

高质量进口能带来成本节约效应吗

刘 航, 杨丹辉

[摘要] 近年来原材料价格不断上涨给工业企业带来了较大的成本压力。研究进口质量、工业购进成本与全要素生产率之间的关系,对于协同推进工业“降成本”与供给体系质量提升有着重要的现实意义。本文基于包含中间品投入的生产函数,推导出高质量进口通过影响工业购进成本进而引起全要素生产率变化的理论机制,并利用中国进口的地区—跨国数据做了实证检验。结果显示:进口品蕴含的技术属性对工业购进成本的效应为正,工业购进成本对工业 TFP 的效应为正;进口品技术属性提升导致工业购进成本上涨的现象主要发生在自主创新能力较强、出口依存度较高、市场化和信息化表现较优的地区;购进成本上升对工业 TFP 的提升效应在自主创新能力较强的地区更强烈。上述结果表明,过去一段时期中国进口品技术属性提升并未起到“成本节约效应”,反而增加了工业购进成本。尽管这种成本负担在一定程度上有助于倒逼企业加大研发力度和优化要素配置,但也反映出进口品技术属性沿着国内供应链扩散的机制不畅等问题,这意味着一旦进口品技术属性的溢出口径收窄,工业部门可能不得不面对成本上涨压力,同时难以获得充足的创新驱动动力。新时代推动工业供给体系质量提升,应当加快形成以国内大循环为主、国内国际双循环相互促进的新发展格局,以扩大优质进口带动国内供应链优化升级,避免高技术产品进口受阻导致企业成本骤升。

[关键词] 工业降成本; 高质量进口; 进口技术正外部性; 国内国际双循环

[中图分类号]F125 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)10-0024-19

一、问题提出

伴随着工业化发展阶段的变化,中国第二产业增加值增速放缓,第二产业占 GDP 比重不断下降。对此的一个重要解释是工业增长来自低成本物质资源和劳动力要素的推动力消退,这也是中国传统比较优势重要组成部分的“工业成本”优势明显弱化的表现。现有研究界定“工业成本”的侧重点各有不同,包括劳动力、资本、原材料等投入以及物流、税负、营商制度方面的成本。其中,国内原

[收稿日期] 2019-11-13

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“有偏技术进步下产能利用不足发生机制研究”(批准号 71503198);西安交通大学基本科研业务费(人文社会科学类)专项科研项目“进口来源国 TPU 对中国进口技术正外部性的影响机制研究”(批准号 SK2020042)。

[作者简介] 刘航,西安交通大学经济与金融学院副教授,博士生导师,经济学博士;杨丹辉,中国社会科学院工业经济研究所研究员,博士生导师,经济学博士。通讯作者:刘航,电子邮箱:liuhang01@xjtu.edu.cn。本文受到中国社会科学院登峰战略优势学科(产业经济学)项目的资助。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

材料成本近年来呈现出较强劲的上涨势头。2016年以来,多数行业均感受到原材料成本攀升的较大压力,大型企业的压力最为明显(中国财政科学研究院2019年“降成本”调研综合组,2019)。2012—2016年,工业生产者购进价格指数略低于工业生产者出厂价格指数,但2017年以后前者大幅超过后者。成本上升快、上涨幅度大,不仅制约中国产业国际竞争力的持续提升,也是引发企业“外迁”的直接原因。因此,工业“降成本”成为供给侧结构性改革的重点任务之一。

在工业原材料成本压力加大背景下,是否可以通过高质量进口、利用外部供给推动工业“降成本”呢?为回答这一问题,首先要考察中国货物进出口结构的变化。随着产业转型升级加快,国内企业生产所需的中间品成为中国货物进口的主要产品。例如,近几年进口额中占比最高的分别是机械和电气设备及零附件、矿产品、化学产品、光学和精密仪器及零附件、贱金属及其制品等投入品。理论上,扩大优质产品进口或者强化进口品的技术属性会导致产业上游环节竞争加剧,促使国内上游企业降低加成率,从而使工业购进成本整体下降。国外经验研究显示,这种“成本节约机制”是进口技术正外部性的作用渠道之一。遵循这一机制,优质进口品供给增加可能引发国内水平邻近的产品生产者展开价格竞争,为下游提供原材料成本节约空间,进而有助于生产率提升(Melitz and Ottaviano, 2008)。然而,国内文献在研究进口或进口品技术属性对国内生产率的影响时较少对成本节约机制做专门研究,上述“成本节约机制”能否得到中国经验支持尚无明确结论。立足于推动形成以国内大循环为主、国内国际双循环相互促进的新发展格局,深入分析中国工业如何在全球价值链分工体系下实现成本节约和绩效改善具有突出的理论和现实意义。

本文基于微观机制的数理推导,运用省级地区及对应的进口来源国数据,在实证检验高质量进口对国内工业生产率影响(进口技术正外部性)的基础上,观察工业购进价格变动的中介效应及其发生的市场或技术条件。本文可能的边际贡献主要有:一是选择工业购进成本的角度,解构高质量进口对国内工业生产率的增进效应,拓展了进口技术正外部性作用渠道的实证研究;二是本文理论和实证分析均考虑了中介效应起作用的技术和市场条件,尝试结合创新资源配置、产品市场和要素市场改革等多个层面,为“以开放促创新”指出更具可操作性的实施方向;三是将工业生产率提升及成本节约效应的产生归为进口品中蕴含的来源国R&D资本(即进口品技术属性),而非进口本身,这在理论定义上更符合初始文献,结合当前部分企业面临关键中间品“断供”风险的现实情况,还可对拓展外部技术来源、加强科技领域开放合作形成丰富的启示。

二、文献综述

最早研究进口对经济增长(生产率)贡献的代表文献是Grossman and Helpman(1991),其核心观点是进口能够使本国生产者获得多样性中间品供给,有助于提高劳动生产率。Coe and Helpman(1995)指出外国与本国研发都可促进本国经济增长,进口份额越高,外国研发的贡献就越突出,即进口可以起到技术引进的作用;Bayoumi et al.(1999)进一步识别出进口品包含国内无法获得的技术,认为进口丰富了国内生产者的技术来源。不少实证研究利用跨国或企业数据,证明了进口对生产率的积极效应(Coe et al., 1997; Krammer, 2010; Ali et al., 2016; Shahabadi et al., 2018)。针对中国样本的研究,多数也得出了进口规模增长、进口税率降低或进口种类增加对国内产业绩效有显著正向作用的结论,如谢建国和周露昭(2009)、Lu and Ng(2012)、简泽等(2014)、张杰等(2015)、余森杰和李晋(2015)、Robert et al.(2016)、Feng et al.(2016)、Chen et al.(2017)等。还有一些研究专门探讨了中国进口技术正外部性的来源国异质性(Elliott et al., 2016)或进口主体特征差异导致的异质性(Ding et al., 2016; 黄先海等, 2016)。

不过,关于本文的主题即高质量进口推动生产率提升过程中的“成本节约机制”,国内外现有研究成果却并不丰富。最早专门研究进口的成本节约机制的是 Melitz and Ottaviano(2008)。该文献认为针对上游的非对称进口开放,会迫使与进口品存在水平竞争的国内部门降低产品加成率,有助于增进国内下游行业的生产率。Goldberg and Campa(2010)、Halpern et al.(2015)的实证研究为成本节约效应增添了直接的经验证据。而在讨论进口与生产率之间关系的国内文献中,只有为数不多的以成本(价格)效应为理论机制,其中,张翊等(2015)发现进口带来的价格竞争效应只对低出口依存度的企业适用,而对出口依存度较高的样本影响不显著。

国内研究较少专门以成本节约为中介机制来讨论进口与生产率的关系,原因在于:①现有文献多采用企业样本,进口数据大多都取自海关统计,以此测得的进口价格因产品异质性而缺乏可比性,无法精确计算国内竞争者的出厂价格或下游厂商的投入成本,只能以进口主体的进口行为解释其自身的绩效变化。②中国工业发展的长期动力主要来自技术投入及其优化配置(涂正革和肖耿,2005;张军等,2009),尤其在加入 WTO 后的早期阶段,进口对技术进步的积极意义非常显著且容易被研究者捕捉到(赖明勇等,2005;李小平等,2008)。当时,虽然进口的成本节约效应可能存在,但土地、劳动力、原材料及融资成本整体来说相对低廉,企业的成本约束尚不严重,因此并未引起足够的关注。近年来,国内上下游行业收益不对等的现象引起了研究者重视(王永进和施炳展,2014;Ju and Yu,2015;陈小亮和陈伟泽,2017),各种要素价格上涨也给企业带来普遍压力(吕大国等,2019),供给侧结构性改革的“三去一降一补”中“一降”则直接指向工业“降成本”,而降低原材料投入成本更是关键一环。同时,主动扩大进口、实现优进优出成为推进全面开放新格局、落实“以开放促创新”战略的重要举措之一。进入新时代,面向推动更高水平对外开放的新要求,探讨进口品技术属性与工业成本变动之间的理论关联,验证扩大高质量进口能否通过成本节约增进工业生产率,是兼具理论价值和现实需求的研究方向。

三、理论机制

1. 模型与假设

为揭示高质量进口(进口品技术属性)冲击中间品供给价格,进而导致生产率变动的机制,本文基于 C-D 生产函数构建了一个上下游投入产出关系的理论模型。下游包括两类厂商,一类只投入国内中间品,另一类只投入进口中间品,二者的生产函数设定如下:

$$Y_i^D = B(X_i^D)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

$$Y_i^F = cB(X_i^F)^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (2)$$

其中,式(1)和式(2)分别是第一类、第二类厂商的生产函数。 Y_i^D 和 Y_i^F 分别为二者的实际产量, B 为全要素生产率, c 为进口品的技术含量优势对全要素生产率构成的加成项, X_i^D 和 X_i^F 分别为国内中间品和进口中间品, $(1-\alpha)$ 为中间品的产出弹性。假定短期内资本存量为1,劳动力投入严格地随 X_i^D 或 X_i^F 变化,故未显示传统 C-D 函数中的资本和劳动力。中间品的边际产出分别为 $MPX_i^D = (1-\alpha)B(X_i^D)^{-\alpha}$ 和 $MPX_i^F = (1-\alpha)cB(X_i^F)^{-\alpha}$ 。本文对理论模型提出以下三个假设。

假设 1:两类下游厂商提供的产品均为差异化产品,且处在不完全竞争市场,故产品的需求曲线向右下方倾斜,需求函数可表示为:

$$Y_i^D = \left(\frac{P_i^D}{P} \right)^{-\sigma} \frac{Y}{n}, \quad \sigma > 1 \quad (3)$$

其中, σ 为固定的需求价格弹性, P_i^D 是只投入国内中间品的厂商 i 的产品定价, P 是下游产品市场均价, 二者相除为厂商 i 价格优势的倒数。由于 $\sigma > 1$, 则厂商 i 的产品需求与该优势成正比; Y/n 为下游产品总产出的均等份, 即 P_i^D 与 P 相等时, n 个厂商占有同等的市场份额。只投入进口中间品的厂商的需求函数 Y_i^F 同理。

假设 2: 国内中间品供应商追求实际净收益最大化, 其效用函数设定为:

$$\Omega^D = (a_i^D - P)(X_i^D)^\eta, \quad \eta > 0 \quad (4)$$

其中, a_i^D 为向下游厂商 i 提供中间品的实际价格, 下游产品市场均价 P 相当于上游供应商放弃纵向一体化而选择向下游供货的机会成本, $(a_i^D - P)$ 反映了供应商的实际单位收益; η 为供应商在单价与销量之间的权重分配, 越关心成交量 X_i^D , 则 η 就越大, 进而可对 $(a_i^D - P)$ 做出相对让步。同时, 假设国内供应商在定价时面对的信息是充分的, 能够准确得到下游产品均价, 并以此为参照开出上游产品的名义价格, 即 $A_i^D \equiv a_i^D \cdot P$; 或者说国内中间品的实际价格被定义为名义价格与下游产品市场均价之比: $a_i^D \equiv A_i^D / P$ 。

假设 3: 进口中间品供应商的效用函数因资本国际流动条件不同而有两种形式:

$$\Omega^{F1} = (a_i^{F1} - A_i^D)(X_i^{F1})^\delta, \quad \delta > 0 \quad (5)$$

$$\Omega^{F2} = (a_i^{F2} - P)(X_i^{F2})^\delta, \quad \delta > 0 \quad (6)$$

其中, 式(5)和式(6)分别是产业资本国际流动条件较差和较好时进口中间品供应商的效用函数, δ 的含义等同于 η 。由于进口品的技术属性能够形成一个加成项 c , 设定加成项越大, 技术属性越高, 则供应商越不关注销量, δ 越小。在资本流动条件较差时, 进口供应商的机会成本被定义为将中间品委托国内供应商代销的期望收益, 即 A_i^D ; 在资本流动条件较好时, 机会成本为在进口国采取纵向一体化的期望收益, 即 P 。另外, 无论进口供应商的机会成本如何定义, 其为中间品设定的名义价格均为实际价格与下游产品均价之积, 即 $A_i^{F1} \equiv a_i^{F1} \cdot P$ 且 $A_i^{F2} \equiv a_i^{F2} \cdot P$ 。

2. 均衡条件下的上游产品投入量

达到市场均衡首先需要下游厂商实现 $MR_i = MC_i$, 然后与上游供应商的效用最大化相契合, 二者共同决定了单个厂商的中间品投入量和下游总投入量 X 。

(1) 下游厂商收益最大化。按照式(3)中对 σ 的定义, 可得到第一类下游厂商 i 的边际收益:

$$MR_i^D = P_i^D + Y_i^D \frac{dP_i^D}{dY_i^D} = P_i^D \left(1 + \frac{dP_i^D}{dY_i^D} \cdot \frac{Y_i^D}{P_i^D} \right) = P_i^D \left(1 - \frac{1}{\sigma} \right) \quad (7)$$

同时, 由于 $MC_i^D = A_i^D / MPX_i^D = A_i^D / [(1-\alpha)B(X_i^D)^{-\alpha}]$, 那么当 $MR_i^D = MC_i^D$ 时, 则有:

$$P_i^D = m \cdot \frac{A_i^D}{(1-\alpha)B(X_i^D)^{-\alpha}}, \quad m \equiv \frac{\sigma}{\sigma-1} > 1 \quad (8)$$

式(8)中 m 为下游厂商的加成率,由下游产品需求价格弹性 σ 决定,并与 σ 成反比例关系,即下游产品竞争越激烈,需求曲线越平缓,则 σ 越大、 m 越小(越趋近于 1)。式(8)两边同除 P ,得到 P_i^D/P 的新的表达,再将其与式(1)、式(3)联立,可得:

$$X_i^D = \left(\frac{Y}{nB}\right)^{\varepsilon\sigma} \left(\frac{B(1-\alpha)}{m}\right)^{\varepsilon} \left(\frac{A_i^D}{P}\right)^{-\varepsilon}, \quad \varepsilon \equiv \frac{\sigma}{1+\alpha(\sigma-1)} > 0 \quad (9)$$

其中, ε 表示国内中间品 X_i^D 需求的实际价格弹性,在 α 既定的情况下与 σ 成正比例关系。通过式(9)便得到了国内中间品实际价格决定的对 X_i^D 的需求量,在下游的生产函数、市场总量、市场结构、市场均价不变条件下,需求量与中间品名义价格成反比。然而,国内中间品的名义价格由国内供应商依据自身效用函数开出,还需要进一步联立国内供应商的效用最大化。

同理,根据 $MC_i^F = MR_i^F$ 及其变换式与式(2)和式(3)联立,得到只投入进口中间品的下游厂商对进口中间品的均衡需求量:

$$X_i^F = \left(\frac{Y}{nB}\right)^{\varepsilon\sigma} \left(\frac{cB(1-\alpha)}{m}\right)^{\varepsilon} \left(\frac{A_i^F}{P}\right)^{-\varepsilon}, \quad \varepsilon \equiv \frac{\sigma}{1+\alpha(\sigma-1)} > 0 \quad (10)$$

(2)市场均衡时的中间品投入量。根据式(9)、式(10),下游对中间品的需求必然是中间品价格的反函数,即 $X_i^D = X_i^D(a_i^D)$ 和 $X_i^F = X_i^F(a_i^F)$ 。这意味着供应商要将单价与销量权重、下游市场结构、机会成本进行权衡,得到最优化定价。先看国内中间品供应商的效用最大化条件 $\partial \Omega^D(a_i^D)/\partial a_i^D = 0$,对式(4)求偏导,经过一系列变换,并结合式(9)对 ε 的定义,可得:

$$a_i^D = m^D \cdot P, \quad m^D \equiv \frac{\eta\varepsilon}{\eta\varepsilon-1} > 1 \quad (11)$$

其中, m^D 为国内供应商的加成率,其由 σ 、 α 、 η 联合决定,与选择向下游供货的机会成本相乘便是上游产品的实际价格 a_i^D 。此处规定 m^D 大于 1,这是为了确保 a_i^D 为正而将 $\eta\varepsilon$ 设为大于 1。再根据模型的假设 2,可得到国内中间品的名义价格: $A_i^D = m^D \cdot P^2$ 。将其两边同除 P ,再代入式(9),便得到第一类厂商 i 从供应商得到的中间品 X_i^D 的均衡投入量:

$$X_i^D = \left(\frac{Y}{nB}\right)^{\varepsilon\sigma} \left(\frac{B(1-\alpha)}{m \cdot m^D \cdot P}\right)^{\varepsilon} \quad (12)$$

同理,根据式(5)、式(6)、式(10)可得出两种情形下进口供应商的进口中间品实际价格:

$$a_i^{F1} = m^{F1} \cdot A_i^D, \quad m^{F1} \equiv \frac{\delta\varepsilon}{\delta\varepsilon-1} > 1 \quad (13)$$

$$a_i^{F2} = m^{F2} \cdot P, \quad m^{F2} \equiv \frac{\delta\varepsilon}{\delta\varepsilon-1} > 1 \quad (14)$$

进而,以同样的方法将相关等式代入式(10),分别得到两种情形下的进口中间品均衡量:

$$X_i^{F1} = \left(\frac{Y}{nB}\right)^{\varepsilon\sigma} \left(\frac{cB(1-\alpha)}{m \cdot m^{F1} \cdot A_i^D}\right)^{\varepsilon} \quad (15)$$

$$X_i^{F2} = \left(\frac{Y}{nB}\right)^{\varepsilon\sigma} \left(\frac{cB(1-\alpha)}{m \cdot m^{F2} \cdot P}\right)^{\varepsilon} \quad (16)$$

3. 进口品技术属性变化对中间品平均价格的影响

如果进口中间品技术属性提升,则对于下游厂商来说将能够得到更高的全要素产率加成,即式(2)中 c 变大。这相当于进口供应商面临更有优势的市场地位,进而可能降低对销量的追求,而更关心售价,也就是 δ 降低。假定第一类下游厂商中间品投入占比为 ω ,第二类厂商占比为 $1-\omega$,则可得中间品平均价格: $A_i^{D+F1} = \omega A_i^D + (1-\omega)A_i^{F1}$, $A_i^{D+F2} = \omega A_i^D + (1-\omega)A_i^{F2}$ 。进而,分别对 A_i^{D+F1} 和 A_i^{D+F2} 求 δ 的一阶偏导,则可知无论 $\partial A_i^{D+F1} / \partial \delta$ 还是 $\partial A_i^{D+F2} / \partial \delta$,均小于零。可见,在下游价格及其对中间品需求价格弹性不变的情况下, δ 降低将引起中间品平均价格上涨,二者为反比例关系。由此提出:

命题 1: 在国内中间品与进口中间品不具有完全替代性的情况下,进口品蕴含的技术属性越高,越容易引起中间品平均价格上涨,下游厂商难以获得“成本节约效应”。

进一步地, ε 是下游对中间品需求的实际价格弹性,其对 $\partial A_i^{D+F1} / \partial \delta$ 和 $\partial A_i^{D+F2} / \partial \delta$ 发挥着调节效应。对 A_i^{D+F1} 求 δ 和 ε 的二阶偏导有:

$$\frac{\partial^2 A_i^{D+F1}}{\partial \delta \partial \varepsilon} = (1-\omega) \cdot \omega \cdot m^D \cdot P^3 \cdot \frac{\delta \varepsilon + 1}{(\delta \varepsilon - 1)^3} \quad (17)$$

由于 $\delta \varepsilon$ 被设定为大于 1,因此式(17)的结果大于 0。这说明 δ 变小会引起 A_i^{D+F1} 提高的同时,随着 ε 增大,该反向冲击的力度有所减弱。 $\partial^2 A_i^{D+F1} / \partial \delta \partial \varepsilon$ 的结果同理。按照式(9), ε 与 σ 成正比例关系,因而可以认为,下游市场竞争越激烈(下游产品的需求弹性 σ 越大),则进口品技术属性提升对中间品均价的增进效应就越弱。这符合人们的直觉。下游集中度较低、竞争较激烈时,企业往往围绕成本进行竞争,对中间品供应价格较敏感,若进口品技术属性引起中间品均价上涨,则会减少进口品投入,进而对中间品涨价起一定缓解作用。

现实中,在位厂商面对的替代品越少、独占性越强,则厂商越容易获得规模经济而采取差异化竞争(Krugman, 1980),其产品需求价格弹性也越低。由此推断:①在自主创新能力较强的地区,在位厂商通常不以成本优势为竞争点,对进口品技术属性引起的中间品均价上涨的容忍度较高;②在出口依存度较高的地区,厂商面临更广阔的海外市场,通常情况下,中间品成本上涨对其产品销量的影响有限;③市场发育越成熟的地区,由行政干预形成的市场势力越受到规制,在位厂商已经历过激烈的市场竞争,进入效率竞争状态,因而不会过多关注中间品价格上涨;④在信息化发展领先的地区,在位厂商凭借充分的信息,对目标市场形成较强的独占性,其面临的需求曲线更陡峭。在具备以上四类特征的地区,企业通常被供应商索要更高的中间品价格。由此提出:

推论 1: 进口品技术属性增加引致的“增成本”效应,在自主创新能力、出口依存度、市场化程度或信息化水平表现较优的地区更为明显;反之,则该效应更不明显。

4. 中间品价格上涨对全要素生产率的影响

如果下游市场上全部为第一类厂商,则按照式(12),全部中间品均衡投入量为 $X^D = nX_i^D$,下游总产出为 $Y^D = nY_i^D = nB(X_i^D)^{1-\alpha}$,进而利用式(9)对 ε 的定义,可得:

$$X^D = nX_i^D = n \left(\frac{B(1-\alpha)}{m \cdot m^D \cdot P} \right)^{1/\alpha} \quad (18)$$

再以同样的方法算出下游市场上只有第二类厂商时的均衡中间品投入量:

$$X^{F1} = nX_i^{F1} = nc^{\rho} \left(\frac{cB(1-\alpha)}{m \cdot m^{F1} \cdot A_i^D} \right)^{1/\alpha}, \quad \rho = \frac{1-\alpha}{1+\alpha(\sigma-1)} \quad (19)$$

$$X^{F2} = nX_i^{F2} = nc^{\rho} \left(\frac{cB(1-\alpha)}{m \cdot m^{F2} \cdot P} \right)^{1/\alpha}, \quad \rho = \frac{1-\alpha}{1+\alpha(\sigma-1)} \quad (20)$$

按照第一类和第二类厂商 ϖ 和 $1-\varpi$ 的中间品投入比重分配,可计算得到实际的中间品均衡投入量: $X^{D+F1} = \varpi X^D + (1-\varpi)X^{F1}$, $X^{D+F2} = \varpi X^D + (1-\varpi)X^{F2}$ 。由此可以进一步观察进口品技术属性提升时, δ 降低, X^{D+F1} 或 X^{D+F2} 受到的冲击。然而,由于 c 和 m^{F1} 或 m^{F2} 均与 δ 为反比例关系,因此不能直接得到 $\partial X^{D+F1} / \partial \delta$ 和 $\partial X^{D+F2} / \partial \delta$ 大于还是小于零。不过,由于 X^{D+F1} 与 A_i^D 为负向关系,进口品与国内中间品具有不完全替代性,则 A_i^D 可能随着中间品均价上涨而上涨,进而更容易引起 X^{D+F1} 降低。也就是说,在资本国际流动条件较差时,中间品均价上涨更容易使全部中间品均衡投入量下降,而在资本流动条件较好时,中间品均价上涨造成中间品投入量下降的可能性较小、增大的可能性更大。

如果中间品均价上涨的确导致 X^{D+F2} 增大,则可能进一步引起两种当期变化:一是 X_i^{F2} 提高,二是 n 提高。前者说明在厂商数目既定的情况下,单个厂商必须增加可变成本投入,否则市场无法实现均衡;后一种变化的结果是每个厂商生产规模不变而利润空间放大,这将会吸引更多的潜在竞争者进入。在要素边际产出递减作用下,若单个厂商加大 X_i^{F2} 的投入量(第一种可能),则会使 MC_i^{F2} 增大,而在不改变定价的情况下, MR_i^{F2} 不变。因此,只有上游厂商在下一期采取有效措施提升全要素生产率(提高 B),才能使 P_i/P 不提升,以维持现有市场份额。只要不等式 $A_i^{F2} \cdot m > (1-\alpha)cB(X_i^{F2})^{-\alpha} P_i$ 仍存在,厂商 i 就会有加强产品研发或工艺创新的动力,直至左右两边相等,重新实现利润最大化。若 X^{D+F2} 的结果是 n 提高(第二种可能),则意味着同行业内市场主体增多,竞争效应有助于改进行业内主体间要素配置效率,同样可能使全行业的全要素生产率提升。由此提出:

命题 2:在一定条件下,中间品平均价格上涨将可能引起下游在位厂商加大研发强度,围绕市场份额进行差异化竞争,或者引起市场主体数目增加,带动行业内的要素再配置,进而能够促使全要素生产率的整体提升。

如前所述,越是在产业资本国际流动条件较好、进口供应商有能力实施跨国垂直并购的情况下,命题 2 越有可能成立。其现实含义是,如果不能轻易实施纵向一体化,则进口品供应商在定价时便会盯住国内供应商。这样一来,一旦进口品技术属性提升引起中间品均价上涨,国内供应商也面临“提价窗口”(反映在 X^{D+F1} 中即 m^D 和 A_i^D 提升),由此引起更大幅度的中间品均价上涨,以更高的概率超出 c 的增大幅度,导致 X^{D+F1} 减小,无法产生增进全要素生产率的效应。按照邓宁的生产折衷理论,所有权优势是海外投资的基础,内部化优势则是其推动力。若东道国企业凭借自主创新能力而拥有较高的所有权优势,则进口供应商即便看到了内部化的收益,仍难以立即实现垂直并购。这就相当于资本国际流动的条件较好,但进口供应商难以实现跨国并购,不得不维持出口,国内企业将受益于高质量进口、获得生产率效应。实现这一情形的前提是,国内厂商拥有较高的自主创新能力,才能够具备抵制进口品供应商并购的市场条件,进而在边际成本上涨或同业竞争压力下倒逼全要素生产率提升。由此提出:

推论 2:中间品平均价格上涨对全要素生产率的整体增进效应,在自主创新能力较强的地区更

为明显;反之,则全要素生产率增进效应更不明显。

四、计量模型与变量

1. 计量模型设定

根据 Coe and Helpman (1995), 进口技术正外部性体现为蕴含在进口品中的国外 R&D 资本(技术属性)对进口主体生产率的积极影响。按此定义,本文构建如下基本计量模型:

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \sum_{j=1}^n (b_{ijt} \times RD_{jt}) + \alpha_2 \ln rd_{it} + \xi X + \varepsilon \quad (21)$$

其中,下标 i 和 j 分别表示中国样本地区和进口来源国,下标 t 表示年份。 TFP_{it} 为被解释变量,表示地区 i 工业部门的全要素生产率; b_{ijt} 为溢出权重,为地区 i 从第 j 个来源国的进口额占该国当年出口总额的比重, RD_{jt} 为第 j 个来源国的 R&D 资本存量,二者相乘即第 j 个来源国对地区 i 潜在的技术影响,再按国别加总后就是地区 i 得到进口来源国的总体潜在技术影响,即进口品中蕴含的技术属性,把 $\ln \sum_{j=1}^n (b_{ijt} \times RD_{jt})$ 简写为 F_{it} ,待估系数 α_1 即反映高质量进口对进口地区工业生产率的影响,由其符号和显著性可判断进口技术正外部性的存在性; rd_{it} 为地区 i 的 R&D 资本存量; X 是影响工业全要素生产率的一系列控制变量。

若能证明进口技术正外部性显著存在,则可进一步验证工业购进成本的中介效应。此处设置工业购进价格变量 $Price_{it}$,以反映上游企业向下游企业供应中间品的相对价格。①观察 F_{it} 对 $Price_{it}$ 是否具有显著负效应,即第一阶段,如式(22)所示。②判断在不包含 F_{it} 时, $Price_{it}$ 能否单独对 TFP_{it} 有负向贡献,即第二阶段,如式(23)所示。③检验同时加入 $Price_{it}$ 和 F_{it} 时, F_{it} 的系数相较式(21)是否变得不显著或明显弱化,即总效应,如式(24)所示。如果以上三步均成立,则可证明中间品价格降低引起的成本节约产生了中介效应。

$$price_{it} = \beta_0 + \beta_1 F_{it} + \beta_2 \ln rd_{it} + \zeta X + \varepsilon \quad (22)$$

$$TFP_{it} = \chi_0 + \chi_1 \ln rd_{it} + \chi_2 Price_{it} + \psi X + \varepsilon \quad (23)$$

$$TFP_{it} = \delta_0 + \delta_1 F_{it} + \delta_2 \ln rd_{it} + \delta_3 Price_{it} + \omega X + \varepsilon \quad (24)$$

2. 变量处理

(1)工业全要素生产率。对于各地区工业全要素生产率变化率(TFP),按照随机前沿生产函数的参数估计值,测算得到技术进步(TC)、技术效率变化率(TEC)、规模效率变化率(SEC)和要素配置效率(FAEC),四者相加即为 TFP。对随机前沿函数的估计采用误差修正模型,并将函数形式设置为生产函数。根据估计结果,随机前沿函数的整体解释性非常好,各系数估计值均在 1%水平上显著, δ^2 、 γ 、 μ 、 η 都在 1%水平上显著,LR 检验结果也显示 u_{it} 很好地服从截断正态分布。进一步地,根据得到的系数估计值以及时间、要素投入和要素成本数据,算得 TC、SEC、FAEC。具体测算方法参见 Kumbhakar(2000)、张军等(2009)等。在数据处理时,把产出变量 Y 定义为规模以上工业企业的工业增加值(单位:亿元),①将资本投入 K 表示为永续盘存法测得的规模以上工业企业固定资产存量(单位:亿元),②劳动力投入 L 则为地区规模以上工业企业的年均从业人员数(单位:万人)。另外,

① 对于 2008 年之后未直接统计分地区规模以上工业企业工业增加值的年份,按照应交增值税与工业增加值的对应关系进行推算。同时,对 Y 变量用定基的各地区工业 PPI 做平减,以剔除价格变化因素的扰动。

② 在永续盘存法的测算中,基期年设为 2000 年,基期年之后年份各地区规模以上工业企业的新增固定资产投资额(流量),用定基的各地区固定资产投资价格指数进行平减。

在测算要素配置效率(FAEC)时需用到不同要素的投入成本占总成本比重,故涉及资本和劳动力的价格。资本价格用规模以上工业企业利息支出与负债合计之比;劳动力价格采用城镇单位就业人员平均工资(单位:万元),并用各地区 CPI 平减。

(2)进口品技术属性。变量 F_{it} 反映了高质量进口的情况,由 RD_{jt} 和 b_{ijt} 两个指标构成。 RD_{jt} 是运用第 j 个来源国 R&D 投资的当年流量(单位:亿美元),以永续盘存法估算的 R&D 资本存量值。基期年设为 2000 年,参照 Ariel and Griliches (1980) 等,基期年起始存量的测算方法为: $RD_{j,2000} = RD_{j,2000}^{flow} / (g_{j,2000-2016} + \delta)$ 。其中, $g_{j,2000-2016}$ 是第 j 个来源国 R&D 投资流量的年均增速;借鉴 Coe and Helpman (1995),折旧率 δ 设为 5%;为剔除价格和汇率因素的影响,R&D 投资流量采用 2005 年不变美元价格和 2000 年购买力平价指数处理。 b_{ijt} 是地区 i 从第 j 个来源国的进口额占该国当年出口总额的比重,即来源国 R&D 资本可能向中国进口主体产生溢出的权重。为确保稳健性,除了上述“溢出渠道”来设定权重,本文还设置了衡量 b_{ijt} 的第二套方案,将其定义为地区 i 从第 j 个来源国的进口额占该地区当年进口总额之比,这一比值反映的是各地区对国外 R&D 资本“吸收渠道”的宽窄。以“溢出渠道”衡量 b_{ijt} 进而测得的 F_{it} 表示为 $F1$,以“吸收渠道”衡量 b_{ijt} 而测得的 F_{it} 表示为 $F2$,分别作为主要解释变量反映进口品技术属性。另外,在来源国范围选择上,本文选取地区 i 在第 t 年的前 5 位和前 10 位进口来源国,分别进行检验,以比较不同范围来源国的影响差异。

(3)国内 R&D 资本存量。不同地区自身的 R&D 资本存量 rd_{it} 是以各地区规模以上工业企业 R&D 经费内部支出(单位:亿元)为流量,用永续盘存法估算的存量值。测算中,流量值除以定基的固定资产投资价格指数,以平减价格波动因素;起始存量和折旧率的处理同 RD_{jt} 。其中,对于只统计大中型企业 R&D 经费支出的年份,用该支出乘以(规模以上工业企业工业总产值/大中型工业企业工业总产值)来估算。

(4)工业购进价格变量。目前能够获得的工业中间品购进成本的统计数据主要是工业生产者购进价格指数。考虑到样本为省级地区,地区内的所有企业既有可能处于下游行业,又有可能是后向关联企业的上游,因此有必要对工业生产者购进价格指数做标准化处理。本文的处理方法是将工业生产者购进价格指数除以样本地区的工业生产者出厂价格指数(PPI),以反映工业企业中间投入成本相对于工业品首次售出价格水平的变动幅度,记为 $Price_{it}$ 。为确保连续可比性,以上价格指数均采用以 2000 年为基期的定基指数。

(5)控制变量。借鉴相关文献,本文采用如下控制变量:①国家资本比重 $State_{it}$,以规模以上工业企业的国家资本占实收资本总额之比表示。②外商资本比重 $Foreign_{it}$,以规模以上工业企业外商资本和港澳台资本占实收资本总额之比表示。③工业杠杆率 $Leverage_{it}$,以规模以上工业企业负债合计与资产合计之比表示;④工业企业偿债力 $Solvency_{it}$,以规模以上工业企业流动资产占资产合计之比表示;⑤地方财政能力 $Govern_{it}$,以各地区财政支出占地区 GDP 之比表示;⑥人力资本水平 H_{it} ,以就业人口中大专及以上学历人员的占比表示;⑦地区消费规模 $\ln C_{it}$,以各地区社会消费品零售总额(单位是亿元,除以地区 CPI 做平减处理)的对数值表示。

3. 数据来源

以上变量主要数据来源为:测算各地区规模以上工业企业 TFP、资本结构、资产比例所需相关数据来源于历年《中国工业统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》;进口来源国 R&D 资本投入来源于联合国教科文组织(UNESCO)数据库;各地区分国别进口额来源于中国海关数据库;来

源国出口总额来源于世界银行数据库;国内 R&D 经费支出来源于《中国科技统计年鉴》;地方财政支出来源于《中国财政年鉴》;就业人口的学历比例来源于《中国劳动统计年鉴》;各类价格指数、社会消费品零售总额来源于《中国统计年鉴》。样本选择 30 个省份(西藏自治区和中国港澳台地区因统计数据部分缺失,未计入样本),时间跨度为 2002—2017 年。

五、实证检验结果

1. 基本检验结果

首先考察不包含成本变动时加权的进口来源国 R&D 资本对中国工业 TFP 的整体影响,检验结果见表 1。其中,第(1)、(2)、(5)、(6)列包含进口额前 5 位来源国,第(3)、(4)、(7)、(8)列放宽至前 10 位。固定效应下的 F 统计量、随机效应下的 LM 统计量和 Hausman 检验结果共同指向了更适合采用固定效应模型,并且同时控制年份和地区固定效应时拟合优度表现更好。由第(1)—(4)列发现,无论是否加入国内 R&D 资本存量($\ln rd$),以“溢出渠道”加权的来源国 R&D 资本存量($F1$)对工业 TFP 的影响均在 0.01 水平上显著为正,多数情形下中国的进口技术正外部性效应普遍存在,即高质量进口能够促进生产率提升。加入 $\ln rd$ 后,与未加入时相比, $F1$ 系数绝对值和显著性水平有部分降低,且 $\ln rd$ 的系数显著为正。这说明,进口品中含有的来源国 R&D 资本增加刺激了进口主体研发投入,进口技术正外部性得益于工业部门自身技术研发的传导作用,同时也不否定进口技术正外部性的其他重要渠道。这一发现与 Thomas and Schmitz(2001)的“创新激励”观点一致。另外,本文研究的是分省份进口来源国 R&D 资本(不区分进口品类型)对工业 TFP 的影响,这样的数据结构使得第(1)—(4)列结果印证了一些相关研究的观点,即无论中间品还是资本品进口,对国内研发活动和生产率都有显著推动力(张杰等,2015;余淼杰和李晋,2015)。

表 1 第(5)—(8)列显示,无论是否加入 $\ln rd$,以“吸收渠道”加权的来源国 R&D 资本存量($F2$)同样对工业 TFP 有显著积极影响,而且相比第(1)—(4)列中 $F1$ 的系数值及显著性水平均有一定提高。这说明,来源国对于样本地区中间品外部供应越重要,则进口主体越注重构建并维持关系型契约,以避免境外供应商的“敲竹杠”行为。根据 Williamson(1983),这将使双方二次交流及技术合作的频率提高、深度加深,从而受益于高质量进口,获得更大的进口技术正外部性。

观察表 1 中控制变量的表现可知, $State$ 的系数不显著,即国家资本比重不会影响工业绩效; $Foreign$ 显著为正,表明利用外商投资有助于改善工业绩效; $Leverage$ 和 $\ln C$ 在未控制 $\ln rd$ 时多是显著为正,加入 $\ln rd$ 后变为不显著或显著为负,这说明企业间接融资和当地销售回报有助于促进工业 R&D 投入,二者对工业绩效的正影响须以激励研发为渠道; $Solvency$ 不显著,即工业企业的短期偿债能力不会影响其 TFP; $Govern$ 的系数显著为负,这可以解释为较强的地方财政能力往往对应着更多的研发或生产性补贴支出,容易造成企业的创新惰性; H 的系数为正,在加入 $\ln rd$ 后比未加入时系数值和显著性水平都大幅降低,说明人力资本与工业 R&D 投入之间存在关联。

2. 中介效应检验

按照 Melitz and Ottaviano(2008),高质量进口迫使国内相关生产商采取价格竞争,进而使下游采购成本得到节约,带动国内生产率整体提升。而本文理论推导发现,在一定的条件下,进口品技术属性提升导致工业购进成本增加,TFP 反而因此受益。之所以得出与 Melitz and Ottaviano(2008)相反的结论,很大一部分原因在于,本文放宽了不同来源中间品的替代性假定,并考虑了国内厂商从事创新补偿的空间。要验证这一判断,需要进行中介效应检验。这里先观察工业企业购进成本是否受进口品技术属性的负向影响,即中介效应的第一阶段,结果见表 2。其中,第(1)、(3)列为取前 5

表 1 进口技术正外部性的基本检验结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| <i>F1</i> | 0.0262*** (3.11) | 0.0223*** (2.66) | 0.0425*** (3.97) | 0.0371*** (3.47) | | | | |
| <i>F2</i> | | | | | 0.0292*** (3.49) | 0.0240*** (2.86) | 0.0610*** (5.11) | 0.0536*** (4.44) |
| <i>lnrd</i> | | 0.0506*** (3.64) | | 0.0483*** (3.49) | | 0.0481*** (3.44) | | 0.0432*** (3.11) |
| <i>State</i> | -0.0211 (-0.37) | -0.0010 (-0.02) | -0.0128 (-0.22) | 0.0052 (0.09) | -0.0298 (-0.52) | -0.0091 (-0.16) | -0.0268 (-0.47) | -0.0090 (-0.16) |
| <i>Foreign</i> | 0.2610*** (3.26) | 0.3210*** (3.98) | 0.2229*** (2.76) | 0.2835*** (3.48) | 0.3519*** (4.84) | 0.3965*** (5.43) | 0.3821*** (5.34) | 0.4180*** (5.82) |
| <i>Leverage</i> | 0.3625*** (2.64) | 0.0447 (0.28) | 0.3565*** (2.63) | 0.0545 (0.34) | 0.3073** (2.27) | 0.0130 (0.08) | 0.2560* (1.91) | -0.0020 (-0.01) |
| <i>Solvency</i> | 0.0990 (1.18) | -0.0345 (-0.38) | 0.0748 (0.90) | -0.0496 (-0.55) | 0.0981 (1.17) | -0.0286 (-0.32) | 0.0583 (0.70) | -0.0507 (-0.57) |
| <i>Govern</i> | -0.6263*** (-4.94) | -0.7357*** (-5.72) | -0.6517*** (-5.30) | -0.7514*** (-6.02) | -0.6096*** (-4.81) | -0.7205*** (-5.57) | -0.6406*** (-5.28) | -0.7317*** (-5.92) |
| <i>H</i> | 0.1991** (2.00) | 0.0828 (0.80) | 0.1092 (1.03) | 0.0077 (0.07) | 0.2801*** (3.08) | 0.1602* (1.66) | 0.2305** (2.55) | 0.1268 (1.33) |
| <i>lnC</i> | 0.0240* (1.95) | -0.0326* (-1.65) | 0.0092 (0.68) | -0.0433** (-2.14) | 0.0490*** (4.60) | -0.0086 (-0.44) | 0.0508*** (4.85) | -0.0009 (-0.05) |
| Adj-R ² | 0.6847 | 0.6930 | 0.6888 | 0.6962 | 0.6864 | 0.6937 | 0.6954 | 0.7011 |
| F 检验值 | 104.7600 | 97.1000 | 106.8800 | 98.6800 | 105.6400 | 97.4400 | 110.4600 | 101.1400 |
| Obs | 480 | 480 | 480 | 480 | 480 | 480 | 480 | 480 |

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著; 括号中为 *t* 值; 各列模型均控制了年份和地区固定效应, 并包含常数项。表 2、表 3 同。

位来源国时的情形,第(2)、(4)列取前 10 位来源国。无论来源国范围如何界定,*F1* 或 *F2* 对 *Price* 的影响都显著为正,且以进口主体吸收渠道测得的 *F2* 的系数值及其显著性水平远高于以来源国溢出渠道测得的 *F1* 的系数。这一结果与命题 1 相符。也就是说,在样本观察期内,中国工业的进口中间品与国内中间品不具有完全的替代性,二者的目标市场重合度较低,当进口品技术属性和质量优势提升时,国内中间品无须大幅降价来争夺市场份额,反而在错位竞争中面临更多的提价机会。这样一来,当进口品技术属性提升时,国内工业购进价格有可能随之上涨,工业企业面临更重的成本负担。另外,*lnrd* 的系数在所有情形下都在 0.01 水平上显著为负,说明国内工业 R&D 有明显的成本节约倾向,这成为迫使中间品供应商降价的另一因素。

表 3 报告了以 *Price* 为中介变量时的中介效应第二阶段检验结果。其中,第(2)、(4)列为以前 5 位来源国设定 *F1* 或 *F2*,第(3)、(5)列取前 10 位来源国。无论是否加入 *F1* 或 *F2*,中介变量 *Price* 都对工业 TFP 有显著的正向影响,也就是说中介效应的第二阶段也成立。这一结果与命题 2 相符,即

表 2 中介效应的第一阶段检验结果

| | (1) | 来源国溢出渠道 | 进口主体吸收渠道 | |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | | (2) | (3) | (4) |
| <i>F1</i> | 0.0165* (1.65) | 0.0228* (1.78) | | |
| <i>F2</i> | | | 0.0690*** (7.25) | 0.1298*** (9.76) |
| <i>lnrd</i> | -0.0785*** (-4.74) | -0.0793*** (-4.78) | -0.0958*** (-6.03) | -0.1044*** (-6.83) |
| Adj-R ² | 0.5753 | 0.5757 | 0.6169 | 0.6466 |
| F 检验值 | 64.3500 | 64.4600 | 76.8400 | 87.5600 |
| Obs | 480 | 480 | 480 | 480 |

工业购进成本相对于 PPI 越高,工业 TFP 反而提升得越快。同时,第(2)、(3)列显示 *F1* 的系数值和显著性水平有轻微降低,而第(4)、(5)列显示 *F2* 的系数直接变为不显著,且系数值大幅降低。再结合表 2 第(1)—(4)列的结果,可以断定:在“溢出渠道”下,*Price* 的中介效应在第一和第二阶段均显著地成立,但中介效应可能较微弱,*Price* 只是起到了很低的部分中介效应,其对应的中介效应占总效应之比分别为 26.73%(取前 5 位来源国时)和 22.03%(取前 10 位来源国时);而在“吸收渠道”下,*Price* 在 *F2* 对工业 TFP 的影响关系中起到了完全的中介效应。这说明,进口主体越是依赖技术属性高的进口来源国,则越注重对长期契约关系和技术合作机会的维持,也就越无法要求进口品供应商让渡加成率,只能承受更高的购进成本负担,不过这种成本压力带来的新产品研发和要素再配置的动力更强,对 TFP 的增进效应也更明显。这种情况从近期一些国内企业部分关键零部件进口遭遇“断供”的局面中得到了部分反映。

为确保表 3 结果的可信度,本文采取两种途径进行再检验:一是检验了间接效应的 Sobel 值,发现以 *F1* 为核心解释变量时,*Price* 不具有任何间接效应,而以 *F2* 为核心解释变量时,Sobel 检验非常显著地拒绝了原假设,即中介效应显著。二是依据 Edwards and Lambert (2007)、Preacher and Hayes(2008)提供的思路,完成了非参数百分位 Bootstrap 法检验。依次设置 1000 次和 500 抽样次数,观察间接效应的系数在 95%置信区间(经偏差校正)的上限和下限发现,以 *F1* 为核心解释变量时,上限为正、下限为负,间接效应的系数无法显著地异于零,以 *F2* 为核心解释变量时,上限和下限均为正,说明 *F2* 对 TFP 的影响主要借助 *Price* 的间接效应显著存在。

根据以上分析,得出初步结论:①中国进口品中包含的来源国 R&D 资本(技术属性)对国内工业 TFP 影响显著为正,高质量进口对生产率的积极影响广泛存在,其中以“吸收渠道”获得的来源国 R&D 资本更为显著;②工业购进成本能够在进口技术正外部性中发挥正向中介作用,在“溢出渠道”下为部分中介效应,在“吸收渠道”下则为完全中介效应;③虽然工业购进成本生成了明显的中介效应,但与 Melitz and Ottaviano(2008)等此前描述的“成本节约机制”恰恰相反。本文结果显示,进口品技术属性推动了工业购进价格上涨(第一阶段),这一表现可能是中国工业发展阶段和整体水平的必然结果,相关企业既没有与进口品厂商展开直接价格竞争的必要,也不具备足够的降价空间。购进价格上涨导致 TFP 提升(第二阶段),这主要是因为过去十余年来国内工业部门扩大投资开放的同时,自主创新能力不断增强,越来越多的企业在投入品价格提高的情况下能够以研发新产品部

表 3 中介效应的第二阶段检验结果

| | (1) | 来源国溢出渠道 | | 进口主体吸收渠道 | |
|--------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | | (2) | (3) | (4) | (5) |
| <i>Price</i> | 0.3672*** (10.33) | 0.3613*** (10.18) | 0.3584*** (10.14) | 0.3695*** (9.83) | 0.3577*** (9.14) |
| <i>F1</i> | | 0.0163** (2.15) | 0.0289*** (2.98) | | |
| <i>F2</i> | | | | -0.0015 (-0.19) | 0.0071 (0.59) |
| <i>lnrd</i> | 0.0829*** (6.48) | 0.0790*** (6.14) | 0.0768*** (5.98) | 0.0835*** (6.31) | 0.0805*** (6.01) |
| Adj-R ² | 0.7474 | 0.7494 | 0.7517 | 0.7469 | 0.7471 |
| F 检验值 | 128.9400 | 117.4300 | 118.9400 | 115.8000 | 115.9100 |
| Sobel 检验值 | | 0.0030(1.00) | 0.0035(0.96) | 0.0182(4.94) | 0.0343(5.57) |
| Obs | 480 | 480 | 480 | 480 | 480 |

分化解成本压力。总之,中国工业部门通过进口获得了一定的技术正外部性,但这有可能伴随着多数企业成本负担加大,与工业“降成本”目标存在一定程度的背离。

3. 内生性检验:基于鼓励进口目录的政策效果

本文核心解释变量——进口品技术属性(*F1* 和 *F2*)是加权后的进口来源国 R&D 资本存量,权重为进口份额。尽管国外 R&D 投入对国内进口主体来说是严格外生的,但进口份额可能随上一期 TFP 而遵从自选择效应,因此,*F1* 或 *F2* 反映的是各地区对高质量进口的偏好,在解释 TFP 变动时可能受内生性问题的困扰。2007 年国家发展和改革委员会等部门首次联合发布了《鼓励进口技术和产品目录》,对重要装备、重要原材料及拟重点发展的行业所需的设备和零部件给予进口贴息,该目录后经多次调整扩充,对国内工业部门技术创新和结构调整起到了重要作用。这一政策变量与 *F1* 或 *F2* 具有同方向性,在省级层面属于一种易于观测的外生冲击,并且各地区受该冲击的影响取决于其进口依存度,可杜绝自身 TFP 的自选择效应。本文采用双重差分法(DID),以鼓励进口目录正式生效的 2008 年为时间虚拟变量 *dt*,以各地区 2008—2017 年进口依存度是否高于同期全国平均进口依存度来划分处理组与对照组,设定 *du* 进行准自然实验分析。^①

由结果可知,无论采用何种命令,双重差分项 *dt×du* 均显著为正。可见,鼓励进口技术属性较高产品的政策更有利于增进高进口依存度地区的 TFP,而低进口依存度组别的工业 TFP 与此关联不大。本文设置了三种反事实法检验:一是以 2008—2017 年 *Foreign* 是否高于全国均值为选择处理组的依据;二是以 2008—2017 年常住人口数是否高于全国均值为选择处理组的依据;三是仍以进口依存度是否高于全国平均为 *du* 的设定标准,但假定鼓励进口目录首次生效于 2006 年,截取 2002—2008 年的数据进行 DID 检验。由结果可知,上述设定均违背事实,同时也不会收到任何政策效果,*dt×du* 的系数均不显著。另外,部分省级政府在国家首次发布鼓励进口目录后,结合本地产业实际需求推出了补充目录,产生了持续的政策影响。地方目录的制定并不取决于工业 TFP,而是取决于本地产业对关键装备、原材料和零部件的进口需求被国家目录涵盖的程度,同样具有一定外生

^① 回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)附件。

性,因此以各地区鼓励进口目录生效时间为节点,设定 *Encour* 虚拟变量进行多期 DID 检验,结果同样支持鼓励政策对 TFP 的积极效果。本文同样针对多期 DID 开展了反事实法检验,考虑到地方目录的生效主要集中于 2008—2012 年,本文将所有样本下 *Encour* 为 1 的时间节点提前三年,截取 2002—2010 年的数据,发现 *Encour* 的系数不再显著,说明多期 DID 的结果是稳健的。

考虑到以进口依存度是否高于全国平均来选择处理组具有一定主观性,若以其他形式来划分(例如是否高于中位数、1/4 分位数等),则 $dt \times du$ 的系数值有明显变化,本文把 *du* 替换为反映地区进口依存度的连续变量,观察其与 *dt* 交互项系数的表现。该方法同样符合 DID 的原理(Nunn and Qian, 2011),可称作“准 DID 检验”。为确保稳健性,本文用外贸依存度来替换 *du*,记为 *Trade*。由结果可知, $dt \times Trade$ 的系数均显著为正,加入该交互项比未加入时拟合优度有明显提高,说明 *Trade* 的提高对增进鼓励进口政策的积极冲击起到显著的正向调节作用,鼓励进口目录对工业 TFP 的积极影响在 *Trade* 较高的地区更有效。另外,*Price* 的中介效应在第一阶段也可能存在内生性风险,一些进口主体可能因本地工业购进价格上涨而选择扩大进口,导致表 2 显示的 *F1* 或 *F2* 对 *Price* 的正向影响有可能是被夸大的结果,因此,有必要以 *Price* 为被解释变量来观察 $dt \times Trade$ 对其的影响。结果同样支持表 2 的可信度,即鼓励进口技术属性较高产品的政策对工业购进成本有显著的提升效果。

4. 对中介—调节效应的进一步检验

上文中以“吸收渠道”界定来源国 R&D 资本存量时,*Price* 的中介效应最为充分,第一、二阶段的显著性水平和系数值都更大。本文将针对此情形下的中介机制,观察四类地区特征变量的调节作用,以验证推论 1 和推论 2。^①以四个调节变量设定的虚拟变量作为分组依据,高于中位数的设为 1,反之为 0,纳入结构方程模型(SEM),检验四个变量对 *F2* 通过 *Price* 影响工业 TFP 第一阶段(*F2*→*Price*)的调节效应。由表 4 结果可知:①自主创新能力对第一阶段有明显的正向调节作用,越是自主创新能力强的地区,进口品技术属性对工业购进成本的正向影响越大。②出口依存度对第一阶段为明显的正向调节,这与张翊等(2015)的结果在方向上一致。原因是,对于高出口依存度样本而言,下游厂商通常拥有更广阔的海外市场,目标市场的可替代性较强,对进口品技术属性引起的中间品均价上涨具有更大的承受能力。③市场化程度对第一阶段为正向调节,不过 *F2* 的系数及显著性在市场化程度较低组别与较高组别的差距并不是特别明显。④信息化水平对第一阶段有显著的正向调节效应,这是因为在信息基础设施较好的地区,在位厂商的潜在独占性较高,相对不太担忧中间品成本上涨构成的经营压力。由此可见,在自主创新能力、出口依存度、市场化程度和信息化水平表现较好的地区,进口品技术属性对工业购进成本上涨的推动作用更为强烈,而在上述指标上表现较差的地区,这一作用同样为正但较弱,本文推论 1 成立。

进而,检验四个变量对 *F2* 通过 *Price* 影响工业 TFP 第二阶段(*Price*→*TFP*)的调节效应。推论 2 认为,自主创新能力对工业购进成本与 TFP 的关系有正向调节作用,因此,主要观察自主创新能力对第二阶段的调节效应,出口依存度、市场化程度、信息化水平作为比较研究。由表 5 结果可知:①自主创新能力对第二阶段为显著的正向调节,即地区创新能力越强,企业成本负担越容易倒逼 TFP 提升,而地区创新能力越弱,则这一倒逼效应有所减弱,但仍显著为正。这较好地证实了推论 2 的判断。自主创新能力强的地区往往跨国投资环境较好,进口品供应商定价时盯住下游产品价格,但由于这类地区的企业通常也具备较强的所有权优势,难以实现纵向一体化,进口还要继续,因而

① 四个地区特征构成的调节变量分别为自主创新能力、出口依存度、市场化程度、信息化水平。其中,自主创新能力由人均国内三种专利授权数的对数值表示;出口依存度以货物出口额占 GDP 的比重表示;市场化程度采用 2009 年各地区市场化指数(樊纲、王小鲁测算);信息化水平由移动电话交换机容量的对数值表示。

表 4 四类地区特征变量对中介机制第一阶段的调节效应

| | 调节 1: 自主创新能力 | | 调节 2: 出口依存度 | | 调节 3: 市场化程度 | | 调节 4: 信息化水平 | |
|--|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------------|
| | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 |
| <i>F2</i> → <i>Price</i> (<i>F2</i> :Top5) | | | | | | | | |
| —较低组别 | 0.0439*** (4.03) | 0.0074 (0.77) | 0.0277*** (2.70) | 0.0191** (2.17) | 0.0382*** (4.08) | 0.0215*** (2.67) | 0.0420*** (3.45) | 0.0007 (0.08) |
| —较高组别 | 0.1453*** (9.64) | 0.0357** (2.48) | 0.1220*** (7.26) | 0.0427*** (2.84) | 0.0893*** (5.30) | 0.0410*** (2.80) | 0.0863*** (5.74) | 0.0120 (1.09) |
| LR 检验 | 132.87*** | | 174.69*** | | 122.44*** | | 61.28*** | |
| <i>F2</i> → <i>Price</i> (<i>F2</i> :Top10) | | | | | | | | |
| —较低组别 | 0.0918*** (5.54) | 0.0243 (1.60) | 0.0874*** (5.27) | 0.0556*** (3.78) | 0.0977*** (7.08) | 0.0497*** (3.98) | 0.0844*** (4.67) | 0.0218 (1.62) |
| —较高组别 | 0.1825*** (9.86) | 0.0391** (2.17) | 0.1691*** (7.66) | 0.0595*** (2.95) | 0.1236*** (5.00) | 0.0776*** (3.55) | 0.1721*** (7.87) | 0.0303* (1.80) |
| LR 检验 | 134.13*** | | 164.22*** | | 116.99*** | | 65.36*** | |

注:括号中为 z 值,下表同。

表 5 四类地区特征变量对中介机制第二阶段的调节效应

| | 调节 1: 自主创新能力 | 调节 2: 出口依存度 | 调节 3: 市场化程度 | 调节 4: 信息化水平 |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 第二阶段 | 第二阶段 | 第二阶段 | 第二阶段 |
| <i>Price</i> → <i>TFP</i> (<i>F2</i> :Top5) | | | | |
| —较低组别 | 0.2733*** (4.08) | 0.3039*** (5.05) | 0.2939*** (5.58) | 0.3646*** (7.28) |
| —较高组别 | 0.3460*** (7.63) | 0.2216*** (4.53) | 0.2363*** (4.42) | 0.3130*** (7.59) |
| LR 检验 | 163.76*** | 210.39*** | 143.51*** | 66.57*** |
| <i>Price</i> → <i>TFP</i> (<i>F2</i> :Top10) | | | | |
| —较低组别 | 0.2521*** (3.71) | 0.2599*** (4.26) | 0.2375*** (4.35) | 0.3423*** (6.76) |
| —较高组别 | 0.3311*** (7.18) | 0.1932*** (3.93) | 0.2239*** (4.23) | 0.2928*** (7.01) |
| LR 检验 | 146.69*** | 184.98*** | 137.64*** | 74.81*** |

均衡结果是购进价格上涨的同时中间品投入量也增多,企业要维持生产则必须加大研发力度,TFP得到更大的增进。②以出口依存度、市场化程度和信息化水平设置的不同组别,*Price*对TFP的影响没有明显差异,这三个变量在中介机制第二阶段无显著调节效应,较低组别和较高组别中*Price*的系数均在0.01水平上显著为正,系数值和显著性水平差异不大。以上结果表明,企业只有提升自主技术创新能力,才能更有效应对进口品技术属性提升及其造成的购进价格上涨压力,最终实现TFP的提升。否则,企业面临购进价格上涨,无须加强新产品研发,仅靠缩小规模即可维持利润最大化,生产率增长得到的正向效应较为微弱。

六、结论与启示

本文构建包含中间品投入的生产函数,提出了进口质量、工业购进价格与工业TFP之间关系的理论命题。基于2002—2017年中国省级地区及对应的来源国数据,实证检验了进口技术正外部性及成本机制在其中起到的中介效应。结果显示:①进口品中蕴含的来源国R&D资本存量越高,则对应进口主体的TFP越高,即高质量进口对生产率的积极效应普遍存在;②进口品技术属性对工业购进成本的效应显著为正,而工业购进成本对TFP的效应显著为正,即成本增加在中国工业部门获取进口技术正外部性中起到了正的中介效应;③进口品技术属性提升导致工业成本上升的现象,在自主创新能力更强、出口依存度更高、市场化程度和信息化水平表现更优的地区更突出,工业成本上升引发TFP提高的情况,主要发生在自主创新能力较强的地区。

上述结论表明,中国工业绩效改善在一定程度上得益于高质量进口,但同时也为此付出了高昂的成本代价,这显然与工业“降成本”目标发生了偏差。造成这一困境的根源在于中国上游产品与进口中间品存在技术差距,不具有完全替代性。由于进口品的性能、质量、品牌价值普遍高于国内同类产品,面对高质量进口品的冲击,原本采取“高端+中低端”产品组合策略的国内厂商仍有可能在差异化产品上获得提高价格的机会,如放弃高端产品板块,与进口品错位竞争,并凭借自身市场势力,将让出高端产品市场导致的收益损失转嫁给中低端产品的客户,以大类产品均价上涨为由开启“提价窗口”。基于这一事实,扩大进口特别是高技术中间品的进口,与国内供给侧结构性改革和产业链优化调整相互协调推进显得尤为重要。进入新时代,只有放宽上游行业准入限制,鼓励多元主体公平竞争,在互联网、大数据、人工智能等新技术与实体经济深度融合过程中激励上游工业部门技术创新、产品提质创新与组织结构重塑,才能使国内中间品市场得以理顺,从而确保在不影响行业绩效的前提下实现工业“降成本”。

需要强调的是,在静态的供给体系内,虽然进口品技术属性提升并不必然产生“降成本”效应,但由于下游行业的高竞争性,反而“歪打正着”地增进了各地区工业TFP。看似工业成本负担增加并不妨碍获取进口技术正外部性,“唯一的代价”仅是中间品名义价格的上升,然而放在中国工业高质量发展的动态视角下,这样的红利窗口无疑是有限的,内外部环境一旦发生改变,很有可能阻碍工业供给体系质量的可持续提升。一是上述机制作用的必要条件之一是国内中间品与进口品为不完全替代。随着越来越多的国内供应商趋近产业发展的前沿,迟早要迫于进口品技术属性提升带来的竞争压力而降价,进而使下游企业因经营环境的改善而倾向于回到外延式增长,研发动力可能随之弱化,这将给工业部门的内生增长构成重大挑战。二是进口品技术属性的提升必须是连续的,即当高技术中间品保持稳定的外部供给时,国内工业部门才能够获得高质量进口红利。国内供应商在现有价格浮动机制下显然缺乏进入同位竞争领域的意愿,一旦发生高技术产品进口“断供”,则使下游企业因难以找到“备胎”而遭遇生产停滞。在进口受阻情况下,即便下游被迫接受采用品质较低的替

代中间品,或者基于低品质中间品展开集成创新以维持生产,也必然要面对更高的生产环节成本或更低的产品性价比,甚至有可能超出创新补偿的限度而不得不退出市场。三是中介—调节效应结果显示,自主创新能力提升促使工业购进成本与TFP的正向关系更为显著。近几年下游行业资产规模收缩的同时,R&D经费投入大幅增长,这其实并非积极信号。在工业原材料成本上涨趋势下,大量创新资源有可能被错误配置到成本压力大的部门,进而掩盖成本负担对这类部门的负面影响,在一定程度上制约了工业“降成本”的成效。

本文的结论凸显出在百年未有之大变局下,依托国内超大规模市场优势和完备产业体系推动形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局的理论意义和现实紧迫性。长远看,引导内需潜力朝着工业供给体系质量改善的方向产生正向反馈是供给侧结构性改革的主攻方向。为此,一方面,要以新一轮更高水平的对外开放塑造国际竞争新优势,进一步深化“一带一路”合作,促使外贸多元化与京津冀协同发展、长江经济带、长三角一体化、粤港澳大湾区等重大区域发展战略协同推进,完善国内外供应渠道和跨境营销网络,同时加强科技领域开放合作,充分利用多元创新资源,尽最大可能避免核心零部件、元器件、关键材料、支撑平台供给受制于个别国家;另一方面,以深化改革激发新发展活力,充分发挥新举国体制的优势,加大支持前沿技术方向的基础研发投入,聚焦重点领域,补齐供应链前端的突出短板和明显弱项,从而在国际经贸活动蕴含的外源式创新资源出现不确定性的情况下,通过不断优化国内产业链,加快构建区域价值链,切实改善供给质量,逐步降低工业成本,打造国内循环与国际循环相互促进的供应链格局。

[参考文献]

- [1]陈小亮,陈伟泽. 垂直生产结构、利率管制和资本错配[J]. 经济研究, 2017,(10):98-112.
- [2]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, 2016,(7):3-35.
- [3]简泽,张涛,伏玉林. 进口自由化、竞争与本土企业的全要素生产率——基于中国加入WTO的一个自然实验[J]. 经济研究, 2014,(8):120-132.
- [4]赖明勇,张新,彭水军,包群. 经济增长的源泉:人力资本、研究开发与技术外溢[J]. 中国社会科学, 2005,(2):32-46.
- [5]李小平,卢现祥,朱钟棣. 国际贸易、技术进步和中国工业行业的生产率增长[J]. 经济学(季刊), 2008,(2):549-564.
- [6]吕大国,耿强,简泽,卢任. 市场规模、劳动力成本与异质性企业区位选择——中国地区经济差距与生产率差距之谜的一个解释[J]. 经济研究, 2019,(2):36-53.
- [7]涂正革,肖耿. 中国的工业生产革命——用随机前沿生产模型对中国大中型工业企业全要素生产率增长的分解及分析[J]. 经济研究, 2005,(3):4-15.
- [8]王永进,施炳展. 上游垄断与中国企业产品质量升级[J]. 经济研究, 2014,(4):116-129.
- [9]谢建国,周露昭. 进口贸易、吸收能力与国际R&D技术溢出:中国省区面板数据的研究[J]. 世界经济, 2009,(9):68-81.
- [10]余森杰,李晋. 进口类型、行业差异化程度与企业生产率提升[J]. 经济研究, 2015,(8):85-97.
- [11]张杰,郑文平,陈志远. 进口与企业生产率——中国的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2015,14(3):1029-1052.
- [12]张军,陈诗一,Gary H. Jefferson. 结构改革与中国工业增长[J]. 经济研究, 2009,(7):4-20.
- [13]张翊,陈雯,骆时雨. 中间品进口对中国制造业全要素生产率的影响[J]. 世界经济, 2015,(9):107-129.
- [14]中国财政科学研究院2019年“降成本”调研综合组. 降成本:2019年的调查与分析[J]. 财政研究, 2019,(11):3-16.
- [15]Ali, M., U. Cantner, and I. Roy. Knowledge Spillovers through FDI and Trade: The Moderating Role of Quality-Adjusted Human Capital[J]. Journal of Evolutionary Economics, 2016,26(4):837-868.

- [16]Ariel, P., and Z. Griliches. Patents and R&D at the Firm Level: A First Report[J]. *Economics Letters*, 1980, 5(4):377–381.
- [17]Bayoumi, T., D. T. Coe, and E. Helpman. R&D Spillovers and Global Growth [J]. *Journal of International Economics*, 1999,47(2):399–428.
- [18]Chen, Z. Y., J. Zhang, and W. P. Zheng. Import and Innovation: Evidence from Chinese Firms [J]. *European Economic Review*, 2017,94(5):205–220.
- [19]Coe, D. T., and E. Helpman. International R&D Spillovers[J]. *European Economic Review*, 1995,39(5):859–887.
- [20]Coe, D. T., E. Helpman, and A. W. Hoffmaister. North–South R & D Spillovers[J]. *Economic Journal*, 1997, 107(440):134–149.
- [21]Ding, S., P. Y. Sun, and W. Jiang. The Effect of Import Competition on Firm Productivity and Innovation: Does the Distance to Technology Frontier Matter [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2016,78(2): 197–227.
- [22]Edwards, J. R., and L. S. Lambert. Methods for Integrating Moderation and Mediation: A General Analytical Framework Using Moderated Path Analysis[J]. *Psychological Methods*, 2007,12(1):1–22.
- [23]Elliott, R. J. R., L. Jabbour, and L. Y. Zhang. Firm Productivity and Importing: Evidence from Chinese Manufacturing Firms[J]. *Canadian Journal of Economics*, 2016,49(3):1086–1124.
- [24]Feng, L., Z. Y. Li, and d. I. Swenson. The Connection between Imported Intermediate Inputs and Exports: Evidence from Chinese Firms[J]. *Journal of International Economics*, 2016,101(4):86–101.
- [25]Goldberg, L. S., and J. S. Campa. The Sensitivity of the CPI to Exchange Rates: Distribution Margins, Imported Inputs, and Trade Exposure[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2010,92(2):392–407.
- [26]Grossman, G., and E. Helpman. *Innovation and Growth in the Global Economy* [M]. Cambridge, Mass.: MIT Press, 1991.
- [27]Halpern, L., M. Koren, and A. Szeidl. Imported Inputs and Productivity [J]. *American Economic Review*, 2015,105(12):3660–3703.
- [28]Ju, J. D., and X. D. Yu. Productivity, Profitability, Production and Export Structures along the Value Chain in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2015,43(1):33–54.
- [29]Krammer, S. M. International R&D Spillovers in Emerging Markets: The Impact of Trade and Foreign Direct Investment[J]. *Journal of International Trade and Economic Development*, 2010,19(4):591–623.
- [30]Krugman, P. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade [J]. *American Economic Review*, 1980,70(5):950–959.
- [31]Kumbhakar, S. C. *Stochastic Frontier Analysis*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- [32]Lu, Y., and T. Ng. Do Imports Spur Incremental Innovation in the South [J]. *China Economic Review*, 2012, 23(4):819–832.
- [33]Melitz, M. J., and G. I. P. Ottaviano. Market Size, Trade, and Productivity [J]. *Review of Economic Studies*, 2008,75(1):295–316.
- [34]Nunn, N., and N. Qian. The Potato’s Contribution to Population and Urbanization: Evidence from a Historical Experiment[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2011,126(2):593–650.
- [35]Preacher, K. J., and A. F. Hayes. Asymptotic and Resampling Strategies for Assessing and Comparing Indirect Effects in Multiple Mediator Models[J]. *Behavior Research Methods*, 2008,40(3):879–891.
- [36]Robert, J. R. E., L. Jabbour, and L. Y. Zhang. Firm Productivity and Importing: Evidence from Chinese Manufacturing Firms[J]. *Canadian Journal of Economics*, 2016,49(3):1086–1124.
- [37]Shahabadi, A., F. Kimiaei, and M. A. Afzali. The Evaluation of Impacts of Knowledge–Based Economy

- Factors on the Improvement of Total Factor Productivity (A Comparative Study of Emerging and G7 Economies)[J]. Journal of the Knowledge Economy, 2018,9(3):896-907.
- [38]Thomas, J. H., and J. J. A. Schmitz. Competition at Work: Railroads vs. Monopoly in the U.S. Shipping Industry[J]. Quarterly Review, 2001,25(2):3-29.
- [39]Williamson, O. E. Credible Commitments: Using Hostages to Support Exchange [J]. American Economic Review, 1983,73(4):519-540.

Can High-quality Imports Bring the Cost-saving Effect

LIU Hang¹, YANG Dan-hui²

- (1. School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China;
2. Institute of Industrial Economics CASS, Beijing 100044, China)

Abstract: In recent years, the rising prices of raw materials have put greater cost pressure on China's industrial enterprises. It is of great practical significance studying the relationship between import quality, industrial purchase costs and total factor productivity (TFP) for the collaborative promotion of industrial "cost reduction" and the improvement of the quality of the supply system. This paper derives the theoretical mechanism of how high-quality import induces the change of TFP through industrial purchase cost, based on production function that includes intermediate input, and runs an empirical test by using the regional-transnational data of China's import. The results show that the technical attributes contained in imports has a positive effect on industrial purchase cost, and industrial purchase cost has a positive effect on TFP. The phenomenon that the increase in the technical attributes of imports raises industrial purchase cost mainly occurs in the regions with stronger independent innovation capability, higher export dependence and better performance in marketization and informatization. The increasing effect of purchase cost on industrial TFP is stronger in regions with better independent innovation capability. The above results indicate that, in the past period, the upgrading of the technical attributes of China's imports could not play a "cost saving effect", but increased the industrial purchase cost. Although this cost burden has successfully forced enterprises to increase R&D efforts and optimize factor allocation, it also reflects the problem that the diffusion mechanism of technical attributes of imports along the domestic supply chain is not smooth. Once the spillover caliber of technical attributes of imports narrows, the industrial sector may not only face the pressure of rising costs, but also the difficulty of obtaining sufficient innovation driving force. To promote the quality improvement of the industrial supply system in the new era, China should speed up the formation of a new development pattern of domestic and international dual circulation and mutual promotion, driving the optimization and upgrading of domestic supply chain by expanding high-quality import so as to avoid the sudden rise of costs caused by the "cut-off" of high-tech product import.

Key Words: industrial cut costs; high-quality imports; positive technological externality of import; domestic and international double cycle

JEL Classification: O19 F12 L11

[责任编辑:覃毅]