

FDI 抑制还是提升了城市的出口国内增加值率？ ——基于中国 241 个地级市数据研究

李小平, 王 紫

摘 要：外商直接投资 (FDI) 是拉动中国经济发展的一个重要的力量，同时也是中国不断深入全球价值链的一个“敲门砖”。那么，外商直接投资对于出口国内增加值率 (DVAR) 到底起到了怎样的作用呢？本文试图从地级市层面出发，利用微观企业数据库来探讨外商直接投资对于出口国内增加值率的影响。通过对各个地级市层面出口国内增加值率的测算，发现在地区分布上，外资进入水平高的城市 DVAR 反而比较低。从所有制类型来看，外商直接投资对城市的外资企业有促进的作用，但是对于本土企业却产生了抑制作用；从地域分布上看，外资进入在水平渠道上对本土企业的抑制作用在中西部地区表现得更为明显，而外商直接投资的促进作用则只在中部地区相对显著。这主要是由于对于不同地区和所有制类型而言，FDI 的溢出效应取决于其正向的示范和人员培训效应等与负向的竞争效应的制衡。因此，优化引进外资结构和促进本土企业的产业升级显得尤为重要。

关键词：外商直接投资；出口国内增加值率；中间品投入；全球价值链

中图分类号：F832.48 **文献标识码：**A **文章编号：**1671-0169(2019)03-0136-14

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2019.03.013

一、引 言

伴随着全球化进程，产品内的国际分工已经发展成为当前现代分工的重要形式，全球价值链 (Global Value Chain, GVC) 逐步形成并且不断发展扩大。各国凭借自身的要素禀赋积极参与到全球价值链的各个环节，我国也在不断加深全球价值链的嵌入度。在全球价值链分工的背景下，利用增加值核算避免了传统贸易统计方式的重复计算问题。出口国内增加值率 (Domestic Value Added Rate, DVAR) 已经成为各国在全球价值链中参与度的一个重要衡量标准，引起了广泛的研究和探讨。目前，许多学者对我国 DVAR 的核算、影响因素以及基于 DVAR 的全球价值链的嵌入度等问题都做了深入研究^{[1][2]}。与此同时，全球价值链的高端环节长期被发达国家垄断，包括中国在内的大部分发展中国家只能被锁定在价值链的低端环节。如何突破这一困局？利用外资是进入全球价值链的一块敲门砖，同时也是提升全球价值链参与度的一个重要途径^[3]。

基金项目：国家社科基金重大项目“‘一带一路’区域价值链构建与中国产业转型升级研究” (18ZDA038)；中南财经政法大学高校基本科研业务费资助项目“民营企业家长权益保障研究” (31510000071)；中南财经政法大学高校基本科研业务费资助项目“新制度经济学与中国经济转型研究” (41213150000048)

作者简介：李小平，中南财经政法大学经济学院教授、博士生导师 (湖北 武汉 430073)；王紫，中南财经政法大学经济学院博士研究生

在当今世界逆全球化的背景下,我国实际利用外资总额却呈现出不断增长的趋势,不同于2016—2017年逐月下降的趋势,自2018年1月以来,我国实际利用外资总金额不断增长,仅前三个季度累计总金额就达到了4 214.69亿美元,超过2017年全年利用外资的总额。那么,外商直接投资(Foreign Direct Investment, FDI)究竟是否能真正帮助我们走出困境,在DVAR上实现增长?现有的文献对这一问题并不能给出一致的答案。张杰等^[4]发现,外资企业中的FDI是其DVAR增长的主要动力,而FDI对于本土企业的拉动作用却不明显。其后,张鹏杨等^[5]指出,FDI通过全球价值链的嵌入度这一中介变量,对DVAR的影响呈现出“天花板效应”,说明一定程度上对DVAR产生了促进作用,但也可能会使我国更加严重地陷入低端陷阱,导致来自上游行业的出口产品增加值下降。毛其淋等借鉴Javorcik的做法,将外资进入中国的水平划分为行业内的水平溢出、行业间前向关联以及行业间的后向关联三个维度,探讨发现FDI在总体上和企业的DVAR有正向的关系,但是其行业内水平溢出效应抑制了内资企业的DVAR增长^{[6][7]}。

综上,FDI对DVAR的影响机制及作用结果还有待我们做更进一步的探讨。另外,当前从微观层面研究FDI和DVAR之间关系的文献虽然不少,但是具体研究FDI和DVAR之间作用机制的不多,也鲜少有文献把企业的数据加总到地级市层面来分析这两者的关系。探究FDI对城市DVAR的影响机制对于我国各地区更深层次地嵌入全球价值链,同时构建自身的国内价值链有着非常重要的现实意义。鉴于此,本文可能的贡献主要有:第一,试图弥补现有文献缺乏利用微观企业数据库对于区域出口增加值率测算的缺憾。利用中国工业企业数据库与海关贸易数据库测算出企业出口的DVAR,然后在此基础上加总形成以地级市来划分的地区层面的DVAR。第二,在此基础上,总结出我国地级市层面DVAR值的分布规律、存在差异及其原因。基于内部不同地区DVAR的分析对于我国摆脱当前“低端锁定”局面具有重要的现实意义,有助于认识全球价值链在区域层面和地级市内部层面的变化规律。第三,利用核算出来的城市DVAR,结合测算的FDI数据,进一步分析FDI的流入对于地级市层面DVAR的影响。

二、文献综述

在目前的研究中,与本文相关的文献主要有两支,第一支为DVAR测算的文献;第二支为FDI对DVAR的影响的文献。

首先,出口国内增加值的概念最早来源于增加值贸易。一国的出口国内增加值可以界定为国外最终需求所拉动的本国增加值,进而,国内增加值在出口总额中所占的比率即为出口的国内增加值率(DVAR)。这一比率可以体现出一个经济体在国际贸易中获取实际收益的可能性,因此,近年来学者们对DVAR产生了浓厚的研究兴趣。在核算方法上,具体分为宏观和微观两个层面。宏观方法主要是基于对投入产出表的分解,包括HIY方法和KPWW方法。HIY方法最早是由Hummels等提出的垂直一体化(Veritcal Specializaiton, VS)的分析方法发展而来。它基于非竞争性投入产出表,利用单区域的投入产出模型,把一个国家贸易出口所包含的增加值分解为来自国外和来自国内的增加值部分^[8]。Koopman等^[9]对HIY方法中的同密度中间品投入的这一假设进行放松,通过对贸易出口增加值重新进行分解,得到了分解数值,可以更为准确地反映一国参与全球价值链的程度和真实的贸易利得,在学术界中得到了广泛运用^①。Timmer等^[10]基于WIOD投入产出表,利用KPWW方法将增加值分解为劳动报酬和资本收入两个部分,同时指出中国长期处于全球价值链低端,认为主要原因是过度依赖低技术劳动力的出口。王直等^[11]将KPWW的分解方法进行了扩

① Koopman等提出的这一方法简称KPWW方法。

展,依据出口贸易品的价值来源以及中间品渠道的异质性,建立了完整的增加值贸易核算法则,形成了当前学术界对于增加值贸易宏观层面测算的一套成熟体系。国内许多学者基于王直等的增加值贸易核算法则做了相关课题的延伸研究。另一类则是微观层面的测算方法,主要是基于中国工业企业数据库和海关贸易数据库,集中在企业层面进行核算。鉴于宏观方法不能反映企业的异质性,以及投入产出表时间非连续性的缺陷,学者们开始在 KPWW 方法的基础上利用微观数据库测算企业层面的出口增加值。Kee 等^[12]发现企业之间存在间接贸易的计算以及对于进口中间产品的识别问题,进而提出间接贸易可能会存在因进口产品的相互转售而造成的企业进口产品的估计误差。Upward 等^[13]合并了中国工业企业数据库与海关贸易数据库,利用 KPWW 方法中的核算公式计算了企业的 DVAR,使直接从微观层面数据来测算 DVAR 成为可能。张杰等^[4]则综合考虑了贸易代理商、中间品间接进口和资本品进口的问题,提供了一个更准确的测算企业 DVAR 的方法。吕越等^[14]参照 Upward 等的测算方法处理了贸易方式的问题。李胜旗等^[15]借鉴了 Kee 等的方法,基于理论上推导的企业 DVAR 的数学表达式,分析了制造业上游垄断与企业 DVAR 的关系。

国内价值链的测算基本集中于宏观层面。苏庆义^[16]首次把出口价值分解的框架引申到国内的地级市层面,实际进行了对于中国省级出口增加值的分解和应用。他的研究表明,各省的经济发展水平与出口国内增加值呈现出很强的负相关关系。沿海省份的出口增加值展现出低增加值率,主要是由于沿海地区的增加值出口占总值出口比率比较低。但是这一分析利用国内投入产出表嵌入 WIOD 数据库,而投入产出表数据每五年一次,存在着数据不连续的问题。因此,本文试图从微观层面建立起地级市的 DVAR,一定程度弥补宏观层面分析国内 DVAR 数据不连续的问题。

同时,DVAR 的影响因素也是当前广泛讨论的问题。在全球价值链嵌入度^[2]、FDI^[4]、融资约束^[14]、进口中间品的质量^[17]等因素中,FDI 是对中国 DVAR 变化影响最大的因素^[12]。以往研究发现,FDI 对 DVAR 既有正向的效应,又存在负面的影响,也有可能呈现出“倒 U 型”的特征。张杰等^[4]考虑了不同贸易类型企业的 DVAR,并且提出 FDI 是加工贸易企业和外资企业 DVAR 上升的一个重要影响因素。张鹏杨等^[5]、Kee 等^[18]也在研究中肯定了 FDI 的流入带来的技术溢出等效应对 DVAR 的正面影响。毛其淋等^[6]研究外资企业对 DVAR 的微观效应发现,虽然外资进入在总体上对企业的出口有升级作用,但是从外资进入的水平渠道来看,降低了本土企业的 DVAR。另外,张鹏杨等^[5]、郝凤霞等^[19]通过实证发现,FDI 的流入对 DVAR 的影响存在“倒 U 型”特征。当外资超过一个拐点后,由于存在发达国家对东道国进行资源和人力资本挤占、封锁价值链进而产生垄断利润等因素,使得利用外资对东道国在全球价值链中的分工地位产生抑制作用。因此,基于以上的分析,现有研究关于 FDI 对 DVAR 的影响的分析并没有一个统一的结论,其影响结果取决于 FDI 产生的各项效应的制衡,需要我们继续进行实证检验。

此外,对于 FDI 如何对 DVAR 产生影响、通过何种渠道对 DVAR 产生影响,当前研究主要是基于中间品投入以及 FDI 的技术溢出路径,包括员工培训效应、示范效应、联系效应和竞争效应等展开的。一方面,余森杰等^[20]提出中间品的流入可以促进企业生产率的提高,而企业生产率一定程度上影响着企业的增加值占比。基于 Kee 等^[18]建立的 DVAR 测算模型,也发现 DVAR 的变化主要与中间品投入有密切的联系。另一方面,FDI 通过员工培训效应、示范效应、联系效应和竞争效应等带来的影响结果也是有争议的:(1)国内劳动力以及原材料供给构成了一个国家 DVAR 在内部构成的主要部分,因此,国内增加值的提高可以通过外资进入所带来的跨国企业内部和有关联的出口企业对劳动力的需求的增加来实现。由 FDI 带来的国内人力资本水平等方式的提高也是 DVAR 增长的来源。(2)FDI 所产生的技术溢出效应能带来本行业和相关联行业企业生产效率的提高,进而使得 DVAR 提升。然而,FDI 也可能通过技术溢出以及人力资源的门槛效应对 DVAR 产生消极或者不确定的影响。在技术溢出上,FDI 流入可能通过抑制东道国的技术研发水平而降低

DVAR。另外, 各国在人力资源上存在着门槛效应, 尤其在发达国家与发展中国家之间, FDI 对于不同国家或者地区的就业结构影响存在着差异, 可能进一步造成对 DVAR 影响的不确定性。罗伟等^[21]认为, 由于人力资本门槛效应的存在, 如果平均水平低于门槛值, 外资会倾向集中在劳动密集型行业; 只有当平均水平高于门槛值时, 外资才会向资本和技术密集型或者高增加值率行业转移。

三、模型设定与数据选取

通过文献研究发现, FDI、进口中间品、融资约束和全球价值链嵌入度等因素都会对 DVAR 产生影响, 其中, FDI 的规模对国际贸易的发展有着显著的作用, 同时也是融入全球价值链的主要动力之一, 因此本文主要分析 FDI 以及 FDI 对 DVAR 的影响路径。

现有研究认为, FDI 的溢出效应主要存在着四种传导机制: 员工培训和流动效应以及联系效应带给企业的主要以正向效应为主, 而示范效应和竞争效应则既有正向的推动作用, 也可能带来负向的水平溢出。

FDI 会对原材料的价格以及中间品投入等因素产生影响, 从而影响 DVAR。FDI 可以通过中间品的投入对 DVAR 产生正向的影响^[18], 外资的进入一方面增加了作为零部件的中间产品的流入, 使得上游行业的成本降低; 另一方面, FDI 带来的中间品流入又在一定程度上可以促进国内劳动生产率的提高^[20]。但是, FDI 作用于中间品也可能带来负向的影响, 造成 DVAR 的下降。主要原因有三种: 第一, 由于竞争效应的存在, 本国企业生产过程中所需的中间品一部分被跨国公司和国外中间品所替代, 使得本国企业的产出和对本国中间产品的供给减少, 因此 DVAR 下降。第二, 部分本国供应商的生产技术水平或产品生产标准等较低, 不能满足跨国企业的标准和等级要求, 造成国内产出的减少并且减低了 DVAR。第三, 随着跨国公司在全球价值链中嵌入程度的不断加深, 发展中国家的上游中间品供给行业通常可能陷入低端锁定的局面, 停留在 DVAR 较低的生产环节; 同时, 东道国在寻求价值链升级过程中, 也会受到跨国公司的扼制和狙击, 价值链的高端环节被跨国公司所控制, 对东道国 DVAR 的提升不利。

(一) 模型设定

根据以上分析, 可以构建影响地级市 DVAR 的基准模型。FDI 对 DVAR 的影响是全文的研究重点, 因此, 将 FDI 设为模型的核心解释变量, 同时选取了可能涉及的控制变量。模型如下:

$$Dvar_{jt} = \alpha_1 + \beta Fdi_{jt} + \gamma X_{jt} + \epsilon_{jt} \quad (1)$$

其中, 下标 j 表示城市, t 表示年份, 被解释变量 $Dvar_{jt}$ 是地级市的出口国内增加值率, 解释变量 Fdi_{jt} 为外商直接投资额, X_{jt} 是模型中涉及的其他控制变量, 包括中间品投入、城市 GDP、科技和教育投入、交通运输能力以及出口规模等。 ϵ_{jt} 表示随机扰动项。为了验证城市层面 FDI 和 DVAR 之间是否具有非线性的关系, 我们在计量模型 (1) 中加入 FDI 的二次项, 得到:

$$Dvar_{jt} = \alpha_1 + \lambda_1 Fdi_{jt} + \lambda_2 Fdi_{jt}^2 + \gamma X_{jt} + \epsilon_{jt} \quad (2)$$

同时, 为了更进一步考虑 FDI 影响 DVAR 的机制, 在式 (2) 中加入中间品投入与 FDI 的交互项构建拓展模型, 得到:

$$Dvar_{jt} = \alpha_1 + \beta_1 Fdi_{jt} + \beta_2 Fdi_{jt} \cdot Intermediate_{jt} + \gamma X_{jt} + \epsilon_{jt} \quad (3)$$

(二) 指标测度

1. 单个企业 DVAR 的测度 ($Dvar_{it}$)。借鉴张杰等^[4]、毛其淋等^[6]、Upward 等^[13]、Kee 等^[18]的做法, 可以用下面的公式来测算企业的 DVAR, 即企业出口的国内增加值占其总出口额的比率。

$$Dvar_{it} = \frac{Dva_{it}}{Exp_{it}} = 1 - \frac{Imp_{it}^{IO} + Imp_{it}^{IP}}{Y_{it}} \quad (4)$$

其中, 企业、企业所处的年份分别用下标 i 和 t 来表示; Y_{it} 为企业的产出, 用企业数据库中企业总产值来表示。 Imp_{it}^{IO} 和 Imp_{it}^{IP} 分别表示企业一般进口产品额和加工进口产品额。将 Imp_{it}^{IO} 和 Imp_{it}^{IP} 相加可以得到企业的总中间品进口额。

在处理了间接进口、企业进口中间品识别和过度出口等问题^①后, 结合企业贸易方式的差异, 本文可将企业出口 DVAR 进一步表示为:

$$Dvar_{it}^{\phi} = \begin{cases} 1 - \frac{Imp_{it}^{adj-Ot} |_{BEC} + Imp_{it}^F}{Y_{it}}, \phi = Ot \\ 1 - \frac{Imp_{it}^{adj-Pt} |_{BEC} + Imp_{it}^F}{Y_{it}}, \phi = Pt \\ \omega_{Ot} \left(1 - \frac{Imp_{it}^{adj-Ot} |_{BEC} + Imp_{it}^F}{Y_{it}} \right) + \omega_{Pt} \left(1 - \frac{Imp_{it}^{adj-Pt} |_{BEC} + Imp_{it}^F}{Y_{it}} \right), \phi = Mt \end{cases} \quad (5)$$

其中, Ot 、 Pt 和 Mt 分别表示三种不同类型的贸易企业: 即一般贸易企业、加工贸易企业和混合贸易企业; ω_{Ot} 和 ω_{Pt} 分别用来表示混合贸易企业以一般贸易方式和加工贸易方式进行出口的比例。

2. 地级市 DVAR 的测度 ($Dvar_{jt}$)。地级市层面的 DVAR 的测度借鉴 Kee 等的加总方式^[18]。Kee 等在测算行业 DVAR 时, 将单个企业的 DVAR 加总成为行业总体。因此, 城市的 DVAR 也可由单个的企业加总得到, 表示为如下公式:

$$Dvar_{jt} = \sum_i \frac{Exp_{it}}{Exp_{jt}} \cdot Dvar_{it} \quad (6)$$

其中, $Dvar_{jt}$ 为 t 期期间 j 城市的 DVAR, Exp_{jt} 为城市 j 的总出口额。

3. 核心解释变量和控制变量。

(1) 核心解释变量: 外商直接投资 (Fdi_{jt})。在工业企业数据库中并没有直接的外商直接投资数据, 因此, 我们利用单个企业中外商资本金占比来衡量 FDI。城市的 FDI 也由单个企业的 FDI 加总求得。加总公式可表示为:

$$Fdi_{jt} = \sum_i \frac{Exp_{it}}{Exp_{jt}} Fdi_{it} \quad (7)$$

其中, Fdi_{jt} 为 t 期期间 j 城市的总体外商直接投资水平, Exp_{jt} 为城市的总出口额。

(2) 中介变量: 中间产品投入 ($Intermediate$)。结合工业企业数据库, 测算出每个企业的中间产品投入金额。一个城市的中间产品投入总额为这个城市所有企业中间产品投入金额加总。利用中间产品投入总额取对数来代表城市的中间产品投入。

(3) 控制变量: ①城市 GDP ($\ln Gdp$)。城市的 GDP 代表着一个城市的发展潜力和市场规模。市场规模是吸引城市 FDI 流入的一个比较重要的因素。许多学者研究发现, 市场规模对 FDI 存在正向的吸引力。采用城市 GDP (万元) 的对数来表示市场规模。②科技和教育投入 (Rd)。一个地区整体的受教育水平以及科学技术水平会影响到当地的劳动力素质, 而人力资本素质在很大程度上会影响企业生产, 所以, 用一个地区的财政支出中科技和教育的占比来核算该地区的科教投入。③交通运输能力 ($Transport$)。FDI 来源国对于各个地区的投资涉及生产中各项生产要素的投入和运输, 因此, 一个地区的交通运输能力影响着这个地区对于 FDI 的利用和吸收。采用每个城市的公

① 由于篇幅限制, 具体的处理方法没有在文中显示。

路货运量的对数代表一个城市的基本货运能力。^④出口额 (*Export*)。一个地区的出口额反映了其对外开放的程度。我们采用城市所有企业的出口额加总成为城市的总出口额，并对出口额取对数表示对外开放的规模。

(三) 数据来源

本文的研究数据主要来源于《中国工业企业数据库》和《中国海关贸易数据库》这两套微观数据库以及宏观层面的《中国城市统计年鉴》，包括 (1) 企业生产数据；(2) 企业产业层面的数据；(3) 企业产品进出口的海关数据；(4) 控制变量中城市层面的 GDP、财政支出、科技教育支出以及公路货运量等数据。

由于《中国工业企业数据库》中的生产数据和《中国海关贸易数据库》中的编码体系有很大差异，若直接根据企业名称或者编码对两套数据库进行匹配会产生较大的遗漏，因此，本文在对两套微观数据库进行合并的过程中借鉴了 Yu 建议的方法^[22]，选取制造业进行研究。在具体观测时间的选取上，《中国工业企业数据库》中包括 1997—2006 年间的数据库，《中国海关贸易数据库》中包含 2000—2006 年间的数据库，本文将两者匹配后的观测时间为 2000—2006 年共计七年的时间维度。在测算企业层面的数据时，把 DVAR 数值低于 0 或高于 1 的删除。对于城市层面的数据，去除有较多缺失值的地级市（如拉萨市、陇南市、铜仁市等），最后获得了 241 个样本地级市的数据。

四、FDI 对城市 DVAR 的影响的实证分析

(一) 典型事实

对于各城市而言，总值出口额中减去中间产品进口总额和实际进口总额，本文测算了全国 241 个地级市的出口增加值率。基于测算结果，本文发现，除个别地区由于没有出口企业从而缺失数据外，全国 DVAR 水平基本呈现出经济欠发达地区高于较发达地区，内陆地区高于沿海地区的整体趋势。若选取我们一般意义上所认为的各省区的政治经济和文化中心，即各个省会城市作为代表进行分析也同样符合这一发现。表 1 列出了中国主要省会城市的 DVAR 及总值出口额。

表 1 各省会城市总值出口额以及国内增加值率 (DVAR)

城市	总值出口额 (亿美元)	出口国内增加值率 (DVAR)	城市	总值出口额 (亿美元)	出口国内增加值率 (DVAR)
北京	8 000	0.62	济南	1 240	0.82
上海	35 800	0.64	太原	124	0.89
天津	9 130	0.54	合肥	1 020	0.76
重庆	1 830	0.89	长沙	816	0.78
哈尔滨	1 370	0.81	武汉	1 740	0.84
长春	1 030	0.86	南京	3 570	0.67
沈阳	2 190	0.73	成都	1 110	0.89
呼和浩特	357	0.87	贵阳	193	0.69
石家庄	1 050	0.74	昆明	642	0.80
乌鲁木齐	144	0.78	南宁	189	0.89
兰州	285	0.76	拉萨	0.162	0.86
西宁	88.6	0.88	杭州	7 640	0.82
西安	1 030	0.89	南昌	719	0.77
银川	132	0.89	广州	13 000	0.66
郑州	725	0.87	福州	3 530	0.67
海口	214	0.63			

资料来源：作者计算整理。

注：表 1 中展示的为各省会城市 2000—2006 年的总值出口额和 DVAR 的均值。

从表1可以初步判断:(1)总值出口额较高即经济发展程度较高的城市,如上海、北京、天津以及广州等,普遍增加值率相对较低;而呼和浩特、太原、南宁、西宁、拉萨等总值出口额比较低的地区,其国内出口增加值率相对较高,均达到了80%以上。(2)区位优势占优的城市,如沿海的海口、福州、上海和广州等城市的出口中蕴含的本地增加值份额相对较低;而内陆城市,如西宁、西安、银川、成都等出口中所蕴涵的本地增加值呈现出较大的份额。通常经济发展程度较高的城市,FDI水平也相对较高。因此,我们初步推论认为,城市的FDI与DVAR会呈现出负向的关系。

如图1,进一步按照企业制度类型和区域分组划分,发现2000—2006年间我国城市总体DVAR的均值由60.2%上升到69.2%,增长了九个百分点。同时,国有和私营企业的DVAR明显高于外资企业。中部和西部地区数值相近且都相对较高,东部地区的DVAR显著低于中西部地区。将企业按类型划分后又会发现,DVAR最低的是东部和中部的外资企业,东部及中部的内资企业则占据了较高的位置。那么,FDI对于不同类型的城市企业^①以及不同地理位置及规模的城市是如何产生影响的?本文在实证过程中进一步做出了检验。

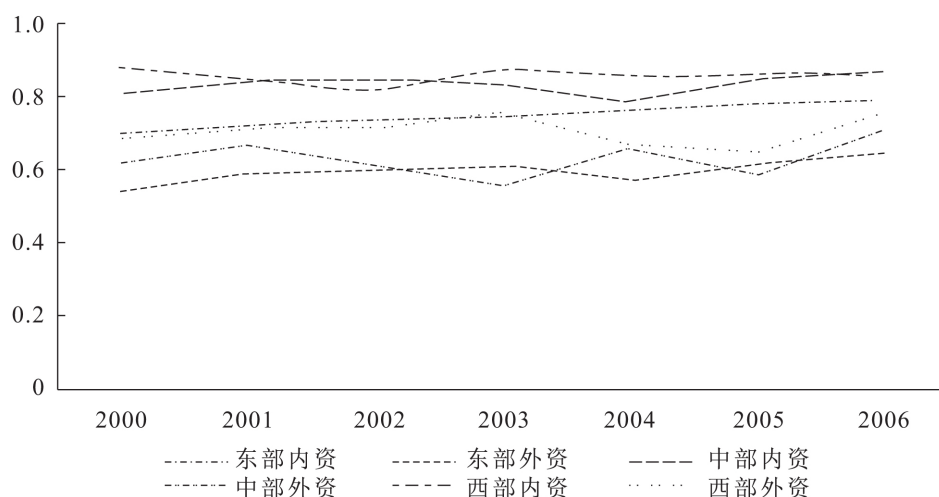


图1 2000—2006年东中西部城市各类企业的DVAR比较

(二) 总样本估计结果

基于公式(1)所设定的基本模型,在此部分中使用全部样本做回归分析。通过对回归结果的分析,考察核心变量在不同模型下的稳健性(如表2所示)。

表2的第(1)和第(2)列汇报了全样本总体城市FDI对于DVAR的影响。整体上来看,FDI对于城市DVAR呈现出负向的影响,在固定效应下影响系数为0.118,说明FDI每增加1个百分点,我国城市总的DVAR会下降0.118个百分点。第(3)和第(4)列分别展示了我国地级市层面内资企业和外资企业的DVAR受FDI影响的结果。可以发现,FDI对于城市内资企业的DVAR有显著的抑制作用,而对于外资企业则呈现出一定的促进作用。形成这一现象的可能原因有:一方面,依据Kee等的分析^[18],企业边际生产成本的改变会对DVAR产生影响。而FDI所产生的竞争效应会导致企业边际生产成本的提高,外资的引入会带来东道国行业内市场竞争程度的加剧,同时,逐渐激烈的市场竞争又会对行业内的本土企业形成压力,使它们被迫控制或者缩小生产规模。生产规模的缩小进一步引起边际生产成本的上升和利润率的下降。根据这一点来看,竞争效应减弱

^① 对于内资和外资企业的划分,是参照Guariglia等(2011)所指出的,按照实收资本中国有、集体以及个人资产占比和外商资本金占比($\geq 50\%$)来区分的。

表 2 综合检验的估计结果

模型	(1) OLS	(2) FE	(3) FE	(4) FE
样本	地级市总体	地级市总体	地级市内资企业	地级市外资企业
<i>Fdi</i>	-0.138*** (-11.63)	-0.118*** (-8.17)	-0.309*** (-11.48)	0.077** (1.97)
<i>Gdp</i>	0.052*** (8.38)	0.072*** (6.44)	0.068 (0.80)	0.098*** (3.24)
<i>Intermediate</i>	-0.038*** (-17.89)	-0.039*** (-14.99)	-0.026** (-5.38)	-0.025*** (-3.49)
<i>Rd</i>	0.139*** (2.84)	0.158*** (2.67)	0.109 (0.99)	0.311* (1.92)
<i>Transport</i>	0.006 (1.06)	0.029*** (2.66)	0.049** (2.44)	0.001 (-0.03)
<i>Export</i>	0.001 (-0.41)	0.005 (1.26)	0.037*** (5.20)	0.019* (1.80)
常数项	1.110*** (30.31)	0.700*** (9.08)	0.130 (0.91)	0.097 (0.46)
时间效应	否	是	是	是
地区效应	否	是	是	是
N	1 573	1 573	1 573	1 573

注: 经 Hausman 检验, 表中模型利用 FE 进行估计均比利用 RE 估计更为恰当, 因此我们仅给出了 FE 估计结果。*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

了企业的出口升级能力。另一方面, 大部分的跨国企业, 尤其是来自于 OECD 国家的跨国企业往往都能发挥示范效应, 具有先进的生产技术和管理经验。通过对国际领先生产技术和经验的模仿和吸收, 有助于降低企业自身的边际生产成本, 增强企业的出口升级能力。因此, 企业出口的 DVAR 究竟如何受到 FDI 的影响, 主要取决于在产生负向影响的竞争效应和正向影响的示范效应中哪一种的效用更明显。基于估计结果, 显然本土企业受到竞争效应的影响更明显, 而外资企业则更多地受益于示范效应。

(三) 非线性关系检验

在前面基准回归的基础上, 本文进一步探讨城市的 FDI 和 DVAR 之间是否还存在着非线性关系。在基准计量模型中加入 *Fdi* 的二次项, 得到前文分析的模型 (2)。表 3 展示了模型 (2) 的回归结果: 在城市总体、城市的内资企业和城市的外资企业三种分组讨论情况下, 第 (3) 列所展示的

表 3 二次项检验的估计结果

模型	(1) OLS	(2) FE	(3) FE	(4) FE
样本	城市总体	城市总体	城市内资企业	城市外资企业
<i>Fdi</i>	-0.095** (-2.54)	-0.123*** (-3.13)	0.229*** (3.22)	0.123 (1.14)
<i>Fdi</i> ²	-0.052 (-1.22)	0.004 (0.09)	-0.645*** (-8.13)	0.055 (-0.46)
控制变量	是	是	是	是
时间效应	否	是	是	是
地区效应	否	是	是	是
N	1 242	1 242	1 242	1 242

注: 由于篇幅限制, 控制变量检验结果没有列出。*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

对于城市内资企业，FDI 对于 DVAR 表现出非线性的影响，FDI 的影响呈现“倒 U 型”，也就是说在城市外资占比较小时对于内资企业是促进作用，可能更多地发挥了示范效应和人员培训效应，而这种促进作用当外资积累到一定程度时会逐渐变成抑制。FDI 的作用存在“天花板效应”，当外资占比水平越过顶点后更多的产生的竞争效应会带来抑制作用。

（四）分组估计结果

为了考察基于不同类型城市 FDI 对 DVAR 的影响，这一部分将我国的地级市按照地理位置、规模和行政级别进行划分并且分样本检验。

1. 不同地理位置的估计结果。表 4 汇报了中国东部、中部和西部地区 DVAR 受到 FDI 的影响。从总体上来看，FDI 对于东部、中部和西部地区的 DVAR 都显著呈现抑制作用，其中对于东部和西部的地区抑制作用略高于中部地区。更进一步地，基于不同地区不同类型的检验发现，对于内资企业，中西部地区的抑制效应表现得更为明确；从外资企业来看，FDI 主要对中部地区产生一定的促进作用，而东部和西部地区则不显著。形成这一现象的原因可能是：东部地区对外开放时间长、开放程度也比较高，外资进入多集中在劳动密集型产业，对我国东部地区形成了“低端锁定”，使得东部地区大部分企业在参与全球价值链过程中基本被控制在价值链中低端环节，因此对东部地区，尤其是东部地区的内资企业更多地表现出抑制作用；而西部地区外资进入较少，因此作用不够显著；中部地区还处于外资进驻的初期阶段，FDI 的示范效应和技术溢出效应表现得更为明显，起到了一定的促进作用。

表 4 不同地理位置和规模城市的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	中部	西部	特大城市	大城市	中等城市
<i>Fdi</i>	-0.543*** (-2.62)	1.445*** (4.80)	-1.536*** (-6.46)	-0.127*** (-5.90)	-0.082*** (-3.81)	-0.168** (-2.32)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	695	576	295	752	421	92

注：由于篇幅限制，控制变量检验结果没有列出。*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

2. 不同规模城市的估计结果。依据 1989 年颁布的《中华人民共和国城市规划法》规定的划分标准：非农人口在 50 万以上的为大城市，20 万至 50 万之间为中等城市，小于 20 万的为小城市。再合并 1980 年参照联合国的标准，将超过 100 万人口的认定为特大城市。本文依照特大城市、大城市、中等城市和小城市的划分对 FDI 对于不同规模城市 DVAR 的影响做回归分析。由于本文研究的是工业企业数据库，小城市主营业务在 500 万以上的企业极少，因此在回归结果中没有展现。依据回归结果（如表 4 所示）发现，对于不同规模的城市，FDI 带来的对于 DVAR 的效应都是负向的，其中对中等城市的抑制效用最大。通过二次项检验结果不显著，说明对于不同规模城市 FDI 对于 DVAR 的影响不存在非线性关系。

3. 不同行政级别城市的检验结果。按照地级市是否是省会城市进行划分后再次检验发现，从总体来看，外资还是会产生抑制作用，与基准回归的结果一致。在分组回归的过程中发现，对于非省会城市，FDI 对内资企业的 DVAR 产生“倒 U 型”的影响，而对于外资企业主要体现为促进作用（如图 2 所示）。这可能是由于省会城市和非省会城市的经济发展程度不同。省会城市的各项生产要素，如劳动力、资本等比较集中，经济发展速度更快，在生产技术、企业管理经验和劳动力质

量等方面都已经发展到一定程度，外资带来的竞争溢出的负向效应会超过示范以及人员培训等正向效应。而非省会城市各项资源相对缺乏，尤其是在高质量的劳动力上，因此，外资进入所带来的正向的示范效应和人员培训效应促进了其 DVAR 的提升。

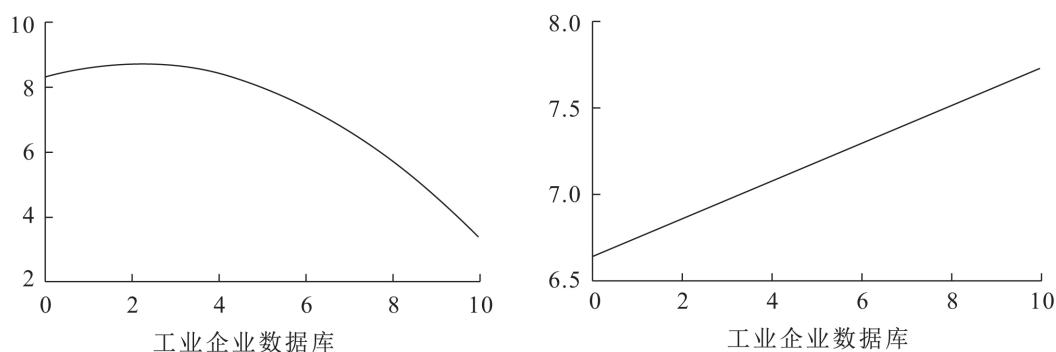


图 2 非省会城市内资及外资企业 FDI 对 DVAR 的影响

五、影响机制的实证分析

通过在模型中加入中间品投入和 FDI 的交互项进一步测度 FDI 对地级市 DVAR 的影响机制。表 5 第 (1) 列汇报的是全样本 241 个地级市的检验结果，显示 FDI 通过中间品投入对城市 DVAR 产生抑制作用。第 (2) 和第 (3) 列展现的分别是内资和外资企业的分析结果：对于内资企业，FDI 通过中间品投入对 DVAR 产生负向的影响，而中间品投入水平会减少 FDI 对 DVAR 的抑制作用；对于外资企业，FDI 通过中间品投入对 DVAR 产生正向的效应，而中间品投入水平的增加会减少 FDI 的促进作用。形成这一结果可能的原因是：第一，跨国企业在通过 FDI 进入东道国的过程中，通过中间品的流入可以带来示范效应；内资企业在生产过程中使用中间品的同时，可以通过中间品的流入学习到跨国企业先进的生产技术和管理经验。基于中间品所带来的正向的示范效应一定程度上减弱了 FDI 对于内资企业的抑制作用。第二，外资企业可以以更低的价格或者是便利性获得外国中间品，因此在生产过程中很可能会直接使用外国中间品，而不选用本国的中间品，进而外国中间品对于本国中间品会产生替代作用和挤出效应，从而降低了 FDI 所带来的促进效应。

表 5 交互变量检验结果

	(1) 全样本	(2) 内资	(3) 外资
<i>Fdi</i>	0.051 (0.76)	-1.391*** (-11.46)	0.787*** (4.30)
<i>Fdi * Intermediate</i>	-0.011** (-2.57)	0.070*** (9.12)	-0.046*** (-3.96)
<i>Gdp</i>	0.068*** (6.12)	0.037** (1.86)	0.084*** (2.79)
<i>Intermediate</i>	-0.036*** (-12.46)	-0.047*** (-8.97)	-0.011 (-1.46)
控制变量	是	是	是
时间效应	是	是	是
地区效应	是	是	是
<i>N</i>	1 573	1 573	1 573

注：由于篇幅限制，控制变量检验结果没有列出。*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

为了进一步分析中间品投入作为中介变量而产生的效应，本文借鉴温忠麟等^[23]提出的中介效应的检验方法和程序，实证考察 FDI 对于 DVAR 影响的作用机制。中介效应检验模型设定如下：

$$Dvar_{jt} = a_0 + a_1 Fdi_{jt} + a_2 X_{jt} + \epsilon_{jt} \quad (8)$$

$$Intermediate_{jt} = b_0 + b_1 Fdi_{jt} + b_2 X_{jt} + \epsilon_{jt} \quad (9)$$

$$Dvar_{jt} = c_0 + c_1 Fdi_{jt} + c_2 Intermediate_{jt} + c_3 X_{jt} + \epsilon_{jt} \quad (10)$$

其中， j 和 t 分别表示城市和时间； $Dvar_{jt}$ 代表城市的 DVAR； Fdi_{jt} 代表城市的外资进入比率， $Intermediate_{jt}$ 代表城市中间品投入总额并对其取对数； X_{jt} 为控制变量； ϵ_{jt} 为虚拟变量，用来控制无法观测到的随着城市变化产生的效应。表 6 中第（1）—（3）列分别为模型中公式（8）—（10）的回归结果。基于中介效应检验模型，方程（8）的自变量 Fdi 的系数回归结果是显著的，说明中介效应成立。同时，由于公式（9）的自变量 Fdi 对中间品投入回归系数不显著，因此需要进一步做 Sobel 检验。Sobel 检验的结果 Z 统计量为 2.129，大于 0.97，表明中介效应在 5% 的水平上显著存在，中间品投入是 FDI 对 DVAR 影响的中介渠道之一。

表 6 中介效应检验

	(1) $Dvar$	(2) $Intermediate$	(3) $Dvar$
Fdi	-0.109*** (-6.88)	-0.215 (-1.24)	-0.118*** (-8.17)
$Intermediate$	—	—	-0.039*** (-14.99)
控制变量	是	是	是
时间效应	是	是	是
地区效应	是	是	是
N	1 573	1 573	1 573
中介效应	-0.018** Z = 2.129 > 0.97		

注：由于篇幅限制，控制变量检验结果没有列出。*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

六、稳健性和内生性检验

（一）内生性问题的检验

考虑到可能存在的逆向因果以及某些非观测因素，如宏观经济政策的变化等，这些遗漏项会使解释变量 Fdi 产生内生性问题。本文在具体的实证分析过程中，采用时间固定效应和地区固定效应可以从一定程度上缓解内生性的问题。为了更进一步地消除内生性，采用两阶段最小二乘法来进行内生性检验。与已有文献的分析类似，我们选取解释变量 Fdi 滞后一期和控制变量城市的 Gdp 水平的滞后一期分别作为当期 Fdi 变量和 Gdp 的工具变量。表 7 第（3）项展示了 2SLS 检验的结果。

表 7 稳健性检验一

解释变量	(1) 总体 OLS	(2) 总体 FE	(3) 2SLS	(4) 内资企业	(5) 外资企业
Fdi_new	-0.157*** (-17.80)	-0.095*** (-8.34)	—	-0.359*** (-17.09)	0.422*** (12.49)
Fdi_t	—	—	-0.086*** (-6.31)	—	—
Fdi/Gdp	-0.785*** (-10.50)	-0.425*** (-5.68)	—	-0.545*** (-3.98)	0.540** (2.56)
Gdp	0.034*** (6.30)	0.010*** (6.27)	—	0.018** (2.36)	0.073** (2.51)
Gdp_t	—	—	0.033*** (4.55)	—	—
控制变量	是	是	是	是	是
时间效应	否	是	是	是	是
地区效应	否	是	是	是	是
样本数	1 573	1 573	1 066	1 573	1 573

注：由于篇幅限制，控制变量检验结果没有列出。*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

果， Fdi_t 和 Gdp_t 分别表示滞后一期的变量。通过检验结果发现，控制了潜在的内生性以后的检验结果依然显著，我们前文检验的结论依然成立。

（二）稳健性检验

1. 区分 FDI 来源地。各地区 FDI 水平对于地区 DVAR 的影响是否会因为外资来源地不同而产生差异呢？这一部分将港澳台资金来源纳入考虑，把港澳台资本金和外商资本金共同占比作为新的 FDI 进行检验分析，用 Fdi_new 来表示。表 7 的稳健性检验结果表明，新的 FDI 水平对 DVAR 影响的结果跟前文分析结果一致。将港澳台企业纳入考虑后，对内资企业的影响变化不大，而对外资企业的促进作用则显著提高了。可能的解释是，来源于港澳台地区的外资企业本土化水平相对于 OECD 国家的外资企业更高一些，较多地购买大陆原材料和零件等，使用的中间产品比率较低，对于外资企业产生了较为显著的促进作用。

2. 利用宏观层面数据衡量 FDI。将《中国城市统计年鉴》和《中国工业企业数据库》进行匹配，把年鉴中地级市外商实际投资额和 GDP 的比例（用 Fdi/Gdp 表示）作为地级市的 FDI 水平。利用新的 FDI 规模数据做 OLS 和随机效应检验，如表 7 所示，结果和前文检验结果一致。

3. Tobit 模型回归。由于被解释变量 $Dvar$ 是取值范围为 $(0, 1)$ 的变量，可以采用 Tobit 模型进行回归分析。检验结果与基准回归结果基本一致：外商直接投资对于 DVAR 在总体上有抑制的作用。这一抑制作用主要集中在内资企业，而对于外资企业的作用以正向为主。

4. 制度因素作为控制变量。考虑到不同地区在制度环境上可能存在差异，由这些差异的存在引出了一个问题，FDI 对城市 DVAR 的影响和它所在地区制度环境的变化是否有关？为了进一步考察这一问题，在基准模型的控制变量中引入了地区市场化指数（MKP）^[24]，把 MKP 作为新增的控制变量。表 8 展示了 MKP 指数作为控制变量得到的回归结果。可以明显看出，无论是对于城市总体分析还是分组分析，MKP 对于 DVAR 的影响都是显著为正的，说明一个地区的市场化程度越高，对其 DVAR 的促进作用也会越大。具体的，无论是对于一个城市的总体，还是内资以及外资企业的 DVAR 都有显著的促进作用，对于外资企业的作用强于内资企业。Chakraborty 的研究^[25]表明，具有良好外部市场条件的企业会展现出更高的生产绩效，这与本文检验结果一致。

表 8 稳健性检验二

模型	(1) 总体	(2) 总体	(3) 内资	(4) 外资
估计方法	Tobit	Tobit	Tobit	Tobit
Fdi	-0.106*** (-7.08)	-0.111*** (-7.55)	-0.347*** (-14.49)	0.122*** (3.24)
MKP	0.014*** (6.10)	0.007*** (3.11)	0.016*** (5.19)	0.024*** (5.25)
其他控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	是	是
地区固定效应	否	是	是	是
N	1 573	1 573	1 573	1 573

注：由于篇幅限制，控制变量检验结果没有列出。*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

七、结论和政策建议

在全球化背景下，一个经济体的出口竞争力不仅仅只体现在总量规模上，更重要的是其在全球价值链中攫取国内增加值的能力。在诸多影响 DVAR 的因素中，FDI 是不可忽视的。本文基于微观企业数据库，以测度我国地级市层面的 DVAR 为基础，检验了 FDI 对我国 DVAR 的影响程度和

影响机制,得出以下结论:(1) FDI带来的国外中间品流入,通过竞争效应加剧了其本土企业以及相关行业国内产品的竞争,对本国的中间品产生了一定的替代作用,造成本土企业的产出和对本国中间产品供给的减少,在一定程度上降低了国内出口品的增加值。因此,从总体上看,FDI对于城市的DVAR呈现出抑制的作用。(2)从不同的所有制类型来看,FDI对城市内资企业的DVAR的影响呈现“天花板效应”,说明FDI在初期的时候更多地发挥了示范和人员培训效应,但在越过顶点后竞争效应则显现得更多。FDI对于外资企业显现出的促进作用则得益于FDI技术溢出产生的人员流动效应、示范效应以及竞争效应的正向效果。(3)从不同地区来看,东中西部地区的FDI水平对于DVAR都存在抑制作用,东西部地区的抑制作用稍强于中部。同时,FDI对于中部和西部地区内资企业的抑制作用明显强于东部地区;FDI对于中部外资企业的DVAR表现出一定程度的促进作用。(4)从作用机制上看,FDI通过中间品投入影响城市的出口国内增加值率。对于内资企业,FDI通过中间品投入对DVAR产生抑制的效应,而中间品流入的越多,会减缓FDI对DVAR的抑制作用;对于外资企业,FDI通过中间品投入对DVAR产生促进的效应,中间品的投入程度越高,会减少FDI的促进作用。

基于上述结论,本文的政策启示主要有以下两点:第一,应优化外资引进结构,强化市场引导,从注重引进外资的规模转向注重引进外资的质量。外资对DVAR的作用受到所有制类型的制约,外资企业更能享受到FDI带来的红利。同时,本土企业应充分利用全球价值链这一平台,通过引进中间品,学习发达国家的先进技术和管理经验,在引进外资的同时,进一步提高利用外资的质量,对外资进行结构优化和引导。第二,提升本土企业中间品利用的质量,推进产业转型升级。FDI通过中间品投入对DVAR产生抑制作用主要缘于我国容易被控制了价值链高端环节的发达国家锁定在低端领域,各地政府应该更为积极地制定政策,促进企业尤其是本土企业的创新,提升中间品质量,同时增加中间品种类,防止被进口原材料和中间品所替代,推进本地区的产业转型升级。

参考文献

- [1] 郑丹青,于津平.中国出口贸易增加值的微观核算及影响因素研究[J].国际贸易问题,2014(8).
- [2] 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(4).
- [3] 白光裕,庄芮.全球价值链与国际投资关系研究——中国的视角[J].国际贸易,2015(6).
- [4] 张杰,刘志远,刘元春.中国出口国内附加值的测算与变化机制[J].经济研究,2013(10).
- [5] 张鹏杨,唐宜红.FDI如何提高我国出口企业国内附加值?——基于全球价值链升级的视角[J].数量经济技术经济研究,2018(7).
- [6] 毛其淋,许家云.外资进入如何影响了本土企业出口国内附加值?[J].经济学(季刊),2018(4).
- [7] Javorcik, B. S. Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages[J]. *American Economic Review*, 2004(3).
- [8] Hummels, D., J. Ishii, K. M. Yi. The nature and growth of vertical specialization in world trade[J]. *Journal of International Economics*, 2001(1).
- [9] Koopman, R., Z. Wang, S. J. Wei. Estimating domestic content in exports when processing trade is pervasive[J]. *Journal of Development Economics*, 2012(1).
- [10] Timmer, M. P., A. A. Erumban, B. Los, et al. Slicing up global value chains[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2014(2).
- [11] 王直,魏尚进,祝坤福.总贸易核算法:官方贸易统计与全球价值链的度量[J].中国社会科学,2015(9).
- [12] Kee, H. L., H. Tang. *Domestic Value Added in Chinese Exports*[EB/OL]. https://www.usitc.gov/research_and_analysis/domesticvalue.pdf, 2012-06-01.
- [13] Upward, R., Z. Wang, J. Zheng. Weighing China's export basket: The domestic content and technology inten-

- sity of Chinese exports[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2013(2).
- [14] 吕越, 吕云龙, 包群. 融资约束与企业增加值贸易——基于全球价值链视角的微观证据[J]. *金融研究*, 2017(5).
- [15] 李胜旗, 毛其淋. 制造业上游垄断与企业出口国内附加值——来自中国的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2017(4).
- [16] 苏庆义. 中国省级出口的增加值分解及其应用[J]. *经济研究*, 2016(1).
- [17] 诸竹君, 黄先海, 余骁. 进口中间品质量、自主创新与企业出口国内增加值率[J]. *中国工业经济*, 2018(8).
- [18] Kee, H. L., H. Tang. Domestic value added in exports: Theory and firm evidence from China[J]. *American Economic Review*, 2016(1).
- [19] 郝凤霞, 周冰洁, 杨玉红. FDI流入对我国产业所处全球价值链位置的作用研究[J]. *工业工程与管理*, 2016(1).
- [20] 余森杰, 李乐融. 贸易自由化与进口中间品质量升级——来自中国海关产品层面的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2016(4).
- [21] 罗伟, 葛顺奇. 中国对外直接投资区位分布及其决定因素——基于水平型投资的研究[J]. *经济学(季刊)*, 2013(7).
- [22] Yu, M. J. Processing trade, tariff reductions and firm productivity: Evidence from Chinese firms[J]. *The Economic Journal*, 2015(585).
- [23] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014(5).
- [24] 樊纲, 王小鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数: 各地区市场化相对进程报告[M]. 北京: 经济科学出版社, 2010.
- [25] Chakraborty, P. Judicial quality and regional firm performance: The case of Indian State[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2016(4).

Does FDI Reduce or Increase the Cities' Domestic Value-Added Rate in Exports ?

— Research Based on Data of China's 241 Prefecture-level Cities

LI Xiao-ping, WANG Zi

Abstract: Foreign Direct Investment (FDI) has always been an important force which drives China's economic development, and it is also a knock-and-click for China to have a continuous penetration into the global value chain. How does FDI effect DVAR ? This paper attempts to explore the impact of foreign direct investment on the domestic value-added rate in exports from the prefecture-level market level, using the micro-level enterprise data. Through the calculation of prefecture-level cities' domestic value-added rate, it is found that the DVARs of cities with high foreign investment level is relatively low. In terms of ownership type, foreign direct investment has a promoting effect on foreign-funded enterprises in cities. However, for the local enterprises in the city, it has a kind of inverted U-shaped effect which means the influence of FDI has its ceiling. In terms of geographical distribution, the inhibition of foreign investment on local enterprises reflected in the central and western regions is more obvious, meanwhile the promotion of foreign direct investment is only relatively significant in the central region. This is because the spillover effect of FDI depends on the tradeoff between its positive effects such as the demonstration and the personnel training effect and the negative competition effects. Therefore, optimizing the structure of foreign investment and promoting the upgrading of local enterprises are of great importance.

Key words: FDI; domestic value-added rate in exports; intermediate input; global value chain

(责任编辑 朱 蓓)