

国际贸易与中国的技术进步

——基于贸易分解数据

杨俊玲

(贵州师范大学 经济与管理学院, 贵州 贵阳 550025)

摘要:以 Baldwin (2015) 对贸易的划分方式为基础, 对其进行相应的改进和深化, 构建适宜研究需要的全贸易分解方式, 并在此基础上运用动态面板模型考察了国际贸易对中国技术进步的影响。研究发现: 最终消费品的进口贸易、出口贸易和代加工类中间品进口贸易对中国技术进步存在明显的正向作用, 中间品出口贸易和非代加工类中间品进口贸易存在一定程度上的阻碍效应。这不仅说明贸易结构调整的正向溢出效应正逐步显现, 同时也说明参与全球化生产活动对中国技术进步具有一定的带动作用, 需对不同类型贸易间的差异给予必要关注。

关键词: 中间品; 最终消费品; 贸易分解数据; 技术进步

[中图分类号] F752.67 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034 (2019) 03-0046-13

一、文献综述

为了更好地利用对外贸易这一重要的国际技术溢出渠道, 更好地发挥国际贸易对中国技术进步和经济增长的作用, 建立一个全面系统的分析框架具有重要意义。特别是在当前以全球生产网络为主导的国际贸易形式的大背景下, 深入系统地分析应该选择何种贸易发展方式来促进中国的技术进步, 对实现经济的可持续增长具有一定的现实意义。

笔者对现存相关研究进行梳理后发现: 一个国家的技术进步受国际环境的影响较大, 其中进口贸易和出口贸易被认为是两条主要影响渠道。而在国际贸易对一国技术进步影响的现存研究中, 学者主要从以下两大视角进行研究: (1) 从贸易的总体视角就其对技术进步的影响进行研究。其中, 有对贸易进行整体研究的 (Henry & Kneller, 2009; Mastromarco & Ghosh, 2009; 张化尧, 2012; 李成友等,

[收稿日期] 2017-12-07

[基金项目] 国家社科基金项目“工业 4.0 下技能型人力资本深化、职业迁移与制造业转型升级研究”(16BJL067)。

[作者简介] 杨俊玲 (1980~), 女, 河南洛阳人, 贵州师范大学经济与管理学院讲师, 博士, 研究方向: 国际贸易。

2014), 有单独就进口贸易进行研究的(张莉和李捷瑜, 2012), 也有同时对进口贸易和出口贸易进行研究的(罗知和宣琳露, 2018)。然而, 现存相关研究结论并不一致。其中, 有肯定进口贸易和出口贸易在技术促进上存在正面作用的(李杏, 2007; 谢众, 2009; Damijan & Kostevc, 2010; Fracasso & Vittucci, 2015; Bratti & Felice, 2012; Olabilis & Michael, 2017; Song & Wang, 2018); 也有对这一肯定作用提出质疑的, 如黄凌云等(2007)、Mei(2011)、陈爱贞和刘志彪(2015)、薛婧和张梅青(2019)对进口贸易的促进效应提出质疑, 仇怡和吴建军(2007)、孙晓华和王昀(2015)、齐绍洲和徐佳(2018)等对出口贸易的促进效应提出质疑。(2)从贸易的细分视角进行研究。其中有涉及加工贸易这一细分形式的, 并从出口视角研究加工贸易技术溢出问题的现存文献较多, 如吕大国和耿强(2015)、王建秀等(2018)均对加工贸易的出口形式进行研究; 也有少数学者从进口视角对加工贸易的技术溢出问题进行研究(王有鑫和赵雅婧, 2013); 同时, 也有涉及中间品这一细分形式, 其中从进口视角研究中间品贸易的技术溢出问题的现存文献较多, 如罗勇和曾涛(2017)、李平和郭娟娟(2017)、李淑云和慕绣如(2017)、王保乾和陈浩天(2018)针对中国中间品的进口贸易进行研究。同样, 从细分贸易视角的现存研究中来看, 学者的研究结论也不相同, 如罗勇和曾涛(2017)对加工贸易出口的技术溢出持正向认同观点, 而吕大国和耿强(2015)对加工贸易出口的技术溢出持质疑观点。关于中间品贸易, 有学者认同中间品的进口贸易对本国存在技术促进效应, 如楚明钦和陈启斐(2013)、李平和郭娟娟(2017)等对中间品进口贸易的技术溢出持正向认同观点, 但刘志恒和王林辉(2016)、王保乾和陈浩天(2018)持不同观点。

梳理相关文献后发现, 研究者们大多从贸易的某一视角出发就对外贸易对中国技术进步的影响进行研究, 少有学者将中国放在全球化生产这一重要背景之下进行系统的考察和分析, 这难免会造成所得结论不全面、缺乏针对性, 甚至互相矛盾的结果。因而, 笔者结合当下对国际贸易影响较大的全球生产网络这一理论, 对中国的全贸易进行分解, 并基于这一视角, 就国际贸易对中国技术进步的影响进行深入系统的分析。

二、对外贸易细分方式的引入

鉴于本文的研究目的, 在贸易细分方式的选取上, 既要能反映当前全球贸易的主要特点, 又要能反映中国在进行国际贸易时贸易结构的变化, 同时还能体现全贸易的特点。笔者通过梳理相关研究, 最终以Richard Baldwin(2015)对贸易的划分方式为基础, 并进行相应的改进和深化。具体来说, 将一国对外贸易分为两大部分, 即出口和进口两大类。其中, 出口部分包括: 最终消费品的出口(Exporting to Consume, E2C), 代表一国的出口贸易, 且仅用于其他国家最终消费使用的总量; 中间品的出口(Exporting to Produce, E2P), 代表一国的出口贸易, 且作为中间品出口到该国, 仅用于其他国家生产所需的中间品投入的使用总量; 进口部分包括: 最终消费品的进口(Importing to Consume, I2C), 代表一国的进口贸易, 且作为最

终品进口到本国, 仅供本国国内最终消费使用的总量; 代加工类中间品的进口 (New Importing to Export, NI2E, 这里 new 意与 Richard Baldwin 的命名有所区别), 代表一国的进口, 且被作为中间品类生产投入进口至本国, 仅用于出口生产所需的中间品投入总量; 加工类中间品的进口 (New Importing to Produce, NI2P), 代表一国的进口, 且被作为中间品类生产投入进口至本国, 仅用于本国最终消费生产或再生产所需的中间品投入总量。

对上述各细分贸易进行核算时, 其数据主要来自于世界投入产出数据库 (WIOD) 的世界投入产出表, 核算方法主要基于 Hummels (2001) 的作法, 即采用一般性出口和用于本国国内销售的比例推算进口的中间品总量在这两类中的分配情况。这里对各细分贸易的核算方法进行简要介绍 (以某年中国为例, k 表示各最终品使用部门, i 和 j 表示除中国之外的其余所有国家, l 表示行业):

(1) E2C 贸易的核算方法。从 WIOD 中的数据库中可得由中国的行业 h 出口到任意国家 j , 且仅用于国家 j 部门 k 的最终消费量, 用 $TNC_{i=\text{中国}, h, j, k}$ 来表示, 进而可得由中国的行业 h 出口到任意国家 j , 且仅用于国家 j 最终品消费的总量为 $\sum_K TNC_{i=\text{中国}, h, j, k}$, 因而, 由中国任意 h 行业出口到外国, 并用于其最终消费使用的总量可表示为: $\sum_j \sum_k TNC_{i=\text{中国}, h, j, k}$ 。

(2) E2P 贸易的核算方法。从 WIOD 中的数据库中可得由中国的行业 h 出口到任意国家 j , 且仅用于国家 j 行业 l 再生产所需的中间品投入的使用量用 $IN_{i=\text{中国}, h, j, l}$ 来表示。由此可得: 由中国的行业 h 出口到任意国家 j , 且仅用于国家 j 再生产所需的中间品投入的使用总量为 $\sum_l IN_{i=\text{中国}, h, j, l}$, 因而, 由中国的行业 h 出口, 用于外国国内再生产所需的中间品投入的使用总量可表示为: $\sum_j \sum_l IN_{i=\text{中国}, h, j, l}$ 。

(3) I2C 贸易的核算方法。从 WIOD 中的数据库中可得进口自任意国家 i 的行业 h , 且仅用于中国部门 k 的最终消费使用量用 $TNC_{ih, j=\text{中国}, k}$ 来表示。由此可得: 进口自任意国家 i 的行业 h , 且仅用于中国国内最终消费的使用总量为 $\sum_k TNC_{ih, j=\text{中国}, k}$, 因而, 进口自外国行业 h , 且仅用于中国国内最终消费的使用总量可表示为: $\sum_i \sum_k TNC_{ih, j=\text{中国}, k}$ 。

(4) NI2E 贸易的核算方法。从 WIOD 中的数据库中可得中国行业 h 的国内总产值用 $GP_{i=\text{中国}, h}$ 来表示, 同时, 由中国行业 h 出口到任意国家 j 总量为两国间 E2C 和 E2P 贸易之和, 即 $\sum_k TNC_{i=\text{中国}, h, j, k} + \sum_l IN_{i=\text{中国}, h, j, l}$, 因此, 对于中国行业 h 的总产值来说, 用于总出口的比例可表示为: $(\sum_j \sum_k TNC_{i=\text{中国}, h, j, k} + \sum_j \sum_l IN_{i=\text{中国}, h, j, l}) / GP_{i=\text{中国}, h}$ 。另外, 从 WIOD 中的数据库可得来自外国行业 h 的进口, 且仅用于中国作为中间品投入的使用总量可表示为: $\sum_i \sum_l IN_{ih, j=\text{中国}, l}$ 。进

一步地,根据上文的核算原理可得,来自国外行业 h 的进口,且仅用于中国生产那些用于出口到外国而所需的中间品投入总量可表示为: $\sum_i \sum_l IN_{ih_j=中国, l} \times \frac{\sum_j \sum_k TNC_{i=中国, h_j, k} + \sum_j \sum_l IN_{i=中国, h_j, l}}{GP_{i=中国, h}}$ 。

(5) NI2P 贸易的核算方法。同上,来自国外行业 h 的进口,且仅用于中国生产那些国内最终消费或再生产所需的中间品投入总量可表示为: $\sum_i \sum_l IN_{ih_j=中国, l} \times \left[1 - \frac{\sum_j \sum_k TNC_{i=中国, h_j, k} + \sum_j \sum_l IN_{i=中国, h_j, l}}{GP_{i=中国, h}} \right]$ 。

由于上述细分贸易在内涵上存在差异,从而对中国技术进步也会存在不同的影响,在正负多重效应的共同作用下,究竟各细分贸易对中国技术进步的影响如何?这将是笔者实证研究的重点。

三、模型设定及相关变量说明

(一) 模型构建

学术界常把全要素生产率视为技术进步的近似衡量指标,笔者对研究中涉及的同期全行业全要素生产率变动指数及分解指数估算结果的分析也进一步表明,采用这一近似衡量指标的方法是可行的。因此,笔者沿用这一替代方式,从而实现进一步分析国际贸易对中国全行业技术进步的影响。

在模型的构建上,笔者采用常用的方法,即以超对数形式的生产函数为基础,并且在规模收益不变的假定下,根据全要素生产率 (Total Factor Productivity, TFP) 定义,推导出行业全要素生产率的变动。根据对现存国内外学者相关文献的分析可知,一国的贸易对其行业的生产率具有一定程度的影响。因此,可设定技术进步的替代变量全要素生产率变动与对外贸易变量之间存在如下函数关系: $RTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 IM_{it} + \sum_{j=2}^6 \beta_j X_{it} + \varepsilon_{it}$, 其中, $RTFP_{it}$ 代表行业 i 在 t 时期的全要素生产率变动, IM_{it} 代表行业 i 在 t 时期的对外贸易变量。同时,为了对国际贸易与中国全行业技术进步的关系有一个较为准确的考察,考虑行业之间差异性的存在,进一步在模型中纳入对行业差异性进行控制的变量 X_{it} , 这里主要涉及三类行业控制变量: (1) 考虑到市场竞争程度 (COM_{it}) 会影响行业技术溢出,故选取行业勒纳指数^①作为市场竞争程度的指标纳入到模型。(2) 考虑到行业人力资本存量对先进技术和知识在吸收能力上存在的差异,故选取高、中技术工人的工时比重 (HS_{it} 和 MS_{it}) 作为衡量行业技术吸收能力差异的重要指标。(3) 行业发展也会带来经验的积累,进而也会起到影响行业技术进步的作用。因此,选取行业 i 对总体经济的贡

^①具体解释,详见下文相关说明。

献比重 (RGDP_{it}) 用于控制行业的发展程度。

同时, 考虑到外贸对技术进步存在的滞后影响和技术进步具有的动态变化特征, 笔者对传统行业全要素生产率变动中纳入贸易和技术进步的滞后项, 使得模型更加贴近经济现实。这里对传统模型纳入对外贸易滞后期的这一修正, 不仅可以解决可能存在的对外贸易对技术进步的滞后效应, 同时, 对传统模型中可能存在的反向因果关系带来的内生性问题也能够得到较好的解决。最终, 构建模型如下:

$$RTFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 RTFP_{i,t-1} + \beta_2 IM_{i,t-1} + \sum_{j=3}^7 \beta_j X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(二) 变量及数据说明

(1) 被解释变量: 行业 TFP 的估算涉及到行业的总产出、资本投入和劳动投入, 其中行业的总产出以 1995 年为基期的行业总产出平减指数进行平减, 行业的资本投入选取以永续盘存法估算的固定资本形成总额, 并以 1995 年为基期的行业固定资产平减指数进行平减, 行业的劳动投入选取行业的劳动力工作时数进行估算。

(2) 解释变量: 各行业的贸易变量, 选取各行业中的各类贸易量与所在行业的总产值的比重表示。

(3) 控制变量: 市场竞争程度选取行业勒纳指数, 即 $COM = (VA - W) / F$, 其中, VA 代表行业增加值, W 代表行业的劳动力成本, 以工资总额表示, F 为行业总产值; 行业人力资本存量选取高、中技术工人的工时比重作为衡量指标, 采用高、中技术工人的工时在总工时中的比重表示; 行业的发展程度选取行业 i 对总体经济的贡献比重来衡量, 即用各行业在总 GDP 中所占比重表示。

本文涉及的数据均来自于 WIOD 数据库中的世界投入产出表和社会经济账户表, 由于存在年限间统计口径问题以及个别年限中数据不完全的问题, 为了保证数据的完备, 笔者最终选取数据较全的 1995 年至 2009 年作为研究时限。同时, 在行业的选取上, 剔除数据缺失严重的两类行业, 最终选取 33 个行业^①作为研究对象。

四、实证估计结果

在前文模型的基础上, 采用中国全行业的面板数据, 利用计量软件就国际贸易对中国技术进步的影响差异进行实证分析。

(一) 估计方法筛选

从上文对模型的推导可知, 技术进步这一因变量的滞后项作为解释变量出现在模型的右边, 这使得原有的静态面板模型转化成为动态面板模型, 这也将进一步带来解释变量与随机扰动项相关问题的出现, 如果继续采用传统的静态面板估计方法将会引起参数估计的非一致性和有偏性, 结论的准确性将无从保证。因而, 笔者采用广义矩估计法 (Generalized Method of Moments, GMM) 对模型进行估计。

^①剔除的两类行业为 C19 和 C35, 其余 33 类行业信息可通过 WIOD 数据库进行查阅。

(二) 模型合理性和结果有效性的判断

(1) 模型设计合理性的判断。首先,对模型中变量滞后阶数选取的合理性进行判断,以免发生由于滞后阶数选取不当造成对模型过度识别的问题。因此,采用 Sargan 检验对这一合理性进行判断,结合表 1~表 5 第可知,本文所涉及的模型在工具变量的选取上是合理的,不存在过度识别问题;其次,在模型设计的合理性上,结合表 1~表 5 可知,均通过序列相关性检验,模型设定是合理的。(2) 估计结果有效性的判断。结合表 1~表 5 可知,联合显著性的 Wald 检验均拒绝了解释变量系数全部无效的原假设,即模型参数的估计结果具有一定的有效性。因此,可对估计结果进行更为深入的探讨。

(三) 实证估计结果

表 1~表 5 分别报告了各细分贸易对中国全行业技术进步影响的差分 GMM 估计结果。

表 1 E2C 贸易与中国全行业技术进步变动关系的回归结果

变量	TFP							
	差分 GMM				系统 GMM			
L. RTFP	0.315*** (0.030)	0.796*** (0.123)	0.813*** (0.119)	0.661*** (0.129)	0.732*** (0.129)	0.603*** (0.126)	0.406*** (0.022)	0.364*** (0.021)
L. E2C	0.001*** (0.000)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.002** (0.001)	0.002** (0.001)	0.002*** (0.000)	0.002** (0.001)
COM		-0.096*** (0.028)	-0.090*** (0.026)	-0.153*** (0.019)	-0.301* (0.155)	-0.169*** (0.016)	-0.274** (0.132)	-0.252*** (0.093)
HS			-0.321** (0.140)	-0.716** (0.324)	-1.015** (0.425)	-0.157 (0.407)	-0.027 (0.104)	-0.301** (0.141)
MS				0.443** (0.174)	0.516*** (0.172)	0.483** (0.189)	0.173** (0.076)	0.222*** (0.082)
RGDP					-0.000*** (0.000)		-0.001** (0.000)	
RK						-0.001* (0.000)		-0.001*** (0.000)
cons	0.768*** (0.040)	0.619*** (0.033)	0.529*** (0.034)	0.592*** (0.052)	0.542*** (0.055)	0.674*** (0.062)	0.542*** (0.055)	0.524*** (0.062)
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.815	0.644	0.827	0.738	0.732	0.690	0.622	0.627
Sargan test	0.684	0.599	0.620	0.599	0.396	0.490	0.510	0.517
Wald	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本量	396	396	396	396	396	396	429	429

注:“*”“**”“***”分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著,括号中为标准差;AR(1)、AR(2)、Sargan test 和 Wald 给出的均是相应统计量对应的 p 值。

(1) 从各细分贸易对中国全行业技术进步影响基准模型中技术进步滞后项的

估计结果来看,各估计系数分别为0.315(见表1)、0.215(见表2)、0.765(见表3)、0.874(见表4)、0.787(见表5),且均通过了1%的显著性水平检验;同时,继续采用逐步引入控制变量的办法来消除对行业技术进步变动的影响。经研究发现:逐步引入三类控制变量后,被解释变量滞后项系数估计值并未受到大的影响,且在1%的统计显著性水平下均仍然显著;另外,控制变量引入前后,这一变量系数的大小均相对较大。因此,上述结论一方面说明上一期的技术进步水平对中国全行业当期技术进步水平的确具有一定程度上的促进效应,且促进效应明显,同时也说明对传统模型引入技术进步滞后效应的修正是合理的。

(2)从各细分贸易对中国全行业技术进步影响基准模型中核心解释变量的估计结果来看,E2C贸易、E2P贸易、I2C贸易、NI2E贸易和NI2P贸易估计系数分别为0.001(见表1)、-0.002(见表2)、0.001(见表3)、0.019(见表4)、-0.002(见表5),并均通过了1%的显著性水平检验。因此,可推断:(1)E2C、I2C和NI2E三类贸易对中国全行业TFP变动存在一定程度上的促进效应;(2)E2P贸易和NI2P贸易对中国全行业TFP变动具有一定的阻碍效应;(3)各类贸易的影响存在一定的差异,其中NI2E贸易的正向促进效应最高。

表2 E2P贸易与中国全行业技术进步变动关系的回归结果

变量	TFP							
	差分 GMM				系统 GMM			
L. RTFP	0.215*** (0.018)	0.399*** (0.020)	0.394*** (0.020)	0.384*** (0.021)	0.364*** (0.022)	0.388*** (0.021)	0.306*** (0.020)	0.506*** (0.126)
L. E2P	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
COM		-0.255*** (0.091)	-0.252*** (0.088)	-0.253** (0.102)	-0.274** (0.132)	-0.268** (0.130)	-0.252*** (0.093)	-0.125* (0.069)
HS			-0.716** (0.324)	-0.121 (0.140)	-1.100** (0.429)	-0.157 (0.407)	-0.301 (0.200)	-0.304** (0.139)
MS				0.442*** (0.070)	0.516*** (0.172)	0.483*** (0.173)	0.222*** (0.082)	0.173** (0.070)
RGDP					-0.007** (0.003)		-0.004 (0.003)	
RK						-0.000*** (0.000)		-0.000*** (0.000)
cons	0.905*** (0.039)	0.186*** (0.031)	0.184*** (0.031)	0.583*** (0.035)	0.348*** (0.033)	0.364*** (0.038)	0.718*** (0.050)	0.709*** (0.059)
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.300	0.644	0.628	0.602	0.544	0.604	0.622	0.690
Sargan test	0.419	0.499	0.400	0.469	0.433	0.410	0.396	0.290
Wald	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本量	396	396	396	396	396	396	429	429

注:“*”“**”“***”分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号中为标准差;AR(1)、AR(2)、Sargan test 和 Wald 给出的均是相应统计量对应的 p 值。

同时,采用逐步引入控制变量的办法来消除这些因素对行业技术进步变动的影响,上述结论仍然成立。

(3) 引入控制变量的估计结果同样值得关注。其中,行业内市场竞争程度对中国全行业 TFP 变动具有一定的抑制作用(见表1~表5),中等技术工人的工时比重对中国全行业技术进步变动呈正向促进效应(见表1~表5),高技术工人的工时比重对中国全行业技术进步变动的的作用不明显,甚至起到阻碍作用(见表1~表5),行业对总体经济的贡献比重对中国全行业技术进步的推动作用不显著,甚至起到阻碍作用(见表1~表5)。

(四) 稳健性检验

(1) 选取行业资本投入密度(RK)替代行业对总体经济的贡献比重。之所以在之前对模型估计时未采用这个指标,是由于相对而言行业对总体经济的贡献比重更能体现行业的发展程度。结合结果可知:替换这一控制变量后,各细分贸易估计值的符号、大小和显著性基本保持一致(见表1~表5),且其余各控制变量也均未发生大的变化。

表3 I2C 贸易与中国全行业技术进步变动关系的回归结果

变量	TFP							
	差分 GMM				系统 GMM			
L. RTFP	0.765*** (0.092)	0.750*** (0.118)	0.797*** (0.123)	0.650*** (0.0129)	0.724*** (0.128)	0.599*** (0.126)	0.384*** (0.024)	0.361*** (0.017)
L. I2C	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.002*** (0.000)
COM		-0.110* (0.060)	-0.078* (0.046)	-0.153** (0.077)	-0.291 (0.183)	-0.252** (0.112)	-0.314*** (0.100)	-0.251*** (0.079)
HS			-0.288* (0.157)	-0.651** (0.265)	-0.978** (0.397)	-0.109 (0.353)	-0.314*** (0.106)	-0.237* (0.124)
MS				0.437*** (0.165)	0.518*** (0.163)	0.473*** (0.164)	0.093* (0.049)	0.069*** (0.018)
RGDP						-0.067*** (0.018)	-0.013*** (0.004)	
RK						-0.000 (0.000)		-0.000*** (0.000)
cons	0.246** (0.098)	0.677*** (0.026)	0.713*** (0.038)	0.586** (0.228)	0.687*** (0.048)	0.656*** (0.218)	0.770*** (0.067)	0.687*** (0.048)
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.745	0.751	0.743	0.904	0.921	0.829	0.513	0.552
Sargan test	0.390	0.394	0.392	0.295	0.290	0.284	0.195	0.194
Wald	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本量	396	396	396	396	396	396	429	429

注:“*”“**”“***”分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号中为标准差;AR(1)、AR(2)、Sargan test 和 Wald 给出的均是相应统计量对应的 p 值。

(2) 选取系统 GMM 方法对模型进行重新估计。由估计结果可知:替换估计方法后,各细分贸易的估计结果也基本保持一致(见表1~表5),且其余各控制变量也未发生大的变化。

表4 NI2E 贸易与中国全行业技术进步变动关系的回归结果

变量	TFP							
	差分 GMM				系统 GMM			
L. RTFP	0.874*** (0.101)	0.881*** (0.110)	0.749*** (0.097)	0.752*** (0.120)	0.832*** (0.125)	0.703*** (0.123)	0.402*** (0.023)	0.352*** (0.024)
L. NI2E	0.019*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.024*** (0.004)	0.024*** (0.004)	0.023*** (0.005)	0.023*** (0.004)	0.011*** (0.002)	0.010*** (0.002)
COM		-0.252*** (0.088)	-0.144* (0.084)	-0.189* (0.113)	-0.315*** (0.111)	-0.178 (0.164)	-0.494*** (0.119)	-0.438*** (0.126)
HS			-1.317*** (0.401)	-1.367*** (0.413)	-1.545*** (0.472)	-0.900* (0.512)	-0.279*** (0.092)	-0.116 (0.107)
MS				0.016* (0.009)	0.015* (0.009)	0.021** (0.010)	0.353** (0.176)	0.214** (0.108)
RGDP					-0.062*** (0.015)		-0.003 (0.005)	
RK						-0.002** (0.000)		-0.000*** (0.000)
cons	0.585*** (0.023)	0.701*** (0.042)	0.729*** (0.046)	0.451*** (0.055)	0.478*** (0.047)	0.452*** (0.058)	0.674*** (0.024)	0.609*** (0.033)
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.729	0.727	0.849	0.855	0.859	0.863	0.593	0.655
Sargan test	0.192	0.180	0.198	0.103	0.197	0.193	0.187	0.132
Wald	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本量	396	396	396	396	396	396	429	429

注：“*”“**”“***”分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著，括号中为标准差；AR(1)、AR(2)、Sargan test 和 Wald 给出的均是相应统计量对应的 p 值。

表5 NI2P 贸易与中国全行业技术进步变动关系的回归结果

变量	TFP							
	差分 GMM				系统 GMM			
L. RTFP	0.787*** (0.096)	0.790*** (0.124)	0.811*** (0.126)	0.675*** (0.135)	0.742*** (0.134)	0.611*** (0.134)	0.389*** (0.025)	0.337*** (0.021)
L. NI2P	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000 (0.002)	-0.001* (0.000)	-0.001* (0.000)
COM		-0.169** (0.074)	-0.101* (0.060)	-0.172** (0.076)	-0.308*** (0.068)	-0.180** (0.081)	-0.349*** (0.098)	-0.261*** (0.068)
HS			-0.149* (0.083)	-0.688** (0.312)	-1.031** (0.433)	-0.181 (0.353)	-0.366*** (0.095)	0.255** (0.111)
MS				0.459*** (0.167)	0.531*** (0.166)	0.506*** (0.167)	0.101* (0.058)	0.115** (0.055)
RGDP					-0.000*** (0.000)		-0.002** (0.001)	
RK						-0.001 (0.001)		-0.000*** (0.000)
cons	0.807*** (0.034)	0.818*** (0.032)	0.804*** (0.027)	0.630*** (0.030)	0.359*** (0.047)	0.705*** (0.058)	0.835*** (0.047)	0.751*** (0.050)
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.623	0.638	0.563	0.560	0.587	0.599	0.487	0.495
Sargan test	0.290	0.290	0.295	0.294	0.190	0.186	0.181	0.291
Wald	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本量	396	396	396	396	396	396	429	429

注：“*”“**”“***”分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著，括号中为标准差；AR(1)、AR(2)、Sargan test 和 Wald 给出的均是相应统计量对应的 p 值。

五、实证结果分析

结合上述实证结果及中国经济现实,对各细分贸易与中国全行业技术进步的关系进行更为深入的分析。

(1) 并非所有细分贸易在量上的增长都能起到促进中国全行业技术进步的作用。其中,E2P贸易(见表2)和NI2P贸易(见表5)量上的增长对中国全行业技术进步变动的的影响均显著为负。原因可能与这一时期中国粗放式的外贸发展方式和经济增长方式有一定的关系。实质上,由于在这一时期片面追求经济上的发展规模与增长速度,在外贸领域也逐步形成了“重数量、轻质量”“重增长、轻发展”的外贸价值观。鉴于此,中国应着力实现经济发展方式的根本性转变,由此中国外贸发展方式才能真正得以转变,对外贸易的质量和效益也才能真正得以提升。同时,全球生产网络的不断深化和生产分散化的不断增强,使得在这一分工格局下,中国难以从E2P贸易中获得有效的技术溢出,特别是在传统贸易发展模式的影响下,E2P贸易在中国处于迅猛扩张的态势,尤其是对E2P贸易数量上的关注高于对其质量上的关注,这一不良的贸易发展模式使得E2P贸易对中国在技术提升上存在较大的局限性。另外,NI2P贸易也会使进口国在某些中间品关键技术的领域过分依赖国外进口,从而使其国内企业惰于创新活动。特别是对技术和资本密集型中间品的过分依赖,NI2P贸易会导致中国出现“空心化”的生产模式,这种局面的持续不利于技术的长远和健康发展。

(2) 对中国全行业技术水平的贡献程度上,各细分贸易之间存在差异。其中,E2C贸易(见表1)、I2C贸易(见表3)和NI2E贸易(见表4)存在显著的促进作用,E2P贸易(见表2)和NI2P贸易(见表5)存在显著的阻碍作用,且从影响程度的大小上看,NI2E贸易的正向促进作用最高。笔者认为:首先,这一结论说明中国对贸易结构调整的正向溢出效应正逐步显现出来;其次,NI2E、NI2P和E2P三类贸易的结果不仅表明积极参与全球化生产会对中国全行业的技术进步具有一定程度上的正向作用,同时,也会带来一定程度上的不良影响,其存在的差异性亟需引起有关部门的高度关注,特别要关注由这几类贸易所带来的负向劳动要素配置效应、空心化效应和贸易分工低端锁定效应对中国技术进步存在的不良抑制作用;最后,结合对核算数据的分析可知,E2C和I2C两类贸易的实证结论也再次印证知识密集型消费品的进口贸易和出口贸易能够对中国全行业的技术进步起到一定程度上的促进作用。

(3) 就各类控制变量而言:首先,行业竞争程度的实证结果表明,行业内市场的高度竞争能导致中国全行业技术进步的低增长,使中国行业出现低竞争、高垄断的局面(王林辉和董直庆,2012),换言之,对中国的技术创新来说,高垄断也能起到推动技术进步的作用。同时,对于低利润率的行业而言,由于面临高度竞争的压力,企业在发展过程中自我创新动机不足,更愿意选择搭便车的模式(王林辉和董直庆,2012);其次,中国全行业在人力资本存量上的薄弱,特别是关于高技术工人的相关结论也再次给中国人力资本结构的适宜性提出警醒;最后,关于行

业对总体经济的贡献比重和行业资本投入密集度的结果,不仅对规模与技术创新之间并不一定存在绝对的正向促进关系进行验证(高良谋和李宇,2009),同时也对资本深化存在降低技术进步的可能性(张军,2002)这一结论提出警醒,虽然估计系数值不高,但这一结果提醒我们需要关注对中国行业资本的有效投入。

六、政策建议

结合上述分析,为了最大化的获取国际贸易带来的技术溢出效应,笔者提出以下政策建议:

(1) 以转变贸易的发展方式为宗旨,加快中国贸易结构的有效升级。依本文研究可知贸易增长并未完全起到促进中国全行业技术进步的作用。因此,为了确保中国经济和外贸的可持续发展,中国外贸发展方式必须向质量、效益、环保和速度并重的集约型发展方式转变。

(2) 需对参与全球化生产给中国带来的技术影响给予必要关注,特别要关注须由此类贸易带来的负向劳动要素配置效应、空心化效应和贸易分工低端锁定效应对中国技术进步的不良影响,并尽可能提高参与全球化生产所带来的技术溢出的吸收作用。如果不注重参与全球化生产所带来的贸易的技术溢出效应问题,那么,会使得中国始终被锁定在全球生产网络的低端加工环节,这将不利于中国产业经济的健康发展。

(3) 关注中间品类进口贸易技术含量的消化与吸收,特别是 NI2P 贸易的影响。这一类型的贸易中常以中国当前难以生产的技术性产品为主,因而,若不注重这一类型贸易所带来的高技术的消化与吸收,中国对知识密集型中间产品的需求将很难摆脱对国外进口的依赖。

(4) 需通过构建良好的市场竞争秩序、重视国内创新型人才的培养及有效合理的分配行业资源等途径,通过多重手段的协同效应,才能最终实现中国技术的迅速进步。

[参考文献]

- [1] 陈爱贞,刘志彪. 进口促进战略有助于我国产业技术进步吗? [J]. 经济学动态, 2015(9): 70-80.
- [2] 楚明钦,陈启斐. 中间品进口、技术进步与出口升级[J]. 国际贸易问题, 2013(6): 27-34.
- [3] 黄凌云, 范艳霞, 刘夏明. 基于东道国吸收能力的 FDI 技术溢出效应[J]. 中国软科学, 2007(3): 30-34.
- [4] 李成友, 李锐, 赵阳. 国际贸易、外商直接投资与技术效率变迁——基于 1987~2012 年全国 29 个省级面板数据的分析[J]. 山西财经大学学报, 2014, 36(9): 14-22.
- [5] 李平, 郭娟娟. 全球价值链背景下中间品进口对企业全要素生产率的影响[J]. 上海财经大学学报(哲学社会科学版), 2017(3): 31-42.
- [6] 李淑云, 慕绣如. 中间品进口与企业生产率——基于进口产品异质性的新检验[J]. 国际经贸探索, 2017(11): 78-93.
- [7] 李杏. 外商直接投资技术外溢吸收能力影响因素研究——基于中国 29 个地区面板数据分析[J]. 国际贸易问题, 2007, 29(12): 79-86.
- [8] 刘志恒, 王林辉. 中间品进口贸易结构影响技术进步偏向性跨国传递吗[J]. 贵州财经大学学报, 2016(3):

- 1-9.
- [9] 罗勇,曾涛. 我国中间品进口商品结构对技术创新的影响[J]. 国际贸易问题,2017(9):37-47.
- [10] 罗知,宣琳露,李浩然. 国际贸易与中国技术进步方向——基于要素价格扭曲的中介效应分析[J]. 经济评论,2018(3):74-89.
- [11] 吕大国,耿强. 出口贸易与中国全要素生产率增长——基于二元外贸结构的视角[J]. 世界经济研究,2015(4):72-79.
- [12] 齐绍洲,徐佳. 贸易开放对“一带一路”沿线国家绿色全要素生产率的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2018(4):137-147.
- [13] 孙晓华,王昀. 研发、出口与全要素生产率:基于联立方程模型的实证检验[J]. 管理工程学报,2015(4):1-8.
- [14] 王保乾,陈浩天. 基于吸收能力的我国进口贸易技术溢出效应实证研究[J]. 现代经济探讨,2018(7):70-77.
- [15] 王建秀,韩璐,徐燕,等. 出口对中国全要素生产率的门槛效应研究[J]. 云南财经大学学报,2018,34(1):47-58.
- [16] 王有鑫,赵雅婧. 加工贸易进口、前向链接与工业行业生产率[J]. 世界经济研究,2013(1):41-46.
- [17] 吴建军,仇怡. 我国R&D存量对国际贸易技术扩散效应的影响研究[J]. 科学管理研究,2007,25(5):99-101.
- [18] 谢众. 国际贸易的技术溢出效应及其对我国TFP的影响[J]. 华东经济管理,2009,23(12):81-83.
- [19] 薛婧,张梅青. 多渠道国际技术溢出对区域创新能力的空间效应研究[J]. 经济经纬,2019,36(2):17-24.
- [20] 张化尧. 基于多种外溢机制的国际贸易与我国技术进步关系分析[J]. 国际贸易问题,2012(5):16-24.
- [21] 张莉,李捷瑜,徐观祥. 国际贸易、偏向型技术进步与要素收入分配[J]. 经济学(季刊),2012,11(2):409-428.
- [22] BALDWIN R, LOPEZ-GONZALEZ J. SUPPLY-CHAIN TRADE: a portrait of global patterns and several testable hypotheses[J]. The World Economy. 2015, 38(11):1682-1721.
- [23] BRATTI M, FELICE G. Are exporters more likely to introduce product innovations? [J]. Development Working Papers, 2011, 35(11):1559-1598.
- [24] DAMIJAN J P, KOSTEVČIĆ, POLANEC S. From innovation to exporting or vice versa? [J]. World Economy, 2010, 33(3):374-398.
- [25] FRACASSO A, VITTUCCI MARZETTI G. International trade and R&D spillovers[J]. Journal of International Economics, 2015, 96(1):138-149.
- [26] HENRY M, KNELLER R, MILNER C. Trade, technology transfer and national efficiency in developing countries [J]. European Economic Review, 2009, 53(2):237-254.
- [27] HUMMELS D, ISHII J, YI K M. The nature and growth of vertical specialization in world trade[J]. Journal of International Economics. 2001, 54(1):75-96.
- [28] KIM, BAWOO. What has China learned from processing trade? [J]. Journal of Economic Structures, 2017, 6(1):32-46.
- [29] MASTROMARCO C, GHOSH S. Foreign capital, human capital, and efficiency: a stochastic frontier analysis for developing Countries[J]. World Development, 2009, 37(2):489-502.

(责任编辑 范红波)

International Trade and China's Technological Progress —Based on Decomposed Trade Data

YANG Junling

(School of Economics and Management, Guizhou Normal University,
Guiyang Guizhou 550025)

Abstract: Based on the improved Richard Baldwin's trade division (2015), this paper constructs a whole trade decomposition method suitable for the research needs, and analyzes the influence of international trade on China's technological progress with dynamic panel model in further. The results show that: import of final consumer goods, export trade of final consumer goods, and import trade of agent processing intermediate have a significantly positive effect on the technological progress in China, meanwhile, export trade of intermediate and import trade of processing intermediate goods have some negative effect. This conclusion indicates that the positive spillover effect of China's trade structure adjustment is gradually emerging, and participating in global production activities can promote China's technological progress to a certain extent. We need pay attention to the differences among different types of trade.

Keywords: Intermediate; Final Consumer Goods; Decomposed Trade Data; Technological Progress