

# FDI 如何提高我国出口企业国内附加值?<sup>①</sup>

## ——基于全球价值链升级的视角

张鹏杨<sup>1</sup> 唐宜红<sup>2</sup>

(1. 北京工业大学经济与管理学院; 2. 中央财经大学国际经济与贸易学院)

**研究目标:** 在测算我国出口企业全球价值链位置和出口国内附加值率(DVAR)的基础上,从全球价值链升级的视角研究了FDI对企业DVAR的影响效果及路径。**研究方法:** 使用中国工业企业数据、海关数据和WIOT世界投入产出表,依靠系统GMM方法进行研究。**研究发现:** FDI对出口DVAR存在积极影响,这一定程度上是由于FDI推动企业全球价值链升级带来的; FDI在促进全球价值链升级中存在“天花板”效应,然而目前中国仍未达到“天花板”效应的拐点; 来自发达国家的FDI是促使DVAR上升的主要原因,而在加工贸易企业和重工业企业中,FDI对DVAR的作用明显。**研究创新:** 本文从测算了企业全球价值链位置并从价值链升级视角考察了FDI对DVAR的影响路径。**研究价值:** 对于我国未来提升外资质量、优化引资结构以提升DVAR具有重要参考意义。

**关键词** FDI 全球价值链 DVAR 系统 GMM

**中图分类号** F740 **文献标识码** A

### 引言

近十几年来,随着通信技术的发展和运输成本的下降,产品生产的设计、研发、制造、组装等增值环节呈现出全球布局的特点,全球价值链不断形成并发展,各国根据自身的禀赋或优势参与到各个生产环节。由于嵌入环节的不同,各国在全球价值链上的收益也呈差异化特征。事实上,著名的“微笑曲线”(Smiling Curve)早已描绘了产业链上各生产环节与附加值的关系。一般而言,发达国家长期控制全球价值链的中高端环节,攫取了大量的附加值,而包括我国在内的广大发展中国家普遍被嵌入在中低端环节,收益甚微。因此提高全球价值链位置,实现全球价值链升级对于提高各国在贸易中的收益具有重要作用。2016年11月,商务部等七部门联合出台了《关于加强国际合作提高我国产业全球价值链地位的指导意见》,指出目前中国产业总体仍处于全球价值链的中低端,出口中的国内附加值水平仍然不高,因此如何提高我国出口附加值和贸易利益,已经成为亟待解决的重要问题。

提高一国出口国内附加值(Domestic Value Added, DVA),FDI扮演着重要角色。虽然当前逆全球化趋势不断蔓延,然而我国FDI仍在复苏,据商务部数据统计,2016年全年,

<sup>①</sup> 本文获得国家社科基金重大课题“国际贸易保护主义发展趋势及我国应对策略研究”(12&-ZD097)、全国博士后基金面上项目“贸易保护的全球价值链重构效应测度及机制探究”、北京市博士后基金项目“基于产业政策的全球价值链升级路径研究”(2017-ZZ-057)的资助。

在全球跨国投资总量有所下滑的背景下，我国吸引外资 8132.2 亿元，同比增长 4.2%。2017 年 1 月，国务院发布《关于扩大对外开放积极利用外资若干措施的通知》，提出仍然要通过扩大对外开放和创造公平竞争环境进一步加强吸引外资工作。多年来外资流入对全球价值链的形成起到了关键作用。据联合国贸发会议数据显示，当前以跨国公司主导的全球价值链贸易占到全球贸易的 80% 左右，而每一条全球价值链的形成都离不开企业的跨国投资行为。虽然研究 FDI 对出口 DAV 影响的文献较多 (Kee 和 Tang, 2016; 张杰等, 2013; 唐宜红和张鹏杨, 2017)，然而 FDI 如何影响出口 DVA 的研究较少。在全球价值链分工背景下，FDI 是否通过影响全球价值链升级从而影响着出口 DVA？全球价值链升级视角下，FDI 影响企业 DVA 的路径又是什么？本文则旨在对以上问题进行研究。明确 FDI 如何提高 DVA 对于提出一条提高我国出口贸易收益的路径具有重要作用，而全球价值链升级视角下研究 FDI 对 DVA 的影响对于促进全球价值链升级具有重要意义。

## 一、文献综述

与本文相关的文献有两支，第一支为 FDI 影响全球价值链升级的文献，第二支文献研究了 FDI 对企业 DVA 的影响，而全球价值链视角下 FDI 如何影响 DVA 则是对以上两支文献的综合。

现有文献中，直接研究 FDI 对全球价值链升级影响的文献不多，更多的是从 FDI 如何影响与全球价值链升级相关的因素展开的。其中第一方面因素是技术，这种技术既包括生产技术水平也包括管理经验和人力资本水平。全球价值链高端环节一般具有较高的技术壁垒，突破技术瓶颈可实现全球价值链的跃升，而 FDI 对提高技术水平具有重大意义。路径方面，FDI 一般是通过示范效应 (Caves, 1974)、竞争效应 (Aitken 和 Harrison, 1999)、学习效应和前后向关联效应 (Javorcik, 2004) 等途径实现技术外溢的。第二方面因素是融资约束，全球价值链高端环节多为资本密集型产业，FDI 可通过缓解企业融资约束实现价值链升级。Poncet 和 Steingress (2010) 使用中国企业数据发现非国有企业可通过 FDI 来缓解其面临的融资约束及信贷歧视。罗长远和陈琳 (2011) 发现 FDI 不仅可以通过带来资金流入直接缓解融资约束，而且还可能通过降低企业与银行的信息不对称情形，引导资金流向与 FDI 相关的企业，间接缓解企业的融资约束。融资约束的缓解一方面有利于提高企业出口的概率 (Manova 等, 2015)，另一方面也有利于提高企业生产率 (Harris 和 Trainor, 2005)，以上两方面均对提升全球价值链位置是积极的。第三方面因素是产品质量，从 Humphrey 和 Schmitz (2002) 对价值链升级的定义看，产品质量升级本身就是蕴含于价值链升级的一种表现形式，FDI 有利于提升产品质量从而实现价值链升级。李坤望和王有鑫 (2013) 检验了 FDI 对产品质量的积极影响。当然，FDI 对全球价值链升级的影响可能也并非都是积极的，首先 FDI 是否存在技术外溢效应仍有待论证，Aitken 和 Harrison (1999) 使用委内瑞拉数据的数据就证明了 FDI 对技术溢出具有负面影响。跨国公司的进入还可能使我国固化在价值链“低端环节”。一方面，我国出口企业可能被锁定在代工生产模式和技术路径，抑制了中国企业发展和价值链位置提高；另一方面，在我国价值链升级的过程中可能会遭到国际大买家或者跨国公司的双重阻击和控制，从而不利于价值链提升。

当然，最新文献也陆续研究了 FDI 对出口国内附加值的影响。张杰等 (2013) 在测算企业出口国内附加值率 (DVAR) 的基础上发现 FDI 的进入显著提高了出口企业的 DVAR，进一步的研究发现加工贸易和外资企业所带来的 FDI 的进入，是推动我国出口企业 DVAR 提高的主要因素。Kee 和 Tang (2016) 研究了 FDI 对中国出口企业 DVAR 变化的影响，认

为 FDI 的进入增加了外资企业对上游产业国内原材料数量和种类的需求，同时 FDI 进入通过竞争也降低了国内中间产品的价格，提高了下游企业对国内中间品的需求，以上两方面均提高了出口企业的 DVAR。唐宜红和张鹏杨（2017）则进一步考察了 FDI 通过影响全球价值链嵌入对 DVAR 的影响，发现 FDI 虽然提高了 DVAR，然而在全球价值链嵌入这一机制下作用却不显著。

虽然已经有研究考察了 FDI 对出口企业 DVAR 的影响，然而二者之间的作用是否是通过影响全球价值链升级产生的？对此当前文献少有涉及。基于此，本文研究存在以下创新性：第一，当前全球价值链升级的衡量大多集中在行业或产品层面（Antràs 等，2012；Miller 和 Temurshoev，2017），本文则对此进行改进，对于企业，特别是多产品出口企业的全球价值链升级进行明确；第二，考察了全球价值链升级视角下，FDI 对企业出口 DVAR 是否存在且存在何种影响效果，以此深化了张杰等（2013）、Kee 和 Tang（2016）对 FDI 与企业出口 DVAR 关系的研究，拓展唐宜红和张鹏杨（2017）研究 FDI 对 DVAR 影响的机制；第三，应用实证方法，在明确 FDI 对出口 DVAR 存在影响的基础上，进一步探讨了全球价值链升级视角下 FDI 影响企业出口 DVAR 的作用路径，拓展了相关文献。

## 二、分析框架和研究假设

全球价值链升级与 DVA 二者的关系在“微笑曲线”中已经得到了充分体现，即在“微笑曲线”上，随着企业在全球价值链上不断向两端延伸，企业的附加值也在不断提高，因此全球价值链升级视角下 FDI 影响 DVA 的关键将取决于 FDI 如何影响全球价值链升级。因此本文的理论机制探讨集中于 FDI 与全球价值链升级的关系。

### 1. FDI 对全球价值链升级的促进作用

Humphrey 和 Schmitz（2002）提出了以企业为中心，从低级到高级的价值链升级的分类方法，分别是工艺流程升级、产品升级、功能升级和链条升级。从 FDI 本身所具有的优势看，FDI 对全球价值链升级存在较大的推动作用，表现在：第一，FDI 缓解融资约束。中国企业尤其是私有企业普遍存在融资约束的问题，融资约束的存在一定程度上阻碍了企业的创新技术水平的提高。此外，价值链高端工序往往是资本或技术密集型生产环节，对资金的需求量较大，因此融资约束是制约企业价值链升级的重要因素，而 FDI 则对缓解融资约束效果明显（罗长远和陈琳，2011），从而有利于提高企业全球价值链位置。第二，FDI 促进国内产业升级。中国在全球价值链的位置是以资源禀赋、相对优势以及出口商品类型为基础的，长期以来，我国在“代工生产”环节具有比较优势，因此在国际分工中处于全球价值链中低端环节。FDI 的流入通过人力资本水平溢出等效应，有利于推动我国实现由劳动力优势向资本和技术优势转变，从而对推动国内产业升级，带动全球价值链升级是积极的。第三，FDI 带来技术溢出。工艺流程升级、产品升级甚至链条升级，技术是关键因素。FDI 流入带来的示范效应、学习效应、前后向关联效应等溢出效应对国内企业、人员之间的技术和人力资本水平的提升具有较大的作用，有利于推动价值链升级。第四，FDI 带来新产品增加和创新。产品升级是价值链升级的重要表现形式之一，一方面表现为已有产品在质量水平上显著提高，另一方面表现为新产品的涌现，对于以上两个方面，FDI 均具有推动作用。

### 2. FDI 对全球价值链升级的抑制作用

FDI 对全球价值链升级也可能具有抑制作用。表现在随着 FDI 的增多，我国在全球价值的位置可能会“低端”固化。具体体现为：第一，中国主要出口具有低成本优势的技术成

熟型或劳动密集型产品，容易被主导全球价值链的国际大购买商和跨国公司所“俘获”在价值链低端环节。第二，中国企业在实现价值链由低端向高端环节的攀升过程中容易遭到国际大买家或者跨国公司的双重阻击和控制，不利于价值链升级。第三，FDI 进入对中国企业所带来的溢出效应本身就存在争议，FDI 的进入可能造成国内企业存在“拿来主义”的倾向，降低了研发和创新的动力。

基于以上分析，本文提出以下假设：

**假设 1：**FDI 对全球价值链升级既可能存在积极推动作用，也可能存在消极抑制作用，因此，FDI 对全球价值链升级的影响，甚至全球价值链升级视角下 FDI 对 DVAR 的影响效果可能均不确定，仍需要进一步的实证检验。

**假设 2：**从 FDI 对全球价值链升级影响的非线性关系看，对于一个企业，一定程度的 FDI 进入对企业全球价值链升级影响可能是积极的，但大规模的 FDI 进入对于企业全球价值链升级则可能是消极的。因此，FDI 与全球价值链升级可能呈“倒 U”形关系。

**假设 3：**如果 FDI 对全球价值链升级存在显著影响，那么 FDI 对全球价值链的影响可能在高水平 FDI 中表现更为显著，在 FDI 较为集中的企业类型中表现更为明显。因此，在以上情形下，全球价值链升级视角下 FDI 对 DVAR 的影响也更加明显。

### 三、出口企业全球价值链升级的衡量与测度

#### 1. 全球价值链位置的衡量

Gereffi 等（2001）指出全球价值链是指某一商品跨越国界的设计、生产、组装、营销、售后服务等一系列环节的组合，而全球生产链则刻画了跨国生产的商品的形成流程和全过程，可见，对比全球价值链，全球生产链仅刻画了全球价值链的生产环节。从全球生产链上看，根据不同环节距离最终产品的远近可将整条生产链划分为上游、中游和下游环节，在商品的初始形成阶段，一般要经历创新、设计、研发等上游环节，此后要经历原材料采集、重点零部件生产等中游环节，最后是经历加工组装等下游环节形成最终产品，因此 Chor 等（2014）就使用“上游度指数”测算出了企业全球生产链的位置。事实上，从理论上解释上游度在衡量 GVC 升级上也是具有依据的。从出口的获益角度看，全球生产链上各环节的附加值是存在差异的，随着生产链从下游向中上游提升，附加值是不断提高的，正如 Kee 和 Tang（2016）所指出，实现出口中的 DVAR 的上升实际上就体现中国在价值链上的攀升，而从实证方面我们测算的企业层面上的“上游度指数”与企业的 DVAR 具有较大正向相关性<sup>①</sup>，因此本文使用以“上游度”衡量 GVC 位置具有一定的合理性。

#### 2. 全球价值链位置的测度

现有对全球价值链位置的测度或者是使用了间接方法，如 Koopman 等（2010）使用一国出口品与出口品中使用的进口中间品的差额来衡量价值链位置。黄先海和杨高举（2010）以生产环节的出口国内增加值率来衡量价值链的嵌入位置。抑或是使用直接方法测算行业层面全球价值链位置，如 Antràs 等（2012）、Miller 和 Temurshoev（2017）等依据各中间品环节距离最终产品的远近测算了“上游度指数”（Upstream Index），距离最终产品越远则意

<sup>①</sup> 本文将测算的上游度指数与企业 DVAR 进行散点图描述和严格的实证分析，也证明了上游度与 DVAR 具有显著的正相关关系，由于篇幅有限，散点图与实证结果将不再汇报，如感兴趣可向作者索要。由于本文研究的是制造业行业和企业，因此只研究了生产环节，服务环节并未考虑。

味着越趋近于生产上游，然而以上均是基于行业层面的研究，直接从企业层面测算全球价值链位置的文献还不多见。

与行业不同，企业最大的特征就是可能存在多产品生产，因此，对于某一家企业而言，其价值链位置对应的将不再是某一行业或某一类产品在价值链上的位置，相反应当是多种产品价值链位置的加权。本文根据 Chor 等（2014）对企业全球生产链位置测算的方法进行研究，具体思路包括以下三个步骤：第一，处理数据，选取出口企业，明确企业出口产品的种类和每一类产品出口数额；第二，测算行业（产品）全球生产链位置，明确出口产品的上游度指数；第三，在明确企业出口产品的种类份额和每类产品生产链位置的基础上，加权测算出口企业生产链位置。

(1) 数据处理。本文测算出口全球价值链的位置，首先需要明确各出口企业所出口产品在每一行业上的金额，因此我们需要使用到海关数据库，根据数据的可得性，选取时间区间为 2000~2011 年。对海关数据的处理如下。

第一，在海关数据库中剔除明显不合理的数据记录，月度数据库按照各企业进出口的不同商品进行加总为年度数据。第二，数据库的行业匹配。由于后文将使用到 WIOD 数据库（ISIC 分类）、工业企业数据库（国民经济行业分类）和海关数据库（HS 码），三个数据库的行业分类存在差异，因此我们首先通过相应的方法实现了以上三个数据库在行业层面的匹配<sup>①</sup>。第三，贸易代理商及出口中间商的处理。Chor 等（2014）在测算过程中并未考虑中间商企业问题，然而，在我国历年出口企业中，贸易代理商占有一定比重，忽略中间商可能影响到各企业出口贸易的真实结构，从而影响到企业 GVC 的测算，因此还应当关注到贸易代理商问题。我们在处理贸易代理商问题上使用了特别方法进行处理。由于海关数据只记录了企业进出口的数额，因此，在考虑贸易代理商以后需要对海关记录的企业出口数额进行校正，得到企业实际出口额。具体校正方法如下：首先利用 Ahn 等（2011）的方法，将海关贸易数据库中的企业名称中包含“进出口”“经贸”“贸易”“科贸”“外经”等字样的企业归属为贸易代理商；其次计算各制造业行业中通过贸易代理方式的出口额占行业总出口的比重，得到  $share_{jt}^E$ ；最后根据式（1）计算：

$$IE_{ijt}^{adj} = IE_{ijt} / (1 - share_{jt}^E) \quad (1)$$

式（1）中， $IE_{ijt}^{adj}$  表示  $i$  企业在  $j$  行业的实际出口额，也就是通过中间商校正以后的出口， $IE_{ijt}$  代表海关数据库中记录的  $i$  企业在  $j$  行业的出口额。通过这种方法，本文对每一家企业每一行业的出口和进口商品进行了校正。

对于以上数据匹配，本文对样本选取数量、数据库匹配程度和样本的行业分布进行了系统的统计描述，以证明了本文选取数据效果较好<sup>②</sup>。

(2) 测算方法及结果分析。首先，我们对衡量行业生产链位置的上游度指数进行测算，其测算方法是依据 Antràs 等（2012）的研究，基于以上方法，本文测算了中国 2000~2011 年各制造业行业 ISIC 分类行业的“上游度”指数，测算结果与已有研究基本一致<sup>③</sup>。其次，

<sup>①</sup> ISIC 分类与国民经济行业分类为依据名称进行的匹配，国民经济行业分类与 HS 货品税则号为根据周申（2006）的方法进行的匹配，从而实现了三个数据库的行业分类匹配。

<sup>②</sup> 由于篇幅有限，数据库匹配程度和样本的行业分布等统计性描述本文不再汇报，如有兴趣可向作者索要。

<sup>③</sup> 由于篇幅有限且已有研究较多，因此行业层面的全球价值链测算结果本文不再汇报，如有兴趣可向作者索要。

结合出口企业产品种类及每类产品的出口份额，加权计算企业全球生产链位置，加权方法如式(2)所示。

$$P_{it}^X = \sum_{j=1}^N \frac{X_{ijt}}{X_{it}} U_{jt} \quad (2)$$

式(2)是企业出口生产链位置测算的表达式，其中 $P_{it}^X$ 表示企业*i*在第*t*年出口在生产链上的位置， $X_{ijt}$ 则代表企业*i*第*t*年在*j*行业上的出口规模， $X_{it}$ 代表企业*i*在第*t*年的总出口额，而 $U_{jt}$ 则表示一国*j*行业在第*t*年的上游度指数。事实上，企业出口在全球生产链的位置可直接表达为企业出口产品所涉及的相关行业的上游度指数按照各产品的贸易份额作为权重进行加权平均，这种方法一方面反映了企业出口产品在生产链位置上的变化，另一方面也反映了企业的进出口结构的变化，具有合理性。

依据以上测算方法，本文对2000~2011年的出口企业的价值链位置进行了测算，结果如表1所显示。

表1 2000~2011年我国企业出口全球价值链位置指数

年份	分贸易方式企业出口价值链位置			分企业性质出口价值链位置				
	一般贸易	加工贸易	混合贸易	国有	集体	私营	外资	其他
2000	2.988	2.415	2.479	2.605	2.512	2.533	2.501	2.323
2004	2.981	2.367	2.401	2.634	2.550	2.562	2.398	2.373
2008	3.365	2.697	2.826	3.061	2.996	2.920	2.784	2.804
2011	3.341	2.695	2.782	3.079	2.811	2.859	2.896	2.669

注：由于篇幅有限，本文仅列举以上4个年份的数据，其余年份数据如感兴趣可向作者索要。

如表1显示，从不同贸易方式看，三类贸易方式企业的出口全球价值链位置从2000~2011年12年间实现了上升<sup>①</sup>，其中2000~2004年变化不大，2005年及以后上升趋势明显，混合贸易企业和加工贸易企业的升级最明显。从不同所有制企业看，整体在12年间也均实现了上升，其中国有企业和外资企业的增长幅度较大，分别上升了18.2%和15.8%，说明混合贸易企业、国有企业、外资企业是推动我国出口全球价值链升级的最主要动力。

#### 四、价值链升级视角下FDI对DVAR影响的实证检验

##### 1. 计量方法设定及内生性解决

现有研究已经证明了FDI对企业出口DVAR存在积极的影响作用(张杰等, 2013; Kee和Tang, 2016)。相反，一国企业DVAR正是对企业全球化参与程度的反映，影响着跨国公司的进入，这种反向因果关系的存在造成了估计系数可能存在偏差。此外，尽管我们在接下来的计量模型的设定中控制了与企业自身特征相关的一系列变量以及与所有制差异、地区差异、产业差异等相关的固定效应，但是可能会忽视企业中未被观察到的异质性因素，而这些因素落入残差项中使得残差与被解释变量相关，造成残差不符合随机分布的特征，因此，遗漏与被解释变量相关的变量也将导致内生性问题，使得OLS的估计值与真实情况出现不一致。故我们需要考虑解决内生性。

① 本文企业GVC升级指数与张杰等(2013)测算的企业DVAR对比结果基本一致，也表明了本文测算的准确性。

由于 FDI 数据的限制, 当前 FDI 的相关研究中较难解决内生性。已有研究以《外商投资产业目录》(后文简称《目录》)的变动作为“准自然实验”, 应用双重差分研究 FDI 的影响, 然而该方法应用在企业层面却存在问题: 一方面, 《目录》中对哪些行业投资放松管制的政策出台并非随机, 因此并不符合双重差分中政策冲击的随机性假设; 另一方面, 这种政策改变针对的均为产品层面, 而对于企业而言, 尤其多产品企业, 我们并不能考察一家企业在政策调整以后受到冲击的情况, 如果将涉及受冲击产品的整体作为政策的冲击对象, 那势必高估了政策冲击的效果。因此, 基于企业层面数据的“准自然实验”较难设计, 因此, 我们选用动态面板 GMM 方法, 同时将“准自然实验”的估计在稳健性检验中考察。Blundell 和 Bond (1998) 提出了系统 GMM 方法, 本文中选用了该种方法, 主要是因为, 企业各年由于进入退出的存在导致本文选取的出口企业样本为非平衡面板数据, 即每家企业可能并非在全部考察年份内均存在, 参考数据条件, 我们选取了这种方法。同时, 在稳健性检验中我们在对样本进行相关处理后还使用了差分 GMM 方法。

为了最大可能地限制工具变量的滞后阶数, 我们仅选取了内生变量的滞后两期作为工具变量, 本文设定模型如式 (3) ~ 式 (5) 所示:

$$RP_i = \alpha_1 + \beta_{11}RP_{i-1} + \beta_{12}RP_{i-2} + \beta_{13}FDI_i + \beta_{14}X_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

$$DVAR_i = \alpha_2 + \beta_{21}DVAR_{i-1} + \beta_{22}DVAR_{i-2} + \beta_{23}FDI_i + \beta_{24}X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$DVAR_i = \alpha_3 + \beta_{31}DVAR_{i-1} + \beta_{32}DVAR_{i-2} + \beta_{33}FDI_i + \beta_{34}RP_i + \beta_{35}X_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

式 (3) ~ 式 (5) 中,  $RP_i$  表示企业全球价值链位置,  $DVAR_i$  代表出口企业的国内附加值率,  $FDI$  为企业的外商资本规模, 下标  $i$  和  $t$  分别代表企业和时间。我们是参考中介效应模型, 进行式 (3) ~ 式 (5) 的模型设定, 基于以下思路: 为检验 FDI 对 DVAR 的影响及 GVC 的贡献程度, 首先, 检验 FDI 对全球价值链升级变动的影响, 仅当 FDI 对全球价值链升级存在影响时, 这一视角下 FDI 对 DVAR 的影响才可能有效果, 如式 (3) 所示; 其次, 检验 FDI 对出口企业 DVAR 的影响, 这一影响是否显著虽然不是 FDI 通过全球价值链位置升级对企业 DVAR 存在影响的必要条件<sup>①</sup>, 然而这一步骤却是衡量全球价值链升级机制下 FDI 对 DVAR 有多大贡献率的重要步骤, 如式 (4) 所示; 最后, 在式 (4) 的基础上, 式 (5) 中加入全球价值链位置这一指标重新估计, 系数  $\beta_{23}$  到  $\beta_{33}$  的变化则反映了全球价值链机制下 FDI 对 DVAR 的影响, 贡献率为  $(\beta_{23} - \beta_{33}) / \beta_{23}$ 。

式 (3) ~ 式 (5) 中, FDI 为主要解释变量, 以企业实收资本中的外商资本金和港澳台地区资本金加总的对数形式表示 ( $FDI\_scal$ );  $X$  为控制变量组, 参考张杰等 (2013) 控制了以下变量: 第一, 企业规模 ( $size$ ), 以企业就业人数对数形式表示。第二, 企业年龄 ( $age$ ), 以观察年份与企业成立时间之差表示。第三, 竞争程度 ( $HHI$ ), 以 4 分位企业计算的赫芬达尔—赫希曼指数表示。第四, 企业贸易方式, 以一般贸易为参照, 选取了加工贸易 ( $Process$ )、混合贸易 ( $Mix$ )。此外, 本节还控制了第五和第六两个重要变量。第五, 企业加工贸易比重 ( $Proshare$ )。虽然已经控制了贸易方式, 然而加工贸易份额多少也影响到了企业 DVAR, 普遍认为加工贸易份额越大的企业具有较低的 DVAR, 企业加工贸易比重用企业加工贸易出口额占总出口额的比重表示。第六, 企业劳动生产率 ( $L\_Pro$ ), 使用企业

<sup>①</sup> 因为还有可能 FDI 通过其他机制对企业 DVAR 存在影响, 在多方面影响的作用下可能使得 FDI 对 DVAR 影响不显著。

总产出与企业从业人员之比的对数形式表示。一般而言，该因素对 DVAR 和价值链位置均具有影响作用，因此需要加以控制。除以上控制变量以外，本文还控制了行业固定效应和地区固定效应。

## 2. 数据来源

本文选取数据来源于 2000~2011 年中国工业企业数据库、中国海关数据库和世界投入产出表 (World Input Output Table, WIOT)。企业全球价值链位置测算主要是结合 WIOT 和海关数据库进行。企业 DVAR 的测算数据主要基于中国海关数据库 (DVAR 测算见下一部分)。本文对于 FDI 数据的选取主要来源于中国工业企业数据库，由于工业企业数据库中 2009 年和 2010 年两年缺少 FDI 相关指标的统计，因此我们在实证研究中剔除了对以上两个年份的考虑，研究中使用的是非连续年份的面板数据<sup>①</sup>。其他控制变量方面，企业规模、企业年龄、竞争程度、企业劳动生产率等来自于工业企业数据库，而企业加工贸易比重、企业贸易方式则来自于海关数据库。

## 3. 企业 DVAR 的测算

本文应用 Kee 和 Tang (2016) 的方法对我国出口企业 DVAR 进行测算，方法如下：

对于出口企业而言，出口附加值是指其出口过程中使用国内要素的价值，即出口价值中扣除进口价值所剩余的部分。然而企业出口的本国附加值还应该扣除本国生产要素中存在的一定程度的国外附加值，也应当加上进口的国外中间品中所包含的本国附加值数额。此外还应将进口和出口区分为直接进出口和通过经销商进出口两部分。在以上基础上，我们还应当考虑以下 5 个方面：

第一，间接进口问题。出口企业是否通过中间商使用国外附加值我们无从考察，因此我们将根据一定方法进行估计。首先利用 Ahn 等 (2011)<sup>②</sup> 的方法识别中间商，定义这些企业的进口贸易额为中国企业间接进口贸易总额。然后我们参考了张杰等 (2013) 的方法，以企业各类贸易方式下的进口份额为权重，对各类贸易方式下中间商进口占总出口的比重进行加权从而得到各企业出口中使用从中间商进口产品的份额。第二，间接出口问题。工业企业数据库中对企业每年出口的价值进行了统计，即企业的出口交货值。海关数据库的统计与企业出口交货值之间存在的理论偏差，这是由于间接出口存在所造成的 (Bai 等，2017)，间接出口的大量存在可能导致测算结果出现偏差，因此我们首先要剔除直接出口与间接出口相差较大的企业样本，剔除条件是保留直接出口 (海关数据库统计的出口额) 占企业总出口 (工业企业数据库统计的出口交货值) 在 80% 和 120% 之间的企业。第三，同一企业出口和内销对于进口品的使用问题。进口的中间品在出口和内销两种销售形式中的分布可能并不均衡，这一点在数据中是无法考察的。我们在本文中假设一家企业无论是出口还是外销的所有产品在使用进口中间品中均是“等比例的”。第四，企业进口中间品和出口产品中的隐含价值问题。进出口中的隐含价值问题实际上包含两个方面：一是出口的本国原材料中隐含着一定程度的国外价值；二是进口的原材料中隐含着一定程度的国内产品价值。本国原材料出口中隐含的国外增加值的份额，我们使用 Koopman 等 (2014) 的方法测算本国原材料中隐含的国外增加值份额，用  $\delta_{-s^f}$  表示。对于进口中间品中的中国增加值份额，根据 Wang 等 (2013)

<sup>①</sup> 由于后文我们使用的是系统 GMM、差分 GMM 的方法，即使用滞后期及其变型形式作为工具变量，因此我们需要在计量过程中将年份为 2011 年的样本设定为年份 2009 年，用以组成连续时间的面板数据进行下文 GMM 估计。

<sup>②</sup> 前文对此文献已经介绍，在此不再赘述。

的估计, 份额相当小, 本文假设为 0。第五, 资本品及折旧问题。张杰等 (2013) 认为忽视这个问题会造成对出口国内增加值率高估 3~6 个百分点, 本文对于这一问题的处理参考了张杰等 (2013)。

综合以上 5 个方面, 单一贸易方式企业 (包括单纯一般贸易企业和单纯加工贸易方式企业) 的国内增加值为:

$$DVA_i = EXP_i - [\Psi + (EXP_i - \Psi) \times \delta_s^f + \delta_u^k] \quad (6)$$

式 (6) 中,  $\Psi = IMP_{it}^{idr} \times EXP_i + (IMP_{it}^{dr} / PY_i) \times EXP_i$ , 表示企业出口中通过中间商的间接进口价值与直接进口价值之和, 其中,  $IMP_{it}^{idr}$  和  $IMP_{it}^{dr}$  分别表示间接进口份额和直接进口规模,  $EXP_i$  代表出口规模,  $PY_i$  表示企业年生产总值<sup>①</sup>;  $\delta_u^k$  代表企业  $i$  在第  $t$  年进口品折旧价值。

由式 (6) 的计算公式, 我们可以进一步计算企业出口中的国内增加值率 (DVAR) 为:

$$\begin{aligned} DVAR_i &= DVA_i / EXP_i \\ &= 1 - [IMP_{it}^{idr} + IMP_{it}^{dr} / PY_i + (1 - IMP_{it}^{idr} - IMP_{it}^{dr} / PY_i) \times \delta_s^f + \delta_u^k / EXP_i] \end{aligned} \quad (7)$$

式 (7) 仅为单一贸易方式企业 DVAR 的计算方法, 对于出口中既有一般贸易方式又有加工贸易方式的混合贸易企业, 我们根据各贸易方式在企业出口中的份额进行加权, 见式 (8):

$$DVA(R)_{(op)i} = \gamma_o DVA(R)_{(O)i} + \gamma_p DVA(R)_{(P)i} \quad (8)$$

式 (8) 中,  $DVA(R)_{(op)i}$  表示混合贸易企业的国内增加值 (国内增加值率); 而  $DVA(R)_{(O)i}$ 、 $DVA(R)_{(P)i}$  分别代表一般贸易和加工贸易的国内增加值 (国内增加值率);  $\gamma_o$  和  $\gamma_p$  分别代表一般贸易出口和加工贸易出口占当年企业总出口的权重。

根据以上方法我们对出口企业的 DVAR 进行测算, 结果与 Kee 和 Tang (2016) 基本一致<sup>②</sup>。

#### 4. 实证结果分析

表 2 报告了 FDI 通过全球价值链升级对出口企业 DVAR 的影响, 第 (1) ~ 第 (3) 列为固定效应下对式 (3) ~ 式 (5) 的估计结果, 第 (4) ~ 第 (6) 列、第 (7) ~ 第 (9) 列分别为未加入控制变量和加入控制变量下的系统 GMM 估计。以上估计中均控制了行业固定效应和地区固定效应。第 (1) 列表明 FDI 有利于促进全球价值链升级, 影响系数为 0.053, 进一步发现, 外商投资规模与企业出口国内增加值率存在负相关关系, 影响系数为 -0.002, 第 (3) 列在第 (2) 列的基础上加入了代表全球价值链位置的变量, FDI 对 DVAR 的影响系数进一步下降为 -0.014, 此时全球价值链位置对企业增加值率的回归结果显著为正, 表明全球价值链位置变动是 FDI 影响增加值率变动的重要机制。第 (1) ~ 第 (3) 列仅为基准列, 第 (4) ~ 第 (6) 列以类似的逻辑在考虑内生性的情况下使用系统 GMM 方法进行估计, 但并未加入任何控制变量。当然, 从 GMM 估计的有效性来看, 从 AR (2) 和 Sagan 检验的接受原假设表明估计均通过了基本检验要求, 回归结果显示 FDI 对价值链升级和企业 DVAR 均存在正向影响, 第 (6) 列加入全球价值链升级变量后, 相比第 (4)

<sup>①</sup> 由于中国工业企业数据库限制, 我们在计算中使用企业年销售额来代替企业年生产总值进行计算。

<sup>②</sup> 由于篇幅有限且已有研究较多, 本文对于企业 DVAR 的测算结果将不再汇报, 如有兴趣可向作者索要。

列, FDI 对 DVAR 的影响系数下降, 表明全球价值链升级是 FDI 影响的出口 DVAR 的重要机制。加入控制变量以后, 第(7)~第(9)列的回归表明 FDI 通过全球价值链升级对 DVAR 存在影响, 贡献率约为 11.11%<sup>①</sup>。

### 5. FDI 对全球价值链位置影响的“天花板”效应检验

以上证明了 FDI 对全球价值链升级存在促进作用, 然而, 二者之间是否存在非线性关系呢? 企业使用 FDI 是否越多越好? 对此我们在上文式(4)中加入了 FDI 的平方项, 考察 FDI 与全球价值链位置的非线性关系, 回归结果如表 2 第(10)列所显示。结果表明, FDI 与全球价值链位置呈“倒 U”形关系, 虽然整体上看, 企业 FDI 的份额对全球价值链升级影响是积极的, 然而随着企业 FDI 份额持续增加到一定程度, FDI 将不利于全球价值链升级, 因此, 通过引进外资来提升全球价值链位置可能存在“天花板”效应。当然, 以散点图可以更加形象地对 FDI 对全球价值链升级影响进行描述, 如图 1 所示。其中, 横轴为 FDI 规模的对数值, 纵轴为企业全球价值链位置。从红色虚线拟合线的趋势来看, FDI 与全球价值链位置呈现左低右高的非对称特征, 这种特征说明中国大多企业吸引外资对全球价值链提升是存在推动作用的, 然而明显的拐点和拐点以后的下降趋势也证明了单纯依靠外资来提升企业全球价值链的位置是不现实的, 存在“天花板”效应。

然而中国当前的引资水平是否达到了“天花板”效应的拐点呢? 根据表 2 第(10)列推算, 我国引资水平的“天花板”效应拐点约为 19.33<sup>②</sup>, 然而从样本企业的平均外资水平看为 10.41, 可见我国引进外资还远未达到“天花板”效应的拐点, 因此, 也就是说当前我国引进外资对全球价值链升级仍呈现积极作用。

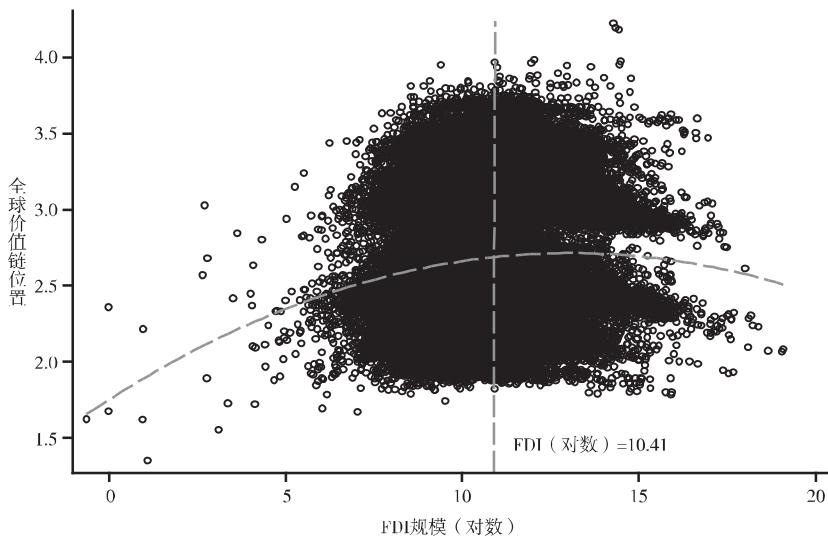


图 1 FDI 对全球价值链位置影响作用的“天花板”效应检验

注: 横轴为以表 2 第(10)列回归估计后, 剔除控制变量影响后 FDI 的预测值(对数)。纵轴为企业全球价值链位置。虚线为拟合线。

①  $(0.018 - 0.016) / 0.018 = 11.11\%$

②  $(-0.116) / (-0.003 \times 2) = 19.33$ , 其中 19.33 是指企业港澳台地区资金与其他外资加总的对数值。

表 2 全球价值链升级视角下 FDI 对出口企业 DVAR 影响的检验结果

变量	固定效应(FE)			系统 GMM			系统 GMM			系统 GMM
	(1)RP	(2)DVAR	(3)DVAR	(4)RP	(5)DVAR	(6)DVAR	(7)RP	(8)DVAR	(9)DVAR	
FDI_seal	0.053*** (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.004*** (0.001)	0.047*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.070*** (0.003)	0.018*** (0.002)	0.016*** (0.002)	0.116*** (0.018)
FDI <sup>2</sup>										-0.003** (0.001)
RP				0.048*** (0.002)			0.055*** (0.006)			0.019* (0.007)
Size	-0.063*** (0.001)	-0.002* (0.001)	0.001 (0.001)				-0.040*** (0.003)	-0.025*** (0.003)	-0.023*** (0.003)	-0.048*** (0.003)
Age	0.020*** (0.000)	0.006*** (0.000)	0.005*** (0.000)				0.020*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.019*** (0.001)
HHI	-0.883*** (0.056)	-0.178*** (0.041)	-0.142*** (0.041)				-1.177*** (0.168)	-0.007 (0.168)	0.010 (0.106)	-1.090*** (0.168)
Proshare	-0.071*** (0.004)	-0.251*** (0.003)	-0.246*** (0.003)				-0.086*** (0.009)	-0.102*** (0.010)	-0.100*** (0.010)	-0.108*** (0.008)
L_Pro	-0.042*** (0.002)	0.002* (0.001)	0.001*** (0.001)				-0.056*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.060*** (0.003)
Processing	-0.122*** (0.005)	-0.022*** (0.004)	-0.016*** (0.004)	-0.024*** (0.006)	-0.016** (0.007)	-0.021*** (0.006)	-0.013 (0.010)	-0.005 (0.010)	-0.006 (0.010)	-0.015 (0.010)
Mix	-0.123*** (0.005)	0.017*** (0.003)	0.023*** (0.003)	-0.017*** (0.004)	-0.000 (0.005)	0.001 (0.005)	-0.015* (0.009)	-0.001 (0.008)	-0.000 (0.008)	-0.015* (0.009)
Constant	2.828*** (0.022)	0.741*** (0.014)	0.601*** (0.016)	0.254*** (0.038)	0.057 (0.037)	-0.020 (0.033)	0.732*** (0.044)	0.281*** (0.044)	0.228*** (0.042)	0.603*** (0.108)
Sagan 检验				0.112	0.256	0.272	0.164	0.223	0.187	0.074
AR(1)				0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
观测试值	109121	60663	60663	75260	0.132	0.572	0.699	0.112	0.739	0.756
					24887	24887	50592	21377	21377	50592

注:括号内为标准差。\*、\*\*分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。AR(1)、AR(2) 和 Sagan 检验报告的是 P 值。动态面板系统 GMM 回归中,一般应有被解释变量的滞后项,由于篇幅所限,不再列出。

### 6. FDI 对 DVAR 影响的稳健性检验

(1) 基于平衡面板数据的差分 GMM 方法检验。对于企业数据而言，企业可能存在进入退出，由于这种企业进入退出的存在，尤其是企业短期的存在可能造成了对估计结果存在影响。本文使用了以滞后期为工具变量的系统 GMM 方法，而在这种方法下企业的短期存在可能进一步加剧回归结果的有偏性，为此，我们的第一个稳健性检验将考虑使用 2000~2011 年均存在的企业为样本，在平衡面板数据下调整估计方法，使用差分 GMM 方法进行研究。回归结果如表 3 第(1)~第(3)列所显示，证明了前文结论的稳健性。

(2) 基于“准自然实验”的检验。本文仅使用了存在外商投资的企业作为研究样本，由于我们在考察存在 FDI 的企业对全球价值链升级产生影响时，无法同时考察不存在 FDI 的企业对全球价值链升级是否也存在相同的影响，因此所隐含的选择性偏误问题较为严重，为此我们设计了“准自然实验”，以此进行稳健性检验。

对于我国 FDI 来讲，2002 年是一个较为特别的年份，主要表现在：一是 2002 年对《目录》的修订是历次修订中幅度最大、涉及范围最广的一次 (Lu 等, 2017)；二是 2002 年是我国加入 WTO 的初始年份，自我国加入 WTO 以后，贸易限制和贸易壁垒迅速下降，2002 年以后 FDI 流入迅速增多。基于两个方面，我们将 2002 年前后作为一个“准自然实验”的条件，将时间虚拟变量 Post02 在 2002 年及其以后年份设定为 1，以前设定为 0，考察 2002 年及以后相比之前年份 FDI 的流入是否有利于全球价值链升级和 DVAR 提高。回归结果见表 3 第(4)~第(6)列所示，依然稳健检验了上文结论。

(3) 基于“准自然实验”的再检验。接下来的稳健性检验中，我们进一步完善“准自然实验”的设计，在稳健性检验(2)中增加另外一个维度，根据 2002 年《目录》的调整设计“受冲击组”和“不受冲击组”，对以上结论进行再检验。通过对两次《目录》对比发现，选用调整幅度最大的机械工业行业（国民经济分类中的两位码行业包括第 31~40 类）为研究对象，因此我们使用 1997~2002 年限制类《目录》发生调整的机械工业四位数行业作为“受到冲击”的产品虚拟变量，即将 1997 年限制类调整出 2002 年限制类的四位数行业中所涉及的企业设定为“1”，作为处理组 ( $treatment=1$ )，其余企业则设定为“0”，作为对照组 ( $treatment=0$ )。冲击时间我们选用《目录》发生调整的 2002 年，记为“Post02”，估计中主要关注“treatment”与“Post02”的交叉项系数。回归结果如表 3 第(7)~第(9)列所示。结果稳健检验了上文结论。

## 五、价值链位置升级视角下 FDI 影响 DVAR 的路径

全球价值链升级视角下 FDI 影响出口 DVAR 的路径是什么？为了进一步检验前文的假设 3，我们接下来从异质企业视角探究 FDI 对 DVAR 的影响路径。

### 1. 外资来源差异化下 FDI 对 DVAR 的影响

不同来源的 FDI 对 DVAR 的影响会通过提升全球价值链升级起作用吗？事实上，从 FDI 的来源看，我国 FDI 分为来源于港澳台地区的 FDI 和来源于世界其他地区的 FDI 两种（本文将后者称为来自 OECD 的 FDI）。虽然两类 FDI 均带来了投资流入，然而却存在着明显的差异。Buckley 等 (2007) 认为，来自港澳台地区的 FDI 以扩大本国市场、利用我国原材料和廉价劳动力为目的，这些跨国企业所拥有的技术水平与国内企业无显著差异。相反，OECD 投资以来自美国、欧盟等地区的跨国公司为载体，对本国企业具有较强的技术外溢效应、培训效应、学习效应和前后向关联效应，后者可能有利于促进我国全球价值链升级并提高企业 DVAR。

表 3 全球价值链升级视角下 FDI 对 DVAR 影响的稳健性检验

变 量	差分 GMM				准自然实验 1				准自然实验 2			
	(1)RP	(2)DVAR	(3)DVAR	(4)RP	(5)DVAR	(6)DVAR	(7)RP	(8)DVAR	(9)DVAR			
FDI_scal	0.122*** (0.003)	0.021*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.117*** (0.002)	-0.015*** (0.001)	-0.021*** (0.001)						
Inc1				0.003*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)						
Treatment							0.057*** (0.016)	-0.014 (0.013)	-0.017 (0.013)			
Inc2							0.025* (0.015)	0.032** (0.013)	0.029** (0.013)			
Post02				-0.057*** (0.003)	0.015*** (0.002)	0.017*** (0.002)	-0.060*** (0.003)	0.026*** (0.003)	0.029*** (0.003)			
RP			0.016* (0.009)			0.051*** (0.002)			0.048*** (0.004)			
Sagan 检验	0.083	0.644	0.596									
AR(1)	0.000	0.000										
AR(2)	0.209	0.632	0.743									
观测值	36681	16656	16656	107096	58638	58638	36553	36553	20157	20157		

注: 括号内为标准差。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。Inc1=FDI\_scal×Post02, Inc2=Treatment×Post02。控制变量同表 2。

表4第(1)~第(3)列为来自OECD的FDI,而第(4)~第(6)列为来自港澳台地区的FDI,以上估计均采用了系统GMM方法。在GMM基本检验通过的前提下,第(1)~第(3)列的回归结果表明,来自OECD的FDI通过促进企业全球价值链升级提高了出口DVAR,贡献率约为11.76%<sup>①</sup>。这一估计结果是符合预期的。与第(1)~第(3)列相对应,表4第(4)~第(6)列的估计表明,虽然来自港澳台地区的FDI促进了企业全球价值链升级,同时也对DVAR提升存在积极的影响,如第(4)列所示,然而DVAR的提高却并非通过全球价值链升级实现的,如第(6)列所示。

表4 外资来源差异化下FDI对企业出口DVAR的影响

变 量	来自OECD的FDI: 系统GMM			来自港澳台地区的FDI: 系统GMM		
	(1) RP	(2) DVAR	(3) DVAR	(4) RP	(5) DVAR	(6) DVAR
OTHER_FDI	0.060*** (0.003)	0.017*** (0.003)	0.015*** (0.003)			
GAT_FDI				0.080*** (0.004)	0.023*** (0.004)	0.021*** (0.004)
RP			0.024** (0.009)			0.003 (0.010)
Sagan检验	0.094	0.192	0.176	0.114	0.236	0.212
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.586	0.566	0.485	0.072	0.265	0.335
观测值	29682	12570	12570	23398	9961	9961

注:括号内为标准差。“\*”、“\*\*”、“\*\*\*”分别表示在10%、5%、1%的水平下显著。控制变量同表2。

## 2. 贸易方式差异化下FDI对DVAR的影响

普遍而言,很长一段时期内,我国流入外资的七成以上集中在加工贸易,加工贸易企业的出口DVAR在近年来持续提高是否是由于FDI带来了加工贸易的价值链升级引起的?与加工贸易相对应,一般贸易虽然有相对较少的外资流入,那么作用又是如何?本部分从差异化的贸易方式下考察FDI对DVAR的影响。检验结果如表5所示。

表5第(1)~第(3)列报告了一般贸易企业全球价值链升级视角下FDI进入对DVAR的影响。结果表明,FDI流入有利于促进一般贸易企业全球价值链升级,却对企业出口DVAR的影响不显著,因此也不存在FDI通过影响全球价值链升级对DVAR产生影响。表5第(4)~第(6)列是对加工贸易企业进行的验证。第(4)列表明FDI对促进加工贸易企业全球价值链升级是明显的,而第(5)列同时表明FDI对提升企业DVAR也是明显的。第(6)列考察全球价值链升级视角下FDI对DVAR的影响发现全球价值链升级是FDI提高DVAR的重要机制,贡献率约为13.79%<sup>②</sup>。

①  $(0.017 - 0.015) / 0.017 = 11.76\%$ 。

②  $(0.029 - 0.025) / 0.029 = 13.79\%$ 。

### 3. 生产类型差异化下 FDI 对 DVAR 的影响

我国企业按照其主要生产产品的类型可划分为轻工业企业和重工业企业两类，这种分类方法简单且认可度高。按照中国工业企业数据库的划分，为国民经济各部门提供技术装备、动力和原材料的基础性工业产品的企业为重工业企业，包括钢铁工业、冶金工业等行业企业，与之相对应，以提供消费资料为主的部门、行业内的企业称为轻工业企业，包括食品、纺织等行业企业。从以上的分类标准来看，在国际竞争中，我国实际上在轻工业上占据着比较优势，而重工业的劣势明显，从外资流入看，FDI 主要集中于重工业行业，为此，我们有必要考察 FDI 的流入对我国轻重工业具有何种差异化的影响，结果在表 6 中检验。

表 5 贸易方式差异化下 FDI 对企业出口 DVAR 的影响

变 量	一般贸易方式：系统 GMM			加工贸易方式：系统 GMM		
	(1) RP	(2) DVAR	(3) DVAR	(4) RP	(5) DVAR	(6) DVAR
FDI_scal	0.113*** (0.007)	0.015*** (0.005)	0.013*** (0.005)	0.065*** (0.005)	0.029*** (0.006)	0.025*** (0.006)
RP			0.034 (0.024)			0.069*** (0.019)
Sagan 检验	0.084	0.365	0.332	0.112	0.521	0.467
AR (1)	0.000	0.057	0.034	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.110	0.515	0.925	0.052	0.281	0.240
观测值	21957	3174	3174	10843	4182	4182

注：括号内为标准差。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平下显著。控制变量中除未加入“贸易方式”虚拟变量外，其他均同表 2。

表 6 生产类型差异化下 FDI 对企业出口 DVAR 的影响

变 量	轻工业企业：系统 GMM			重工业企业：系统 GMM		
	(1) RP	(2) DVAR	(3) DVAR	(4) RP	(5) DVAR	(6) DVAR
FDI_scal	0.055*** (0.003)	0.023*** (0.003)	0.020*** (0.003)	0.060*** (0.004)	0.021*** (0.005)	0.020*** (0.004)
RP			0.018 (0.015)			0.027*** (0.010)
Sagan 检验	0.065	0.191	0.184	0.071	0.169	0.153
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.263	0.700	0.659	0.082	0.560	0.499
观测值	30974	13309	13309	17676	7198	7198

注：括号内的数值为标准差。\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。

表6第(1)~第(3)列从价值链升级视角下检验了轻工业企业FDI对出口DVAR的影响,表明FDI虽然有利于提升企业DVAR和企业全球价值链位置,然而,DVAR的提高却并非是通过全球价值链升级引起的。与此对应第(4)~第(6)列为对重工业企业的检验,表明FDI明显提高了重工业企业出口DVAR,而其中约4.76%<sup>①</sup>是由全球价值链升级贡献的。轻重工业下FDI通过全球价值链升级对DVAR的影响存在明显的差异,可能的原因是:一方面,重工业企业中高水平FDI涌入,带来了较强的技术外溢效应,从而带动了全球价值链升级和DVAR提高。另一方面,重工业企业一般多为对资本依赖程度较强的企业,FDI流入通过缓解融资约束可以显著促进重工业企业全球价值链升级。相比较而言,轻工业企业的外资流入较少,FDI发挥的作用有限,因此FDI对全球价值链升级作用不明显,故而全球价值链升级视角下对DVAR的影响也不显著。

## 六、结论与对策建议

改革开放以来,我国吸引FDI的规模不断上升,目前已经成为吸引FDI最多的国家之一,同时我国产业却仍处于全球价值链的中低端环节,影响到了我国出口DVAR的提高,如何使FDI成为促进全球价值链升级,提升我国DVAR的重要途径,这将是未来提高引资质量、优化引资结构的重要方向。全球价值链升级视角下FDI将如何影响我国出口DVAR?本文使用了中国微观企业数据对全球价值链升级视角下FDI对企业出口DVAR的影响进行了研究,结论如下:第一,从整体看,2000~2011年我国企业所处的全球价值链位置是在不断上升的。从贸易方式看,混合贸易和加工贸易企业的全球价值链位置上升最明显。从企业性质上看,国有企业和外资企业的增长幅度较大,这说明混合贸易企业、加工贸易企业、国有企业和外资企业是推动我国全球价值链位置提升的主要动力。第二,全球价值链升级视角下,FDI对企业出口DVAR是存在积极影响的,全球价值链升级的贡献率在系统GMM的估计下约为11.11%。使用差分GMM方法和“准自然实验法”对以上问题进行检验结果依然稳健。第三,随着企业FDI份额的不断提高,FDI对全球价值链位置可能存在负面影响,因此,FDI对于全球价值链升级存在“天花板”效应,然而就目前中国引进外资的平均情况看还未达到“天花板”效应的拐点。第四,深入探讨全球价值链升级下FDI影响出口DVAR的路径,发现来自OECD的投资才是促使全球价值链升级发挥作用的主要原因,此外,FDI一般通过促进加工贸易企业和重工业企业的全球价值链升级提高企业出口DVAR。

FDI对促进全球价值链升级和出口企业DVAR提高整体是积极的,当然,从全球价值链升级视角下FDI影响DVAR的路径上看,还应当对FDI进行一定程度筛选、规范和引导,一方面,要鼓励发达国家外资和具有技术优势的FDI流入,而对资源导向型、生产成本、环境管制成本导向型的外资进行适当管制。另一方面,要通过外资流入加快我国加工贸易转型,并不断引导外资流入轻工业和文化产业,注重提高消费品的国内附加值。然而,FDI对价值链升级的“天花板”效应也表明,企业更要摒弃依靠外资可以“一劳永逸”的思想,还应当更加注重自身的创新能力提高和技术水平提升以实现全球价值链的跃升。

<sup>①</sup>  $(0.021 - 0.020) / 0.021 = 4.76\%$ 。

## 参 考 文 献

- [1] Antràs P. , Chor D. , Fally T. , Hillberry R. , 2012, *Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows* [J], American Economic Review, 102 (3), 412~416.
- [2] Ahn J. B. , Khandelwal A. K. , Wei S. J. , 2011, *The Role of Intermediaries in Facilitating Trade* [J], Journal of International Economics, 84 (1), 73~85.
- [3] Aitken B. J. , Harrison A. E. , 1999, *Do Domestic Firms Benefit from Direct Foreign Investment? Evidence from Venezuela* [J], American Economic Review, 89 (3), 605~618.
- [4] Bai X. , Krishna K. , Ma H. , 2017, *How You Export Matters: Export Mode, Learning and Productivity in China* [J], Journal of International Economics, 104, 122~137.
- [5] Blundell R. , Bond S. , 1998, *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models* [J], Journal of Econometrics, 87 (1), 115~143.
- [6] Buckley P. J. , Clegg J. , Wang C. , 2007, *Is the Relationship Between Inward FDI and Spillover Effects Linear? An Empirical Examination of the Case of China* [M], Journal of International Business Studies, 38 (3), 447~459.
- [7] Caves R. E. , 1974, *Multinational Firms, Competition, and Productivity in Host-country Markets* [J], Economica, 41 (162), 176~193.
- [8] Chor D. , Manova K. , Yu Z. , 2014, *The Global Production Line Position of Chinese Firms* [C], 24th IIOA Conference in SEOUL, Korea.
- [9] Gereffi G. , Humphrey J. , Kaplinsky R. , Sturgeon T. , 2001, *Introduction: Globalisation, Value Chains and Development* [J], IDS Bulletin, 32 (3), 1~8.
- [10] Harris R. , Trainor M. , 2005, *Capital Subsidies and Their Impact on Total Factor Productivity: Firm-level Evidence from Northern Ireland* [J], Journal of Regional Science, 45 (1), 49~74.
- [11] Humphrey J. , Schmitz H. , 2002, *How Does Insertion in Global Value Chains Affect Upgrading in Industrial Clusters?* [J], Regional Studies, 36 (9), 1017~1027.
- [12] Javorcik B. S. , 2004, *Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages* [J], American Economic Review, 94 (3), 605~627.
- [13] Kee H. L. , Tang H. , 2016, *Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China* [J], American Economic Review, 106 (6), 1402~1436.
- [14] Koopman R. , Powers W. , Wang Z. , Wei S. J. , 2010, *Give Credit Where Credit is Due: Tracing Value Added in Global Production Chains* [R], National Bureau of Economic Research Working Paper No. 16426.
- [15] Koopman R. , Wang Z. , Wei S. J. , 2014, *Tracing Value-added and Double Counting in Gross Exports* [J], American Economic Review, 104 (2), 459~494.
- [16] Lu Y. , Tao Z. , Zhu L. , 2017, *Identifying FDI Spillovers* [J], Journal of International Economics, 107, 75~90.
- [17] Manova K. , Wei S. J. , Zhang Z. , 2015, *Firm Exports and Multinational Activity Under Credit Constraints* [J], Review of Economics and Statistics, 97 (3), 574~588.
- [18] Miller R. E. , Temurshoov U. , 2017, *Output Upstreamness and Input Downstreamness of Industries/Countries in World Production* [J], International Regional Science Review, 40 (5), 443~475.
- [19] Poncet S. , Steingress W. , Vandenbussche H. , 2010, *Financial Constraints in China: Firm-level Evidence* [J], China Economic Review, 21 (3), 411~422.
- [20] Wang Z. , Wei S. J. , Zhu K. , 2013, *Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels* [R], National Bureau of Economic Research Working Paper, No. 19667.

- [21] 黄先海、杨高举:《中国高技术产业的国际分工地位研究:基于非竞争型投入占用产出模型的跨国分析》[J],《世界经济》2010年第5期。
- [22] 李坤望、王有鑫:《FDI促进了中国出口产品质量升级吗?——基于动态面板系统GMM方法的研究》[J],《世界经济研究》2013年第5期。
- [23] 罗长远、陈琳:《FDI是否能够缓解中国企业的融资约束》[J],《世界经济》2011年第4期。
- [24] 唐宜红、张鹏杨:《FDI、全球价值链嵌入与出口国内附加值》[J],《统计研究》2017年第4期。
- [25] 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年第10期。

## How Does FDI Have the Effects on the Domestic Value-Added in Export?

Zhang Pengyang<sup>1</sup> Tang Yihong<sup>2</sup>

(1. School of Economics and Management, Beijing University of Technology;  
2. School of International Trade and Economics,  
Central University of Finance and Economics)

**Research Objectives:** By calculating the position on Global Value Chain and the DVAR of Chinese enterprises, this paper intends to study how the FDI has the effects on DVAR by the perspective of Global Value Chain (GVC) Upgrade. **Research Methods:** Using the Chinese Industrial Enterprises Database, Customs Database and World Input Output Table, we do this research through the System GMM method. **Research Findings:** FDI has the positive effects on DVAR and it contributes by GVC Upgrade; FDI has the “Ceiling Effect” on GVC Upgrade, and China has not reach the inflection point; FDI from OECD countries has the positive effects on DVAR, and the impact on processing trade enterprise and heavy industry enterprise are significantly. **Research Innovations:** This paper calculates the enterprises’ position of GVC and research how the FDI influences DVAR by the perspective of GVC Upgrade. **Research Value:** It is beneficial to increasing the quality of FDI and improving the DVAR.

**Key Words:** FDI; Global Value Chain; DVAR; System-GMM

**JEL Classification:** F21; L25

(责任编辑:陈星星)