

# 互利共赢: 中国对外援助与受援国出口能力提升\*

阎虹戎<sup>1</sup> 张小鹿<sup>2</sup> 黄梅波<sup>3</sup>

**内容提要** 文章利用 2002 ~ 2014 年中国对 120 个国家提供的援助与受援国出口数据, 研究了中国对外援助对受援国对华出口能力提升的影响。研究表明, 中国对外援助促进了受援国对华出口规模扩大, 提高了受援国对华出口能力, 这对于提高受援国自主发展能力和满足国内消费需求来说都是有利的, 符合中国对外援助“互利共赢”的基本原则。异质性检验发现: 中国对外援助促进了符合受援国比较优势的制造业产品, 尤其是中低端制造业产品对华出口能力的提升, 但并未促进农产品等非制造业产品以及初级品和资源品等制造业产品对华出口能力的提升, 从而较为全面地驳斥了西方国家提出的“资源掠夺论”等负面观点; 中国对外援助不仅促进了非洲国家对华出口能力的提升, 也促进了非洲以外其他受援国对华出口能力的提升, 尤其是中低收入受援国对华出口能力的提升; 中国“促贸援助”并未显著促进受援国对华出口能力的提升。作用机制检验发现, 受援国工业发展在中国对外援助促进受援国对华出口能力提升方面起到了部分中介效应。

**关键词** 对外援助 受援国 出口能力

**作者单位** 1、3. 上海对外经贸大学国际发展合作研究院; 2. 南开大学经济学院

DOI:10.13516/j.cnki.wes.2020.03.007

## 一、引言

国际援助是由援助国提供的弥补受援国发展资金不足和改善民生的重要方式。随着综合国力的不断增强, 中国逐渐从国际援助的接受者变为贡献者, 成为了国际援助领域中的一支重要力量, 对外援助规模不断扩大。根据美国威廉玛丽学院“援助数据”项目(AidData)统计, 2000 ~ 2014 年中国对外援助总额约为 3544 亿美元, 接近同一时期美国提供的对外援助总额(3946 亿美元)<sup>①</sup>。随着“一带一路”倡议的推进和中非经贸合作的深化, 中国设立了“南南合作援助基金”以促进发展中国家间的互利合作, 并承诺向参与“一带一路”建设的发展中国家和国际组织提供大规模援助。然而, 中国对外援助的快速发展也对以发达国家为主导的现行国际援助体系提出了挑战。由于中国对外援助与发达国家官方发展援助(ODA)在援助方式方面存在较大差异, 前者采用了援助与经贸合作相结合的新型发展合作模式, 后者主要采用无偿援助方式, 因此导致中国对外援助在获得国际社会广泛关注的同时也受到了一些“质疑”, 西方国家甚至提出了“资源掠夺论”等负面观点。那么, 中国对外援助究竟是为了“掠夺”受援国资源, 还是帮助受援国提高自主发展能力? 客观准确地评估中国对外援助对受援国的影响是回答这一问

\* 本文受国家自然科学基金重大项目“中国国际援助和开发合作体系创新研究”(批准号: 16ZDA037)、教育部人文社会科学重点基地重大项目“FDI、经济结构调整与增长转型研究”(批准号: 19JJD790005)以及上海对外经贸大学“2019 年度学科内涵建设项目”的资助, 笔者文责自负。

<sup>①</sup> 由于中国并未公布对外援助的详细信息, 不同学者或机构利用不同方法对中国对外援助规模进行了估算。相比于其他机构或学者的估算结果而言, 虽然美国威廉玛丽学院 AidData 数据库对中国对外援助规模的估算存在较为明显的高估及部分援助类别界定混乱等问题, 但仍是迄今为止公开的、对中国援外统计最为完整而详细的数据库, 这也是本文及大量学者采用这一数据库研究中国对外援助问题的主要原因。

题的重要依据,也是本文研究的主要内容。

由于出口能力是一国自主发展能力的重要组成部分,本文主要从受援国对华出口能力方面讨论了中国对外援助对受援国的影响。一方面,根据中国经济改革和发展经验,在一国发展的早期阶段,基于比较优势的出口战略是拉动一国国内经济增长的主要方式,也为国家后期提高自主发展能力提供了重要积累。对于当前大部分仍处于中低收入水平的发展中国家或欠发达国家来说,不断扩大出口规模,尤其是符合国家比较优势的中低端制造业产品的出口规模,可能是促进国家自主发展能力逐步提升的重要方式,而这正是中国对外援助的主要着力点。另一方面,由于“资源掠夺论”等负面观点产生的主要原因在于中国对外援助项目及援助效果缺乏透明度,西方国家仅根据以贷款换石油和农产品等资源的特殊合作模式片面地评价中国对外援助的有效性,而忽略了中国对外援助对受援国总体出口能力提升及其对受援国经济增长的长期影响。因此,研究中国对外援助对以受援国对华出口规模为表征的出口能力的影响,有助于评估中国对外援助对受援国自主发展能力提升所产生的积极作用,揭示中国对外援助的真实效果,为驳斥国际社会所产生的“资源掠夺论”等负面观点提供经验证据。基于此,本文主要考察了中国对外援助对受援国对华出口能力提升的影响,从出口产品类型、援助类别和受援国收入水平等方面检验了中国对外援助对受援国对华出口能力提升的异质性影响,并从中国对外援助-受援国工业发展-受援国对华出口规模扩大方面解释了中国对外援助促进受援国对华出口能力提升的作用机制。

## 二、文献回顾

关于国际援助与援助国-受援国贸易关系的研究,由于长期以来发达国家一直是国际援助领域的主要力量,大多数文献主要以 OECD 发展援助委员会(Development Assistance Committee, 简称为 DAC) 成员国对外援助为研究对象。研究文献大致可以分为以下两支:一支文献研究了 ODA 或“促贸援助”(Aid for Trade, 简称为 AfT) 对援助国出口的影响,以此作为评价对外援助有效性的一个指标。Lloyd 等(2000) 和 Osei 等(2004) 利用格兰杰检验发现,对外援助与援助国对受援国出口之间的关系可能存在多种形式,包括对外援助能够促进援助国对受援国出口、对外援助与援助国对受援国出口间具有双向因果关系或无相关关系等。Wagner(2003) 发现对外援助可以通过直接效应和间接效应两种渠道促进 DAC 成员国对受援国出口,但不同援助国对外援助对其出口的影响存在差异性。Martínez-Zarzoso 等(2016) 利用 1978~2011 年德国对外援助与出口数据和修正的引力模型进行检验,发现长期来看对外援助促进了德国对受援国出口增长(每 1 美元的援助将增加对受援国 0.83 美元的出口),但不同行业出口所受到的影响不同,受益最多的行业是机械、电子设备和交通运输设备。另一支文献主要讨论了 ODA 或“促贸援助”对受援国出口的影响。Cali 和 Velde(2011) 发现发达国家提供的“促贸援助”降低了受援国的贸易成本,促进了受援国出口规模扩大,且流向不同部门的“促贸援助”对受援国出口的影响不同。Helble 等(2012) 发现 OECD 成员国提供的“促贸援助”促进了受援国出口规模扩大,“促贸援助”增长 1%,受援国出口增加 2.9 亿美元。Pettersson 和 Johansson(2013) 利用 1990~2005 年 184 个国家数据构建了国家对儿,发现对外援助既促进了受援国对援助国出口,也促进了援助国对受援国出口。然而, Suwa-Eisenmann 和 Verdier(2007) 认为对外援助也可能在受援国产生“荷兰病效应”和“援助依赖效应”,削弱受援国的出口竞争力。另外, 黄梅波和朱丹丹(2015) 还研究了“促贸援助”对受援国出口多样化水平的影响,发现 DAC 成员国的“促贸援助”提高了受援国出口多样化水平,且这一结论会受到援助类别和受援国经济发展水平等因素的影响。

受数据限制,国内学者主要从理论层面研究了中国对外援助的发展历程、特点及援助效果等问题,仅有少量学者采用对比分析方法对中国对外援助与中非贸易的关系进行了实证检验。Liu 和 Tang

(2018) 将美国与中国对非援助的贸易效应进行对比分析发现, 中国和美国的对非援助都促进了援助国对非洲出口规模的扩大。刘爱兰等(2018) 将欧盟国家与中国对非援助的贸易效应进行对比研究也发现了类似的结论, 即中欧双方的对非援助均有贸易方面的考虑, 以欧盟为主的西方国家将中国对外援助与贸易促进相结合的经贸合作方式定义为“新殖民主义”是不合理的。然而, Lemi(2017) 研究了中国和 OECD 成员国对非洲国家提供的“促贸援助”对受援国与援助国间贸易的影响, 发现 OECD 成员国对外援助促进了援助国与非洲国家间的贸易增长, 而中国对外援助和“促贸援助”的贸易效应均不显著。另外, 熊青龙和杨梅波(2014) 利用 1994~2011 年中国对外援助与对外贸易的时间序列数据, 发现对外援助促进了中国(援助国) 对外贸易的整体增长。与本文较为相似的文献是朱丹丹和杨梅波(2017) 以及孙楚仁等(2019) 的研究, 分别研究了我国对外援助对非洲对华出口和非洲出口结构转换的影响, 由于二者均以非洲国家为研究对象, 导致无法全面地揭示中国对外援助对受援国出口能力提升的影响。

通过以上研究可以发现: 第一, 研究中国对外援助与受援国出口能力提升方面的文献相对较少, 且主要以非洲国家为研究对象, 缺乏中国对外援助对所有受援国及非洲以外其他受援国出口能力提升影响的经验证据。随着“一带一路”倡议的提出, 中国对“一带一路”沿线国家, 尤其是亚洲国家提供的援助不断增多, 而这些国家与非洲国家在经济发展水平、产业结构和接受的对外援助类别等方面均存在一定差异, 导致中国对外援助效果在不同受援国之间可能存在差异性, 从而有必要进一步考察中国对外援助对所有受援国及非洲以外其他受援国出口能力提升所产生的平均效应。第二, 已有文献主要关注了中国对外援助对援助国总体贸易或出口的影响, 对受援国出口的研究相对不足。由于中国对外援助坚持“互利共赢”的基本原则, 针对受援国的要素禀赋和发展需求, 采用了对外援助与经贸促进相结合的援助方式, 使得中国对外援助也将对受援国出口能力提升产生一定的影响, 而受援国出口能力提升是提高自助发展能力的重要方式。第三, 发达国家的 ODA 或“促贸援助”促进援助国出口的作用渠道已较为明确<sup>①</sup>, 而新兴经济体对外援助影响受援国出口能力提升的作用机制尚未得到明确结论, 且缺乏较为严谨的经验证据。基于此, 本文的边际贡献也主要集中在以下三个方面: 首先, 本文考察了中国对外援助对所有受援国对华出口能力提升的影响, 并分别考察了中国对外援助对非洲和非洲以外其他受援国对华出口能力提升的影响, 将研究对象扩展到中国对外援助的所有受援国。其次, 本文从受援国出口方面探讨了中国对外援助的影响, 尤其是研究了我国对外援助对受援国对华不同出口产品的影响, 为评估我国对外援助的影响及驳斥西方国家“资源掠夺论”等负面观点提供了较为严谨的经验证据。最后, 基于我国对外援助促进了受援国对华制造业及中低端制造业产品出口的经验证据, 以及我国对外援助始终坚持帮助受援国充分利用国内资源和劳动力禀赋及提高自主发展能力等原则, 本文研究了受援国工业发展在我国对外援助影响受援国对华出口能力提升方面所起到的部分中介效应。

### 三、计量模型及数据说明

#### 1. 计量模型

与 Wagner(2003) 和 Martínez-Zarzoso 等(2016) 等学者的做法一致, 本文构建了修正的贸易引力模型, 并采用固定效应模型研究我国对外援助对受援国对华出口能力提升的影响。具体模型设定如下:

<sup>①</sup> 已有研究表明, 对外援助或“促贸援助”主要可能通过以下渠道影响援助国(对受援国)出口: 一是部分援助属于捆绑援助, 援助项目直接与援助国出口相关联, 或者援助项目以受援国贸易自由化或经济体制改革为条件, 这些援助项目将对援助国出口产生直接或间接影响(Wagner 2003; Martínez-Zarzoso 等 2016); 二是援助可能会弥补受援国储蓄不足问题, 促使受援国增加投资, 实现经济增长, 进而提高受援国进口能力, 但援助也可能对受援国私人投资产生挤出作用, 阻碍受援国经济发展, 降低受援国进口能力(Suwa-Eisenmann 和 Verdier 2007); 三是受援国为了持续获得援助国提供的援助项目或“促贸援助”项目, 可能会通过增加从援助国进口的方式维持与援助国间的友好关系, 而且, 援助能够降低援助国的出口成本和受援国的进口成本, 维持援助国对受援国出口的持续性(Wagner 2003)。

$$\ln export_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln aid_{it} + \delta Z_{it} + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中  $i$ 、 $t$  分别表示受援国和年份; 被解释变量  $\ln export_{it}$  为受援国  $i$  在  $t$  年对援助国(中国) 出口的商品总额; 核心变量  $\ln aid_{it}$  为受援国  $i$  在  $t$  年接受的来自中国的援助总额;  $Z_{it}$  为其他控制变量, 包括受援国经济规模( $\ln gdp_{it}$ )、中国的经济规模( $\ln gdp_{chn,t}$ )、受援国的制度环境( $institution_{it}$ )、OECD 成员国每年对受援国提供的援助总额( $\ln ODA_{it}$ ) 和受援国投资开放程度( $\ln IFDI_{it}$ )。

为了缓解遗漏变量导致的估计偏误问题, 本文进一步控制了国家固定效应( $\alpha_i$ ), 用以控制不随时间变化因素对受援国对华出口能力提升的影响, 如政治关联(是否为援助国的殖民地)、距离、语言、文化等, 控制了时间固定效应( $\gamma_t$ ), 用以解决随时间变化的遗漏变量问题。此外, 本文将标准差在国家层面进行聚类调整, 较好地控制了同一国家在不同时期的扰动项之间的自相关问题, 确保了结论的稳健性。 $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

## 2. 数据说明

本文的被解释变量是受援国对华出口规模( $\ln export$ ), 数据来自 BACI 双边贸易统计数据库, 其提供了世界各国 HS 六分位下双边贸易数据, 包括出口国、进口国、产品 HS 编码和价格等信息, 为本文研究中国对外援助对受援国对华出口能力提升的影响提供了依据。

核心解释变量是中国对外援助额( $\ln aid$ ), 数据来源于 AidData 数据库, 其提供了 2000 ~ 2014 年中国对全球 140 多个国家或地区(涉及到非洲、中东欧地区、亚太地区、拉美和加勒比地区等) 提供的援助项目, 包括援助的地区、部门、形式和金额等信息, 填补了中国对外援助数据的空缺。由于部分项目无法准确区分每个受援国所获得的援助额, 本文删除了同时涉及多个受援国的援助项目<sup>①</sup>, 并删除了 AidData 数据库建议的不适合用于研究的项目及援助金额数据缺失的项目。

参考相关文献, 其他控制变量包括: 受援国经济规模( $\ln gdp_{it}$ ) 用受援国国内生产总值表示, 中国经济规模( $\ln gdp_{chn,t}$ ) 采用中国的国内生产总值表示, 数据都来源于世界银行的世界发展指标数据库(WDI); 本文选取受援国的腐败控制(Control of Corruption)、政府效率(Government Effectiveness)、政权稳定性(Political Stability and Absence of Violence/Terrorism)、监管质量(Regulatory Quality)、法制规则(Rule of Law) 和话语权与问责制(Voice and Accountability) 6 个常用制度指标, 采用主成分分析法构造了受援国的制度环境( $institution_{it}$ ) 综合指标, 数据来源于世界银行的世界治理指标数据库(WGI); OECD 成员国每年对受援国提供的援助金额( $\ln ODA_{it}$ ) 采用的是 OECD/CRS 数据库中国家和地区接受的官方发展援助总流量(ODA + OOF) 表示; 受援国投资开放程度( $\ln IFDI_{it}$ ) 采用每年流入受援国的 FDI 总量表示, 数据来源于联合国贸易和发展会议(UNCTAD) 发布的《世界投资报告》。

最终, 本文选择 2002 ~ 2014 年中国对外援助和出口的 120 个国家作为样本<sup>②</sup>。其中, 受援国对华出口规模、受援国接受的中国和 OECD 成员国提供的援助额、受援国 GDP 和中国 GDP、受援国投资开放度等均使用美元 GDP 平减指数转化为 2010 年不变美元价格, 除了制度环境因素外, 其他变量均采用对数形式。各变量的描述性统计见表 1。

## 四、经验估计结果及分析

### 1. 基准回归

表 2 报告了基准回归结果。其中, 第(1) 列不控制其他因素, 第(2) ~ (4) 列逐步控制国家固定效应

① 涉及多个受援国的援助项目数目较少, 仅占总样本量的 0.5%。

② 本文将样本期间设定为 2002 ~ 2014 年, 主要原因在于 2002 年之前部分指标存在较为严重的数据缺失问题, 国内研究中国对外援助问题的部分学者也采用了类似的处理方法, 如杨亚平和李琳琳(2018)、董艳和樊此君(2016) 以及刘爱兰等(2018) 的研究。

表 1 变量的描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnexport</i>	1530	17.525	5.046	0	24.498
<i>lnaid</i>	1530	8.821	8.578	0	23.999
<i>lngdp</i>	1530	23.511	1.997	16.872	28.572
<i>lngdp_chn</i>	1530	29.088	0.583	28.191	29.905
<i>institution</i>	1530	6.17e-17	1.708	-4.378	5.788
<i>lnODA</i>	1505	19.417	5.555	0	25.021
<i>lnIFDI</i>	1454	33.620	3.455	0	39.135

和时间固定效应、加入其他控制变量以及将标准差在国家层面进行聚类调整,第(5)列给出了基于平衡面板数据的估计结果,发现核心解释变量(*lnaid*)的系数基本在5%水平上显著为正,说明中国对外援助促进了受援国对华出口规模扩大,提高了受援国对华出口能力<sup>①</sup>。这对中国和受援国来说是“互利共赢”的:对于中国来说,有助于满足国内居民日益增长的消费需求,促进经常项目收支平衡;对于受援国来说,深化了与中国的双边经贸关系,提高了受援国融入全球生产与分工体系的能力,有助于在全球化背景下通过参与全球价值链分工来获取更高的贸易利益,促进受援国自主发展能力提升。

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>lnaid</i>	0.043*** (0.005)	0.011* (0.050)	0.013** (0.034)	0.013** (0.012)	0.012** (0.017)
<i>lngdp</i>			0.406* (0.075)	0.406 (0.393)	0.383 (0.319)
<i>lngdp_chn</i>			1.614*** (0.000)	1.614*** (0.000)	1.602*** (0.000)
<i>institution</i>			-0.198 (0.151)	-0.198 (0.345)	-0.094 (0.658)
<i>lnODA</i>			-0.024 (0.302)	-0.024 (0.427)	-0.018 (0.557)
<i>lnIFDI</i>			0.039* (0.073)	0.039 (0.766)	0.014 (0.791)
国家固定效应	否	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	是	是	是
N	1530	1530	1432	1432	1373
adj. R <sup>2</sup>	0.005	0.231	0.231	0.295	0.308

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示1%、5%、10%的统计显著性水平,下同。

表2其他控制变量中,受援国经济规模(*lngdp*)和中国经济规模(*lngdp\_chn*)的系数基本上显著为正,说明受援国对华出口能力受到中国和受援国经济规模的正向影响;受援国制度环境(*institution*)和OECD成员国对外援助(*lnODA*)的系数不显著,但其符号基本与预期一致;受援国投资开放程度(*lnIFDI*)的系数基本为正,说明投资开放程度越高的受援国对华出口能力也相对越强。

## 2. 异质性分析

### (1) 基于出口产品结构的检验

中国对外援助促进了受援国对华出口能力提升,符合中国对外援助“互利共赢”的基本原则,但也不免受到了“资源掠夺”的质疑。若能够证明中国对外援助促进了更符合受援国比较优势的制造业产

<sup>①</sup> 为了确保结论的稳健性,本文还考虑了受援国要素禀赋因素对中国对外援助对受援国出口能力提升的影响,发现并不改变本文的基本结论,估计结果详见附表1。感谢审稿人的宝贵意见。

品出口,尤其是中低端制造业产品出口,而不是农产品等非制造业产品以及初级产品和资源品等制造业产品出口,则能够较为全面地驳斥西方国家提出的“资源掠夺论”等错误言论,揭示中国对外援助对受援国出口能力提升所产生的积极作用。

基于此,本文按照两种方法对受援国出口产品进行分类,从出口产品结构方面进一步探讨中国对外援助对受援国不同产品出口的影响。一种方法是按照出口产品是否属于制造业产品,将受援国出口产品分为制造业产品和非制造业产品两类;另一种方法是对制造业产品进行细分,将出口产品划分为初级品和资源品、中低技术品、高技术品三大类。具体做法是:基于 BACI 双边贸易统计数据库中的出口产品数据,将产品 HS 六分位编码同 ISIC Rev. 2 三分位编码、SITC Rev. 2 三分位编码对齐,其中制造业产品指的是 ISIC 编码处于 300 ~ 400 之间、SITC 四分位编码位于 5000 ~ 9000 之间的样本,编码之间的转化标准来自 BACI 数据库中的 Product Codes 文件;然后,按照 Lall(2000) 标准,将制造业产品在 SITC 三分位编码基础上划分为初级品、资源品、低技术品、中技术品和高技术品,并将体现一国资源禀赋的初级品和资源品划为同一类,技术含量相对较低的低技术品和中技术品划为一类,高技术产品划为一类。

表 3 给出了中国对外援助对受援国不同出口产品异质性影响的回归结果。其中,表 3 第(1)~(2)列分别给出了中国对外援助影响受援国非制造业产品和制造业产品出口的回归结果,发现第(2)列中核心变量( $\ln aid$ )的系数在 5% 水平上显著为正,说明中国对外援助促进了受援国对华制造业产品出口,但并未对农产品等非制造业产品出口产生显著的促进作用。由于制造业产品包含了初级品和资源品,将受援国出口产品划分为制造业产品和非制造业产品仍然无法完全证明中国对外援助并不符合“资源掠夺论”,本文进一步将制造业产品细分,考察中国对外援助对制造业不同出口产品的影响,估计结果见表 3 第(3)~(5)列。研究发现只有中低技术产品核心解释变量( $\ln aid$ )的系数显著为正,说明中国对外援助仅对符合受援国比较优势的中低技术产品出口产生了显著的促进作用,并未促进初级品和资源品以及高技术产品出口,从而较为充分地证明了中国对外援助并非是为了“掠夺”受援国资源,而是“尊重受援国的自主意愿和实际需求、帮助受援国充分利用国内资源和劳动力禀赋以及提高自主发展能力”,符合受援国当前的产业结构特点和经济发展趋势。

表 3 基于出口产品结构的检验

	(1) 非制造业产品	(2) 制造业产品	(3) 初级品和资源品	(4) 中低技术产品	(5) 高技术产品
$\ln aid$	0.0001 (0.991)	0.011 ** (0.036)	0.005 (0.402)	0.010 * (0.080)	0.008 (0.187)
控制变量	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	否	是	是
N	1432	1432	1436	1436	1436
adj. R <sup>2</sup>	0.222	0.211	0.283	0.250	0.212

注:括号内数值为方差聚类(国家维度)调整后对应的 P 统计量,下同。

### (2) 基于受援国地理位置的检验

自新中国成立以来,中国已向非洲及其他国家或地区提供了大量援助。长期以来,由于非洲国家是中国对外援助国的重要组成部分<sup>①</sup>,且中非合作论坛成立以来中国对非洲援助力度不断增大,国内外关于中国对外援助有效性的研究主要集中于非洲国家或地区。然而,中国对外援助对非洲以外其他受援国出口能力提升的作用如何?是否能够产生与非洲受援国类似的效果?

为了回答这一问题,本文将受援国划分为非洲国家和非洲以外其他国家两类,考察中国对外援助对

<sup>①</sup> 根据 AidData 数据库提供的援助数据进行测算,2002~2014 年中国对非洲国家提供的援助额约占援助总额的 40% 左右。

位于不同地区的受援国出口能力提升的异质性影响,估计结果见表4。其中,第(1)列和第(5)列分别给出了中国对外援助对非洲国家和非洲以外其他国家对华出口能力提升的影响,发现第(1)列中核心解释变量( $\ln aid$ )的系数显著为正,说明中国对外援助促进了非洲国家对华出口规模扩大,提高了非洲国家对华出口能力,这与Liu和Tang(2018)的结论一致;第(5)列中核心解释变量( $\ln aid$ )的系数也显著为正,说明对于非洲以外的其他受援国来说,中国对外援助也产生了类似的效果,即中国对外援助促进了非洲以外其他受援国对华出口能力提升。而且,由于非洲国家核心解释变量( $\ln aid$ )的系数大于非洲以外其他受援国,说明相对于非洲以外的其他受援国来说,中国对外援助对非洲国家出口能力提升的平均效应相对更大。

表4 基于受援国地区分布的检验

	非洲国家				其他国家			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln aid$	0.016*	-0.010	0.021*	0.015	0.011**	-0.002	-0.001	0.001
	(0.084)	(0.395)	(0.071)	(0.130)	(0.036)	(0.802)	(0.887)	(0.904)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	569	537	537	537	895	895	895	895
adj. R <sup>2</sup>	0.289	0.217	0.313	0.284	0.310	0.222	0.321	0.270

此外,由于西方国家所提出的“资源掠夺论”等负面观点主要针对的是中非合作过程中采用的以石油等资源作为担保的“安哥拉模式”,而受援国总出口中包含了初级产品和资源品等制造业产品。因此,为了更有力地驳斥西方国家所谓的“资源掠夺论”等负面观点以及证明中国对外援助对受援国自主发展能力提升所产生的积极作用,本文进一步分析了中国对外援助对非洲国家及非洲以外其他国家不同出口产品的异质性影响,估计结果见表4。其中,第(2)~(4)列和第(6)~(8)列分别给出了中国对外援助对非洲国家和非洲以外其他受援国制造业中初级产品和资源品、中低技术产品、高技术产品出口的影响,可以发现:第(3)列中核心解释变量( $\ln aid$ )的系数显著为正,其他列中核心解释变量( $\ln aid$ )的系数不显著,说明中国对外援助促进了非洲国家中低技术产品出口,但并未对初级品和资源品等制造业产品出口产生显著的促进作用,说明中国对外援助促进了非洲国家利用比较优势生产并出口中低技术产品,而并非掠夺受援国石油等资源,中国对外援助也并未促进非洲以外其他受援国石油等资源品出口规模的扩大。

### (3) 基于受援国收入水平的检验

中国对外援助对受援国出口能力提升的影响也可能受到受援国经济发展程度的影响。中国对处于不同收入水平的受援国所提供的对外援助在援助规模及部门等方面均存在一定差异。中国向处于中低收入水平的受援国提供了更大规模的援助,用于帮助受援国加强基础设施建设、发展制造业和加强技术合作等,有利于提高受援国生产和出口能力;而中国对高收入国家提供的援助则更多地流向了其他社会基础设施、教育、健康、NGO和政府组织等部门,较少涉及到基础设施和“促贸援助”部门,样本中涉及到的高收入国家大部分是岛国以及石油等资源丰富的国家,相对缺乏发展制造业的比较优势,中国对外援助对受援国对华出口能力提升的影响较弱。

根据世界银行关于高中低收入国家的划分标准(2010年)<sup>①</sup>,本文将受援国划分为中低收入国家

<sup>①</sup> 根据世界银行关于高中低收入国家的划分标准(2010年),低收入国家指的是人均国民收入低于1005美元的国家,中等偏下收入国家指的是人均国民收入位于1005~3975美元的国家,中等偏上收入国家指的是人均国民收入位于3976~12275美元的国家,高收入国家指的是人均国民收入位于12276美元以上的国家。

(包括低收入国家、中等偏下收入国家、中等偏上收入国家) 和高收入国家两类, 研究中国对外援助对不同收入水平受援国出口能力提升的异质性影响, 估计结果见表 5。其中, 第(1)~(2)列给出了中国对外援助对中低收入受援国对华出口能力提升的影响, 第(3)~(4)列给出了中国对外援助对高收入受援国对华出口能力提升的影响。研究发现中低收入国家核心解释变量(*lnaid*)的系数显著为正, 说明中国对外援助主要促进了中低收入受援国对华出口能力提升, 而对高收入受援国对华出口能力提升的影响并不显著。

表 5 基于受援国收入水平的分类检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnaid</i>	0.032*** (0.000)	0.011** (0.028)	0.076* (0.083)	0.036 (0.245)
控制变量	否	是	否	是
国家固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	否	是
N	1431	1344	91	80
adj. R <sup>2</sup>	0.017	0.314	0.156	0.543

#### (4) 基于援助类别的检验

近年来, 随着各国关税水平的大幅下降, 关税水平已不再是一国参与全球价值链的限制因素, 贸易成本因素逐渐成为阻碍发展中国家参与全球贸易与分工的主要因素。为了帮助发展中国家(特别是最不发达国家)降低出口成本, 提高贸易所需要的供应方面的能力, 扩大与贸易有关的基础设施, 促进发展中国家出口, 2005年WTO专门发起了“促贸援助”倡议。中国也是“促贸援助”倡议的积极参与者, 并承诺逐步加大“促贸援助”力度。那么, 从受援国出口能力提升方面来看, 中国“促贸援助”的效果如何?

为了回答这一问题, 本文将中国对外援助划分为“促贸援助”(*lnaid\_AfT*)和非“促贸援助”(*lnaid\_nAfT*)两类, 检验援助类别对中国对外援助与受援国对华出口能力提升关系的影响。受到数据限制, 我们无法直接得到中国“促贸援助”数据, 国内外也尚未形成关于新兴经济体“促贸援助”概念相对一致的界定方法。借鉴 Lemi(2017)的方法, 本文将流向交通、通信、健康、贸易、旅游、教育项目的援助作为中国“促贸援助”的代理变量, 估计结果见表 6。其中, 第(1)~(2)列分别给出了中国“促贸援助”和非“促贸援助”对受援国出口能力提升的影响, 发现第(2)列中核心解释变量(*lnaid\_nAfT*)的系数显著为正, 说明中国非“促贸援助”促进了受援国对华出口能力提升, 中国对外援助促进受援国对华出口能力提升的作用效应可能主要是由非“促贸援助”产生的。由于中国“促贸援助”规模相对较小<sup>①</sup>、起步较晚以及缺乏专门的统计指标, 并未发现“促贸援助”对受援国对华出口能力提升产生显著的促进作用。基于中非关系的重要性以及国内外相关文献较为关注“促贸援助”对非洲国家出口能力提升影响的现实情况, 本文还剔除了非洲以外的其他受援国样本, 仅保留非洲国家样本, 进一步研究了中国“促贸援助”对非洲国家出口能力提升的影响, 估计结果见表 6 的第(3)列, 发现中国“促贸援助”也并未促进非洲国家对华出口能力提升, 这与 Lemi(2017)的研究结论一致。

### 3. 稳健性检验

#### (1) 基于中国对外援助的重新测算

在前文中我们主要采用了援助金额来衡量中国对外援助, 为了确保结论的稳健性, 本文进一步采用了人均援助额(*aidshare\_pcap*)、援助额占受援国 GDP 比重(*aidshare\_gdp*)、对外援助虚拟变量(*aid\_dum*)和对外援助存量(*lnaid\_s*)四种方法重新刻画中国对外援助<sup>②</sup>, 检验中国对外援助对受援国对华出

① 相对于非“促贸援助”规模来说, 中国“促贸援助”的规模相对较低, 占对外援助总额的比例基本位于 20% 以下。

② 由于历史援助项目可能会对受援国出口产生持续影响, 本文将中国对受援国提供的援助金额进行逐年累加, 构造了对外援助“存量”指标, 考察中国对外援助对受援国对华出口能力提升所产生的长期动态影响。感谢审稿人的宝贵意见。

表 6 基于援助类别的检验

	(1)	(2)	(3)
<i>lnaid_AfT</i>	0.009 (0.148)		0.013 (0.176)
<i>lnaid_nAfT</i>		0.010** (0.025)	
控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	1432	1432	509
adj. R <sup>2</sup>	0.294	0.294	0.207

口能力提升的影响,估计结果分别见表 7 的(1)~(4)列。可以发现,无论采用何种测算方法,核心解释变量的系数基本在 10% 水平上显著为正,说明中国对外援助促进了受援国对华出口能力提升,这一结论具有稳健性。

(2) 动态效应

由于受援国当期出口可能与其过去的出口行为有关,为了确保结论的稳健性,本文在解释变量中加入了受援国对华出口规模的滞后值,并采用系统 GMM 方法来估计回归方程,估计结果见表 7 的第(5)列,发现核心解释变量(*lnaid*)的系数仍然显著为正,说明在控制了受援国对华出口能力的动态因素之后,中国对外援助仍然促进了受援国对华出口能力提升,结论具有一定的稳健性。Arelleno-Bond 序列相关检验表明,统计上不能拒绝原假设,即不存在二阶序列相关性。

(3) 内生性问题

由于中国对外援助的国别选择可能并不是随机的,中国更可能向贸易伙伴国提供援助,从而产生内

表 7 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L. lnexport</i>					0.466*** (0.000)	
<i>lnaid</i>					0.006** (0.023)	0.860*** (0.001)
<i>aidshare_pcap</i>	0.0002** (0.022)					
<i>aidshare_gdp</i>		0.014* (0.093)				
<i>aid_dum</i>			0.238*** (0.006)			
<i>lnaid_s</i>				0.036*** (0.009)		
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
N	772	772	1432	1432	1168	645
adj. R <sup>2</sup>	0.339	0.339	0.296	0.299		0.398
Sargan 检验					0.1270	
AR(2) 检验的 P 值					0.1648	

注: AR(2) 检验 P 值报告了二阶序列相关的 P 值。

生性问题。基于中国对外援助可能受到政治利益影响,与中国在国际政治上亲密度较高的国家更容易成为中国对外援助的受援国,而国际政治方面的亲密度与受援国对华出口能力并不直接相关,本文借鉴孙楚仁等(2019)的做法,利用联合国大会投票数据中受援国与中国选举亲密度综合指数作为工具变量<sup>①</sup>,并采用2SLS方法进行检验,估计结果见表7第(6)列。研究发现,在考虑了可能存在的内生性问题后,中国对外援助仍然对受援国对华出口能力提升产生了显著的正向影响,结论具有稳健性。

## 五、作用机制

通过上述研究发现,中国对外援助促进了受援国对华出口规模扩大,提升了受援国对华出口能力。然而,中国对外援助促进受援国对华出口能力提升的作用机制是什么,已有研究尚缺乏相应的理论和经验证据。由于中国对外援助始终坚持帮助受援国充分利用国内资源和劳动力禀赋及提高自主发展能力等原则,致力于帮助受援国改善较为单一的产业结构和弥补薄弱的工业基础,且中国对外援助不仅促进了受援国对华出口能力提升,还促进了符合受援国比较优势的制造业产品,尤其是中低端制造业产品出口能力提升,这说明中国对外援助可能起到了促进受援国工业发展的重要作用。因此,本文构建了中介效应模型,检验受援国工业发展对中国对外援助影响受援国出口能力提升所产生的中介作用。完整的中介效应模型由公式(2)~(3)组成:

$$\ln ind_{it} = b_i + b_1 \ln aid_{it} + \theta Z_{it} + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\ln export_{it} = c_i + c_1 \ln aid_{it} + c_2 \ln ind_{it} + \mu Z_{it} + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $\ln ind_{it}$  采用受援国工业行业(包含建筑业)人均附加价值(2010年不变美元价格)取对数表示,用来衡量受援国工业发展程度,数据来源于世界银行的世界发展指标数据库(WDI),其他变量的含义和设定方法同前。

表8给出了中介效应模型的估计结果。其中,第(2)~(3)列分别是对公式(2)和公式(3)进行估计的结果,第(1)列是对公式(1)进行估计的结果,因此我们把表2中的第(4)列直接复制到表8的第(1)列,不再赘述。可以发现,第(2)列中核心变量( $\ln aid$ )的系数显著为正,说明中国对外援助对受援国工业行业人均附加价值产生了正向的促进作用,提高了工业生产效率,促进了受援国的工业发展。原因在于,中国通过向受援国提供工业发展所需的基础设施建设和生产技术等方面的援助,与受援国廉价而丰富的生产要素相结合,有助于改变受援国长期以来简单粗放的工业生产加工方式,提高受援国的集约化生产能力,进而促进受援国工业发展。第(3)列给出了因变量对自变量和中介变量的回归结果,发现核心解释变量( $\ln aid$ )和中介变量( $\ln ind$ )的系数都显著为正,说明受援国工业发展在一定程度上强化了受援国的比较优势,促进了受援国对华出口能力提升。同时,相对于第(1)列来说,第(3)列中核心解释变量( $\ln aid$ )的系数明显下降,说明受援国工业发展在中国对外援助提升受援国出口能力方面可能起到了部分中介效应。

## 六、结论及政策建议

本文利用中国对外援助与受援国出口数据,分析了中国对外援助对受援国对华出口能力提升的影响及作用机制,为评价中国对外援助效果和驳斥西方国家提出的“资源掠夺论”等负面观点提供了经验

<sup>①</sup> 联合国大会投票数据库中受援国与中国的选举亲密度综合指数( $jointvotes2$ )是建立在 $s2un$ (二元亲密度指数)和 $agree2un$ (投票相似度指数)基础上的综合指标,衡量的是其他国家与中国在国际政治中的亲密程度。联合国大会投票数据来源: <https://dataverse.harvard.edu>。

表 8 作用机制检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>lnexport</i>	<i>lnind</i>	<i>lnexport</i>
<i>lnaid</i>	0.013 <sup>**</sup> (0.012)	0.001 <sup>*</sup> (0.088)	0.010 <sup>*</sup> (0.055)
<i>lnind</i>			0.990 <sup>***</sup> (0.000)
控制变量	是	是	是
国家固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	1432	1251	1251
adj. R <sup>2</sup>	0.295	0.210	0.269

依据。本文研究表明: 总体来看, 中国对外援助促进了受援国对华出口规模扩大, 提高了受援国对华出口能力, 这对中国和受援国来说是“互利共赢”的。异质性检验发现: (1) 从出口产品结构方面来看, 中国对外援助促进了符合受援国比较优势的制造业产品, 尤其是中低端制造业产品出口, 并未促进农产品等非制造业产品以及初级产品和资源品等制造业产品出口, 从而较为全面地驳斥了国际社会“资源掠夺论”等负面观点, 证明中国在帮助受援国充分利用国内资源和劳动力禀赋以及提高自主发展能力等原则的指导下, 中国对外援助可能已发挥出了促进受援国自主发展能力提升的重要作用。(2) 从受援国方面来看, 中国对外援助不仅促进了非洲国家对华出口能力提升, 也促进了非洲以外其他受援国对华出口能力提升, 尤其是中低收入受援国对华出口能力的提升。(3) 从援助类别来看, 中国非“促贸援助”促进了受援国对华出口能力提升, 而“促贸援助”对受援国对华出口能力的影响并不显著, 这一结论对非洲受援国来说仍然成立。基于中介效应模型的作用机制检验发现, 中国对外援助通过促进受援国工业发展, 进而促进了受援国对华出口能力提升, 受援国工业发展在中国对外援助提升受援国对华出口能力方面起到了部分中介效应。

通过本文的研究可以得出以下两点政策建议: 第一, 西方国家针对中国对外援助所提出的“资源掠夺论”等负面观点是不符合现实情况的, 对外援助对中国和受援国来说是“互利共赢”的, 需要进一步加强对中国对外援助有效性问题的研究, 并通过各种渠道对中国对外援助效果进行宣传, 使国际和国内社会全面了解中国对外援助对受援国自主发展能力提升产生的重要作用。第二, 由于新兴经济体对外援助起步较晚并采用了与发达国家传统的官方发展援助体系不同的对外援助方式, 新兴经济体“促贸援助”尚缺乏相关的统计指标, 阻碍了国内外学者对“促贸援助”问题进行深入研究。随着以中国为代表的新兴经济体对外援助的快速发展, 要求我们借鉴 WTO 及 OECD 成员国关于“促贸援助”的相关指标体系, 尽快构建符合新兴经济体对外援助特点的指标体系, 定期向国内外社会提供“促贸援助”进展情况, 为评价“促贸援助”效果提供依据。同时, 基于出口能力提升对受援国自主发展能力提升的重要意义, 中国需要进一步增大“促贸援助”规模, 不断提高“促贸援助”在对外援助总额中所占的比重, 帮助受援国提高参与全球贸易的能力以及利用贸易促进经济发展的能力。

## 参考文献

- [1] Cali M, Velde D W T. Does Aid for Trade Really Improve Trade Performance? [J]. World Development, 2011, 39(5): 725-740.
- [2] Helble M, Mann C L, Wilson J S. Aid-for-trade Facilitation [J]. Review of World Economics, 2012, 148(2): 357-376.
- [3] Lall S. The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985 ~ 1998 [J]. Oxford Development Studies, 2000, 28(3): 337-369.
- [4] Lemi A. Aid for Trade and Africa's Trade Performance: Evidence from Bilateral Trade Flows with China and OECD Countries [J]. Journal of African Trade, 2017(4): 37-60.
- [5] Liu A, Tang B. US and China Aid to Africa: Impact on the Donor-Recipient Trade Relations [J]. China Economic Review, 2018(48): 46-65.

- [ 6 ] Lloyd T , McGillivray M , Morrissey O , Osei R. Does Aid Create Trade? An Investigation for European Donors and African Recipients[J]. *European Journal of Development Research* ,2000 , 12( 1) : 107-123.
- [ 7 ] Martínez-Zarzoso I , Nowak-Lehmann F , Klasen S , et al. . Does German Development Aid Boost German Exports and German Employment? A Sectoral Level Analysis[J]. *Journal of Economics and Statistics* ,2016 , 236( 1) : 71-94.
- [ 8 ] Osei R , Morrissey O , Lloyd T. The Nature of Aid and Trade Relationships [J]. *European Journal of Development Research* , 2004 , 16 ( 2) : 354-374.
- [ 9 ] Pettersson J , Johansson L. Aid , Aid for Trade , and Bilateral Trade: An Empirical Study[J]. *The Journal of International Trade & Economic Development* ,2013 , 22( 6) : 866-894.
- [ 10 ] Suwa-Eisenmann A , Verdier T. Aid and Trade[J]. *Oxford Review of Economic Policy* ,2007 , 23( 3) : 481-507.
- [ 11 ] Wagner D. Aid and Trade—an Empirical Study[J]. *Journal of the Japanese & International Economies* ,2003 , 17( 2) : 153-173.
- [ 12 ] 董艳 樊此君. 援助会促进投资吗——基于中国对非洲援助及直接投资的实证研究[J]. *国际贸易问题* 2016( 3) : 59-69.
- [ 13 ] 黄梅波 朱丹丹. 国际发展援助的出口多样化促进效应分析——基于 66 个受援国面板数据的实证研究[J]. *财贸经济* 2015( 2) : 97-108.
- [ 14 ] 刘爱兰,王智炬,黄梅波. 中国对非援助是“新殖民主义”吗? ——来自中国和欧盟对非援助贸易效应对比的经验证据[J]. *国际贸易问题* ,2018 , ( 3) : 163-174.
- [ 15 ] 孙楚仁,梁晶晶,徐锦强. 中国对非援助与受援国出口结构转换[J]. *财贸经济* ,2019( 7) : 82-94.
- [ 16 ] 熊青龙,黄梅波. 对外援助能促进国际贸易吗[J]. *国际经贸探索* ,2014 , 30( 10) : 4-12.
- [ 17 ] 杨亚平 李琳琳. 对非援助会减轻腐败对投资的“摩擦效应”吗——兼论“一带一路”倡议下中非经贸合作策略[J]. *财贸经济* , 2018 , 39( 3) : 95-108 + 122.
- [ 18 ] 朱丹丹,黄梅波. 中国对外援助能够促进受援国的贸易发展吗? ——基于非洲 16 个受援国面板数据的实证研究[J]. *广东社会科学* ,2017( 1) : 19-28.

附录:

考虑到要素禀赋因素可能会对本文的研究结论产生一定的影响,为了确保结论的稳健性,参考相关文献,本文进一步在公式(1)控制变量中加入了受援国要素禀赋因素,包括受援国劳动力总数(*labor*)、受援国投资总额(*capital*)以及人均可耕地面积(*land*),分别衡量了受援国的劳动要素禀赋、资本要素禀赋和自然资源禀赋,都采用对数形式。数据来自世界银行的世界发展指标数据库(WDI),估计结果见附表1。其中,在加入控制变量的基础上,第(1)~(2)列中逐步加入国家固定效应和时间固定效应,第(3)列给出了基于平衡面板数据的估计结果。可以发现,核心解释变量(*lnaid*)的系数小于未加入要素禀赋因素时的估计结果(见表2),显著性水平基本保持不变,说明考虑了要素禀赋因素之后,中国对外援助促进受援国对华出口能力提升的基本结论仍然是稳健的。

附表 1 基于要素禀赋因素的稳健性检验

	( 1)		( 2)		( 3)	
<i>lnaid</i>	0.010**	(0.034)	0.009*	(0.050)	0.009*	(0.062)
<i>lngdp</i>	0.035	(0.912)	-0.148	(0.678)	-0.160	(0.655)
<i>lngdp_chn</i>	1.318***	(0.000)	1.705***	(0.000)	1.671***	(0.000)
<i>institution</i>	-0.273	(0.296)	-0.203	(0.473)	-0.173	(0.549)
<i>lnODA</i>	-0.054***	(0.000)	-0.054***	(0.001)	-0.053***	(0.001)
<i>lnFDI</i>	0.135	(0.122)	0.107	(0.216)	0.115	(0.196)
<i>labor</i>	0.735	(0.404)	0.738	(0.417)	0.590	(0.501)
<i>capital</i>	0.010	(0.970)	-0.001	(0.996)	0.060	(0.837)
<i>land</i>	0.676	(0.803)	1.022	(0.714)	0.884	(0.750)
国家固定效应	是		是		是	
年份固定效应	否		是		是	
N	1075		1075		1063	
adj. R <sup>2</sup>	0.332		0.337		0.334	

(责任编辑: 张 薇)

significant negative correlation between American economy and Chinese provincial economies , while there is no relationship between Chinese economy and American state economies. The external economic correlations of high-income regions in both China and the U. S. are relatively low , which means their economic independence is higher than that of other regions.

#### **Cooperation for Mutual Benefit: The Effect of China's Aid on Recipients' Export Capacity**

*Yan Hongrong Zhang Xiaolu Huang Meibo( 95)*

Based on the data of China's aid and recipients' value of exports from the year of 2002 to 2014 , the paper studies the effect of China's aid on recipients' export capacity to China. The paper shows that China's aid improves the value of recipients' exports to China. It can not only improve export capacity of the recipients but also meet China's consumption demand. So it is cooperation for mutual benefit. From this point of view , China's aid is effective. Through test for heterogeneity , we find that China's aid mainly improves exports of middle- and low-technology products in manufacturing industry in which recipients may have comparative advantage. It directly refutes some negative views about motives of China's aid , such as " resource plunder" . In fact , China's aid can improve the export capacity of African countries and the other countries , especially middle- or low-income countries. What's more , China's aid to non-trade facilitation sectors instead of aid for trade( AFT) plays an important role on improving recipients' export capacity to China. The mechanism test shows that China's aid promotes the development of recipients' industry and then improves their export capacity to China.

#### **The Empirical Study of the OFDI's Influence on the Home Country's Status of GVC**

*Yu Haiyan Shen Guilong( 107)*

The deepening division of GVC has brought new development opportunities to developing countries. Based on the data of 39 countries from 1995 to 2017 , this paper empirically tests the OFDI's influence on the home country's status of GVC , and draws the conclusion that OFDI can affect the home country's status of GVC. Then the sample is divided into developed countries and developing countries , and the test results show that the impact of OFDI from developed countries and developing countries on the home country's status of the GVC is different , OFDI from developed countries can promote the home country's status of GVC , but OFDI from developing countries has two sides. Further empirical analysis of data from 16 industries in China from 2004 to 2014 shows that OFDI in China has positive impact on China's status of the GVC , but there is a crowding out effect between domestic RD investment and OFDI , and the increase of foreign dependence will also be detrimental to the promotion of China's GVC status. Finally , this paper classifies China's OFDI into five categories , and finds that the OFDI of central enterprises and units can best promote the increase of China's GVC value , as well as investment in developing countries can enhance the added value capacity of GVC , providing reference for the optimization of OFDI structure in China.

#### **China's Producer Services Opening Up and Manufacturing Global Value Chain Upgrading**

*Gu Xueqin( 121)*

On the basis of constructing the theoretical model of service task outsourcing , this paper analyzes the impact of China's producer services opening on the upgrading of manufacturing value chain and its influencing mechanism from the meso-macro level by using the framework of total export accounting at the national and sectoral level , WIOD database and China's input-output table. The empirical results show that the opening of producer services plays a significant role in promoting the upgrading of manufacturing value chain. The mechanism analysis finds that producer services' opening-up improves the value chain status of manufacturing industry by increasing the proportion of labor remuneration and working hours of skilled labor in manufacturing industry. Further research shows that China's producer services opening-up has a significant effect on promoting the upgrading of the middle and low level value chain , while it has no significant effect on promoting the upgrading of the high level value chain.