	0.7884** (2.45)	1.7394 (1.15)	0.408 (1.28)	3.2554*** (9.70)
观测值	161 663	46 708	346 230	11 196	279 658	260 372
R-Squared	0.5281	0.4518	0.4809	0.6445	0.5151	0.4608
Panel B: 服务业开放指标 <i>TSP2</i>						
<i>TSP2</i>	-4.7884*** (-5.00)	-13.9551*** (-8.41)	-9.7539*** (-11.77)	-11.4916*** (-3.58)	-7.9907*** (-10.61)	-11.8849*** (-15.64)
<i>MIS</i>	-0.1049*** (-3.58)	-0.5523*** (-10.89)	-0.3019*** (-16.49)	-0.3201*** (-3.04)	-0.1659*** (-8.51)	-0.4591*** (-19.56)
<i>TSP2</i> × <i>MIS</i>	0.082 (0.26)	4.5945*** (8.69)	2.0469*** (8.05)	2.0326* (1.90)	1.2353*** (5.00)	3.5127*** (13.91)
观测值	161 663	46 708	346 230	11 196	279 658	260 372
R-Squared	0.5273	0.4521	0.4798	0.6446	0.5132	0.4606
Panel C: 服务业开放指标 <i>TSP3</i>						
<i>TSP3</i>	-4.2570*** (-4.84)	-12.0371*** (-7.86)	-7.7205*** (-10.25)	-10.8398*** (-3.61)	-6.4462*** (-9.40)	-10.0680*** (-14.68)
<i>MIS</i>	-0.1105*** (-3.71)	-0.5616*** (-10.71)	-0.2850*** (-15.44)	-0.3169*** (-2.92)	-0.1579*** (-8.06)	-0.4522*** (-19.07)
<i>TSP3</i> × <i>MIS</i>	0.1162 (0.40)	4.2767*** (8.51)	1.5632*** (6.70)	1.7834* (1.75)	0.9666*** (4.24)	3.0785*** (13.31)
观测值	161 663	46 708	346 230	11 196	279 658	260 372
R-Squared	0.5272	0.4520	0.4797	0.6447	0.5131	0.4605

注：所有回归中控制变量、固定效应、标准误聚类同表2，且受篇幅限制，表中没有汇报控制变量的估计结果，下同。

### 3. 地区异质性分析

本文根据企业所在城市的区位，将总体样本分为东部、中部、西部三个子样本，表4第(1) — (3)列分别报告了三个子样本的回归结果。从中可以看出，

由于改革开放各项措施和优惠政策主要集中在东部地区，服务业开放对该地区制造业企业价值链升级的促进作用明显大于其他两个地区。虽然中部地区的回归系数也显著，但系数值明显小于东部地区，而西部地区的回归系数不显著。在未来一段时间，随着东部地区劳动力、土地价格等上升，部分边际产业将加快向中西部地区梯度转移。中西部地区只有深化服务业开放，加大力度引进跨国服务企业，才能缓解高质量服务投入的供给约束，引入服务市场竞争，进而为本地制造业承接和产业价值链升级提供有力支撑。

表4 地区和服务业类型的异质性回归结果

Panel A: 服务业开放指标 <i>TSP1</i>						
	东部	中部	西部	交通仓储	金融保险	通讯网络
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TSP1</i>	-13.5717*** (-19.11)	-9.4397*** (-4.34)	-6.7474 (-0.78)	42.2605*** (5.30)	-32.1787*** (-4.06)	-11.7159*** (-16.78)
<i>MIS</i>	-0.2345*** (-16.36)	-0.1738*** (-3.47)	0.1506 -0.98	-0.1245*** (-15.33)	-0.2044*** (-22.26)	-0.1902*** (-14.68)
<i>TSP1</i> × <i>MIS</i>	1.8412*** (7.62)	0.7316 (0.97)	-3.0461 (-1.00)	-20.0620*** (-6.51)	23.7959*** (7.92)	1.0084*** (4.10)
观测值	508 326	42 665	4 413	555 406	555 406	555 406
R-Squared	0.4829	0.5072	0.6201	0.4824	0.4831	0.4843
Panel B: 服务业开放指标 <i>TSP2</i>						
<i>TSP2</i>	-10.0749*** (-17.99)	-7.9203*** (-4.86)	-7.0994 (-1.04)	-9.2591*** (-9.03)	-25.9871*** (-6.98)	-10.1619*** (-15.06)
<i>MIS</i>	-0.3205*** (-19.97)	-0.2656*** (-4.90)	-0.0063 (-0.04)	-0.2684*** (-22.81)	-0.2036*** (-24.67)	-0.1683*** (-13.22)
<i>TSP2</i> × <i>MIS</i>	2.4556*** (13.26)	1.7344*** (3.12)	0.9483 (0.41)	4.6854*** (14.99)	15.5214*** (12.96)	0.3658* (1.71)
观测值	508 326	42 665	4 413	555 406	555 406	555 406
R-Squared	0.4819	0.5062	0.6184	0.4828	0.4830	0.4843
Panel C: 服务业开放指标 <i>TSP3</i>						
<i>TSP3</i>	-8.3352*** (-16.41)	-6.6486*** (-4.47)	-6.9115 (-1.12)	-5.7677*** (-7.22)	-26.0801*** (-7.00)	-10.1619*** (-15.06)
<i>MIS</i>	-0.3113*** (-19.22)	-0.2594*** (-4.74)	-0.0301 (-0.18)	-0.2466*** (-22.43)	-0.2037*** (-24.68)	-0.1683*** (-13.22)
<i>TSP3</i> × <i>MIS</i>	2.0791*** (12.21)	1.4753*** (2.88)	1.1772 (0.58)	3.8392*** (13.98)	15.5494*** (12.97)	0.3658* (1.71)
观测值	508 326	42 665	4 413	555 406	555 406	555 406
R-Squared	0.4817	0.5061	0.6184	0.4828	0.4830	0.4843

#### 4. 服务业类型异质性分析

不同类型服务业所包含的信息、人力资本等不同,其对价值链升级的促进作用也不同(刘奕等,2017)。本文选择运输仓储、金融保险、通讯网络等三种较为重要的生产性服务业进行异质性分析。从表4第(4)—(6)列可以看出,金融保险部门的开放对制造业价值链升级的促进作用非常显著。随着虚拟经济与实体经济的深度融合,金融保险不仅可以缓解制造业企业融资约束,还为企业创新等提供了一定程度保障,并在制造业升级过程中发挥着重要作用。尤其是中国作为转型的发展大国,金融抑制现象还较为普遍,对金融保险外资进入的放开在提供高质量金融服务以加剧市场竞争方面具有重要意义。此外,通讯网络同样是中国相对落后和垄断程度较高的行业,跨国服务企业进入国内市场也可以为相关制造业企业升级提供帮助。交通仓储业的外资禁止进入(*TSP1*)符号与预期不一致,禁止控股(*TSP2*)和禁止独资(*TSP3*)的放开对企业价值链升级具有正向影响,但系数小于其他两类服务业,可能与该行业的特点有关:这个行业较早实现了对禁止进入的放开,此时本土交通仓储企业的竞争力已经较强,使得取消外资股权限制的影响相对较小。

#### (三) 稳健性检验

上文已经证实了服务业开放和资源错配可以显著地影响中国制造业在全球价值链中的分工地位,为检验这一结论的可靠性,本文从三个角度进行稳健性检验。

##### 1. 核心指标值重新测度

本文的三个核心指标有多种衡量方法,为了避免单一方法可能导致的偏误,接下来从多个角度进行重新测度。首先,重新测度价值链地位。在基准回归中,本文基于生产链方法测度了制造业企业的全球价值链地位,下面再使用两个常用的指标进行稳健性回归,一是出口产品质量;二是出口技术复杂度。其中,前者采用Khandelwal等(2013)<sup>[34]</sup>的方法,并假设产品替代弹性 $\sigma$ 等于5和10两种情况,分别先计算HS六位码的中国出口产品质量,然后再在企业层面进行加权,权重为每种产品出口额占其总出口额的比重。后者借鉴Hausmann等(2007)<sup>[35]</sup>的方法,构建企业层面出口技术复杂度(*PRODY*)。同时,考虑到出口产品质量差异在现实贸易中普遍存在,本文借鉴王永进等(2010)<sup>[36]</sup>根据产品质量进行调整。从表5的前3列可以看出,三个服务业开放指标的系数均显著为负,说明服务业开放可以显著提高中国出口产品质量和技术复杂度。因此,即使采用不同方法测度价值链分工地位,主要结论依然较为稳健。

其次,重新测度资源错配。本文采用企业全要素生产率的25~75分位和标准差作为资源错配的代理变量代入模型重新回归。从表5的第(4)列和第(5)列可以看出,服务业开放的三个指标、资源错配以及两者交叉项的系数均较为显著,且符号与基准回归保持一致,进一步证实了本文结论的稳健性。

再次,由于数据缺失,前文的生产率测算采用的是近似方法,也有可能存在一定的偏差。本文采用主流的半参数方法LP测算2000—2007年企业生产率,并在此基础上计算资源错配。从表5最后一列可以看出,结果与基准回归保持一致。

此外,借鉴 Kalinova 等 (2010)<sup>[37]</sup>,将禁止外资进入的服务业四分位行业取值为 1,禁止外资控股的取值为 0.5,禁止外资独资的取值为 0.25,按类似方法汇总到投入产出表行业,然后通过加权重新构建服务业开放指标 (*TSP*),数值越大表示服务业开放程度越低。由表 6 的第 (1) 列可以看出, *TSP* 的回归系数仍然在 1%水平上显著为负,且与资源错配交叉项显著为正,这与基准回归保持一致。采用类似方法测度服务业开放的指标还有 OECD 公布的服务业外资参股限制指标。该指标并非来源于政府公布的服务业投资指导目录,而是来源于 OECD 的投资政策评估报告,主要从宏观角度反映各国服务业对外资的开放程度。表 6 第 (2) 列的检验结果表明,服务业 FDI 管制指数的系数依然显著为负,且与资源错配交叉项的系数显著为正,说明本文的研究假说成立。

表 5 稳健性检验 I: 核心指标再测度

Panel A: 服务业开放指标 <i>TSP1</i>						
	价值链地位再测度			资源错配再测度		TFP 再测度
	出口产品质量 ( $\sigma = 5$ )	出口产品质量 ( $\sigma = 10$ )	出口技术 复杂度	25~75 分位	标准差	TFP_ LP
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>TSP1</i>	-6.1548*** (-8.31)	-10.9274*** (-7.44)	-1.2949*** (-3.57)	-7.0588*** (-12.73)	-10.5917*** (-16.11)	-5.2829*** (-6.15)
<i>MIS</i>	-0.1062*** (-8.85)	-0.1356*** (-5.50)	-0.0121* (-1.89)	-0.1967*** (-9.71)	-0.6073*** (-16.12)	-0.1310*** (-7.76)
<i>TSP1</i> × <i>MIS</i>	2.1284*** (8.26)	3.4317*** (6.72)	-0.0098 (-0.07)	1.3176*** (3.05)	2.2329*** (3.36)	0.4473** (1.83)
观测值	555 163	555 163	555 406	555 406	555 406	254839
R-Squared	0.1063	0.0820	0.4910	0.4839	0.4842	0.5530
Panel B: 服务业开放指标 <i>TSP2</i>						
<i>TSP2</i>	-3.1637*** (-6.21)	-4.7720*** (-4.65)	-1.1432*** (-4.55)	-5.9787*** (-13.48)	-8.7268*** (-17.15)	-7.0045*** (-9.52)
<i>MIS</i>	-0.1232*** (-9.69)	-0.1622*** (-6.22)	-0.01 (-1.49)	-0.3886*** (-15.88)	-0.8862*** (-21.11)	-0.1757*** (-8.97)
<i>TSP2</i> × <i>MIS</i>	1.6391*** (9.31)	2.6431*** (7.48)	-0.0457 (-0.49)	2.2440*** (6.95)	5.7929*** (11.76)	0.8115*** (4.29)
观测值	555 163	555 163	555 406	555 406	555 406	254 839
R-Squared	0.1065	0.0820	0.4910	0.4827	0.4832	0.5532
Panel C: 服务业开放指标 <i>TSP3</i>						
<i>TSP3</i>	-2.7958*** (-6.18)	-4.1564*** (-4.54)	-0.6265*** (-2.76)	-4.7136*** (-11.81)	-7.0165*** (-15.51)	-6.0659*** (-9.34)
<i>MIS</i>	-0.1265*** (-9.94)	-0.1690*** (-6.48)	0.0003 (0.04)	-0.3689*** (-15.03)	-0.8482*** (-20.38)	-0.1879*** (-9.36)
<i>TSP3</i> × <i>MIS</i>	1.5285*** (9.66)	2.4880*** (7.82)	-0.1817** (2.11)	1.7173*** (-5.85)	4.6496*** (-10.56)	0.8522*** (-4.88)
观测值	555 163	555 163	555 406	555 406	555 406	254 839
R-Squared	0.1065	0.0821	0.4910	0.4826	0.4830	0.5530

## 2. 内生性问题处理

内生性问题主要由联立关系和遗漏变量引起。一方面,制造业在全球价值链中的地位也可能作用于服务业开放的发展,比如分工地位较高的企业可能会游说政府扩大与其较为相关的服务开放;另一方面,模型中可能遗漏了与企业价值链地位和服务业开放共同相关的变量,如科技创新。为了处理联立性所引致的内生性偏误,本文将解释变量进行滞后一期处理<sup>①</sup>。表6第(3)列的结果显示,服务业开放对企业价值链地位的提升效应依然存在。印度与中国同样作为发展中国家,具有相近的服务业开放进程,同时印度的服务业开放对中国企业价值链升级几乎没有任何影响,因此可以用印度服务业开放指标作为工具变量。表6第(4)列是用OECD编制的以印度服务业外资限制指数作为工具变量进行的两阶段最小二乘回归的估计结果。其中,Kleibergen-Paaprk LM统计量的检验结果表明模型不存在识别不足的问题;Kleibergen-Paap Wald F统计量的检验显示,模型不存在弱工具变量的问题。最为关键的是,核心解释变量的估计系数在1%的置信水平下显著为负,表明本文的结论是稳健的。

表6 稳健性检验 II: 服务业开放构建方法改变与内生性

变量	直接赋值法构建 TSP	OECD 服务业 FDI 管制指数	将所有解释 变量滞后一期	两阶段最小二乘
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TSP</i>	-11.3900*** (-19.21)	-2.4012*** (-3.50)	-13.8572*** (-18.17)	-2.8027*** (-3.07)
<i>MIS</i>	-0.2748*** (-18.45)	-0.2643*** (-18.31)	-0.2240*** (-13.81)	-0.1854*** (-11.19)
<i>TSP×MIS</i>	2.0530*** (10.38)	2.4855*** (10.10)	1.7727*** (6.57)	0.6657** (2.16)
Kleibergen-Paap rk LM 统计量				1.6e+04 [0.00]
Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量				3.0e+04 {7.03}
观测值	555 406	555 406	364 764	555 406
R-Squared	0.4834	0.4831	0.4999	0.1000

注:所有回归中均加入了控制变量、固定效应(同表2);[ ]内数值为相应统计量的p值;{ }内为 Stock-Yogo 检验在10%水平的临界值;两阶段最小二乘的 R-Squared 为中心化 R<sup>2</sup>。

## 五、结论与建议

本文在分析服务业开放如何促进制造业企业价值链升级以及资源错配调节效应的基础上,利用《外商投资指导目录》《中国入世承诺表》等构建中国服务业开放指标,并匹配2000—2013年中国工企数据库和海关出口数据库,进行了实证检验。结果表明:服务业开放和资源错配程度改善在总体上对制造业价值链分工地位提升具有

<sup>①</sup>由于表格限制,此处只给出了禁止外商进入的服务业开放指标(*TSP1*)的回归结果。

促进作用,而且资源错配程度越轻,服务业开放的促进效应越显著。即使在改变测度方法和控制内生性以后,这一结论依然成立;服务业开放的促进效应在不同类型企业、不同地区之间存在显著差异,对纯加工贸易企业、国有企业、东部地区企业价值链升级的促进作用更加显著;就细分服务业行业而言,金融保险和通讯网络的外资准入放开对制造业价值链升级的促进作用更大。此外,全要素生产率、人均固定资本存量等也是影响价值链升级的重要因素。由此,本文提出以下几点政策建议:

1. 积极扩大服务业开放,促进制造业价值链升级。在服务化趋势下,制造业企业能否实现价值链升级,不再仅仅取决于传统要素积累,更多地受制于高质量服务投入的可获得性。目前,我国的服务业开放已经进入深水区,这就需要国家在确保金融风险和网络风险可控的前提下,加快这些领域的扩大开放,放宽外资准入,进而为本土制造业企业升级创造良好条件。

2. 着力改善资源错配,减少要素流动阻碍。长期以来,资源错配一直是困扰我国制造业企业价值链升级的重要制约因素,突出表现在要素向高效率企业流动中受阻。在供给侧结构改革实施过程中,要从打破地方市场分割、优化政府补贴政策设计等方面着手,减少政府干预,充分发挥市场在资源配置中的主导作用,进而改善资源错配。这不仅可以直接促进制造业企业加快价值链升级,还可以与服务业开放产生共同作用,从而扩大后者的促进效应,在加快制造业企业价值链升级方面达到事半功倍的效果。

3. 结合“一带一路”建设,扩大中西部服务业开放。改革开放40多年来,东部地区一直是开放的前沿阵地,尤其是服务业。未来一段时间,随着制造业向中西部地区梯度转移的加快,高端服务供给不足将成为这些地区制造业实现价值链升级的重要制约因素。“一带一路”倡议的提出和实施,为中西部服务业开放提供了一次重要机遇。对此,要鼓励在河南、湖北、重庆、四川等自由贸易试验区大胆推进服务业开放,并将成功经验尽快在中西部地区推广,从而为该地区制造业企业价值链升级提供有力支撑。

4. 完善体制机制,助力民营企业价值链升级。民营企业在我国经济中扮演重要角色,是提供就业的主体,但它们既不具备国有企业获取国内优质资源的能力,也不具备外资企业整合全球资源的优势,因此实现价值链升级的过程会更加困难。从本文研究结论来看,无论是服务业开放,还是资源错配改善,对民营企业价值链升级的正向促进作用都小于国有企业和外资企业。这就需要国家在供给侧结构性改革过程中,不断完善体制机制,形成良性竞争机制,为民营企业发展和价值链升级营造公平、竞争的市场氛围。

#### [参考文献]

- [1] 刘斌,魏倩,吕越,等. 制造业服务化与价值链升级 [J]. 经济研究, 2016 (3): 151-162.
- [2] 吕越,谷玮,包群. 人工智能与中国企业参与全球价值链分工 [J]. 中国工业经济, 2020 (5): 80-98.
- [3] 杜运苏,姬雯云,余泳泽. 内外销耦合协调对企业价值链升级的影响 [J]. 财贸经济, 2023 (3): 117-133.
- [4] BAS M. Does Services Liberalization Affect Manufacturing Firms' Export Performance: Evidence from India [J]. Journal of Comparative Economics, 2014, 42 (3): 569-589.



- [5] LEE W. Services Liberalization and GVC Participation: New Evidence for Heterogeneous Effects by Income Level and Provisions [J]. *Review of International Economics*, 2019, 27 (3): 888-915.
- [6] 孙浦阳, 候欣裕, 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.
- [7] 耿晔强, 黎佩琳. 服务业开放、生产率与出口产品质量 [J]. *山西大学学报 (哲学社会科学版)*, 2021 (2): 145-156.
- [8] 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.
- [9] ARNOLD J M, JAVORCIK B S, LIPSCOMB M, et al. Services Reform and Manufacturing Performance: Evidence from India [J]. *Economic Journal*, 2016, 126 (590): 1-39.
- [10] BEVERELLI C, FIORINI M, HOEKMAN B. Services Trade Policy and Manufacturing Productivity: The Role of Institution [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 104 (1): 166-182.
- [11] 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率 [J]. *世界经济*, 2013 (11): 51-71.
- [12] 邵朝对, 苏丹妮, 王晨. 服务业开放、外资管制与企业创新: 理论和中国经济 [J]. *经济学 (季刊)*, 2021 (4): 1411-1432.
- [13] 孙浦阳, 蒋为, 张龔. 产品替代性与生产率分布——基于中国制造业企业数据的实证 [J]. *经济研究*, 2013 (4): 30-42.
- [14] 韩剑, 郑秋玲. 政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解 [J]. *中国工业经济*, 2014 (11): 69-81.
- [15] 蒋为, 张龙鹏. 补贴差异化的资源误配效应——基于生产率分布视角 [J]. *中国工业经济*, 2015 (2): 31-43.
- [16] 吕鑫, 付文林, 周瑞. 地方政府债务、行业关联与资源配置效率 [J]. *财贸经济*, 2022, 43 (12): 49-64.
- [17] 祝树金, 赵玉龙. 资源错配与企业的出口行为——基于中国工业企业数据的经验研究 [J]. *金融研究*, 2017 (11): 49-63.
- [18] BRANDT L, JOHANNES V B, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2): 339-351.
- [19] 龚关, 胡关亮. 中国制造业资源错配效率与全要素生产率 [J]. *经济研究*, 2013 (4): 4-15.
- [20] MUKIM M. Coagglomeration of Formal and Informal Industry: Evidence from India [J]. *Journal of Economic Geography*, 2015, 15 (2): 329-351.
- [21] HUMPHREY J, SCHMITZ H. Governance and Upgrading: Linking Industrial Cluster and Global Value Chain Research [R]. IDS Working Paper, 2000, No. 120.
- [22] CROZET M, MILET E. Should Everybody Be in Services? The Effect of Servitization on Manufacturing Firm Performance [J]. *Journal of Economic & Management*, 2017, 26 (4): 820-841.
- [23] BOSWORTH B P, TRIPLETT J E. The Early 21st Century U. S. Productivity Expansion is Still in Service [J]. *International Productivity Monitor*, 2007, 14 (1): 3-19.
- [24] 刘奕, 夏杰长, 李垚. 生产性服务业集聚与制造业升级 [J]. *中国工业经济*, 2017 (7): 24-42.
- [25] 张建华, 邹凤明. 资源错配对经济增长的影响及其机制研究进展 [J]. *经济学动态*, 2015 (1): 122-136.
- [26] 华民. 我们究竟应当怎样来看待中国对外开放的效益 [J]. *国际经济评论*, 2006 (1): 41-47.
- [27] 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.
- [28] HALL R E, JONES C I. Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114 (1): 83-116.
- [29] CHOR D, MANOVA K, YU Z. Growing Like China: Firm Performance and Global Production Line Position [J]. *Journal of International Economics*, 2021, 130: 103445.

- [30] 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.
- [31] AHN J B, KHANDELWAL A K, WEI S. The Role of Intermediaries in Facilitating Trade [J]. Journal of International Economics, 2011, 84 (1): 73-85.
- [32] MANOVA K, YU Z. Firms and Credit Constraints along the Value-Added Chain: Processing Trade in China [R]. NBER Working Paper, 2012, No. 16905.
- [33] 戴翔. 中国制造业出口内涵服务价值演进及因素决定 [J]. 经济研究, 2016 (9): 44-57.
- [34] KHANDELWAL A K, SCHOTT P K, WEI SHANG-JIN. Trade Liberation and Embedded Institution Reform: Evidence from Chinese Exporters [J]. American Economics Review, 2013, 103 (6): 2169-2195.
- [35] HAUSMANN R, HWANG J, RODRIK D. What You Export Matters [J]. Journal of Economic Growth, 2007, 12 (1): 1-25.
- [36] 王永进, 盛丹, 施炳展, 等. 基础设施如何提升了出口技术复杂度? [J]. 经济研究, 2010 (7): 103-115.
- [37] KALINOVA B, PALERM A, THOMSEN S. OECD's FDI Restrictiveness Index: 2010 Update [R]. OECD Working Papers on International Investment, 2010, No. 3.

## Service Sector Opening, Resource Misallocation, and Value Chain Upgrading —Empirical Study Based on Chinese Manufacturing Micro-enterprises

DU Yunsu LIU Yanping

**Abstract:** This paper examines the impact of service sector opening on the upgrading of value chains in Chinese manufacturing industries, as well as the moderating effect of resource misallocation. We construct a comprehensive service sector opening indicator and empirically test the relationship using microdata from Chinese manufacturing firms. The results demonstrate that service sector opening has a positive overall effect on the upgrading of value chains in Chinese manufacturing industries. Additionally, the interaction terms between service sector opening and resource misallocation is significantly positive, indicating that a lower level of resource misallocation strengthens the promotion effect of service sector opening. This conclusion holds even when alternative measurement methods are employed and endogeneity of the model is controlled. Further analysis reveals significant variations in the promotion effect of service sector opening across different trade modes, enterprise types, and geographical regions. Specifically, the liberalization of foreign access in the financial insurance and telecommunications sectors has a greater impact on the upgrading of value chains in the manufacturing industry. Therefore, under the new development paradigm of “dual circulation”, it is essential to not only actively expand service sector opening but also intensify supply-side structural reforms and address resource misallocation. These measures will create favorable conditions for the ascent of “Made in China” towards higher-end sectors.

**Keywords:** Service Sector Opening; Resource Misallocation; Manufacturing Industry; Value Chain Upgrading

(责任编辑 白光)