内部动力与后发国分工地位升级*

----来自中国高技术产业的证据

杨高举 黄先海

摘 要:将增加值率和生产率作为跨国可比的国际分工地位度量指标,引入产品内分工分析框架中,刻画发展中国家产业的国际分工地位受国内技术创新、劳动力投入、资本投入,以及 FDI 溢出效应等因素的影响机理,并以中国高技术产业和企业的数据进行实证检验,结果表明:国内的技术创新以及物质资本和人力资本等要素的协同性提升,是提高中国高技术产业国际分工地位的关键性内部动力,而FDI 溢出效应的作用相对有限。因而中国产业升级的关键,是要挖掘和培育内部动力,而非依赖于 FDI 的溢出效应。

关键词: 内部动力 产品内分工 国际分工地位 高技术产业

作者杨高举,浙江大学经济学院博士后(杭州 310027); 黄先海,浙江大学经济学院教授(杭州 310027)。

一、引 言

20 世纪 70 年代以来,越来越多的产品生产过程的不同工序或区段,通过空间分散化,展开成跨区域或跨国性的生产链条或体系,不同的国家参与特定产品生产过程的不同环节或区段的生产或供应活动,形成了所谓的 "产品内分工"(Intra-Product Specialization)。① 这种分工模式使得广大发展中国家能以低廉而丰富的劳动力等要素参与其中,快速提高其产品生产和出口能力,最典型的是中国以 "出口导向"的 "加工贸易"模式奠定了 "世界工厂"的地位。② 然而,由于主要以低成本劳动力等低端要素参与国际分工,使得发展中国家所能获

^{*} 本文得到国家社科基金重点项目(11AZD009)、教育部重点研究基地重大项目(2009JJD790044)、中国博士后科学基金面上项目(2011M500979)及第五批特别资助项目(2012T50533)的资助。感谢匿名评审专家的建议。文责自负。

① 卢锋 《产品内分工》,《经济学(季刊)》第4卷第1期,2004年。

② 黄先海、杨高举 《高技术产业的国际分工地位:文献述评与新的分析框架》,《浙江大学学报》2009 年第 6 期。

得的收益非常有限。以产品内分工发展最为快速的电子产品为例,2005年美国苹果 公司的 30GB 第 5 代 iPod 零售价是 299 美元,其中仅有 3.86 美元由组装测试厂商获 得,仅占其制造成本的2.7%。类似地,售价1479美元和1399美元的联想ThinkPad T43 和惠普 nc6230 两种笔记本电脑,组装厂商所能获得的价值仅为 21.86 美元和 23.76 美元,分别为制造成本的2.5% 和2.8%。①

中国经过 30 年的改革开放,无论是纵向还是横向比较,经济领域的表现令人瞩 目。得益于全球产品内分工的发展,中国制造业得以从最初级的组装加工起步,以 "出口导向"的发展战略逐步"嵌入"到全球产业链体系中,并逐渐向产业链和价 值链的高端渗透。正如日本与亚洲四小龙等经济体所曾经历的,中国正徘徊在产业 亟待转型升级的大门口。如何向全球价值链的更高层级攀升,成为中国以及其他发 展中国家面临的共同难题。

实现分工地位提升,首要的问题是要对国际分工地位及其发展趋势和影响 因素有较为准确的认识和判断。在一国广泛参与全球产品内分工的条件下,对 其国际分工地位的判定并不像在传统分工模式下那样简单明了。早期发展出的 判断一国竞争力和分工地位的方法,如净贸易指数、被广泛运用的"显示性比 较优势"(RCA) 指数等。② 都会因为对出口中包含的进口中间品的重复计算而 导致一国贸易额的虚高,即 "统计假象" (Statistical Illusion) 问题。③ 学者们 提出了不同的方法来解决此问题,如 Hummels 等提出的垂直专业化(VS)指 数 ④ 通过剔除一国出口产品中包含的进口中间投入来衡量一国参与产品内分 工的程度; Koopman 等运用非竞争型投入产出模型,估算中国出口品中包含的 国内增加值和国外增加值; ⑤ 黄先海、杨高举认为,一国出口部门的生产效率 和对外贸易的获利能力是其"国际分工地位" (International Specialization Status, ISS) 的集中体现。他们基于非竞争型投入产出表,计算出口品的国内完

20 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net • 26 •

① J. Dedrick, K. L. Kraemer and G. Linden, "Who Profits from Innovation in Global Value Chains? A Study of the iPod and Notebook PCs," U. S. -China Hi-Tech Trade Conference Paper, School of Public Policy and Management, Tsinghua University, Beijing, October 23-24, 2009.

② B. Balassa, "Trade Liberalisation and 'Revealed' Comparative Advantage," The Manchester School of Economic and Social Studies, vol. 33, no. 2, 1965, pp. 99-123.

③ 黄先海、杨高举 《中国高技术产业的国际分工地位研究——基于非竞争型投入占用产 出模型的跨国分析》,《世界经济》2010年第5期。

④ D. Hummels, J. Ishii and Kei-Mu Yi, "The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade," Journal of International Economics, vol. 54, no. 1, 2001, pp. 75-96.

⑤ R. Koopman, Z. Wang and S. Wei, "How Much of Chinese Exports Is Really Made in China? Assessing Foreign and Domestic Value-Added in Gross Exports," USITC Working Paper, no. 2008-03-B, 2008.

全增加值率和劳动生产率,通过跨国比较发现,中国的高技术产业国际分工地位在 25 个样本国家和地区中的排名,由 1995 年的第 16 位上升到 2005 年的第 10 位。①

寻求升级的途径是准确判定一国国际分工地位之后的必然选择。已有研究主要从两个方向展开,一是从全球价值链治理的角度,实证分析发展中国家在全球价值链中升级的可行途径,如 Thomsen 以及 Garcia 和 Scur 对巴西、越南具体产业全球价值链治理的讨论;② 二是从 FDI 技术溢出和产业转移等角度进行分析。关于 FDI 溢出效应及其对产业升级的作用,学者们的看法不尽一致。Blomström和 Persson 以及 Kokko 对墨西哥的研究表明,制造业存在 FDI 的行业内溢出效应。③但 Haddad 和 Harrison 对摩洛哥、Kokko 等对乌拉圭的研究却得出了相反的结论。④对 FDI 在中国的溢出效应研究也是一个热点论题 ⑤ 学者们对 FDI 投资的区域间溢

《外商直接投资与技术外溢:基于吸收能力的研究》,《经济研究》2005 年第 8 期。 (C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

① 黄先海、杨高举 《中国高技术产业的国际分工地位研究——基于非竞争型投入占用产出模型的跨国分析》,《世界经济》2010 年第 5 期。

² L. Thomsen, "Accessing Global Value Chains? The Role of Business-State Relations in the Private Clothing Industry in Vietnam," *Journal of Economic Geography*, vol. 7, no. 6, 2007, pp. 753-776; R. Garcia and G. Scur, "Knowledge Management in the Brazilian Ceramic Tile Industry and New Challenges of Competition in the Global Value Chain," *Journal of Knowledge Management Practice*, vol. 11, no. 1, 2010, pp. 57-78.

M. Blomström and H. Persson, "Foreign Investment and Spillovers Efficiency in an Underdeveloped Economy: Evidence from the Mexican Manufacturing Industry," World Development, vol. 11, no. 6, 1983, pp. 493-501; A. Kokko, "Technology, Market Characteristics, and Spillovers," Journal of Development Economics, vol. 43, no. 2, 1994, pp. 279-293.

M. Haddad and A. Harrison, "Are There Positive Spillovers from Direct Foreign Investment? Evidence from Panel Data for Morocco," Journal of Development Economics, vol. 42, no. 1, 1993, pp. 51-74; A. Kokko, R. Tansini and M. C. Zejan, "Local Technological Capability and Productivity Spillovers from FDI in the Uruguayan Manufacturing Sector," The Journal of Development Studies, vol. 32, no. 4, 1996, pp. 602-611.

⑤ 较早期部分代表性的研究如沈坤荣、耿强 《外国直接投资、技术外溢与内生经济增长——中国数据的计量检验与实证分析》,《中国社会科学》 2001 年第 5 期;赖明勇等:

出效应、① 行业层面的溢出效应与企业层面的溢出效应进行了多方面的探讨 ② 这些研究发现 FDI 在中国具有明显的溢出效应。也有一些研究者发现,FDI 溢出效应和技术引进的效果并不尽如人意。如平新乔的研究表明,FDI 的技术溢出效应并不像人们预期的那样显著,甚至 FDI 的流入在一定程度上阻碍了内资企业技术创新的努力。③ Hale 和 Long 的研究表明,外资的进入会诱使更多的民营企业为其提供中间产品,并因此而显著地降低创新投入。④ Fan 和 Hu 以及 Hu 和 Jefferson 同样发现,FDI 对中国企业的研发努力的净作用显著为负。⑤ 也有研究显示,外商直接投资对内资企业生产效率的影响并不显著,甚至显著为负。⑥

以上研究对发展中国家提升国际分工地位具有借鉴意义,但多数研究关注的重点仍然是"外部"性的因素,即从发展中国家之外寻求能帮助其实现升级的途径,试图借助分工合作的知识溢出来提高技术水平、改善分工地位,实现价值链由低端向高端跨越,而忽略了对"内部力量"的分析,如国内物质资本和人力资本的积累、技术研发与创新等因素的作用。实际上这些才是一国赖以实现产业升级的基础和根本,依靠外资及其溢出效应永远只能做被动的"跟随者"。因此,对于像中国那样已然嵌入到全球生产网络体系中的广大发展中国家而言,问题的关键是如何通过各种努力,实现国内产业技术水平和国际分工地位的提升。

因此,本文尝试在两国产品内分工的框架下,构建发展中国家国际分工地位升

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

① 钟昌标 《外商直接投资地区间溢出效应研究》,《经济研究》2010年第1期;罗雨泽等 《外商直接投资的空间外溢效应:对中国区域企业生产率影响的经验检验》,《经济学(季刊)》第7卷第2期,2008年。

② 何洁 《外商直接投资对中国工业部门外溢效应的进一步精确量化》,《世界经济》2000年第12期; 刘巳洋、路江涌、陶志刚 《外商直接投资对内资制造业企业的溢出效应:基于地理距离的研究》,《经济学(季刊)》第8卷第1期,2008年; X. Xu and Y. Sheng, "Productivity Spillovers from Foreign Direct Investment: Firm-Level Evidence from China," World Development, vol. 40, no. 1, 2012, pp. 62-74.

③ 平新乔 《市场换来了技术吗》,《国际经济评论》2007年第5期。

④ G. Hale and C. Long, "FDI Spillovers and Firm Ownership in China: Labor Markets and Backward Linkages," Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series, no. 2006–25.

⁽⁵⁾ C. S. Fan and Y. Hu, "Foreign Direct Investment and Indigenous Technological Efforts: Evidence from China," *Economics Letters*, vol. 96, no. 2, 2007, pp. 253-258; A. G. Z. Hu and G. H. Jefferson, "FDI Impact and Spillover: Evidence from China's Electronic and Textile Industries," *The World Economy*, vol. 25, no. 8, 2002, pp. 1063-1076.

⑥ 蒋殿春、张宇 《经济转型与外商直接投资技术溢出效应》,《经济研究》2008年第7期;蒋仁爱、冯根福 《贸易、FDI、无形技术外溢与中国技术进步》,《管理世界》 2012年第9期。

级受其国内资本积累、人力资本提升以及技术进步等内部因素影响的模型,并进行实证检验,从而探索发展中国家通过自身的努力,实现国际分工地位提升的可行途径。后文基本安排如下:第二部分构建理论模型,并提出理论命题;第三部分就理论命题进行实证检验;最后作总结性评论。

二、理论模型

基于 Long、Riezman 和 Soubeyran 对产品内分工的研究(以下简称 LRS 模型)① 假设一国生产两种最终产品: 农产品 A 和工业品 I,以及用于 I 生产的总技术服务 S。与 LRS 模型不同的是,本文假定该国劳动力禀赋为 $L=L_s+L_u$, L_s 为技术劳动力, L_u 表示非技术劳动力,两种劳动力的工资为 w_s 和 w_u ,且有 $w_s=w_u+t$ 。设 A 和 I 生产所需的非技术劳动力分别为 L_{Au} 和 L_{Lu} ,则 $L_{Au}+L_{Lu}=L_{u}$ 。

A 的生产只使用非技术劳动力,其产出取决于生产技术水平, $A=\frac{L_{Au}}{T_A}$,其中 L_{Au} 是 A 生产所使用的非技术劳动力的数量, T_A 表示单位 A 产品生产所需的劳动力,将 A 作为计价产品,即将其价格标准化 $P_A=1$,则非技术劳动力的工资为 $w_u=\frac{1}{T_-}$ 。

总技术服务 S 是最终产品 I 生产所需的中间技术投入,其生产由 n 个不同的专业化技术服务企业各提供 s_i ($i \in [0, n]$) 单位的专业化技术服务组合而成,S 的生产函数为 CES 形式 $S = [\sum_i^n s_i^{\lambda}]^{\frac{1}{\lambda}}$,其中 $0 < \lambda < 1$ 。令 P_i 为专业化技术服务 i 的价格,则总技术服务的价格为:

$$P_{s} = \left[\sum_{i=1}^{n} P_{i}^{\frac{\lambda}{(\lambda-1)}}\right]^{\frac{(\lambda-1)}{\lambda}} \tag{1}$$

每个专业化技术服务企业只专门生产一种技术服务,其生产只需要技术劳动的投入,企业 i 生产 s_i 单位的专业化技术服务须使用 cs_i + f 单位的技术劳动力,即专业技术服务的生产需要固定成本 fw_s 和可变成本 cs_iw_s 。

工业品 I 的生产流程可划分为 $[0\,,1\,]$ 的连续环节,每一个环节都对应一种零部件 τ ($\tau\in[0\,,1\,]$)。设工业品 I 和零部件 τ 的生产厂商都是完全竞争的,即价格等于成本,且零部件厂商是总技术服务价格的接受者。I 的生产无需劳动力与技术服务的直接投入。令 p (τ) 为部件 τ 的价格,则 I 的价格为 $P_I=\int_0^I p$ (τ) d τ 。零部件 τ 的生产需要一单位的非技术劳动力 $L_u \setminus e$ (τ) 单位的总技术服务 S 和 τ 单位的资本 K,且资本品的价格为 r (这与 LRS 模型中零部件生产不需要资本的假定不

同),则τ的价格等于成本 $p(\tau) = w_u + r\tau + e(\tau) P_s$ 。不失一般性,设 $e(\tau) = w_u + r\tau + e(\tau) P_s$ ωτ (ω>0) , 则有: $p(τ) = w_u + rτ + ωP_sτ$ 。从而 I 的价格为:

$$P_{I} = \int_{0}^{1} p(\tau) d\tau = w_{u} + \frac{r + \omega P_{s}}{2}$$
 (2)

生产S单位的总技术服务,对企业i的专业化技术服务的条件需求函数可根据 谢菲尔德引理 (Shephard's Lemma) 由 (1) 式得到: $s_i^d = S \frac{\partial P_s}{\partial p_i} = \Delta S p_i^{\frac{1}{(\lambda-1)}}$, 其中 Δ $\mathbf{x} = [\sum_{i=1}^{n} P_{i,\lambda-1}^{\frac{\lambda}{(\lambda-1)}}]^{\frac{-1}{\lambda}}$ 。在对称性假设条件下,即所有的专业化技术服务企业使用相同的生 产技术, P_i = P,则 P_s = $Pn^{\frac{(\lambda-1)}{\lambda}}$ 。对于任意技术服务企业 i 而言,S 和 Δ 可视为给定 值,其需求弹性为 $\varepsilon = \frac{1}{(1-\lambda)} > 1$ 。从而零部件 τ 的成本为 $p(\tau) = w_u + \tau (r + \tau)$ ωPn $\frac{(\lambda-1)}{\lambda}$),此时 p (τ) 是一条截距为 w_u 、斜率为 r + ωPn $\frac{(\lambda-1)}{\lambda}$ 的直线。技术服务企业 的边际收益等于边际成本 $MR = P \left(1 - \frac{1}{c}\right) = MC = cw_s$, 所以有 $P = \frac{cw_s}{\lambda}$ 。在对称性 假设条件下, S单位的总技术服务需要每个技术服务企业提供 s单位的专业技术服 务,并有 $S=[ns^\lambda]^{\frac{1}{\lambda}}=n^{\frac{1}{\lambda}}s$ 。因每个技术服务企业对技术劳动力的需求量为 $cSn^{\frac{-1}{\lambda}}+f$, 所以 I 单位的最终产品生产因零部件投入而对总技术服务 S 的间接需求为 S^d = If_n^1e (τ) $d\tau = \frac{I\omega}{2}$, 从而对技术劳动力的需求为 $L_s^d = nf + \frac{c\omega I}{2n^{\frac{(1-\lambda)}{\lambda}}}$, 对非技术劳动力的间接

需求量为 $L_{lu}^d = I \int_0^r d\tau = I$, 对资本的间接需求量为 $K^d = I \int_0^1 \tau d\tau = \frac{I}{2}$ 。

根据李嘉图模型 (Ricardian-type Model),均衡价格(以A计价)独立于需求:

$$P_{s} = \frac{c \left(1 + tT_{A}\right)}{\lambda T_{s} n^{\frac{(1-\lambda)}{\lambda}}} \tag{3}$$

$$p(\tau) = \frac{1}{T_A} + r\tau + \frac{c\omega(1 + tT_A)}{\lambda T_A n^{\frac{(1-\lambda)}{\lambda}}} \tau$$
(4)

从而单个技术服务企业的利润为:

$$\pi_{i} = (P - cw_{s}) s - fw_{s} = \left(\frac{1 - \lambda}{\lambda} cs - f\right) \frac{\left(1 + tT_{A}\right)}{T_{A}}$$
(5)

(一) 有成本的技术服务贸易和资本流动

一般而言,后发国不能免费获得发达国家的技术服务,而且技术服务的贸易还 存在知识产权保护的问题,因此可将进行贸易时为保护知识产权而支出的各种费用 看作技术服务贸易的成本。同时,与产品内分工相伴随的是,资本从发达国家流向 发展中国家的生产领域,形成跨国公司全球生产链的环节之一,且资本流动也存在 (C) 1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

• 30 •

成本。在 LRS 模型中,对有成本的技术服务贸易、资本流动,以及二者对产品内分工和发展中国家所处地位的影响未作讨论,当然也没有涉及在这些条件下如何准确度量一国产业的国际分工地位。因此,我们将有成本的技术服务贸易和资本流动引入 LRS 模型框架中,并引入增加值率和劳动生产率来衡量产品内分工条件下一国产业的国际分工地位。

假设一个最终产品和零部件自由贸易,但技术服务贸易和资本流动有成本的两国世界。① 其中一国为前文所述的发达国家 D(Developed),另一国为发展中国家 G(Developing),后者劳动力禀赋为 $L^*=L_s^*+L_u^*$ (上标*表示发展中国家 G,下同),工资为 w_s^* 和 w_u^* ,且有 $w_s^*=w_u^*+t=t+\frac{1}{T_A^*}$ 。② D 国在农产品 A 的生产方面有绝对优势, $T_A < T_A^*$;在自由贸易的情况下,两国 A 的价格将相等且标准化,则有 $1=P_A=T_Aw_u=P_A^*=T_A^*w_u^*$,即 G 国的非技术工人的工资低于 D 国, $w_u^*< w_u$ 。 D 国资本要素丰裕,其价格低于 G 国, $r< r^*$,技术工人工资和技术服务企业数高于 G 国, $w_s^*< w_s$, $n^*< n$,且零部件、专业技术服务生产技术比 G 国先进,即 $\omega<\omega^*$, $c< c^*$, $f< f^*$ 。则根据(3)式 G 国总技术服务价格为 $P_s^*=\frac{c^*(1+tT_A^*)}{\lambda T_s^*n^*}$ 。

设技术服务贸易的成本是 η , 则 D 国的总技术服务出口到 G 国的价格为 $P_s+\eta$ 。此时,G 国的零部件厂商有两种选择——本国生产或进口总技术服务。如果 $\eta+P_s< P_s^*$, 显然 D 国的总技术服务价格更低,从而总技术服务的生产将全部由 D 国提供。设资本流动的成本是 φ , 如果 $\varphi< r^*-r$, 则资本将从 D 国流向 G 国(主要形式为 FDI),增加其资本供给。设资本流动量为 K^{\prime} , 则 G 国总资本量为 $K^*=K_0^*+K^{\prime}$ (K_0^* 为 G 国自有资本量),资本的价格为 $r^*=r+\varphi$ 。根据(4)式,G 国零部件价格为:

$$p^{*} (\tau) = \frac{1}{T_{A}^{*}} + r^{*}\tau + \eta\omega^{*}\tau + \frac{c\omega^{*} (1 + tT_{A})}{\lambda T_{A} n^{\frac{(1-\lambda)}{\lambda}}}\tau$$
(6)

结合(4)式和(6)式,由于 $T_A < T_A^*$, $r < r^*$, $\omega < \omega^*$,因而两国的零部件价格 曲线 p(τ) 将相交于 $\tau = \tau_\theta$,亦即零部件 τ_θ 在两国生产的成本相同,并有:

$$\tau_{\theta} = \frac{\lambda \left(T_{A}^{*} - T_{A} \right)}{T_{A}^{*} \left(\lambda T_{A} \left(\varphi + \eta \omega^{*} \right) + c \left(\omega^{*} - \omega \right) \left(1 + t T_{A} \right) n^{\frac{(\lambda - 1)}{\lambda}} \right)} \tag{7}$$

① 如果总技术服务 S 无成本地自由贸易,则 G 国能免费获得所有技术,其工资水平低于 D 国,从而将出现角点解情形;同样如果资本无成本地自由流动,G 国资本将全部来源于 D 国。这两种情形都和我们的分析目的相违。而最终产品和零部件有贸易是否有成本,不会对分工模式有本质的影响。

② <u>系指两国中两种劳动力的工资差距相同,t 是否相同,并不影响下文分析结论。</u> (C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

即最终产品 I 生产的分工状态取决于两国农产品生产技术水平的差距(即非技术劳动力的工资水平差距),以及资本流动和技术服务贸易的成本。显然,在 $0<\tau_{\theta}<1$ 时(即不考虑角点解的情况下) ① G 国在 [0 , τ_{θ}] 阶段的零部件生产中有成本优势(劳动密集型),而 D 国在 [τ_{θ} , 1] 阶段的零部件生产中有成本优势(技术服务和资本密集型)。根据(2) 式,I 的价格等于其成本: $P_{I}=\int_{0}^{\tau_{\theta}}p^{*}$ (τ) d $\tau=\Phi+\frac{T_{A}-T_{A}^{*}}{T_{A}^{*}T_{A}}\tau_{\theta}+\Gamma\tau_{\theta}^{2}$,其中 $\Phi=\frac{1}{T_{A}}+\frac{r}{2}+\frac{c\omega~(1+tT_{A})}{2\lambda T_{A}n^{\frac{(1-\lambda)}{\lambda}}}$, $\Gamma=\frac{\phi+\eta\omega^{*}}{2}+\frac{c~(\omega^{*}-\omega)~(1+tT_{A})}{2\lambda T_{B}n^{\frac{(1-\lambda)}{\lambda}}}$ 。

采用反向求解法,设两国的劳动者即为消费者,其消费偏好相同,收入来自工资,充分就业条件下世界总收入是:

$$M = w_{n}L + tL_{s} + w_{n}^{*}L_{n}^{*}$$
(8)

代表性消费者视 M 和所有的价格为给定,其位似效用函数为 U(I,A) = $I^{\alpha}A^{1-\alpha}$,则世界对工业品和农产品的总需求分别为: $I^{w}=\frac{\alpha M}{P_{I}}$, $A^{w}=\frac{(1-\alpha)-M}{P_{A}}$ 。 I^{w} 单位产品生产对技术劳动力的需求为: $L_{s}^{d}=\frac{\alpha c\omega M}{2P_{I}n^{\frac{(1-\lambda)}{\lambda}}}+nf$ 。代入(8)式有: $M=\frac{2P_{I}\Lambda}{\Pi}$,其中 $\Lambda=\frac{L}{T_{A}}+\frac{L_{u}^{*}}{T_{A}^{*}}+tnf$, $\Pi=2P_{I}-\alpha ct\omega n^{\frac{(\lambda-1)}{\lambda}}$ 。则均衡的工业品产出为: $\bar{I}^{w}=\frac{2\alpha\Lambda}{\Pi}$ 。从而均衡时, \bar{I}^{w} 单位的产出对 G 国非技术劳动力的需求为 $\bar{L}_{lu}^{*}=\bar{I}^{w}\int_{0}^{\tau_{0}}d\tau=\frac{2\alpha\Lambda}{\Pi}$

 $ar{I}^w au_{\theta}$,对其资本需求为 $ar{K}^* = ar{I}^w \int_0^{ au_{\theta}} au \mathrm{d} au = rac{ au_{\theta}^2}{2} ar{I}^w$ 。

根据(5) 式可得两国技术服务企业的总利润分别为:

$$\pi^* = 0 , \pi = \left(\frac{(1 - \lambda) \alpha c \omega \Lambda}{\lambda \Pi} - f \right) \frac{n + tn T_A}{T_A}$$
 (9)

此时,尽管 $[0,\tau_{\theta}]$ 阶段的零部件在 G 国生产,但由于其生产所需的专业技术服务是从 D 国进口而非本国生产,其国内技术工人没有就业机会,技术服务企业也不能获得利润,只有资本和非技术工人能获得相应收益。虽然 G 国的产出中包含了进口的专业技术服务的价值,使得其总产出(出口) 较高,但实际所能获得的收益较低,即产出中的增加值的比例较低,相反 D 国产出中增加值的比例要高得多。这意味着在两个分工参与国的利益分配中,G 国只能获得较少的一部分,与其高额的产出(出口)不相匹配。此即前文所述的 "统计假

① <u>系指产品完全在某一个国家生产的情形。角点解并非我们关注的重点,在此不作讨论。</u> (C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

象"问题——出口中包含大量进口中间投入品的价值而导致发展中国家出口额 高企,但实际获利低下。针对"统计假象"问题导致的出口额难以准确反映一 国国际分工地位和竞争力问题,黄先海、杨高举提出基于非竞争型投入产出法, 剔除生产过程中所使用的进口中间投入,计算单位最终需求(出口)带动的国 内完全增加值率和劳动生产率,可克服"统计假象"问题带来的干扰,从而准 确评判一国产业的国际分工地位。① 其方法的核心在于,无论产品生产(包括出 口) 需要多少进口中间投入,在生产技术水平和工资等不变的条件下,所能形成的增 加值并不变动。当一国高技术产品生产中所需的高价值的中间投入主要依靠进口时, 表明其对外部要素(如技术、资本)的依赖程度很高,而此时其本国产出中增加值占 总产出的比例自然很低。因而本国增加值与产出(或出口)值之比,可反映一国生产 (出口) 的国际分工地位。同时,生产相同价值的产品,如果一国生产过程中所使用 的劳动力更少,则表明其生产效率较高,相对于使用更多劳动力的国家,在国际生产 链中处于更有利的地位,从而生产效率也反映了该国的国际分工地位。沿着这一思 路,我们在模型中引入产出中的增加值率(增加值与总产出之比)与劳动生产率(增 加值与劳动力之比) 之和,以衡量产品内分工条件下一国产业的国际分工地位 ISS ② 对于 G 国有:

$$ISS^{*} = \frac{w_{u}^{*} \overline{L}_{Iu}^{*} + (r + \varphi) \overline{K}^{*}}{w_{u}^{*} \overline{L}_{Iu}^{*} + (1 + r + \varphi) \overline{K}^{*} + S^{*} (P_{e} + \eta)} + \frac{w_{u}^{*} \overline{L}_{Iu}^{*} + (r + \varphi) \overline{K}^{*}}{\overline{L}_{Iu}^{*}} (10)$$

(二) 自身努力和 FDI 溢出效应③

在国内专业技术服务价格高于进口价的情况下,G 国只有努力提升技术水平 (降低 c^*),降低其专业技术服务价格,至少要小于等于进口价格时,即 $P_s^* \leqslant \eta + P_s$,专业技术服务企业才能生存并获得利润。假定 G 国提升技术水平的途径是增加研发投入,以降低可变生产成本。同时假设资本流动除了为 G 国提供生产资金外,还对专业技术服务企业有技术溢出效应。并假定 G 国研发投入为 R, ϖ 为研发投入产出效率系数,资本流动的溢出效应系数为 δ ,从而有 $c^{*'} = c^* - \varpi R - \delta K'$ 。在 $P_s < P_s^* < \eta + P_s$ 时 $\mathcal A$ 根据前文分析,新的分工临界点为:

① 技术细节可参阅黄先海、杨高举 《中国高技术产业的国际分工地位研究——基于非竞争型投入占用产出模型的跨国分析》,《世界经济》2010 年第 5 期。

② 这样做相当于计算直接增加值率和劳动生产率。在互相没有中间投入的两部门模型中, 国内完全增加值率与直接增加值率是等同的。

③ LRS 模型没有考虑资本流动溢出效应和发展中国家的技术研发对其分工地位的影响。

④ 要求 $P_s < P_s^*$,是因为如果 $P_s > P_s^*$,则两国的分工模式将逆转,不再适用于我们的假定。

$$\tau'_{\theta} = \frac{\lambda (T_{A}^{*} - T_{A})}{\lambda \phi T_{A}^{*} T_{A} + c^{*} \omega^{*} (1 + t T_{A}^{*}) T_{A} n^{* \frac{(\lambda - 1)}{\lambda}} - c \omega (1 + t T_{A}) T_{A}^{*} n^{\frac{(\lambda - 1)}{\lambda}}}$$
 (11)

与(7)式相比,可知 $\tau_{\theta}' > \tau_{\theta}$ 。① 均衡时,I 的价格等于其成本: $P_{I}' = \Phi + \frac{T_{A} - T_{A}^{*}}{T_{A}^{*}T_{A}} \tau_{\theta}' + \Gamma' \tau_{\theta}'^{2}$,其中 $\Gamma' = \frac{\phi}{2} + \frac{c^{*} \omega^{*} (1 + tT_{A}^{*})}{2\lambda T_{A}^{*} n^{*} \frac{(1-\lambda)}{\lambda}} - \frac{c\omega (1 + tT_{A})}{2\lambda T_{A} n^{*}}$ 。显然,由于 G 国生产技术的进步,其技术服务价格低于进口价,而零部件和工业品价格等于其成本,从而有 $P_{I}' < P_{I}$ 。

此时一部分技术服务由 D 国转移到 G 国生产,从而一部分技术劳动力的就业也发生转移,并设 L′s 为 D 国技术劳动力就业量,则世界的总收入为 M′= w_uL+tL′s+ w_u^*L^*+tL_s^*。同样由反向求解可得均衡时: $\bar{I}^{w'}=\frac{2\alpha\Lambda'}{\Pi'}$,其中 $\Lambda'=\frac{L'}{T_A}+\frac{L^*}{T_A^*}+t$ ($nf+n^*f^*$) , $\Pi'=2P'_1-\alpha ct\omega$ ($1-\tau'^2_\theta$) $n^{\frac{-1}{\lambda}}-\alpha c^*$ $t\omega^*$ $\tau'^2_\theta n^*$ $\frac{-1}{\lambda}$ 。由于 $P'_1< P_1$,所以 $\bar{I}^{w'}>\bar{I}^{w}$ 。此时,G 国技术服务业的总利润为:

$$\pi^{*} = \left(\frac{\alpha c^{*} \omega^{*} (1 - \lambda) \tau_{\theta}^{2} \Lambda'}{\lambda \prod' n^{*} \frac{(\lambda - 1)}{\lambda}} - n^{*} f^{*}\right) \frac{1 + t T_{A}^{*}}{T_{A}^{*}} - R$$
 (12)

由(12)式可通过利润最大化的一阶条件,以及在满足 $P_s < P_s^* < \eta + P_s$ 和 π^* > 0 的条件下,求得最优的研发投入量。此时,以增加值率和劳动生产率衡量的 G 国国际分工地位为:

$$ISS^{*} = \frac{w_{u}^{*} \overline{L}_{lu}^{*} + w_{s}^{*} \overline{L}_{s}^{*} + (r + \varphi) \overline{K}^{*} + \pi^{*}}{w_{u}^{*} \overline{L}_{lu}^{*} + w_{s}^{*} \overline{L}_{s}^{*} + (1 + r + \varphi) \overline{K}^{*} + \pi^{*}} + \frac{w_{u}^{*} \overline{L}_{lu}^{*} + w_{s}^{*} \overline{L}_{s}^{*} + (r + \varphi) \overline{K}^{*} + \pi^{*}}{\overline{L}_{lu}^{*} + \overline{L}_{s}^{*}}$$

$$(13)$$

在达到新的均衡时,G 国的生产对非技术劳动力的需求为 $\bar{L}_{lu}^{*}=\bar{I}^{w'}\int_{0}^{\tau_{0}'}d\tau=\bar{I}^{w'}\tau_{0}'$,对资本需求为 $\bar{K}^{*}=\bar{I}^{w'}\int_{0}^{\tau_{0}'}\tau d\tau=\frac{\tau^{\prime_{0}^{2}}}{2}\bar{I}^{w'}$ 。显然, $\bar{L}_{lu}^{*}>\bar{L}_{lu}^{*}$, $\bar{L}_{s}^{*}>0$, $\bar{K}^{*}>\bar{K}^{*}$,并且有 $\bar{I}SS^{*}>\bar{I}SS^{*}$ 。② 这意味着 G 国可变生产成本的下降($\bar{c}^{*}<\bar{c}^{*}$),将增加对劳动力和资本的需求,提高生产分工阶段,也提高其以增加值率和劳动生产率衡量

务时必有 ISS*´> ISS*。 (C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

① 在 G 国自产技术服务时有 $P_s^* < \eta + P_s$,意味着 p^* (τ) 的斜率 (P_s^*) 要低于进口时的斜率 $(\eta + P_s)$,而 p (τ) 保持不变,从而 p (τ) 和 p^* (τ) 的交点将右移到 τ'_θ ,因此有 $\tau'_\theta > \tau_\theta$ 。

② 因为在 $P_s^* = \eta + P_s$ 时,G 国选择生产或进口技术服务是无差异的,且总产出也相同。若选择生产技术服务,G 国工业部门的总增加值大于进口时,增加值率也比选择进口时要大;同时,劳动生产率也因技术工人参与生产而得到提高。因而 G 国选择生产技术服务时必有 ISS^* > ISS^* 。

的国际分工地位。同时,由于 $c^* = c^* - \varpi R - \delta K^*$,因此可变成本的下降,既可能来自研发投入带来的技术创新,也可能来自 FDI 的溢出效应。值得注意的是,无论是技术创新还是 FDI 溢出效应带动的 G 国分工地位的提升,都需要使用更多的劳动力和资本。如果 G 国初始的劳动力尤其是技术劳动力和资本不足以满足这种增加的需要,则会限制技术创新和溢出效应对提升其分工地位作用的发挥。这意味着对于 G 国而言,无论是利用 FDI 溢出效应,还是增加研发投入进行技术创新,以提高其国际分工地位,都需要以增加劳动力和资本等要素的投入为保障。这与新结构经济学强调人力资本的提升,必须与物质资本的积累和产业升级保持齐头并进的观点不谋而合。① 因此我们有如下命题:在产品内分工条件下,后发国的技术研发和创新以及 FDI 溢出效应,都有利于其国际分工地位的提升,同时,劳动力尤其是技术劳动力和资本投入协同性的增加,是提升国际分工地位的必要条件。

三、实证检验

(一) 计量模型及数据

基于以上分析,我们建立以下对数待估计方程,对分析结论进行实证检验:

Ln (ISS) =
$$\alpha_0 + \alpha_1 \operatorname{Ln} (L_u) + \alpha_2 \operatorname{Ln} (L_s) + \alpha_3 \operatorname{Ln} (K) + \alpha_4 \operatorname{Ln} (K') + \alpha_5 \operatorname{Ln} (R) + \sum_i \alpha_i \operatorname{Ln} (X_i) + \xi$$
 (14)

式中因变量 ISS 表示产品内分工条件下以出口品的增加值率和劳动生产率衡量的国际分工地位, X_i 为其他控制变量($i \ge 6$), ξ 是随机误差项,其余字母的含义同前文。我们选择中国高技术产业的统计数据进行计量回归,以验证理论模型的结论。选择高技术产业的数据,一方面是因为高技术产品更可能采用产品内分工方式进行国际协作生产。据 Hummels 等的研究,产品内分工须具备三个条件: (1)产品生产可分为连续的两个及以上的阶段; (2)有两个或更多的国家在产品的生产过程中赋予其增加值; (3)至少有一个国家的生产阶段使用进口的中间投入,并且部分产出用于出口。② 显然生产过程复杂的高技术产品,尤其是生产阶段和零部件标准化程度很高的电子信息产品,更容易满足这三个条件。另一方面,大量高技术产业的加工贸易是中国参与全球产品内分工的主要形式。OECD 的数据显示,

① 参见林毅夫 《新结构经济学——反思经济发展与政策的理论框架》, 苏剑译, 北京: 北京大学出版社, 2012 年。

² D. Hummels, J. Ishii and Kei-Mu Yi, "The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade," pp. 75-96

中国高技术产品出口在 2008 年超越美国居世界第一。① 同时,中国高技术产业出口倾向在 2004 年超过了 50%,并在其后都保持 55% 左右的水平。② 而中国高技术产品出口中一般贸易的比例,虽然呈逐步上升趋势,但在 2006 年之后才超过 10%,到 2010 年达到约 15.2%。③ 这些数据表明,大量的加工贸易,是推动中国成为世界第一大高技术产品出口国的重要因素,加工贸易也是以中国为代表的发展中国家参与高技术产业全球产品内分工的典型方式。

计量估计所用到的数据包括两部分,一是来自《中国高技术产业统计年鉴》中1995—2007年的产业层面的数据,④二是来自中国工业企业数据库(2005—2007)和2004年经济普查的企业层面数据。由于产业层面的是直接统计数据,准确性较高,而企业层面的部分数据是我们在一定假设条件下推算得到的,可能存在度量准确性问题。因此,我们先进行产业层面的估计,再以企业层面的估计作印证。

对产业层面的数据,以增加值率和生产率衡量的分工地位与其他国家的比较见图 1。以高技术产业中的科技活动人员衡量技术劳动力;以从业人员年平均人数减去科技活动人员数,得到非技术劳动力;资本投入采用王玲、Szirmai的方法。以永续盘存法计算各期资本存量;由于相应年份高技术产业利用外资数据难以获得,因此借鉴卢荻以及蒋殿春和夏良科的方法。以外资企业当年投资额衡量;对技术创新以 R&D 经费内部支出衡量。对产业层面的数据,考虑到数据齐备性和对应性,选取 17 个三位码行业的数据组成面板数据。可相关数据以 1995 年为基期进行价格平减。最终形成一组包括 17 个截面和 13 个年份的面板数据集,对其取对数后的统计描述见表 1。

格指数进行平减。两个价格指数来自国研网统计数据库。 (C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

① OECD STAN Bilateral Trade Database, http://stats.oecd.org.

② 即出口额占总产值的比例,根据《中国高技术产业统计年鉴》的数据计算而得。

③ 数据来自中国科技统计网, http://www.sts.org.cn/.

④ 《中国高技术产业统计年鉴》从 2009 年起不再包括高技术产业增加值,这使得我们无法计算 2008 年及以后年份的增加值率,因此我们的样本只截至 2007 年。

⑤ 王玲、A. Szirmai 《高技术产业技术投入和生产率增长之间关系的研究》,《经济学(季刊)》第7卷第3期,2008年。

⑥ 卢荻 《外商投资与中国经济发展——产业和区域分析证据》,《经济研究》2003年第9期;蒋殿春、夏良科:《外商直接投资对中国高技术产业技术创新作用的经验分析》,《世界经济》2005年第8期。

② 之所以未选择细分到四位码的数据,一方面四位码行业中部分数据缺失较多(齐备性),另一方面分类目录中不是每个三位码行业都细分到四位码(对应性)。

⑧ 产值和增加值以工业生产总值指数进行平减,资本存量和外商投资以固定资产投资价格指数进行平减。两个价格指数来自国研网统计数据库。

松工 / 亚层面从加口外间面是							
变	量	Ln (ISS)	Ln (L _u)	Ln ($\mathrm{L_s}$)	Ln (K)	Ln (K´)	Ln (R)
总体	均值	3. 580	7. 402	3. 083	2. 639	1. 623	3. 763
	最大值	4. 318	11. 393	7. 785	7. 712	5. 973	6. 082
	最小值	2. 460	4. 066	-0.083	0. 075	0. 038	1. 777
	方 差	0. 309	1. 325	1. 974	1. 553	2. 79	2. 423
国有企业	均值	3. 560	3. 628	1. 481	0. 613	1. 982	1. 501
	最大值	4. 153	7. 714	5. 008	5. 751	5. 66	5. 262
	最小值	2. 748	0. 331	0. 732	0. 097	0. 081	0. 497
	方 差	0. 232	1. 973	2. 326	1. 862	2. 559	1. 811
外资企业	均值	3. 616	6. 759	2. 455	2. 652	1. 523	1. 737
	最大值	4. 151	12. 522	8. 765	7. 973	6. 432	3. 902
	最小值	2. 791	0. 785	-4. 286	-7. 273	-6.552	0. 079
	方 差	0. 281	1. 876	2. 974	3. 006	1. 881	2. 011
样本量		221	221	221	221	221	221

表 1 产业层面数据的统计描述

注: 此处是对 1995—2007 年总体数据的统计描述。原数据中劳动力的单位为人,资本、外资和研发投入单位为亿元(人民币)。

从图 1 可知,中国以增加值率和生产率衡量的国际分工地位在 1995—2007年间持续上升,量值增长了 41%,但与一些发达国家相比差距仍非常明显。以同时期的量值对比,中国大约是其他国家平均值的 30%;其中,中国 2007年的量值才达到韩国 1990年代、法国和意大利 1980年代的水平,与美国、日本 1980年代的水平尚有一定差距。由于多数国家的增加值率呈下降趋势,①因而中国与发达国家量值的差距主要是劳动生产率的差距所致。虽然中国高技术产业以不变价格计算的劳动生产率在 1995—2007年间提升了 445%,远远快于其他国家,但由于绝对量的差距太大,而增加值率的下降速度又比其他国家快很多,导致最终的国际分工地位的量值无论从绝对数还是提升的速度来看,都比不上其他国家。

降低其增加值占总产出的比例。 (C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net • 37 •

① 由于全球产品内分工的深化,使得参与国使用更多的进口中间投入进行生产,从而会降低其增加值占总产出的比例。

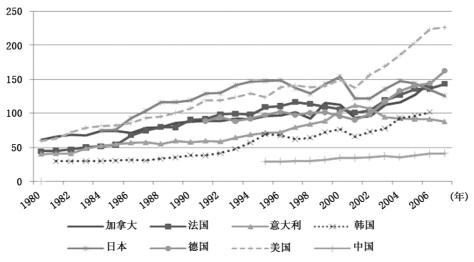


图 1 以增加值率和生产率衡量的国际分工地位比较 (1980—2007)

注: 以各国 1995 年的平均值为标准,对增加值率和生产率进行消除量纲化处理,之后再相加,计量分析数据也做类似处理。各国增加值以 1995 年为基期进行平减,并根据当年汇率折为美元,再计算生产率(千美元/人年)。

资料来源:中国数据来自相应年份的《中国高技术产业统计年鉴》(国家统计局、国家发展和改革委员会、科学技术部编,北京:中国统计出版社)和国研网统计数据库(http://edu-data.drcnet.com.cn/web/);其他国家数据来自 OECD《结构分析数据库 2011》。

对(14)式进行回归估计时,需要注意内生性问题。李红玉在比较了解决生产函数估计中要素投入变量的内生性问题的各种方法后指出,对面板数据采用广义矩估计(GMM)能够得到一致估计量。① 因此下文的分析采用动态面板数据的 GMM 估计进行回归分析。动态面板数据 GMM 估计一般要求样本的截面数远大于时期数,本文所收集的数据是 17 个截面和 13 个年份。我们将数据以 2002 年为界,分为两组分别进行回归分析。这一方面是为了满足上述要求,另一方面也是考虑到中国在2001 年底加入了 WTO,其后高技术产业要素的投入和出口均出现加速上升趋势(图 2),这可能导致数据的结构发生变化,使得将全部数据进行混合估计会降低其结果的可靠性。同时,为了控制其他因素的影响,将前一期的解释变量与滞后一期的被解释变量以及税负率和平均工资。② 也纳入回归方程。我们先进行总体数据估

型分析可知)。 (C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net • 38 •

① 李红玉 《解决厂商生产函数估计中的内生性问题: 从参数估计到非参数估计》,中国数量经济学年会 2008 年论文集,http://www.docin.com/p-280218267.html.

② 税负率是税负支出(利税减去利润)与产值之比(%),平均工资(元/人)为经价格平减后工资总额与从业人员数之比(数据来源与下文企业层面的相同)。由生产法可知,增加值会受价格和税率两个外生性因素的影响,而价格因素可通过价格平减得到控制。同时,工资水平也是影响增加值率和生产率的外生变量(由模型分析可知)。

计,再分别以国有企业和三资企业的数据进行回归估计 ① 结果见表 2。

企业层面的数据来源于中国工业企业数据库(2005—2007)和 2004 年经济普查数据,并根据国家统计局颁布的 "高技术产业统计资料整理公布格式"来筛选高技术企业。② 部分没有直接记录的数据处理情况如下: 2004 年的增加值,采用生产法以工业总产值减去工业中间投入,再加上本年应交增值税而得; 以企业从业人员中大专及以上学历人员数来衡量技术劳动力 ③ 2005—2007 年的企业技术劳动力以从业人员总数乘以 2004 年的相应企业技术劳动力占比而得; 2004 年的企业研发投入以总产值乘以 2005—2007 年相应企业的平均研发投入强度而得; 2004 年的资本投入以企业的固定资产净值和流动资产之和来代替,后续年份资本仍通过永续盘存法获得; 外资以四位码行业中三资企业投资额衡量。经样本筛选后整理得到 13105 个企业 4 个年份的平衡面板数据 ④ 采用与产业层面相同的方法进行估计,结果见表 3 ,由于企业层面的数据直接可得,因此表 3 中还包括了对民营企业的估计结果。

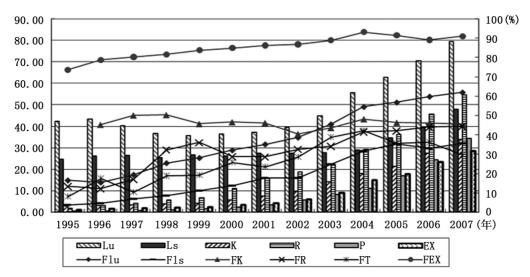


图 2 中国高技术产业要素投入和出口状况(1995—2007)

注: P 代表专利申请数(千件),EX 代表出口交货值(千亿元),其余和(14) 式相同,前加 F 表示三资企业所占比例(右轴)。K(百亿元)、R(十亿元)和 EX 以当年价计。Lu 和 Ls 的单位分别为十万人、万

① 一般而言,其他所有制企业的数据可由全行业的数据减去国有企业和三资企业的数据得到,但我们发现有一些项得到的数值为负数,使得对其他所有制企业产业层面的分析难以进行。

② 国家统计局国统字(2002)033号文件,可参阅国家统计局、国家发展和改革委员会、科学技术部编《中国高技术产业统计年鉴2009》(北京:中国统计出版社,2009年)的附录。

③ 因为两个数据来源中都没有科技活动人员的统计。

④ 根据余森杰的方法,剔除了几类异常样本,详见余森杰 《加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据》,《经济学(季刊)》第 10 卷第 4 期,2011 年。同时,还剔除了计算的增加值为负或为零的样本。

资料来源: 1996年和1997年的出口根据 OECD STAN Bilateral Trade Database 的数据进行汇率换算而得, 并以 1995 年和 1998 年的均值推算三资企业出口,其余来源同图 1 中的中国数据。

(二) 计量结果讨论

对产业层面数据的估计结果而言,总体及分类回归结果中 \mathbb{W} ald 统计量的 χ^2 检验都在1%的水平上拒绝了模型的系数(除截距项外)均为零的原假设:而 Sargan 检验都通过,即不能拒绝工具变量有效性的原假设,表示模型估计结果中 不存在工具变量的过度识别问题;模型的二阶自相关检验 AR (2) 不能拒绝原假 设,表明模型不存在自相关。这些检验表明模型整体设定合理,工具变量可接受, 可以用估计结果做进一步分析。

总体来看,估计结果与前文理论模型预期基本一致,各主要变量的系数大都为 正且显著。但各组数据的估计结果有一定差异。

Ln (ISS)	总	体	国有	企业	三资企业	
	1995—2001 年	2002—2007 年	1995—2001 年	2002—2007 年	1995—2001 年	2002—2007 年
Ln (Lu)	0. 044 ***	0. 098*	0. 216	0. 434*	0. 149 ***	0. 045 **
	0. 021)	(0. 050)	(0. 141)	(0.239)	(0. 050)	(0. 022)
- (T)	0. 079 **	0. 088 ***	0. 201	0. 038	0. 759*	0. 051 **
Ln (Ls)	(0. 033)	(0. 042)	(0. 146)	(0. 045)	(0. 406)	(0. 025)
Ln (K)	0. 103 ***	0. 080 ***	0. 083 ***	0. 196**	0. 080 ***	0. 054 **
	(0.025)	(0. 036)	(0. 040)	(0.088)	(0. 033)	(0. 023)
Ln (K′)	0. 020	0. 094*	0. 068	0. 094		
	(0.021)	(0.051)	(0. 085)	(0.172)		
I / D)	0. 055 ***	0. 038 ***	0. 252 ***	0. 061 ***	0. 042	0. 029*
Ln (R)	(0.011)	(0. 014)	(0. 128)	(0.029)	(0.028)	(0. 016)
Ln (T)	-0. 151 ***	-0. 094 **	-0.091**	0. 061 ***	-0.081**	- 0. 070 **
Ln (1)	(0. 016)	(0.037)	(0.038)	(0.032)	(0. 036)	(0. 028)
Ln (W)	-0.051**	-0.881 ***	-0. 148 ***	-0.079*	-0. 215**	- 0. 671 ***
	(0. 027)	(0. 126)	(0.053)	(0. 045)	(0. 096)	(0. 062)
Ln (ISS _{t-1})	0. 297 ***	0. 156 ***	0. 215 ***	0. 262 ***	0. 043 ***	0. 028 ****
	(0. 086)	(0.022)	(0. 079)	(0.043)	(0.011)	(0. 009)
Ln (Lu _{t-1})	0. 001	0. 022	0. 015	0. 002	0. 032	0. 025
	(0. 002)	(0. 038)	(0. 124)	(0.083)	(0. 026)	(0. 020)
In (Ia)	0. 234 ***	0. 371 ***	0. 049	0. 043	0. 067 **	0. 019
$\operatorname{Ln} \left(\operatorname{Ls}_{t-1} \right)$	(0.032)	(0. 182)	(0. 052)	(0. 044)	(0. 027)	(0. 018)

表 2 产业层面数据 GMM 估计结果

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

续表2

Ln (ISS)	总 体		国有企业		三资企业	
	1995—2001 年	2002—2007 年	1995—2001 年	2002—2007 年	1995—2001 年	2002—2007 年
Ln (K _{t-1})	0. 180 [*]	0. 151 ***	0. 049	0. 070*		
	(0. 098)	(0. 014)	(0.061)	(0.041)		
Ln (K' ₁₋₁)	0. 031*	0. 077*	0. 127	-0.015	0. 109 **	0. 242 ***
LII (K _{t-1})	(0. 011)	(0. 044)	(0. 111)	(0.055)	(0.051)	(0. 103)
I / D)	0. 014 ***	0. 022 ****	0. 104 ***	0. 213 ****	0. 187	0. 328*
Ln (R _{t-1})	(0. 019)	(0. 009)	(0. 026)	(0. 068)	(0. 274)	(0. 442)
cons	2. 974	3. 143	0. 186	-0.555	2. 265	2. 440
Wald P.	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Sargan P.	0. 102	0. 241	0. 401	0. 160	0. 159	0. 168
AR (1) P.	0. 002	0.006	0.000	0. 0001	0.000	0.000
AR (2) P.	0. 362	0. 443	0. 152	0. 231	0. 279	0. 887

注: * 、 * 、 * 分别表示 z 检验在 10%、 5% 和 1% 的水平上显著。下标 t – 1 表示滞后一期。P. 表示检验的 P 值。Ln (T) 和 Ln (W) 分别表示税负率和平均工资的对数。

(1)总体数据的估计结果表明,研发投入及其他要素投入对中国高技术产业的国际分工地位都有一定的促进作用,但显著性水平各有不同。在两组时间估计结果中,非技术劳动力和外商投资(2002—2007)的弹性系数都只在 10%的水平上显著,而研发投入则在高于 1%的水平上显著,资本和技术劳动力的显著性居中。这表明技术创新以及物质资本和人力资本的协同投入,是推动中国整体高技术产业国际分工地位提升的主要因素,而非技术劳动力和外商投资也有正向的促进作用(虽然显著性较低),与前文理论模型的预期基本一致。非技术劳动力的作用显著性低的原因可能是,与技术劳动力相比,其生产效率较低,单位劳动力创造的增加值也低,从而对增加值率和生产率的贡献不如技术劳动力。外商投资的作用不显著是比较意外的结果。2008年中国高技术产业利用外资额已达 826.2亿元,占高技术产业总投资额的 17.8% ① 如此大规模的资本投入,即使溢出效应系数非常低,也会因投资的规模而使得溢出效应比较明显。但估计结果却显示,只在后一组数据中很低的水平上显著。造成这种结果的原因可能在于,外资在中国高技术产业中的

① 参见张晓强主编:《中国高技术产业发展年鉴 2009》, 北京: 北京理工大学出版社, 2009年。2007年高技术产业利用外资数据不可得, 故本文以 2008年数据代替, 下同。(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net • 41 •

投资主要是设立三资企业,其中外商独资企业占绝大部分。2008 年高技术产业利用外资额 826.2 亿元,其中港澳台商投资企业利用 29.7%,外商投资企业利用 66.6%,只有 3.6%为内资企业所用,同年,高技术产业中的外商独资企业数占三资企业数约 73.9%,产值占 74.1%。① 这意味着流入的外资与内资企业的直接联系较少,可能也限制了其直接溢出效应的发挥。当然,溢出效应的大小,还与内资企业的吸收能力有关。Blake 等研究发现,生产效率越高的企业,其吸收能力也越高,从而越能够从外资流入中获得更大的生产率溢出效应。② 就中国高技术产业而言,随着三资企业特别是外商独资企业生产及出口的扩张,外贸的入超状态直至 2004 年才得以改变,这在一定程度上表明,内资企业的生产效率及吸收能力可能也相对有限。此外,外商投资的溢出效应不明显,还可能与三资企业的生产主要是出口导向型有关。Lin 等研究表明,出口导向型的 FDI 对内资企业的溢出效应明显低于内销型的 FDI。③ 而 1995—2007 年,中国高技术产业中三资企业的平均出口倾向高达 70%以上。④

(2) 对国有企业数据的估计结果显示,各变量的显著性水平都较低,其中研发投入和资本投入是提升其国际分工地位的主要推动力,而技术劳动力则完全不显著,非技术劳动力也只是 2002—2007 年的数据组中在 10% 的水平上显著。这表明人力资本积累并不具有提升国有高技术企业国际分工地位的作用,而资本和技术创新则有正向作用。原因可能在于,技术创新和资本投入增加,对国有企业而言,因新的生产技术或设备的使用而提高劳动者的生产效率,但人力资本积累却因国有企业特殊的管理机制而未必能转化为生产效率。外资的作用也不显著,表明其对国有企业没有明显的溢出效应。实际上,研究者们对外资是否对国有企业具有显著的溢出效应并没有一致的结论。Blake 等研究发现,通过劳动力的流动,外资对国有企业的生产率具有显著的正向溢出效应; ⑤ 而 Hale 和 Long 的研究则表明,外

• 42 •

① 利用外资的数据来自张晓强主编的《中国高技术产业发展年鉴 2009》,外商独资企业数及产值占比根据中国工业企业统计数据库 2008 年数据计算,二者可能不是完全可比。

② A. Blake, Z. Deng and R. Falvey, "How Does the Productivity of Foreign Direct Investment Spill over to Local Firms in Chinese Manufacturing?" The University of Nottingham and GEP Research Paper, March 2009.

③ P. Lin, Z. Liu and Y. Zhang, "Do Chinese Domestic Firms Benefit from FDI Inflow? Evidence of Horizontal and Vertical Spillovers," *China Economic Review*, vol. 20, no. 4, 2009, pp. 677-691.

④ 数据来源见国家统计局、国家发展和改革委员会、科学技术部编《中国高技术产业统计年鉴》相应年份。下文所引用数据,如无特别说明,均与此处来源相同。

⑤ A. Blake, Z. Deng and R. Falvey, "How Does the Productivity of Foreign Direct Investment Spillover to Local Firms in Chinese Manufacturing?" (C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

资对国有企业的溢出效应不显著或为负。① 造成这种差异的原因可能是所用的数据不同。②

(3) 对三资企业数据的估计结果显示,非技术劳动力对提高其国际分工地位作 用最显著,但显著性趋于下降(两组数据结果对比),资本投入的显著性次之,技 术劳动力和研发投入的显著性水平在后一段的数据组中有所提升。这表明在高技术 产业中,外资企业主要利用中国的非技术劳动力,并结合其资本投入进行生产,以 提升产品国际竞争力和自身的国际分工地位。但这种投资生产模式可能正在发生变 化,即人力资本和技术的作用在增强。这与三资企业雇佣的非技术劳动力比例在不 断降低,而技术劳动力比例上升的趋势相一致。三资企业中两种劳动力之比从 1995 年的 75: 1 降到 2007 年的 29: 1,表明外资企业从需要大量非技术劳动力的生产, 向技术相对复杂的产品生产转变。显然这种转变需要更多的技术劳动力,同时也需 要进行一定的技术研发与创新。尽管如此,研发投入的作用仍只是在很低的水平上 显著。这可能与其在中国的投资生产模式有关,2007年三资企业的 R&D 内部支出 占高技术产业总体的44%,专利申请量占总体的30%(图2),而新产品产值却占 总体的 70%。这意味着三资企业的新产品生产能力远高于其研发投入和技术创新水 平,二者之间的巨大差距难以用研发的投入产出效率的高低来解释。实际上,2007 年三资企业的 R&D 内部支出占其总产值的比例仅为 0.7% ,明显低于高技术产业平 均值 1.1% 的水平。因此,可以推测三资企业能从外部引进新产品,这些引进的新 产品不需要在中国进行研发,但同样能提升其生产效率和国际竞争力,亦即新产品 的引进代替了国内的技术创新。当然,研发投入的作用在后一组数据中变得显著, 也和外资企业日渐重视国内市场、在华大量设立研发中心的实际观察相一致。③

Ln (ISS)	总 体	国有企业	民营企业	三资企业
Ln (Lu)	0. 020*	0. 074*	0. 031 **	0. 020 ***
	(0.011)	(0. 028)	(0.015)	(0. 007)

表 3 企业层面数据 GMM 估计结果

20100317__4-02. htm) (C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

① G. Hale and C. Long, "FDI Spillovers and Firm Ownership in China: Labor Markets and Backward Linkages."

② Blake 等人的数据是对北京、上海、天津、广州及成都的企业调研而得,而 Hale 和 Long 则用中国工业企业数据库,与本文企业层面数据相同,与 《中国高技术产业统计年鉴》的数据有较好的可比性。

③ 到 2010 年初,跨国公司在华设立研发中心已超过 1200 家,见《人民日报》 2010 年 3 月 17 日报道。(http://paper. people. com. cn/rmrb/html/2010-03/17/nw. D110000renmrb _ 20100317 4-02. htm)

续表3

	1		1	1
Ln (ISS)	总体	国有企业	民营企业	三资企业
T (T)	0. 064 **	0. 022*	0. 700 ***	0. 021*
Ln (Ls)	(0. 030)	(0. 012)	(0.057)	(0. 012)
Ln (V)	0. 073 **	0. 028 **	0. 077 ***	0. 146**
Ln (K)	(0. 029)	(0. 018)	(0. 029)	(0. 064)
I (V.)	0. 012	0. 011	0. 014	
Ln (K')	(0. 019)	(0. 013)	(0. 012)	
I (D)	0. 098 **	0. 641 ***	0. 081 ***	0. 300*
Ln (R)	(0.042)	(0. 061)	(0.028)	(0. 176)
Wald P.	0. 001	0. 000	0.000	0.000
Sargan P.	0. 116	0. 169	0. 389	0. 350
AR (1) P.	0.008	0.000	0.000	0.000
AR (2) P.	0. 620	0. 114	0. 182	0. 200

注: 显著性水平和字母代表含义同表 2。限于篇幅,只报告了主要变量的估计结果。

(4) 企业层面数据的估计结果一定程度地印证了产业层面数据的估计结果。 总体而言,研发投入、技术劳动力和资本投入均对高技术企业国际分工地位有较 显著的促进作用,而非技术劳动力的作用显著性较低,外商投资的溢出效应不显 著。分企业类型而言,国有企业的研发投入作用最显著、资本的作用次之; 民营 企业则是研发投入、技术劳动力和资本都非常显著;在三资企业中,非技术劳 动力和资本的显著性较高,技术劳动力和研发投入则只在10%的水平上显著。 外商投资在所有数据组的估计结果中都不显著,这和上文产业层面数据的估计 结果基本一致。

对比表 2 和表 3 的结果可发现,国有企业的人力资本和物质资本投入,尽管对 高技术产业国际分工地位的提升有较显著的作用,但与民营企业相比显著性明显偏 低,可能是由于国有企业要素配置效率低下、存在效率损失所致。当存在效率损失 时,要素配置的效率必然受到影响,不利于生产中增加值的形成,从而其积累和提 升不能发挥应有的提升企业国际分工地位的作用。

四、总结性评论

本文将增加值率和生产率作为跨国可比的国际分工地位度量指标,引入产品 内分工分析框架中,刻画了发展中国家产业的国际分工地位受国内技术创新、劳 动力投入、资本投入,以及 FDI 溢出效应等因素的影响机理。理论模型分析表明,

• 44 •

提升技术水平和协同性的要素投入,以及 FDI 的溢出效应,都对发展中国家产业国际分工地位的提升有促进作用。以中国高技术产业和企业层面的数据进行的实证检验表明,技术研发、物质资本和人力资本积累是推动中国高技术产业国际分工地位升级的关键因素,FDI 溢出效应的作用相对有限。本文研究的新颖之处有如下几点: 一是对产品内分工条件下,发展中国家产业的国际分工地位的准确度量和升级动力,进行了理论刻画和实证检验,从而拓宽了此领域的研究视野; 二是突破了已有研究只关注外部因素对后发国分工地位升级作用的窠臼,重点探讨了一国的技术进步、人力资本和物质资本积累等内部因素,对其分工地位升级的推动作用,并进行了实证检验; 三是将增加值率和生产率作为跨国可比的国际分工地位度量指标,引入产品内分工分析框架中,解决了 "统计假象"问题对分工地位度量所带来的干扰。

本文的分析表明,中国要实现国际分工地位的提升,进而推动产业升级,除了要转变依赖外部因素的理念(如市场换技术),更应关注内部因素如技术进步和要素提升等的作用,还要推动要素的市场化配置,以提高利用效率。1995—2007 年国有高技术企业科技活动人员占总体的 60.5%,而其专利申请数却只占总体的 37.7%,拥有的发明专利数占总体的 39.3%。很明显,国有企业的科技产出与其拥有大量的科技活动人员极不相称,意味着人力资本在企业的创新中没有发挥应有的作用。其原因很可能在于国有企业存在生产效率和创新效率的双重损失,且创新效率损失大于生产效率损失。① 因此,解决好这一问题是进一步发挥国有企业在提升高技术产业国际分工地位中应有作用的必然选择。

限于数据可得性,本文未能在产业层面对其他类型企业、尤其是民营企业进行分析,而企业层面的分析也因部分数据是推算而得,可能存在度量准确性问题。同时,本文的分析也未能考虑区域差距对高技术产业国际分工地位升级的影响,这些都留待在后续研究中讨论。

〔责任编辑:梁 华 责任编审:许建康〕

ABSTRACTS

(1) Accurately Understanding the Income, Consumption and Investment in China Xu Xianchun • 4 •

This study examines the differences between the residents' disposable income in the fund flow statement and that in the household survey, between the residents' consumption in expenditure-based GDP and that in the household survey, and between the gross fixed capital formation in expenditure-based GDP and the total investment in fixed assets in statistics, in terms of basic concepts, use, scope, source of materials, computational methods and data presentation. Our study reveals that the data on residents' income and consumption in the household survey have been undervalued, whereas the data on total investment in fixed assets in statistics have been overvalued. However, they have not immediately affected the accurate assessment of great economic structures such as the distribution structure of Chinese people's disposable income among residents, enterprises and the government, and the final demand structure.

Internal Motives and the Specialization Status of Under-developed Countries: Evidence from China's High-Tech Industry

Yang Gaoju and Huang Xianhai • 25 •

This study incorporates value added ratio and productivity into the analytical framework of intra-product specialization as a globally comparable index for international specialization status, to analyze the effects of domestic technological innovation, labor force investment, capital investment and FDI spillovers on the international specialization status of the industries of developing countries. It also tests empirically the effects against the data from Chinese high-tech industry and enterprises. The results show that domestic technological innovation and the improved coordination of material capital and human capital are key internal motives for the improvement of the international specialization status of Chinese high-tech industry, whereas FDI spillovers play a relatively limited role therein. Therefore, the key to China's industrial upgrading is to tap and nurture the internal motives rather than to rely on FDI spillovers.
(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net