

“低端锁定”还是“协同发展”？ ——关于我国与“一带一路”沿线 国家产品结构升级的考察



刘灿雷 张 静 李计广*

摘要：“一带一路”倡议自提出以来受到国际社会的广泛关注。在双边经贸领域，我国与“一带一路”沿线国家在贸易规模不断扩大的同时，是否促进了沿线国家的产品结构升级，事关“一带一路”沿线国家持续响应战略合作及能否深度推进双边经贸关系。本文利用1998—2018年的双边贸易数据，基于国际生产分工协同发展的视角和合成工具变量方法，实证检验我国产品结构升级对“一带一路”沿线国家的影响。本文研究表明，在国际生产分工格局的结构升级方面，我国与“一带一路”沿线国家并不存在消极的“低端锁定”，而是产生了助推“一带一路”沿线国家产品结构升级的“协同发展”作用，具有较强的需求互补效应和供应链效应。本文研究对于优化“一带一路”倡议对外传播和深度推进“一带一路”倡议的实施具有重要的启示，也是对所谓“中国出口冲击”相关研究的回应。

关键词：“一带一路”倡议；贸易冲击；产品结构；协同发展

一、引言和文献综述

“一带一路”倡议的落地和顺利推进离不开沿线国家的积极响应，而深度挖掘我国与沿线各国之间的互利互惠机遇，推动沿线国家之间经贸伙伴关系发展升级，促进地区经济繁荣稳定，是沿线国家持续响应战略合作和深度推进“一带一路”经贸关系的重要前提。“一带一路”倡议自正式提出后，引起国际社会高度关切和热烈讨论，世界各国的媒体、学术界和智库机构，从不同视角围绕“一带一路”倡议的意图、内涵、影响、面临的机遇与挑战、发展前景等议题，发表了一系列独特的见解，欢迎与赞许有之，疑虑与曲解亦有之（贺方彬，2017）。

在双边经贸领域的域外媒体报道方面，一部分观点认为“一带一路”倡议的实施，将为我国与沿线国家的经贸合作打开新窗口，推动双边经贸规模快速扩大，促进沿线

* 刘灿雷，对外经济贸易大学国家对外开放研究院国际经济研究院（邮编：100029），E-mail: canlei_liu@163.com；张 静（通讯作者），对外经济贸易大学国际经济研究院（邮编：100029），E-mail: zh_jing19@163.com；李计广，对外经济贸易大学国际经济研究院（邮编：100029）、广西大学中国边疆经济研究院（邮编：530004），E-mail: ljgc@163.com。本研究得到国家社科基金重大项目（19ZDA064）、国家自然科学基金青年项目（71803016）、对外经济贸易大学“惠园优秀青年学者”资助项目（19YQ04）及对外经济贸易大学研究生科研创新基金资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

国家的经济发展,改善沿线居民的福利水平(贺方彬,2017);另一部分观点认为“一带一路”倡议是我国经济的自我救赎,目的在于解决我国国内的产能过剩、结构调整和增长模式转型问题,沿线国家可能会沦为我国产品的倾销地(马建英,2015;潘玥和常小竹,2017)。在双边经贸领域的智库研究方面,美国和欧盟的智库研究起源早且数量多,其政策研究的国际影响力大。总体而言,欧盟机构对“一带一路”倡议的评价较为积极,认为其有助于提升沿线国家的联通度、增加贸易规模和释放发展潜力,但也担忧其对现有贸易格局和国家间利益分配问题的影响(王振玲,2019)。相比较而言,美国智库机构对“一带一路”倡议的消极评价较多,将“一带一路”倡议简单地视为我国刺激国内经济发展和拓展我国商品和服务业出口的政策工具,曲解了“共商共建共享”的核心理念(田赐,2020)。

聚焦双边经贸领域的学术研究,现有研究关注较多的内容包括:第一,“一带一路”倡议对我国及沿线国家的贸易和投资效应。李兵和颜晓晨(2018)研究指出,相较于世界其他地区而言,我国与“一带一路”沿线国家的双边贸易受恐怖袭击的负面影响更小,从公共安全方面论证了“一带一路”倡议的发展基础。孙楚仁等(2017)、李小帆和蒋灵多(2020)指出,“一带一路”倡议的实施提振了我国的出口贸易,尤其提高了中西部地区与沿线国家的对外开放程度。吕越等(2019)则采用我国企业对外投资数据验证了“一带一路”倡议的对外投资促进效应。此外,Baniya 等(2020)和 Chen 等(2020)分别利用跨境双边贸易和投资数据研究指出,“一带一路”倡议的基础设施投资缩短了沿线国家间的贸易时间和成本,拓宽了跨境投资的空间分布,在促进沿线国家之间的双边贸易和投资方面同样产生了积极作用。第二,我国与“一带一路”沿线国家的产业融合和协同发展效应。李敬等(2017)运用网络分析方法(Network Analysis)研究发现,“一带一路”沿线国家间的贸易关系日趋增强,贸易网络密度增加,贸易集中化趋势明显,贸易竞争加剧,但贸易互补大于贸易竞争。王恕立和吴楚豪(2018)利用世界投入产出表研究发现,“一带一路”沿线 14 个国家的产业互补性大于竞争性,且具有较高的产业关联度。姚星等(2019)从社会网络视角分析我国在“一带一路”沿线国家的产业融合程度,同样发现“一带一路”沿线国家间产业融合的广度和深度不断提升,产业融合互动的经济圈不断发展壮大。第三,“中国冲击”(China Shock)对“一带一路”沿线国家的影响。近年来,国际学术界涌现了一批针对我国出口高速增长现象的研究。这些研究认为,我国大规模出口扩张是美国制造业就业大幅下滑的重要因素,并将我国出口冲击的影响从劳动市场进一步延伸至婚姻、生育、家庭等社会问题领域,并曲解为“中国综合征”或“中国冲击”(China Shock)(Autor 等,2013;2014;2016;Acemoglu 等,2016;Pierce 和 Schott,2016a;2020;Che 等,2016;Keller 和 Utar,2018)。在此背景下,Bastos(2020)考察了我国进出口贸易对“一带一路”沿线国家出口绩效的影响,发现来自中国的进口需求产生了积极的促进作用,来自中国的出口冲击产生了明显的竞争效应。

综合以上研究可知,虽然我国与“一带一路”沿线国家的经贸规模和产业融合在不断发展,在我国与“一带一路”沿线国家的双边经贸领域的域外媒体和智库研究方面仍

存在相当程度的曲解与疑惑,而关于“中国冲击”的系列学术研究会进一步增强沿线国家对其同我国深化双边经贸关系的前景担忧,如沿线国家的国际分工是否会陷入产业融合中的“低端锁定”等。在上述文献的研究基础上,本文基于国际生产分工协同发展的视角,考察我国产品结构升级对“一带一路”沿线国家的影响,为深度推进“一带一路”倡议的实施、优化“一带一路”倡议对外传播和驳斥“中国冲击”的负面结论提供严谨的政策依据和学术研究。

二、背景事实与数据说明

(一) 背景事实

图1绘制了“一带一路”沿线65个国家对中国的进出口规模^①。统计数据表明,“一带一路”沿线国家对我国的进出口规模呈现长期的增长趋势。在进口方面,“一带一路”沿线国家从我国的进口额自1998年的262亿美元,增长到2018年的7257亿美元,增长了26.7倍;在出口方面,其对我国的出口额从1998年的211亿美元,增长

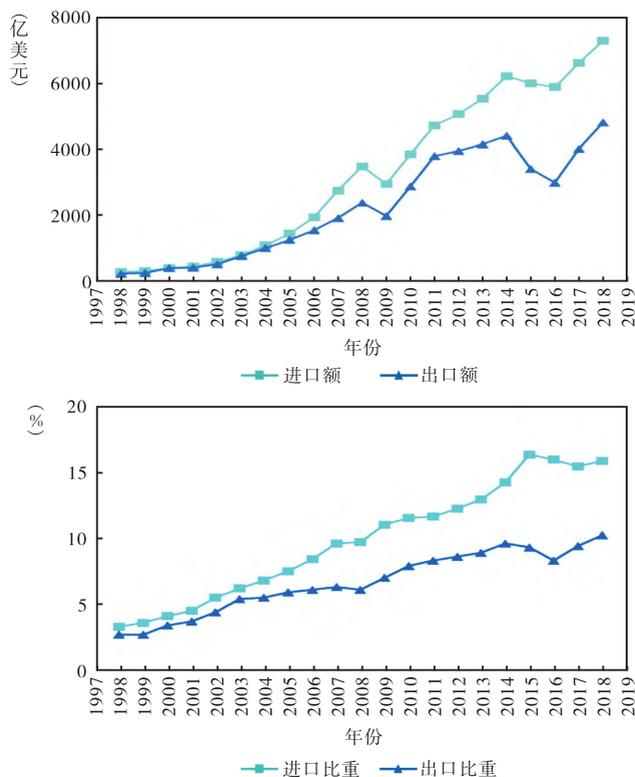


图1 “一带一路”沿线国家与我国的进出口贸易

数据来源:CEPII-BACI数据库。

① “一带一路”沿线国家(地区)具体名录见附录2,读者可扫描本文首页二维码,获取电子版附录。

到 2018 年的 4787 亿美元,增长了 21.7 倍。从出口份额来看,我国作为“一带一路”沿线国家的出口目的国占其总出口的比重,从 1998 年的 2.7% 增长到 2018 年的 10.2%,跃升为其第一大出口目的国;从进口份额来看,我国作为“一带一路”沿线国家的进口来源国占其总进口的比重,从 1998 年的 3.3% 增长到 2018 年的 15.8%,同样跃升为其第一大进口来源国。整体而言,我国已成为“一带一路”沿线国家规模最大的贸易伙伴。然而,随着双边经贸关系的持续发展,以及部分境外媒体、智库和学术研究的负面报道,“一带一路”沿线国家尤其是发展水平相对较低的国家,对自身经济的长期发展问题产生了部分担忧和疑惑,即持续深化同中国的双边经贸关系是否会受到中国产品的出口冲击,从而陷入国际分工中“低端锁定”的不利地位。换句话说,我国与“一带一路”沿线国家的双边经贸关系从长期来看,到底是产生了“低端锁定”效应还是“协同发展”效应。本文接下来首先基于我国与“一带一路”沿线国家的产品结构的演变态势进行统计分析。

图 2 绘制了“一带一路”沿线国家进出口产品的技术复杂度。在出口产品结构方面,沿线国家对全球出口产品的技术复杂度长期呈现持续增长的趋势,但自 2014 年以来表现出一定的下降趋势与波动。相比较而言,自 2007 年以来,沿线国家对我国出口产品的技术复杂度呈现持续攀升的发展趋势,这表明我国市场是“一带一路”沿线国家

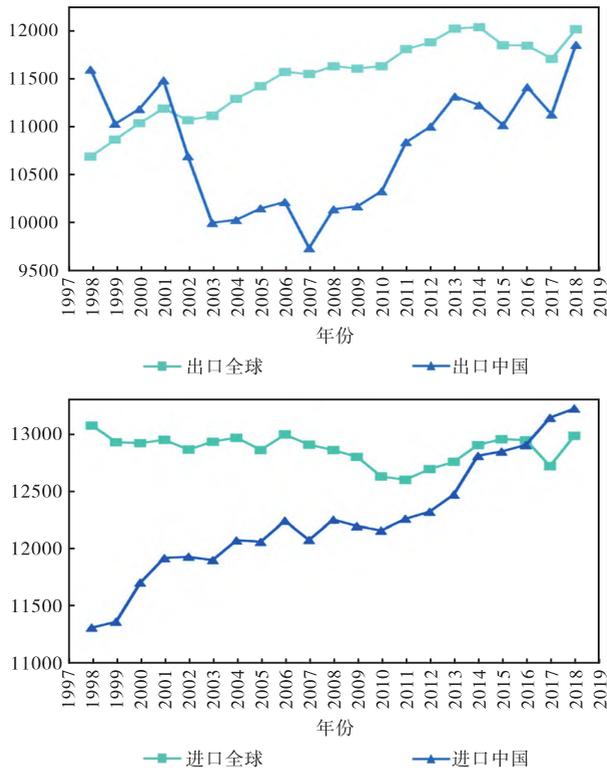


图 2 “一带一路”沿线国家进出口产品的技术复杂度

数据来源:CEPII-BACI 数据库。

产品结构升级的需求驱动因素。在进口产品结构方面,沿线国家从全球进口产品的技术复杂度呈现在区间内小幅波动的趋势,但从我国进口产品的技术复杂度在不断上升,已高于全球整体水平,表明我国的产品结构升级为“一带一路”沿线国家提供了更多高技术复杂度产品。上述统计事实初步表明,我国与“一带一路”沿线国家互为重要的贸易伙伴,在双边贸易规模持续增长的背景下,沿线国家的产品结构升级与我国的产品结构升级存在明显的“协同发展”效应,且并未显现“低端锁定”的演变趋势。

(二) 数据说明

本文使用的数据主要包括两方面。一是 CEPII-BACI 的跨国双边贸易数据,该数据是 CEPII 以联合国统计司 UN Comtrade 数据库为基础整理而来,提供了 1998—2018 年全球 200 多个国家 HS6 分位的双边贸易数据,包括进出口国、目的国、贸易金额和数量。二是 HS6 分位的产品技术复杂度,由 CEPII 提供的 1997 年的产品技术复杂度,用以构建 HS4 分位的产品结构升级指标。

三、计量模型与识别策略^①

(一) 计量模型

本文利用 HS6 分位的产品进出口数据和产品技术复杂度标准,测算 HS4 分位(界定为产业)的产品结构,据此考察我国的产品结构升级对“一带一路”沿线国家(地区)的影响。具体的回归估计模型设定如下:

$$\ln y_{cit} = \beta_1 \ln cexup_{cit} + \beta_2 \ln cimup_{cit} + \gamma \cdot control + \lambda_{ct} + \lambda_{ci} + \varepsilon_{cit} \quad (1)$$

其中,下标 c 、 i 、 t 分别表示国家、产业(HS4)和年份。被解释变量是 $\ln y_{cit}$,表示“一带一路”沿线 c 国家 i 产业 t 年的出口产品结构。在国家-行业-年份维度上,存在出口额或进口额为 0 的情形,为保留 0 值,我们采用 Liu 和 Ma(2020)的做法,对变量加 1 后再取对数。因此,被解释变量的具体表达式为:

$$\ln y_{cit} = \ln(Y_{cit} + 1) \quad (2)$$

$$Y_{cit} = \sum_{p \in i} \left(\frac{ex_{cpt}}{ex_{cit}} \cdot prody_p^{1997} \right) \quad (3)$$

其中,下标 p 表示产品(HS6), ex_{cpt} 是“一带一路”沿线 c 国家 p 产品在 t 年的出口额, ex_{cit} 是“一带一路”沿线 c 国家 i 产业 t 年的出口额, $prody_p^{1997}$ 是 p 产品 1997 年标准的产品技术复杂度。核心解释变量是 $\ln cexup_{cit}$ 和 $\ln cimup_{cit}$,分别表示中国对“一带一路”沿线 c 国家 i 产业 t 年的出口产品结构和进口产品结构,为保留 0 值,我们同样进行了加 1 后再取对数的处理。具体的表达式为:

$$\ln cexup_{cit} = \ln(CEXup_{cit} + 1) \quad (4)$$

^① 本文曾建立了一个简单的贸易一般均衡模型并进行数值模拟,用以解释本文的内在逻辑。考虑到本文是一篇纯实证类文章,并未进行理论创新,所以我们将该部分删除,如有需要可向作者索要。

$$\ln cimup_{cit} = \ln(CIMup_{cit} + 1) \quad (5)$$

$$CEXup_{cit} = \sum_{p \in i} \left(\frac{cex_{cpt}}{cex_{cit}} \cdot prody_p^{1997} \right), \quad CIMup_{cit} = \left(\frac{cim_{cpt}}{cim_{cit}} \cdot prody_p^{1997} \right) \quad (6)$$

在基准回归方程(即公式(1))中, β_1 和 β_2 是本文核心解释变量的估计系数, 体现的是我国产品结构升级对“一带一路”沿线国家产品结构升级的影响。若 β_1 和 β_2 均大于 0, 则表示我国的进出口产品结构升级促进了“一带一路”沿线国家的出口产品结构升级, 在深度推进双边经贸关系上具有明显的“协同发展”效应。若 β_1 和 β_2 均小于 0, 则表示我国进出口产品的结构升级抑制了“一带一路”沿线国家的出口产品结构升级, 双边经贸关系的国际生产分工会导致沿线国家陷入“低端锁定”的发展困境。*Control* 是控制变量, 包含: 滞后一期的被解释变量 $\ln y_{cit-1}$, 用以控制“一带一路”沿线国家的发展趋势; 我国从“一带一路”沿线国家-产业的进出口规模 $\ln cex_{cit}$ 、 $\ln cim_{cit}$ ^①, 用以控制进出口规模对产品结构调整的影响。 λ_{ct} 是国家-年份固定效应, 用以吸收国家特征随时间变化对产品结构调整的影响因素, 如国家发展水平等。 λ_{ci} 是国家-产业固定效应, 用以吸收产业特征随国家变化对产品结构调整的影响因素, 如国家产业政策等。 ε_{cit} 是随机扰动项。

(二) 工具变量

在本文的因果识别框架中, 被解释变量是“一带一路”沿线国家的出口产品结构, 核心解释变量是我国对“一带一路”沿线各国的进出口产品结构。一方面, 如图 1 所示, “一带一路”沿线国家对我国的出口额逐年增加, 我国在“一带一路”沿线国家总出口中所占份额越来越大, 因此当“一带一路”国家出口产品结构发生变化时, 可能会带动我国从沿线国家进口产品结构发生变化, 即可能存在逆向因果问题。另一方面, 虽然本文控制了“一带一路”沿线各国出口中的趋势性因素及双边进出口规模, 但依旧可能存在一些遗漏解释变量, 既影响“一带一路”沿线国家的出口产品结构, 同时也与我国对沿线国家的进出口产品结构变化相关。

鉴于此, 本文借鉴 Autor 等(2013)和 Bastos(2020)的方法, 以我国对其排名前 10 的进口来源国和出口目的国(删除“一带一路”沿线国家及沿线国家重要的贸易伙伴)的进、出口产品结构分别构建两个核心解释变量的工具变量^②, 具体的表达式如下:

$$\ln cexup_{it}^{IV} = \ln(CEXup_{it}^{IV} + 1) \quad (7)$$

$$\ln cimup_{it}^{IV} = \ln(CIMup_{it}^{IV} + 1) \quad (8)$$

$$CEXup_{it}^{IV} = \sum_{p \in i} \left(\frac{cex_{10,pt}}{cex_{10,it}} \cdot prody_p^{1997} \right), \quad CIMup_{it}^{IV} = \sum_{p \in i} \left(\frac{cim_{10,pt}}{cim_{10,it}} \cdot prody_p^{1997} \right) \quad (9)$$

其中, $cex_{10,pt}$ 是我国 p 产品在 t 年向排名前 10 国的出口额; $cim_{10,pt}$ 是我国 p 产品在 t 年从排名前 10 国的进口额。在工具变量的构造中, 本文试图度量引致我国对“一

① 为保留 0 值, 同样对贸易额进行了加 1 后再取对数的处理。

② 本文将每年“一带一路”沿线国家前 20 大贸易伙伴视为其重要的贸易伙伴, 这些国家(地区)与沿线国家的贸易在沿线国家每年的贸易总额中占比高达 70%。

带一路”各国进出口产品结构升级的外生因素。正如 Autor 等(2013)所述,我国的出口增长在很大程度上与我国的特定要素(specific factor)有关。改革开放后我国生产力快速发展极大地提高了制造业的技术水平和生产能力,与此同时,经济发展带来人均可支配收入的增长,居民消费能力逐渐增强,对产品也提出更高的要求,因而促进了生产端——国内产品结构的调整,最终带动进出口产品结构的变化。因此,本文利用我国对其他国家进出口产品结构的变化来捕捉我国自身因素导致的进出口结构调整,尽可能排除“一带一路”沿线国家的干扰因素。简言之,由于我国对其他国家及我国对“一带一路”各国的进出口产品结构调整的深层次原因主要是我国自身的经济发展,两者存在明显的相关性,而前者很难影响到“一带一路”各国的出口产品结构,因此满足工具变量的外生性要求。附录1中表1列示了本文所涉及变量的描述性统计^①。

四、估计结果与拓展分析

(一) 基准回归

表1报告了式(1)的基准估计结果和工具变量的估计结果。在控制变量中,我们加入了滞后一期的因变量(lag_y)、进口规模($Incim$)和出口规模($Incex$)。表1第(1)列报告了普通最小二乘法(OLS)的估计结果,结果显示核心解释变量 $Incexup$ 和 $Incimup$ 的估计系数均显著为正。这初步表明,在控制了“一带一路”沿线各国出口产品自身的结构变化趋势、双边进出口规模、国家-产业固定效应、国家-年份固定效应以后,我国进出口至“一带一路”沿线各国的产品结构升级对沿线国家的产品结构升级有显著的促进作用。“一带一路”沿线国家与我国深化双边经贸合作并不会陷入国际生产分工的“低端锁定”,而是产生了积极的“协同发展”效应。

表1的第(3)列为两阶段最小二乘法(2SLS)的估计结果。除了基准回归的控制变量之外,我们还控制了“一带一路”沿线国家与构建工具变量所用的国家之间贸易额($lnbrtra$),以缓解沿线国家与工具变量国家之间的贸易对沿线国家出口产品结构调整的影响。这表明,核心解释变量 $Incexup$ 和 $Incimup$ 的估计系数同样显著为正。工具变量的估计结果表明,在进一步控制潜在的内生性问题后,本文的研究结论依旧成立:中国对“一带一路”沿线国家的产品结构升级产生了积极的促进作用,导致“一带一路”沿线国家出口产品技术复杂度的提升,带动了沿线各国出口产品的结构升级。这进一步表明,在我国生产技术和产品结构升级的快速发展阶段,“一带一路”沿线各国同我国的双边贸易不仅不会将自身锁定在全球价值链的低端环节,反而有助于本国在国际生产分工中的产品结构升级。

表1的第(2)列报告了两阶段最小二乘法第一阶段的回归结果,两个核心解释变量各自对应的工具变量的估计系数均在统计上显著,验证了工具变量的第一阶段相关性。此外,两个工具变量的F统计量均远超过了Staiger和Stock(1997)弱工具变量检

^① 作者可扫描本文二维码,获取电子版附录。下同。

验的临界值 10, 故不存在弱工具变量问题。

表 1 基准回归与工具变量回归

	(1)	(2)		(3)
	OLS	2SLS 第一阶段		第二阶段
	$\ln y$	$\ln cexup$	$\ln cimup$	$\ln y$
$\ln cexup$	0.0051*** (7.546)			0.0026*** (4.115)
$\ln cimup$	0.0074*** (9.442)			0.0047*** (9.036)
$\ln cexup_{iv}$		0.7947*** (22.400)	-0.0159*** (-4.957)	
$\ln cimup_{iv}$		0.0021** (2.398)	0.7737*** (24.568)	
lag_y	0.3295*** (16.268)	0.0390*** (5.112)	0.0866*** (4.509)	0.3301*** (16.237)
$\ln cim$	-0.0061*** (-9.134)	-0.0081*** (-7.049)	0.1966*** (7.412)	-0.0040*** (-8.057)
$\ln cex$	-0.0023*** (-5.974)	0.1053*** (5.322)	-0.0011 (-0.621)	-0.0011*** (-3.116)
$\ln brtra$		-0.0013*** (-2.773)	-0.0020** (-2.627)	0.0001 (1.086)
国家 × 产业	控制	控制	控制	控制
国家 × 年份	控制	控制	控制	控制
n	681074	681074	681074	681074
adj. R^2	0.906	0.948	0.985	0.112

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的统计显著性水平，括号内数值为方差聚类(国家维度)调整后对应的 T 统计量。下同。

(二) 稳健性检验^①

1. 工具变量的再检验

在衡量我国进出口产品结构升级中,除前文所述的工具变量外,与 Bastos (2020) 的做法类似,本文选取了不同的进口来源国与出口目的国构造工具变量。具体而言,本文选择了我国前 20 大出口目的国和进口来源国(不包括“一带一路”沿线国家及其重要的贸易伙伴),以及除“一带一路”沿线国家及其重要的贸易伙伴以外的所有国家构造工具变量,同样控制了沿线国家与工具变量国家间的贸易额($\ln brtra$)。正如上文所述,我国进出口产品的结构升级主要源自国内生产力发展及本国的经济增长,因此改变构造工具变量的出口目的国和进口来源国理应不会改变回归的估计结果。其回归结果如附录 1 的表 2 所示,无论是以排名前 20 的国家还是所有国家(均不包括“一带一路”沿线国家及其重要的贸易伙伴)构造工具变量,回归结果均与基准回归一致,表明本文的研究结论是稳健、可信的。

2. 间接效应的再检验

我国是“一带一路”沿线国家的重要贸易伙伴,在一些国家的总出口中占据了较大

① 为节省文章篇幅,稳健性检验的图表请见附录 1。

份额,比如2018年我国在蒙古国的出口中所占份额高达82%,在土库曼斯坦的出口中所占份额高达77%。这存在一种可能,即我国对“一带一路”沿线各国进出口的产品结构升级有可能只是带动了“一带一路”沿线各国对我国出口的产品结构升级,因为我国在“一带一路”沿线各国的出口中所占份额较大。那么,相较于产品结构升级的直接带动效应,我国对“一带一路”沿线国家的产品结构升级是否存在间接影响,即是否改善了“一带一路”沿线国家出口世界(不包括中国)的产品结构。为此,本文剔除沿线各国对我国的出口,重新构造“一带一路”各国的出口产品结构指标作为被解释变量,回归结果如附录1的表3所示。核心解释变量 $\ln cexup$ 和 $\ln cimup$ 的估计系数均显著为正,从间接效应方面进一步验证,我国对“一带一路”沿线各国进出口产品的结构升级的确拉动了沿线国家整体的产品结构升级。

3. 变量设定方式的再检验

为保留国家-行业-年份维度进口额或出口额为0的样本数据参与回归估计,我们对前文的回归变量均进行了加1后再取对数的数值处理,为验证本文研究结论的成立并不依赖于这种特定的变量设定方式(specific measurement),接下来本文采取Liu和Qiu(2016)的做法,在仍保留0值样本的条件下改变变量的设定形式。具体做法是,以被解释变量为例,将文中的所有变量均以新形式进行设定: $\ln y_{cit} = \ln(Y_{cit} + \sqrt{Y_{cit}^2 + 1})$,回归结果如附录1的表4所示。核心解释变量的估计结果与基准回归一致,均显著为正,这表明本文的基本结论不随变量设定方式的改变而改变,具有较好的稳健性。

4. 遗漏解释变量的再检验

接下来,我们通过随机分配法就本文的遗漏变量问题进行安慰剂检验。如果本文的识别策略仍然存在遗漏变量,那么回归模型的实际残差项 $\varepsilon_{cit} = \phi omit_{cit} + \mu_{cit}$, $Cov(\ln cexup_{cit}, omit_{cit} | control) \neq 0$, $Cov(\ln cimup_{cit}, omit_{cit} | control) \neq 0$ ($control$ 为控制变量)。如果存在遗漏变量偏差,此时的估计系数是有偏的,即 $\hat{\beta}_1 = \beta_1 + \phi \kappa_1$, $\hat{\beta}_2 = \beta_2 + \phi \kappa_2$, $\kappa_1 = \frac{Cov(\ln cexup_{cit}, omit_{cit} | control)}{var(\ln cexup_{cit} | control)} \neq 0$, $\kappa_2 = \frac{Cov(\ln cimup_{cit}, omit_{cit} | control)}{var(\ln cimup_{cit} | control)} \neq 0$ 。反之,如果不存在遗漏变量问题,那么 $\phi = 0$,此时估计系数等于真实值 $\hat{\beta}_1 = \beta_1$ 、 $\hat{\beta}_2 = \beta_2$ 。

由于不能直接检验 ϕ 是否为0,我们通过随机分配的方法进行间接检验。具体做法是,我们将核心解释变量 $\ln cexup_{cit}$ 和 $\ln cimup_{cit}$ 在国家、行业、年份维度随机分配,然后再次进行回归估计。此时,由于每个国家、行业、年份对应的技术复杂度不是真实值,理应不会对被解释变量产生影响,即 β_1 与 β_2 理应为0。如果实际估计结果 $\hat{\beta}_1$ 与 $\hat{\beta}_2$ 的确为0,则可以推断 $\phi = 0$,说明不存在遗漏变量。附录1的图1绘制了500次随机分配并进行估计后得到的 $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\beta}_2$ 的分布。与表1工具变量回归的估计系数 $\beta_1 = 0.0026$ 、 $\beta_2 = 0.0047$ 相比, $\hat{\beta}_1$ 、 $\hat{\beta}_2$ 均是以零为中心的分布,且500次的估计系数值均明显小于真实值。因此,随机抽样的安慰剂检验表明本文的识别策略不存在明显的遗漏解释变量问题,估计结果是可信的。

那么, 本文的估计结果是否由某些国家的产品结构升级所主导? 我们采用随机抽样的方法再次检验国家或产业(HS4)的异常值问题。具体而言, 我们随机删除 5% 的国家或产业(HS4)样本, 然后基于删除后的样本进行估计, 得到核心解释变量的估计系数, 将这一过程重复 500 次。如附录 1 的图 2 和图 3 所示, 删除异常值的估计结果均以基准结果为中心, 分布情况高度集中且显著不为 0。这表明基准回归的估计结果不存在国家或产业(HS4)的异常值干扰, 本文的研究结论是有效的。

(三) 影响机制

1. 供给竞争效应与需求互补效应

我国的产品结构升级如何提升沿线国家的产品结构升级? 本文试图从供给竞争与需求互补两个角度来考察我国的产品结构升级对“一带一路”沿线国家的产品结构升级的影响机制。在供给竞争方面, 我们基于两国出口产品的相似度指标估计我国产品的出口竞争, 如果两国某一产业的出口相似度指数越大, 则表明两国在该产业的产品结构越接近, 两国的双边经贸关系在这一产业主要体现在供给竞争方面; 在需求互补方面, 如果某一产业内一国的进口与另一国家的出口的相似度指数越大, 则表示两国在该产业的双边经贸关系主要体现在需求互补方面。本文根据 Finger 和 Kreinin(1979)的方法测算进出口相似度指标, 具体如下:

$$sx_{ci98} = \sum_{p \in i} \min[x_p(z), x_p(c)] \quad (10)$$

其中, $x_p(z)$ 和 $x_p(c)$ 是 1998 年中国(z)和“一带一路”沿线国家(c) i 行业内 p 产品的出口比重。如果中国(z)和该国(c)在行业 i 的出口产品分布完全相同, 则出口相似度 sx_{ci98} 为 1; 如果两者完全不同(例如 $x_p(z) > 0, x_p(c) > 0$), 则出口相似度 sx_{ci98} 为 0。出口相似度指数的取值范围为 0~1, 值越大表示两个国家 i 行业的供给竞争效应越大。与之类似, 进口相似度指数为:

$$sm_{ci98} = \sum_{p \in i} \min[m_p(z), x_p(c)] \quad (11)$$

其中, $m_p(z)$ 是 1998 年中国(z) i 行业内 p 产品的进口比重, $x_p(c)$ 是“一带一路”沿线国家(c) i 行业内 p 产品的出口比重。如果中国(z)在 i 行业的进口分布和该国(c) i 行业的出口分布完全相同, 则进口相似度 sm_{ci98} 为 1; 如果两者完全不同(例如 $m_p(z) > 0, x_p(z) = 0$), 则进口相似度 sm_{ci98} 为 0。进口相似度指数的取值范围为 0~1, 值越大表示两个国家在 i 产业的需求互补效应越大。在此基础上, 我们将核心解释变量 $\ln cexup_{cit}$ 与出口相似度指标 sx_{ci98} 相乘, 用以捕捉我国产品结构升级在出口方面的供给竞争效应; 将核心解释变量 $\ln cimup_{cit}$ 与进口相似度指标 sm_{ci98} 相乘, 用以捕捉我国产品结构升级在进口方面的需求互补效应。其具体的测算公式如下:

$$supcexup_{cit} = \ln cexup_{cit} \times sx_{ci98} \quad (12)$$

$$demcimup_{cit} = \ln cimup_{cit} \times sm_{ci98} \quad (13)$$

在估计供给竞争和需求互补效应时, 其对应的工具变量为:

$$supcexup_{cit}^{IV} = \ln cexup_{cit}^{IV} \times sx_{ci98} \quad (14)$$

$$demcimum_{cit}^{IV} = \ln cimup_{cit}^{IV} \times sm_{cit98} \quad (15)$$

该估计结果如表 2 所示。我们可以发现,核心解释变量 *supcexup* 和 *demcimum* 的估计系数在 OLS 和 2SLS 的回归中均显著为正。这表明,我国与“一带一路”沿线国家在产品结构升级的协同发展方面,出口产品的供给竞争效应和进口产品的需求互补效应均发挥了显著的促进作用。

表 2 供给竞争与需求互补效应

	(1)	(2)		(3)
	OLS	2SLS 第一阶段		第二阶段
	ln y	<i>supcexup</i>	<i>demcimum</i>	ln y
<i>supcexup</i>	0.0042*** (6.548)			0.0789*** (4.512)
<i>demcimum</i>	0.0031*** (6.542)			0.0386** (2.404)
<i>supcexup_iv</i>		0.0597*** (12.742)	-0.0150*** (-3.086)	
<i>demcimum_iv</i>		0.0036*** (2.976)	0.0145*** (6.686)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
国家 × 产业	控制	控制	控制	控制
国家 × 年份	控制	控制	控制	控制
<i>n</i>	681074	681074	681074	681074
adj. <i>R</i> ²	0.906	0.969	0.877	0.030

2. 垂直生产效应和水平竞争效应

在全球产业链不断深化的过程中,中间品贸易已经成为促进技术进步,提高生产率的重要途径之一。在企业层面,中间品贸易使企业获得研发成果的跨国溢出,帮助企业在生产过程中获得先进的技术;在国家层面,中间品进口通过投入产出效应提升进口国的生产率(Coe 和 Helpman, 1995; Schindler 和 Beckett, 2005)。中间品贸易使各国参与产品生产的不同阶段,体现了不同国家在同一产品价值增值链上的垂直关系,而消费品贸易主要反映了各国在产品市场上的竞争关系(盛斌和马涛, 2008)。因此,我们将产品进行分类,按照联合国广义分类法(BEC)标准将产品划分为资本品、中间品及消费品,然后将资本品和中间品归为一类样本,将消费品归为另一类样本,据此从垂直生产效应和水平竞争效应方面考察我国产品对“一带一路”国家产品结构升级的影响。其回归结果如表 3 所示,在资本品和中间品的估计结果中核心解释变量的估计系数均显著为正,这表明我国与“一带一路”沿线各国在产业链上的垂直分工模式促进了沿线国家的产品结构升级;在消费品的估计结果中核心解释变量 *incexup* 的估计系数显著为正,这表明我国出口产品产生了积极的竞争促进效应,促进了沿线国家的产品结构升级。同时,消费品中 *incimum* 的估计系数也通过统计显著性检验,这表明除了水平竞争效应外,我国的大市场也为沿线国家产品结构升级提供了发展沃土。

表 3 资本品、中间品和消费品分析

	资本品与中间品				消费品			
	(1)	(2)		(3)	(1)	(2)		(3)
	OLS	2SLS 第一阶段		第二阶段	OLS	2SLS 第一阶段		第二阶段
	ln y	lncexup	lncimup	ln y	ln y	lncexup	lncimup	ln y
lncexup	0.0042*** (5.585)			0.0018*** (3.084)	0.0071*** (4.730)			0.0038*** (3.013)
lncimup	0.0075*** (8.719)			0.0047*** (7.947)	0.0060*** (4.107)			0.0034*** (3.264)
lncexup_iv		0.7937*** (19.976)	-0.0172*** (-4.488)			0.7773*** (22.986)	-0.0155*** (-3.429)	
lncimup_iv		0.0015 (1.212)	0.7748*** (23.964)			0.0023 (0.932)	0.7545*** (23.160)	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国家×产业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国家×年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
n	423795	423795	423795	423795	202492	202492	202492	202492
adj. R ²	0.895	0.950	0.984	0.107	0.929	0.944	0.986	0.158

(四) 差异性分析^①

1. 行业资本密集度差异

根据新古典贸易理论,比较优势与要素禀赋是不同国家之间发生贸易的源泉。“一带一路”沿线国家多为发展中国家,在劳动密集型产品上具有比较优势。在样本期间内,我国的比较优势在不断动态调整,在出口份额中资本密集型产品比重不断上升,劳动密集型产品比重逐步下降(魏浩等,2015)。基于我国比较优势逐渐演变的趋势,我们基于行业的资本密集度考察我国进出口产品的结构升级对“一带一路”沿线各国出口品结构升级的促进作用是否在行业间存在差异。具体而言,我们将是否为资本密集型行业作为哑变量并与核心解释变量交乘,估计结果如表 4 的前两列所示。相比于劳动密集型行业,我国出口产品结构升级的促进作用在资本密集型行业更大,这一估计结果回应了前文垂直生产效应的研究结论,资本密集型产品通过中间品进出口体现区域生产协作与产品结构升级的协同。

2. 行业技术水平差异

随着我国制造业生产能力的增强,我国进出口产品的技术水平在同步提升。样本期内我国进口产品中低技术产品所占份额大幅下降,高技术产品份额大幅增长;在出口方面,以机电产品、高新技术产品为代表的技术含量较高的产品在出口中的占比持续上升(魏浩等,2016;江小涓,2019)。基于此,我们依据 OECD 制造业技术划分标准,将行业类型区分为高技术行业与低技术行业,将是否为高技术行业设为哑变量并与核心解释变量交乘,进一步考察了我国与“一带一路”沿线各国的产品结构协同发展作用是否在不同技术水平的行业间存在差异,估计结果如表 4 的最后两列所示。我们

① 为节省篇幅,部分差异性分析的估计结果请见附录 1。

对比发现,我国进口品的产品结构升级在高、低技术行业对“一带一路”沿线各国的出口产品结构升级的促进作用无差异,而我国出口品的产品结构升级的促进作用在高技术行业更大。这再次印证了我国与沿线国家之间区域生产分工中存在的垂直生产效应,同时也表明我国向沿线国家出口高技术产品对沿线国家的产品生产产生了外溢与示范效应。

表4 行业差异性分析

	行业资本密集度		行业技术水平	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	IV	OLS	IV
	ln y	ln y	ln y	ln y
<i>lncexup</i>	0.0041*** (7.312)	0.0021*** (3.857)	0.0035*** (6.095)	0.0016*** (2.999)
<i>lncimup</i>	0.0071*** (9.179)	0.0046*** (8.470)	0.0072*** (9.414)	0.0046*** (8.652)
<i>lncexup</i> × <i>cap</i>	0.0023*** (3.629)	0.0012* (1.919)		
<i>lncimup</i> × <i>cap</i>	0.0005** (2.315)	0.0002 (1.186)		
<i>lncexup</i> × <i>htech</i>			0.0430*** (4.975)	0.0450*** (3.762)
<i>lncimup</i> × <i>htech</i>			0.0010* (1.792)	0.0005 (1.159)
控制变量	控制	控制	控制	控制
国家 × 产业	控制	控制	控制	控制
国家 × 年份	控制	控制	控制	控制
<i>n</i>	681074	681074	681074	681074
adj. <i>R</i> ²	0.906	0.112	0.906	0.113

3. 国家间发展差异

“一带一路”沿线国家数量众多,国家之间的发展水平存在巨大差异,不同国家在工业化程度、竞争优势、产品结构上往往存在差异。部分国家工业化水平较高,在技术复杂度较高的产品上具有较强的竞争力;部分国家工业化程度较低,在劳动密集型产品、初级产品上具有竞争优势。因此,在面对国际产品的进口竞争和出口需求时,由于不同国家自身的发展程度不同,国家间的产业协同发展效应可能有所差异。基于各国间的发展差距,本文进一步考察我国与“一带一路”沿线国家的协同发展效应的差异性。本文根据1998年人均GDP,将人均GDP是否高于中位数设为哑变量并与核心解释变量交乘,回归结果如附录1表5的第(1)列和第(2)列所示^①。从其中可以发现,工具变量估计中交互项系数不显著,这表明我国的进出口产品结构升级对沿线国家产品结构升级产生了普遍的促进作用,这可能与我国拥有较为完善的产业链以及多年持续进行产业升级有关,即我国的产品有能力服务于不同发展水平的国家,因此我国产品结构升级能够通过需求互补机制、中间品垂直生产效应以及市场竞争促进效应等多种

① 数据来源:世界银行网站。

渠道促进不同发展水平的国家产品结构升级。

4. 国家间人力资本差异

人力资本作为开展技术研发活动的重要基础和依托,人力资本积累有助于提高一个地区的劳动者技能水平(周茂等,2019)。因此,人力资本水平较高的国家拥有更多的高技能劳动者,增强本国的技术研发能力,推动技术进步,实现产业升级,对本国出口产品技术复杂度产生积极影响(Schott,2008;阳立高等,2018)。因此,本文接下来研究了我国与“一带一路”各国产品结构的协同发展作用是否在人力资本不同的国家存在差异。根据1997年各国的人力资本指数,将人力资本指数是否高于中位数设为哑变量并与核心解释变量交乘,回归结果如附录1表5的第(3)列和第(4)列所示^①。我们发现,我国出口产品结构升级的促进作用对不同人力资本的国家并不存在显著差异,但进口的需求刺激作用在人力资本水平较低的国家作用更大,这可能是因为人力资本水平较低的国家期初时,其产业内产品的技术复杂度更低,因此其技术复杂度提升的空间更大,我国的需求升级、大市场效应对其提升技术复杂度、促进产品结构升级的影响相对而言也更大。

5. 营商环境差异

一个国家营商环境的好坏决定了该国企业的外部经营环境,直接影响企业的生产决策。例如,完善的规章制度有助于降低企业经营中面临的政策不确定性程度,从而促进企业的创新(Liu,2016);知识产权保护激励企业敢于投入资源进行创新,进而加大产品研发力度并促进产品升级(Romer,1990)。考虑到各国营商环境的差异是否导致我国与“一带一路”沿线各国之间的产品结构协同升级效应存在差异,我们将2005年世界银行对各国营商环境的项目打分进行简单平均,最终得到“一带一路”沿线各国的营商环境得分,并将营商环境得分是否高于中位数设为哑变量并与核心解释变量交乘^②。根据附录1表6的第(5)列和第(6)列可知,相比营商环境得分较低的国家,我国的出口产品结构升级对营商环境得分较高国家的出口产品结构升级产生了更大的促进作用,这表明较差的营商环境抑制了我国的产品产生的垂直生产效应。

五、研究结论与政策启示

自“一带一路”合作倡议提出以来,2013—2018年,我国与“一带一路”沿线国家货物贸易总额超过6万亿美元,年均增长4%,高于同期我国对外贸易增速,占我国货物贸易总额的比重达到27.4%。“一带一路”倡议的落地和顺利推进离不开沿线国家的积极响应,而深度挖掘我国与沿线各国之间的互利互惠机遇,推动沿线国家之间经贸伙伴关系的发展升级,促进地区经济繁荣稳定,是沿线国家持续响应战略合作和深度推进“一带一路”经贸关系的重要前提。与此同时,虽然我国与“一带一路”沿线国

^① 数据来源: Penn World Table 9.1 版。

^② 世界银行从2005年起为各国的营商环境进行项目评分。

家的经贸规模不断扩大,产业融合度在不断提升,但对我国与“一带一路”沿线国家的双边经贸领域的合作,部分境外媒体和智库仍存在相当程度的曲解与疑惑。为此,本文基于国际生产分工协同发展的视角,考察我国产品结构升级对“一带一路”沿线国家的影响,为深度推进“一带一路”倡议的实施、优化“一带一路”倡议的对外传播、驳斥“中国冲击”的负面结论提供严谨的政策依据和学术研究。

本文研究表明,第一,我国的进出口产品结构升级促进了沿线国家的产品结构升级,我国对“一带一路”沿线国家并不存在消极的“低端锁定”,而是产生了助推“一带一路”沿线国家产品结构升级的“协同发展”作用。工具变量检验、间接效应的稳健性检验和遗漏解释变量的安慰剂检验等估计结果均验证了本文的研究结论。第二,我国与沿线国家产品结构升级的影响机制主要体现在需求互补和供应链效应方面,产品结构升级的协同发展作用与行业间的资本密集度和技术水平以及国家间的发展水平、人力资本和营商环境密切相关。

本文的研究启示如下。第一,政治互信是实现“一带一路”倡议战略合作的基础和前提,部分境外媒体和智库的质疑和曲解是阻碍“一带一路”合作发展的重要因素,应强化对境外质疑和曲解的相关研究,驳斥“中国冲击”的负面结论,用事实依据优化“一带一路”倡议的对外传播,促使我国与“一带一路”沿线国家达成政治互信,努力塑造合作共赢的发展理念。第二,全球不同区域发展不平衡不充分的问题依然显著,我国与“一带一路”沿线国家在贸易规模不断扩大的同时,理应进一步深度推进双边经贸合作,创新贸易方式以提高合作水平和推动共建“一带一路”高质量发展,用中国方案为破解全球发展不平衡问题做出贡献。

参考文献

- [1] 贺方彬. 海外视域下的“一带一路”倡议研究[J]. 当代世界与社会主义, 2017(3): 189-199.
- [2] 江小涓. 新中国对外开放70年[M]. 北京: 人民出版社, 2019.
- [3] 李小帆, 蒋灵多. “一带一路”建设、中西部开放与地区经济发展[J]. 世界经济, 2020, 43(10): 3-27.
- [4] 李兵, 颜晓晨. 中国与“一带一路”沿线国家双边贸易的新比较优势——公共安全的视角[J]. 经济研究, 2018(1): 183-197.
- [5] 李敬, 陈旒, 万广华, 等. “一带一路”沿线国家货物贸易的竞争互补关系及动态变化——基于网络分析方法[J]. 管理世界, 2017(4): 10-19.
- [6] 吕越, 陆毅, 吴嵩博, 等. “一带一路”倡议的对外投资促进效应——基于2005—2016年中国企业绿地投资的双重差分检验[J]. 经济研究, 2019(9): 187-202.
- [7] 马建英. 美国对中国“一带一路”倡议的认知与反应[J]. 世界经济与政治, 2015(10): 104-132 + 159-160.
- [8] 马艳, 李俊, 王琳. 论“一带一路”的逆不平等性: 驳中国“新殖民主义”质疑[J]. 世界经济, 2020(1): 3-22.
- [9] 潘玥, 常小竹. 印尼对“一带一路”的认知、反应及中国的应对建议[J]. 现代国际关系, 2017(5): 50-56 + 66.
- [10] 盛斌, 马涛. 中国工业部门垂直专业化与国内技术含量的关系研究[J]. 世界经济研究, 2008(8): 61-67 + 89.

-
- [11] 孙楚仁, 张 楠, 刘雅莹. “一带一路”倡议与中国对沿线国家的贸易增长[J]. 国际贸易问题, 2017(2): 83-96.
- [12] 田 赐. 美国主要智库对“一带一路”倡议的认知及其对中国的启示[J]. 智库理论与实践, 2020(5): 73-79.
- [13] 王振玲. 欧盟机构对“一带一路”倡议的认知以及中国的应对策略——认知与权限类别基础上的多重对接[J]. 太平洋学报, 2019(4): 64-77.
- [14] 王恕立, 吴楚豪. “一带一路”倡议下中国的国际分工地位——基于价值链视角的投入产出分析[J]. 财经研究, 2018(8): 18-30.
- [15] 魏 浩, 王 聪. 附加值统计口径下中国制造业出口变化的测算[J]. 数量经济技术经济研究, 2015(6): 105-119.
- [16] 魏 浩, 赵春明, 李晓庆. 中国进口商品结构变化的估算: 2000—2014 年[J]. 世界经济, 2016(4): 70-94.
- [17] 姚 星, 蒲 岳, 吴 钢, 等. 中国在“一带一路”沿线的产业融合程度及地位: 行业比较、地区差异及关联因素[J]. 经济研究, 2019(9): 172-186.
- [18] 阳立高, 龚世豪, 王 铂, 等. 人力资本、技术进步与制造业升级[J]. 中国软科学, 2018(1): 138-148.
- [19] 周 茂, 李雨浓, 姚 星, 等. 人力资本扩张与中国城市制造业出口升级: 来自高校扩招的证据[J]. 管理世界, 2019(5): 64-77 + 198-199.
- [20] Acemoglu D., Autor D., Dorn D., et al. Import Competition and the Great US Employment Sag of the 2000s[J]. Journal of Labor Economics, 2016, 34(S1): 141-98.
- [21] David H., Dorn D., Hanson G. H. The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States[J]. American Economic Review, 2013, 103(6): 2121-68.
- [22] Autor D. H., Dorn D., Hanson G. H. The China Shock: Learning from Labor Market Adjustment to Large Changes in Trade[J]. Annual Review of Economics, 2016(8): 205-40.
- [23] Autor D. H., Dorn D., Hanson G. H., et al. Trade Adjustment: Worker-Level Evidence[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2014, 129(4): 1799-860.
- [24] Bastos, P. Exposure of Belt and Road Economies to China Trade Shocks[J]. Journal of Development Economics, 2020(145).
- [25] Baniya S., Rocha N., Ruta M. Trade Effects of the New Silk Road: A Gravity Analysis[J]. Journal of Development Economics, 2020(146): 102467.
- [26] Caliendo L., Parro F. Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA[J]. The Review of Economic Studies, 2015, 82(1): 1-44.
- [27] Chen M. X., Lin C. Geographic Connectivity and Cross-border Investment: The Belts, Roads and Skies[J]. Journal of Development Economics, 2020(146): 102469.
- [28] Che Y., Lu Y., Pierce J. R., et al. Does Trade Liberalization with China Influence US Elections?[R]. National Bureau of Economic Research, 2016, No. w22178.
- [29] Coe D. T., Helpman E. International R&D Spillovers[J]. European Economic Review, 1995, 39(5): 859-87.
- [30] Eaton B., Kortum S. Technology, Geography, and Trade[J]. Econometrica, 2002, 70(5): 1741-79.
- [31] Finger J. M., Kreinin M. E. A Measure of Export Similarity and Its Possible Uses[J]. The Economic Journal, 1979, 89(356): 905-12.
- [32] Keller W., Utar H. Globalization, Gender, and the Family[R]. National Bureau of Economic Research, 2018, No. w25247.

- [33] Liu Q., Ma H. Trade Policy Uncertainty and Innovation: Firm Level Evidence from China's WTO Accession[J]. *Journal of International Economics*, 2020(127): 103387.
- [34] Liu Q., Qiu L. D. Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms' Patent Filings[J]. *Journal of International Economics*, 2016(103): 166-83.
- [35] Pierce J. R., Schott P. K. The Surprisingly Swift Decline of US Manufacturing Employment[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(7): 1632-62.
- [36] Pierce J. R., Schott P. K. Trade Liberalization and Mortality: Evidence from US Counties[J]. *American Economic Review: Insights*, 2020, 2(1): 47-64.
- [37] Romer P. M. Endogenous Technological Change[J]. *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5, Part 2): S71-S102.
- [38] Schindler J. W., Beckett D. H. Adjusting Chinese Bilateral Trade Data: How Big Is China's Trade Surplus[J]. *International Finance Discussion Paper*, 2005, No. 831.
- [39] Schott P. K. The Relative Sophistication of Chinese Exports[J]. *Economic Policy*, 2008, 23(53): 6-49.
- [40] Staiger D. O., Stock J. H. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1997, 65(3), 557-86.

Low-End Lock or Synergetic Development? Exposure to China Trade Shock and Product Structure Upgrade of Belt and Road Economies

Liu Canlei¹, Zhang Jing¹ and Li Jiguang^{1,2}

(1. Academy of China Open Economy Studies, Institute of International Economy, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China; 2. China Frontier Economic Research Institute, Guangxi University, Guangxi 530004, China)

Abstract: Since the "One Belt and One Road" initiative was put forward, it has received extensive attention from the international community. In the field of bilateral economy and trade, when trade scale between China and "One Belt and One Road" countries keeps increasing, whether bilateral trade promote those countries' product structure upgrade matters. Using bilateral trade data from 1998 to 2018, we empirically analyze the impact of the upgrade of China's product structure on the "One Belt and One Road" countries, based on the perspective of synergetic development of international production division and composite instrument variable method. This paper shows that in terms of structural upgrade of the international division of production, there is no negative low-end lock between China and "One Belt and One Road" countries, but a synergetic development effect which promotes the upgrade of their product structure by strong demand complementary effects and supply chain effects. The results not only enlighten us to optimize the external communication of the "One Belt and One Road" initiative and to promote the "One Belt and One Road" initiative deeply, but also respond to the so called "China Export Shock".

Keywords: "One Belt One Road" Initiative; Trade Shock; Product Structure; Synergetic Development

JEL Classification: F14 F19

(责任编辑:张鲁瑶)

(责任校对:刘威)