

DOI: 10.19361/j.er.2020.05.04

偏向型技术进步与动态 比较优势:理论与中国行业经验

项松林 田容至*

摘要: 通过引入有偏技术变迁,本文分析了资本偏向型技术进步对出口增长动态比较优势的影响。结果表明,生产企业偏向劳动丰裕要素的技术进步,会使劳动密集型行业的出口规模持续扩大,不利于比较优势变迁;而偏向资本稀缺要素的技术进步,会促进原本处于比较劣势的行业出口快速增长,推动出口贸易结构从劳动密集型产品向资本技术密集型产品变迁,进而出现动态比较优势升级。使用1995—2017年中国出口到221个伙伴国家或地区的行业数据进行实证检验发现,资本偏向型技术进步的确对资本技术密集型行业的出口增长有益,而对劳动密集型行业的出口发展有负面影响,这或许是改革开放以来我国货物贸易出口比较优势改善的部分原因之一。从企业异质性角度,本文为重新认识偏向型技术进步影响外贸增长比较优势变化提供了新的视角。

关键词: 偏向型技术进步;行业出口;比较优势

一、引言

国际贸易理论历来重视比较优势动态升级。Findlay 和 Kierzkowski (1983) 率先将人力资本引入后,技术进步带来比较优势变迁逐渐成为经典贸易理论关注的重点内容之一,比如 Krugman (1987) 以“边干边学”模型为基础,分析了人力资本干预政策可能产生的外贸增长比较优势变迁作用。他认为比较优势可以通过政府产业政策和贸易政策来培养,适当的政策能够使比较优势向着有利于本国的方向发展。Young (1991) 认为产业的技术溢出是有界的,在存在外部性条件下,边干边学效应也可以引入新产品。不过,与 Krugman (1987) 不同,Young (1991) 发现低技术产品的相互模仿对动态比较优势形成有负面影响,毕竟低技术产品的学习效应对技术进步具有“锁定”作用。Redding (1999) 以发展中经济体为研究对象,认为

* 项松林,中央党校(国家行政学院)国际战略研究院,邮政编码:100091,电子信箱:cupxsl@163.com;田容至,中央党校(国家行政学院)国际战略研究院,邮政编码:100091,电子信箱:tianrongzhi1997@163.com。

本文获得中央党校2015年度校级科研青年项目(思想库)“亚太自贸区:动因、障碍和对策”、国家社会科学基金一般项目“新-新贸易理论拓展模型视角下的中国外贸结构转型升级研究”(项目编号:15BJL086)、国家社会科学基金重大项目“推动一带一路建设多边合作研究”(项目编号:18DV003)资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵意见,当然文责自负。

一国比较优势是由过去技术变革内生决定,并影响当前创新速度。他进一步指出,如果外贸增长以低技术产品为主,自由贸易会降低贸易开放福利。一国政府选择性地干预外贸发展,并形成动态比较优势,对改善贸易利得有好处。

在国际竞争中,技术领先国家的地位是否“一成不变”? 现有研究展开了分析。Desmet (2002)在“李嘉图蛙跳”模型基础上,分析了存在资本流动和局部外部性的情况下,两国比较优势会发生何种变化,结果发现:边干边学既会导致专业化,也存在发展不平衡情况,即当新技术应用到低收入地区,技术进步就会“反转”现有发展模式;但如果新技术的溢出导致领先地区更具有吸引力,原有国际分工还会得到加强。Bond等(2003)则从物质资本和人力资本积累角度出发,建立了一个包括两种可贸易品(消费、投资)和一种非贸易品(教育)的理论模型,认为贸易开放后,一国会将投资增加到人力资本方向并调整产出,生产更多的人力资本密集型产品,增加该类商品的净出口。不过,他们也指出,有关人力资本对动态比较优势的作用还只是将其看做一种积累,对比较优势的決定、生产效率的改进等研究依然不充分。

新-新贸易理论兴起后,Bernard等(2007)建立一个中性技术进步的比较优势理论模型,用以说明企业异质性对比较优势和资源的行业间分配所产生的重要影响。他们的一个突出观点是企业异质性与比较优势存在必然联系:一方面比较优势行业的平均生产率比H-O模型预测的更高,生产率更高企业的市场份额和规模持续扩张;另一方面比较劣势行业的平均生产率比H-O模型预测的更低,市场份额和规模不断萎缩。^①两种反方向的共同作用使得比较优势行业的国际竞争力更强,而比较劣势行业的国际竞争力更弱,动态比较优势更难实现。

客观来看,Bernard等(2007)的新-新贸易理论模型为我们在企业异质性方面,正确认识和理解技术进步对比较优势变迁的作用提供了一个全新视角。只是具体到我国,现实经济数据表现出来的特征与Bernard等的结论并不十分吻合。这是因为将1995—2017年CEPII BACI^②统计的中国出口数据简单按Balassa指数进行测算后,图1的统计结果显示我国四类产品的对外出口总体呈现出动态比较优势升级的特征,具体表现在:(1)资源密集型产品的显示性比较优势(RCA)指数始终小于1,说明中国在密集使用资源类相关产品的出口上一直处于比较劣势状态;(2)劳动密集型产品的RCA指数始终大于1,体现出我国在劳动密集型产品的全球贸易格局中仍具备相对较大的比较优势,只是这一优势正在不断“减弱”,因为其RCA指数从1996年达到样本期2.49的峰值后逐年下降,到2017年仅为1.56,减少了37.35%;(3)资本密集型产品的比较优势“正在”逐步改善,RCA指数在2005年之前一直小于1,但2006年之后绝大多数年份的RCA指数开始大于1,说明资本密集型产品正从原来的比较劣势向比较优势转变;(4)技术密集型产品的比较优势稳步提升,其RCA指数在2005年之后始终大于1。也就是说,上述简单的统计结果似乎表明:中国总体“实现”了比较优势升级。

^①当然,他们的结论十分丰富,除比较优势外,还有资源再分配效应带来的就业转换率提高,就业安全感下降,等等。

^②CEPII BACI为法国国际经济研究所数据库。

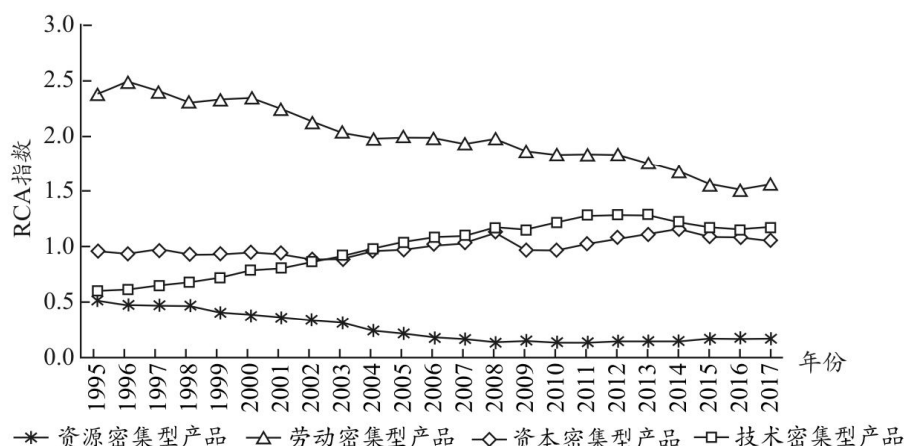


图1 中国四类产品的出口 RCA 指数

(资料来源:CEPII BACI,作者测算。)

本文试图解释这一现象。我们的核心思想是:技术进步应该不会是“无源之水”,生产企业无论是从政策介入还是接受行业间或行业内的技术溢出,其技术进步可能不是中性而是有偏的。在要素禀赋既定条件下,生产企业偏向丰裕要素的技术进步,会使一国原比较优势行业的出口规模更大,不利于比较优势的变迁;相反,偏向稀缺要素的技术进步,会促进原本比较劣势行业的对外出口快速增长,进而出现动态比较优势升级。而中性技术进步对同行业生产企业的出口收入没有影响,原因在于两种情况技术进步带来的边际成本与边际产出不同,偏向型技术进步会通过相对要素密集度变动影响企业的边际成本与边际产出,中性技术进步只与行业平均的生产率相关,不会影响相对出口收入。也就是说,中性技术进步相当于在实验室的创新,要素的相对边际产出始终不变,很难改变出口商品的要素密集度,实现比较优势不断升级。

这一思想在学术界已经有所体现。自 Acemoglu (2003) 使用偏向型技术进步概念后,重视偏向型技术进步对全要素生产率 (TFP) 的影响正成为国内外经济理论分析的重点之一 (Mizobuchi, 2015; Zuleta and Sturgill, 2015; Sturgill, 2014), 尤其是中性技术进步解释一国或地区 TFP 增长相对较为“乏力”。比如以 41 个欧洲国家为研究对象, Crozet 和 Trionfetti (2010) 发现中性技术进步只能解释其企业生产率进步的 33%, 相反, 偏向型技术进步能解释 66%。这样, 中性技术进步就难以全面识别出全要素生产率内生变化的所有可能影响 (Antonelli, 2016)。

近年来的贸易理论已经开始放松偏向型技术变迁的应用范围 (Crozet and Trionfetti, 2013; Larch and Lechthaler, 2011), 更多经验证据表明: 即便相同国家相同产业, 生产要素相对价格的差异也会引导不同行业生产企业的偏向型技术进步, 进而带来要素密集度变化, 表现为对外经济交往的动态比较优势升级 (Kancs and Ciaian, 2012)。

国内学者也正将偏向型技术进步引入相关研究中。段颀等 (2019) 以要素偏向型技术进步的异质性为基础, 分析了新-新贸易理论中贸易成本不构成企业自我选择出口的必要条件, 可以较好地解释为何实证研究中有的国家, 其企业有明显的出口选择效应 (Abegaz and Basu, 2011), 而有些甚至出现负的影响 (Caselli, 2014)。李小平和李小克 (2018) 使用系统供给面方程估计了中国 1998—2016 年 35 个行业的全要素生产率后, 发现偏向资本的技术进步可以解释我国工业企业全要素生产率增长的大部分, 且资本深化与偏向型技术进步联合

推动了各行业 TFP 增长。

偏向型技术进步对中国行业出口的比较优势有何影响? 资本偏向型技术的使用是否能够部分解释我国出口产品的动态比较优势升级? 本文在异质性企业视角下, 试图建立一个从企业生产到行业出口的简单理论模型加以论证, 并利用 1995—2017 年中国出口到 221 个贸易伙伴的行业数据进行实证检验。与已有文献相比, 本文的可能贡献在于: 首先, 在理论层面使用新-新贸易理论分析框架, 分析偏向型技术进步对出口增长比较优势的影响, 并阐述背后的作用机制; 其次, 相对 Bernard 等 (2007) 中性技术进步模型而言, 引入 Acemoglu (2003) 有偏技术进步并构建动态比较优势理论模型, 为考察一国出口贸易的结构性变化提供了一个崭新视角; 第三, 基于细分行业数据的多种经验分析并据此提出针对性建议, 虽然属于中国案例, 但对世界各国尤其是众多发展中国家出口增长的动态比较优势发展趋势, 具有相对普遍的政策含义。

本文余下内容安排如下: 第二部分构建理论模型; 第三部分简要介绍经验研究的计量模型、变量选择及数据来源; 第四部分给出经验研究的基准结果; 稳健性进一步讨论被放在第五部分; 第六部分是动态面板模型估计方法的稳健性再检验; 最后是结论与启示。

二、理论机制设计

为将偏向型技术进步融入新-新贸易理论的比较优势模型中, 本文首先假定世界上的 M 个国家都仅存在劳动密集型和资本技术密集型产品两个部门; 其次假定每个部门内有若干生产企业, 且不同企业生产的制成品品种具有水平差异; 第三假定各国只存在资本 K 和劳动 L 两种生产要素。同时, 为便于比较和分析, 假定代表性国家 i 原本是劳动相对丰裕国家, 其最初资本劳动比相对较低, 目的是为了实现在资本偏向型技术进步带来的动态比较优势升级。

(一) 消费者偏好

假定在不存在任何关税扭曲情况下, 国家 i 的居民消费两部类商品 (劳动密集型产品 1 和资本技术密集型产品 2) 用 C-D 函数表示, 消费不同种类的制成品用 CES 函数表示, 总效用函数为:

$$\ln U^i = \sum_{m=1}^2 \alpha_m \ln C_m, \quad C_m = \left(\int_{\omega \in \Omega_m} q_m(\omega)^\rho d\omega \right)^{1/\rho} \quad (0 < \rho < 1) \quad (1)$$

(1) 式中: C_m ($m=1, 2$) 表示劳动或资本技术密集型的产品消费量; α_m 表示消费者消费产品 m 的支出份额; $q_i(\omega)$ 表示其中任意一种产品的不同品种消费量; Ω_m 表示差异化消费品空间; ω 表示其中任意一个品种; ρ 决定差异化产品之间的替代弹性, 且 $\sigma = 1/(1-\rho) > 1$ 成立。

假定世界资本和劳动要素禀赋为 $\bar{K}$ 和 $\bar{L}$, 则代表性国家 i 的要素禀赋可以分别表示为 $\bar{L}^i = v_L^i \bar{L}$ 和 $\bar{K}^i = v_K^i \bar{K}$, 其中 v_L^i, v_K^i 分别表示该国要素禀赋占世界的比重。用 r 和 w 分别表示资本与劳动的价格后, 该国总收入可以记作: $Y^i = w^i v_L^i \bar{L} + r^i v_K^i \bar{K}$ 。由边际成本加成可知, 其国内生产制成品品种 ω 的企业收入为:

$$r_m(\omega) = p_m(\omega) q_m(\omega) = \alpha_m Y^i [p_m(\omega)/P_m]^{1-\sigma} \quad (2)$$

(二) 生产技术

为将技术进步纳入分析框架, 需区分中性技术进步与偏向型技术进步的类型。典型的中性技术进步是希克斯生产技术, 其含义是指在资本和劳动投入不变的前提下, 技术进步使

得资本和劳动的使用效率得到相同程度的提高,并与产出增加的比例相等,相当于产出与要素使用效率按照相同比例上升。非中性技术进步分为劳动偏向型技术进步和资本偏向型技术进步。劳动偏向型技术进步指技术进步仅导致劳动的使用效率提高,产出与劳动要素效率增长的比例相同,等价于偏向增加劳动要素的哈罗德生产技术;资本偏向型技术进步与此相反,等价于偏向增加资本要素的索罗生产技术。

为比较中性技术进步和偏向型技术进步对比较优势的影响,正确设定生产函数的形式成为问题的关键。常进雄等(2019)采用 CES 函数表示生产企业的技术形式,既包括了中性技术进步的情形,也包括了偏向型技术进步的情形。本文借鉴这一思路,假定企业每个时期的生产函数为:

$$q_m = \varphi [\beta_m (aL)^{(\sigma-1)/\sigma} + (1-\beta_m) (bK)^{(\sigma-1)/\sigma}]^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (3)$$

(3)式中:产出用 q_m 表示;资本和劳动投入分别用 K, L 表示; $\beta_m \in (0, 1)$ 表示规模报酬的参数;中性技术进步参数为 φ ;偏向型技术进步参数为 a 和 b 。(3)式的经济含义是:只要 $\varphi > 1$, $a = 1, b = 1$, 生产企业的技术进步就为中性技术进步;相反,则为偏向型技术进步,且 $\varphi = 1$, $a = 1, b > 1$ 为资本偏向型技术进步, $\varphi = 1, a > 1, b = 1$ 为劳动偏向型技术进步。为分析方便,这里使用标准化思路,让 $\varphi = 1, a = 1, b > 1$ 成立,即资本偏向型技术进步^①。根据要素边际产出计算公式,国家 i 生产企业的边际成本为:

$$mc_m^i(b) = [(\beta_m)^\sigma (w^i)^{1-\sigma} + (1-\beta_m)^\sigma (r^i/b)^{1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (4)$$

再次根据价格为边际成本的加成,当可变贸易成本设定为 $\tau_m > 1$ 时,国家 i 企业国内销售(d)和出口(x)收入可以表示为:

$$r_{md}^i(b) = \alpha_m Y^i [(\sigma-1) P_m^i / [\sigma mc_m^i(b)]]^{\sigma-1} \quad (5)$$

$$r_{mx}^i(b) = \tau_m^{1-\sigma} (P_m^i / P_m^i)^{\sigma-1} (Y^i / Y^i) r_{md}^i(b) \quad (6)$$

$$\frac{r_{md}^i(b'')}{r_{md}^i(b')} = \frac{r_{mx}^i(b'')}{r_{mx}^i(b')} = \left[\frac{mc_m^i(b'')}{mc_m^i(b')} \right]^{\sigma-1} \quad (7)$$

(7)式中: b'' 与 b' 分别表示两个不同企业的偏向生产率。

(三) 出口决定

假定企业的固定生产成本和出口贸易成本分别为行业平均($\overline{mc}_m^i(b)$)的 f_m 和 f_{mx} 倍,则该企业的利润可以统一表示为:

$$\pi_m^i(b) = r_{md}^i(b) / \sigma - f_m \overline{mc}_m^i(b) + \max \{0, r_{mx}^i(b) / \sigma - f_{mx} \overline{mc}_m^i(b)\} \quad (8)$$

定义出口零利润条件为企业的出口利润为零,对应的企业生产率水平为出口临界最低生产率(b_m^{*i});生产零利润条件为企业在国内市场销售的利润为零,对应的企业生产率水平为生产临界最低生产率(b_{mx}^{*i})。由(5)和(6)式可知,其生产和出口的零利润条件为:

$$r_{md}^i(b_m^{*i}) = \sigma f_m \overline{mc}_m^i(b_m^{*i}) \quad (9)$$

$$r_{mx}^i(b_{mx}^{*i}) = \sigma f_{mx} \overline{mc}_m^i(b_{mx}^{*i}) \quad (10)$$

(四) 行业平均水平

假定生产率符合 Pareto 分布。当分布函数为 $g(b)$, 累积分布函数为 $G(b)$, 将临界生产率记作 b_m^{*i} , 则市场中存活企业的行业平均偏向型生产率为:

^①其他情形作类似分析,有兴趣的读者可向我们索取。

$$\bar{b}_m^i(b_m^{*i}) = \left[\frac{1}{1 - G(b_m^{*i})} \int_{b_m^{*i}}^{\infty} b^{\sigma-1} g(b) db \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (11)$$

相应的行业平均成本可以表示为:

$$mc_m^i(b_m^{*i}) = \left[\frac{1}{1 - G(b_m^{*i})} \int_{b_m^{*i}}^{\infty} [mc_m^i(b)]^{1-\sigma} g(b) db \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (12)$$

将(9)-(12)式代入(5)-(7)式,则行业平均的国内销售收入和出口收入为:

$$\bar{r}_{md}^i \equiv \int_{b_m^{*i}}^{\infty} r_{md}^i \frac{g(b)}{1 - G(b_m^{*i})} db = [\bar{mc}_m^i(b_m^{*i})/mc_m^i(b_m^{*i})]^{1-\sigma} \sigma f_m \bar{mc}_m^i(b_m^{*i}) \quad (13)$$

$$\bar{r}_{mx}^i \equiv \int_{b_{mx}^{*i}}^{\infty} r_{mx}^i \frac{g(b)}{1 - G(b_{mx}^{*i})} db = [\bar{mc}_m^i(b_{mx}^{*i})/mc_m^i(b_{mx}^{*i})]^{1-\sigma} \sigma f_{mx} \bar{mc}_m^i(b_{mx}^{*i}) \quad (14)$$

令 $\chi_m^i \equiv [1 - G(b_{mx}^{*i})]/[1 - G(b_m^{*i})]$, 同样利用(8)式,则行业平均利润可以表示为:

$$\bar{\pi}_m^i = \bar{\pi}_{md}^i + \chi_m^i \bar{\pi}_{mx}^i = \left[\frac{\bar{r}_{md}^i}{\sigma} - f_m mc_m^i(b_m^{*i}) \right] + \chi_m^i \left[\frac{\bar{r}_{mx}^i}{\sigma} - f_{mx} mc_m^i(b_{mx}^{*i}) \right] \quad (15)$$

(五) 偏向型技术进步对动态比较优势的影响

由(7)式,当 $\sigma > 1$ 时,企业边际成本相对行业平均边际成本的比有下列公式成立:

$$\left[\frac{mc_{1\xi}^i(b_1')}{\bar{mc}_{1\xi}^i(b_1^{*i})} \right]^{\sigma-1} > (<) \left[\frac{mc_{2\xi}^i(b_2')}{\bar{mc}_{2\xi}^i(b_2^{*i})} \right]^{\sigma-1} \quad (\xi = d, x) \quad (16)$$

假定各企业要素密集度与行业平均之比为 ρ , 则 $\rho = \theta_{m\xi}^i(a)/\theta_{m\xi}^i(b_m^{*i})$, $b_m' = \rho \bar{b}_m^i(b_m^{*i})$ ($m = 1, 2$) 成立。将其代入(9)、(10)式和 $mc_m^i(\bar{b}_m^i(b_m^{*i})) = \bar{mc}_m^i(b_m^{*i})$, 再根据(7)式,则(16)式等价于^①:

$$\frac{r_{1\xi}^i(b_1')}{\bar{r}_{1\xi}^i(b_1^{*i})} > (<) \frac{r_{2\xi}^i(b_2')}{\bar{r}_{2\xi}^i(b_2^{*i})} \quad (17)$$

结合(17)式的左右侧大小关系,可以发现:如果国家 i 原本是劳动要素禀赋相对较为丰裕的国家,则开始阶段的劳动密集型产品出口具有比较优势,其相对出口量高于资本密集型行业,出现左侧大于右侧的情形。在经济的后续发展过程中,如果该国企业均采取偏向资本的技术进步,就会出现劳动密集型部门的国内销售和出口收入低于资本技术密集型部门的情况,长久发展之后,待资本技术密集型企业国际竞争力不断增强,劳动密集型产品出口会逐渐“萎缩”而资本密集型产品出口会“持续”增长。于是,本文能得到如下推论:

推论 1: 在有偏技术进步情况下,如果所有企业都采取资本偏向型技术进步,会推动一国出口增长从劳动密集型产品向资本技术密集型产品变迁,进而促进外贸增长的比较优势转型升级。

上述性质只能存在于偏向型技术进步情况中。如果是中性技术进步,则劳动密集型行业和资本密集型行业中任意生产企业的相对销售收入是没有差异的。造成这种现象的原因是:相对生产率异质性与全要素生产率异质性对企业销售收入的影响存在差异。相对生产率异质性会与比较优势一起,使得本国不同行业的企业相对销售收入更大;而当全要素生产率存在异质性时,无论是否存在比较优势,对企业相对销售收入均没有影响。

①详细证明过程可向我们索取。

(六) 行业出口方程的比较

将 $\varphi_{mx}^{*i} = \Lambda_m^i \varphi_m^{*i}$, $M_m^i = R_m^i / \bar{r}_m^i$, $r_{md}^i(\varphi_m^{*i}) = \sigma f_m^i$, $r_{md}^i(\varphi_m^{*i}) = \sigma f_m^i m c_m^i$, $Y_m^i = \alpha_m Y^i M_m^i (P_{md}^i(\bar{\varphi}_m^i) / P_m^i)^{1-\sigma} M_m^i (\tau_m P_{md}^i(\bar{\varphi}_{mx}^i) / P_m^i)^{1-\sigma}$, $p_{mx}^i(\varphi) = \tau_m P_{md}^i(\varphi) = \sigma \tau_m m c_m^i / [(\sigma-1)\varphi]$, $\chi_m^i = [1-G(\varphi_{mx}^{*i})] / [1-G(\varphi_m^{*i})]$, $\pi_{md}^i(\varphi) = r_{md}^i(\varphi) / \sigma - f_m^i m c_m^i$, $r_{md}^i(\varphi'') / r_{md}^i(\varphi') = r_{mx}^i(\varphi'') / r_{mx}^i(\varphi') = (\varphi' / \varphi'')^{1-\sigma}$, 以及生产率的 Pareto 分布代入(6)式, 可以计算出中性技术进步下行业出口为^①:

$$[X_m^i]^{Het} = [(\sigma-1)/\sigma]^{\sigma-1} \alpha_m Y^j (\tau_m P_m^i)^{\sigma-1} (m c_m^i)^{-\sigma} [R_m^i / (\sigma f_m^i)] (\varphi_{mx}^i)^{\sigma-1} \times [P_m^i / (\tau_m P_m^i)]^k [(Y^j / Y^i) \times (f_m^i / f_{mx}^i)]^{k(\sigma-1)} \quad (18)$$

(18)式中: k 表示 Pareto 分布的参数。由 $\theta_m^i(b'_m) = \rho \bar{\theta}_m^i$, $\varphi'_m = \rho \bar{\varphi}(\varphi_m^{*i})$, $r_{md}^i(b'') / r_{md}^i(b') = r_{mx}^i(b'') / r_{mx}^i(b') = [m c_m^i(b'') / m c_m^i(b')]^{\sigma-1}$ 和 $\bar{\theta}_m^i(b_m^{*i}) = (w^i / r^i)^\sigma [(1-\beta_m) / \beta_m]^\sigma [\bar{b}_m^i(b_m^{*i})]^{\sigma-1}$, 可以求出偏向型生产率为 b'_m 的行业出口为:

$$[X_m^i]^{P-Het} \approx [X_m^i]^{Het} [\psi_m^i + (1-\psi_m^i) [\theta_m^i(b'_m) / \bar{\theta}_m^i]^{\sigma-1}] \quad (19)$$

(19)式中: $\psi_m^i = [(\beta_m)^\sigma (r_m^i / \bar{b}_m^i(b_m^{*i}))^{1-\sigma}] / [(\beta_m)^\sigma (w^i / a)^{1-\sigma} + (1-\beta_m)^\sigma (r_m^i / \bar{b}_m^i(b_m^{*i}))^{1-\sigma}]$ 。与(18)式相比, (19)式多了后一项。显然, 只要其大于1, 就会出现偏向型技术进步促进行业出口的作用高于中性技术进步情况。

我国劳动密集型行业出口比重下降和资本密集型行业出口比重上升的原因, 是否由两部门生产企业都采用偏向资本的技术变迁造成的? 本文再通过有关数据进行检验。

三、计量模型、数据选择与处理

(一) 实证模型

对(18)式和(19)式取自然对数并考虑数据可获得性, 本文设定如下计量方程进行实证检验:

$$\ln[X_{mt}^i]^{Het} = \phi_0 + \phi_1 \ln Y_{t-1}^j + \phi_2 \ln \tau_{m,t-1} + \phi_3 \ln m c_{m,t-1}^i + \phi_4 \ln R_{m,t-1}^i + \phi_5 \ln f_{m,t-1} + \phi_6 \ln \varphi_{mx,t-1}^i + \phi_7 \ln (P_{m,t-1}^j / P_{m,t-1}^i) + \phi_8 \ln (Y_{t-1}^i / Y_{t-1}^j) + \phi_9 \ln f_{mx,t-1} + \varepsilon_t^{Het} \quad (20)$$

$$\ln[X_{mt}^i]^{P-Het} = \delta_0 + \delta_1 \ln Y_{t-1}^j + \delta_2 \ln \tau_{m,t-1} + \delta_3 \ln m c_{m,t-1}^i + \delta_4 \ln R_{m,t-1}^i + \delta_5 \ln f_{m,t-1} + \delta_6 \ln \varphi_{mx,t-1}^i + \delta_7 \ln (P_{m,t-1}^j / P_{m,t-1}^i) + \delta_8 \ln (Y_{t-1}^i / Y_{t-1}^j) + \delta_9 \ln f_{mx,t-1} + \delta_{10} \ln (\theta_{m,t-1}^i / \bar{\theta}_{m,t-1}^i) + \varepsilon_t^{P-Het} \quad (21)$$

其中: (20)式表示中性技术的出口方程; (21)式表示偏向型技术的出口方程; i 表示国家, 这里仅指中国; j 表示贸易伙伴国家或地区; t 表示时间; m 表示行业(劳动和资本技术密集型行业分别记作1和2); $\ln[X_m^i]$ 为行业出口对数; Het 和 $P-Het$ 分别表示中性和偏向型技术进步; $\ln Y^j$ 为贸易对象的总收入对数; $\ln \tau_m$ 为可变贸易成本对数; $\ln m c_m^i$ 为边际成本对数; $\ln R_m^i$ 为行业产出对数; $\ln f_m$ 为固定生产成本对数; $\ln \varphi_m^i$ 为行业生产率对数; $\ln(P_m^j / P_m^i)$ 为相对价格表示的实际汇率的对数; $\ln(Y^i / Y^j)$ 为本国与出口对象经济总量之比的对数, 衡量的是本土市场效应; $\ln f_{mx}$ 为固定贸易成本对数; $\ln(\theta_m^i / \bar{\theta}_m^i)$ 为细分行业要素密集度相对全部行业平均的

①详细证明过程可向我们索取, 其中参数 $\Lambda_m^i = [\tau_m P_m^i / P_m^j] [(f_{mx}^i / f_m^i) (Y^j / Y^i)]^{1/(\sigma-1)}$; M_m^i 为企业数量; φ' 与 φ'' 为两个不同企业的全要素生产率; φ_{mx}^{*i} 与 φ_m^{*i} 分别表示出口企业和国内销售企业的零利润全要素生产率; R_m^i 为行业总产出。

对数; $\phi_0, \dots, \phi_9$ 和 $\delta_0, \dots, \delta_{10}$ 为待估系数。

(二) 数据来源、变量选择与处理

行业出口。这里的行业出口按不同贸易伙伴分类统计,具体处理方法是:先将中国出口到 221 个伙伴国家或地区的 HS-6 位码商品数据按照联合国贸易统计数据库(UN Comtrade)提供的转化表,将其转化为 SITC-3 位码行业并汇总为三分位行业名义出口,然后与我国工业行业进行对照,进而把全部 HS-6 位码商品数据归为 30 个二分位行业和 259 个三分位行业,其中资源密集型部门包括 5 个二分位行业、74 个三分位行业^①;劳动密集型部门包括 10 个二分位行业、51 个三分位行业^②;资本密集型部门包括 8 个二分位行业、45 个三分位行业^③;技术密集型部门包括 7 个二分位行业、89 个三分位行业^④。获取中国对 221 个贸易伙伴二分位和三分位行业名义出口数据后,再使用消费者价格指数将其调整为实际出口,并取其自然对数记作 $\ln[X_m^i]$ 代入计量方程(20)和(21)中。原始 HS-6 位码商品数据源自 CEPII BACI 数据库,样本年限 1995—2017 年,消费者价格指数源自中经网统计数据库。

经济规模。贸易对象的经济规模用实际国内生产总值表示,即先从世界银行获取各国(或地区)名义国内生产总值,然后使用各国(或地区)消费者价格指数将其调整为实际值,取其自然对数后记作 $\ln Y^j$ 。本土市场效应的计算方法是:先获取各国(或地区)实际国内生产总值后,计算中国与其相应年份实际国内生产总值之比,取其自然对数后表示为 $\ln(Y^i/Y^j)$ 。各国(或地区)名义国内生产总值原始数据源自世界银行数据库,各国(或地区)消费者价格指数也源自该数据库。

行业可变贸易成本借鉴 Mayer 等(2014)方法,采用双边贸易阻力表示,取自然对数后记作 $\ln \tau_m$ 。固定贸易成本借鉴钱学锋和熊平(2010)、Mayer 等(2014)的方法,采用加权贸易阻力表示,即获得 The Heritage Foundation Index of Economic Freedom 评价得分后^⑤,使用公式 $\sum_{j \in D_i^j} [(GDP_{it}/GDP_{jt}) \ln(overallscore_{ij})]$ 进行计算。其中 GDP_{it} 和 GDP_{jt} 分别为国家 i 与国家 j 的实际经济总量,数据源自世界银行数据库; $\ln(overallscore_{ij})$ 为国家 i 和国家 j 的 Index of Economic Freedom 评价得分之比,数据源自 The Heritage Foundation 数据库。取其对数后记作 $\ln f_{mx}$ 。

因为垄断竞争零利润条件要求边际成本等于平均成本,这里的行业边际成本使用主营

①资源密集型部门包括:煤炭开采和洗选业(06)、石油和天然气开采业(07)、黑色金属矿采选业(08)、有色金属矿采选业(09)、非金属矿采选业(10)。

②劳动密集型部门包括:食品加工与制造业(13)、饮料制造业(15)、纺织业(17)、服装业(18)、皮革制造业(19)、木材加工业(20)、家具加工业(21)、造纸与纸制品业(22)、印刷业与记录媒介的复制(23)、文教体育用品制造业(24)。

③资本密集型部门包括:石油加工、炼焦及核燃料加工业(25)、化学纤维制品业(28)、橡胶制品业(29)、塑料制品业(30)、非金属矿物制品业(31)、黑色金属冶炼及压延加工业(33)、有色金属冶炼及压延加工业(33)、金属制品业(34)。

④技术密集型部门包括:化学原料及化学制品业(26)、医药制造业(27)、机械制造业(35)、交通运输设备制造业(37)、电子机械及器材制造业(39)、电子通讯、计算机及其他电子设备制造业(40)、仪器仪表及文化、办公设备制造业(41)。

⑤即美国传统基金会(The Heritage Foundation)出版的涵盖商务自由、贸易自由、财政自由、政府规模、货币自由等 9 方面经济自由度(index of economic freedom)的评价得分。

业务平均成本代替,取对数后记作 $\ln mc_m^i$ 。各行业固定生产成本采取固定资产的投资成本近似表示,取对数后记作 $\ln f_m$ 。这些数据源自历年《中国统计年鉴》。

行业产出使用各细分行业实际产出表示,各行业名义产出原始数据源自中经网统计数据库,并使用工业品出厂价格指数将其调整为实际值,取其自然对数作为 $\ln R_m^i$ 代入计量方程中。工业品出厂价格指数也源自中经网统计数据库。

汇率首先从佩恩表(Penn Word Table)获得购买力平价汇率,然后使用计算成对汇率方法,确定我国同各贸易伙伴相互间的实际汇率,取其自然对数后记作 $\ln(P_m^i/P_m^j)$,然后代入计量方程。

行业生产率使用 DEA 方法测算。实际测算中,产出变量用工业增加值表示,投入变量分别用固定资产和雇佣劳动人数表示,并使用相关价格指数调整为实际值,取其自然对数后记作 $\ln \varphi_m^i$ 代入计量方程。DEA 测算行业出口生产率水平的相关数据均来自中经网统计数据库。

资本要素密集度使用各行业资本投入和劳动投入比表示。资本投入使用各行业固定资产投资表示,并使用固定资产价格指数将其调整为实际值;劳动投入使用各行业全部从业人员表示。在计算各行业的资本密集度 θ_m^i 后,使用各细分行业所属上一级大行业,计算各自的平均资本密集度 $\bar{\theta}_m^i$ 。具体来说,三分位行业各所属上一级行业是 30 个二分位行业,而二分位行业所属上一级行业则是 4 个一分位行业。在测算各细分行业及其上一级行业平均资本密集度后,采用二者比值并取其自然对数 $\ln(\theta_m^i/\bar{\theta}_m^i)$ 作为衡量资本要素密集度指标。

从时间趋势上看,我国出口增长总体不断扩大,但不同时间点上的外贸环境又有所不同。为将时间效应纳入其中,我们首先用 *trend* 表示总体时间趋势,然后使用时间虚拟变量控制特定年份的影响,让时间虚拟变量围绕该时间截距上下波动。同时考虑到各细分行业的差异,本文还在具体分析中加入了行业控制变量。

另外,之所以在(20)式和(21)式的实证检验中使用滞后项,是因为本文在对收集好的样本数据进行内生性检验后,结果发现具有明显的内生性问题;相反,使用滞后一期变量再进行相同检验,均明显克服了变量内生问题。同时,GMM 过度识别检验结果表明,滞后一期变量可以“恰好”识别,使用滞后变量模型应该是合理的。^①

四、初步回归结果

本文首先使用固定效应模型对二分位行业出口增长数据进行初步回归,并使用“双边国家对”为聚类变量的聚类稳健标准差进行调整。同时,我们还在每一种行业类型中分两种方式进行检验:一是按照(20)式进行回归,检验中性技术进步对行业出口的影响;二是按照(21)式进行回归,检验偏向型技术进步对行业出口的影响。通过比较两种回归结果中 $\ln(\theta_m^i/\bar{\theta}_m^i)$ 的估计系数正负号,可以判断出各类型行业偏向资本的技术进步是否具有促进其出口增长的作用,进而可讨论是否有利于出口贸易的比较优势变迁。表 1 给出了初步回归结果,从中可以看出:无论是对全部二分位行业还是分劳动密集型或资本技术密集型行业,所有实证结果中主要变量的系数符号、大小和显著性水平均未发生根本改变,计量结果较为稳健。

^①带有滞后变量的内生性检验结果及其分析,有兴趣的读者可向我们索取。

表1 二分位行业出口增长初步回归结果

变量	全部行业		劳动密集型行业		资本技术密集型行业	
	模型1	模型2	模型1	模型2	模型1	模型2
C	1.9860 [*] (1.94)	2.1652 ^{**} (2.19)	-0.1398 (-0.08)	-0.1893 (-0.11)	1.5562 (1.03)	1.7358 (1.15)
$\ln Y_{t-1}^j$	0.4695 ^{***} (5.58)	0.4708 ^{***} (5.73)	0.7929 ^{***} (5.70)	0.7965 ^{***} (5.71)	0.4999 ^{***} (4.04)	0.4990 ^{***} (4.03)
$\ln(Y_{t-1}^i/Y_{t-1}^j)$	0.0209 ^{**} (2.07)	0.0171 [*] (1.70)	0.0075 (0.47)	0.0089 (0.56)	0.0248 [*] (1.84)	0.0240 [*] (1.78)
$\ln \tau_{m,t-1}$	-0.4687 ^{***} (-5.34)	-0.4744 ^{***} (-5.59)	-0.8073 ^{***} (-5.45)	-0.8094 ^{***} (-5.46)	-0.4852 ^{***} (-3.72)	-0.4849 ^{***} (-3.72)
$\ln f_{mx,t-1}$	-0.1486 [*] (-1.68)	-0.1462 [*] (-1.67)	-0.2148 (-1.45)	-0.2156 (-1.46)	-0.1417 (-1.04)	-0.1413 (-1.04)
$\ln mc_{m,t-1}^i$	-0.0055 (-0.86)	-0.0073 (-1.14)	-0.2805 ^{***} (-3.36)	-0.2767 ^{***} (-3.30)	-0.0100 (-1.50)	-0.0110 [*] (-1.65)
$\ln f_{m,t-1}$	-0.6435 ^{***} (-3.92)	-0.5473 ^{***} (-3.29)	-0.1408 (-0.50)	-0.1522 (-0.54)	-0.3400 [*] (-1.69)	-0.3820 [*] (-1.77)
$\ln R_{m,t-1}^i$	0.3791 ^{***} (9.24)	0.3802 ^{***} (9.25)	0.1709 ^{***} (2.77)	0.1637 ^{***} (2.61)	0.5481 ^{***} (9.64)	0.5404 ^{***} (9.44)
$\ln(P_{m,t-1}^j/P_{m,t-1}^i)$	-0.0004 (-0.03)	-0.0002 (-0.01)	-0.0145 (-0.66)	-0.0147 (-0.67)	-0.0109 (-0.57)	-0.0109 (-0.57)
$\ln \varphi_{mx,t-1}^i$	0.4534 ^{***} (6.07)	0.5678 ^{***} (7.28)	0.0148 (1.22)	0.0120 (0.93)	0.8490 (0.77)	0.9018 (0.79)
$trend$	0.0156 ^{***} (2.61)	0.0172 ^{***} (2.87)	0.0232 ^{***} (2.56)	0.0238 ^{***} (2.61)	0.0077 [*] (1.92)	0.0096 ^{**} (2.14)
$\ln(\theta_{m,t-1}^i/\bar{\theta}_{m,t-1}^i)$		0.0702 ^{***} (4.08)		-0.0144 (-0.63)		0.0456 (1.38)
F 统计量	524.16	482.08	174.79	159.04	450.75	410.47
组内 R^2	0.1341	0.1345	0.1016	0.1016	0.1772	0.1772
组间 R^2	0.1695	0.1757	0.0995	0.0966	0.1609	0.1622
总体 R^2	0.1325	0.1352	0.0628	0.0615	0.1464	0.1469
Obs.	54 278	54 278	20 503	20 503	30 128	30 128

注:(1)模型1为中性技术进步估计结果,模型2为偏向型技术进步估计结果;(2)***、**、*分别表示1%、5%、10%显著通过检验;(3)括号内数值为 t 值;(4)忽略年份和国别控制变量。下同。

1.经济规模和本土市场效应

各行业 $\ln Y_{t-1}^j$ 的估计系数显著为正,与之前的预期一致,说明贸易伙伴经济发展越好,消费潜力越强,中国对其出口增长越容易实现。

相对经济规模中, $\ln(Y_{t-1}^i/Y_{t-1}^j)$ 表示的是本土市场效应。全部行业和资本密集型行业 $\ln(Y_{t-1}^i/Y_{t-1}^j)$ 的估计系数显著为正,但是,劳动密集型行业不显著,满足本土市场效应基本假定,说明努力做大我国自身经济总量,各种产品生产能力会更有保障,对贸易伙伴出口的市场供给能力也会越强。

2.贸易成本

$\ln \tau_{m,t-1}$ 和 $\ln f_{mx,t-1}$ 的估计系数都为负,但是,劳动和资本技术密集型行业的固定贸易成本估计系数不显著,满足贸易成本反向影响出口增长的基本假定,说明政府采取措施降低与贸易伙伴的固定和可变贸易成本,对稳定出口增长有益。

3. 行业产出

$\ln R_{m,t-1}^i$ 的估计系数为正且显著,符合此前预期,说明行业供给增加后,如果国外消费者增加该行业产品需求,当其他条件保持不变时,行业内生产企业出口增长应该会有所扩大,本国对外贸易流量随之增加。

4. 行业边际生产成本与固定生产成本

$\ln mc_{m,t-1}^i$ 和 $\ln f_{m,t-1}^i$ 基本显著为负的估计系数,符合理论预期,体现出国家采取切实措施降低各行业微观企业的生产成本,对扩大它们的出口增长有益。

5. 实际汇率

$\ln(P_{m,t-1}^j/P_{m,t-1}^i)$ 负向影响各行业出口(不显著),一方面符合前文理论预期,另一方面也说明实际汇率上升对我国行业出口增长有负面影响。

6. 行业生产率水平

$\ln \varphi_{m,t-1}^i$ 的估计系数为正,一方面符合前文的理论预期,另一方面也符合经典新-新贸易理论的基本结论。生产率与全部行业出口显著正相关的结论,说明国家采取切实措施,鼓励各行业生产企业增加研发投资和人力资本建设,进而提升其生产率水平,促进中国外贸健康有序发展。

7. 时间趋势

无论是全部行业还是细分劳动密集型行业或资本技术密集型行业,时间趋势变量(*trend*)的估计系数都显著为正,体现出样本期内我国出口增长总体随时间推移有不断扩大的趋势,这符合中国外贸增长的客观事实。

8. 行业相对资本密集度

由前文理论模型推理结论可知:将要素密集度统一为资本密集度后,如果劳动密集型行业内生产企业的技术进步偏向原本稀缺使用的资本,则 $\ln(\theta_m^i/\bar{\theta}_m^i)$ 的估计系数就会为负,即 $\delta_{10} < 0$;相反,如果资本密集型行业内生产企业采取偏向密集使用资本的技术进步,就会出现正的估计系数,即 $\delta_{10} > 0$ 。

表 1 的二分位行业回归结果部分证实了上述推论,因为全部行业的 $\ln(\theta_{m,t-1}^i/\bar{\theta}_{m,t-1}^i)$ 的估计系数显著为正,劳动密集型行业的 $\ln(\theta_{m,t-1}^i/\bar{\theta}_{m,t-1}^i)$ 的估计系数为负,而资本技术密集型行业的 $\ln(\theta_{m,t-1}^i/\bar{\theta}_{m,t-1}^i)$ 的估计系数为正,说明劳动密集型部门生产企业采用偏向资本的技术进步,出口动力就会减弱;而资本技术密集型部门生产企业采用偏向资本的技术进步,出口规模会快速增加。两方面共同作用将带动我国出口增长比较优势的升级。

上述分析中,只是 $\ln(\theta_{m,t-1}^i/\bar{\theta}_{m,t-1}^i)$ 的估计系数在劳动与资本密集型行业中,尚未达到显著性水平要求,一个可能原因是与行业划分相对“较粗”有关。本文再将二分位行业拓展到三分位行业进行稳健性检验。

五、三分位行业的稳健性检验

使用同样方法对三分位行业进行再检验后,表 2 的估计结果显示:将行业划分得更细后,相关解释变量的显著性水平有所提高,比如固定贸易成本($\ln f_{mx,t-1}$)在二分位的劳动和资

本技术密集型行业中都不显著,但在三分位中明显达到显著性水平要求。此外,还有实际汇率($\ln(P_{m,t-1}^j/P_{m,t-1}^i)$)等变量显著性的部分改善。

划分为三分位行业后,以下主要结论依然成立:(1)贸易对象绝对经济规模($\ln Y_{t-1}^j$)正向影响全部及劳动、资本技术密集型行业出口,本土市场效应($\ln(Y_{t-1}^j/Y_{t-1}^i)$)也显著正向影响全部及资本技术密集型行业出口(劳动密集型行业的估计系数为正但不显著);(2)可变贸易成本($\ln \tau_{m,t-1}$)和固定贸易成本($\ln f_{m,t-1}$)显著负向影响全部行业、劳动和资本技术密集型行业出口;(3)行业产出($\ln R_{m,t-1}^i$)显著正向影响全部行业、劳动和资本技术密集型行业的出口增长;(4)行业固定生产成本($\ln f_{m,t-1}$)显著负向影响全部行业、劳动和资本技术密集型行业的出口,行业边际生产成本($\ln mc_{m,t-1}^i$)也负向影响全部行业、劳动和资本技术密集型行业出口(劳动密集型行业不显著);(5)时间趋势变量($trend$)的估计系数也显著为正。

重要的是: $\ln(\theta_{m,t-1}^i/\bar{\theta}_{m,t-1}^i)$ 对全部行业出口增长的影响显著为正、影响资本技术密集型行业出口增长也显著为正,而影响劳动密集型行业出口却显著为负,一方面符合推论1的结论,另一方面再次说明资本偏向型技术进步,有助于推动中国出口贸易的比较优势升级。

而从作用机制上来看,资本偏向型技术进步之所以会发生,至少有三个渠道效应:一是国际分工体系的外部条件激励。开放条件下,偏向型技术进步和创新与生产相分离的传统国际贸易模式密切相关。随着20世纪90年代离岸外包的快速发展,全球产业转移中,主要发包国家与承接国家的技术变革方向会受到国际分工体系的影响。Acemoglu等(2012)将偏向型技术进步理论引入到李嘉图模型中,结果发现:技术丰富国家将生产环节转移到技术稀缺国家,利润最大化的企业决策会决定离岸外包的技术进步方向,且随着外包继续增加,接受国家的技术进步往往是有偏的而非中性。实际上,国际贸易之所以会引发偏向型技术进步,主要在于国际贸易会创造一种趋势,即偏向密集使用资本技术的产品,其相对价格会上升,而相对价格上升会鼓励技术进步朝该方向发展(Acemoglu, 2003)。二是内部经济发展条件的变化。改革开放之初,中国的确是一个劳动禀赋相对丰富而资本相对稀缺的国家,但随着时间的推移,虽然我国人口基数大,劳动力数量多,但劳动力丰裕的比较优势并非取之不尽、用之不竭,农业剩余劳动力大规模转移后,我国劳动年龄人口的增长已经大幅减缓,劳动无限供给的人口基础正逐渐消失。当劳动供给不能满足劳动需求时,生产企业为减小劳动价格上升的成本压力,有使用资本替代劳动的冲动。同时随着我国经济快速发展,资本稀缺也悄然发生改变,生产企业获取资本途径更为容易,也加剧了偏向资本技术进步的发生。而在投资回报上,长期以来,劳动相对资本的回报率存在较大差异。扭曲的收入分配体制未能真实反映劳动和资本要素的稀缺程度,生产企业即便在劳动力供给有保障的情况下,也不能排除采取偏向资本技术进步的心理,以便利用资本的高回报率获取高收益。三是政策支持体系或许也有辅助作用。尽管内外部经济条件变化都具有促进生产企业采取偏向型技术进步的动力,但这一进程的发生离不开改革开放以来中国外贸领域的一系列重大改革,因为如果没有过往政企分开、扩大自主外贸权、融入世界等制度性开放举措,偏向型技术变迁也很难发生。而改革开放以来,国家为改善出口商品结构、提高外贸附加值,相继出台支持诸如机电产品等在内的资本技术密集型产业发展有关政策体系,对生产企业采取偏向资本的技术进步也有部分作用。

表 2 三分位行业出口增长动态比较优势稳健性再检验

变量	全部行业		劳动密集型行业		资本技术密集型行业	
	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2
C	1.5480 *** (3.09)	1.5693 *** (3.13)	0.6651 (0.76)	1.4107 (1.61)	0.5000 (0.90)	0.6670 (1.20)
$\ln Y_{t-1}^j$	0.5018 *** (11.90)	0.4906 *** (11.60)	0.6081 *** (8.16)	0.5556 *** (7.50)	0.6618 *** (13.51)	0.6782 *** (13.77)
$\ln(Y_{t-1}^i/Y_{t-1}^j)$	0.0076 ** (2.08)	0.0090 ** (2.44)	0.0004 (0.05)	0.0007 (0.10)	0.0099 ** (2.31)	0.0067 (1.55)
$\ln \tau_{m,t-1}$	-0.4262 *** (-9.16)	-0.4165 *** (-8.93)	-0.5569 *** (-6.93)	-0.5155 *** (-6.54)	-0.5838 *** (-11.37)	-0.5995 *** (-11.63)
$\ln f_{mx,t-1}$	-0.1670 *** (-4.32)	-0.1674 *** (-4.33)	-0.1755 *** (-2.59)	-0.1745 *** (-2.57)	-0.1779 *** (-3.92)	-0.1758 *** (-3.88)
$\ln mc_{m,t-1}^i$	-0.0212 *** (-7.20)	-0.0219 *** (-7.43)	-0.0436 (-0.98)	-0.0464 (-1.04)	-0.0238 *** (-8.13)	-0.0228 *** (-7.77)
$\ln f_{m,t-1}$	-0.0907 *** (-15.42)	-0.0898 *** (-15.32)	-0.0603 *** (-4.24)	-0.0414 *** (-2.93)	-0.0261 *** (-2.58)	-0.0205 (-1.64)
$\ln R_{m,t-1}^i$	0.3845 *** (23.41)	0.3935 *** (23.76)	0.2912 *** (9.19)	0.3307 *** (10.07)	0.3799 *** (19.19)	0.3641 *** (18.03)
$\ln(P_{m,t-1}^j/P_{m,t-1}^i)$	-0.0069 (-1.07)	-0.0071 (-1.11)	-0.0270 ** (-2.20)	-0.0280 ** (-2.29)	-0.0038 (-0.51)	-0.0038 (-0.51)
$\ln \varphi_{mx,t-1}^i$	0.5546 *** (19.30)	0.5197 *** (17.25)	0.0222 *** (3.69)	0.0374 *** (5.35)	0.8531 *** (26.44)	0.9852 *** (25.00)
$trend$	0.0284 *** (13.75)	0.0268 *** (12.80)	0.0136 *** (3.12)	0.0094 ** (2.13)	0.0393 *** (16.53)	0.0430 *** (17.23)
$\ln(\theta_{m,t-1}^i/\bar{\theta}_{m,t-1}^i)$		0.0316 *** (4.63)		-0.0509 *** (-4.28)		0.0137 *** (6.03)
F 统计量	3732.16	3420.25	603.94	556.02	3426.04	3119.91
组内 R^2	0.2044	0.2045	0.1136	0.1139	0.2475	0.2477
组间 R^2	0.1388	0.1396	0.0551	0.0601	0.1167	0.1166
总体 R^2	0.1630	0.1641	0.074	0.0803	0.1584	0.1566
Obs.	322 191	322 191	85 586	85 586	228 358	228 358

六、动态面板的稳健性再检验

考虑到经济惯性的作用,当期出口通常还与上期有关。为进一步解决部分估计值的内生性问题,我们在(20)和(21)式中加入滞后一期出口额,构建如下动态面板方程进行稳健性再检验:

$$\ln[X_{mt}^i]^{Het} = \phi_0 + \phi_1 \ln Y_{t-1}^j + \phi_2 \ln \tau_{m,t-1} + \phi_3 \ln mc_{m,t-1}^i + \phi_4 \ln R_{m,t-1}^i + \phi_5 \ln f_{m,t-1} + \phi_6 \ln \varphi_{mx,t-1}^i + \phi_7 \ln(P_{m,t-1}^j/P_{m,t-1}^i) + \phi_8 \ln(Y_{t-1}^i/Y_{t-1}^j) + \phi_9 \ln f_{mx,t-1} + \phi_{10} \ln[X_{mt-1}^i] + \varepsilon_t^{Het} \quad (22)$$

$$\ln[X_{mt}^i]^{P-Het} = \delta_0 + \delta_1 \ln Y_{t-1}^j + \delta_2 \ln \tau_{m,t-1} + \delta_3 \ln mc_{m,t-1}^i + \delta_4 \ln R_{m,t-1}^i + \delta_5 \ln f_{m,t-1} + \delta_6 \ln \varphi_{mx,t-1}^i + \delta_7 \ln(P_{m,t-1}^j/P_{m,t-1}^i) + \delta_8 \ln(Y_{t-1}^i/Y_{t-1}^j) + \delta_9 \ln f_{mx,t-1} + \delta_{10} \ln(\theta_{m,t-1}^i/\bar{\theta}_{m,t-1}^i) + \delta_{11} \ln[X_{mt-1}^i] + \varepsilon_t^{P-Het} \quad (23)$$

计量方程(22)和(23)的动态面板模型需要根据截面个数(N)与样本年限(T)相对关系选择合适估计方法。一般而言,对于“大N、小T”型动态面板可使用一阶差分GMM或系统GMM进行估计,而“大T、小N”型动态面板应该使用纠偏LSDV估计。因为本文样本数据的时间跨度是22年,截面跨度是221个贸易伙伴,属于“大N、小T”型,应该选择一阶差分GMM或系统GMM进行估计。

尽管一阶差分 GMM 与系统 GMM 在估计方法上存在不少差异,比如一阶差分 GMM 不将水平方程纳入其中,而系统 GMM 可以纳入,从而使系统 GMM 相对一阶差分 GMM 往往具有更多可用工具变量,克服一阶差分 GMM 的“弱工具变量”问题(即协方差过低),但在关键检验上,除常规性的显著性检验外,一阶差分 GMM 与系统 GMM 都需要关注三个重要检验:一是 Arellano-Bond 一阶与二阶自相关检验,即检验扰动项是否自相关;二是 Sargan 检验,即检验工具变量是否过度识别;三是 Hansen 检验,即检验工具变量的外生性。此外,在 GMM 估计中也会用到联合检验,即检验除常数项和时间等虚拟变量外,其他变量整体上是否显著。受篇幅所限,这里仅报告三分位行业的系统 GMM 估计结果^①(见表 3)。

表 3 三分位行业出口的系统 GMM 估计结果

变量	全部行业		劳动密集		资本技术密集	
	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2
C	6.5161 *** (60.81)	6.6874 *** (60.90)	8.5277 *** (35.84)	8.6957 *** (37.18)	6.3066 *** (52.07)	6.4954 *** (53.57)
$\ln[X_{mt-1}^i]$	0.0310 *** (8.48)	0.0296 *** (8.15)	0.0204 *** (3.11)	0.0175 *** (2.69)	0.0356 *** (7.98)	0.0296 *** (6.78)
$\ln Y_{t-1}^j$	0.0816 *** (10.60)	0.0773 *** (9.92)	0.0389 *** (2.93)	0.0277 ** (2.10)	0.0978 *** (10.57)	0.0892 *** (9.73)
$\ln(Y_{t-1}^i/Y_{t-1}^j)$	0.0085 * (1.80)	0.0077 * (1.73)	0.0115 (1.31)	0.0055 (0.63)	0.0104 * (1.85)	0.0084 (1.52)
$\ln \tau_{m,t-1}$	-0.2260 *** (-37.76)	-0.2276 *** (-37.57)	-0.2033 *** (-21.40)	-0.1929 *** (-20.26)	-0.2423 *** (-33.00)	-0.2378 *** (-32.60)
$\ln f_{mx,t-1}$	-0.1544 *** (-5.57)	-0.1581 *** (-5.66)	-0.0684 (-1.45)	-0.0509 (-1.06)	-0.1787 *** (-5.36)	-0.1746 *** (-5.30)
$\ln mc_{m,t-1}^i$	-0.0552 *** (-10.97)	-0.0295 *** (-5.38)	-0.0513 ** (-2.08)	-0.0201 (-0.76)	-0.0470 *** (-6.73)	-0.0319 *** (-4.41)
$\ln f_{m,t-1}$	-0.1445 *** (-29.00)	-0.1405 *** (-28.09)	-0.2516 *** (-21.80)	-0.1621 *** (-10.47)	-0.1094 *** (-19.54)	-0.0740 *** (-12.60)
$\ln R_{m,t-1}^i$	0.2817 *** (30.93)	0.3439 *** (32.58)	0.0240 (1.27)	0.1202 *** (5.42)	0.3494 *** (33.23)	0.4797 *** (37.49)
$\ln(P_{m,t-1}^j/P_{m,t-1}^i)$	-0.0096 *** (-2.99)	-0.0102 *** (-3.12)	-0.0079 (-1.44)	-0.0077 (-1.41)	-0.0105 *** (-2.71)	-0.0112 *** (-2.91)
$\ln \varphi_{mx,t-1}^i$	0.9537 *** (30.65)	0.3145 *** (29.75)	0.2111 *** (18.22)	0.3478 *** (19.79)	0.0915 *** (32.56)	0.6356 *** (35.78)
$trend$	0.0592 *** (39.79)	0.0599 *** (39.94)	0.0752 *** (22.99)	0.0626 *** (17.32)	0.0607 *** (35.88)	0.0581 *** (44.37)
$\ln(\theta_{m,t-1}^i/\bar{\theta}_{m,t-1}^i)$		0.3477 *** (11.68)		-0.3727 *** (-8.23)		0.4614 *** (16.95)
F 统计量	2310.64	2072.1	562.59	482.21	2082.37	2041.89
Obs.	322 191	322 191	85 586	85 586	228 358	228 358

注:(1)模型 1 为中性技术进步估计结果,模型 2 为偏向型技术进步估计结果;(2)***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 显著通过检验;(3)括号内数值为 t 值;(4)忽略年份和国别控制变量;(5)忽略 Arellano-Bond 检验的二阶自相关 p 值、工具变量过度识别的 Sargan 检验 p 值、工具变量外生性的 Hansen 检验 p 值,以及忽略联合检验结果;(6)stata 环境下均使用“xtabond2”命令进行计量分析。下同。

①二分位行业的估计结果与表 3 类似,有兴趣的读者可向我们索取。

表 3 中,各行业滞后一期的出口($\ln[X_{m,t-1}^i]$)显著正向影响当期出口增长,既表明上述动态面板模型设立的合理性,又体现出外贸增长的经济惯性作用,即当期的出口增长受到滞后期出口的正向促进作用。

与固定效应模型相比,系统 GMM 稳健性检验中,以下重要结论依然成立:(1)各行业 $\ln Y_{t-1}^i$ 的估计系数显著为正,本土市场效应 $\ln(Y_{t-1}^i/Y_{t-1}^j)$ 的估计系数也为正;(2)可变贸易成本和固定贸易成本($\ln \tau_{m,t-1}$ 、 $\ln f_{mx,t-1}$)的估计系数都为负;(3) $\ln R_{m,t-1}^i$ 的估计系数为正;(4)可变生产成本与固定生产成本($\ln mc_{m,t-1}^i$ 、 $\ln f_{m,t-1}$)的估计系数为负;(5)实际汇率($\ln(P_{m,t-1}^j/P_{m,t-1}^i)$)负向影响各行业出口;(6)生产率($\ln \varphi_{mx,t-1}^i$)的估计系数显著为正;(7)时间趋势变量($trend$)的估计系数也显著为正。

而相对资本密集度($\ln(\theta_{m,t-1}^i/\bar{\theta}_{m,t-1}^i)$)对全部行业出口增长的影响同样显著为正,对资本技术密集型行业出口增长的影响也显著为正,而影响劳动密集型行业出口增长却显著为负。

上述分析还缺乏对不同贸易伙伴的异质性考察。为此,我们再根据世界银行数据库的划分方法,将中国 221 个贸易伙伴划分为四类:高收入组、中高收入组、中低收入组和低收入组。具体做法是:先从世界银行数据库中获取各贸易伙伴的收入等级划分,然后将其三位字母的名称代码与 CEPII BACE 数据库中三位字母代码匹配,转变为表示各个国家或地区的三位数字代码,最后再将三位数字代码的贸易伙伴与整理好的三分位出口数据进行匹配,最终得到各贸易伙伴按收入等级划分的子样本数据。

将贸易伙伴划分为四个收入等级后,同样使用系统 GMM 对贸易伙伴子样本进行回归(结果见表 4),以下重要结论依然成立:(1) $\ln Y_{t-1}^i$ 的估计系数为正,本土市场效应 $\ln(Y_{t-1}^i/Y_{t-1}^j)$ 的估计系数也为正;(2)可变贸易成本和固定贸易成本($\ln \tau_{m,t-1}$ 、 $\ln f_{mx,t-1}$)的估计系数均为负;(3) $\ln R_{m,t-1}^i$ 的估计系数显著为正;(4)可变生产成本和固定生产成本($\ln mc_{m,t-1}^i$ 、 $\ln f_{m,t-1}$)的估计系数均显著为负;(5)实际汇率($\ln(P_{m,t-1}^j/P_{m,t-1}^i)$)的估计系数为负;(6)生产率($\ln \varphi_{mx,t-1}^i$)的估计系数显著为正;(7)时间趋势变量($trend$)的估计系数也显著为正。

分贸易伙伴后,作为本文最关心的核心解释变量 $\ln(\theta_{m,t-1}^i/\bar{\theta}_{m,t-1}^i)$,在高、中高、中低和低收入组中均为正,同样符合前文的结论,依然说明资本偏向型技术进步,有助于推动中国出口贸易的比较优势升级。实际上,随着改革开放的逐步深入,中国已经从“资本稀缺国家”悄然变化为“资本相对丰裕国家”,高等教育的繁荣更多带来人力资本储备的逐步完善,由此带动了资本技术密集型产品出口的快速增长。不过,我们也应该看到,与主要发达国家相比,中国技术贸易发展速度虽然较快,但技术水平仍相对落后(史安娜、陶嘉慧,2019),出口到高收入发达国家的产

表 4 三分位行业分贸易伙伴收入等级的系统 GMM 估计结果

变量	高收入组		中高收入组		中低收入组		低收入组	
	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2
C	7.1956 *** (26.19)	7.5522 *** (25.93)	6.0075 *** (22.47)	6.2826 *** (22.68)	5.5719 *** (26.16)	5.7586 *** (26.15)	5.4596 *** (13.34)	5.7431 *** (13.57)
$\ln[X_{mt-1}^i]$	0.0166 ** (2.40)	0.0140 ** (2.02)	0.0404 *** (6.07)	0.0399 *** (6.01)	0.0336 *** (5.05)	0.0328 *** (4.95)	0.0335 *** (3.15)	0.0301 *** (2.85)
$\ln Y_{t-1}^j$	0.0342 ** (2.40)	0.0063 (0.25)	0.1926 *** (6.07)	0.1692 *** (5.20)	0.2189 *** (7.42)	0.2005 *** (6.65)	0.2320 *** (4.33)	0.2066 *** (3.77)
$\ln(Y_{t-1}^i/Y_{t-1}^j)$	0.0014 ** (2.24)	0.0050 (0.81)	0.0136 (1.39)	0.0113 (1.16)	0.0037 (0.25)	0.0100 (0.66)	0.0546 * (1.73)	0.0541 * (1.73)
$\ln \tau_{m,t-1}$	-0.2042 *** (-16.64)	-0.2054 *** (-15.93)	-0.1774 *** (-15.55)	-0.1779 *** (-15.45)	-0.2613 *** (-21.87)	-0.2638 *** (-21.84)	-0.3011 *** (-10.62)	-0.3029 *** (-10.47)
$\ln f_{mx,t-1}$	-0.0694 * (-1.95)	-0.0729 * (-1.97)	-0.1607 * (-1.66)	-0.1513 * (-1.86)	-0.0559 (-0.19)	-0.0469 (-0.16)	-0.9717 (-1.05)	-0.8226 (-0.87)
$\ln mc_{m,t-1}^i$	-0.0639 *** (-7.46)	-0.0194 * (-1.91)	-0.0485 *** (-5.21)	-0.0289 *** (-2.87)	-0.0341 *** (-3.59)	-0.0225 ** (-2.28)	-0.0791 *** (-5.24)	-0.0492 *** (-2.90)
$\ln f_{m,t-1}$	-0.1283 *** (-14.71)	-0.1232 *** (-13.79)	-0.1356 *** (-14.03)	-0.1325 *** (-13.65)	-0.1602 *** (-16.86)	-0.1573 *** (-16.48)	-0.1496 *** (-10.63)	-0.1459 *** (-10.43)
$\ln R_{m,t-1}^i$	0.2759 *** (15.53)	0.4241 *** (16.93)	0.2523 *** (13.16)	0.3037 *** (13.97)	0.1991 *** (10.50)	0.2412 *** (11.31)	0.2936 *** (10.99)	0.3486 *** (11.67)
$\ln(P_{m,t-1}^i/P_{m,t-1}^j)$	-0.0060 (-1.05)	-0.0146 (-0.77)	-0.0003 (-0.04)	-0.0008 (-0.12)	-0.048 (-0.83)	-0.0061 (-1.04)	-0.0095 (-0.95)	-0.0072 (-0.71)
$\ln \varphi_{mx,t-1}^i$	0.8579 *** (14.80)	0.5874 *** (15.17)	0.8859 *** (14.69)	0.1703 *** (14.17)	0.8147 *** (14.08)	0.0491 *** (13.12)	0.2153 *** (14.13)	0.5249 *** (13.34)
$trend$	0.0637 ** (21.17)	0.0622 ** (20.32)	0.0521 *** (19.17)	0.0533 *** (19.39)	0.0666 *** (23.25)	0.0676 *** (23.40)	0.0584 *** (14.85)	0.0601 *** (15.10)
$\ln(\theta_{m,t-1}^i/\bar{\theta}_{m,t-1}^i)$		0.6965 (0.70)		0.2639 *** (5.17)		0.1985 *** (4.34)		0.2858 *** (4.15)
F 统计量	637.27	500.23	679.04	609.12	787.38	725.78	302.6	279.33
Obs.	97 349	97 349	88 379	88 379	91 408	91 408	45 055	45 055

七、结论与启示

中国外贸增长呈现较为典型的“动态比较优势”：出口产品逐渐从劳动密集型产品过渡到资本技术密集型产品。为解释这一现象,本文将 Acemoglu(2003)的要素偏向型技术进步研究思路融入 Bernard 等(2007)模型中,构建了一个从企业生产到行业出口的简单理论模型加以论证,并利用 1995—2017 年中国出口到 221 个贸易伙伴的行业数据进行实证检验,得出以下主要结论:

理论上,偏向型技术进步和中性技术进步的结果存在不同,生产企业偏向于原本稀缺要素的技术进步可能带来比较优势的升级;而偏向中性技术进步时,不管存在还是不存在比较优势,对企业相对销售收入没有影响。也就是说,如果一国原本劳动密集型产品具有比较优势,只要在经济的后续发展过程中,该国生产企业普遍采取偏向资本的技术进步,就会推动出口增长从劳动密集型产品向资本技术密集型产品变迁,出现动态比较优势情形。

利用行业数据进行实证检验后发现,无论是二分位行业还是三分位行业,资本偏向型技术进步对密集使用资本技术的行业出口增长的确有利,而对密集使用劳动的行业出口增长构成“负担”。进一步使用系统 GMM 估计方法对动态面板模型与贸易伙伴子样本进行检验

后,上述结论仍然成立。如果不考虑加工贸易可能的影响,上述分析应该可以解释中国劳动密集型产品出口增长放缓、资本技术密集型产品出口不断“扩张”的部分原因。

本文研究具有一定的理论意义,因为已有国际贸易理论大多以中性技术进步为基础,分析和讨论其对比较优势的影响,很少考虑偏向型技术变迁对行业间出口差异的影响。然而,现实世界中,处于转型背景的发展中国家,行业间的技术培育和技术发展都可能是“有偏的”。这就可能会影响发展中国家不同行业的出口差异,进而传导并影响这些国家行业发展的不平衡。本文的理论分析,应该能为重新认识偏向型技术进步影响外贸增长比较优势变化提供一个新的视角。

本文研究结论也具有较强的现实意义,尤其是应采取有效措施积极应对当前外贸萎缩的难题。本文研究结论显示:总体上,国家采取适当措施鼓励要素密集部门偏向密集使用要素的技术变迁,应该成为消除我国劳动密集型产品和资本密集型产品出口差异,实现两部门平衡发展的重要举措之一。

具体来看,资本密集型行业偏向资本的技术进步值得鼓励,因为其持续扩张有助于进一步扩大资本密集型行业的绝对出口量和相对出口规模,使之成为拉动我国出口增长的主要驱动力,推动我国出口贸易的动态比较优势不断升级。其政策含义为:一是在扩大开放中持续接受技术领先国家的偏向型技术溢出。继续扩大开放,推进全球贸易自由化、便利化发展符合我国国家利益,尤其是在当前贸易保护主义兴起、主要发达国家逆全球化浪潮不断涌现的前提下更是如此。当前我国资本技术密集型产品,特别是高新技术产业的全球价值链地位仍需要得到有效提升,这就要求我们进一步采取有效措施,一方面在努力消除贸易壁垒中,加强与技术领先国家之间的合作,最大限度地接受技术领先国家的技术溢出;另一方面在互利共赢中增加高质量中间产品进口,布局和完善我国自身全球价值链分工体系,努力提高资本技术密集型出口产品的国内附加值。二是鼓励企业加大研发投入,促进企业偏向型技术创新。近年来,我国经济发展速度减缓的一个重要原因是我国能直接从国外引进的先进技术逐渐减少,这就要求必须走自主创新驱动新模式。微观企业是创新驱动发展战略的主体,鼓励生产企业增加研发投入,提高创新能力,既是提升核心竞争力的重要来源,也是获取偏向型技术进步的重要途径。相关职能部门应该在逐步完善创新财政激励政策的同时,采取有效措施保障创新收益的剩余索取权,引导资本技术密集型生产企业敢于创新、勇于创新,加快偏向型技术进步优化外贸结构的调整步伐。三是鼓励企业扩大规模,利用规模经济效应引导偏向型技术进步。无论是全部行业还是资本技术密集型行业,企业规模扩张均能较为有效合理地整合行业内资源,促进偏向型技术进步发生。为确保资本技术密集型行业进一步发挥偏向资本技术进步的稳定外贸增长作用,政府应该积极协调企业要素投入结构与技术进步的匹配程度,引导资本技术密集型行业形成产业集聚效应,最大程度提高产业集群的整体国际竞争力。四是微观企业更要主动作为。宏观经济政策只有“引导”作用,资本技术密集型行业的生产企业应根据资本深化与有偏技术进步的方向,将研发投入与机器设备等物质资本投入耦合起来,适时调整资本偏向型技术进步的偏向程度,不断巩固和提高我国资本技术密集型产品出口总量,发挥其应有的稳定出口作用。

与资本技术密集型行业不同,当前需要特别关注的是我国劳动密集型行业也偏向资本的技术进步,因为其结果可能不仅未能起到持续扩大劳动密集型产品出口增长的作用,相反

还有可能“削弱”中性技术进步带来的正向作用。更为重要的是,劳动密集型行业生产企业偏向资本的技术进步,更有可能“触发”相关从业人员的“就业安全感”,威胁到国家“稳就业”政策的实施,尤其是在我国低技能劳动者中,有相当部分人口就业在劳动密集型行业之中。在当前国际市场需求仍不充沛,国内低劳动成本竞争优势不断减弱带来的部分产能向外转移等多方面因素影响下,一些劳动密集型企业发展面临较大不确定性。发挥好劳动密集型生产企业的稳出口、稳就业作用,首先需要引导它们实施偏向劳动而非资本的技术进步。只有这样,才能稳定劳动密集型产品的出口增长,发挥其扩大就业的积极性。其次要更加关注和重视劳动密集型行业的出口企业市场生存情况,积极拓展多层次、多渠道融资政策加以支持,在条件许可的情况下还可以实施税收减免等积极财政政策加以配套,尽量延长其退出国际市场的时间,稳定住充分就业的大局。当然,对于实在不能在国内外市场上生存的密集使用劳动的相关企业,有关职能部门应该采取增加技能培训、鼓励自主创业等方式,提前做好稳就业的工作预案,防止出现大面积“失业潮”。

当然,本文的研究不足也很显然,主要在于未将国家间的关税政策扭曲等效应加入其中,尤其是近年来的中美贸易纠纷。在开放条件下,主要国家反思创新与生产相分离的传统经济学分析框架,试图在“再工业化”战略中,将跨国公司主导的全球产业链分工体系更加接近本地化。而这在一定程度上会影响离岸外包的发展规模,进而影响包括中国在内的承包国家技术溢出和有偏技术变革的方向。未来,我们期望获得更全更新的数据,对此进行再检验。

参考文献:

- 1.常进雄、朱帆、董非,2019:《劳动力转移就业对经济增长、投资率及劳动收入份额的影响》,《世界经济》第7期。
- 2.段颀、张维迎、马捷,2019:《比较优势、要素有偏向的异质性与自由贸易的企业选择效应》,《经济学(季刊)》第18卷第2期。
- 3.李小平、李小克,2018:《偏向型技术进步与中国工业全要素生产率增长》,《经济研究》第10期。
- 4.钱学锋、熊平,2010:《中国出口增长的二元边际及其因素决定》,《经济研究》第1期。
- 5.史安娜、陶嘉慧,2019:《中美技术贸易国际竞争力比较研究》,《现代经济探讨》第3期。
- 6.Abegaz, B., and A. K. Basu. 2011. “The Elusive Productivity Effect of Trade Liberalization in the Manufacturing Industries of Emerging Economies.” *Emerging Markets Finance & Trade* 47(1):5-27.
- 7.Acemoglu, D. 2003. “Labor- and Capital-Augmenting Technical Change.” *Journal of the European Economic Association* 45(1):1-40.
- 8.Acemoglu, D., G. Gancia, and F. Zilibotti. 2012. “Offshoring and Directed Technical Change.” NBER Working Paper 18595.
- 9.Antonelli, C. 2016. “Technological Congruence and the Economic Complexity of Technological Change.” *Structural Change and Economic Dynamics* 38(5):15-24.
- 10.Bernard, A. B., S. J. Redding, and P. K. Schott. 2007. “Comparative Advantage and Heterogeneous Firms.” *Review of Economic Studies* 74(1):31-66.
- 11.Bond, E. W., K. Trask, and P. Wang. 2003. “Factor Accumulation and Trade: Dynamic Comparative Advantage with Endogenous Physical and Human Capital.” *International Economic Review* 44(3):1041-1060.
- 12.Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. 2012. “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing.” *Journal of Development Economics* 97(2):339-351.
- 13.Caselli, M. 2014. “Trade, Skill-Biased Technical Change and Wages in Mexican Manufacturing.” *Applied Economics* 46(3):336-346.
- 14.Crozet, M., and F. Trionfetti. 2010. “Comparative Advantage and Within-Industry Firms Performance.”

- CEPREMAP Working Paper, No.12.
- 15.Crozet, M., and F. Trionfetti. 2013. "Firm-Level Comparative Advantage." *Journal of International Economics* 91(2):321-328.
- 16.Desmet, K.A.2002. "A Simple Dynamic Model of Uneven Development and Overtake." *The Economic Journal* 12(3):894-918.
- 17.Findlay, R., and H. Kierzkowski. 1983. "International Trade and Human Capital: A Simple General Equilibrium Model." *Journal of Political Economy* 91(6):957-978.
- 18.Kancs, D., and P. Ciaian. 2010. "Factor Content of Bilateral Trade: The Role of Firm Heterogeneity and Transaction Costs." *Agricultural Economics* 41(1):305-371.
- 19.Krugman, P. 1987. "The Narrow Moving Band, the Dutch Disease, and the Competitive Consequences of Mrs Thatcher: Notes on Trade in the Presence of Dynamic Scale Economies." *Journal of Development Economics* 27(1):41-55.
- 20.Larch, M., and W. Lechthaler. 2011. "Comparative Advantage and Skill-Specific Unemployment." *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 11(1):1-56.
- 21.Mayer, T., M. J. Melitz, and G. Ottaviano. 2014. "Market Size, Competition, and the Product Mix of Exporters." *American Economic Review* 104(2):495-536.
- 22.Mizobuchi, H. 2015. "Multiple Directions for Measuring Biased Technical Change." CEPA Working Papers, No. WP09.
- 23.Redding, S. 1999. "Dynamic Comparative Advantage and the Welfare Effects of Trade." *Oxford Economic Papers* 51(1):15-39.
- 24.Sturgill, B. 2014. "Back to the Basics Revisiting the Development Accounting Methodology." *Journal of Macroeconomics* 42(2):52-68.
- 25.Young, A. 1991. "Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade." *Quarterly Journal of Economics* 106(2):369-405.
- 26.Zuleta, H., and B. Sturgill. 2015. "Getting Growth Accounting Right." CEDE Working Paper, No. 2015-29.

Biased Technological Progress and Dynamic Comparative Advantage: Theoretical Analysis and Empirical Evidence from Chinese Industries

Xiang Songlin and Tian Rongzhi

(Institute for International Strategic Studies, Party School of the Central Committee of C.P.C)

Abstract: By introducing biased technological progress, this paper studies how capital-biased technological progress affects dynamic comparative advantage. The results show that: Labor-biased technological progress of enterprises will augment the export scale of labor-intensive industries, which is not good for the transition of comparative advantage. Conversely, capital-biased technological progress will promote the export of industries without comparative advantage and the change of export trade structure from labor-intensive to capital-intensive, which would benefit the transition of comparative advantage. Based on China's export to 221 countries or regions from 1995 to 2017, we find that capital-biased technological progress does promote the export of capital-intensive industries while suppress that of labor-intensive industries. This might be one of the reasons for the improvement of China's comparative advantage in goods trade since the reform and opening-up. This paper provides a new perspective for re-recognizing the impact of biased technological progress on comparative advantage of foreign trade.

Keywords: Biased Technological Progress, Industrial Export, Comparative Advantage

JEL Classification: D2, F1

(责任编辑:陈永清)