中国出口技术结构演进的机理与实证研究*

□陈晓华　黄先海　刘　慧

摘要：本文通过将Long(2001)的两部门模型拓展为三部门模型，构建了一个分析出口技术结构演进机制的新框架，并运用经适当修正的Hausmann(2005)模型对2002~2008年中国各省级区域出口技术结构进行了测度。在此基础之上，从国内外两个方面的影响因素出发，对中国出口技术结构演进的动因进行了实证检验。得出的结论主要有：(1)近几年，中国出口技术结构虽然有了大幅度的提升，但并没有Rodrik(2006)等人测度的那么高。(2)中国出口技术结构较高的省份都位于东部地区，虽然产业层面和区域层面的技术结构差异呈进一步扩大的趋势，但未出现"两极分化"。(3)中国出口技术结构演进的动力机制与普通发展中国家并不相同，国家和地区层面演进的根本动力是国内物质资本存量的递增，但物质资本边际效用的区际递减现象明显。(4)中西部地区资本生产性部门非熟练劳动力过多与东部出口价格过低分别导致了中西部熟练劳动力和东部非熟练劳动力对当地出口技术结构呈负效应。

关键词：出口技术结构　物质资本　非熟练劳动力　熟练劳动力

一、引言和文献回顾

进入21世纪后，中国的出口贸易迅速发展，出口额由2001年的2660.98亿美元攀升至2008年的12177.76亿美元，8年间增加了357.64%。出口的迅速扩大使得中国出口品质量和技术含量得到国内外学者的关注(杨汝岱、姚洋，2008)，如张杰、刘志彪等(2008)指出在发达国家直接投资、产业转移与外包主导下的全球价值链分工体系中，中国参与到其中的低技术、低创新、劳动密集型的低端生产制造与组装环节，因而出口技术含量提升能力相对有限。施炳展、李坤望(2008)利用四分位贸易数据，从产业内贸易形态跨国比较的视角，对中国制造业国际分工地位进行了研究后指出：中国制造业国际分工地位低下，在技术和资本密集型产品上尤为低下，出口技术结构处于相对不利的地位。

但最近也有不少研究表明中国不仅出口数量不断提升，而且出口品的技术含量也得到了很明显的提升。如Rodrik(2006)运用Hausmann等(2005)构建的出口复杂度指数对中国出口品进行研究后发现中国出口品的技术结构已经大大领先于其经济发展水平，与比其人均收入高3倍的国家相似；Schott(2006)通过相似度指标进行研究后也得到了类似的结论，其甚至指出中国的出口技术结构与发达国家更为相似，与发展中国家存在较大的偏离；杨汝岱、姚洋(2008)通过构建有限追赶指数(limited catch- up index，LCI)对112个国家和地区的出口发展情况研究后认为：最近几年，中国的出口品技术结构不断提升，已经改变了以往以低技术出口为主的局面，在很大程度上超越了世界上同等收入国家的水平。

一般而言，发达国家在科学技术、社会服务和熟练劳动力领域具有比较优势，其主要承担技术密集型和资本密集型产品的生产，进而获取高额增加值(唐海燕、张会清，2009)，因此，往往只有发达国家才拥有较高出口技术结构①。那么，为什么作为发展中国家的中国，其出口技术结构

*本文为教育部"新世纪优秀人才支持计划"基金项目(编号：NECT-C7-0746)、国家社科基金重大招标项目(批准号：07&ZD008)的阶段性研究成果。

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

会得到如此大幅度提高,甚至与发达国家更为相似呢?对于这一现象,国内外学者多从以下3个视角进行解释。

首先是从加工贸易对中国出口技术结构影响的视角进行研究。Naughton(2007)指出中国存在规模巨大的加工贸易,加工贸易占据了中国总出口的55%以上。从1996年起,中国出口的高技术产品中,92%通过加工贸易的形式实现,而2002年以后这一比例已经超过了95.5%(Gaulier et al.,2005),因此,很多学者认为中国近几年出口技术结构迅速提升的根本原因是加工贸易。如Van Assche(2006)认为当出口被加工贸易所主导时,发包方(发达国家)在原材料和零配件上的提供,可能会使得中国出口技术结构因此而提高。当然也有学者认为加工贸易并未提高中国的出口技术结构,如Wang和Wei(2007)基于中国城市层面的数据,对中国出口技术结构进行研究后认为:加工贸易对中国出口技术结构提升不但未起到多大作用,甚至还在一定程度上表现为负效应,Xu和Lu(2009)也得到类似的结论。而姚洋、张晔(2008)基于国家和省级两个层面对国内企业出口技术水平进行研究后指出:加工贸易对出口技术结构优化的作用,从时间上看实际上呈V型,即加工贸易会暂时降低中国出口品的技术结构,但最终还是会起正作用。

其次是从外商直接投资对中国出口技术结构影响的视角进行研究。Naughton(2007)指出自2001年起,中国有超过一半的高技术产品是由外商投资公司出口的,而从2003年起这一指标已经超过了85%,为此外商直接投资在很大程度上提高了中国的出口技术结构。Branstetter和Lardy(2006)在经验分析的基础上指出:发达国家在中国的跨国公司将中国作为出口平台(export platform)的行为,显著地改善了中国的出口技术结构。Xu和Lu(2009)运用Hausmann(2005)模型对出口结构进行研究后指出:最近几年,中国的出口结构向更复杂的产业快速转移,而导致这一变化的根本原因之一就是外商直接投资,特别是来自OECD成员国的外商独资企业。

最后基于测度方法的视角研究中国出口技术结构过高的原因。Baldone等(2006)和Van Assche(2006)指出:Rodrik(2006)和Schott(2006)等人得出中国拥有较高的出口技术结构,其主要原因是测度方法存在一定的缺陷。Rodrik(2006)和Schott(2006)简单地用出口流量来衡量出口技术结构,并不能区分外国附加值部分,由此得到的结果存在所谓的"统计假象"。因此不能简单地用一国出口总量来衡量其出口技术结构,而应尽量将外国附加值对出口国出口技术结构造成的影响消除(Grossman & Rossi-Hansberg,2006)。Van Assche和Gangnes(2008)构建了一个与Rodrik(2006)相似的出口技术结构测度指数,但该指数排除了加工贸易的影响,其通过实证研究后发现:中国的出口电子产品的出口技术结构并没有表现出奇高。Amiti和Freund(2008)的实证研究表明:虽然1992~2005年间中国出口商品的技术含量具有显著的提高,但在剔除加工贸易后,却无证据表明中国的出口品存在显著的技术进步。

虽然现有学者对新世纪以来中国出现的出口技术结构迅速攀升,并超出其经济发展水平的现象进行了大量研究,但因该问题的研究历史并不长,目前还存在以下3个突出问题:一是现有文献多从"外部力量"的视角(如外商直接投资和外商主导的加工贸易),研究中国出口技术结构深化的原因,忽略了出口技术结构深化的"内部力量"(如国内投资力度的加大、国内基础设施的完善以及不断壮大的熟练劳动力队伍等)。二是现有研究多基于跨国层面将中国与其他国家的出口技术结构进行对比分析,进而研究中国出口技术结构深化的动因,但中国的出口分布具有极大的不平衡性,有90%左右的出口来自东部沿海的9个省份(许斌、路汇涌,2007;姚洋、张晔,2008),因此,基于跨国层面研究中国出口技术结构深化的动因是存在一定偏差的。三是目前学术界尚未形成解释一国出口技术结构演进机制的完整理论模型。为弥补上述不足,本文试图从以下几个方面进行改进:(1)将Long(2001)的两部门模型引入出口技术结构研究领域,并将其拓展为三部门模型,从部门的利润最大化动机出发,推导出一国出口技术结构演进机理的简单分析框架,在此基础上,构建相应的计量模型进行实证检验。(2)运用2002~2008年中国省级面板数据,从国家和区域两个层面对理论模型进行检验,以揭示中国及其不同区域出口技术结构变迁的动因。(3)将加工贸易中的"国外成分"从传统的出口技术结构测度方法中剔除,并用省级层面数据替代国家层面数据,以降低"统计假象"和国内

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

发展不均衡带来的偏差。

本文剩余部分安排如下：第二部分将Long（2001）模型从两部门拓展为三部门，从而形成分析出口技术结构演进机制的理论模型；第三部门基于剔除“统计假象”的视角，运用修正后的Hausmann（2005）模型对中国2002~2008年产业和地区层面的出口技术结构进行了测度；第四部分结合理论模型，从国家和区域层面对中国出口技术结构动态演进的动因进行了实证分析；最后一部分总结全文，提出了本文经验研究的结论及启示。

二、理论模型的构建

Long等（2001）在研究国际分工与服务之间关系时，构建了一个两部门理论模型，我国学者唐海燕、张会清（2009）对其进行了适当的完善，笔者结合本文的研究目的将其拓展为三部门分析框架，具体如下。

在Long（2001）和唐海燕、张会清（2009）的研究中，其假定最终消费品的生产部分需要两个部门的合作，即最终产品生产部门和服务性资本生产部门。考虑到最终产品的生产还需要生产性资本，而且生产性资本和服务性资本一样，都对产品出口技术含量和质量的提升具有重要作用，为此我们假定最终产品生产还需第三个部门，即生产性资本生产部门，使Long（2001）的模型更贴近产品生产实际。在生产过程中由于资本投入有利于产品技术创新能力的提升，而熟练劳动力是进行技术创新的主体，非熟练劳动力在实际生产中对熟练劳动力的技术创新具有一定的协助作用，为此笔者假设产品生产时需投入资本、非熟练劳动力和熟练劳动力3种生产要素，同时假设熟练劳动力在资本性部门服务，最终生产部门只需非熟练劳动力。

假设中国通过参与国际分工形式，与世界上其他国家共同生产最终产品Y，中国生产该产品出口技术结构为n_1，即中国能生产和出口的Y，其技术含量范围为$(0,n_1)$；世界其他国家的出口技术结构为n_2，即技术含量范围$(0,n_2)$。由于中国通过嵌入全球价值链低端的方式参与国际分工（张杰、刘志彪、张少军，2008），中国出口产业往往难以到达全球价值链的顶端，很明显$n_2>n_1$。令每生产一单位Y产品需一单位非熟练劳动力、$b_z j$单位生产性资产和$b_e j$单位服务性资产②，则中国与其他国家生产Y的单位成本分别为（1）和（2）式。

$$C_d=\int_0^{n_1}[w^L+(b_zP_z+b_eP_e)j]dj=w^Ln_1+(b_zP_z+b_eP_e)n_1^2/2 \quad (1)$$

$$C_f=\int_0^{n_2}[w^{L^*}+(b_zP_z^*+b_eP_e^*)j]dj=w^{L^*}n_2+(b_zP_z^*+b_eP_e^*)n_2^2/2 \quad (2)$$

其中w^L、P_z、P_e和w^{L^*}、P_z^*、P_e^*分别是国内外非熟练劳动力、生产性资本和服务性资本的价格，d和f分别为中国和世界其他经济体。则中国生产X单位Y产品时对非熟练劳动力、生产性资本和服务性资本的需求分别为：

$$L_Y=n_1X \quad (3)$$

$$K_z=X\int_0^{n_1}b_zjdj=Xb_zn_1^2/2 \quad (4)$$

$$K_e=X\int_0^{n_1}b_ejdj=Xb_en_1^2/2 \quad (5)$$

假定任意两个经济体生产相同技术含量的产品Y（令技术含量同为n）时，其单位成本是相等的，即：

$$w^L+(b_zP_z+b_eP_e)n=w^{L^*}+(b_zP_z^*+b_eP_e^*)n \quad (6)$$

假设中国生产K_z单位生产性资本，需要投入熟练劳动力H_z和非熟练劳动力L_{zs}，令其生产函数为柯布-道格拉斯函数即$K_z=aH_z^{\lambda}L_{zs}^{1-\lambda}(0<\lambda<1)$，在成本函数约束下，生产性资产部门根据利润最大化原则进行生产和定价，可得最优生产条件为：

$$\frac{L_{zs}}{H_z}=\frac{w^{H_z}}{w^{L_{zs}}}\frac{1-\lambda}{\lambda}=\theta \quad (7)$$

$$P_z=\frac{w^{L_{zs}}\theta^{\lambda}}{a(1-\lambda)} \quad (8)$$

$$K_z=aH_z\theta^{1-\lambda} \quad (9)$$

其中w^{H_z}、$w^{L_{zs}}$分别为生产性资本部门熟练劳动力和非熟练劳动力的报酬。同理，假设在服务性资本生产部门，中国需投入熟练劳动力H_e和非熟练劳动力L_{es}，才能形成K_e单位服务性资本。则服务性产品生产部门根据利润最大化原则可得：

$$\frac{L_{es}}{H_e}=\frac{w^{H_e}}{w^{L_{es}}}\frac{1-\gamma}{\gamma}=\sigma \quad (10)$$

$$P_e=\frac{w^{L_{es}}\sigma^{\gamma}}{\beta(1-\gamma)} \quad (11)$$

$$K_e=\beta H_e\sigma^{1-e} \quad (12)$$

与两部门模型不同的是，我们假设熟练劳动力和非熟练劳动力在各个部门可以自由流动，那么相同

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

熟练程度的劳动力在不同部门的报酬相等,即$w^{H_z}=w^{H_e}=w^{H}$,$w^{L_{zs}}=w^{L_{es}}=w^{L}$。在完全就业假设条件下,市场均衡的条件有两个:一是劳动力收入和消费者支出相等,即$Hw^{H}+Lw^{L}=PX$,P为该产品的销售价格,考虑到出口价格可能对出口技术结构具有一定的作用,与以往研究不同的是,笔者在此处不假定P为1;二是熟练和非熟练劳动力市场出清即$H=H_z+H_e$和$L=L_Y+L_{zs}+L_{es}$,L_Y为最终生产部门的非熟练劳动力就业量。为了计算简便,我们令$\gamma=\lambda=0.5$,此时$\theta=\sigma$,根据(3)、(7)、(10)式和劳动力市场均衡的两个条件,我们可求得本国非熟练劳动力工资与出口技术结构之间的关系如下:

$$w^{L}=\frac{P(L-\theta H_z-\sigma H_e)}{n[(\theta H_z+\sigma H_e)+(L_Y+L_{zs}+L_{es})]}=\frac{P(L-H\sigma)}{n(H\sigma+L)} \quad (13)$$

由(3)、(4)、(9)、(12)式可得生产性资本生产部门熟练劳动力投入以及服务性资本生产部门熟练劳动力投入与出口技术结构之间的关系如下:

$$2aH_z\sigma^{1/2}=b_z n(L-\theta H) \quad (14)$$

$$2\beta H_e\sigma^{1/2}=b_e n(L-\sigma H) \quad (15)$$

将(8)、(11)、(13)式代入(6)式并整理可得:

$$\frac{P(L-H\sigma)}{n(H\sigma+L)}+\left(\frac{b_z\sigma^{1/2}}{a}+\frac{b_e\sigma^{1/2}}{\beta}\right)\frac{P(L-H\sigma)}{(H\sigma+L)}=w^{L^*}+(b_zP_z^*+b_eP_e^*)n \quad (16)$$

由(16)式可知与两部门模型不同的是,在引入资本生产性部门后,产品技术含量的影响因素不仅有两部门模型所提的服务性资本投入与劳动力,还包括生产性资本投入、产品销售价格P、国外非熟练劳动力的工资以及国外资本品的价格变动等。

对(14)、(15)、(13)式关于熟练和非熟练劳动力求偏微分可得以下等式:

$$\frac{\partial n}{\partial H_z}=\frac{2a\sigma^{1/2}}{b_z(L-\theta H)} \quad (17)$$

$$\frac{\partial n}{\partial H_e}=\frac{2\beta\sigma^{1/2}}{b_e(L-\sigma H)} \quad (18)$$

$$\frac{\partial n}{\partial L}=\frac{P-w^{L}n}{w^{L}(L+\sigma H)} \quad (19)$$

综合(17)、(18)、(19)式可得命题1和2。

命题1:一国(区域)熟练劳动力对出口技术结构的作用方向,取决于生产性资本生产部门和服务性资产生产部门的非熟练劳动力和熟练劳动力的比,当这一比例较低时(如$\frac{L_{zs}}{H_z}<\frac{L}{H}$或$\frac{L_{es}}{H_e}<\frac{L}{H}$),熟练劳动力能有效地促进出口技术结构的升级;当这一比例过高时(如$\frac{L_{zs}}{H_z}>\frac{L}{H}$或$\frac{L_{es}}{H_e}>\frac{L}{H}$),会使得熟练劳动力对出口技术结构升级呈负作用。

两部门模型推导中得到以下结论:熟练劳动力对本国产品技术含量具有明显的提升作用。而根据开放型三部门模型得到的命题1表明:熟练劳动力对出口品技术含量的提升作用,取决于部门中非熟练劳动力和熟练劳动力的比值,非熟练劳动力的比例越小,熟练劳动力对出口品技术含量提升的作用越大。并且从(17)式和(18)式还可以看出社会非熟练劳动力的快速增长,会降低熟练劳动力对出口品技术含量的提升力度,这一点与两部门结论是一致的,可见三部门模型既证实了两部门模型部分观点的正确性,还使得熟练劳动力对出口技术结构提升作用分析更具体化,这完善了Long(2001)和唐海燕、张会清(2009)等人的研究。

命题2:在出口技术结构相同的情况下,一国(区域)非熟练劳动力对出口技术结构升级的影响取决于两个因素:一是出口价格,二是非熟练劳动力的工资。当应有的出口价格水平低于生产相应技术含量产品非熟练劳动力应有的工资水平时,会使得非熟练劳动力对出口技术结构升级表现为负作用,而出口价格水平高于非熟练劳动力应有的价格水平时,非熟练劳动力会对出口品技术含量起正作用。

两部门模型指出:产品技术含量关于非熟练劳动力求偏微分将得到一个负值,即非熟练劳动力的增长会降低产品的技术含量③。而命题2实际上修正了两部门模型的上述观点,即开放型三部门条件下,非熟练劳动力只有在出口价格低于一定水平的情况下,才可能对出口技术含量提升起负作用,而出口价格足够高时,非熟练劳动力将表现为正作用。甚至当非熟练劳动力作用为负时,非熟练劳动力增加足够多,出口价格上涨足够快,进而有可能使得(19)式由负转正,即使得非熟练劳动力的作用由负转正。

对(16)式关于国外生产性资本和服务性资本的价格求偏微分,并整理可得:

$$\frac{\partial n}{\partial P_z^*}=-\frac{b_zn^2}{(L+\sigma H)w^{L^*}+2(b_zP_z^*+b_eP_e^*)n-(b_zP_z+b_eP_e)}<0 \quad (20)$$

$$\frac{\partial n}{\partial P_e^*}=-\frac{b_en^2}{(L+\sigma H)w^{L^*}+2(b_zP_z^*+b_eP_e^*)n-(b_zP_z+b_eP_e)}<0 \quad (21)$$

由(20)、(21)式可得命题3。

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

命题3：其他国家生产性资本和服务性资本品价格上涨，对中国的出口技术结构升级具有负作用。这一命题出现的原因可能在于：资本都具有逐利性，资本品价格上涨其实是资本品的收益上涨。当其他国家资本品收益上涨时，一方面流向中国的资本将减少，即FDI减少；另一方面中国的资本可能流向国外，这将不利于生产水平的提高，进而对中国出口技术结构产生负面影响。

三、中国出口技术结构的测度与分析

（一）数据来源及产业的选择

由于现有研究多表明：中国出口技术结构迅速深化出现在进入新世纪以后（如Rodrik，2006；Schott，2006等），特别是近几年，出口技术结构提升更为显著。为此，笔者选择2002~2008年中国省级层面出口数据来衡量中国出口技术结构的变迁情况[④]。出口数据全部来自中国海关数据库和国研网，其他数据来自于中国统计年鉴和联合国统计数据库。另外由于新疆、西藏和宁夏的部分年份数据不全，笔者并未计算这3个地区的出口技术结构。

根据海关的HS编码，各国产品出口一共分为二十二类[⑤]，为了提高测度结果的说服力，笔者并未将所有的产业纳入到研究中来。主要做了如下调整：首先考虑到中国出口技术结构深化多来自于工业制成品，而不是初等品（许斌，2007），为了更好地体现中国出口技术结构的变迁，我们对于一些国别技术含量差异不高的初等品行业进行了剔除，如第一类（活动物、动物产品）、第二类（植物产品）、第三类（动植物油、食用油等）、第四类（食品及烟草等）、第五类（矿产品）等。其次考虑到部分产品出口结构的变动，并不能完全体现一国生产率和技术结构的变迁，我们将其剔除，如第二十一类（艺术品、收藏品及古物）和第十四类（珠宝、贵金属制品；仿首饰；硬币）等；最后对于部分特殊交易产品和杂类产品，由于其所属产业并不明晰，亦将其剔除，如第二十类（杂项制品）和第二十二类（特殊交易品及未分类商品）。为此，最终进行计算的产业一共有十二大类。

（二）HS大类层面出口技术结构的测定

在测定一国出口技术结构时，目前学术界常用的方法有两大类，一是Hausmann（2005）基于RCA指数法和比较优势理论提出的出口复杂度指数[⑥]；另外一种是基于出口结构对比的出口相似度指数[⑦]。考虑到Hausmann等（2005）模型能够“保证一些贫穷的小国（经济体）的出口被赋予足够的权重”（Rodrik，2006），因此，笔者采用Hausmann（2005）对中国出口技术结构变迁进行测度。其具体计算公式如下：

$$ETSI_i=\frac{x_{i1}\Big/\sum_{m=1}^{\infty}x_{m1}}{\sum_{c=1}^{n}\left(x_{ic}/\sum_{m=1}^{\infty}x_{mc}\right)}Y_1+\frac{x_{i2}\Big/\sum_{m=1}^{\infty}x_{m2}}{\sum_{c=1}^{n}\left(x_{ic}/\sum_{m=1}^{\infty}x_{mc}\right)}Y_2+\cdots\cdots+\frac{x_{in}\Big/\sum_{m=1}^{\infty}x_{mn}}{\sum_{c=1}^{n}\left(x_{ic}/\sum_{m=1}^{\infty}x_{mc}\right)}Y_n=\sum_{c=1}^{n}\frac{x_{ic}\Big/\sum_{m=1}^{\infty}x_{mc}}{\sum_{c=1}^{n}\left(x_{ic}/\sum_{m=1}^{\infty}x_{mc}\right)}Y_c \quad (22)$$

上式中$ETSI_i$为i产品的世界出口技术结构，x_{ic}为c国i产品的出口总额，$\sum_{m=1}^{\infty}x_{mc}$为$c$国的总出口，$m$表示一国产品出口的总类数，$Y_c$是$c$国的人均GDP，实际上出口技术结构$ETSI_i$是对各国人均GDP的加权平均（许斌，2007）。由于中国的出口和收入在各省级区域之间的分布是不平衡的，东西部收入差异比较大，而且出口多集中于东部沿海的9个省份（许斌，2007），因此采用该方法进行测度是有偏的。此外由于该模型测度时用的是各国总的出口数据，其中包含了加工贸易的数据，Van Asscheh和Gangnes（2008）指出直接使用出口数据对中国进行测度时，容易产生“统计假象”，进而拉高中国出口技术结构。

为此，本研究采用如下方法修正：在处理国内分布不平衡方面，借鉴Xu和Lu（2009）基于省级层面数据对Hausmann（2005）的修正方法，以各省份i产品的出口比重与各省份该产品出口比重之和的比值作为权重，对各省份的人均GDP进行加权，以求出中国各产品的出口技术结构，即采用省级区域出口数据和人均GDP替代（22）式的国别层面相关数据（Xu & Lu，2009），以减少分布不均衡给测度结果带来的偏差；在“统计假象”处理上，我们借鉴姚洋、张晔

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

(2008)测度出口品国内技术含量的方法,将出口贸易中的国外产品(或原材料)进口部分剔除,则(22)式修正如下:

$$ETSI_i=\frac{(1-\theta_{i1})x_{i1}/\sum_{m=1}^{\infty}(1-\theta_{m1})x_{m1}}{\sum_{c=1}^{n}[(1-\theta_{ic})x_{ic}/\sum_{m=1}^{\infty}(1-\theta_{mc})x_{mc}]}Y_1+\frac{(1-\theta_{i2})x_{i2}/\sum_{m=1}^{\infty}(1-\theta_{m2})x_{m2}}{\sum_{c=1}^{n}[(1-\theta_{ic})x_{ic}/\sum_{m=1}^{\infty}(1-\theta_{mc})x_{mc}]}Y_2+\cdots\cdots+\frac{(1-\theta_{in})x_{in}/\sum_{m=1}^{\infty}(1-\theta_{mn})x_{mn}}{\sum_{c=1}^{n}[(1-\theta_{ic})x_{ic}/\sum_{m=1}^{\infty}(1-\theta_{mc})x_{mc}]}Y_n=\sum_{c=1}^{n}\frac{(1-\theta_{ic})x_{ic}/\sum_{m=1}^{\infty}(1-\theta_{mc})x_{mc}}{\sum_{c=1}^{n}(1-\theta_{ic})x_{ic}/\sum_{m=1}^{\infty}(1-\theta_{mc})x_{mc}}Y_c \qquad (22\text{–i})$$

(22–i)式中x为国内某一省级区域的出口值,θ为相应省份出口特定产品中以加工贸易形式进口的产品(原料)比重,具体为进料加工和来料加工装配形式的进口量占该产业出口的比重,Y_c是省份c的人均GDP,m表示省级区域出口产品的总类数,$ETSI_i$为我国i商品的出口技术结构。$ETSI$值越高说明该类商品出口技术结构越高,即产品的技术含量越高。根据(22–i)式和笔者所搜集的数据,可计算得十二大类产品出口技术结构如表1。

由表1可知,2002~2008年中国出口技术结构在呈上升趋势,所有大类产品的出口技术结构均值从2002年的11022元增加到了2008年的27118元,增加了16139元,增加了幅度达到了146.03%。这一结论符合了Hausmann(2005)关于出口技术结构与经济增长关系的阐述,即一国的经济增长会促进该国出口技术结构的升级。从出口技术结构深化额度上看:第十八类商品的出口技术结构深化最为明显,从2002年的12169元增加到了2008年的33799元,增加额达到了22154元,7年间增加了177.75%。这表明进入21世纪以后我国光学、医疗仪器的出口技术含量得到了大幅度的提升,其次是第十六类(机电、音像设备及其零件、附件),7年间增加了17835元,增幅达到143.4%。出口技术结构深化程度最小的是第十类(木浆等;废纸;纸、纸板及其制品)商品。从均值排名上看,我国出口技术结构最高的是第十八类商品,即光学、医疗等仪器等产业,其次是化工产业(第六类),出口技术结构最低的是木浆及纸制品(第十类)。为了进一步分析各大产业出口技术结构分布的发展趋势,我们对2002~2008年大类层面出口技术结构进行了Kernel密度估计(如图1),结果显示:2002~2008年间,Kernel曲线峰值呈不断下降且右移的趋势,从相对狭窄变得矮而宽。这表明:一方面中国出口技术结构在深化;另一方面各大类的出口技术结构差异在加大,即中国出口品的技术含量差距在加大。另外,Kernel密度估计曲线从2004年起都只

表 1 2002~2008年各大类商品出口技术结构(单位:元)

商品类	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	增额	均值
第六类	13331	13976	15799	19495	22516	27430	30822	17492	20481
第七类	12863	14522	14547	19429	22509	26281	28247	15383	19771
第八类	8724	9849	10132	14635	16609	19923	24139	15414	14859
第九类	9435	10915	12035	14707	17074	20166	23304	13869	15377
第十类	8230	9442	10243	12853	14956	17588	20182	11952	13356
第十一类	11304	12963	13607	17728	20574	23815	26640	15336	18090
第十二类	12447	13841	13806	18102	19634	22000	27750	15303	18226
第十三类	9669	11294	12039	15774	18372	22345	26204	16534	16528
第十五类	10942	12516	13790	16675	17953	24853	29106	18164	17977
第十六类	12437	14454	20894	19783	23717	27342	30272	17835	21271
第十七类	10713	11920	14742	16292	17981	21501	24947	14234	16871
第十八类	12169	14541	18334	21258	24959	30022	33799	22154	22154
均值	11022	12519	14164	17228	19738	23606	27118	16139	–

注:各大类具体所包含的商品如下:第六类(化学工业及其相关工业的产品)、第七类(塑料及其制品;橡胶及其制品)、第八类(革、毛皮及制品;箱包;肠线制品)、第九类(木及制品;木炭;软木;编结品)、第十类(木浆等;废纸;纸、纸板及其制品)、第十一类(纺织原料及纺织制品)、第十二类(鞋帽伞等;羽毛品;人造花;人发品)、第十三类(矿物材料制品;陶瓷品;玻璃及制品)、第十五类(贱金属及其制品)、第十六类(机电、音像设备及其零件、附件)、第十七类(车辆、航空器、船舶及运输设备)、第十八类(光学、医疗等仪器;钟表;乐器)。

数据来源:根据国研网统计数据计算而得(表2同)。

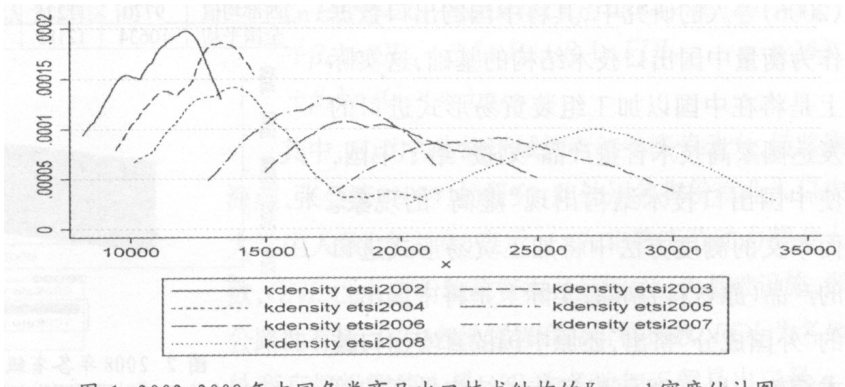

图 1 2002~2008年中国各类商品出口技术结构的Kernel密度估计图

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

有一个显著峰，可见，近几年，虽然各产业出口技术结构的差距在扩大，但中国各产业出口技术结构升级的模式是“齐头并进”的，并未出现“两极分化”的现象。

（三）各省份出口技术结构的测定

在计算出国家层面的各大类产品出口技术结构后，将其加总到省级区域层面，则可以算出区域出口技术结构，结合（22-i）式和Hausmann（2005）模型，笔者采用如下计算方法：

$$ETS_n=\frac{(1-\theta_1)x_{1n}}{\sum_{i=1}^{k}(1-\theta_i)x_{in}}ETSI_1+\frac{(1-\theta_2)x_{2n}}{\sum_{i=1}^{k}(1-\theta_i)x_{in}}ETSI_2$$
$$+.....+\frac{(1-\theta_k)x_{kn}}{\sum_{i=1}^{k}(1-\theta_i)x_{in}}ETSI_k \qquad (23)$$
$$=\sum_{i=1}^{k}\frac{(1-\theta_i)x_{in}}{\sum_{i=1}^{k}(1-\theta_i)x_{in}}ETSI_i$$

其中：ETS_n是特定年份地区n的出口技术结构，这里的权重是商品i在地区n中出口商品总额中的份额（均不含加工贸易形式的进口）。在大类产品出口技术结构的基础上，我们运用（23）式计算了中国28个省级区域2002~2008年的出口技术结构（如表2）。

将2002~2008中国出口技术结构均值按当年汇率折换美元约为2214.1美元，大大低于Rodrik（2006）计算所得的相关年份的出口技术结构均值，这与Van Assche和Gangnes（2008）及Amiti和Freund（2008）的研究结论是一致的，导致这一现象的原因在于：一国出口的产品并非全部是由本国生产，这在发展中国家的出口加工贸易中表现得尤为明显（姚洋、张晔，2008），在Rodrik（2006）等人的研究中，其将中国的出口数据作为衡量中国出口技术结构的基础，这实际上是将在中国以加工组装贸易形式进口的发达国家高技术含量产品“划拨”给了中国，使中国出口技术结构出现“虚高”的现象。而本文的测度方法中将加工贸易形式进口的产品（原材料）剔除，实际上是将中国出口的“外国成分”挤出，还原中国的真实出口技术结构。以2008年出口技术结构最高的第十八和十六类为例，其以加工贸易形式进口的产品占出口比重分别达到了54.74%和33.13%。剔除该部分后其权重分别从3.78%和48.45%下降到了2.22%和27.62%，使得第十八、十六类对中国出口技术结构整体贡献度下了527元和6305元。可见，导致本文测度结果与Rodrik（2006）等人不同的根本原因在于：本研究剔除了国外高技术成分带来的“虚高”，一定程度上使得中国出口技术结构恢复到真实值。

这是否表明修正后的测度方法使得我国的出口技术结构回到正常值了呢？为此，笔者运用stata10.0画出了2008年出口技术结构和人均GDP的散点（如图2），可知2008年的散点均匀的分布在拟合线两侧标准差为92%的灰色区域内，并没有出现Rodick（2006）所谓的“异常偏离”现象[⑧]，即测度结果与人均GDP的关系回到了Van Assche和Gangnes（2008）及

表2 2002~2008年中国各省级区域出口技术结构（单位：元）

地区	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	省份均值
北京	10966	12673	17781	17564	21066	24435	27390	18839
福建	11249	12882	16237	17450	19933	23454	27229	18348
广东	11069	12783	18197	17705	20684	24399	27935	18967
海南	10333	11653	12556	15463	17667	20031	23651	15908
河北	10135	11675	12809	15881	17956	21204	24888	16364
江苏	10885	12523	17620	17077	19771	23147	26406	18204
辽宁	10183	11631	15337	15832	18223	21728	25428	16909
山东	10694	12234	14650	16528	18992	22258	25543	17271
上海	10926	12598	17703	17349	20168	23736	27075	18508
天津	10596	12165	18252	16482	18868	22079	25528	17710
浙江	11233	12903	15215	17574	20351	23825	27044	18306
东部均值	10752	12338	16033	16810	19425	22754	26192	17758
安徽	10695	12231	14605	16774	19112	22647	25830	17413
河南	10420	11889	12513	16232	18636	21748	25392	16690
黑龙江	10497	12064	14088	16169	18994	22766	25907	17212
湖北	10513	11906	13941	16090	18776	22051	25293	16939
湖南	9664.2	11076	12255	15220	17523	21100	24740	15940
吉林	10304	11848	13386	15787	18108	21496	25002	16562
江西	10366	11855	13241	15965	18284	21583	24984	16611
山西	9314.4	10444	11209	15110	17684	20860	24472	15585
中部均值	10222	11664	13155	15918	18390	21781	25202	16619
甘肃	9460.4	10880	11207	15544	17897	20969	24852	15830
广西	9500.4	10952	12196	15109	17417	20754	24350	15754
贵州	8948.6	10498	12661	14480	16582	19570	23154	15128
内蒙古	10332	11863	12177	15828	17813	20858	24325	16171
青海	9395.9	10541	11211	14940	17102	20083	23523	15257
陕西	9182.2	10794	10674	15558	17196	20724	24077	15458
四川	10594	12240	15266	16592	19075	22371	25942	17440
云南	10491	11921	14745	16470	19332	22517	26018	17356
重庆	9165.8	10478	11443	14491	16817	19838	22323	14937
西部均值	9770	11226	12639	15567	17834	21030	24452	17412
全国平均	10634	12189	14571	16712	19255	22673	26224	17465

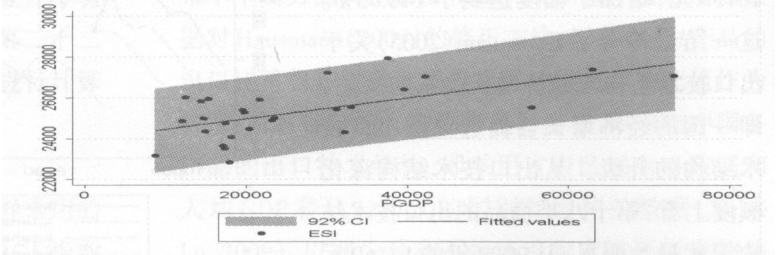

图2 2008年各省级区域出口技术结构和人均GDP的散点图
注：人均GDP为国研网公布的省级区域总产出除以省级区域总人口。

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

Amiti 和 Freund(2008)指出的正常情况。可见考虑了加工贸易和区域发展的差异后,中国的出口技术结构并没有表现出异常的高,这也表明修正后的测度方法实际上优于传统的测度方法,其在很大程度上消除了"统计假象",与此同时出口技术结构与人均 GDP 的关系也更符合 Hausman(2005)等人的研究结论。

从数值上看,2002~2008 年中国各区域的出口技术结构均呈上升趋势,且上升幅度较大,平均升幅达 150.27%,这与 Rodick(2006)和 Schott(2006)等人的研究是几乎一致的。可知:在剔除"统计假象"后,中国的出口技术结构虽然没有原先学者计算的那么高,但近几年确实得到了大幅度的提升。在各区域出口技术结构中,2002~2008 年出口技术均值排名靠前的均是东部沿海发达地区,其中最高的是广东,其次是北京、上海和浙江。可见经济发展状况较好的区域,其出口技术结构相对较高,即出口的产品技术含量相对较高。从区域对比上看,东部区域的出口技术结构要优于中部,而中部优于西部,以 2008 年为例,东部区域的出口技术结构均值达到了 26192 元,中部均值为 25202 元,而西部为 24452 元,且中部 8 个地区和西部 9 个地区 2002~2008 年的出口技术结构均低于东部地区的平均值。从 Kernel 密度估计图(见图 3)上看:Kernel 曲线从 2002 年"高、尖、窄"的特点,逐渐变成了 2008 年的"矮、扁、宽",这说明中国各省份的出口技术结构差异化正在加深,即各区域间的出口技术结构差距正在扩大,从图 3 的峰数上看,已经从 2002 年和 2003 年的两个显著峰值逐渐变成一个显著峰值,说明我国区域出口技术结构升级已经逐渐由"两极分化"的模式逐渐转变为"齐头并进"的发展模式。

四、中国制造业产业出口复杂深化动力的实证分析

在构造具体的实证模型时,考虑到"对于时期较短而横截面单位较多的样本数据,可以认为地区间

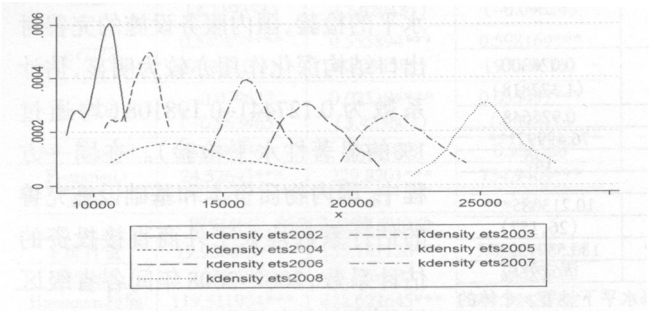

图 3 2002~2008 年中国各省份出口技术结构的 Kernel 密度估计图

的差异主要表现在横截面的不同个体之间,参数不随时间变化或者变动较小"(魏楚、沈满洪,2007),为此,笔者采用变截距模型。根据前文理论模型(16)式及中国出口技术结构的测度状况,结合 Shujin Zhu 等(2009)和唐海燕、张会清(2009)的类似研究,构建以下实证模型:

$$\begin{aligned}\mathrm{Ln}ETS_{it} &= c_i + \alpha_1 \mathrm{Ln}H_{it} + \alpha_2 \mathrm{Ln}L_{it} + \alpha_3 \mathrm{Ln}b_{zit} \\ &+ \alpha_4 \mathrm{Ln}b_{eit} + \alpha_5 \mathrm{Ln}P_{it} + \alpha_6 \mathrm{Ln}w^{L^*} \\ &+ \alpha_7 \mathrm{Ln}P^* + \varepsilon_i + \mu_t\end{aligned} \quad (24)$$

其中 i 为中国省级区域,t 为时间,P^* 为国外资本的价格,ε_i 和 μ_t 分别为相应的残差项。出于实证检验的可操作性以及本文研究目的考虑,对实证模型做如下处理。

首先由于本文选取的是十二大类产业,各产业产品的计量单位也不尽相同,产品价格 P_{it} 难以直接获得,为此,笔者用各地区的零售商品价格指数来表示(2002 年为基期)。其次国外劳动力工资 w^{L^*} 在实际计量中难以描述,考虑国外劳动力价格上涨时,跨国公司出于成本最小化目的,会更倾向在中国进行加工组装,从而表现为中国加工贸易量的上升,为此,可以用省级区域历年的加工贸易量来体现。再次由命题 3 可知国外资本品价格 P^* 的变动对各省级区域的影响直接表现为 FDI 流入量的变化,当国外 P^* 上涨时,资本品在国外可以获得更高的报酬,则流向各省级区域的 FDI 将减少,为此可以用各省级区域 FDI 的流入量体现国外资本价格的变动。最后生产性资本 b_z 笔者用各省份物质资本存量来表示,而服务性资本 b_e 增加对出口技术结构的作用,主要表现为:使出口更为便利,体现为交通设施的完善,特别是公路交通设施的完善(Sim,2004),为此,服务资本量可以以各省份每万平方公里拥有的公路数量来表示(唐海燕、张会清,2009)。则最终模型可以调整为下式:

$$\begin{aligned}\mathrm{Ln}\,ETS_{it} &= C_i + \beta_1 \mathrm{Ln}\,H_{it} + \beta_2 \mathrm{Ln}\,L_{it} + \beta_3 \mathrm{Ln}\,GNZ_{it} \\ &+ \beta_4 \mathrm{Ln}\,GL_{it} + \beta_5 \mathrm{Ln}\,P_{it} + \beta_6 \mathrm{Ln}\,FDI_{it} \\ &+ \beta_7 \mathrm{Ln}\,JG_{it} + \varepsilon_i + \mu_t\end{aligned} \quad (25)$$

其中,H_{it} 为各省级区域拥有的熟练劳动力,借鉴唐海燕、张会清(2009)的研究,此处用各省份就业人口中大学生人数(含大专)表示,L_{it} 为非熟练劳动力就业人数,GNZ_{it} 为各省份物质资本存量⑨,GL_{it} 为基础设施,即公路拥有量,P_{it} 为各地零售商品价格指数,FDI_{it} 为各地外商直接投资流入量,JG_{it} 为各地加工贸易出口量。

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

由于(25)式中的解释变量较多,解释变量之间可能存在一定的相关性,进而导致计量模型存在多重共线性。为此,在进行回归前,笔者对各变量进行了相关性分析,并将相关性较高的变量不置于同一次回归中,以提高回归结果的可靠性。表3报告了样本变量的相关系数矩阵,可得到如下结论:首先外商直接投资和加工贸易存在较大的相关性,相关系数达0.907489,导致这一现象的原因可能在于:中国的加工贸易很大程度上是由于外商直接投资企业推动的;其次各地的物质资本存量与各地的基础变量存在较大的相关性,相关系数高达0.564857。最后剩下的解释变量中相关系数最高值达到仅为0.358969,剩余解释变量的共线性干扰的影响基本上可以忽略。在后文的实证估计中,笔者将外商直接投资和加工贸易、物质资本存量和基础设施变量不同时置于同一回归中,因此,实证中实际上采用了4个回归方程[10]。

表3 样本变量的相关系数矩阵

	L	*FDI*	*H*	*JG*	*ZB*	*P*	*JT*	*ETS*
L	1							
FDI	0.273202	1						
H	0.204908	0.273514	1					
JG	0.256187	0.907489	0.009377	1				
ZB	0.08048	0.145796	0.072077	0.077019	1			
P	0.227341	0.018813	0.117645	0.012544	0.208029	1		
JT	0.340791	0.0126	0.358969	0.122875	0.564857	0.210128	1	
ETS	0.231535	0.411357	0.239904	0.427728	0.640878	0.723871	0.507551	1

资料来源:根据国研网和《中国统计年鉴》数据整理而得。

表4 2002~2008年国家层面面板数据检验结果

系数	(1)	(2)	(3)	(4)
C	1.942484*** (3.310380)	0.606758 (0.548426)	-6.965366*** (-6.255787)	-9.017488*** (-12.86746)
Ln*H*	0.063450* (1.830500)	0.101959*** (2.923031)	0.125019*** (2.636011)	0.060234*** (3.746960)
Ln *L*	0.173546*** (3.964296)	0.196367** (2.465738)	0.433315*** (4.243180)	0.528446*** (4.425136)
Ln *P*	0.293460*** (3.420846)	0.527878*** (2.842533)	2.334711*** (7.615196)	2.743815*** (12.70024)
Ln *GNZ*	0.492270*** (14.10008)	0.495729*** (12.54006)	-	-
Ln *GL*	-	-	0.198108*** (5.626644)	0.127441*** (4.219912)
Ln *FDI*	0.080654*** (6.415843)	-	0.149775*** (4.511555)	-
Ln *JG*	-	0.015127 (1.128029)	-	0.078300 (1.372818)
AR-squared	0.968499	0.933164	0.881848	0.925648
F-statistic	187.4550***	85.67252***	46.26339***	76.49997***
OBS	189	189	189	189
固定效应、随机效应模型检验				
F统计量	24.551005***	14.838165***	10.789579***	10.213085***
自由度	(26,157)	(26,157)	(26,157)	(26,157)
Hausman检验	261.278327***	234.557334***	247.249679***	180.559732***
判断结论	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应

注:*表示在10%水平下显著,**表示在5%水平下显著,***表示在1%水平下显著。个体的截面常数或时间截面常数,因篇幅有限,并未给出(以下同)。

(一)国家层面动因的实证检验

在对面板数据进行回归前,还需选择具体的模型,本文使用Hausman检验和似然F统计量来检验回归方程固定效应与随机效应的选择。当检验结果显示为固定效应时,笔者进一步采取广义最小二乘GLS(Cross-section Weights)法,结合white-period稳健方法以校正各省份异方差及时期异方差带来的影响[11]。国家层面检验结果显示无论是似然F统计量还是Hausman检验都在1%显著性水平上拒绝了随机效应模型,为此,笔者采用固定效应模型。

由表4可知:加工贸易量的回归结果并不显著,均未通过10%的显著性水平检验,且估计系数较小(分别为0.015127、0.078300)。这表明:整体而言加工贸易对中国出口技术结构的深化作用并不明显,这与Wang和Wei(2007)及Xu和Lu(2009)的研究结论是一致的,即进入21世纪以后中国出口技术结构的快速提升并非得益于加工贸易。

劳动力类因素方面:熟练劳动力在4个方程的回归结果中均显著(仅方程1只通过10%的显著性水平的检验,其余均通过1%的显著性水平检验),估计系数为0.060234~0.125019,可见熟练劳动力每增加1个百分点,中国出口技术结构可以深化0.060234~0.125019个百分点。非熟练劳动力的促进作用更为明显,弹性系数为0.173546~ 0.528446,且均通过了至少5%的显著性水平检验。

资本类因素方面:回归方程(1)和(2)中,国内物质资本的估计系数均接近0.5,且都通过了1%的显著性水平的检验,国内服务设施的完善对出口结构深化作用亦较为明显,估计系数为0.127441~0.198108(均通过1%的显著性水平检验)。在同一方程中,国内物质资本和基础设施完善的估计系数均大于外商直接投资的估计系数,2002~2008年间各省级区域物质资本存量平均增长了2.74倍,

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

公路里程平均增长了1.29倍,外商直接投资增加了1.93倍。据此可知:“外力”(国外直接投资)推动了中国出口技术结构的升级,但“内力”(国内投资和基础设施完善)的作用明显大于“外力”的,这很大程度上印证了Branstetter和Lardy(2006)的基本观点⑫。

价格因素虽然在4个方程中均通过了1%的显著性水平检验,且在回归方程(3)和(4)中具有较大的估计系数,但近年来中国出口品“量增价跌”的现象十分显著(李艺、汪寿阳,2007),为此,价格因素对中国出口技术结构的深化作用相对有限。值得一提的是,价格因素显著为正还表明:中国企业采用“低价竞销”的策略,实际上并不利于中国出口技术结构的深化,反而在很大程度上削弱了中国出口品技术含量的提升。

(二)国家层面动因的动态检验

由前文可知,国内物质资本存量、基础设施、非熟练劳动力、熟练劳动力和外商直接投资都对中国出口技术结构深化具有明显的促进作用,为此,笔者将这几个关键变量进行分段回归(每3年为一时间段),以探寻其动态趋势。考虑到基础设施和国内物质资本具有较高的相关性,且物质资本的估计系数明显大于基础设施,我们将基础设施变量舍去。时间段的选择、模型的选择和回归结果置于表5。

从估计系数的趋势上看:非熟练劳动力对出口技术结构的深化作用已变得越来越弱,估计系数已从2002~2004年的0.844553下降到了2006~2008年的不显著负作用(未通过10%的显著性水平检验)。导致这一现象出现的原因在于:2002~2008年间中国出口品价格上涨速度较慢,伴随着非熟练劳动力价格和出口品技术含量的上涨,命题2中非熟练劳动力的负作用区间逐渐在中国开始显现。熟练劳动力的促进作用,虽然从2002~2004年的0.123248降到了2005~2007年的0.054681,但2008年已有回升的趋势(2006~2008年的系数达0.075124)。导致熟练劳动力作用力出现先减后增的原因可能在于:1999~2001年大学突然扩招后,2003~2005年间有大量的毕业生涌入资产性生产部门,而这些大学生刚融入社会时,并不构成完全意义上的熟练劳动力,进而快速降低了资本生产性部门熟练劳动力的平均素质,使得熟练劳动力的作用力下降。而在最后一个阶段,先前的毕业生经过几年的历练成为了真正的熟练劳动力,虽有毕业生不断涌入,但熟练劳动力的平均素质有一定的回升,进而提升了熟练劳动力的作用。综上可知:单纯依靠非熟练劳动力的增加,来提升中国出口技术结构已经行不通,需进一步提高劳动力的技能,以增加熟练劳动力的基数,进而深化中国出口技术结构。

表 5 国家层面各关键变量的分段回归

系数	2002~2004	2005~2007	2006~2008
C	-0.701374* (-1.717982)	3.785922*** (20.42837)	3.618106*** (12.69272)
Ln*H*	0.123248*** (4.780736)	0.054681*** (3.697406)	0.075124*** (7.250466)
Ln*L*	0.844553*** (8.119353)	0.058922*** (2.829183)	-0.004977 (-0.09624)
Ln*GNZ*	0.549897*** (7.367175)	0.555894*** (24.34588)	0.598169*** (93.10635)
Ln*FDI*	-0.079632 (-0.863465)	0.025194*** (3.433603)	0.033497*** (4.57812)
AR-squared	0.898194	0.988480	0.996380
F-statistic	24.52693***	229.8201***	734.9409***
OBS	81	81	81
固定效应、随机效应模型检验			
F统计量	19.936669***	135.181126***	382.92198***
自由度	(26,50)	(26,50)	(26,50)
Hausman检验	119.511954***	412.622645***	399.524337***
判定结论	固定效应	固定效应	固定效应

物质资本估计系数在3个时间段中呈现明显的上升趋势,从2002~2004年的0.549897上升到2006~2008年的0.598169,3个时间段均通过1%的显著性水平检验,FDI的估计系数也呈上升趋势,导致这一情况出现的原因可能有三:一是最近几年中国基础设施的不断完善,使得资本更有效地发挥其效能,二是流向中国的FDI,其质量在不断提高;三是由命题3和理论模型(20)、理论模型(21)可知有一种可能,即当发达国家的资本品在中国获得收益大于其他国家,使得发达国家FDI的流入量增大,从而导致技术外溢的可能性加大,进而提升了FDI促进出口技术结构升级的作用。

(三)区域层面动因的实证检验

由于中国的区域经济发展具有极大的不平衡性,东部地区占据了全国的90%左右的出口额,东部的人均收入也是西部平均水平的几倍。而且前文的研究还表明:中国区域间出口技术结构的差异性呈进一步扩大趋势。可见不同区域出口技术结构深化的动因可能并不完全相同,与国家层面的动因存在一定的差异,为此,笔者将样本中的27个省级区域⑬,按照前文东、中和西部的划分,分别进行实证检验。

东部省份回归表明(见表6):非熟练劳动力对东

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

部区域出口技术结构深化具有显著的负作用，熟练劳动力则具有显著的正作用。导致熟练劳动力效应为正的主要原因在于：东部熟练劳动力较多，资本性生产部门的熟练劳动力与非熟练劳动力之比位于命题1中较优区间，使得理论模型中方程(22)和(23)为正。非熟练劳动力表现出负作用的原因可能有两个：一是东部近几年非熟练劳动力供给的相对不足(如长三角、珠三角出现表现为正式的“民工荒”)使得劳动力价格不断上涨，而出口品“量增价跌”的现象还在继续，使得命题2中非熟练劳动力的负作用出现；二是东部地区的非熟练劳动力多为外来务工人员，其工资相对于生活成本而言并不高，这导致其心理上没有自豪感和成就感，缺乏努力工作的激励，降低了非熟练劳动力在东部地区“出力”和“用心”的程度(江小涓，2008)。

表 6 东部省份面板数据检验结果

系数	(1)	(2)	(3)	(4)
C	7.740506*** (29.00461)	7.606760*** (27.13391)	7.003255*** (14.34412)	6.960840*** (15.14044)
Ln*H*	0.003990*** (3.091809)	0.088877*** (3.301418)	0.135509** (2.179337)	0.147851** (2.461247)
Ln*L*	−0.257485*** (−9.106753)	−0.258419*** (−6.583950)	−0.099097** (−2.271609)	−0.140757*** (−2.952245)
Ln*P*	3.996218*** (13.23540)	4.133611*** (6.625445)	4.043379*** (3.967260)	4.433902*** (7.569979)
Ln*GNZ*	0.324377*** (5.603874)	0.204657*** (2.813488)	−	−
Ln*GL*	−	−	0.237966*** (7.094061)	0.180681*** (2.712481)
Ln*FDI*	0.061652*** (5.716502)	−	0.063147* (1.965322)	−
Ln*JG*	−	0.053284*** (3.003362)	−	0.050549*** (2.682618)
AR-squared	0.756056	0.667242	0.649082	0.665973
F-statistic	16.27509***	28.67158***	26.52539***	28.51408***
OBS	77	77	77	77
固定效应、随机效应模型检验				
F统计量	2.387161**	1.343793	0.827214	0.816889
自由度	(9,55)	(9,55)	(9,55)	(9,55)
Hausman检验	9.253816*	9.164415	6.218717	6.143251
判定结论	固定效应	随机效应	随机效应	随机效应

表 7 中部省份面板数据检验结果

系数	(1)	(2)	(3)	(4)
C	3.059207** (2.634066)	5.190969*** (3.182929)	−4.724198*** (−3.522279)	−8.188784*** (−8.346601)
Ln*H*	0.042101 (1.568394)	0.058893 (0.712685)	−0.021752 (−0.501287)	−0.039328 (−0.781273)
Ln*L*	−0.235792 (−0.711702)	−0.211093 (−1.081982)	0.107615 (0.866027)	0.203050 (1.287858)
Ln*P*	0.506163* (1.682516)	−0.132849 (−0.440047)	2.375150*** (6.125314)	3.018112*** (8.587443)
Ln*GNZ*	0.492582*** (12.56467)	0.713106*** (6.230690)	−	−
Ln*GL*	−	−	0.114934*** (2.794669)	0.167270*** (3.607838)
Ln*FDI*	0.194810*** (3.505912)	−	0.354242*** (5.071393)	−
Ln*JG*	−	−0.021180 (−0.910106)	−	0.066888 (1.104304)
AR-squared	0.982844	0.982771	0.973546	0.947069
F-statistic	263.5772***	262.4366***	169.6713***	83.00663***
OBS	56	56	56	56
固定效应、随机效应模型检验				
F统计量	22.070823***	17.452766***	18.537144***	6.537610***
自由度	(7,43)	(7,43)	(7,43)	(7,43)
Hausman检验	135.882848***	19.145799***	91.753775***	39.498830***
判断结论	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应

与国家层面相比，东部的物质资本存量和外商直接投资的递增对出口技术结构的拉动作用并不大，导致这一现象的原因可能在于：东部虽然拥有较多的物质资本，但是物质资本的规模经济效应并不明显，而物质资本效用的边际递减现象十分明显。加工贸易对东部出口技术结构深化具有显著的正作用(加工贸易的系数均通过了1%的显著性水平检验)，这表明加工贸易对东部地区出口技术结构的作用机制已经位于姚洋、张晔(2008)所描绘的V型作用机制的右边。价格因素对技术结构深化的拉动力最大，估计系数中最小值为3.996218，由于东部是中国“低价竞销”行为的领头羊，因而价格的推动作用相对有限。

中部省份回归结果表明(见表7)：中部出口技术结构深化的主要动因是资本因素，并非劳动力因素。回归结果中熟练劳动力和非熟练劳动力的显著性并不强，未通过10%的显著性水平的检验，非熟练劳动力和熟练劳动力甚至在部分方程中呈现微弱负的作用，结合命题1和2可知导致这一现象的原因可能在于：一是资本性生产部门的非熟练劳动力比重过高，使得熟练劳动力“超负荷”的进行“指导工作”，反而影响了其增值的速度(江小涓，2008)，进而弱化熟练劳动力对出口技术结构升级的促进作用；二是相对于其技术含量而言中部地区产品出口价格偏低，使得理论方程(24)的值为负。资本因素方面，物质资本存量、基础设施完善程度和外商直接投资均通过了1%的显著性水平检验，值得一提的是中部地区的国内物质资本和外商直接投资对出口技术结构的作用力明显大于东

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

部和全国平均水平。导致这一现象的原因可能在于:相比于东部地区,中部的资本相对稀缺,而劳动力相对充足,为此,单位资本能配置到更多的劳动力,进而提高了单位资本边际产出。加工贸易的估计系数未通过10%的显著性水平检验,这表明加工贸易对中部地区的出口技术深化作用并不明显。中部区域的基础设施虽然对出口技术结构升级表现出显著的正作用,但其作用力小于东部地区。

西部省份回归结构表明(见表8):西部地区出口技术结构深化的动因是非熟练劳动力和资本因素。熟练劳动力对西部地区出口技术结构升级的作用力并不显著,所有估计系数均未通过10%的显著性水平的检验,甚至在部分方程中呈现微弱负作用。而非熟练劳动力则表现出显著的正作用,估计系数为0.088879~0.685395,导致这一现象的原因在于:一方面西部地区出口价格相对于其低技术含量的产品和低廉的劳动力工资而言,具有一定优势,即使得方程(24)式表现为正,其能在一定程度上保证非熟练劳动力的加薪预期,进而提高非熟练劳动力的积极性;另一方面该地区有大量的剩余劳动力,"有工作"在当地已经是一种优势,因此在较低的工作水平下其仍有一定的成就感,因此工作相对"卖力",进而促进技术结构升级。这一结论既证明了三部门模型推导中得到的关于非熟练劳动力对出口技术结构关系的论证和命题2的正确性,也说明两部门模型中"非熟练劳动力对技术进步仅表现出负作用"的表述是不准确的。资本因素方面,西部地区的单位物质资本和外商直接投资对出口技术结构的促进作用明显大于东部地区,但小于中部地区。其他因素方面,加工贸易对西部地区的出口技术结构升级的作用并不显著,而价格因素虽然具有显著的促进作用,但因价格增加不多使其作用相对有限。

表 8 西部省份面板数据检验结果

系数	(1)	(2)	(3)	(4)
C	0.834777 (0.740875)	1.789140 (1.328101)	−7.054579*** (−11.08426)	−8.908229*** (−9.152182)
Ln*H*	−0.093208 (−0.600759)	−0.118825 (−1.232842)	0.005726 (0.048148)	0.090595 (0.681276)
Ln*L*	0.088879*** (3.955852)	0.123377*** (3.828822)	0.543447** (2.329401)	0.685395** (2.34091)
Ln*P*	0.886238*** (3.432442)	0.758836*** (2.867776)	2.506615*** (11.48343)	2.755253*** (8.253421)
Ln*GNZ*	0.602264*** (10.50969)	0.551883*** (6.095043)	−	−
Ln*GL*	−	−	0.180725*** (3.324509)	0.196864*** (3.523924)
Ln*FDI*	0.141308*** (5.302045)	−	0.110763*** (3.326252)	−
Ln*JG*	−	−0.031969 (−0.801924)	−	−0.009513 (−0.304090)
AR−squared	0.977708	0.975765	0.901383	0.905392
F−statistic	202.0169***	185.5335***	56.88110***	44.86196***
OBS	56	56	56	56
固定效应、随机效应模型检验				
F统计量	23.800078***	21.930635***	8.473431***	10.852570***
自由度	(7,43)	(7,43)	(7,43)	(7,43)
Hausman检验	35.909344***	57.316532***	57.005213***	55.891475***
判断结论	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应

对比国家层面和区域层面估计结果还可得到如下发现:(1)加工贸易仅在东部地区对出口技术结构升级具有显著的促进作用。导致这一现象的机制可能在于:一方面东部承接的加工贸易相对中西部而言技术含量较高,当技术外溢出现时,对当地技术进步的促进作用相对较大;另一方面东部地区集聚了较多的熟练劳动力,使得其吸收加工贸易技术外溢的能力较强。(2)发达地区的基础设施对出口技术结构的促进作用大于欠发达地区,但物质资本的作用小于欠发达地区。出现这一现象的原因可能在于:东部地区的物质资本和基础设施拥有量均大于中西部,而基础设施的资本投入具有明显的规模经济,使得东部的该效用大于中西部,但物质资本在中国并未出现规模经济,而是被边际递减效应所主导,使得东部地区物质资本的促进作用小于中西部。

五、结论与启示

本文通过将Long (2001)的两部门模型拓展为3个部门模型,构建了分析出口技术结构深化机制的新框架。在此基础之上,借鉴姚洋、张晔(2008)及Xu和Lu(2009)研究对Hausmann(2005)的出口技术结构测度方法进行了修正,并结合省级面板数据从产业和区域两个层面对21世纪以来(2002~2008年)中国出口技术结构进行了测度。最后结合三部门分析框架从国内外两个方面,对中国出口技术结构提升的动因进行了实证检验。主要得出以下几点结论和启示.

1.修正后的出口技术结构测度方法不仅考虑了中国各省份层面出口量的差异,还考虑了各区域收入的差异,更为重要的是:它还剔除了加工贸易中国外产品(原材料)引进对测度结果的影响,即降低了"统计假象"带来的有偏影响。为此,与传统的Hausmann

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

(2005)测度方法相比,它是一个研究中国出口技术结构相对更优的指标。该测度方法使得中国的出口技术结构测度结果恢复到了正常化水平,即中国的出口技术结构并没有Rodrik(2006)测度的那样高。但有一结论却是与Rodrik(2006)相同的,那就是进入21世纪后中国出口技术结构得到了大幅提升。

2.出口技术结构测度结果表明:从产业上看,中国出口技术结构最高的是光学、医疗等仪器及金属制品,而出口技术结构最低的是木浆和纸制品。从区域层面上看,全国出口技术结构最高的区域为东部地区,最低的是西部地区,其中最高的6个省份分别为广东、北京、上海、福建、浙江和江苏,最低的6个省份分别是重庆、贵州、青海、陕西、山西和广西。从出口技术结构变化趋势上看,虽然各产业和区域间出口技术结构的差距正在加大,但产业和区域层面的技术结构呈"齐头并进"的升级模式,并未出现"两极分化"。

3.拓展为三部门的Long(2001)模型是一个分析出口技术结构升级动因的更优框架,其修正和完善了两部门模型部分观点。如三部门理论模型表明:熟练劳动力对技术进步的作用不一定为正(两部门模型中为正),当非熟练劳动力在资本性部门比重过高时,熟练劳动力将对出口技术结构升级表现为负作用,这一推导在中国中西部地区的实证分析中得到了验证;三部门模型还指出非熟练劳动力对技术进步的作用不一定为负(两部门模型中为负),当出口价格相对于非熟练劳动力工资具有一定优势时,非熟练劳动力会表现为正作用,这一观点在中国西部地区实证分析中得到了印证。

4.中国出口技术结构有着与普通发展中国家不同的深化模式。现有研究多表明:发展中国家出口技术结构深化的主要动力是劳动力,如唐海燕、张会清(2009)[⑩]及Lall和John Weiss(2006)等。而本文的实证结果表明:无论是国家层面还是区域层面,中国出口技术结构深化的主要动力是物质资本。导致这一现象的原因在于:中国出口技术结构升级和赶超具有很明显的逆比较优势特点(杨汝岱、姚洋,2008),这与韩国和中国台湾地区的早期出口技术结构升级模式颇为相似。另外,不同区域出口技术结构深化的具体动力并不相同,东部地区的出口技术结构深化的动力较多,如加工贸易、外商直接投资、熟练劳动力、基础设施和国内物质资本都具有显著的正效应。中部的出口技术结构升级仅仅依靠资本因素,西部则依靠非熟练劳动力和资本。

5.物质资本因素对中国出口技术结构深化作用的边际递减现象非常明显。国家和区域层面实证结果表明:资本因素具有明显的正效应,但东部物质资本和外商直接投资估计系数的平均值分别为0.264517和0.0624,低于西部的0.577074和0.126036,更低于中部的0.602844和0.274526。这表明:今后,在东部地区单纯依靠加大国内资本投入来提升出口技术结构难度较大。为此,一方面东部地区应适当将资本投向高技术产业,并吸收高质量外资的进入,进而提高资本的边际效用;另一方面适当加大中西部地区的投资力度和引资力度,进而加快我国出口技术结构升级的整体步伐。

6.从劳动力的作用上看:熟练劳动力在东部地区表现为正效应,而在中西部则表现出微弱的负作用。结合命题1可知,造成这一现象的原因在于:中西部生产性、服务性资产生产部门配备了过多的非熟练劳动力。因此,一方面应加大中西部非熟练劳动力的培训工作,另一方面需吸引更多的人才到中西部去。非熟练劳动力在东部地区表现出显著的负作用,国家层面2006~2008年的动态回归也已呈现弱微的负作用,结合命题2可知,一定出口技术结构条件下,产品应有出口价格水平低于劳动力应有的价格水平的现象已经在中国东部出现,并有可能马上在全国层面出现。结合回归中价格因素在各层面回归中都显著的情况,可知减少并消除"低价竞销"行为,争取国际定价权已迫在眉睫。

(作者单位:陈晓华,浙江理工大学经济管理学院、浙江大学经济学院;黄先海,浙江大学经济学院;刘慧,东南大学经济管理学院;责任编辑:蒋东生)

注释

①Lall和Weiss(2006)也有类似观点,其指出发达国家因其发展水平较高,有能力在高技术产业进行大量投资,进而提高本国出口技术结构,其甚至还指出,即使是相同类型的产品,在发达国家生产的技术含量都要比发展中国家高。而且Hummels和Klenow(2005)还指出富国(richer countries)出口的产品不仅数量多而且拥有的种类也更多(broader variety)。

②Long(2001)研究目的是考察服务和国际分工的关系,所以在构建模型时仅考虑了最终生产部门和服务提供部门,并未考虑生产性资本部门。唐海燕、张会清(2009)对这一模型进行了完善,但也仅从服务部门和最终生产部门出发。

③两部门模型认为:非熟练劳动力的增加削弱了服务资本的供给能力,导致该国被锁定在技术含量低端环节,为此,非熟练劳动力对产品技术含量变动表现为负作用。

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

④笔者试图去寻找2001年(含)以前的省级层面的HS分类法出口数据,但因国研网和海关统计数据库中仅有2002~2008年,为此笔者以2002~2008年数据作为经验检验的样本。

⑤实际上只有二十一大类,数据库HS编码中第十九类缺失。

⑥Rodrik(2006),姚洋、张晔(2008),姚洋、章林峰(2008),许斌(2007)及Bin Xu和Jiangyong Lu(2009)等都曾用此方法对一国出口技术结构和产品技术含量进行研究。

⑦Peter K. Schott(2006)及Zhi Wang和Shang-Jin Wei(2008)曾用此方法。

⑧Rodrik(2006)对包括中国在内的各国出口技术结构和人均GDP的关系用散点图表示后发现,表示中国远远偏离多数国家所在的"正常区域",具体图见《China & World Economy》2006年第5期第6页图3。

⑨本文采用永续盘存法,计算得各省级区域物质资本存量,具体计算方法为:$K_{it}=K_{it-1}(1-\delta_{it})+I_{it}$,其中K表示各省份当年的资本存量,$\delta$为折旧率,I为各省份当年的投资量。笔者采用2000年为初始期,2000年各省份物质资本存量采用张军(2004)计算得到的值。张军等(2004)在计算时,将四川和重庆进行加总计算,为此我们以2000年四川与重庆的GDP之比将加总值,分别分配给四川和重庆。在折旧率的选择上,笔者借鉴王小鲁(2000)的研究,采用5%的折旧率,为此,可得到2002~2008年的物质资本存量。

⑩因篇幅有限,此处不再给出具体的方程,读者看表4等系数即知具体的回归方程。

⑪后文区域层面的实证研究和国家层面动态研究也采用类似方法,即当似然F统计量和hausman检验表明用固定效应回归时,采取广义最小二乘GLS(Cross-section Weights)法,结合white-period稳健方法以校正各省份异方差及时期异方差带来的影响,后文不再累赘。

⑫其指出中国出口技术结构的升级主要依赖于两股力量,"内力"和"外力",但是由于近几年中国国内投资的不断扩大,内力的作用力很可能远超过外力。

⑬出口技术结构测度结果中有28个省级区域,但因青海省部分解释变量数据不全,回归时,笔者未将其纳入考察范围。因此,回归中实际样本区域为27个。

⑭唐海燕、张会清(2009)对40个发展中国家进行实证研究后发现:人力资本是发展中国家价值链提升的主要动因,而资本因素的回归结果并不显著,详见《经济研究》2009年第9期第88页。

参考文献

(1)江小涓:《服务外包:合约形态变革及其理论蕴含——人力资本市场配置与劳务活动企业配置的统一》,《经济研究》,2008年第8期。

(2)李艺、汪寿阳:《大宗商品国际定价权研究》,社会科学出版社,2007年。

(3)施炳展、李坤望:《中国制造业国际分工地位研究——基于产业内贸易形态的跨国比较》,《世界经济研究》,2008年第10期。

(4)唐海燕、张会清:《产品内国际分工与发展中国家的价值链提升》,《经济研究》,2009年第9期。

(5)魏楚、沈满洪:《能源效率及其影响因素:基于DEA的实证分析》,《管理世界》,2007年第8期。

(6)许斌:《技术升级与中国出口竞争力》,《国际经济评论》,2008年第6期。

(7)许斌、路江涌:《解析我国出口商品的复杂程度》,美国经济年会Working Paper,2007年。

(8)杨汝岱、姚洋:《有限赶超与经济增长》,《经济研究》,2008年第8期。

(9)姚洋、张晔:《中国出口品国内技术含量升级的动态研究:来自全国及江苏省、广东省的证据》,《中国社会科学》,2008年第2期。

(10)张杰、刘志彪、张少军:《制度扭曲与中国本土企业的出口扩张》,《世界经济》,2008年第10期。

(11)Baldone, S., Sdogati, F., Tajoli, L., 2006, " On Some Effects of International Fragmentation of Production on Comparative Advantages, Trade Flows and the Income of Countries" , CESPRI Working Paper No. 187.

(12)Bin Xu, 2007, "Measuring China's Export Sophistication", China Europe International Business School Working Paper.

(13)Bin Xu, Jiangyong Lu, 2009, "Foreign direct investment, processing trade, and the sophistication of China's exports", *China Economic Review*,Vol.12, pp.71~85.

(14)Branstetter, Lardy, 2006, "China's Emergence of Globalization", NBER Working Paper.

(15)Gaulier, G., Lemoine, F.; Unal-Kesenci, D., 2005, "China's Integration in East Asia: Production Sharing, FDI and High-Tech Trade", CEPII Working Paper No. 2005-09.

(16)Grossman, Rossi-Hansberg, E., 2006, "Trading Tasks: A SimpleTheory of Offshoring", NBER Working Paper, No. 12721.

(17) Hausmann, Ricardo, Jason Hwang and Dani Rodrik, 2005, " What You Export Matters" , NBER Working Paper No.11905.

(18) Hummels, David and Klenow, Peter J., 2005, " The Variety and Quality of a Nation's Exports" , *American Economic Review*, Vol.95, pp. 704-723.

(19) Long,V., Riezman, R., 2001, "Fragmentatiaon,Outsoucing and Service Sector",CIRANO Working Paper,No.43.

(20) Mary Amiti,Caroline Freund, 2008, "An Anatomy of China's Export Growth", NBER Working Paper.

(21) Naughton, B., 2007, "The Chinese Economy: Transitions and Growth", Cambridge MIT Press.

(22) Ricardo Hausmann,Dani Rodrik, 2003, "Economic Development as Self-discovery", *Journal of Development Economics*, Vol.72, pp.603~633.

(23) Rodrik, D., 2006, " What's So Special about China's Exports" , *China & World Economy*, Vol.14, pp.1~19.

(24)Sanjaya Lall, John Weiss, Jingkang Zhang, 2006, "The 'Sophistication' of Exports: A New Trade Measure", *World Development*, Vol 34, pp.222~237.

(25)Schott, Peter K., 2006, "The Relative Sophistication of Chinese Exports", NBER Working Paper No.12173.

(26)Shujin Zhu,P. Xiaolan Fu, Mingyong Lai, "Generalized Factor Endowments and Technical Upgrading of Export:Empirical Evidence from Cross-country Panel Data", SLPTMD Working Paper Series, No. 033 .

(27)Sim, N. C., 2004, "international Production Sharing and Economic Development:Moving Up the value Chain for Small Economy", *Applied Economy*, Vol.11, pp.885~889.

(28)Van Assche, A., 2006, " China's Electronics Exports: Just A Standard Trade Theory Case" , *Policy Options*, Vo127, pp. 79~82.

(29)Van Assche, Gangnes, 2008, "Electronics Production Upgrading: Is China Exceptional? ", Working Paper For18th Cea (Uk) Annual Conference In Nottingham.

(30)Zhi Wang, Shang-Jin Wei, 2007, "The Rising Sophistication in China's Exports: Assessing the Roles of Processing Trade, Foreign Invested Firms, Human Capital and Government Policies", Working Paper for the NBER Conference on the Evolving Role of China in the World Trade.

© 1994-2011 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net