

# 外资进入与内资企业出口： 基于价值链角度的经验分析

张伟俊 黄新飞 李莹

(中山大学 国际金融学院, 广东 珠海 519000)

**摘要:**本文从价值链角度出发,匹配中国工业企业数据库和投入产出表,将水平和垂直(前向和后向)溢出统一纳入分析框架内,实证检验了外资进入对内资企业出口的影响。研究发现:第一,外资进入对同行业内资企业出口没有显著影响,但抑制了上游内资企业出口,促进了下游内资企业出口,在控制内生性问题及一系列稳健性检验后该结论依然稳健。第二,机制分析表明,外资进入对上游内资企业出口的抑制作用主要源于低端锁定效应,表现为缩短了国内价值链长度和使上游内资企业更依赖进口中间品;而对下游内资企业出口的促进作用则主要通过技术溢出效应实现,促进了其创新;外资对同行业内资企业并未表现出竞争效应。第三,异质性分析表明,外资进入对下游内资企业出口的正向溢出效应在非国有企业和东部及中部地区企业中表现更加明显。

**关键词:**外资进入;内资企业;出口;价值链

**中图分类号:**F746.12 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2023)02-0091-13

## 一、引言

在全球经济一体化的背景下,国际分工不断深化,碎片化跨国加工成为重要的生产方式,这也促进了价值链向全球的延伸,推动了全球价值链的发展<sup>[1]</sup>。跨国公司开展的国际投资作为推动全球价值链发展的重要力量,在推动一国经济发展中同样扮演着重要的角色。自改革开放以来,我国致力于通过引进外商直接投资(FDI)发展外向型经济,颁布了一系列关于引进外资的政策和实施意见,包括《鼓励外商投资产业目录》的发布和修订等,并取得了令人瞩目的成绩。商务部发布的《中国外资统计公报》显示,截至2020年底,我国累计引进外资企业1040213家,累计使用外资金额24398.1亿美元;特别是在2020年新冠疫情冲击下,全球外商直接投资大幅下降,而我国利用外资金额依然高达1493.4亿美元,实现逆势增长,在全球FDI流入中排名第二。作为“六稳”的重要内容,FDI的出口溢出效应如何,学术界展开了较为丰富的研究。

关于外资进入对出口的溢出效应是否存在,相关研究结论并未达成一致。现有文献更多是从水

**收稿日期:**2022-11-28

**基金项目:**国家社会科学基金资助项目“中国IFDI与OFDI互动发展的内在机制与经济学解释”(16ZDA042)

**作者简介:**张伟俊(1988—),男,甘肃岷县人,中山大学国际金融学院博士生;

黄新飞(1979—),男,江西赣县人,中山大学国际金融学院教授,博士生导师,本文通讯作者;

李莹(1994—),女,湖南耒阳人,中山大学国际金融学院博士生。

平竞争和垂直技术溢出的视角讨论外资进入对企业出口的影响,而从产品生产的价值链长度视角分析外资进入对企业出口溢出效应的研究还较为鲜见。基于此,本文试图从国内价值链长度的视角出发,同时将水平溢出以及垂直溢出(上下游)统一纳入分析框架内,研究外资进入对中国内资企业出口的影响及内在机制,为党的二十大报告提出的推进高水平对外开放理念进行理论和经验阐释。

为了系统地评估外资进入对内资企业出口的溢出效应,本文以中国工业企业数据为基础样本,并结合中国投入产出表进行分析,同时,利用海关数据库和 CNRDS 数据库中的创新专利研究(CIRD)子库进行稳健性检验和机制分析。首先,我们结合中国投入产出表区分了同行业外资进入(行业内)以及上游外资进入和下游外资进入(行业间),从行业内水平溢出以及行业间上下游溢出的角度分析外资进入对内资企业出口的影响。其次,我们通过替换变量、匹配海关数据、更换回归方法和使用工具变量进行稳健性检验。再次,我们分别从竞争效应、低端锁定效应以及技术溢出效应三个角度,分别验证了外资进入对内资企业溢出效应的作用机制。最后,我们根据企业所有制特征以及地区差异特征分析外资进入对内资企业溢出效应的异质性。

下文的安排如下:第二部分为文献综述与理论分析;第三部分为数据、相关变量测度及模型构建;第四部分为回归分析;第五部分为结论与启示。

## 二、文献综述与理论分析

外资进入与企业出口之间的关系一直是国内外学者研究的热点话题,关于二者之间关系的争论从未停止且没有形成统一的观点。

### (一)相关文献梳理

自 Aitken 等 1997 年提出 FDI 出口溢出效应以来<sup>[2]</sup>,学界关于该理论的相关研究已逐渐成熟。学者们主要从 FDI 水平溢出(行业内)和垂直溢出(上游、下游)两个维度展开分析。

首先,关于 FDI 的水平溢出效应。FDI 的进入会对同行业企业产生竞争效应,而竞争效应受行业技术差距的调节作用可分解为竞争挤出效应和竞争逃避效应<sup>[3]</sup>,其对企业的实际溢出效应取决于二者效应的大小,相关的实证研究并没有得到统一的结论。部分学者认为,FDI 对同行业的水平溢出效应为正。例如,Kneller 和 Pisu(2007)使用英国的样本研究表明,FDI 对东道国同行业内资企业的出口存在显著的正向影响<sup>[4]</sup>。国内的研究也同样发现 FDI 的水平溢出效应显著为正<sup>[5]</sup>。而也有学者发现,外资进入对内资企业不存在水平溢出效应抑或存在负向的水平溢出效应<sup>[6][7]</sup>。Aitken 和 Harrison(1999)的研究表明,外资进入会限制内资企业在国内市场的力量,使得内资企业损失大量的市场份额,进而导致较低的经营效率,产生负向溢出效应<sup>[8]</sup>。路江涌(2008)的研究发现,外资引进对内资企业的净溢出效应显著为负<sup>[9]</sup>。李坤望等(2014)的研究也发现外资进入会加剧中国出口企业陷入“低端锁定”和低品质“粗放型”陷阱<sup>[10]</sup>。

其次,关于 FDI 的垂直溢出效应。Kneller 和 Pisu(2007)提出 FDI 流入除了在同行业内产生溢出效应以外,还会通过前向和后向产业关联产生行业间溢出效应<sup>[4]</sup>。Ferragina 和 Mazzotta(2014)使用意大利制造业样本,研究了跨国公司和国内企业间前、后向关联带来的溢出效应<sup>[11]</sup>。Bajgar 和 Javorcik(2020)使用罗马尼亚企业层面的数据研究发现,国内出口企业对应的上游(投入—供应)和下游(投入—采购)行业的跨国企业,会显著提高国内企业出口产品质量<sup>[12]</sup>。而 Anwar 和 Nguyen(2011)使用越南的样本研究发现,跨国企业对内资企业的出口具有正向的前向溢出效应,但后向溢出效应为负<sup>[13]</sup>。在中国视角下,关于 FDI 的垂直出口溢出效应,学者们也展开了较为丰富的研究。部分学者分析了制造业 FDI 的垂直出口溢出效应。例如,孙浦阳等(2015)以及杨俊和郭娟娟(2021)等的研究<sup>[14][15]</sup>。也有学者分析了服务业 FDI 的垂直出口溢出效应<sup>[16]</sup>。孙浦阳等(2018)的研究发现,服务业允许外资参股的政策显著提高了下游制造业的出口倾向和出口额,提高了出口绩效<sup>[17]</sup>。

梳理上述文献可知:第一,关于 FDI 溢出效应的研究较为丰富,但结论不一,且缺乏对 FDI 溢出

渠道的有效检验。第二,现有文献更加关注 FDI 通过溢出效应和竞争效应影响企业出口,而从国内价值链长度视角的相关研究依然不足。与现有文献相比,本文可能存在以下两个创新点:第一,将外资进入对内资企业出口的影响机制分解为竞争效应、低端锁定效应以及技术溢出效应,从国内价值链长度视角拓展了关于外资进入溢出效应的相关文献,提供了通过对外开放提升内资企业出口的有效路径,证实了产品质量提升以及价值链位置的攀升是推动内资企业出口的潜在动力,对破解中国企业“卡脖子”问题具有一定的参考价值。第二,突破了现有关于外资进入溢出效应的研究范式,将水平溢出和垂直溢出统一纳入分析框架,综合考察了外资进入对内资企业出口的影响,重点解释了外资进入对上下游内资企业出口差异化影响的内在机制。

## (二)理论分析

如上文所述,现有文献关于 FDI 流入对出口的影响主要集中于宏观层面的研究,相对较少的微观研究则集中于总体的溢出效应,缺乏对不同价值链位置溢出效应的差异化研究。从产品生产价值链角度来看,FDI 除了对同行业内资企业产生溢出效应以外,还会对产业链上下游关联内资企业出口产生溢出效应,那么,FDI 是否对处在不同产业链位置的内资企业出口产生差异化的溢出效应?其内在机制如何?以下进行具体分析。

第一,FDI 流入通过竞争溢出效应对同行业内资企业出口产生影响。FDI 会对内资企业产生一定的竞争溢出效应,进而对出口产生影响。具体来说,竞争溢出效应主要发生在同行业内,而同行业外资进入对内资企业出口的竞争溢出效应主要体现在竞争挤出效应和竞争逃避效应的相对大小<sup>[3]</sup>,当前者的效应大于后者时,正向的竞争溢出效应会提高内资企业生产率水平,进而促进出口增加,反之,负向的溢出效应会阻碍内资企业的出口,当然也会存在二者相互抵消的情况,即不存在竞争溢出效应。

第二,价值链视角下 FDI 流入对上下游内资企业出口的溢出效应。随着全球经济一体化程度的不断提高,产品的生产变得更加碎片化和专业化,国际分工使各国企业按照自身比较优势嵌入全球价值链进行协同生产<sup>[18]</sup>,而企业所处价值链位置的差异则会导致其选择国内交易抑或出口。作为一种外部冲击,FDI 的流入会打破原有国内生产价值链的平衡,对行业价值链长度产生影响,进而影响企业出口行为。外资进入既可能对内资企业嵌入价值链产生正向作用,也可能产生抑制作用。一方面,随着中国对外开放程度提高,FDI 促进了国内市场的一体化,这使得内资企业可根据自身的比较优势嵌入国内、国际双重价值链条中;另一方面,FDI 会使得地方政府以放弃国内地方规模经济为代价而选择国际市场规模所带来的经济效应,导致国内地方保护和市场分割加剧<sup>[19]</sup>,一定程度上阻碍了国内区域间垂直专业化生产。值得注意的是,不论 FDI 的流入是推动还是抑制了内资企业嵌入全球价值链,其产生的后果均是打破了国内原有的生产价值链条,使得价值链在各环节上实现了相应的分离和重组,这会导致内资企业在内销和出口行为上做出调整。产品价值链的运行分为生产者驱动和购买者驱动两种模式,前者重点关注的是价值链中的后向关联度,即 FDI 处于下游位置;而后者则主要关注前向关联度,即 FDI 处于上游位置。本文认为,生产者驱动型与购买者驱动型的外资进入对内资企业的影响是存在差异的。具体来说:

从后向关联度来看,作为购买者驱动的外资处于下游位置,外资企业可能通过买方势力,要求上游内资企业使用特定许可技术提供高标准投入品<sup>[20]</sup>,而对于上游供给的内资企业来说,其较低的生产技术可能无法满足下游外资企业的需求。现有文献表明,上游内资企业在无法满足下游外资企业需求的情况下,下游外资企业为确保产品质量,通常会提供资金、技术、生产设备等方面的支持,从而提高上游内资企业的技术水平以达到自身对中间品质量的要求<sup>[21]</sup>。然而,随着外资企业全球价值链布局的不断完善,其进口中间品的成本降低以及全球价值链内部化优势凸显,下游外资企业会通过低端锁定效应来限制上游内资企业的生产水平,其更愿意通过进口高质量中间品来替代上游内资企业的供给,这会导致上游内资企业在国内的生产价值链长度缩短,使得其自主创新不足,出口产品竞争力下降,进而出口下降。

从前向关联来看,作为生产者驱动型的外资进入价值链上游位置,相较于处于下游位置的内地企业来说,外资企业具有较高的生产率,其掌握着较为核心的生产技术,通常为下游内地企业提供高质量的中间品<sup>[22]</sup>,这会对下游内地企业产生一定的技术溢出,下游企业可通过模仿创新等方式提高产品质量,进而促进其出口。在此过程中,上游外资企业除了对内地企业可能产生示范效应以外,还有可能遭受跨国公司甚至发达经济体的策略性制裁,将内地下游企业锁定于低端加工制造环节,若内地企业没有能力从上游外资企业供给中获益,就会导致成本增加,进而降低出口<sup>[23]</sup>。

综合而言,外资进入会通过竞争挤出效应和竞争逃避效应对同行业内地企业出口产生溢出效应,净溢出效应因二者的相对大小变得不确定。外资进入对上游内地企业存在后向关联锁定效应,抑制上游内地企业的出口,低端锁定可能是这种抑制效应的主要渠道。外资进入对下游内地企业存在前向技术溢出效应和锁定效应,其对下游内地企业出口的影响方向不确定。

### 三、数据、相关变量测度及模型构建

#### (一)数据来源及说明

本文使用的主要数据来源于1998—2007年中国工业企业数据库<sup>①</sup>。与现有文献的处理方法一样,首先剔除工业总产值、工业增加值和固定资产等关键变量数值小于0及缺失样本;其次,删除企业中从业人数小于8以及总资产小于流动资产或总固定资产的样本。与此同时,为了排除异常值带来的影响,我们对相关连续变量进行了上下1%的缩尾处理。需要注意的是,本文关于外资进入水平的指标测度是基于行业层面,而本文样本区间内工业企业统计中的行业标准发生过变化,因此,我们需要将所有行业标准进行统一。具体来说,本文将研究样本统一为2002年行业标准<sup>②</sup>。与此同时,本文还使用2002年及2007年的中国投入产出表中的122个部门数据以计算直接消耗系数,并结合中国工业企业数据中的相关变量,构建了衡量外资进入溢出的指标。此外,除上述两个数据库之外,还会涉及海关企业数据库以及CNRDS数据库。

#### (二)相关变量测度

1. 企业出口的测度。考虑到中国工业企业数据库中变量的局限性,本文参照蒋冠宏和蒋殿春(2014)的衡量方法<sup>[24]</sup>,使用出口交货值与销售额的比值衡量企业出口水平。为了保证结果的可靠性,下文分析中,我们使用出口交货值绝对量加1取自然对数形式进行稳健性检验。

2. FDI溢出效应指标的测度。参考Javorcik(2004)以及Lu等(2017)的研究思路<sup>[6][23]</sup>,本文构建了关于外资进入的水平溢出指标(Hor)、前向溢出指标(FL)以及后向溢出指标(BL)。水平溢出的构建公式如下:

$$Hor_{jt} = \left( \sum_{i \in j} fdi_{it} \times Y_{it} \right) / \sum_{i \in j} Y_{it} \quad (1)$$

式(1)中,i,j以及t分别表示企业、行业和年份,fdi<sub>it</sub>表示企业中外商投资占比,与Lu等(2017)的计算方法一致<sup>[6]</sup>,使用外商和港澳台资本之和占实收资本的比重表示。与此同时,使用同一行业中企业的产出作为权重,如式(1)中的分子所示,分母为同一行业中所有企业产出之和。为了验证结论的稳健性,下文还进一步使用劳动等变量作为权重重新进行测算。

在外资进入水平溢出指标的基础上,结合投入产出表,本文进一步构建了如下外资进入的垂直溢出指标(包括后向溢出和前向溢出),其中后向溢出效应为:

$$BL_{jt} = \sum_{k \neq j} (output_{jkt} / \sum_k output_{jkt}) \times Hor_{kt} \quad (2)$$

式(2)中的output<sub>jkt</sub>表示j行业在t年向下游k行业出售的中间品,括号中的求和表示j行业向下游k行业出售中间品的总和。后续使用劳动等变量作为权重计算企业后向关联度进行稳健性检验。与后向溢出指标的构建方式类似,对应的前向溢出指标如下:

$$FL_{jt} = \sum_{f \neq j} (input_{jft} / \sum_f input_{jft}) \times Hor_{ft} \quad (3)$$

式(3)中的input<sub>jft</sub>表示j行业在t年从上游f行业购买的中间品,括号中的分母求和表示j行业

向上游 f 行业购买中间投入的总和,后续也使用劳动等变量作为权重计算企业前向关联度进行稳健性检验。

3. 控制变量的测度。为了尽可能地排除由于遗漏变量导致的内生性问题,参照蒋冠宏和蒋殿春(2014)的研究<sup>[24]</sup>,我们在回归分析中加入如下企业层面和区域层面的控制变量:(1)企业规模(size),使用企业当年年末从业人员数量加 1 取自然对数衡量;(2)企业年龄(age),使用年份减去企业注册时间并取自然对数衡量;(3)资本密集度(kl),以企业固定资产净值与年末从业人员之比的自然对数衡量;(4)利润率(pro),以企业利润总额与销售收入之比加 1 的自然对数形式来衡量;(5)是否为国有企业(ifsoe),若企业为国有企业则定义为 1,否则为 0;(6)是否为集体企业(col),若企业为集体企业则定义为 1,否则为 0;(7)全要素生产率(tfp),考虑到中国工业企业数据库中的有关变量缺失等问题,本文使用 LP 方法计算 tfp;(8)企业融资约束(fincon),以企业利息支出与固定资产比值衡量,其值越小表明企业面临的融资约束越大;(9)地区差异,考虑到企业出口的区域差异,本文根据东部、中部以及西部的划分构建了东部和中部虚拟变量以控制地区间的差异<sup>③</sup>。表 1 是上述变量的定义以及相应的描述性统计。

表 1 变量定义及描述性统计

| 变量名称      | 具体含义     | 观测值     | 均值    | 标准差   | 最小值    | 最大值    |
|-----------|----------|---------|-------|-------|--------|--------|
| EX        | 内资企业出口   | 1311180 | 0.090 | 0.250 | 0      | 1.120  |
| Hor       | FDI 水平溢出 | 1311180 | 0.200 | 0.150 | 0      | 0.960  |
| BL        | FDI 后向溢出 | 1311180 | 0.090 | 0.060 | 0      | 0.510  |
| FL        | FDI 前向溢出 | 1311180 | 0.090 | 0.040 | 0      | 0.350  |
| age       | 企业年龄     | 1311180 | 2.040 | 1.000 | 0      | 3.930  |
| size      | 企业规模     | 1311180 | 4.810 | 1.090 | 2.560  | 7.930  |
| kl        | 资本密集度    | 1311180 | 3.580 | 1.190 | 0.420  | 6.800  |
| pro       | 企业利润率    | 1311180 | 0.020 | 0.110 | -0.710 | 0.290  |
| tfp       | 企业生产率    | 1311180 | 6.840 | 1.270 | -3.020 | 15.540 |
| fincon    | 企业融资约束   | 1311180 | 0.050 | 0.100 | -0.030 | 0.670  |
| ifsoe     | 是否为国有企业  | 1311180 | 0.150 | 0.360 | 0      | 1      |
| col       | 是否为集体企业  | 1311180 | 0.160 | 0.370 | 0      | 1      |
| east area | 是否在东部地区  | 1311180 | 0.610 | 0.490 | 0      | 1      |
| med area  | 是否在中部地区  | 1311180 | 0.260 | 0.440 | 0      | 1      |

### (三)模型构建

为了全面验证外资进入对内资企业出口的影响,我们将外资进入的水平溢出指标以及垂直溢出(上游和下游)指标统一纳入分析框架中,构建了如下的基准回归模型:

$$EX_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Hor_{jt} + \alpha_2 FL_{jt} + \alpha_3 BL_{jt} + \sum_m \alpha_m Z_{mit} + \gamma_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中的  $i, j$  和  $t$  分别表示企业、行业以及年份,EX 为企业出口的代理变量,核心解释变量包括 Hor、FL 和 BL, Z 包含上文提到的控制变量; $\gamma_i$  为企业层面的固定效应,以控制来自企业层面不随时间变化的特征; $\gamma_t$  为年度固定效应,以控制来自宏观经济波动冲击方面的影响(如金融危机等), $\epsilon_{it}$  为随机误差项。考虑到本文核心解释变量为行业层面,本文使用行业层面的聚类稳健标准误。

## 四、回归分析

### (一)基准回归

鉴于本文关注的重点为外资进入对内资企业出口的影响,于是参照 Lu 等(2017)以及毛其淋和方森辉(2020)的文章<sup>[6][7]</sup>,我们剔除样本中外资持股比例大于 25% 的企业,如此,可排除由于外资企业自身出口所带来的整体混杂因素。表 2 汇报了基准回归结果,其中前三列分别为使用 FDI 水平溢出指标、后向溢出指标以及前向溢出指标的回归结果,列(4)是将三类溢出指标同时纳入的回归结果。所有回归均加入控制变量和企业、时间固定效应。与此同时,为了解决序列相关性及组内异方差问

题,所有的标准误均为四位码行业(CIC4)层面聚类的标准误。列(1)的回归结果显示,水平溢出效应的系数为正但不显著,表明外资进入对同行业企业出口不存在溢出效应。如上文所述,外资进入可能会导致同行业企业的竞争挤出效应和竞争逃避效应相互抵消,使得水平溢出效应并不明显。列(2)的回归结果显示,后向溢出的回归系数在5%的水平下显著为负,表明外资进入对上游内资企业出口存在负向溢出效应。列(3)中前向溢出的回归系数在5%的水平下显著为正,表明外资进入对下游内资企业出口具有显著的正向溢出效应。列(4)的回归结果表明前三列的回归结果稳健。以列(4)为例,后向溢出从1998年的0.0741增加到2007年的0.1049,增加了41.57%,因此,后向溢出每增加1%,将会导致内资企业出口降低0.96% $(=0.4157 \times 0.0231 \times 100)$ ;外资前向溢出从1998年的0.0774增加到2007年的0.1,增加了33.07%,即外资前向溢出每增加1%,将会导致内资企业出口增加1.03%。上述结果表明,外资进入对同行业内资企业出口的溢出效应不显著,外资进入对上游内资企业出口主要表现出负向溢出效应,而对下游内资企业出口主要表现出正向溢出效应。

表2 外资进入对企业出口的影响

|                | (1)                | (2)                   | (3)                  | (4)                   |
|----------------|--------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
|                | 出口                 | 出口                    | 出口                   | 出口                    |
| Hor            | 0.0045<br>(0.0056) |                       |                      | 0.0039<br>(0.0056)    |
| BL             |                    | -0.0241**<br>(0.0114) |                      | -0.0231**<br>(0.0113) |
| FL             |                    |                       | 0.0364**<br>(0.0162) | 0.0312*<br>(0.0162)   |
| 样本量            | 1311180            | 1311180               | 1311180              | 1311180               |
| R <sup>2</sup> | 0.8416             | 0.8417                | 0.8417               | 0.8417                |
| 控制变量           | 控制                 | 控制                    | 控制                   | 控制                    |
| 年份固定效应         | 控制                 | 控制                    | 控制                   | 控制                    |
| 企业固定效应         | 控制                 | 控制                    | 控制                   | 控制                    |

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,括号中均为行业四位码聚类标准误,下表同。

## (二)稳健性检验<sup>④</sup>

为了进一步检验基准回归结论的可靠性,本文分别进行如下稳健性检验:

1.替换主解释变量。为了保证结论的可靠性,我们首先替换核心解释变量的测算方法,使用企业从业人员替代总产值作为权重重新计算外资进入的水平溢出以及前、后向溢出效应指标,并按照基准回归的模式重新进行检验。

2.替换被解释变量。我们进一步使用企业出口的绝对量来衡量出口水平。具体地,我们使用企业出口交货值加1取自然对数的方法衡量企业出口水平。

3.匹配海关样本回归。考虑到工业企业中部分企业出口交货值存在缺失的问题,我们进一步匹配工业企业数据与海关企业数据,获取企业出口额指标进行稳健性检验。

4.替换回归方法。考虑到本文出口样本中存在大量零值,这可能会导致回归结果存在偏误,而对于被解释变量存在大量零值的常用做法是使用泊松伪最大似然估计(PMLL)方法,因此,本文进一步使用PPML方法对样本重新进行回归。

5.控制行业竞争水平。考虑到行业层面的竞争程度可能会影响外资进入水平,我们在基准回归的基础上进一步控制了行业竞争程度。我们采用行业层面的赫芬达尔指数衡量行业竞争水平,该指数越小表明行业竞争水平越高,反之,则表明行业竞争水平越低。

6.工具变量法。本文主要探究的是外资进入对内资企业出口的影响,在微观企业研究中一般将行业层面的外资进入视为较为外生的因素<sup>[23]</sup>。考虑到主解释变量为行业层面的外资进入溢出效应指标,而被解释变量为企业层面,二者之间由于反向因果关系而导致的内生性问题并不严重。但本研究可能存在测量误差和遗漏变量问题。一方面,本文的解释变量主要是通过投入产出表构建行业上

下游关联指标,并使用企业规模等进行加权处理,这可能会存在因测量误差导致的内生性问题,虽然我们使用相应的替代变量进行稳健性检验,但测量误差问题可能依然存在。另一方面,本研究可能存在一定的遗漏变量问题,虽然在回归分析中我们尽可能地控制了影响外资进入的各种因素及不同的固定效应,但囿于数据和相关因素的不可观测,使得部分影响外资进入溢出效应的因素不可捕捉,例如,外资的进入可能会受到东道国制度甚至是地方政府的影响,这都可能导致本文研究结论存在偏误。为了解决上述问题,本文进一步使用工具变量法进行检验。我们以中国 2001 年加入 WTO 作为外生冲击,以 1997 年商务部发布的《外商投资产业指导目录》(以下简称《目录》)为标准,根据 2002 年《目录》中相应产业变化,设置相应的行业处理组与对照组。该《目录》针对的目标企业为外商投资企业,并不会直接影响内资企业的出口行为,因此,该指导目录会通过影响外资进入,进而对内资企业产生溢出效应。具体地,我们参照 Lu 等(2017)以及毛其淋和方森辉(2020)的思路<sup>[6][7]</sup>,根据 2002 年的《目录》相对于 1997 年《目录》中的行业变化,识别出我国加入 WTO 外资管制程度的变化情况,若某行业存在管制放松情况,则将该行业中的企业定义为处理组,否则定义为对照组<sup>⑥</sup>,并利用 GB 编码与中国工业企业数据库合并。基于以上分析,我们分别构建了水平溢出、后向溢出和前向溢出的工具变量。

通过上述稳健性检验,核心解释变量系数的显著性、方向以及大小与基准回归结果基本一致,表明本文研究结论稳健。

### (三)机制检验

根据上文理论分析,外资进入对内资企业出口的溢出效应渠道可能因外资进入价值链的位置不同而存在差异。具体地,我们基于上文理论分析,从竞争效应、低端锁定效应和技术溢出效应三个角度,分析外资进入对内资企业出口的影响渠道。

1. 竞争效应。现有研究表明外资进入会对内资企业产生一定的竞争效应,且这一效应在水平溢出中表现明显。为了明晰外资进入是否通过竞争效应对内资企业出口产生影响,本文构建了行业层面的赫芬达尔—赫希曼指数(HHI)以衡量国内行业层面的竞争程度。表 3 为将竞争程度作为机制变量的检验结果。其中,列(1)与表 2 中列(4)相同。列(2)为 FDI 溢出效应对竞争程度的回归结果,Hor 的系数显著为负,这说明外资进入提高了同行业的竞争水平,而 FL 的系数显著为正,说明外资进入弱化了下游内资企业的竞争水平,但是 BL 的系数不显著。列(3)为将 FDI 溢出效应和竞争程度对企业出口的回归结果,可以看出,中介变量 HHI 的回归系数不显著,表明竞争效应并不是外资进入影响内资企业出口的主要机制,这与柴敏(2006)的结论是一致的<sup>[25]</sup>。

表 3 机制检验:竞争效应

|                | (1)                   | (2)                    | (3)                   |
|----------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|                | 出口                    | HHI                    | 出口                    |
| Hor            | 0.0039<br>(0.0056)    | -0.0388***<br>(0.0113) | 0.0042<br>(0.0056)    |
| BL             | -0.0231**<br>(0.0113) | 0.0414<br>(0.0272)     | -0.0235**<br>(0.0113) |
| FL             | 0.0312*<br>(0.0162)   | 0.1125***<br>(0.0422)  | 0.0302*<br>(0.0163)   |
| HHI            |                       |                        | 0.0096<br>(0.0076)    |
| R <sup>2</sup> | 0.8417                | 0.7124                 | 0.8417                |
| 样本量            | 1311180               | 1311180                | 1311180               |
| 控制变量           | 控制                    | 未控制                    | 控制                    |
| 年份固定效应         | 控制                    | 控制                     | 控制                    |
| 企业固定效应         | 控制                    | 未控制                    | 控制                    |

注:考虑到列(2)回归中的因变量和主解释变量均为行业层面,我们在回归分析中并未加入企业层面相关控制变量和企业固定效应。

2. 低端锁定效应。(1) 从价值链角度验证。为了验证低端锁定机制是否存在, 本文参照 Wang 等 (2017) 的方法<sup>[26]</sup>, 构建了中国国内价值链长度指标来验证外资进入是否对不同位置的内资企业产生差异化的影响。国内价值链长度是衡量价值链特征的一个重要指标, 表示最终消费品在生产过程中所经历的环节数, 反映生产过程的复杂程度。选择国内价值链长度来验证低端锁定效应有两点原因: 一是国内价值链延长有利于国内企业更好地发挥分工带来的比较优势, 提高企业产品质量, 进而促进出口; 二是国内价值链延长使得上下游企业间联系更加紧密, 这有利于企业进行资源整合, 提高企业生产效率, 进而促进企业出口。因此, 若外资进入缩短了国内价值链长度, 则表明外资进入对内资企业存在锁定效应, 反之, 则可能存在技术溢出效应。

具体回归结果如表 4 所示, 其中, 列(1)为基础回归结果。列(2)为使用国内价值链长度作为因变量进行回归分析的结果, 可以看出 Hor 的系数不显著, BL 的系数显著为负, 这说明外资水平溢出不会对同行业价值链长度产生影响, 而外资后向溢出会使得上游内资企业所在行业的价值链长度显著缩短; FL 的系数显著为正, 表明外资前向溢出会显著延长下游内资企业所在行业的价值链长度。列(3)为纳入外资溢出和国内价值链长度变量的回归结果, 中介变量国内价值链长度的系数在 5% 的水平下显著为正。上述结果说明, 外资水平溢出对同行业内资企业出口不存在低端锁定效应; 而对于后向溢出来, 外资进入会通过缩短上游内资企业所在行业的价值链长度, 进而抑制企业出口, 证实了存在低端锁定效应; 对于前向溢出来, 外资进入会通过延伸下游内资企业所在行业的价值链, 进而促进出口, 证实了存在技术溢出效应。即外资进入对上游内资企业存在低端锁定效应, 而对下游内资企业存在技术溢出效应。

表 4 机制检验: 国内价值链长度

|                | (1)                    | (2)                     | (3)                    |
|----------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
|                | 出口                     | 国内价值链长度                 | 出口                     |
| Hor            | 0.0040<br>(0.0056)     | 0.0404<br>(0.0338)      | 0.0156<br>(0.0144)     |
| BL             | -0.0233 **<br>(0.0113) | -0.5262 ***<br>(0.1548) | -0.0210<br>(0.0213)    |
| FL             | 0.0311 *<br>(0.0163)   | 0.8873 ***<br>(0.2146)  | 0.0956 ***<br>(0.0294) |
| 国内价值链长度        |                        |                         | 0.0095 **<br>(0.0043)  |
| 样本量            | 526232                 | 526232                  | 526232                 |
| R <sup>2</sup> | 0.8477                 | 0.9546                  | 0.8477                 |
| 控制变量           | 控制                     | 未控制                     | 控制                     |
| 年份固定效应         | 控制                     | 控制                      | 控制                     |
| 企业固定效应         | 控制                     | 未控制                     | 控制                     |

注: 由于合并行业价值链长度数据使得样本量减少, 因此, 列(1)中第一步的检验使用合并以后的样本回归。

(2) 从进口中间品角度验证。上文从价值链长度视角的研究表明外资进入对上游内资企业存在低端锁定效应。为了保证结论的可靠性, 本文使用进口中间品质量分析不同外资进入方式的锁定效应<sup>[27]</sup>。根据上文的逻辑分析, 若外资进入对上游的内资企业存在低端锁定效应, 那么外资进入会使得上游内资企业的中间品进口质量提升, 进而抑制出口。原因如下: 第一, 受自身资金和技术的限制, 进口高质量中间品会对内资企业产生挤出效应; 第二, 进口高质量中间品的费用较高, 同时, 出口又面临着被低价压榨的风险, 可能会对企业出口产生阻碍作用; 第三, 低端锁定使得内资企业被锁定在低端环节, 阻碍其产品质量升级, 这会导致内资企业更加依赖于进口高质量中间品, 陷入进口依赖困境。为此, 本文将海关数据库中的中间品进口企业与中国工业企业数据库进行合并, 进行实证检验。

表 5 展示了相应的回归结果, 其中, 该表中列(1)与表 4 中的列(1)一致。列(2)将进口中间品质量作为因变量进行回归分析, Hor 和 FL 的系数均不显著, 仅 BL 的系数显著为正, 即外资水平溢出和前向溢出对中间品进口质量没有影响, 而外资后向溢出会显著提高进口中间品质量, 这说明外资进入



会使得上游内资企业对高质量中间品进口的需求增加,即外资进入并没有使得上游内资企业增加高质量产品的生产,而更多依赖进口获取。列(3)中的进口中间品质量系数在1%的水平下显著为负,说明外资进入对上游内资企业存在低端锁定效应,而在同行业内资企业和下游内资企业中并未找到相关证据。从中间品进口角度我们进一步证明,外资进入对上游内资企业存在明显的低端锁定效应。

表 5 机制检验:进口中间品质量

|                | (1)                    | (2)                   | (3)                     |
|----------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|
|                | 出口                     | 进口中间品质量               | 出口                      |
| Hor            | 0.0040<br>(0.0056)     | -0.0085<br>(0.0088)   | 0.0155<br>(0.0230)      |
| BL             | -0.0233 **<br>(0.0113) | 0.0387 **<br>(0.0169) | -0.0162<br>(0.0513)     |
| FL             | 0.0311 *<br>(0.0163)   | 0.0022<br>(0.0394)    | 0.0419<br>(0.0934)      |
| 进口中间品质量        |                        |                       | -0.0845 ***<br>(0.0238) |
| 样本量            | 526232                 | 526232                | 526232                  |
| R <sup>2</sup> | 0.8477                 | 0.7695                | 0.8785                  |
| 控制变量           | 控制                     | 控制                    | 控制                      |
| 年份固定效应         | 控制                     | 控制                    | 控制                      |
| 企业固定效应         | 控制                     | 控制                    | 控制                      |

3.技术溢出效应。外资进入可通过技术溢出效应影响内资企业的出口行为。为了更加确切地验证该机制的合理性,本文通过企业创新水平来验证外资的技术溢出效应和内资企业的模仿创新水平。企业创新数据来源于 CNRDS 数据库,创新主要使用发明专利数量、外观专利数量和实用新型专利数量加 1 取自然对数的形式衡量。表 6 展示了相应回归结果,其中,列(1)为基础回归结果。列(2)~(4)分别汇报了外资进入对发明专利、外观专利以及实用新型专利的回归结果。可以看出,Hor 和 FL 的系数对发明专利和实用新型专利均显著为正,而 BL 仅对外观专利的系数显著为负,说明外资水平溢出和前向溢出显著提高了内资企业的创新水平,而外资后向溢出仅对外观专利具有显著的抑制作用。列(5)~(7)为外资溢出和创新对出口的回归结果,创新变量的系数均在 1%的水平下显著为正。上述结果表明,外资进入对下游内资企业存在技术溢出效应,说明外资进入通过提高下游内资企业的创新水平,进而促进了出口,进一步证实了前向溢出对下游内资企业出口存在技术溢出效应。

表 6 机制检验:技术溢出

|                | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    | (5)                    | (6)                    | (7)                    |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                | 出口                     | 发明专利                   | 外观专利                   | 实用新型专利                 | 出口                     | 出口                     | 出口                     |
| Hor            | 0.0039<br>(0.0056)     | 0.0186 ***<br>(0.0046) | -0.0033<br>(0.0048)    | 0.0253 ***<br>(0.0063) | 0.0036<br>(0.0056)     | 0.0042<br>(0.0056)     | 0.0035<br>(0.0055)     |
| BL             | -0.0231 **<br>(0.0113) | 0.0116<br>(0.0133)     | -0.0172 **<br>(0.0087) | 0.0218<br>(0.0157)     | -0.0235 **<br>(0.0111) | -0.0233 **<br>(0.0113) | -0.0237 **<br>(0.0112) |
| FL             | 0.0312 *<br>(0.0162)   | 0.0620 ***<br>(0.0166) | 0.0368 *<br>(0.0208)   | 0.0964 ***<br>(0.0246) | 0.0288 *<br>(0.0162)   | 0.0285 *<br>(0.0161)   | 0.0280 *<br>(0.0161)   |
| 发明专利           |                        |                        |                        |                        | 0.0062 ***<br>(0.0016) |                        |                        |
| 外观专利           |                        |                        |                        |                        |                        | 0.0041 ***<br>(0.0014) |                        |
| 实用新型专利         |                        |                        |                        |                        |                        |                        | 0.0046 ***<br>(0.0010) |
| R <sup>2</sup> | 0.8417                 | 0.5151                 | 0.4915                 | 0.5285                 | 0.8417                 | 0.8417                 | 0.8417                 |
| 样本量            | 1311180                | 1311180                | 1311180                | 1311180                | 1311180                | 1311180                | 1311180                |
| 控制变量           | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| 年份固定效应         | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| 企业固定效应         | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     |

#### (四)异质性分析

1.企业所有制异质性检验。上文我们主要分析了外资进入对内资企业出口的溢出效应,主要考察的是平均影响效应,但该效应可能因企业所有制而存在差异。与民营企业相比,一方面,国有企业天然的政治联系使其受到更多政府干预的影响,市场化程度相对较低,其更追求经营的稳定性和安全性,更多地承担了政治责任和社会责任,因此,其吸收外资溢出效应的动机不强,进而影响其出口水平。另一方面,国有企业在政策支持、政府补贴、信贷融资等方面都具有相对优势,这就使得国有企业受到的竞争压力较小<sup>[28]</sup>,因而会导致企业创新的内在激励不足,从而影响出口水平。为了进一步探究国有企业与民营企业对外资进入的差异化反应,本文在式(4)的基础上引入外资进入与是否为国有企业(ifsoe)的交互项。具体回归结果如表7所示,我们发现仅外资进入前向溢出与国有企业交互项的系数在5%的水平下显著为负,而外资进入水平溢出和外资进入后向溢出与ifsoe交互项的系数均不显著,这表明相对于国有企业而言,民营企业出口对外资进入的前向溢出效应反应更加明显。这可能是由于民营企业的生产率水平整体高于国有企业,其对技术的吸收能力更强,外资前向溢出对民营企业出口的作用就更明显。

表7 异质性分析:企业所有制差异

|                | (1)                    | (3)                    | (2)                    | (4)                    |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                | 出口                     | 出口                     | 出口                     | 出口                     |
| Hor            | 0.0043<br>(0.0058)     | 0.0039<br>(0.0056)     | 0.0037<br>(0.0056)     | 0.0042<br>(0.0058)     |
| BL             | -0.0232 **<br>(0.0112) | -0.0250 **<br>(0.0115) | -0.0228 **<br>(0.0113) | -0.0250 **<br>(0.0114) |
| FL             | 0.0311 *<br>(0.0162)   | 0.0313 *<br>(0.0162)   | 0.0373 **<br>(0.0173)  | 0.0372 **<br>(0.0173)  |
| Hor×ifsoe      | -0.0041<br>(0.0058)    |                        |                        | -0.0031<br>(0.0058)    |
| BL×ifsoe       |                        | 0.0224<br>(0.0228)     |                        | 0.0253<br>(0.0226)     |
| FL×ifsoe       |                        |                        | -0.0459 **<br>(0.0230) | -0.0455 **<br>(0.0229) |
| R <sup>2</sup> | 0.8417                 | 0.8417                 | 0.8417                 | 0.8417                 |
| 样本量            | 1311180                | 1311180                | 1311180                | 1311180                |
| 控制变量           | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| 年份固定效应         | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     |
| 企业固定效应         | 控制                     | 控制                     | 控制                     | 控制                     |

2.地区异质性检验。外资进入主要通过技术溢出促进下游内资企业的出口,这种促进作用更加依赖于技术距离的大小<sup>[14]</sup>,而不同地区企业的技术吸收能力可能存在差异。东部和中部城市的经济发展水平较高,企业能获取较多的资源和技术支持,其技术水平整体更高,技术吸收能力更强,外资进入的技术溢出效应可能在这些地区会更大。为此,本文根据企业所处位置,设置是否为西部地区企业的虚拟变量(west),若企业处于西部省份则定义为1,否则为0。在式(4)的基础上加入该虚拟变量与外资溢出指标的交互项,以检验外资进入对不同地区企业的差异化影响。表8汇报了相应的回归结果,从列(1)~(4)可以看出,仅外资进入的前向溢出与west交互项的系数在1%的水平下显著为负,而外资进入水平溢出和外资进入后向溢出与west的交互项系数均不显著。这表明与西部地区相比,外资进入对东部和中部地区下游内资企业的出口溢出效应更加明显,这可能是因为东部和中部地区企业拥有更高的技术水平,其吸收技术溢出的能力更强,因此,外资进入对东部和中部下游内资企业的溢出效应更加明显。

表 8

异质性分析:地区差异

|                | (1)                    | (2)                   | (3)                     | (4)                     |
|----------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|-------------------------|
|                | 出口                     | 出口                    | 出口                      | 出口                      |
| Hor            | 0.0039<br>(0.0060)     | 0.0038<br>(0.0056)    | 0.0037<br>(0.0056)      | 0.0033<br>(0.0060)      |
| BL             | -0.0231 **<br>(0.0113) | -0.0221 *<br>(0.0115) | -0.0232 **<br>(0.0113)  | -0.0227 *<br>(0.0116)   |
| FL             | 0.0312 *<br>(0.0163)   | 0.0312 *<br>(0.0163)  | 0.0405 **<br>(0.0169)   | 0.0408 **<br>(0.0171)   |
| Hor×west       | -0.0001<br>(0.0079)    |                       |                         | 0.0040<br>(0.0079)      |
| BL×west        |                        | -0.0094<br>(0.0204)   |                         | -0.0037<br>(0.0195)     |
| FL×west        |                        |                       | -0.0893 ***<br>(0.0298) | -0.0908 ***<br>(0.0289) |
| R <sup>2</sup> | 0.8417                 | 0.8417                | 0.8417                  | 0.8417                  |
| 样本量            | 1311180                | 1311180               | 1311180                 | 1311180                 |
| 控制变量           | 控制                     | 控制                    | 控制                      | 控制                      |
| 年份固定效应         | 控制                     | 控制                    | 控制                      | 控制                      |
| 企业固定效应         | 控制                     | 控制                    | 控制                      | 控制                      |

注:在进行地区异质性分析时,去除了关于地区虚拟变量的控制变量。

## 五、结论与启示

本文分析了外资进入对中国内资企业出口的影响,将外资进入的水平、垂直(前、后向)溢出效应统一纳入分析框架内,分别从竞争效应、低端锁定效应以及技术溢出效应的角度探究了外资进入对内资企业出口的差异化影响机制,并进行了实证检验。本文研究的主要结论包括:第一,外资进入对同行业内资企业出口没有显著影响,但抑制了上游内资企业出口,促进了下游内资企业出口,在控制内生性问题及一系列稳健性检验后该结论依然稳健。第二,外资进入主要通过缩短国内行业价值链长度抑制上游内资企业的出口,即存在低端锁定效应,该结论可从外资进入显著促进了上游内资企业进口中间品质量提高得到佐证;外资进入还会通过延长国内行业价值链长度促进下游内资企业的出口,即存在技术溢出效应,从企业创新角度进行的研究也佐证了该结论的可靠性;而外资对同行业内资企业,并没有表现出上述两种作用机制,这表明外资进入未能完全破解中国内资企业“卡脖子”的困境,尤其体现在上游内资企业中。第三,外资进入对内资企业出口的前向溢出效应存在显著的异质性,对下游内资企业出口的正向溢出在非国有企业和东部及中部地区企业中表现得更为明显。提高下游企业技术水平和技术吸收能力有利于充分吸收外资的溢出效应,进而提高企业出口水平。

本研究从价值链角度更加全面地评估了外资进入对中国内资企业出口的溢出效应,研究结论对我国引进外资政策以及内资企业的发展具有重要的启示:(1)我国在放开外资进入管制过程中,为了更好地发挥其对内资企业出口的作用,应更加全面地审视外资进入对内资企业出口的溢出效应,从价值链视角出发,渐进、有序地放开上游行业,充分利用上游外资企业的技术优势,通过技术溢出效应加快提升下游内资企业的技术水平。(2)在推动对外开放的同时,要注重上游内资企业在价值链中位置的攀升,延长国内生产价值链长度;同时,注重内资上游企业的自主创新能力,摆脱依靠进口高质量中间品的束缚,破除外资企业对上游内资企业的低端锁定问题。

## 注释:

①本文选取样本区间 1998—2007 年的原因如下:一是 2008—2010 年的工企库仅提供了实收资本指标,而并未提供具体的外商资本金和港澳台资本金信息,无法准确判断外资进入水平,且缺失企业中间投入变量,并不能依据企业生产率计算方法测算对应企业生产率,而企业生产率是影响企业出口的重要因素。二是选取 1998—2007 年样本,可根据中国加入 WTO 并承诺放开部分行业外资限制附属条款的外生冲击,构建关于外资进入的工具变量进行因果识别检验,可有效检验内生性问题。

②在本文样本区间内,行业标准发生过一次调整,即 2003—2007 年使用的标准为 GB/T 4754—2002,这就代替了原来 1995—2002 年使用的 GB/T 4754—1994,因此,为了统一行业标准,本文将样本区间内的所有行业统一为 GB/T 4754—2002 标准。

③东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、辽宁;西部地区包括四川、重庆、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古。

④受篇幅所限,本文稳健性检验结果均未列出,有兴趣的读者可向作者索要。

⑤关于其中的思路和具体的数据处理过程可参照 Lu 等(2017)以及毛其淋和方森辉(2020)<sup>[6][7]</sup>。

## 参考文献:

- [1] 魏军波,黎峰.全球价值链分工下的属权出口产品质量——基于增加值的视角[J].世界经济与政治论坛,2017(5):153—172.
- [2] Aitken, B., Hanson, G. H., Harrison, A. E. Spillovers, Foreign Investment, and Export Behavior[J]. Journal of International Economics, 1997, 43(1): 103—132.
- [3] Aghion, P., Bloom, N., Blundell, R., Griffith, R., Howitt, P. Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship[J]. Quarterly Journal of Economics, 2005, 120(2): 701—728.
- [4] Kneller, R., Pisu, M. Industrial Linkages and Export Spillovers from FDI[J]. World Economy, 2007, 30(1): 105—134.
- [5] 杨红丽,陈钊.外商直接投资水平溢出的间接机制:基于上游供应商的研究[J].世界经济,2015(3):123—144.
- [6] Lu, Y., Tao, Z., Zhu, L. Identifying FDI Spillovers[J]. Journal of International Economics, 2017, 107(7): 75—90.
- [7] 毛其淋,方森辉.外资进入自由化如何影响中国制造业生产率[J].世界经济,2020(1):143—169.
- [8] Aitken, B. J., Harrison, A. E. Do Domestic Firms Benefit from Foreign Direct Investment? Evidence from Venezuela[J]. American Economic Review, 1999, 89(3):605—618.
- [9] 路江涌.外商直接投资对内资企业效率的影响和渠道[J].经济研究,2008(6):95—106.
- [10] 李坤望,蒋为,宋立刚.中国出口产品品质变动之谜:基于市场进入的微观解释[J].中国社会科学,2014(3): 80—103.
- [11] Ferragina, A. M., Mazzotta, F. FDI Spillovers on Firm Survival in Italy: Absorptive Capacity Matters! [J]. The Journal of Technology Transfer, 2014, 39(6): 859—897.
- [12] Bajgar, M., Javorcik, B. Climbing the Rungs of the Quality Ladder: FDI and Domestic Exporters in Romania[J]. The Economic Journal, 2020, 130(628):937—955.
- [13] Anwar, S., Nguyen, L. P. Foreign Direct Investment and Export Spillovers: Evidence from Vietnam[J]. International Business Review, 2011, 20(2): 177—193.
- [14] 孙浦阳,蒋为,陈惟.外资自由化、技术距离与中国企业出口——基于上下游产业关联视角[J].管理世界,2015(11):53—69.
- [15] 杨俊,郭娟娟.外资自由化对中国制造业企业出口比较优势的影响[J].国际贸易问题,2021(11):54—72.
- [16] 李瑞琴,王汀汀,胡翠.FDI 与中国企业出口产品质量升级——基于上下游产业关联的微观检验[J].金融研究,2018(6):91—108.
- [17] 孙浦阳,侯欣裕,盛斌.服务业开放、管理效率与企业出口[J].经济研究,2018(7):136—151.
- [18] Meng, B., Ye, M., Wei, S. J. Value-added Gains and Job Opportunities in Global Value Chains[J]. IDE Discussion Paper, 2017, No. 668.
- [19] 陆铭,陈钊.分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护? [J].经济研究,2009(3): 42—52.
- [20] 刘志彪,吴福象.“一带一路”倡议下全球价值链的双重嵌入[J].中国社会科学,2018(8):17—32.
- [21] Lall, S. Vertical Inter-firm Linkages in LDCs: An Empirical Study[J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 1980, 42(3): 203—226.
- [22] Markusen, J. R., Venables, A. J. Foreign Direct Investment as a Catalyst for Industrial Development[J]. European Economic Review, 1999, 43(2): 335—356.

[23] Javorcik, B. S. Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spill-overs through Backward Linkages[J]. *American Economic Review*, 2004, 94: 605—627.

[24] 蒋冠宏, 蒋殿春. 中国企业对外直接投资的“出口效应”[J]. *经济研究*, 2014(5):160—173.

[25] 柴敏. 外商直接投资对中国内资企业出口绩效的影响——基于省际面板数据的实证分析[J]. *管理世界*, 2006(7):46—52.

[26] Wang, Z., Wei, S. J., Yu, X., Zhu, K. Characterizing Global Value Chains: Production Length and Upstreamness[J]. NBER Working Paper, 2017, No.23261.

[27] 吕越, 陈帅, 盛斌. 嵌入全球价值链会导致中国制造的“低端锁定”吗? [J]. *管理世界*, 2018(8):11—29.

[28] 申慧慧, 于鹏, 吴联生. 国有股权、环境不确定性与投资效率[J]. *经济研究*, 2012(7):113—126.

## Foreign Direct Investment and Export of Domestic Enterprises: An Empirical Analysis from the Perspective of Value Chain

ZHANG Weijun HUANG Xinfei LI Ying

*(International School of Business Finance, Sun Yat-sen University, Zhuhai 519000, China)*

**Abstract:** From the perspective of value chain, this paper matches China's Annual Survey of Chinese Industrial Firms database and input-output table, includes the horizontal and vertical (forward and backward) spillover effects into the unified analysis framework, and empirically tests the impact of foreign direct investment on the export of domestic enterprises. The findings are as follows: First, foreign direct investment has insignificant impact on the export of enterprises in the same industry, inhibits the export of upstream domestic enterprises and improve the export of downstream domestic enterprises. The conclusion is still robust after controlling for the endogeneity problem and a series of robustness tests. Second, the mechanism analysis shows that foreign direct investment inhibits the export of upstream domestic enterprises mainly through the lock-in effect, which is manifested as shortening the length of the domestic value chain and making the upstream domestic enterprises more dependent on imported intermediate goods. The promotion effect on the export of downstream domestic enterprises is mainly realized through the technology spillover effect, which promotes their innovation, and there is no competition effect in the same industry. Third, heterogeneity analysis shows that the positive spillover effect of foreign direct investment on export of downstream domestic enterprises is more obvious in non-state-owned enterprises and enterprises in the eastern and central region.

**Key words:** FDI; Domestic Enterprises; Export; Value Chain

(责任编辑:易会文)