

# 进口中间品质量、自主创新与企业出口国内增加值率

诸竹君, 黄先海, 余 骁

**[摘要]** 中国经济已转向高质量发展阶段,对外贸易也应从“大进大出”转向“优进优出”。本文在扩展的 Kee and Tang(2016)模型框架下,分析进口中间品质量对企业出口国内增加值率(DVAR)的静态影响和动态效应。静态条件下进口中间品质量与企业出口DVAR负相关,其通过自主创新产生“加成率效应”和“相对价格效应”动态改进企业出口DVAR。在此基础上,本文利用中国工业企业数据、海关数据和专利数据对理论假说进行了实证检验。结果表明:①进口中间品质量静态下与企业出口DVAR显著负相关,动态下全样本效应为负,一般贸易不显著,而加工贸易显著负相关;②研发行为对一般贸易进口中间品质量的动态影响具有调节效应,较高研发程度的企业该效应显著为正;③对影响渠道的检验发现,创新对企业出口DVAR作用的显著中介变量是加成率和相对价格;④进一步分析发现,更高显性比较优势、更低与技术前沿差距和更优省份市场化指数对创新活动具有明显正向调节效应。上述结论表明,推动进口政策由出口导向向创新导向升级是建设更高全球价值链地位下贸易强国的有效途径。

**[关键词]** 进口中间品质量; 出口国内增加值率; 自主创新; 全球价值链

**[中图分类号]**F740 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)08-0116-19

## 一、引言

后危机时代新一轮科技革命特别是信息技术革命加速了以发达经济体跨国公司为主导的全球价值链在世界范围内的不断深化,中间投入品可贸易性、生产分工环节可分解性、资源要素配置可扩散性不断提升。更多发展中经济体凭借自身更为低廉的要素成本优势,嵌入全球价值链分工体系中以获取全球化红利。发达经济体为应对由于制造业空心化引致的一系列经济、社会问题,纷纷出台制造业回流政策,以期重新夺取生产制造领域的主导权。上述事实表明,当前中国参与全球价值

**[收稿日期]** 2018-02-24

**[基金项目]** 国家社会科学基金重大项目“全球生产网络、知识产权保护与中国外贸竞争力提升研究”(批准号15ZDB156);国家社会科学基金重点项目“加快要素自由流动的对外贸易战略转型研究”(批准号14AZD056);国家社会科学基金一般项目“中国制造业国际生产环节优化的约束机制与破解路径研究”(批准号17BJY074)。

**[作者简介]** 诸竹君,浙江工商大学经济学院讲师,经济学博士;黄先海,浙江大学经济学院教授,经济学博士;余骁,浙江大学经济学院博士研究生。通讯作者:诸竹君,电子邮箱:hehaizzj@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

链分工时,将面临发达国家“高端回流”和其他发展中国家“低端分流”的“高低挤压”竞争。

在全球价值链分工背景下,制造业出口中的国内增加值已成为学术界判断企业参与国际贸易真实利得的重要标准。2014年发布的《全球价值链与中国贸易增加值核算报告》显示,中国单位货物贸易出口的增加值总体偏低,其中出口到发达国家的国内附加值率不足60%。<sup>①</sup>因此,面对错综复杂的国际国内形势,在经济新常态下中国怎样有效提升自身在国际分工中的获利水平成为当前研究的重要命题。《对外贸易发展“十三五”规划》明确提出,要扩大先进技术、关键设备及零部件等进口,鼓励企业引进消化吸收再创新,促进国内产业结构调整和优化升级,提高国际竞争能力。2016年12月,商务部等7部门联合下发的《关于加强国际合作提高中国产业全球价值链地位的指导意见》进一步指出,应稳步提升中国单位出口的增加值比重,逐步缩小与发达经济体差距。由此可见,通过进口高质量投入品可能是新时期中国推动对外贸易转型升级、提升企业国际竞争优势的重要突破口。根据研究,一国企业的价值链升级模式可按难易程度区分为工艺创新升级、产品创新升级、功能创新升级和链条升级四个序贯升级阶段,而Gibbon et al.(2008)的研究认为对于发展中国家的本土企业而言,实现由工艺创新到产品创新的升级过程相对容易,但向更高级的价值链位置升级时却容易受到发达国家的控制和约束,进而可能被“俘获”在全球价值链的中低端而只能获取较低的贸易收益。长期以来,中国“奖出限入”的外贸政策在对外开放初期取得了巨大成功,但党的十九大报告指出,中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,在新时代单纯以出口“量”增长的外贸目标将难以为继。“入世”后,贸易自由化使中国企业能够获得更多高质量进口中间品。对处于创新发展转型关键期的中国,结合上述分析的一个自然问题是:通过进口高质量中间品能否有效提升企业创新能力,进而提升企业真实贸易利得呢?现有研究普遍认为,企业创新能够显著强化对外贸易竞争力(程惠芳和陈超,2017),进口中间品质量提升也会增强企业创新能力(魏浩和林薛栋,2017)。因此,正确评估进口中间品质量能否提升企业出口国内增加值率,对提升中国企业在参与全球价值链分工中的竞争力和推动出口转型升级具有一定理论价值和现实意义。

与本文相关的主要有以下三类文献:第一类从数量和质量双重维度出发研究进口中间品的经济效应,第二类研究创新行为的宏观效应和对企业异质性影响,最后一类从全球价值链视角出发研究出口DVAR测算及其影响因素。第一类文献主要聚焦于进口中间品数量效应的微观分析,研究表明进口中间品数量和种类提升显著促进了企业出口,是解释中国“出口奇迹”的重要因素(Bas and Strauss-Kahn,2015)。经验数据证实进口中间品显著提升了企业生产率(Halpern et al.,2015)。近年来,微观层面实证产业组织理论的研究热点之一是企业加成率,经验结果显示中国进口中间品企业呈现“低加成率之谜”,动态效应显示进口自由化显著提升了企业加成率,但是存在子样本异质性(诸竹君,2017)。从质量维度出发研究进口中间品的文献相对较少,前期研究探讨了进口中间品质量的测算、贸易自由化的影响和其对生产率、研发行为的影响等(施炳展和曾祥菲,2015;郑亚莉等,2017;魏浩和林薛栋,2017)。第二类文献在宏观层面上的研究主要聚焦于内生增长理论,理论和实证研究表明创新是推动经济持续增长的重要动力(Coe and Helpman,1995)。从微观层面研究创新对企业生产率影响的文献结论大相径庭,围绕工艺创新和产品创新的异质性影响得出了不同结论(Cassiman et al.,2010;Crowley and McCann,2018)。总体上创新可能通过提升企业生产率促进出口(Antonietti and Cainelli,2011)。从需求弹性、质量升级和贸易自由化等视角出发,研究创新盈利效应的文献表明创新可显著增加企业利润和加成率(Cassiman and Vanormelingen,2013;诸竹

<sup>①</sup> 该报告由商务部会同相关部委委托中国科学院数学与系统科学研究院开展中国贸易增加值核算及相关议题系统研究的成果(详见<http://www.mofcom.gov.cn/article/ae/ai/201412/20141200843799.shtml>)。

君等,2017a)。第三类文献是国际贸易学在核算方面的最新进展,从宏观层面的测算发现中国整体出口增加值率相对较低 (Koopman et al.,2012),但是存在不同所有制层面的异质性 (Ma et al., 2015),以上文献主要通过投入产出表核算 DVAR,另一支文献使用微观数据对 DVAR 进行了更为细致地测算(Kee and Tang,2016)。微观层面的测算均发现中国出口企业存在相对较低 DVAR 的事实,通过 FDI 进入和进口替代等渠道获得动态提升(张杰等,2013;Kee and Tang,2016)。在提高中国出口国内增加值的政策推动下,部分学者开始关注贸易壁垒、制造业服务化和上游垄断等因素对出口 DVAR 的影响,并提出了有益的政策建议(王孝松等,2017;李胜旗和毛其淋,2017)。

结合全球价值链理论和异质性企业贸易理论,本文在以下三个方面拓展了现有文献的研究,并深入分析了进口中间品质量的动态效应:①在 Kee and Tang(2016)的框架基础上引入进口中间品质量的影响,推导出企业出口 DVAR 与进口中间品质量、加成率和相对价格的关系式,从静态视角出发回答了进口中间品质量对企业出口 DVAR 的影响。理论结果表明控制价格因素后,进口中间品质量提升具有显著替代效应,即期降低企业出口 DVAR。②结合目前对进口中间品质量效应的相关研究,本文提出企业出口 DVAR 动态效应的重要渠道是企业创新行为。进口中间品质量提升可能强化企业创新行为,通过“加成率效应”和“相对价格效应”动态影响企业出口 DVAR。实证结果表明这一动态效应存在贸易方式层面的异质性,一般贸易进口中间品企业存在正向动态效应,而加工贸易企业效应不显著。③在微观分析的基础上,本文进一步考察了行业和省份层面特征变量的条件影响,实证研究表明,行业显性比较优势、与技术前沿差距和省份市场化水平显著影响了进口中间品质量提升的动态效应,具有较强比较优势、与技术前沿差距较小的行业和市场化指数较优的省份动态效应的正向促进效应更显著。

## 二、理论框架与假说提出

参考 Kee and Tang(2016)模型设定,构建分析企业出口国内增加值率与进口中间品质量之间关系的理论框架。基本的决策环境是:国内企业  $i$  在  $t$  年的生产函数是一个规模报酬不变的 C—D 生产函数,假定企业投入要素包括资本  $K_i$ 、劳动力  $L_i$  和中间品  $M_i$ ,中间品包含国内( $M_i^D$ )和进口( $M_i^I$ )两部分,为简化研究设定企业  $i$  生产率是外生给定的固定值  $\phi_i$ ,资本、劳动力和中间品价格是外生给定的时间序列( $r_t$ 、 $w_t$  和  $P_t^M$ )。生产函数形式为:

$$Y_i = \phi_i K_i^{\alpha_K} L_i^{\alpha_L} M_i^{\alpha_M} \quad (1)$$

式(1)中企业中间品的需求函数为:

$$M_i = [(M_i^D)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (B_i M_i^I)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

式(2)中设定不同于 Kee and Tang(2016),其中  $B_i$  表示进口中间品相对质量因子(Halpern et al.,2015),本文假定不存在企业层面进口中间品相对质量异质性。

$$P_t^M = [(P_t^D)^{1-\sigma} + (P_t^I/B_i)^{1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3)$$

企业  $i$  的成本函数如下:

$$C_i(r_t, w_t, P_t^D, P_t^I, Y_i) = \frac{Y_i}{\phi_i} \left(\frac{r_t}{\alpha_K}\right)^{\alpha_K} \left(\frac{w_t}{\alpha_L}\right)^{\alpha_L} \left(\frac{P_t^M}{\alpha_M}\right)^{\alpha_M} \quad (4)$$

根据式(4)可推导企业*i*的边际成本： $c_{ii} = \frac{\partial C_{ii}}{\partial Y_{ii}} = \frac{1}{\phi_i} \left(\frac{r_t}{\alpha_K}\right)^{\alpha_K} \left(\frac{w_t}{\alpha_L}\right)^{\alpha_L} \left(\frac{P_t^M}{\alpha_M}\right)^{\alpha_M}$ ，同 Kee and Tang (2016)中企业的出口国外增加值率(FVAR)可表示为： $FVAR_{ii} = \frac{P_t^I M_{ii}^I}{P_{ii}^I Y_{ii}} = \frac{P_t^I M_{ii}^I}{P_t^M M_{ii}^M} \frac{P_t^M M_{ii}^M}{C_{ii}} \frac{C_{ii}}{P_{ii}^I Y_{ii}} = \alpha_M \mu_{ii}^{-1} \frac{P_t^I M_{ii}^I}{P_t^M M_{ii}^M}$ ，其中， $\mu$ 为企业加成率。

根据成本最小化问题可计算企业中间品使用比例，其优化问题为：

$$\begin{aligned} \min & P_t^I M_{ii}^I + P_t^D M_{ii}^D \\ \text{s.t. } & M_{ii} = \left[ (M_{ii}^D)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (B_t M_{ii}^I)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \end{aligned}$$

据此可计算进口中间品使用比例为： $\frac{P_t^I M_{ii}^I}{P_t^M M_{ii}^M} = \frac{1}{1 + B_t^{1-\sigma} (P_t^I/P_t^D)^{\sigma-1}}$ 。这一结果表明进口中间品使用比例与相对价格和相对质量因子有关。可得企业*i*对应的出口国内增加值率：

$$DVAR_{ii} = 1 - FVAR_{ii} = 1 - \alpha_M \mu_{ii}^{-1} \frac{1}{1 + B_t^{1-\sigma} (P_t^I/P_t^D)^{\sigma-1}} \quad (5)$$

根据式(5)，可得均衡条件下企业出口国内增加值率与加成率、进口中间品质量和相对价格之间的关系，易得： $\frac{\partial DVAR_{ii}}{\partial \mu_{ii}} > 0$ 、 $\frac{\partial DVAR_{ii}}{\partial B_t} < 0$ 、 $\frac{\partial DVAR_{ii}}{\partial P_t^I/P_t^D} > 0$ 。<sup>①</sup>即企业出口国内增加值率与加成率和国外相对价格正相关，与进口中间品相对质量负相关，故本文提出：

假说1：静态条件下，进口中间品质量提升会增加企业进口中间品使用比例，降低企业出口国内增加值率。

以上通过理论模型推导了静态条件下企业出口DVAR与进口中间品质量、加成率和相对价格之间的关系式，进口中间品质量提升即期会降低企业出口DVAR。在此基础上，下面通过文献梳理的方式进一步探究是否存在企业通过引进高质量进口中间品获得技术溢出，依靠自主创新的形式提升自身加成率水平。上游产业通过吸收高质量进口中间品技术，进行自主创新提升国内中间品质量、数量和种类，从而降低国外进口中间品相对质量、提高相对价格，动态提升企业出口国内增加值率。已有研究表明进口自由化后，进口中间品数量增加显著降低了中国企业自主创新程度(Liu and Qiu, 2016)，而基于中间品质量的文献表明其与企业创新决策(*innovation*)有明显正相关关系(魏浩和林薛栋, 2017)。理论和实证研究已经从进口中间品水平层面出发，分析了其对进口企业的技术溢出效应(Amiti and Konings, 2007; Bas and Strauss-Kahn, 2015)。从垂直层面出发研究进口中间品质量对企业技术溢出的相关文献论证了一定条件下存在高质量中间品的正向溢出效应(郑亚莉等, 2017, 魏浩和林薛栋, 2017)。进一步的理论研究从技术溢出效应、市场规模效应和成本下降效应对进口中间品的创新效应进行了更为深入地探讨(Santacreu, 2015; Colantone and Crinò, 2014)。这类研究表明进口中间品质量对企业创新影响受到企业学习能力和贸易方式的影响，即动态效应的基本逻辑是：更高质量的进口中间品存在更高的技术溢出效应，通过市场规模和生产成本

① 上述结果可通过对式(5)求一阶偏导得到，具体的分析结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

等中间渠道影响了企业创新活动水平。企业创新行为可能会提升加成率  $\mu_{it}$  (诸竹君等, 2017b) 和相对价格  $P_t^I/P_t^D$  (Kee and Tang, 2016; 李胜旗和毛其淋, 2017)。即进口中间品质量通过影响企业创新激励动态作用于企业出口国内增加值率, 创新对企业出口增加值率影响的中介变量是加成率和相对价格。根据式(5), 从分解式看, 进口中间品质量对企业出口 DVAR 的动态影响可分解为对当期加成率和相对价格的效应, 可以用恒等式表示为:

$$\frac{\partial DVAR_{it}}{\partial quality\_im_{i,t-1}} \equiv \frac{\partial DVAR_{it}}{\partial \mu_{it}(P_t^I/P_t^D)} \frac{\partial innovation_{it}}{\partial quality\_im_{i,t-1}}。$$

根据上述文献, 动态效应方向主要取决于进口中间品质量是否动态影响企业创新活动, 以及创新是否显著影响企业加成率和相对价格。如果进口中间品质量对企业产生显著动态创新效应, 创新行为动态提升企业加成率和中间品相对价格, 则动态效应为正, 由此可得:

假说 2: 动态条件下, 进口中间品质量提升可能通过技术溢出影响出口企业的研发决策, 通过创新行为影响企业出口国内增加值率。

假说 3: 动态条件下, 进口中间品质量提升通过创新效应影响企业加成率  $\mu_{it}$  和相对价格  $P_t^I/P_t^D$ , 动态改进企业出口国内增加值率。

除了企业自身的创新能力外, 从宏观层面出发, 行业和省份层面特征变量可能对进口中间品质量的动态效应产生条件影响。根据新结构经济学的相关成果, 行业内动态比较优势是微观企业资源配置的重要基础, 创新行为符合行业动态比较优势时资源配置效率最优、学习效应最佳。实证上可通过显性比较优势(RCA)指数判断行业比较优势情况, 预期更符合比较优势行业具有正向调节效应。行业与技术前沿差距是发展经济学研究的热点之一, 通过这一概念可从主流文献出发对关于后发国家的技术“蛙跳”进行理论扩展, 形成了“后发优势”、“后发劣势”和最优发展门槛等不同观点(Acemoglu et al., 2006; Minniti and Venturini, 2017)。基于中国现实的研究大都重视制度层面的影响, 地区市场化指数为这类研究提供了数据支持(樊纲等, 2011)。相关研究表明良好的地区市场化水平可提升企业创新程度、强化进口中间品对高效率企业的溢出效应(诸竹君等, 2017b; 毛其淋和许家云, 2016)。因此, 预期不同地区市场化程度差异会通过影响企业创新激励和创新成果对进口中间品质量产生显著调节效应。由此可得:

假说 4: 进口中间品质量的动态效应可能受到行业层面显性比较优势、技术前沿差距和地区市场化指数的条件影响。预期行业层面显性比较优势和地区市场化指数对动态效应有正向调节作用。

### 三、数据来源与变量处理

#### 1. 数据来源

(1) 工业企业数据。本文的工业企业信息来自中国工业企业数据库(2000—2006)。借鉴 Brandt et al. (2012) 和黄先海等(2016a)的做法对原始数据进行了处理, 建立了中国工业企业面板数据。

(2) 工业企业—海关匹配数据。本文的企业进出口产品信息来自中国海关数据库(2000—2006), 参考黄先海等(2016a)两步匹配方法, 共对应 54999 家进口中间品企业的 165640 个观测值。

(3) 中国专利数据库。来自国家知识产权局发行的《中国专利数据库文摘》, 该数据收录了自 1985 年 9 月《专利法》实施以来所有经国家专利局处理的专利信息。本文通过该数据获得企业层面各年专利总数和三项具体专利(发明、实用新型和外观设计专利)申请数量。该数据通过企业名称与工业企业数据进行匹配。

## 2. 数量调整与测算

(1)企业层面主要生产数据调整和测算。本文核心的投入产出数据包含:工业总产值( $y_{ijt}$ )、增加值( $va_{ijt}$ )、资本存量( $k_{ijt}$ )、职工人数( $l_{ijt}$ )和中间品投入( $m_{ijt}$ )。除职工人数以外,都需要进行消胀处理。基本的处理方法是,通过1998年基年的价格指数对上述指标进行平减,具体而言,工业总产值、工业增加值以工业品出厂价格指数平减,中间品投入以工业品购进价格指数进行平减。资本存量测算参考黄先海等(2016a)<sup>①</sup>。

(2)出口国内增加值率(DVAR)测算。参考张杰等(2013)以及Kee and Tang(2016)的研究,考虑中间商贸易、企业国内投入所含进口比率异质性以及资本品折旧率等问题,对中国微观企业层面的出口国内附加值进行了准确衡量。时期 $t$ 企业 $i$ 在第 $s$ 类贸易模式下的出口国内附加值可以直观表述为 $DVAR_{iis} = 1 - M_{ijts}^I / Y_{ijts}$ ,其中, $s$ 表示贸易方式,且 $s \in (pt, ot)$ , $pt$ 表示加工贸易, $ot$ 表示一般贸易<sup>②</sup>。 $M_{ijts}^I$ 表示企业在第 $s$ 类贸易方式下的中间品进口额, $Y_{ijts}$ 表示总产出,上标 $I$ 表示进口中间投入品。为准确对接两大微观数据库并得到中国企业层面的DVAR的精确测算结果,本文还进行了如下处理:①为避免间接进口问题对测算结果造成影响,首先参照张杰等(2013)的处理方法,通过识别贸易代理商并计算特定贸易模式 $s$ 中某一HS6位码产品下贸易代理商的进口代理率对该问题进行了修正。进一步考虑到具备进出口经营权的生产型企业同样能够充当贸易代理商角色,借鉴Kee and Tang(2016)的研究,将过度进口企业与过度出口企业从样本中予以删除。②由于不同行业—贸易模式层面下国内投入内含进口价值可能存在显著差异,因此不同于现有研究,参考Koopman et al.(2012)的方法测算了中国分制造业行业的国内中间投入中所含的进口成分 $\delta_{jts}^f$ 。③为获得准确的企业DVAR测算结果,参考张杰等(2013)的研究,将进口资本品按10.96%的折旧率计提折旧 $dep_{ijts}^{cap}$ 并予以扣除。经过上述处理,本文将企业DVAR的测算表达式定义为: $\kappa_{ijts}$ 和 $EX_{ijts}$ 表示两种贸易方式占比和加工贸易总额。

$$DVAR_{ijts} = \begin{cases} 1 - \frac{M_{ijpt}^{I,adj} + dep_{ijpt}^{cap} + \delta_{ijpt}^f}{EX_{ijpt}} & s=pt \\ 1 - \frac{M_{ijot}^{I,adj} + dep_{ijot}^{cap} + \delta_{ijot}^f}{EX_{ijot}} & s=ot \\ \kappa_{ijpt} \cdot \left(1 - \frac{M_{ijpt}^{I,adj} + dep_{ijpt}^{cap} + \delta_{ijpt}^f}{EX_{ijpt}}\right) + \\ \kappa_{ijot} \cdot \left(1 - \frac{M_{ijot}^{I,adj} + dep_{ijot}^{cap} + \delta_{ijot}^f}{Y_{ijtmix} - EX_{ijpt}}\right) & s=mix \end{cases} \quad (6)$$

借鉴Kee and Tang(2016),将DVAR小于0或大于1的企业视为异常点予以剔除。

(3)企业加成率和生产率估计。参考De Loecker and Warzynski(2012)(以下简称DLW法)的方法,通过结构方程模型测算中国工业企业加成率。该方法的简单含义是以一个成本最小化问题构建实证模型测算企业加成率,表达式为:

$$\mu_{ijt} = \pi_{ijt}^X (\bar{w}_{ijt}^X)^{-1} \quad (7)$$

① 上述企业投入产出变量均已采用取对数方式处理。

② 在海关数据库中,可以发现这两种贸易方式占到进出口总额的95%以上。

企业的一种投入要素( $X$ )的产出弹性可用 $\pi^X$ 代理,这种生产要素的投入比例(在企业总产出中占比)可用 $\omega^X$ 代理。本文选择中间品投入作为测算企业产出弹性的主要生产要素。以超越对数形式对生产函数进行参数估计:

$$y_{ijt} = \beta_l l_{ijt} + \beta_k k_{ijt} + \beta_m m_{ijt} + \beta_{ll} (l_{ijt})^2 + \beta_{kk} (k_{ijt})^2 + \beta_{mm} (m_{ijt})^2 + \beta_{lk} l_{ijt} k_{ijt} + \beta_{lm} l_{ijt} m_{ijt} + \beta_{km} k_{ijt} m_{ijt} + \beta_{lkm} l_{ijt} k_{ijt} m_{ijt} + \omega_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (8)$$

本文还包括以下变量:①核心解释变量是企业进口中间品质量(*quality\_im*),这部分主要参考施炳展和曾祥菲(2015)的方法进行了测算。②进口中间品使用比例(*imratio*)。③企业资本劳动比(*klratio*),使用对数化企业资本存量 and 职工人数的比值代理这一指标。④企业所有制类型,以样本企业的实收资本中国有资本比例作为代理变量(*soe*)。⑤企业内部融资、外部融资约束代理变量(*inter\_fin* 和 *ext\_fin*)。⑥企业年龄(*age*),以企业存续年限对数值作代理变量。⑦行业层面竞争程度,以赫芬达尔指数(*hhi*)作为行业层面竞争程度代理变量,结果汇总在4位码层面。

## 四、计量模型与经验证据

### 1. 计量模型设定

本部分通过计量模型检验静态条件下,进口中间品质量对中国工业企业出口国内增加值率的影响。在此基础上,进一步探究进口中间品质量对企业出口国内增加值率的动态影响,并通过对可能的影响渠道检验分析这一动态效应的中介变量。静态基准模型设定主要根据式(5),具体形式如下:

$$DVAR_{ijt} = \beta_i + \beta_1 quality\_im_{ijt} + \beta_2 \mu_{ijt} + \beta_3 (P_t^I / P_t^D) + \gamma_t + \eta_j + \rho_p + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

式(9)是根据理论模型推导出的计量模型,方程右边第3项 $P_t^I / P_t^D$ 由于国内中间品价格缺失无法直接观测。根据式(1)、(2)可推得 $P_t^I / P_t^D \propto (P_t^I M_{it}^I / P_t^M M_{it}^M)^{-1}$ ,即 $P_t^I / P_t^D$ 可用进口中间品占比作为代理变量,以控制遗漏变量造成的内生性问题。

$$DVAR_{ijt} = \beta_i + \beta_1 quality\_im_{ijt} + \beta_2 \mu_{ijt} + \beta_3 imratio_{ijt} + Z'_{ijt} \beta_4 + Z'_{jt} \beta_5 + \{FE\} + \varepsilon_{ijt} \quad (10)$$

式(10)中进一步纳入了企业层面和行业层面控制变量( $Z'_{ijt}$  和  $Z'_{jt}$ ), $\{FE\} = \{\gamma_t, \eta_j, \rho_p\}$ 表示年份、行业 and 省份层面固定效应, $\varepsilon_{ijt}$ 为随机误差项。由于行业—年份层面遗漏变量可能对核心解释变量产生影响,因而有潜在内生性的问题。因此,在上述固定效应基础上,计量模型还控制行业—年份固定效应。标准误差聚类在企业层面。

### 2. 静态模型结果

(1)静态基准模型。理论部分假说1揭示了其他条件一定时,进口中间品质量对企业*DVAR*有负向影响,表1汇报了针对这一假说的静态模型检验。其中第(1)列为初步回归,在未纳入控制变量和固定效应情况下,核心变量*quality\_im*系数显著为负,这说明企业*DVAR*与进口中间品质量负相关。第(2)列纳入了企业和行业层面控制变量,核心变量系数未出现明显变动。第(3)—(5)列分别引入了年份、2位码行业、2位码行业—年份和省份固定效应,以控制宏观层面年份冲击、行业 and 省份

① 企业进口中间品质量的测算方法,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

② 内部融资约束衡量指标为流动率=(流动资产-流动负债)/固定资产合计,外部融资约束衡量指标使用利息率(利息合计/固定资产合计)表示(黄先海等,2016b)。

异质性、行业随时间变动效应,减少遗漏变量对回归结果的影响。回归结果显示  $quality\_im$  系数均显著为负,这说明企业进口中间品质量明显降低了出口国内增加值率,根据第(5)列结果显示进口中间品质量指数每提升 10 个百分点,会引致企业  $DVAR$  下降 0.0525(0.2064 个标准差)。<sup>①</sup>结合式(5)可知企业加成率和相对价格均会影响企业  $DVAR$ ,实证结果显示  $\mu$  系数显著为正、 $imratio$  系数显著为负,这验证了理论模型中对企业  $DVAR$  影响因素的分解,即当企业市场势力、国外/国内相对价格越高,企业  $DVAR$  越大。控制变量结果基本符合预期,其中,  $lnscale$  和  $soe$  显著为正说明企业规模和所有制类型对企业  $DVAR$  有明显影响,这与 Kee and Tang(2016)中结果一致。资本劳动比、企业年龄和行业赫芬达尔指数效应均不稳健,说明行业资本密集度和行业竞争程度影响并不显著。总体上,回归结果证实了进口中间品质量提升会降低企业的  $DVAR$ 。

表 1 进口中间品质量对企业  $DVAR$  的影响(静态基准模型)

变量	(1) $DVAR$	(2) $DVAR$	(3) $DVAR$	(4) $DVAR$	(5) $DVAR$
$quality\_im$	-0.3946*** (-24.35)	-0.4682*** (-28.69)	-0.5259*** (-27.66)	-0.5257*** (-27.66)	-0.5254*** (-28.35)
$\mu$	0.0298*** (11.18)	0.0172*** (7.52)	0.0175*** (7.72)	0.0174*** (7.63)	0.0173*** (7.73)
$imratio$	-0.0047* (-1.80)	-0.0035** (-1.96)	-0.0032* (-1.91)	-0.0032* (-1.90)	-0.0031* (-1.88)
控制变量	No	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	No	No	Yes	Yes	No
行业固定效应	No	No	No	Yes	No
行业—年份固定效应	No	No	No	No	Yes
省份固定效应	No	No	No	No	Yes
观测值	84240	82880	82880	82880	82880
组内 $R^2$	0.0861	0.1306	0.1601	0.1626	0.1826

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平(双侧)。括号内为 t 或 z 统计值, Within  $R^2$  表示组内  $R^2$ ,下同。

(2)静态分贸易方式回归。理论模型中论证了进口中间品质量对企业  $DVAR$  的影响机制,但是并未对贸易方式进行区分。参考现有文献成果,国内的不同贸易方式(加工贸易和一般贸易)存在显著差别,加工贸易企业以较低全球价值链地位嵌入国际市场,但是主要处于加工制造生产环节,贸易利得分享能力相对较低(黄先海等,2016b)。由于加工贸易企业存在境外发包方,其通过观测自身生产率水平和融资约束情况内生决定进口中间品质量的能力受限,因此可能存在区别于一般贸易的经验结果。考虑到样本期内通过加工贸易进口中间品金额占比超过 56%(黄先海等,2016b),因此,本文在静态和动态模型中均区分贸易方式的影响。表 2 报告了分贸易方式的静态模型,结果显示,一般贸易和加工贸易进口中间品质量均与企业  $DVAR$  显著负相关,分别控制年份、行业、行业—年份和省份固定效应后这一负向结果仍然稳健成立。根据第(3)、(6)列结果显示,一般贸易和加工贸易进口中间品质量每提升 10%对企业  $DVAR$  的边际影响分别为 0.0214 (0.0841 个标准差)、

① 全样本中,企业出口  $DVAR$  的标准差约为 0.2543,这里  $0.2064 \approx 0.0525/0.2543$ ,表示相对于标准差的系数值,其中,  $0.0525=0.525 \times 10\%$ ,以下关于企业出口  $DVAR$  标准差相对值的计算同上。



0.0740(0.2907 个标准差),这说明加工贸易进口中间品质量的负向影响更加明显。一种可能的解释是加工贸易企业主要通过生产制造环节嵌入全球价值链,其增值部分主要来源于对物料的生产加工,进口中间品质量提升对其物料部分的构成产生明显影响,因此引致企业 *DVAR* 下降更为明显。总体而言,假说 1 中对进口中间品效应静态分析在不同贸易方式下仍稳健成立。

表 2 进口中间品质量对企业 *DVAR* 的影响(分贸易方式)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>DVAR</i>	<i>DVAR</i>	<i>DVAR</i>	<i>DVAR</i>	<i>DVAR</i>	<i>DVAR</i>
<i>quality_ot</i>	-0.2111*** (-17.87)	-0.2119*** (-18.07)	-0.2139*** (-18.60)			
<i>quality_pt</i>				-0.7412*** (-37.23)	-0.7403*** (-36.92)	-0.7399*** (-37.80)
$\mu$	0.0089** (2.15)	0.0090** (2.18)	0.0085** (1.99)	0.0123*** (3.22)	0.0118*** (3.08)	0.0104*** (2.76)
<i>imratio</i>	-0.2276*** (-4.62)	-0.2265*** (-4.59)	-0.2228*** (-4.61)	-0.0017* (-1.66)	-0.0017* (-1.66)	-0.0017* (-1.67)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No
行业固定效应	No	Yes	No	No	Yes	No
行业—年份固定效应	No	No	Yes	No	No	Yes
省份固定效应	No	No	Yes	No	No	Yes
观测值	19555	19555	19555	33157	33157	33157
组内 R <sup>2</sup>	0.1326	0.1399	0.1694	0.2212	0.2256	0.2535

### 3. 动态基准效应模型结果

动态效应模型回归结果报告在表 3 中,其中,  $l.quality\_im$  表示滞后 1 期企业进口中间品质量,以此刻画进口中间品质量对企业 *DVAR* 的动态影响,进一步区分不同贸易方式下的动态效应异质性。第(1)列结果显示整体上进口中间品质量对企业 *DVAR* 有负向动态效应,这一结果在控制行业、行业—年份和省份固定效应后仍稳健成立,第(3)列结果表明进口中间品质量每提升 10%的动态效应为 0.0652(0.2561 个标准差)。理论部分论证进口中间品质量可通过影响企业创新行为动态提升企业 *DVAR*,但是结果表明整体上中国进口中间品企业缺乏动态创新效应,全样本无法观测正向动态效应,仍然处于负向效应的“陷阱”区间。第(4)、(5)列中分贸易方式回归显示一般贸易进口中间品质量的动态效应不明显,但是加工贸易进口中间品质量的负向影响显著大于全样本,这说明负向动态效应主要是加工贸易企业引致的。这主要由于加工贸易进口中间品企业相对较弱的学习效应,更多表现为陷入“比较优势陷阱”,即通过低廉劳动力成本嵌入全球价值链,伴随进口中间品质量提升该类企业的 *DVAR* 进一步恶化。但是一般贸易进口中间品企业的动态效应整体不显著,这主要是因为创新行为需要付出较高固定成本,只有较高生产率企业可跨越创新门槛值(Aghion et al., 2018)。

### 4. 创新对进口中间品质量效应的条件影响

这部分主要研究创新行为的条件影响。理论模型揭示了企业正向动态效应的潜在路径是通过创新行为,表 4 中第(1)—(3)列和第(4)—(6)列分别报告了基于对数化新产品产值(*new*)和研发投

表 3 进口中间品质量对企业 *DVAR* 的影响(动态基准模型)

变量	(1) <i>DVAR</i>	(2) <i>DVAR</i>	(3) <i>DVAR</i>	(4) <i>DVAR</i>	(5) <i>DVAR</i>
<i>l.quality_im</i>	-0.0690*** (-8.23)	-0.0691*** (-8.22)	-0.0652*** (-8.18)		
<i>l.quality_ot</i>				-0.0123 (-1.17)	
<i>l.quality_pt</i>					-0.0870*** (-3.32)
$\mu$	0.0156*** (5.31)	0.0155*** (5.32)	0.0149*** (5.44)	0.0109** (2.13)	0.0114* (1.93)
<i>imratio</i>	-0.0254 (-1.27)	-0.0253 (-1.26)	-0.0247 (-1.25)	-0.2244*** (-4.10)	-0.0114 (-1.10)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	No	No	No
行业固定效应	No	Yes	No	No	No
行业—年份固定效应	No	No	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	No	No	Yes	Yes	Yes
观测值	46332	46332	46332	8706	19167
组内 R <sup>2</sup>	0.0423	0.0459	0.0715	0.1237	0.1119

入(*rd*)作为代理变量的条件效应回归。其中,*lqrd*和*lqnew*分别表示*l.quality\_im*、*rd*和*l.quality\_im*、*new*的交互项。交互项结果可反映进口中间品企业通过创新行为对企业*DVAR*的动态效应。根据第(1)—(3)列结果显示全样本企业交互项*lqrd*显著为正,这说明进口中间品质量的动态效应受到创新行为的条件影响,通过计算正向效应门槛值可知当企业研发支出对数值整体超过62.62时<sup>①</sup>,全样本呈现正向动态效应,但是根据*rd*的统计性描述该指标最大值仅为14.23,因此,全样本企业进口中间品质量提升的动态效应仍然为负,但是受到创新行为影响负向效应会弱化。分贸易方式的回归表明加工贸易进口中间品企业的研发行为不存在显著条件效应,这主要源于该类企业较低的经营自主权,较难通过创新行为实现进口替代或者竞争力明显提升,因此无法显著作用企业*DVAR*。第(2)列结果显示一般贸易进口中间品企业的创新行为显著影响其动态效应(交互项显著为正),正向效应门槛值为7.75(约为有研发投入数据的75%分位数),这表明具有较高研发程度的一般贸易进口中间品企业可通过创新行为动态提升企业*DVAR*水平。研发支出主要刻画企业创新投入情况,新产品产值可代理企业创新产出情况,第(4)—(6)列报告了基于新产品产值的动态模型条件效应。结果显示全样本和加工贸易进口中间品企业交互项均不显著,这表明该类企业不存在明显的创新条件效应,加工贸易企业这一结果主要是其终端市场由国外发包方掌握,新产品产出难以反映到企业定价权的提升,因此不具有显著条件效应。第(5)列结果显示一般贸易进口中间品企业具有明显的正向条件效应,当该类企业新产品产值大于12.58(约为有新产品产值数据的85%分位数),这反映具有较高创新产出的一般贸易企业进口中间品企业具有正向动态效应,可通过进口中间品质量改善推动其*DVAR*提升,即假说2成立。

① 全样本研发支出的临界值计算根据表4中第(1)列,62.62≈0.0814/0.0013这一结果可根据交互项模型性质得到。

表 4 创新活动对进口中间品质量动态效应的条件影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全样本	一般贸易	加工贸易	全样本	一般贸易	加工贸易
<i>l.quality_im</i>	-0.0814*** (-8.44)	-0.0380** (-2.30)	-0.0835*** (-4.10)	-0.0804*** (-8.70)	-0.0415*** (-2.70)	-0.0873*** (-4.29)
<i>lqrd(lqnew)</i>	0.0013* (1.67)	0.0049*** (2.63)	-0.0002 (-0.96)	0.0014 (1.28)	0.0033** (2.26)	0.0013 (0.37)
<i>rd(new)</i>	-0.0004 (-0.38)	-0.0002 (-0.18)	0.0032 (1.11)	-0.0006 (-0.79)	-0.0020*** (-2.73)	-0.0015 (-0.76)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业—年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	39396	7302	16167	39397	7302	16167
组内 R <sup>2</sup>	0.0744	0.1130	0.1245	0.0744	0.1141	0.1245

### 5. 中介效应分析

(1)中介效应模型：这部分以一般贸易企业作为样本研究创新行为对企业 *DVAR* 影响的中介变量。根据式(5)中对企业 *DVAR* 的分解可知，这一变量受到企业加成率和国外/国内中间品相对价格影响，创新行为可能通过影响企业竞争力和中间品选择作用于 *DVAR*，这部分通过引入企业加成率( $\mu$ )和进口中间品比例(*imratio*)检验创新行为的中介变量。表 5 中报告了基于中介变量的检验结果，其中，第(1)列报告了一般贸易进口中间品质量对创新投入的影响。由于创新行为存在较高的固定成本投入，因而存在较强的选择性偏误问题，因此，本文通过 Heckman 模型控制这一潜在的选择性偏误。具体操作方法是：首先选择影响企业创新活动的重要变量 *lnfp\_lp*、*lnscale*、*klratio*、*soe*、*age* 等变量对创新虚拟变量进行 Probit 回归，其次根据第一步估计的逆米尔斯比率(*lambda*)估计原模型得到相关参数的一致估计量。第(1)列报告了基于 Heckman 模型的回归，结果显示 *l.quality\_ot* 系数显著为正，且 *lambda* 系数显著，这说明样本选择性较为明显，在控制了这一偏误后一般贸易进口中间品企业呈现显著正向创新效应。第(2)列报告了创新对企业 *DVAR* 的影响，结果显示系数显著为正，表明创新活动可显著提升一般贸易进口中间品企业 *DVAR*。进一步第(3)、(4)列报告了创新活动对中介变量  $\mu$  和 *imratio* 的回归，结果显示创新活动显著改善了一般贸易企业加成率，降低了进口中间品使用比例，这一结果与现有文献基本一致(诸竹君等，2017b；李胜旗和毛其淋，2017)。第(5)、(6)列结果显示在分别控制企业加成率和进口中间品比例后，相应变量  $\mu$  和 *imratio* 系数显著，研发变量 *rd* 系数值明显下降且不显著，经 Sobel 检验显示  $\mu$  和 *imratio* 是显著中介变量。通过计算中介变量比重可知， $\mu$  和 *imratio* 在总效应中占比分别为 41.75%和 37.77%，二者较好地揭示了创新活动对企业 *DVAR* 影响的中介效应。

(2)中介效应检验：专利申请量作为创新代理变量。表 5 报告了以研究开发费和新产品产值作为创新活动代理变量的回归，由于存在数据缺失和潜在数据噪声(*rd* 数据在 2000 和 2004 年缺失、*new* 数据在 2004 年缺失)，相关研究已采用企业专利数据代理创新活动，其优势在于可更好反映企业创新程度且样本年限齐全。表 6 报告了基于企业专利申请量的中介效应检验结果，其中，*lntotal* 表示调整后企业专利申请量(*lntotal*=ln(1+当年专利申请总量))，第(1)列结果显示一般贸易进口中间品质量提升具有显著的正向动态效应，可明显增加企业创新程度。根据第(2)—(7)列中介效应模

表 5 创新活动条件效应的可能中介变量检验 (I)

变量	(1) Heckman <i>rd</i>	(2) FE <i>DVAR</i>	(3) FE $\mu$	(4) FE <i>imratio</i>	(5) FE <i>DVAR</i>	(6) FE <i>DVAR</i>	(7) FE <i>DVAR</i>
<i>l.quality_ot</i>	0.3739** (2.15)						
<i>rd</i>		0.0027** (2.19)	0.0121* (1.74)	-0.0091** (-2.25)	0.0016 (1.35)	0.0006 (1.02)	0.0002 (1.09)
$\mu$					0.0075** (2.45)		0.0069** (2.42)
<i>imratio</i>						-0.0094*** (-2.91)	-0.0083*** (-3.04)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业—年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	8706	14312	14312	14312	14312	14312	14312
组内 R <sup>2</sup>	0.0733	0.0778	0.0470	0.0341	0.0784	0.1020	0.1036

型设定, 专利申请量对企业 *DVAR* 的影响可能通过  $\mu$  和 *imratio* 发生作用, 经 Sobel 检验值计算上述变量均是显著中介变量, 进一步测算得占整体效应比重分别为 36.15% 和 29.55%, 表明这两个中介变量可较好地解释企业专利申请量增加的动态效应。与表 5 比较可知上述中介效应检验方向性基本一致,  $\mu$  和 *imratio* 的相对大小显示加成率效应占比大于进口中间品比例效应的情况。这说明总体上创新活动更倾向于通过提升企业加成率(市场势力)增加企业的 *DVAR*, 由于学习效应产生的中间品比例转化效应相对较弱。综合表 5 和表 6 可知企业进口中间品质量提升的动态效应主要通过改变加成率和国外/国内相对价格影响其 *DVAR*, 即假说 3 成立。

表 6 创新活动条件效应的可能中介变量检验 (II)

变量	(1) Heckman <i>Intotal</i>	(2) FE <i>DVAR</i>	(3) FE $\mu$	(4) FE <i>imratio</i>	(5) FE <i>DVAR</i>	(6) FE <i>DVAR</i>	(7) FE <i>DVAR</i>
<i>l.quality_ot</i>	0.0107** (2.21)						
<i>Intotal</i>		0.0026** (2.08)	0.0045** (2.35)	-0.0026*** (-2.56)	0.0016 (1.07)	0.0008 (1.15)	0.0003 (1.14)
$\mu$					0.0253** (2.20)		0.0241* (1.94)
<i>imratio</i>						-0.0304*** (-4.57)	-0.0341*** (-4.74)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业—年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	8706	19555	19555	19555	19555	19555	19555
组内 R <sup>2</sup>	0.0618	0.0682	0.0492	0.0240	0.0685	0.0929	0.0937

## 6. 稳健性检验<sup>①</sup>

(1)“入世”准自然实验(DID)。这部分稳健性检验通过构造准自然实验减弱内生性的影响。政策背景是2001年12月中国正式加入世贸组织,据此设立时间虚拟变量( $post=1$ )设定为2002年及以后。根据中国贸易政策加工贸易进口中间品完全免税,而且厂商需按照规定进行复出口,<sup>②</sup>因此,加工贸易进口中间品企业不受到进口关税下降影响可作为准自然实验的控制组。两组企业实验前进口中间品质量具有一致趋势,在冲击时点处理组明显呈现相对提升的走势。<sup>③</sup>准自然实验需要控制出口自由化和进口中间品水平效应的影响,本文通过引入企业层面出口关税率和时间虚拟变量交互项( $\tau_{01}^{ex} \times post$ )和2001年进口中间品占比和时间虚拟变量交互项( $imratio_{01} \times post$ )分别控制出口自由化和进口中间品水平效应的影响。此时核心变量  $treatpost$  系数表示政策前后企业  $DVAR$  变动情况,表7中第(1)列显示“入世”后处理组企业进口中间品质量显著提升,这说明基本设定正确,即“入世”后处理组企业可能通过进口中间品质量提升产生动态效应。第(2)列结果显示在控制出口自由化和进口中间品水平效应后,处理组企业  $DVAR$  在“入世”后显著下降,全样本显示准自然实验的处理效应是-0.0145(0.0570个标准差)。第(3)列报告了基于动态的回归,其中, $post02—post06$ 分别表示2002—2006年当年的虚拟变量,结果表明“入世”后具有负向动态效应不显著,这与前文基于假说1和2的回归结果基本一致。由于准自然实验前样本年限相对较短,对主要变量均值趋势的检验可能存在一定难度,因此参考相关文献引入企业时间趋势作为主要控制变量,<sup>④</sup>回归结果报告在第(4)列,结果显示交互项系数仍然显著为负,这进一步证实了时间趋势差异并未显著影响上述准自然实验结果。上述准自然实验可能受到时间趋势影响,为此通过对被解释变量企业  $DVAR$  滞后1阶(1. $DVAR$ )和2阶(2. $DVAR$ )进行安慰剂检验(Placebo Test),结果报告在第(5)、(6)列,根据交互项系数显著并无明显处理效应,即准自然实验可通过安慰剂检验。准自然实验还可能受到预期效应影响,即企业可能提前预期中国将会“入世”,导致实验前共同趋势假设不成立,为此第(7)列将2000年作为虚拟入世时点, $treatpost01$ 表示  $treat$  和虚拟政策时点交互项,结果显示交互项系数并不显著,即准自然实验无明显预期效应,处理效应结果有效。

## 五、进一步分析

### 1. 行业显性比较优势的影响

本文测算了调整后行业 RCA 指数( $rca$ )。表8中前3列分别报告了基于研究开发费、新产品产值和专利申请总量( $patent$ )回归,其中, $lqrca$ 表示  $l.quality\_ot$  和  $rca$  的交互项,其结果显著为正,表明更符合比较优势的行业具有更强的动态创新效应。其中第(3)列由于专利申请总量是非负整数,应采用计数模型进行回归,通过 LR 检验发现样本存在过度离散特征,应选择面板负二项回归处理。根据中国现行专利制度,专利可分为发明、实用新型和外观设计,其创新程度依次递减,根据《专利法》,发明是指新的技术方案,实用新型是适于实用的新的技术方案,而外观设计专利仅仅是适于工业应用的新设计。根据第(4)列回归显示,发明专利并无明显动态效应,这说明在样本期内进口中间品企业通过学习效应进行较高层次创新的能力相对较弱。第(5)列结果显示实用新型专利存在显

① 稳健性检验中还包括倾向得分匹配—倍差法(PSM-DID)、三重差分法和基于出口退税的双重差分法,详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

② 加工贸易进口相关规定详见海关总署第219号(《中华人民共和国海关加工贸易货物监管办法》)。

③ 两组企业进口中间品质量比较图请详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

④ 假定处理组和控制组存在线性时间趋势。

表 7 基于“入世”的准自然实验检验(DID)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>quality_im</i>	<i>DVAR</i>	<i>DVAR</i>	<i>DVAR</i>	<i>1.DVAR</i>	<i>12.DVAR</i>	<i>DVAR</i>
<i>treatpost</i>	0.0271*** (6.16)	-0.0145*** (-3.12)		-0.0098** (-2.26)	-0.0019 (-0.34)	0.0024 (0.18)	
<i>treatpost01</i>							-0.0009 (-0.31)
<i>treatpost02</i>			-0.0208** (-2.11)				
<i>treatpost03</i>			-0.0055 (-1.56)				
<i>treatpost04</i>			-0.0079 (-1.09)				
<i>treatpost05</i>			-0.0101 (-1.05)				
<i>treatpost06</i>			-0.0174 (-1.15)				
$\tau_{01}^{ex} \times post$	0.0256 (1.19)	-0.0028** (-2.19)	-0.0072*** (-3.22)	-0.0032* (-1.92)	-0.0029 (-0.91)	-0.0037 (-1.29)	-0.0075*** (-2.89)
<i>imratio</i> <sub>01</sub> × <i>post</i>		-0.0042*** (-13.26)	-0.0035*** (-12.01)	-0.0028*** (-3.21)	-0.0005 (-1.04)	-0.0003 (-0.40)	-0.0035*** (-12.00)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业—年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业时间趋势	No	No	No	Yes	No	No	No
观测值	25724	25724	25724	25724	12366	7797	25724
组内 R <sup>2</sup>	0.0802	0.0634	0.0638	0.1172	0.0727	0.0774	0.0634

表 8 行业显性比较优势对动态效应的条件影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>rd</i>	<i>new</i>	<i>patent</i>	<i>invention</i>	<i>utility</i>	<i>design</i>
<i>l.quality_ot</i>	0.6448* (1.79)	0.1024 (0.16)	-2.9941** (-2.23)	-8.1153 (-0.81)	-3.8032* (-1.78)	6.6427** (2.50)
<i>lqrca</i>	0.3542* (1.69)	0.3832** (2.00)	2.5252** (2.27)	5.9768 (0.80)	2.5665** (2.26)	-5.3744** (-2.22)
<i>rca</i>	-0.1332 (-0.30)	-1.0832** (-2.02)	-21.7204*** (-5.83)	6.6661 (1.22)	-24.3881*** (-3.65)	-15.2406 (-0.09)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业—年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	6303	6303	1088	372	460	320
组内 R <sup>2</sup>	0.0637	0.0797				
LR			123.56	226.82	219.93	109.24

著正向动态效应门槛值,当行业 RCA 指数超过 1.4819 时,进口中间品质量提升可显著增加该类专利数量提升。第(6)列结果显示一次项系数显著为正,交互项显著为负,即存在正向效应临界值(行业 RCA 指数 1.2360),当行业比较优势低于这一指数时,进口中间品质量提升表现为外观设计专利

数量增加。综上,行业比较优势显著促进了企业实用新型专利研发数量,但是随着比较优势强化,较低创新程度的外观设计专利可能数量减少。这也反映出当行业比较优势不明显时,应对进口中间品质量改善的主要措施是加强对适于新设计的研发,而较难进行具有实质创新的专利研发。这说明行业显性比较优势对动态效应具有正向调节作用。

## 2. 行业与技术前沿差距的影响

早期文献表明,发展中经济体对技术前沿国家的技术模仿潜力与其技术差距有正向关联(Fagerberg, 1994)。这一论断的原理为:发展中经济体和技术前沿国家的技术差距越大,通过模仿创新的难度系数相对更小,发展中经济体更有概率进行技术追赶和模仿。另一支文献从发展中经济体技术赶超的动态条件出发指出“发展门槛”,即发展中经济体和发达国家的技术差距越大时,表现为正向的“后发优势”,当发展中经济体技术水平收敛到接近发达国家水平时,表现出技术赶超的“后发劣势”,即技术差距越大的行业技术追赶难度越大(Blomstrom and Sjöholm, 1999)。黄先海和宋学印(2017)根据与技术前沿差距,将世界各国分为三类,其中中国处于国际前沿,其理论和实证结果均表明处于较高技术水平时,自主创新是更优发展路径。本文设定中国某一行业技术差距的衡量指标是美中两国特定年份2位码行业劳动生产率比值,这一代理变量的假定是美国特定行业劳动生产率( $lp_{jt}^{us}$ )位于技术前沿,  $dist_{jt} = \ln(lp_{jt}^{us}/lp_{jt})$ ,这一指标更大表明中国这一行业与前沿技术差距越大。<sup>①</sup>表9结果  $l.quality\_ot$  和  $dist$  的交互项( $lqdist$ )系数显著为负。这说明进口中间品质量动态效应存在关于与前沿技术差距的门槛值,计算可得企业研究开发费、新产品产值和专利申请总量的  $dist$  门槛值,分别为 6.8718、6.7859 和 7.2163,这显示行业与技术前沿差距存在负向条件效应,即越接近前沿的行业存在更大的正向创新效应。基于三项专利的回归,结果显示发明专利的动态效应不显著,实用新型和外观设计专利均呈现出负向条件效应,接近前沿的行业更倾向于学习进口中间品技术,从事专利研发活动。上述检验表明假说4中,行业与技术前沿差距对动态效应具有负向调节作用。

## 3. 省份市场化指数的影响

熊彼特将创新活动定义为“破坏性创造”,企业通过对生产要素的重新组合建立新的生产函数,位于创新活动核心的是企业家精神。根据这一学说创新活动依赖于良好的市场环境和完善的要素市场,即创新活动需要较高的地区市场化程度作为外部支撑。相关研究表明,良好的地区市场环境有利于提升当地企业经营绩效(Chakraborty, 2016)。为检验这一地区层面异质性的影响,本文引入樊纲等(2011)构建的中国省级层面市场化指数( $market$ )对制度因素的条件影响进行研究,回归汇报在表10中。其中,第(1)—(3)列显示  $l.quality\_im$  和  $market$  的交互项  $lqmarket$  系数显著为正,即市场化指数对研发活动具有正向条件影响,市场化指数越高(市场环境越好)的地区企业的创新活动倾向越高。第(4)—(6)列结果显示三项专利受到市场化指数的条件影响,其中,发明专利的效应不显著,实用新型和外观设计专利正向条件效应显著,相比而言市场化水平对实用新型专利申请的正向作用更大。樊纲等(2011)对中国市场化指数细分为5个一级指标,其中,第5个一级指标(市场中介组织发育和法律制度环境)包含知识产权保护( $ipr$ )二级指标,这一指标刻画了省份层面知识产权保护程度,其中,  $lqipr$  表示  $l.quality\_im$  和  $ipr$  的交互项,交互项系数显著为正,说明地区知识产权保护程度越高,企业专利研发活动倾向越高。上述检验表明假说4中,省份市场化指数对动态效应具有正向调节作用。

<sup>①</sup> 美国2位码行业生产率数据来源于 <http://www.nber.org/data/nberces.html>。本文建立了美国行业代码(SIC)和中国行业代码(CIC)的对照关系,具体步骤如下:匹配CIC和ISIC Rev.3(Dean and Lovely, 2010);匹配ISIC Rev.3和SIC Rev.1987。

表 9 行业与技术前沿差距对动态效应的条件影响

变量	(1) <i>rd</i>	(2) <i>new</i>	(3) <i>patent</i>	(4) <i>invention</i>	(5) <i>utility</i>	(6) <i>design</i>
<i>l.quality_ot</i>	8.3946** (2.18)	7.1849* (1.72)	8.9157** (2.20)	9.4819 (0.29)	1.6120** (2.08)	6.8497** (2.53)
<i>lqdist</i>	-1.2216** (-2.26)	-1.0588* (-1.77)	-1.2355* (-1.82)	-1.3423 (-0.30)	-0.0506** (-2.02)	-0.8588*** (-2.63)
<i>dist</i>	-0.9868 (-0.86)	-1.7983 (-0.91)	-15.7890 (-0.43)	-7.0737 (-0.19)	2.0893 (0.26)	1.9198 (0.00)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业—年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	7065	7065	1128	502	740	492
组内 R <sup>2</sup>	0.0682	0.0766				
LR			102.83	119.56	72.38	89.72

表 10 省份市场化指数对动态效应的条件影响

变量	(1) <i>rd</i>	(2) <i>new</i>	(3) <i>patent</i>	(4) <i>invention</i>	(5) <i>utility</i>	(6) <i>design</i>	(7) <i>patent</i>
<i>l.quality_im</i>	0.6881** (2.47)	1.7535** (2.24)	3.2084** (2.10)	3.2345 (0.82)	4.3886 (1.49)	3.0524*** (2.59)	3.3602 (1.48)
<i>lqmarket</i>	0.1246*** (2.71)	0.1719** (1.98)	0.0246** (2.11)	-0.4761 (-0.37)	0.3745* (1.95)	0.0196** (2.03)	
<i>market</i>	-0.0533 (-0.27)	0.4195* (1.79)	0.0915 (0.48)	-0.0915 (-0.04)	-0.5870** (-2.05)	0.1336 (0.33)	
<i>lqipr</i>							0.0322* (1.76)
<i>ipr</i>							0.0239** (2.15)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业—年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	7177	7177	1160	319	513	366	1160
组内 R <sup>2</sup>	0.0728	0.0822					
LR			212.32	223.85	293.68	332.81	219.83

## 六、结论与政策含义

本文以企业出口 DVAR 为主要指标刻画了进口中间品质量对微观主体的静态效应和动态影响,通过扩展的 Kee and Tang(2016)分析框架建立了企业出口 DVAR 和进口中间品质量的决定方程,并引入了创新行为对动态效应的调节影响。在理论分析的基础上,本文通过中国工业企业、海关和专利数据库对理论假说进行了实证检验,主要结论如下:①进口中间品质量与企业出口 DVAR 显著负相关,分样本回归显示一般贸易和加工贸易企业均呈现负向影响。②全样本企业动态效应显著为负,其中,一般贸易企业不显著,加工贸易企业有明显负向效应,这是造成全样本负向影响的主要来源。③引入研发行为调节效应的回归结果显示进口中间品质量提升可通过影响企业创新行为进



而提升其出口 DVAR,以研究开发费为代理变量的检验显示这一正向效应的投入门槛是 75%分位数,即较高研发程度的一般贸易企业具有正向动态效应。<sup>④</sup>对影响渠道的检验发现,创新行为对企业出口 DVAR 的影响可分解为“加成率效应”和“相对价格效应”,两者均为显著中介变量,且联合效应占比较大。具体而言,创新活动显著提升了一般贸易企业加成率水平和国内中间品比重,即上述企业通过竞争力提升和上游行业的进口替代影响了企业出口 DVAR。<sup>⑤</sup>对行业和地区层面变量调节效应的实证结果显示,更高显性比较优势行业、更低的与技术前沿差距和更优的省份市场化指数(知识产权保护程度)对创新活动有显著正向调节效应。

本文的政策含义如下:①落实更有针对性的进口政策,鼓励企业进口高质量进口中间品。近年来中国已调整了原有“奖出限入”的贸易政策,积极鼓励先进技术和关键零部件进口,制定并调整了《鼓励进口技术和产品目录》(简称《目录》),一方面,需要进一步落实积极进口政策,支持和鼓励企业引进高质量进口中间品;另一方面,实证结果发现行业层面与技术前沿差距具有负向调节效应。因此,为了更好发挥进口中间品质量提升促进企业消化吸收再创新的作用,应该注意更加开放优势产业进口。目前,进口政策侧重通过进口中间品促进出口,将来调整的重点是落实创新发展战略,鼓励接近技术前沿的行业进口优质中间品,再次修订《目录》时应注重由出口导向转为创新导向。②进一步深化地区市场化改革,提升各地区知识产权保护程度。实证结果表明地区市场化水平(包括知识产权保护程度)是显著正向的调节变量,因此要从改革中谋发展红利,通过深入实施市场化改革,加快构建产品、要素的统一大市场,改善政府和企业关系、鼓励和支持非公有制经济发展。增强知识产权执法强度,减少维权费用、增加侵权成本。目前,中国的知识产权立法日臻完善,但是存在执法不严、维权较难等实际问题,一方面应以“三审合一”为抓手降低维权成本和难度;另一方面加强知识产权保护的国际合作,强化涉外知识产权保护,提升外商出口先进中间品的意愿,降低侵权活动对中国进口贸易的不利影响。③深入推进加工贸易创新发展战略,引导加工贸易向高端迈进。经验事实显示加工贸易企业通过进口中间品,消化吸收再创新的效应不明显,应该引导加工组装企业向技术、品牌、营销型企业转变,不断提升产品技术含量和附加值。结合当前“互联网+”战略,降低加工贸易出口企业营销成本,拓展品牌、渠道优势,实现“互联网+跨境电商+加工贸易”的转型升级路径。④精准实施功能性产业政策,因势利导推动比较优势产业发展。经验证据表明进口中间品质量动态效应受到行业比较优势的正向影响,从专利形式看,更强比较优势行业促进企业实用新型专利数量增加,减少外观设计专利数量,提升了专利质量和吸收再创新的效果。针对这一行业层面的异质性,政府应对具有比较优势的产业实施更加积极的功能性产业政策,鼓励现有和潜在比较优势行业扩大进口优质中间品。另外,针对战略性新兴产业实施积极产业政策,推动这类产业成为中国比较优势的新来源,这既有利于推进“中国制造 2025”战略实施,又有利于提升出口贸易增加值率,推动中国由贸易大国向贸易强国转变。

#### [参考文献]

- [1]程惠芳,陈超. 开放经济下知识资本与全要素生产率——国际经验与中国启示[J]. 经济研究, 2017, (10):21-36.
- [2]樊纲,王小鲁,马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2011, (9):4-16.
- [3]黄先海,宋学印. 准前沿经济体的技术进步路径及动力转换——从“追赶导向”到“竞争导向”[J]. 中国社会科学, 2017, (6):60-79.
- [4]黄先海,诸竹君,宋学印. 中国出口企业阶段性低加成率陷阱[J]. 世界经济, 2016a, (3):95-117.
- [5]黄先海,诸竹君,宋学印. 中国中间品进口企业“低加成率之谜”[J]. 管理世界, 2016b, (7):23-35.
- [6]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, (3):101-119.

- [7]毛其淋,许家云. 中间品贸易自由化与制造业就业变动——来自中国加入 WTO 的微观证据[J]. 经济研究, 2016, (1):69-83.
- [8]施炳展,曾祥菲. 中国企业进口产品质量测算与事实[J]. 世界经济, 2015, (3):57-77.
- [9]王孝松,吕越,赵春明. 贸易壁垒与全球价值链嵌入——以中国遭遇反倾销为例[J]. 中国社会科学, 2017, (1): 108-124.
- [10]魏浩,林薛栋. 进口产品质量与中国企业创新[J]. 统计研究, 2017, (6):16-26.
- [11]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, (10):124-137.
- [12]郑亚莉,王毅,郭晶. 进口中间品质量对企业生产率的影响:不同层面的实证[J]. 国际贸易问题, 2017, (6):50-60.
- [13]诸竹君. 进口中间品能否提升中国工业企业加成率[J]. 中南财经政法大学学报, 2017, (2):128-137.
- [14]诸竹君,黄先海,宋学印,胡馨月,王煌. 劳动力成本上升、倒逼式创新与中国企业加成率动态[J]. 世界经济, 2017a, (8):53-77.
- [15]诸竹君,黄先海,王煌. 产品创新提升了出口企业加成率吗[J]. 国际贸易问题, 2017b, (7):17-26.
- [16]Acemoglu, D., P. Aghion, and F. Zilibotti. Distance to Frontier, Selection, and Economic Growth [J]. *Journal of the European Economic Association*, 2006,4(1):37-74.
- [17]Aghion, P., A. Bergeaud, M. Lequien, and M. J. Melitz. The Impact of Exports on Innovation: Theory and Evidence[R]. NBER Working Paper, 2018.
- [18]Amiti, M., and J. Konings. Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia[J]. *American Economic Review*, 2007,97(5):1611-1638.
- [19]Antonietti, R., and G. Cainelli. The Role of Spatial Agglomeration in a Structural Model of Innovation, Productivity and Export: A Firm-Level Analysis[J]. *Annals of Regional Science*, 2011,46(3):577-600.
- [20]Bas, M., and V. Strauss-Kahn. Input-trade Liberalization, Export Prices and Quality Upgrading [J]. *Journal of International Economics*, 2015,95(2):250-262.
- [21]Blomstrom, M., and F. Sjöholm. Technology Transfer and Spillovers: Does Local Participation with Multinationals Matter[J]. *European Economic Review*, 1999,43(4):915-923.
- [22]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012,97(2):339-351.
- [23]Cassiman, B., E. Golovko, and E. Martínez-Ros. Innovation, Exports and Productivity [J]. *International Journal of Industrial Organization*, 2010,28(4):372-376.
- [24]Cassiman, B., and S. Vanormelingen. Profiting from Innovation: Firm Level Evidence on Markups [R]. CEPR Discussion Paper, 2013.
- [25]Chakraborty, P. Judicial Quality and Regional Firm Performance: The Case of Indian States [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2016,44(4):902-918.
- [26]Coe, D. T., and E. Helpman. International R&D Spillovers[J]. *European Economic Review*, 1995,39(5):859-887.
- [27]Colantone, I., and R. Crinò. New Imported Inputs, New Domestic Products [J]. *Journal of International Economics*, 2014,92(1):147-165.
- [28]Crowley, F., and P. McCann. Firm Innovation and Productivity in Europe: Evidence from Innovation-Driven and Transition-Driven Economies[J]. *Applied Economics*, 2018,50(11):1203-1221.
- [29]De Loecker, J., and F. Warzynski. Markups and Firm-level Export Status [J]. *American Economic Review*, 2012,102(6):2437-2471.
- [30]Dean, J. M., and M. E. Lovely. Trade Growth, Production Fragmentation, and China's Environment[M]. *China's Growing Role in World Trade*. Chicago: University of Chicago Press, 2010.

- [31]Fagerberg, J. Technology and International Differences in Growth Rates [J]. *Journal of Economic Literature*, 1994,32(3):1147–1175.
- [32]Gibbon, P., J. Bair, and S. Ponte. Governing Global Value Chains: An Introduction[J]. *Economy and Society*, 2008,37(3):315–338.
- [33]Halpern, L., M. Koren, and A. Szeidl. Imported Inputs and Productivity [J]. *American Economic Review*, 2015,105(12):3660–3703.
- [34]Kee, H. L., and H. Tang. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China[J]. *American Economic Review*, 2016,106(6):1402–1436.
- [35]Koopman, R., Z. Wang, and S. J. Wei. Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade is Pervasive[J]. *Journal of Development Economics*, 2012,99(1):178–189.
- [36]Liu, Q., and L. D. Qiu. Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms’ Patent Filings[J]. *Journal of International Economics*, 2016,(103):166–183.
- [37]Ma, H., Z. Wang, and K. Zhu. Domestic Content in China’s Exports and Its Distribution by Firm Ownership[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2015,43(1):3–18.
- [38]Minniti, A., and F. Venturini. R&D Policy, Productivity Growth and Distance to Frontier [J]. *Economics Letters*, 2017,(156): 92–94.
- [39]Santacreu, A. M. Innovation, Diffusion, and Trade: Theory and Measurement [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2015,75(7):1–20.

## Import Intermediates Quality, Innovation and Firms’ Export DVAR

ZHU Zhu-jun<sup>1</sup>, HUANG Xian-hai<sup>2</sup>, YU Xiao<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Zhejiang Gongshang University, Hangzhou 310018, China;

2. School of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China)

**Abstract:** China’s economy has turned to the stage of high quality development, and foreign trade should also turn from “massive imports and massive exports” to “quality imports and quality exports”. Under the framework of the extended Kee and Tang (2016) model, this paper analyzes the static and dynamic effects of import intermediate quality on the firms’ export domestic value added ratio (DVAR). Under the static condition, the quality of import intermediate is negatively related to the firms’ export DVAR, and it dynamically improves the firms’ export DVAR through independent innovation, resulting in “markup effects” and “relative price effects”. On this basis, this paper empirically tests the theoretical propositions through ASIF, customs data and the patent data. The results show that: ① under static condition, the quality of import intermediate and export DVAR are significantly negative correlated, the full sample dynamic effect is negative, while subsample of ordinary trade is not significant; ② the innovation behavior has a moderating effect on ordinary trade, the dynamic effects are significantly positive when the level of innovation is sufficiently enough; ③ check on the channel of innovation effects on the export firms finds that intermediary variables are markups and the relative price; ④ further analysis shows that higher RCA, lower technology gap and better provincial market index have obviously positive effects on innovation activities. The above conclusions prove that the promotion of import policy from export to innovation oriented is an effective way to build a stronger trade power under the higher position of global value chain.

**Key Words:** import intermediate quality; export domestic value added ratio; independent innovation; global value chain

**JEL Classification:** F14 L11 O31

[责任编辑:许明]