
对外直接投资与出口产品质量升级： 来自中国的经验证据

余静文 彭红枫 李濛西*

内容提要 本文结合中国工业企业数据库、海关数据库以及境外投资企业(机构)名录的数据,从产品提质升级的视角研究对外直接投资对正处于潜在增速下行区间的中国经济的影响。结果表明,对外直接投资显著提升出口产品质量,在进行一系列稳健性检验后,这一结论依然成立,且这种提质升级作用在差异化产品、一般贸易产品中更为突出。从不同类型经营范围的对外直接投资来看,生产制造型对外直接投资能显著提高出口产品质量,而咨询服务型不能产生提质升级作用。此外,对外直接投资的逆向技术溢出效应更多体现在基于已有生产技术复杂度的企业创新能力提升,而非生产复杂度自身的提高。

关键词 对外直接投资 质量升级 逆向技术溢出 双重差分法

一 问题的提出

近年来,中国出现大量企业成功“走出去”的案例,吉利控股于2018年2月以约90亿美元价格收购了戴姆勒9.69%股份,成为其最大股东。其实,早在2010年,吉利

* 余静文:武汉大学经济发展研究中心 华润金控投资有限公司 湖北省武汉市武昌区八一路299号430072 电子信箱:jwyu@whu.edu.cn;彭红枫:山东财经大学金融学院 山东省济南市舜耕路40号250014 电子信箱:flpeng@whu.edu.cn;李濛西:武汉大学经济与管理学院 电子信箱:mencylee@whu.edu.cn。

作者感谢国家自然科学基金(71661137003)、中央高校基本科研业务费专项资金、武汉大学人文社会科学学术团队“发展经济学研究的新思路”项目的资助,感谢匿名审稿专家的宝贵意见,当然文责自负。

控股就以 18 亿美元从福特汽车手中购得沃尔沃 100% 股权,并获得沃尔沃轿车品牌的拥有权。2018 年 4 月,青岛双星集团又成功控股韩国锦湖轮胎,中国轮胎业最大并购案宣告收官。中国企业对外直接投资规模不断攀升,2016 年中国对外直接投资流量为 1961.5 亿美元,仅次于美国的 2990 亿美元,位列全球第 2;按存量计为 13 574 亿美元,位列全球第 6,直接投资分布全球 190 个国家(地区)^①。同时,中国潜在经济增速呈现下滑趋势,1979-2014 年,中国潜在经济增速为 8.5%,2015-2020 年预计下降到 7.63%,2031-2035 年可能下降到 6.49%(刘伟和范欣 2019)。

中国对外直接投资的快速崛起与潜在经济增速下行现象并存。当前,中国经济亟待从过去要素驱动型的增长模式转向效率驱动型的增长模式,实现这种经济增长模式的转变需要中国经济更好融入全球经济,提高资源配置效率。对外直接投资是否对中国经济产生了积极影响?本文匹配了中国工业企业数据库、海关数据库及境外投资企业(机构)名录 3 种数据,采取倾向得分匹配(Propensity Score Matching,PSM)和双重差分(Difference-in-Differences,DID)方法,从产品提质升级视角研究了对外直接投资对中国经济的影响。产品提质升级有助于提高产品在全球价值链分工中的竞争优势,以及中国在全球价值链中的地位。

在中国情境下展开这项研究具有一定优势。首先,中国对外开放进程在 2000 年之后发生较大变化,2000 年之前中国企业对外直接投资规模和数量都受到相关政策限制,而 2000 年之后,中国资本项目管制,特别是对外直接投资的管制开始放松(见图 1)。从图 2 可知,企业“走出去”步伐加快,2000 年之后中国对外直接投资企业不断增加。其次,从图 1 资本项目中对外直接投资子项目开放进程来看,中国资本项目开放采取的是一种渐进开放策略,虽然其管制程度呈现向下变化的趋势,但并不连续,每隔一段时间才会出台一次相关规章制度^②。这种渐进开放策略不仅是中国加入世界贸易组织(WTO)给出的承诺,也使企业对外直接投资存在时间维度上的变化,本文正是利用这一变化的差异研究对外直接投资对企业出口产品质量的影响。

本研究结果表明,首先,对外直接投资能显著提升出口产品质量,在对样本选择问题进行考察以及替换产品质量测度方法后,这一结论依然成立。其次,对外直接投资提质升级作用在差异化产品、一般贸易产品中更为突出,相反,提质升级作用并没有体

① 数据来源于《2016 年度中国对外直接投资统计公报》。

② 图 1 对外直接投资管制的数据来自 Chen and Qian(2016)的研究,他们以 1999 年 1 月为初期,对管制的评分赋值为 0,当出现对外直接投资管制措施时,在前值基础上加 1;当出现对外直接投资管制放松的时候,在前值基础上减 1。

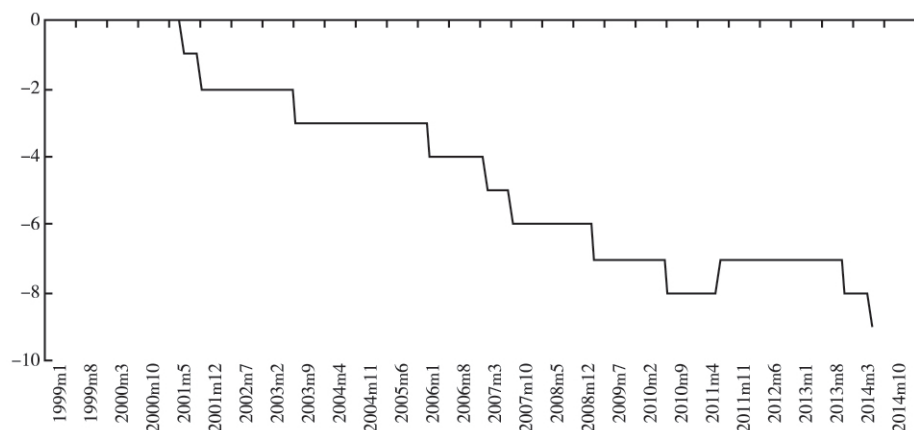


图 1 中国对外直接投资管理程度的变化趋势

数据来源: Chen and Qian(2016) 的研究。

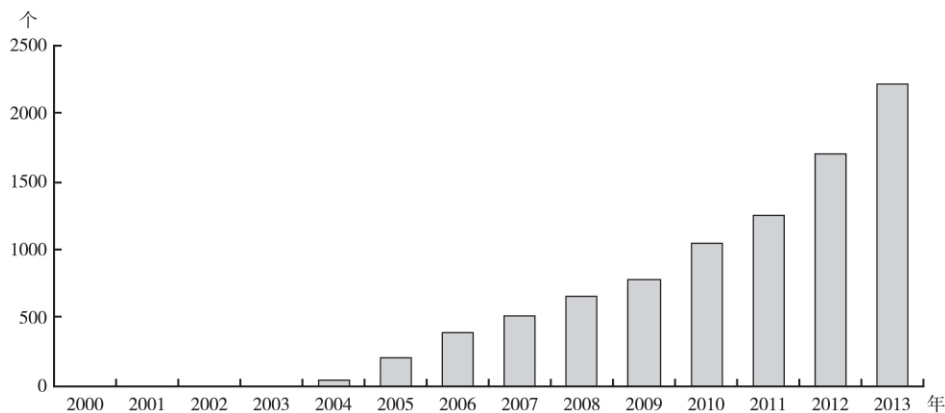


图 2 企业对外直接投资的项目数量(2000-2013年)

数据来源: 根据匹配的中国工业企业数据库、海关数据库及境外投资企业(机构)名录数据计算。

现在同质性和非一般贸易产品中。再次,根据境外投资企业(机构)名录提供的经营范围信息,本文将对外直接投资分为生产制造、咨询服务等类型,生产制造型对外直接投资显著提高产品质量,咨询服务型对外直接投资并不能发挥提质升级作用。逆向技术溢出取决于生产活动,这表明对外直接投资对产品质量升级的作用渠道主要是逆向技术溢出,而非资讯获取带来的中间投入品质量的改进。最后,通过直接考察影响机制变量及建立中介效应模型,本文发现对外直接投资提质升级的作用渠道主要是集约

边际上的逆向技术溢出,即基于已有生产技术复杂度的创新能力提升。

本文其余部分安排如下:第二部分是文献回顾和相关理论阐述;第三部分是数据和方法说明;第四部分是经验研究结果分析;第五部分是扩展性分析和影响机制分析;最后为本文主要结论。

二 文献回顾和理论阐述

本研究与两方面文献有关。一方面是对出口产品质量升级影响因素的研究。产品质量是产品在国际市场中竞争力的重要影响因素,是综合国力的体现。随着产品质量测度方法的完善,关于产品质量提升因素的研究也越来越多。已有研究集中在进口中间投入品质量提升对最终产品质量提升的影响上,利用关税下降、中国加入WTO等外生冲击展开分析(Bas and Strauss-Kahn 2015; 许家云等 2017; Fan *et al.*, 2018)。此外,融资约束也能通过影响企业进口中间投入品、创新投入行为进而影响最终产品质量(张杰 2015)。这些影响因素也扩展到产品标准(Hu and Lin 2016)、进口种类(张永亮和邹宗森 2018)、劳动力技能(Verhoogen 2008)、人口结构(铁瑛和何欢浪 2019)、外商直接投资(Anwar and Sun 2018)、企业杠杆率(Bernini *et al.*, 2015)、上游垄断(王永进和施炳展 2014)以及出口目的地(Brambilla and Porto, 2016)等方面。

另一方面是对外直接投资对母国影响的研究。驱动中国对外直接投资的因素包括汇率、要素市场扭曲、融资约束、生产率以及东道国的自然资源等(Chen and Tang 2014; 王碧珺等 2015; 田巍和余淼杰 2017; Mourao 2018; Yan *et al.* 2018; Chen *et al.* 2019)。此外,中国企业对外直接投资的动因之一还包括过剩产能的转移。中国上市企业数据显示,对外直接投资可以绕开贸易壁垒、保持并扩大全球市场份额以及更好为客户提供服务,进而影响海外市场产品销售,有助于消化国内过剩的产能(李雪松等 2017)。这种对过剩产能的转移有可能对本国就业产生影响,出现对外直接投资的“产业空心化”(Konings and Murphy 2006; Yamashita and Fukao, 2010)。这一问题在当前中国经济增速下滑以及经济结构转型的背景下显得尤为重要。中国企业对外直接投资对于东道国而言能发挥外商直接投资的诸多作用,同时也能对母国产生影响。首先,企业对外直接投资具有学习机制,其跨国活动往往产生更多知识和技术积累,出现逆向技术溢出效应(Chen and Tang 2014; Fu *et al.*, 2018)。逆向技术溢出指的是母国通过对外直接投资,吸收了被投资国的知识和技

术,并由此带动母国的技术进步和经济发展,有助于企业获得更先进的生产技艺,提高创新能力和生产效率,从而生产出高质量的产品。具体而言,这种溢出涉及3个方面,第一是海外研发外溢,对外直接投资通过研发活动对母国产生影响;第二是经营成果反馈,对外直接投资通过海外生产经营获得先进的管理知识、经营理念等对母国产生影响;第三是内部整合,跨国公司进行内部资源整合,包括核心技术的渐进转移,从而对母国产生影响。发展中国家可以通过对发达国家的直接投资来实施赶超战略。其次,企业对外直接投资可以获取更多海外市场信息和战略性资源,从而有助于母国企业的产品创新(Child and Rodrigues 2005; Wang *et al.* 2012)。企业因此可获得更丰富的海外中间投入品信息,有助于提高企业进口中间投入品质量,中间投入品质量是影响最终产品质量的重要因素。综上所述,本文提出待检验假说,即对外直接投资有助于提升出口产品质量。可能的影响渠道包括生产技术复杂度、创新能力以及进口中间投入品质量。

本文的贡献主要有以下几方面。首先,提出并验证了对外直接投资逆向技术溢出效应的另一个途径,即对外直接投资对母国企业出口产品质量提升产生显著影响。已有文献更多探讨对外直接投资对企业生产率(Huang and Zhang 2017)、企业创新(Fu *et al.* 2018)、产能利用(李雪松等 2017)以及就业(顾雪松等 2016; 李磊等 2016)的影响,从出口产品质量角度展开的研究较少。其次,识别了对外直接投资影响出口产品质量的机制。一些文献从逆向技术溢出效应、资讯获取视角分析了对外直接投资对母国企业生产率、创新的影响(蒋冠宏和蒋殿春,2014; 刘莉亚等,2016; Huang and Zhang 2017),也有研究分析了产品质量升级的路径(许家云等 2017; Fan *et al.* 2018; 祝树金和汤超 2020)。本文则结合这两支文献考察对外直接投资影响出口产品质量升级的路径,通过将对外直接投资的经营范围进行分类来进行初步的机制识别,随后估计进口中间产品质量,并使用中介效应模型逐一分析影响机制。最后,补充了出口产品质量影响因素的文献。现有研究主要切入角度是贸易,如Khandelwal *et al.* (2013)分析了出口配额消除对中国纺织品服装出口价格的影响; Bas and Strauss (2015)考虑中间投入品贸易自由化对出口产品价格和质量的影响; 王永进和施炳展(2014)则从上游垄断视角分析中国企业出口产品质量升级; 张杰(2015)还从融资约束角度分析了出口产品质量; Bernini *et al.* (2015)考察了企业杠杆率对出口产品质量的影响; Anwar and Sun(2018)利用中国行业层面数据分析了外商直接投资对中国企业出口产品质量的影响。与以上文献不同的是,本文从企业对外直接投资的角度分析出口产品质量的升级。

三 数据和方法说明

(一) 数据说明和处理

1. 数据说明。本文共使用了3个数据库。首先是1998–2013年中国工业企业数据库,该数据来自国家统计局的企业年度调查的数据。参照Cai and Liu(2009)与Yu(2015)的思路,本文按照以下步骤对数据异常值和缺失值进行处理。第一,删除总资产、工业总产值、固定资产净值、职工人数和销售额缺失的样本;第二,删除职工人数小于8的样本;第三,删除了本文所使用变量有缺失的样本;第四,删除企业识别代码缺失和成立时间无效(成立月份小于1或大于12)的样本。其次是2000–2013年中国海关数据库。海关数据库提供了研究出口产品质量需要用到的产品价格和数量信息。海关库数据来自中国海关总署,且数据具体到交易层面。最后是境外投资企业(机构)名录数据。该数据来自中国商务部,包括1980年以来在商务部备案的对外直接投资境内企业信息。该名录没有提供对外直接投资额的数据,且对外直接投资的境外机构只在成立年份出现,不包含此后撤销或追加投资的信息,因此本文的分析聚焦在企业是否进行了对外直接投资这一行为上。

2. 数据匹配过程。本研究的出口产品质量需用海关库提供的产品价格、数量、出口目的地等信息,因此需要将中国工业企业数据库与海关数据库进行匹配。本文按照Yu(2015)的方法,运用企业名称、邮编、电话号码将两个数据库数据进行了合并处理。首先运用企业名称进行匹配,其次运用邮政编码和电话号码后7位进行匹配。在两轮匹配中,只要有一轮匹配成功,那么该样本便纳入本文的分析。根据海关数据库数据的涵盖年份,匹配后的样本年份同样也是2000–2013年。此外,本文研究企业对外直接投资是否对出口产品质量产生影响,还需从匹配后的数据中识别进行对外直接投资的企业,本文将企业名作为识别信息将匹配后的数据再次与境外投资企业(机构)名录进行匹配。

3. 变量说明。本文被解释变量为出口产品质量。我们采取Khandelwal *et al.* (2013)与Fan *et al.* (2018)的方法估计产品质量。海关库提供的是交易层面的信息,本文首先加总交易层面的数据(HS8位码)得到每个企业每年每种产品(HS6位码)在出口目的地的出口数量和价值,然后计算每个企业每年每种产品在出口目的地的价格,以此作为估计产品质量的基础。

假定家庭效用函数不仅包括消费品数量,还包括产品质量,效应函数可表示为:

$$U = \sum_i^N s_i \ln \left[\int_{\vartheta \in \phi} q(\vartheta)^{\tau_i/\sigma_i} x(\vartheta)^{(\sigma_i-1)/\sigma_i} d\vartheta \right]^{\sigma_i/(\sigma_i-1)} \quad (1)$$

其中 U 为效用 $q(\vartheta)$ 为同一种类中具有特征 ϑ 产品的质量 $x(\vartheta)$ 为同一种类中具有特征 ϑ 产品的数量 σ_i 为产品 i 的替代弹性 s_i 表示产品 i 在家庭整个消费支出中的比重 σ_i 为产品质量差异的范围。求解家庭效用最大化, 可得:

$$x(\vartheta) = s_i R P_i^{\sigma_i-1} q(\vartheta)^{\tau_i} p(\vartheta)^{-\sigma_i} \quad (2)$$

其中 R 为家庭总的消费支出 P_i 为产品 i 的价格指数 $p(\vartheta)$ 为同一种类中具有特征 ϑ 产品的价格。对上式两边取对数, 可得:

$$\ln x(\vartheta) = -\sigma_i \ln p(\vartheta) + \tau_i \ln q(\vartheta) + (\sigma_i - 1) \ln P_i + \ln s_i + \ln R \quad (3)$$

本文利用 Broda and Weinstein(2006) 中 2 位码行业的替代弹性展开估计。当考虑企业产品时, 本文将企业下标 f 加到上式之中, 并且消费支出取决于出口目的地 c 的经济景气程度, 该需求因素随时间 t 变化, 可以用 α_{ct} 来表示, 产品 i 的价格指数和其消费支出占消费总支出的比例可以用 α_i 来表示, 由此得到以下表达式:

$$\ln x_{fict} + \sigma_i \ln p_{fict} = \alpha_i + \alpha_{ct} + \varepsilon_{fict} \quad (4)$$

$\ln x_{fict} + \sigma_i \ln p_{fict}$ 作为被解释变量, 产品、出口目的地与年份固定效应的交互项作为解释变量, 回归所得残差项即为产品质量, 又称为有效产品质量^①。本文利用海关库提供的交易层面数据, 按照(4)式估计产品质量。

本文的关键解释变量为企业对外直接投资虚拟变量, 将企业首次对外直接投资的年份及之后的年份设为 1, 否则为 0。我们还选取了以下控制变量: (1) 企业年龄, 用调查当年减去开业年的差值来表示, 回归使用企业年龄的对数。(2) 企业年龄对数的平方。(3) 企业规模, 用企业从业人数的对数表示^②。企业年龄和规模的组合能较好地度量企业面临的融资约束程度, 企业年龄越大, 规模越大, 其越容易通过外部融资获取资金。Hadlock and Pierce(2010) 提出企业规模和年龄的组合可以衡量企业面临的融资约束。融资约束制约了企业的资源投入, 从而对产品质量产生影响。(4) 利润率, 用净利润除以总资产表示, 该变量可以衡量企业运营和生产的效率, 运营和生产效率对出口产品质量有积极影响(Huang and Zhang 2017)。(5) 杠杆率, 用负债除以资产表示, Bernini *et al.* (2015) 发现企业杠杆率会影响企业在研发方面的投入, 进而影响出口产品质量。(6) 国有控股情况, 用企业是否为国有控股这一虚拟变量表示, 如

① 根据 Fan *et al.* (2018) 的研究, 产品质量为 $\ln(\hat{q}_{fict})^{\tau_i} = \hat{\varepsilon}_{fict}$ 。

② 由于企业年龄有 0 值, 即调查当年成立的企业, 所以企业年龄的对数为企业年龄加 1 之后的对数。后文同。

是国有控股,该变量为1。国有企业可能存在效率损失,这种效率损失也可能反映在出口产品质量上(王海成等 2019)^①。此外,本文也控制了企业-产品(HS6位码)-出口目的地和产品(HS6位码)-年份固定效应^②。

(二) 研究方法说明

对外直接投资企业相对于没有对外直接投资的企业数量较少,会导致回归分析中存在高维度匹配问题(Rosenbaum and Rubin, 1983)。因此,本文采取PSM方法筛选出与对外直接投资倾向相似的企业,包括实际对外直接投资企业(处置组)和实际未对外直接投资企业(控制组)。本文采取DID方法对匹配样本进行分析,识别对外直接投资对出口产品质量的影响。

PSM部分,本文采取logit模型,被解释变量为企业是否进行对外直接投资这一虚拟变量,解释变量包括企业年龄的对数、企业年龄对数的平方、企业规模、杠杆率、利润率及国有控股情况,这些变量均在1%处进行了Winsorize处理^③,同时控制了2位码行业和地区(省级)固定效应。在得到倾向匹配得分后,我们将校准半径设为1%,采取一对多的方式进行匹配,总共获取企业样本47 608家。其中,占观测值14.9%的企业进行过对外直接投资,企业平均成立时间约为11年,有7.1%的企业为国有控股企业。表1为主要变量的描述性统计。

表2报告了匹配后部分平衡性检验的结果^④。OFDI和Non OFDI代表有对外直接投资和没有对外直接投资的企业,本文分别比较了这两类企业的相关特征在匹配前和匹配后的差异。从匹配的事后检验看,匹配后企业年龄、企业规模、利润率、杠杆率及国有控股情况差异都出现了显著减小,Bias的绝对值均较匹配前有所下降。此外,匹配前这些变量在OFDI和Non OFDI企业的差异基本都显著异于0,而匹配后,OFDI和Non OFDI企业的差异均不显著。本文基于PSM后的样本,利用2000年之后中国对外直接投资管制的逐步放松事实来分析企业对外直接投资对出口产品质量的影响。具体计量模型设定为:

① 国有控股包括绝对控股和相对控股,国有绝对控股指的是国家资本比例大于等于50%,而国有相对控股指国家资本比例不足50%,但高于其他经济成分所占比例,或拥有实际控制权。

② 后文如无特别说明,产品固定效应均指HS6位码产品。

③ 这里采取logit模型逐年进行回归,但由于2000-2004年匹配数据库中进行对外直接投资企业数量较少,因此本文先将2000-2004年样本作为一个整体进行回归,然后依次对2005-2013年样本逐年进行回归。

④ 由于本文采取的是逐年匹配,为节约篇幅,本文仅报告了2013年匹配后平衡性检验结果,其余备索。

对外直接投资与出口产品质量升级: 来自中国的经验证据

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	变量符号	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
产品质量	<i>Quality</i>	根据 Fan <i>et al.</i> (2018) 计算的产品质量	1.036	7.884	-25.714	45.614	2316 116
对外直接投资	<i>OFDI</i>	存在对外直接投资行为的当年及此后年为 1, 其他为 0	0.149	0.357	0	1	47 608
企业年龄	<i>Age</i>	被调查年-企业开业年份	11.071	8.316	0	54	47 608
企业规模	<i>Employee</i>	从业人数(千人)	0.780	2.021	0.008	105.149	47 608
杠杆率	<i>Leverage</i>	负债/资产	0.560	0.245	0.4e-3	3.967	47 608
利润率	<i>Profit</i>	净利润/资产	0.053	0.097	-0.525	0.534	47 608
国有控股	<i>Soecontrol</i>	国有控股为 1, 其他为 0	0.071	0.257	0	1	47 608

说明: 产品质量为企业-产品-出口目的地-年份层面的变量; 其他均为企业-年份层面的变量。

表 2 平衡性检验的部分结果

		2013 年			
		均值		Bias(%)	p > t
		OFDI 企业	Non OFDI 企业		
<i>ln Age</i>	匹配前	2.566	2.346	40.4	0.000
	匹配后	2.557	2.568	-2.1	0.475
<i>ln Employee</i>	匹配前	-0.383	-0.948	59.4	0.000
	匹配后	-0.428	-0.439	1.1	0.746
<i>Profit</i>	匹配前	0.059	0.037	24.1	0.000
	匹配后	0.059	0.059	-0.2	0.948
<i>Leverage</i>	匹配前	0.545	0.559	-5.3	0.033
	匹配后	0.544	0.539	1.7	0.663
<i>Soecontrol</i>	匹配前	0.097	0.044	21.1	0.000
	匹配后	0.088	0.097	-3.4	0.352

$$Quality_{fict} = Constant + \beta OFDI_{fict} + X_{fict} \gamma + \delta_{fict} + \tau_{it} + \varepsilon_{fict} \quad (5)$$

其中 *Quality* 为出口产品质量; *Constant* 为常数项; *OFDI* 为关键解释变量, 即企业是否对外直接投资虚拟变量, *OFDI* 随时间变化, 因此是渐进性 DID 设定。X 为向量,

代表一组控制变量。对外直接投资的提质升级作用体现于出口到某地区的产品在对外直接投资后出现了质量变化,需要识别企业-产品-出口目的地维度的质量变化。因此,本文在计量模型中加入企业-产品-出口目的地的固定效应(δ_{jic})。此外,企业核心产品所处领域出现技术突破,从而使企业进行技术寻求型对外直接投资,同时该技术突破也会对企业出口产品质量产生影响,为控制产品随时间变化的因素,我们还在模型中加入了产品-年份的固定效应(τ_{it})。 ε 为误差项, γ 为待估参数向量, β 为本文所关注的待估参数。参照 Moulton(1990)的建议,本文将标准误聚类在企业层面。

四 经验研究结果分析

表3报告了基准模型的估计结果。从中可知,本文关注的关键解释变量 *OFDI* 的估计系数均显著为正,表明对外直接投资能显著提高出口产品质量。由于控制了企业-

表3 对外直接投资与产品质量升级:基准回归

	<i>Quality</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>OFDI</i>	0.671** (0.336)	0.666** (0.337)	0.703** (0.338)
<i>ln Age</i>		0.647 (0.672)	0.378 (0.669)
$(\ln Age)^2$		-0.116 (0.163)	-0.048 (0.165)
<i>ln Employee</i>			0.309* (0.179)
<i>Leverage</i>			0.420 (0.335)
<i>Profit</i>			3.361*** (1.228)
<i>Soeconcontrol</i>			1.167 (0.806)
样本量	2316 116	2316 116	2316 116
R ²	0.992	0.992	0.992

说明:表3-9以及表11和13中所有回归都控制了企业-产品-出口目的地和产品-年份固定效应。*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平,括号内的值为聚类在企业层面的标准差。如无特别说明,后表同。

产品-出口目的地固定效应,对外直接投资的提质升级作用体现在企业出口到某地区的产品质量在对外直接投资之后有所提升。所有模型设定均加入了企业-产品-出口目的地和产品-年份固定效应,前者吸收了企业、产品、出口目的地、企业-产品、产品-出口目的地、企业-出口目的地的固定效应;后者吸收了年份固定效应,这意味着计量模型考虑了未观测到的因素, R^2 均超过0.99,表明模型拟合效果非常好。

从控制变量的估计结果看,企业规模和利润率的估计系数显著为正,表明企业规模越大,企业利润率越高,其出口产品质量越高。企业规模是影响企业融资约束的关键变量,规模较大企业往往面临较低的融资约束程度,能将更多资源投入产品提质升级的活动。较高的利润率也使企业能将更多盈余用于研发创新,提升产品质量,表明企业运营效率是影响产品质量的关键因素。此外,国有控股企业和非国有企业的出口产品质量没有显著差异。叶静怡等(2019)发现国有与非国有企业在生产效率和创新效率方面存在差异。这就可能导致国有企业出口产品质量较低。但国有企业的研发创新行为与非国有企业的差异体现在二者从事不同类型的研发创新,国有企业更多从事基础性研发创新,根据不同创新指标进行国有和非国有企业的比较,得到结果可能存在差异。

本文还根据境外投资企业(机构)名录提供的经营范围信息,将对外直接投资分为咨询服务、贸易销售、研究开发及生产制造4种类型。具体使用目录中经营范围信息关键词进行分类,如我们将经营范围信息中有“研发”和“开发”的企业划分为研究开发类;有“销售”“批发”“贸易”及“经销”等,划分为贸易销售类;有“信息”“调研”及“咨询”等,划分为信息咨询类;有“生产”“制造”及“加工”等,则将其划分为生产制造类。对于未能识别出的对外直接投资类型,本文进行人工识别,再将其纳入以上4个分类中。在分类后,贸易销售型对外直接投资数量最多,达到2984个,生产制造型数量次之,为961个,咨询服务型和研究开发型分别为700个和468个^①。根据对外直接投资类型,本文设立是否为生产制造型对外直接投资虚拟变量($OFDI_{prod}$),企业在进行生产制造型对外直接投资的当年及此后年份为1,其他为0。类似的,本文还设立是否为贸易销售型对外直接投资的虚拟变量($OFDI_{trad}$);是否为研究开发型对外直接投资的虚拟变量($OFDI_{tech}$)及是否为咨询服务型对外直接投资的虚拟变量($OFDI_{info}$)。

^① 企业对外直接投资的经营范围存在多种类型,本文将存在多种类型的情况依次划分到相对应的类别中,如经营范围包括生产制造和研究开发,那么该企业对外直接投资类型是生产制造同时也是研究开发。

本文对每种不同类型对外直接投资企业按照前述匹配规则逐年进行PSM,然后根据(5)式采取DID方法依次对不同类型的对外直接投资企业及其匹配样本进行回归分析。表4报告了具体估计结果。从中可知,对外直接投资对不同经营类别企业的影响并不完全一样,对生产制造型企业,对外直接投资提质升级作用显著为正;而对贸易销售、研究开发和信息服务型企业,对外直接投资提质升级作用不显著。生产制造能产生逆向技术溢出,从而有助于本国企业提高出口产品质量,获得更多竞争优势。而研究开发型企业对外直接投资并没有显著促进出口产品质量升级,海外研究开发这一逆向技术溢出渠道并没有发挥作用,可能与该类数据样本偏少,且研究开发风险大、周期长有关系。后文针对对外直接投资的影响机制进行进一步分析。

表4 对外直接投资类型与产品质量升级

	Quality							
	生产制造		贸易销售		研究开发		咨询服务	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>OFDI_prod</i>	2.194** (1.044)	2.207** (1.074)						
<i>OFDI_Trad</i>			0.590 (0.460)	0.588 (0.453)				
<i>OFDI_Tech</i>					-1.355 (2.447)	-0.921 (2.188)		
<i>OFDI_Info</i>							0.174 (0.934)	0.223 (0.926)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
样本量	782 212	782 212	2035 429	2035 429	394 793	394 793	763 725	763 725
R ²	0.997	0.998	0.993	0.993	0.998	0.999	0.995	0.995

说明:控制变量包括 $\ln Age$ 、 $(\ln Age)^2$ 、 $\ln Employee$ 、 $Leverage$ 、 $Profit$ 和 $Soecontrol$,限于篇幅未报告其估计结果,备索。后表同。

前文研究是基于DID模型设定,比较了对外直接投资和未对外直接投资企业在企业-产品-出口目的地层面上的产品质量。DID模型设定的合理性取决于是否满足平行趋势条件。因此,为了验证平行趋势假定,本文设定以下计量模型:

$$\begin{aligned}
 Quality_{fict} = & Constant + \beta_{-4}OFDI_{fict}^{-4} + \beta_{-3}OFDI_{fict}^{-3} + \beta_{-2}OFDI_{fict}^{-2} \\
 & + \beta_{-1}OFDI_{fict}^{-1} + \beta_{+1}OFDI_{fict}^{+1} + \beta_{+2}OFDI_{fict}^{+2} + \beta_{+3}OFDI_{fict}^{+3} \\
 & + \beta_{+4}OFDI_{fict}^{+4} + \beta_{+5}OFDI_{fict}^{+5} + X_{fict}\gamma + \delta_{fict} + \tau_{it} + \varepsilon_{fict} \quad (6)
 \end{aligned}$$

其中 $OFDI^{-1}$ 、 $OFDI^{-2}$ 及 $OFDI^{-3}$ 分别为进行对外直接投资前 1 年、前 2 年和前 3 年, $OFDI^{-4}$ 为进行对外直接投资前 4 年及此前年份。相应的, $OFDI^{+1}$ 、 $OFDI^{+2}$ 、 $OFDI^{+3}$ 、 $OFDI^{+4}$ 为进行对外直接投资后 1 年、后 2 年、后 3 年和后 4 年, $OFDI^{+5}$ 为进行对外直接投资后 5 年及此后年份。基准年为进行对外直接投资当年, 即估计系数均与对外直接投资当年相比。图 3 展示了关键变量的估计结果, 从中可以看出, 第一, 在对外直接投资前, 估计系数在 0 值附近, 表明对外直接投资企业与未进行对外直接投资企业产品质量的差异非常小, 并不显著, DID 的平行趋势得以验证。第二, 对外直接投资的提质升级作用在对外直接投资后的第 3 年最为显著, 随后开始下降, 并趋于 0。对外直接投资提质升级作用存在明显的动态特征, 不同时段效果并不相同。

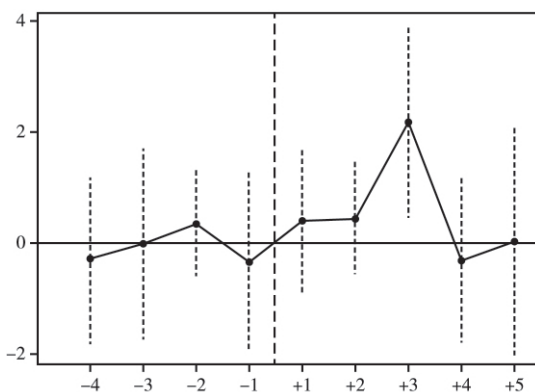


图 3 平行趋势检验和动态效果估计

五 扩展分析和影响机制探讨

(一) 企业-年份和企业-产品层面的聚类标准误

前文的标准误聚类在企业层面, 所得估计系数均支持了本文假说, 验证了对外直接投资的提质升级作用。为进一步检验本文结论的稳健性, 我们还考虑了标准误双向聚类 (two way cluster) 的情况, 包括在企业-年份层面和企业-产品 (2 位码) 层面聚类, 前者假设误差项在企业-年份存在相关, 后者假设误差项在企业-产品 (2 位码) 存在相关, 考虑到产品质量是 6 位码产品上度量, 以上两种相关性可能都存在。本文依然采取 (5) 式展开估计, 表 5 报告了具体估计结果。关键解释变量估计系数均显著为正, 在考虑标准误双向聚类情况后, 本文所得结论依然成立。

表 5 对外直接投资与产品质量升级: 双向聚类

	Quality					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>OFDI</i>	0.671** (0.306)	0.666** (0.308)	0.703** (0.303)	0.671* (0.360)	0.666* (0.359)	0.703** (0.343)
控制变量	未控制	$\ln Age$ $(\ln Age)^2$	控制	未控制	$\ln Age$ $(\ln Age)^2$	控制
聚类标准误	Cluster at 企业-年份			Cluster at 企业-产品(HS2)		
样本量	2316 116	2316 116	2316 116	2316 116	2316 116	2316 116
R ²	0.992	0.992	0.992	0.992	0.992	0.992

说明: 控制变量中 $\ln Age$ 和 $(\ln Age)^2$ 表明回归中控制变量包括企业年龄对数和其平方。后表同。

(二) 同质性和异质性产品

不同类型产品受到对外直接投资的影响并不完全一样。Rauch(1999)的研究发现,企业在同质性和异质性产品方面的定价存在显著差异。同质性产品往往是标准化的产品,这类产品的特征是标准化程度高,意味着质量升级难以体现在这类产品中。相反,异质性产品是具有差异性的产品,企业拥有更多的定价权,这类产品的质量提升将带来更多收益,企业有动机参与该类产品质量的升级过程。因此,对外直接投资提高产品质量的效应更多体现在差异性产品上。

根据 Rauch(1999)的产品分类,本文将产品分为同质性和异质性产品。具体而言,首先将产品 HS6 位编码与国际贸易标准分类(Standard International Trade Classification, SITC)进行匹配,其次根据 SITC 中的同质性和异质性产品分类将海关数据库中的产品分为同质性产品和异质性产品(N),同质性产品进一步分为交易所报价(W)和贸易出版物报价(R)产品。表 6 第(1)-(3)列分析对象为异质性产品;第(4)-(6)列分析对象为同质性产品。从估计结果来看,关键解释变量的估计系数在第(1)-(3)列中都显著为正,而在第(4)-(6)列中均不显著。这表明对外直接投资的提质升级作用只在异质性产品中存在。

(三) 一般贸易和非一般贸易产品

对外直接投资对不同贸易方式的产品可能有不同提质升级效果。本文按贸易方式将出口产品区分为一般贸易和非一般贸易产品。一般贸易是指购买原材料加工后产出的贸易方式;非一般贸易则包括加工贸易(进料加工、来料加工等)、易货贸

对外直接投资与出口产品质量升级: 来自中国的经验证据

易、协定贸易、转口贸易等。加工贸易类产品主要通过进口组装方式进行生产,订单需求往往比较确定,该类产品对提质升级要求并不高,因此本文预计对外直接投资的提质升级作用主要体现在一般贸易产品上。我们对每一个分类都重新计算出口产品价格和估算其质量,并将分类后产品质量作为被解释变量,仍采取PSM方法进行匹配(匹配规则与前文一致),然后使用(5)式进行回归,表7报告了具体估计结果。表7第(1)-(3)列中被解释变量为一般贸易对应的产品质量,第(4)-(6)列中被解释变量为非一般贸易对应的产品质量。从估计结果看,关键解释变量的估计系数在第(1)-(3)列中都显著为正,而在第(4)-(6)列中均不显著。这表明对外直接投资的提质升级作用只在一般贸易产品中存在,对外直接投资并不能显著提高非一般贸易出口产品质量。

表6 对外直接投资与产品质量升级: 异质性和同质性

	Quality					
	异质性产品			同质性产品		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>OFDI</i>	0.766** (0.385)	0.766** (0.385)	0.812** (0.387)	0.086 (0.314)	0.001 (0.292)	-0.013 (0.299)
控制变量	未控制	$\ln Age$ $(\ln Age)^2$	控制	未控制	$\ln Age$ $(\ln Age)^2$	控制
样本量	1841 642	1841 642	1841 642	198 856	198 856	198 856
R ²	0.992	0.992	0.992	0.997	0.997	0.997

表7 对外直接投资与产品质量升级: 一般贸易和非一般贸易产品

	Quality					
	一般贸易产品			非一般贸易产品		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>OFDI</i>	0.662** (0.321)	0.625* (0.320)	0.536* (0.308)	-0.797 (0.696)	-0.767 (0.689)	-0.829 (0.611)
控制变量	未控制	$\ln Age$ $(\ln Age)^2$	控制	未控制	$\ln Age$ $(\ln Age)^2$	控制
样本量	1576 526	1576 526	1576 526	766 884	766 884	766 884
R ²	0.992	0.992	0.992	0.993	0.993	0.993

(四) 产品质量测度的替换

前文分析中产品质量测度依赖于效用函数的设定。基于 Fan *et al.* (2018) 和 Khandelwal *et al.* (2013) 研究估算的产品质量可通过替代弹性转换。本文样本经过替代弹性调整后的产品质量与原产品质量的相关系数为 0.816, 在 1% 水平显著。为进行稳健性检验, 我们采取了经过替代弹性调整后的产品质量 (*Quality_r*), 回归模型依然为 (5) 式。表 8 第 (1) - (3) 列报告了回归结果。关键解释变量的估计系数均显著为正, 表明前文结论依然成立。

此外, 考虑到企业对外直接投资会转移本国相关生产活动, 从而影响企业出口行为。因此, 我们在 (4) 式中加入解释变量 *OFDI*, 并将企业对外直接投资目的地和出口目的地进行匹配, 得到 (7) 式, 其估计所得残差项为产品质量, 记为 (*Quality_ofdi*)。加入 *OFDI* 后重新计算的产品质量与原产品质量的相关系数为 0.999, 同样在 1% 水平上显著。我们将 *Quality_ofdi* 作为被解释变量, 再次用 (5) 式进行估计。表 8 第 (4) - (6) 列报告了回归结果, 关键解释变量的估计系数仍显著为正, 再次验证了本文结论。

$$\ln x_{fict} + \sigma_i \ln p_{ifict} = \alpha_i + \alpha_{ct} + \rho OFDI_{fict} + \varepsilon_{fict} \quad (7)$$

表 8 对外直接投资与产品质量升级: 产品质量测度的替换(一)

	<i>Quality_r</i>			<i>Quality_ofdi</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>OFDI</i>	2.886* (1.544)	2.875* (1.542)	2.817* (1.567)	0.604* (0.340)	0.600* (0.340)	0.631* (0.343)
控制变量	未控制	$\ln Age$ $(\ln Age)^2$	控制	未控制	$\ln Age$ $(\ln Age)^2$	控制
样本量	2316 116	2316 116	2316 116	2316 116	2316 116	2316 116
R ²	0.994	0.994	0.994	0.992	0.992	0.992

不同类型对外直接投资对产品出口和产品质量的影响存在差异, 因此本文还将对外直接投资类型作为解释变量加入 (7) 式, 并以无对外直接投资企业作为基准组, 得到 (8) 式:

$$\begin{aligned} \ln x_{fict} + \sigma_i \ln p_{ifict} = & \alpha_i + \alpha_{ct} + \rho_1 OFDI_{prod_{fict}} + \rho_2 OFDI_{sale_{fict}} \\ & + \rho_3 OFDI_{tech_{fict}} + \rho_4 OFDI_{info_{fict}} + \rho_5 Trade_{ord_{fict}} \\ & + \rho_6 Trade_{mix_{fict}} + \varepsilon_{fict} \end{aligned} \quad (8)$$

此外,本文区分贸易方式,设立一般贸易虚拟变量 $Trade_ord$,属于一般贸易,设为 1,否则为 0;混合贸易虚拟变量 $Trade_mix$,属于混合贸易,为 1,否则为 0^①。通过(8)式,本文重新估计产品质量($Quality_type$),再次分析对外直接投资的提质升级效应,以及不同类型对外直接投资在提质升级方面的差异^②。表 9Panel A 报告了具体估计结果。 $OFDI$ 估计系数均显著为正,依然支持了对外直接投资存在提质升级作用的假说。同样,对于不同类型的对外直接投资企业,本文首先采取逐年进行 PSM 方法获取与其比较的控制组,而后再展开分析。表 9Panel B 报告了具体估计结果。从中可知,生产制造型对外直接投资存在明显提质升级作用,与表 4 结论一致。此外,本文还利用重新估计的产品质量分析了不同产品类型、不同贸易方式下对外直接投资的提质升级作用。表 9Panel C 和 D 报告了具体估计结果,关键解释变量的系数显著性均支持了本文结论。

(五) 样本选择问题

企业出口产品的品种可能会由于对外直接投资或其他原因发生变化,导致产品品种上的样本选择问题。我们采取两种方法来应对这一问题。首先,仅采用在企业-产品-出口目的地维度上有至少 3 次出口行为的样本展开研究,将短暂出口即退出的样本排除在外。依旧采取(5)式进行回归。表 10 报告了具体估计结果。关键解释变量的估计系数在第(1)-(3)列均显著为正,说明在考虑了样本选择问题后,本文结论依然成立。其次,在企业-出口目的地-年份维度计算产品品种数量($Variety$),即某企业在某年出口到某目的地的产品种类数量。我们将该变量作为被解释变量, $OFDI$ 作为关键解释变量,基于(5)式考察对外直接投资对出口产品品种数量的影响。与(5)式不同的是,此处考虑的是企业-出口目的地和年份固定效应。分析的前提假定是由于订单事先确定,企业对外直接投资并不会立即改变之前订单确定的出口品种,如果对外直接投资使企业改变出口产品品种,那么出口产品品种数量会发生变化^③。表 10 第(4)和(5)列报告了具体估计结果,在第(4)列中关键解释变量为 $OFDI$ 当期值,第(5)列中关键解释变量为滞后 1 期的 $OFDI$ 。关键解释变量的估计系数不显著,表明企业对外直接投资并没有显著改变出口产品品种数量。

① 企业-产品-出口目的地层面可能同时存在一般贸易和非一般贸易,这种情况称为混合贸易。前文分析是按照一般贸易和非一般贸易分类加总产品总量和产品价值,因此不用区分混合贸易。

② 作者感谢匿名审稿专家提出在产品质量估计方程中加入 $OFDI$ 的建议。

③ 订单的时滞性是国际经济学中 J 曲线效应所隐含的假设, J 曲线和马歇尔-勒纳(Marshall-Lerner)条件相关,也与考察的时间期限相关(Artus and Knight, 1984; 钟伟等, 2001)。由于旧订单不会立即退出,如果企业对外直接投资没有改变产品品种,那么企业产品品种并不会改变(由旧订单决定);相反,如果企业对外直接投资改变了产品品种,那么这种改变会体现在新订单产品品种变化上。

表9 对外直接投资与产品质量升级: 产品质量测度的替换(二)

		<i>Quality_type</i>							
Panel A		(1)				(2)			
<i>OFDI</i>		0.670** (0.329)				0.691** (0.332)			
控制变量		未控制				控制			
样本量		2316 116				2316 116			
R ²		0.992				0.992			
Panel B		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>OFDI_prod</i>		2.317** (1.146)	2.081** (1.027)						
<i>OFDI_Trad</i>				0.234 (0.510)	0.226 (0.504)				
<i>OFDI_Tech</i>						-1.119 (2.447)	-0.715 (2.133)		
<i>OFDI_Info</i>								0.169 (0.954)	0.249 (0.947)
控制变量		未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
样本量		782 212	782 212	2035 429	2035 429	394 793	394 793	763 725	763 725
R ²		0.997	0.997	0.992	0.992	0.998	0.998	0.995	0.995
Panel C		异质性				同质性			
		(1)		(2)		(3)		(4)	
<i>OFDI</i>		0.736* (0.376)		0.769** (0.378)		-0.168 (0.370)		-0.245 (0.354)	
控制变量		未控制		控制		未控制		控制	
样本量		1841 642		1841 642		198 856		198 856	
R ²		0.991		0.991		0.996		0.997	
Panel D		一般贸易				非一般贸易			
		(1)		(2)		(3)		(4)	
<i>OFDI</i>		0.596* (0.318)		0.517* (0.292)		-0.740 (0.703)		-0.775 (0.696)	
控制变量		未控制		控制		未控制		控制	
样本量		1576 526		1576 526		766 884		766 884	
R ²		0.992		0.992		0.993		0.993	

对外直接投资与出口产品质量升级: 来自中国的经验证据

表 10 对外直接投资与产品质量升级: 样本选择问题

	<i>Quality</i>			<i>Variety</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>OFDI</i>	0.471 [*] (0.265)	0.468 [*] (0.264)	0.521 ^{**} (0.258)	0.687 (0.423)	
<i>OFDI</i> ₋₁					0.492 (0.648)
控制变量	未控制	<i>ln Age</i> (<i>ln Age</i>) ²	控制	控制	控制
企业-产品-出口目的地固定效应	控制	控制	控制	未控制	未控制
产品-年份固定效应	控制	控制	控制	未控制	未控制
企业-出口目的地固定效应	未控制	未控制	未控制	控制	控制
年份固定效应	未控制	未控制	未控制	控制	控制
样本量	1498 322	1498 322	1498 322	32 902	24 240
R ²	0.977	0.977	0.977	0.806	0.811

(六) 对外直接投资类型再考察

前文根据境外投资企业(机构)名录提供的经营范围信息,将对外直接投资分为4种类型,并对每种类型的对外直接投资企业进行PSM,并基于此展开分析。下面我们对仅根据对外直接投资企业(不区分类型)进行PSM后的样本进行回归。本文根据对外直接投资类型设立4个虚拟变量,如果对外直接投资类型是生产制造,那么 *Type_prod* 为1,否则为0;如果对外直接投资类型是贸易销售,那么 *Type_trad* 为1,否则为0;如果对外直接投资类型是咨询服务,那么 *Type_info* 为1,否则为0;如果对外直接投资类型是研究开发,那么 *Type_tech* 为1,否则为0。我们将新设立的虚拟变量与 *OFDI* 的交互项作为关键解释变量,以研究开发类型对外直接投资为基准组再次进行回归。表11报告了具体估计结果。*OFDI × Type_prod* 以及 *OFDI × Type_info* 的估计系数均显著为正,表明相较于研究开发型对外直接投资,生产制造和咨询服务型的对外直接投资提质升级作用更显著。需要注意的是,此处回归与表4的回归有两点不同。第一,回归样本不相同,表11是基于对外直接投资企业PSM后样本,表4是基于每一类型对外直接投资PSM后的样本。第二,此处回归加入交互项,并以研究开发型对外直接投资作为基准组,所以交互项系数反映的是该类型与研究开发型

对外直接投资的比较,表4 关键解释变量估计系数直接反映的是该类型对外直接投资的提质升级作用。

表 11 对外直接投资与产品质量升级: 对外直接投资类型再考察

	Quality		
	(1)	(2)	(3)
<i>OFDI</i> × <i>Type_prod</i>	1.514* (0.833)	1.559* (0.842)	1.465* (0.828)
<i>OFDI</i> × <i>Type_trad</i>	-0.320 (0.462)	-0.323 (0.463)	-0.199 (0.465)
<i>OFDI</i> × <i>Type_info</i>	1.880* (0.996)	1.860* (0.993)	1.902* (0.991)
<i>OFDI</i>		0.003 (0.414)	-0.047 (0.413)
控制变量	未控制	ln <i>Age</i> ln <i>Age</i> ²	控制
样本量	2316 116	2316 116	2316 116
R ²	0.992	0.992	0.992

(七) 影响机制: 进口中间投入品质量

前文研究表明对外直接投资具有提质升级的作用,那么其中的作用机制又有哪些?理论上,产品质量提升的原因可以概括为中间投入品质量提升、生产技艺复杂度提高以及企业创新能力增强。从对外直接投资的角度看,逆向技术溢出效应将会提高企业生产技艺,包括提高生产技艺复杂度和其创新能力,进而提高产品质量。企业进行对外直接投资将会获取更多海外资讯,帮助企业找寻生产更高质量中间投入品的生产商,从而有助于提高企业生产过程中使用的中间投入品质量。

本文依次对这3个影响渠道进行分析。我们参照施炳展和曾祥菲(2015)与祝树金和汤超(2020)的研究,采取Khandelwal *et al.* (2013)的方法计算进口产品质量(*Quality_imp*),同时也用进口产品价格对数(ln *Price_imp*)度量进口中间产品质量。海关数据库并没有提供进口产品的用途,我们根据BEC(Broad Economic Category)分类标准对产品种类进行划分,设定111、121、21、22、31、322、42及53这8个类别为中间投入品,并利用BEC-HS96、BEC-HS02、BEC-HS07和BEC-HS12对照表将BEC中的

产品代码与海关数据库中的产品编码进行匹配。海关数据库提供的是 HS 8 位码, 本文首先将 HS8 位码转为 HS6 位码, 再将其与 BEC 中的中间投入品代码匹配。我们仍在企业-产品-进口来源地-年份层面计算进口产品质量和进口产品价格, 回归模型依然为(5)式, 表 12 报告了具体估计结果。其中第(1)-(3)列的被解释变量为进口产品质量; 第(4)-(6)列的被解释变量为进口产品价格。从估计结果看, 关键解释变量估计系数均不显著, 表明对外直接投资并没有显著促进进口中间投入品质量的提升。进口中间投入品质量提升并不是对外直接投资影响出口产品质量升级的机制。这与区分对外直接投资类别的估计结果相似, 资讯服务类对外直接投资并没有发挥提高出口产品质量的作用。我们认为, 导致对外直接投资具有提质升级作用的原因可能在于生产技术复杂度和企业创新能力的提高。

表 12 影响机制分析: 进口中间投入品质量

	Quality_imp			ln Price_imp		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>OFDI</i>	0.085 (0.160)	0.083 (0.160)	0.127 (0.157)	-0.034 (0.021)	-0.034 (0.021)	-0.032 (0.021)
控制变量	未控制	ln Age (ln Age) ²	控制	未控制	ln Age (ln Age) ²	控制
企业-产品-进口 来源地固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
产品-年份固定 效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	975 387	975 387	975 387	975 387	975 387	975 387
R ²	0.741	0.741	0.740	0.925	0.925	0.925

(八) 影响机制: 生产技术复杂度

企业制造最终产品过程中组装多少种类中间投入品的能力会影响最终产品质量。高质量的最终产品往往具有较复杂的工艺, 这种生产工艺体现了组装多少种类中间投入品。理论上, 对外直接投资的逆向技术溢出效应使企业掌握更复杂的生产技艺, 从而有助于提高产品质量。本文在企业-产品-进口来源地维度计算进口中间投入品种类(*Import_num*)。

我们借鉴 VanderWeele(2016)的研究建立以下中介效应模型。其中,(9)式分析

了对外直接投资对出口产品质量的影响。如果对外直接投资通过生产技术复杂度渠道影响产品质量,那么对外直接投资会对生产技术复杂度产生影响,此时控制住生产技术复杂度渠道后,对外直接投资对出口产品质量的解释力度将下降。(10)和(11)式分别进行了以上两个步骤的考察,表13报告了具体估计结果。第(1)列中,OFDI估计系数显著为正,说明对外直接投资具有提质升级作用。那么这个作用的渠道是不是由于对外直接投资的逆向技术溢出效应?通过第(2)和(3)列的回归结果可以发现,对外直接投资并没有显著提高进口中间投入品的种类,OFDI在第(2)列中的估计系数并不显著。此外,在生产复杂度代理变量纳入出口产品质量作为被解释变量的模型中,其估计系数并不显著,表明对外直接投资并没有通过生产复杂度渠道影响出口产品质量升级。

$$Quality_{fict} = Con_{m1} + \beta_{m1} OFDI_{ft} + X_{ft} \gamma_{m1} + \delta_{m1\ fic} + \tau_{m1\ it} + \varepsilon_{m1\ fict} \quad (9)$$

$$\ln Import_num_{ft} = Con_{m2} + \beta_{m2} OFDI_{ft} + X_{ft} \gamma_{m2} + \delta_{m2\ fic} + \tau_{m2\ it} + \varepsilon_{m2\ fict} \quad (10)$$

$$Quality_{fict} = Con_{m3} + \beta_{m3} OFDI_{ft} + \pi_{m3} \ln Import_num_{ft} + X_{ft} \gamma_{m3} + \delta_{m3\ fic} + \tau_{m3\ it} + \varepsilon_{m3\ fict} \quad (11)$$

表13 影响机制分析: 生产技术复杂度

	Quality (1)	ln Import_num (2)	Quality (3)
OFDI	1.029** (0.521)	0.007 (0.008)	1.027** (0.521)
ln Import_num			0.266 (0.431)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	1851 886	1851 886	1851 886
R ²	0.995	0.999	0.995

(九) 影响机制: 企业创新能力

对外直接投资的逆向技术溢出不仅可以使企业掌握更复杂的生产技艺,也有助于提高企业创新能力,而创新能力的提高有助于产品提质升级。与王文春和荣昭(2014)的方法一样,本文将新产品产值占销售额的比例(*Newprod*)作为企业创新能力的代理变量,并建立以下中介效应模型:

$$Quality_{fict} = Con_{r1} + \beta_{r1} OFDI_{ft} + X_{ft} \gamma_{r1} + \delta_{r1\ fic} + \tau_{r1\ it} + \varepsilon_{r1\ fict} \quad (12)$$

$$Newprod_{jt} = Con_{r2} + \beta_{r2} OFDI_{jt} + X_{jt} \gamma_{r2} + \delta_{r2\ jic} + \tau_{r2\ jt} + \varepsilon_{r2\ jict} \quad (13)$$

$$Quality_{jict} = Con_{r3} + \beta_{r3} OFDI_{jt} + \pi_{r3} Newprod_{jt} + X_{jt} \gamma_{r3} + \delta_{r3\ jic} + \tau_{r3\ jt} + \varepsilon_{r3\ jict} \quad (14)$$

其中(12)式分析了对外直接投资对出口产品质量的影响。(13)和(14)式分别考察了对外直接投资对企业创新能力的影响以及对外直接投资和企业创新能力对出口产品质量的影响,表14报告了具体估计结果。在第(1)列中,OFDI估计系数显著为正,说明对外直接投资具有提质升级作用,与前文结论一致。这个作用的渠道是不是企业创新能力?通过第(2)和(3)列的回归结果可以发现,OFDI估计系数在第(2)列中显著为正,表明对外直接投资显著提高了企业创新能力。进一步而言,对外直接投资有助于提高企业创新能力,这种提高是否影响了出口产品质量?企业创新能力代理变量估计系数在第(3)列中显著为正,表明企业创新能力助推出口产品质量升级,同时OFDI估计系数较第(1)列出现明显下降,从0.703下降到0.654,说明对外直接投资通过企业创新能力渠道对产品提质升级产生影响。中介效应模型的估计结果验证了企业创新能力作用机制。这一结果也表明,对外直接投资提质升级的作用渠道主要基于已有生产技术复杂度的创新能力提升,而非提高生产技术复杂度。

表 14 影响机制分析: 创新能力

	Quality (1)	Newprod (2)	Quality (3)
OFDI	0.703** (0.338)	0.079*** (0.029)	0.654* (0.336)
Newprod			0.618* (0.385)
控制变量	控制	控制	控制
企业-产品-出口目的地固定效应	控制	控制	控制
产品-年份固定效应	控制	控制	控制
样本量	2316 116	2316 116	2316 116
R ²	0.987	0.992	0.992

六 结论

本文基于中国 2000-2013 年微观数据,从产品提质升级视角研究了对外直接投

资对本国经济的影响。本研究发现,首先,对外直接投资能显著提升出口产品质量,在进行一系列稳健性检验后,这一结论依然成立;其次,对外直接投资提质升级的作用在差异化、一般贸易产品中更为突出;再次,从不同类型经营范围的对外直接投资来看,生产制造型对外直接投资能显著提高产品质量,咨询服务型对外直接投资并不能产生提质升级作用,表明对外直接投资对产品质量升级的作用渠道主要是逆向技术溢出,而非资讯获取带来的中间投入品质量改进;最后,对外直接投资提质升级的作用渠道主要是集约边际上的逆向技术溢出。对外直接投资并没有增加进口中间产品种类,从而可以推断对外直接投资没有提高企业使用技术的复杂度,生产技术复杂性不是对外直接投资提质升级的作用渠道。这其中的原因在于本国企业可以基于已有生产技术复杂度,充分利用已有进口中间投入品,通过研发创新来提高出口产品质量。

中国经济增速自2012年以来已经连续8年低于8%,连续4年低于7%,过去依赖要素投入、忽视效率和环境保护的要素驱动型经济增长模式亟待向效率驱动型,甚至是创新驱动型经济增长模式转变。这意味着中国企业不能只依赖于廉价要素投入维系低价竞争模式立足于国际市场,而需要紧抓提高产品质量这个关键来提高中国产品在全球价值链分工中的竞争优势。在中国经济增速下行阶段中,中国对外直接投资规模(流量)不断增大,在2015年首次超过了外商直接投资(流量)规模^①。本文的发现可以在这两个现象间建立联系,由于对外直接投资通过逆向技术溢出提升产品质量,从而有助于实现新旧动能转换,推高中国在全球价值链中的地位,从重“量”的经济增长方式转变为重“质”的经济增长方式。因此,中国应当进一步鼓励企业“走出去”,特别是对能带来显著知识和技术外溢的领域进行投资,使更多企业获益。

参考文献:

顾雪松、韩立岩、周伊敏(2016):《产业结构差异与对外直接投资的出口效应——“中国—东道国”视角的理论实证》,《经济研究》第4期。

蒋冠宏、蒋殿春(2014):《中国工业企业对外直接投资与企业生产率进步》,《世界经济》第9期。

李磊、白道欢、洗国明(2016):《对外直接投资如何影响了母国就业?——基于中国微观企业数据的研究》,《经济研究》第8期。

^① 根据《2015年度中国对外直接投资统计公报》2015年中国实际使用外资金额为1356亿美元,中国对外直接投资1456.7亿美元。

对外直接投资与出口产品质量升级: 来自中国的经验证据

- 李雪松、赵宸宇、聂菁(2017):《对外投资与企业异质性能利用率》,《世界经济》第5期。
- 刘莉亚、何彦林、杨金强(2016):《生产率与企业并购:基于中国宏观层面的分析》,《经济研究》第3期。
- 刘伟、范欣(2019):《中国发展仍处于重要战略机遇期——中国潜在经济增长率与增长跨越》,《管理世界》第1期。
- 施炳展、曾祥菲(2015):《中国企业进口产品质量测算与事实》,《世界经济》第3期。
- 田巍、余森杰(2017):《汇率变化、贸易服务与中国企业对外直接投资》,《世界经济》第11期。
- 铁瑛、何欢浪(2019):《城市劳动供给与出口产品质量升级——“成本效应”抑或“技能效应”》,《国际贸易问题》第9期。
- 王碧珺、谭语嫣、余森杰、黄益平(2015):《融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资》,《世界经济》第12期。
- 王海成、许和连、邵小快(2019):《国有企业改制是否会提升出口产品质量》,《世界经济》第3期。
- 王文春、荣昭(2014):《房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究》,《经济学(季刊)》第2期。
- 王永进、施炳展(2014):《上游垄断与中国企业产品质量升级》,《经济研究》第4期。
- 许家云、毛其淋、胡鞍钢(2017):《中间品进口与企业出口产品质量升级:基于中国证据的研究》,《世界经济》第3期。
- 叶静怡、林佳、张鹏飞、曹思未(2019):《中国国有企业的独特作用:基于知识溢出的视角》,《经济研究》第6期。
- 张杰(2015):《金融抑制、融资约束与出口产品质量》,《金融研究》第6期。
- 张永亮、邹宗森(2018):《进口种类、产品质量与贸易福利:基于价格指数的研究》,《世界经济》第1期。
- 钟伟、胡松明、代慧君(2004):《人民币J曲线效应的经验分析》,《世界经济》第1期。
- 祝树金、汤超(2020):《企业上市对出口产品质量升级的影响——基于中国制造业企业的实证研究》,《中国工业经济》第2期。
- Anwar, S. and Sun, S. “Foreign Direct Investment and Export Quality Upgrading in China’s Manufacturing Sector.” *International Review of Economics & Finance*, 2018, 54(2), pp. 289–298.
- Artus, R. J. and Knight, M. D. “Issues in the Assessment of the Exchange Rates of Industrial Countries.” *IMF Occasional Paper*, 1984, No. 29.
- Bas, M. and Strauss-Kahn, V. “Input-trade Liberalization, Export Prices and Quality Upgrading.” *Journal of International Economics*, 2015, 95(2), pp. 250–262.
- Bernini, M.; Guillou, S. and Bellone, F. “Financial Leverage and Export Quality: Evidence from France.” *Journal of Banking & Finance*, 2015, 59(6), pp. 280–296.
- Brambilla, I. and Porto, G. G. “High-income Export Destinations, Quality and Wages.” *Journal of International Economics*, 2016, 98, pp. 21–35.
- Broda, C. and Weinstein, D. “Globalization and the Gains from Variety.” *Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121(2), pp. 541–585.
- Cai, H. and Liu, Q. “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms.” *Economic Journal*, 2009, 119(537), pp. 764–795.

Chen , C; Tian , W. and Yu , M. “Outward FDI and Domestic Input Distortions: Evidence from Chinese Firms. ” *Economic Journal* , 2019 , 129(624) : 3025–3057.

Chen , J. and Qian , X. “Measuring On-going Changes in China’s Capital Controls: A De jure and A Hybrid Index Data Set. ” *China Economic Review* , 2016 , 38 , pp. 167–182.

Chen , W. and Tang , H. “The Dragon is Flying West: Micro-level Evidence of Chinese Outward Direct Investment. ” *Asian Development Review* , 2014 , 31(2) , pp. 109–140.

Child , J. and Rodrigues , S. B. “The Internationalization of Chinese Firms: A Case for Theoretical Extension. ” *Management and Organization Review* , 2005 , 1(3) , pp. 381–410.

Fan , H; Li , Y. A. and Yeaple , S. R. “On the Relationship Between Quality and Productivity: Evidence from China’s Accession to the WTO. ” *Journal of International Economics* , 2018 , 110 , pp. 28–49.

Fu , X. ; Hou , J. and Liu , X. “Unpacking the Relationship between Outward Direct Investment and Innovation Performance: Evidence from Chinese Firms. ” *World Development* , 2018 , 102 , pp. 111–123.

Hadlock , J. C. and Pierce , J. R. “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index. ” *Review of Financial Studies* , 2010 , 23(5) , pp. 1909–1940.

Hu , C. and Lin , F. “Product Standards and Export Quality: Micro Evidence from China. ” *Economics Letters* , 2016 , 145 , pp. 274–277.

Huang , Y. and Zhang , Y. “How does Outward Foreign Direct Investment Enhance Firm Productivity? A Heterogeneous Empirical Analysis from Chinese Manufacturing. ” *China Economic Review* , 2017 , 44 , pp. 1–15.

Khandelwal , K. A. ; Schott , P. K. and Wei , S. J. “Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters. ” *American Economic Review* , 2013 , 103(6) , pp. 2169–2195.

Konings , J. and Murphy , A. P. “Do Multinational Enterprises Relocate Employment to Low-wage Regions? Evidence from European Multinationals. ” *Review of World Economics* , 2006 , 142(2) , pp. 267–286.

Moulton , R. B. “An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Units. ” *Review of Economics and Statistics* , 1990 , 72(2) , pp. 334–338.

Mourao , P. R. “What is China Seeking from Africa? An Analysis of the Economic and Political Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment Based on Stochastic Frontier Models. ” *China Economic Review* , 2018 , 48 , pp. 258–268.

Rosenbaum , P. R. and Rubin , D. B. “Assessing Sensitivity to an Unobserved Binary Covariate in an Observational Study with Binary Outcome. ” *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* , 1983 , 45(2) , pp. 212–218.

Rauch , J. E. “Networks Versus Markets in International Trade. ” *Journal of International Economics* , 1999. 48(1) , pp. 7–35.

VanderWeele , J. T. “Mediation Analysis: A Practitioner’s Guide. ” *Annual Review of Public Health* , 2016 , 37 , pp. 17–32.

Verhoogen , E. A. “Trade , Quality Upgrading , and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector. ” *Quarterly Journal of Economics* , 2008 , 123(2) , pp. 489–530.

Wang , C. ; Hong , J. ; Kafourous , M. and Boateng , A. “What Drives Outward FDI of Chinese Firms? Testing the

Explanatory Power of Three Theoretical Frameworks. ” *International Business Review* , 2012 , 21(3) , pp. 425–438.

Yamashita , N. and Fukao , K. “Expansion Abroad and Jobs at Home: Evidence from Japanese Multinational Enterprises. ” *Japan & the World Economy* , 2010 , 22(2) , pp. 88–97.

Yan , B. ; Zhang , Y. ; Shen , Y. and Han , J. “Productivity , Financial Constraints and Outward Foreign Direct Investment: Firm-level Evidence. ” *China Economic Review* , 2018 , 47 , pp. 47–64.

Yu , M. J. “Processing Trade , Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms. ” *Economic Journal* , 2015 , 125(585) , pp. 943–988.

Outward Direct Investment and Export Quality Upgrading: Empirical Evidence from China

Yu Jingwen; Peng Hongfeng; Li Mengxi

Abstract: Since the belt and road initiative (BRI) was launched , China’s scale of outward direct investment (ODI) has shown a significantly growing trend. In this context , we might wonder: what kind of influence can ODI have on the Chinese economy , especially in its current stage of declining potential economic growth? This paper attempts to use the propensity score matching and the difference-in-differences techniques to investigate the ODI effect on product quality upgrading based on a combined dataset formed from the Chinese Industrial Enterprises database , Chinese Customs database and Chinese firms’ ODI information database. The results show that: first , ODI can significantly facilitate export product quality upgrading; second , the ODI quality upgrading role is more prominent in differentiated and general trade commodities; third , there is a heterogeneous effect on ODI according to its different business scope. ODI with a production and manufacturing business scope has a significant impact on export product quality upgrading , while presenting it in acquiring market information , R&D , and commerce and sales has no impact. Finally , the ODI reverse technology spillover effect is further reflected in improving firm innovation capabilities based on the complexity of existing production technologies rather than increasing the productive technological complexity itself.

Key words: outward direct investment , quality upgrading , reverse technology spillovers , difference-in-differences method

JEL codes: F21 , F23 , L11

(截稿: 2020 年 8 月 责任编辑: 王 徽)