

doi:12.3969/j.issn.1672-0598.2011.01.001

加工贸易对我国出口技术结构影响的实证分析^{*}

——基于省级区域金属制品出口的面板协整

陈晓华^{1,2}, 叶宏伟², 金海兰¹

(1. 浙江理工大学 经济管理学院, 杭州 310018; 2. 浙江大学 经济学院, 杭州 310027)

摘要:运用 Hausmann 模型对我国 2002—2008 年 29 个省级区域金属制品的亚产业和省级区域层面出口技术结构进行测度,同时运用动态 OLS 模型分析加工贸易对我国金属制品出口技术结构的作用。分析表明:我国金属制品出口技术结构较高的省份多为经济较为发达的东部省份,中西部区域的出口技术结构相对较低;金属制品出口技术结构有提升较快,但亚产业和省级区域内部的出口技术结构差异性在扩大;虽然加工贸易促进了金属制品出口技术结构的升级,但对不同亚产业和省级区域出口技术结构变迁的作用力存在较大的差异,表现出显著的两极分化效应。

关键词:出口技术结构;加工贸易;金属制品;动态 OLS;技术结构升级;出口贸易

中图分类号: 文献标志码:A 文章编号:1672-0598(2011)01-0001-03

一、引言

近年来,随着我国出口贸易的迅速发展,国内外学术界对我国出口贸易研究的重心逐渐从数量转移到了技术和质量上来。这一转变的主要表现之一便是越来越多的学者将目光集中于我国出口技术结构的研究,而国内外学者的初始研究都得到了一个几乎相似的结论:我国的出口技术结构迅速提升,甚至已经超过了经济发展应有的水平。为此,国内外学者的后续研究开始关注我国出口技术结构快速提升的原因。

我国企业多以加工贸易方式嵌入到由主要发达国家大型跨国公司主导的国际分工体系中,处于整个体系的低技术、低附加值、劳动密集型的低端(low-road)生产制造与组装环节(张杰,刘志彪,等,2008)。这使得我国劳动密集型比较优势

得到了较好的发挥,加工贸易占我国出口的比例呈逐渐上升的趋势,从 1986 年的 18% 上升到了目前的 55% 左右,珠三角地区部分年份的这一比例甚至达到了 80% 以上(朱诗娥,杨汝岱,2009)。为此,很多学者认为:加工贸易是造成我国出口技术结构迅速提升,甚至出现异常的根本原因。如 Assche&Gangnes (2008) 认为加工贸易是造成我国出口技术结构迅速提升的根本原因,如果没有加工贸易,我国的出口技术结构呈现出一种稳态式(Stable Style)慢进;Naughton (2007) 研究后指出中国加工贸易出口量已经远远超过许多发达国家,而这种大规模的加工贸易推动了中国出口技术结构迅速的提升。当然也有学者经过实证得到了不同的结论,如 Xu&Lu (2009) 通过国别层面的数据实证研究后发现:加工贸易对出口技术结构

* [收稿日期]2011-01-05

[基金项目]国家社科基金(09CGJ013);浙江省社会科学界联合会研究课题(08N48)

[作者简介]陈晓华(1982—),男,江西玉山人;讲师,浙江理工大学经济管理学院,浙江大学经济学院博士。

叶宏伟(1973—),男,浙江杭州人;博士,讲师,浙江大学经济学院。

升级的作用并不明显;Wang&Wei(2008)的实证结果甚至显示:加工贸易不仅没有提高我国的出口技术结构,甚至在一定程度上起到了“固化”和“削弱”的作用。

归纳前人研究不难发现:现有学者关于加工贸易对出口技术结构作用的研究,多从国别对比层面进行(如Rodrik, 2006; Schott, 2006; Assche&Gangnes, 2008; Xu&Lu, 2009; 等)。我国经济发展存在极大的不均衡,出口多由东部省份完成,且国内区域间人均收入相差较大,更为重要的是,我国的加工贸易多位于东部省份,因此,基于国别层面研究加工贸易对我国的出口技术结构的影响,所得到的结论往往存在一定偏差。因为在大国条件下,加工贸易对一国不同的区域和产业出口技术结构的作用可能不尽相同(陈晓华, 黄先海, 2010)。鉴于此,笔者运用国内省级区域金属制品(HS4)出口数据和人均GDP数据,首次从省级区域和亚产业双层面出发,对我国特定产业的出口技术结构进行测度,以降低区域发展差异带来的有偏影响。在此基础上,分别从五个层面研究加工贸易对出口技术结构变迁的影响,以揭示加工贸易对不同区域和亚产业出口技术结构变迁的效应及其区别。

二、产业出口技术结构的测度与分析

(一)数据的来源和产业的选择

现有研究多表明中国出口技术结构迅速攀升出现在近几年,为此,笔者在数据选择上采用的是本世纪的年度数据;由于省级层面出口数据和加工贸易数据的可获得性并不强,目前仅能获得2002—2008年的出口和加工贸易数据。出口与加工贸易的数据均来自国研网和海关统计数据库,其他数据来自《中国统计年鉴》和联合国统计数据库。由于宁夏和西藏地区部分年份的数据缺失,因此,笔者仅搜集了29个省份的数据。另外加工贸易的数据源自国研网,具体为:区域层面的加工贸易数据为中国省级区域金属制品各亚产业来料加工、进料加工、出料加工、加工贸易设备进口和出口加工区进口设备等贸易值的总和,亚产业层面加工贸易值为我国金属制品亚产业层面的上述值的总和。

金属制品产业是工业发展的重要基础性原材料产业,其产品种类多、应用领域广、产业关联度高,在经济建设和社会发展中发挥着重要作用(国务院有色金属振兴规划, 2009)。另外金属制品的加工贸易占出口的比例也呈逐年上升的趋势,该比例已从从2002年的52.99%上升到了2008年的67.04%。可见选用金属制品产业作为研究对象,既能体现我国出口技术结构变迁,又能较好反映加工贸易的出口技术结构变迁效应。根据HS编码,整个金属制品划分在两章,共10种,分别为:贵金属制品、钢铁、钢铁制品、铜及其制品、镍及其制品、铝及其制品、铅及其制品、锌及其制品、锡及其制品和其他金属制品。

(二)亚产业层面的出口技术结构的测度与分析

目前测度一国出口技术结构的方法有很多,如Hausmann(2005)的复杂度指数法(Export sophistication)、Finger&Kreinin(1979)的出口相似度(Export Similarity)系数法、Lall(2000)的国别出口分类法以及樊纲和关志雄等(2006)的显示性技术附加值赋值原理等。考虑到Hausmann模型模型能够“保证使一些贫穷的小经济体出口被赋予足够的权重”(Rodrik, 2006),为此,笔者采用Hausmann(2005)对中国出口技术结构变迁进行测度。

Hausmann(2005)研究指出,同样的产品在经济水平较为发达的国家进行生产,其所包含的技术含量往往高于在经济水平较低区域生产的产品,此其构建产品层面出口技术结构的测度方法如(1)式。由于本文还需研究亚产业层面加工贸易对亚产业出口技术结构的影响,笔者在(1)式的基础上构建了(2)式,两式具体如下:

$$PRODYP_m = \sum_j \frac{x_{mj}/X_j}{\sum_j x_{mj}/X_j} Y_j \quad (1)$$

$$PRODY_i = \sum_m \frac{x_m}{x_i} PRODYP_m \quad (2)$$

其中 $PRODYP_m$ 为金属制品 m 的出口技术结构(具体到HS4位码), $PRODY_i$ 为中国金属制品亚产业 i 的出口技术结构(具体到HS2位码), x_{mj} 为 j 省 m 产品出口总额, X_j 为 j 省的金属制品

的总出口额, Y_j 是省份 j 的人均 GDP, x_i 是中国金属制品亚产业 i 出口总额。 $PRODY_i$ 值越高说明亚产业 i 的出口技术结构越高, 即产品的技术含

量越高。则根据(1)式和笔者所搜集的数据, 可得我国金属制品各亚产业出口技术结构(见表1)。

表1 2002—2008年中国金属制品出口技术结构指数/元

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	增加值
贵金属制品	11 690	13 523.05	15 580.55	16 017.72	17 687.59	21 801.37	22 026.15	10 111.37
钢铁	9 203.131	11 573.98	12 811.79	15 122.82	17 564.61	20 727.15	24 359.57	11 524.02
钢铁制品	13 403.05	16 183.15	19 344.49	21 369.33	24 223.83	27 798.35	24 956.66	14 395.3
铜及其制品	9 811.622	11 192.11	16 637.79	18 857.67	24 223.83	29 598.94	26 104.47	19 787.32
镍及其制品	8 472.724	7 750.861	11 563.92	11 278.81	14 590.18	24 647.37	23 284.32	16 174.65
铝及其制品	7 564.264	9 705.593	11 970.4	13 845.49	16 530.89	21 432.64	27 271.34	13 868.38
铅及其制品	7 475.561	7 515.204	8 586.75	9 830.034	11 648.68	16 677.36	18 882.76	9 201.799
锌及其制品	7 285.803	8 891.119	11 115.02	13 011.72	17 728.94	23 364.63	35 190.01	16 078.83
锡及其制品	6 321.661	6 598.39	7 615.322	8 472.105	9 381.755	11 790.53	18 748.39	5 468.87
其他金属制品	7 779.656	9 332.023	7 615.322	11 718.91	13 849.01	16 491.35	20 681.03	8 711.694

资料来源:根据国研网、海关数据库和《中国统计年鉴》有关数据通过 Hausmann(2005)模型计算而得。

注:由于2008年的值波动较大,表中增加值为2007年与2002年之差。

由表1可知,2002—2007年,中国的金属制品出口技术结构都呈现递进式上升趋势。其中绝对值增加最大的是铜及其制品,增加了19 787.32元,其次是镍及其制品,增加了16 174.65元;出口技术结构上升程度最小的是锡及其制品,2002—2007年间仅增加了5 468.87元。从排名上看,2002—2007年中国出口的金属制品中,钢铁制品与铜及其制品出口技术结构最高,而锡及其制品与铝及其制品的出口技术结构一直较低。与前6年相比,2008年的出口技术结构值波动较大,导致这一现象的原因可能在于:金融危机爆发后,金属制品亚产业内不同技术含量的产品受到的冲击不同。部分亚产业出口技术结构值出现明显的下降,如钢铁制品、铜及其制品与镍及其制品,这表明金融危机对这些亚产业的高技术含量产品产生较大冲击,使得高技术含量产品出口减少,进而导致出口技术结构值下降;也有部分产业出口技术结构显著上升,如钢铁、铝及其制品、锌

及其制品与锡及其制品等,这表明金融危机对这些亚产业的低端产品,即低技术含量的产品产生了较大冲击,使得高技术含量的产品出口比例上升,进而提高了亚产业的整体出口技术结构。仅有贵金属和铅及其制品的出口技术结构并未呈现明显的波动,导致这一现象的原因可能在于:金融危机对贵金属和铅及其制品内部各系列产品的冲击是均匀的,并没有向高技术产品或低技术产品倾斜。

为进一步了解金属制品各亚产业出口技术结构的分布与发展趋势,我们对2002—2008年金属制品亚产业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,密度估计的峰值呈不断下降且右移趋势,曲线从相对狭窄变得“矮”而“宽”。这表明:首先中国金属制品出口技术结构呈整体上升趋势;其次金属制品各亚产业的出口技术结构差异在加大,产品的多样性在增加;最后从峰数上看,2007年与2008年的

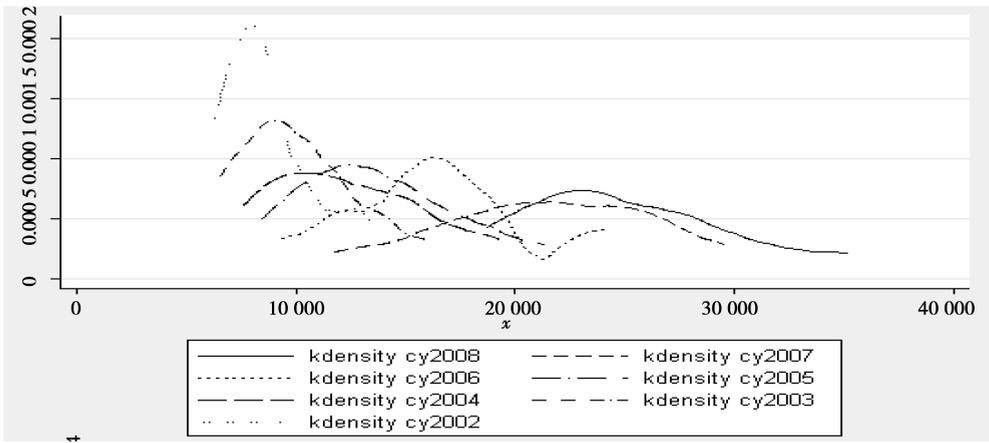


图 1 2002—2008 年金属制品亚产业层面出口技术结构的 Kernel 密度估计图

Kernel 密度估计曲线呈现类似正态分布或对数正态分布状的明显“单峰”，即各行业的出口技术结构向着一个唯一的均衡点收敛，并不存在多重均衡点。可见，虽然最近几年行业间的出口技术结构差距在拉大，但并未出现两极分化的趋势。

(三) 省级层面的出口技术结构的测度与分析

由 Hausmann(2005)模型的第二部分可知：在计算出国家层面的各亚产业出口技术结构值后，将亚产业值加总到区域层面，则可测算出省级区域产业层面出口技术结构。具体计算方法如下：

$$TS_{jt} = \frac{x_{1t}}{X_{jt}}PRODY_{1t} + \frac{x_{2t}}{X_{jt}}PRODY_{2t} + \dots + \frac{x_{nt}}{X_{jt}}PRODY_{nt} = \sum_{i=1}^n \frac{x_{it}}{X_{jt}}PRODY_{it} \quad (3)$$

其中： TS_{jt} 是 t 年省区 j 的金属制品出口技术结构，这里的权重是亚产业 i 在省区 j 中出口商品总额中的份额。在表 1 计算结果的基础上，运用 (3) 式可得我国内地的 29 个省、自治区和直辖市 2002—2008 年的出口技术结构指数。笔者将这 29 个省区的出口技术结构指数，按区域划分进一步求均值。可得表 2。

表 2 2002—2008 年我国省级区域金属制品出口技术结构/元

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	均值
北京	11 318.39	13 790.39	15 445.18	17 617.75	20 388.52	23 503.8	26 482.88	18 363.84
福建	11 321.67	13 851.39	15 755.77	17 131.62	19 300.38	23 137.22	25 729.96	18 032.57
广东	11 715.39	13 991.91	16 619.84	18 051.89	20 498.42	24 447.32	26 365.91	18 812.95
海南	10 214.86	12 204.37	13 267.8	15 729.95	17 745.96	20 940.07	24 648.04	16 393.01
河北	12 265.2	15 015.85	15 799.34	17 704.3	20 086.34	22 979.57	25 134.89	18 426.5
江苏	11 875.68	14 304	16 039.17	18 037.8	20 935.8	24 454.64	25 567.57	18 744.95
辽宁	10 360.12	12 517.91	13 786.71	16 178.96	18 917.13	22 549.78	24 703.17	17 001.97
山东	11 665.55	13 618.59	14 961.06	17 112.31	19 748.7	23 427.49	25 874.02	18 058.24
上海	11 230.64	13 610.45	15 826.84	18 048.76	20 334.46	24 284.72	26 168	18 500.55
天津	12 225.95	14 491.18	16 891.01	19 199.12	21 351.87	23 812.57	25 077.12	19 006.97

续表

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	均值
浙江	12 044.7	14 475.14	17 427.24	19 338.48	22 288.4	26 057.09	25 755.96	19 626.72
东部均值	11 476.2	13 806.47	15 620	17 650.09	20 145.09	23 599.48	25 591.59	18 269.84
安徽	10 704.65	13 006.68	15 808.18	17 399.13	21 140.7	23 294.77	25 546.83	18 128.71
河南	8 435.41	10 068.3	12 507.23	14 521.02	17 853.24	22 355.73	26 083.04	15 974.85
黑龙江	9 530.218	11 371.05	14 202.62	16 017.07	18 981.09	22 399.11	24 509.97	16 715.87
湖北	9 964.392	12 344.06	14 004.69	15 808.01	18 399.44	21 971.9	25 453.95	16 849.49
湖南	9 397.834	11 284.47	12 578.06	14 793.11	17 798.31	21 484.29	24 235.22	15 938.76
吉林	9 099.972	11 339.81	13 175.41	16 406.42	17 858.22	21 733.27	24 861.4	16 353.5
江西	9 910.156	11 709.73	13 984.93	15 260.88	18 351.16	21 148.09	25 953.98	16 616.99
山西	9 564.871	11 483.01	12 751	15 431.51	18 215.64	21 069.56	23 887.29	16 057.55
中部均值	9 575.937	11 575.89	13 626.51	15 704.65	18 574.72	21 932.09	25 066.46	16 579.47
甘肃	8 074.687	10 012.01	12 225.75	13 893.16	16 647.67	20 927.33	23 192.17	14 996.11
广西	9 177.481	10 778.53	12 015.34	14 243.5	16 853.79	20 678.43	25 216.37	15 566.21
贵州	9 033.461	11 031.02	12 420.7	14 659.22	17 390.68	20 667.68	24 426.15	15 661.27
内蒙古	9 010.163	10 893.52	12 717.42	15 556.3	17 931.46	21 248.56	25 860.61	16 174
青海	8 456.665	10 322.51	11 905.75	13 820.67	16 366.23	21 048.99	24 392.35	15 187.59
陕西	10 535.19	12 233.04	14 202.1	15 898.49	19 554.92	22 119.14	24 661.46	17 029.19
四川	9 890.792	11 512.48	13 428.76	16 229.37	19 584.68	24 182.59	24 914.85	17 106.22
新疆	8 031.692	12 012.59	13 286.08	18 412.24	19 942.46	23 632.9	24 740.83	17 151.26
云南	8 291.512	9 761.17	11 487.63	13 756.24	16 481.94	19 083.46	25 830.04	14 956
重庆	8 743.133	10 673.91	12 556.87	14 961.23	17 583.54	21 537.44	25 346.77	15 914.7
西部均值	8 924.477	10 923.08	12 624.64	15 143.04	17 833.74	21 512.65	24 858.16	15 974.25
全国均值	10 072.08	12 196.86	14 037.19	16 248.91	18 914.87	22 419.91	25 193.82	17 011.95

由表2可知:从全国层面上看,金属制品出口技术结构呈现显著的上升趋势,出口技术结构均值从2002年的10 072.08元上升到了2008年的25 193.82元,上升幅度高达150.14%,这表明我国金属制品的出口技术含量有了较大的提升。从区域层面上看,东部地区金属制品的出口技术结构一直处于领先地位,中部地区稳居第二,且各区域间出口技术结构均值的差异性呈出扩大的趋

势。以东部均值与中部之差为例,该差值从2002年的1 900.26上升到2008年的4 225.13,增加了一倍多。从具体省份上看,经济水平较高的省份金属制品出口技术结构较高,这也符合了Hausmann(2005)的研究,即产品在经济水平较高的区域生产,其技术含量相对较高。从省级区域的出口技术结构值上看,浙江的均值最大,其次是天津和广东。从排名上看,2002—2003年天津的

金属制品出口技术结构最高,2004—2007年为浙江,而2008年则为北京,且其他省份的排名也常

发生变动,这表明我国金属制品出口省级区域间竞争较为激烈。

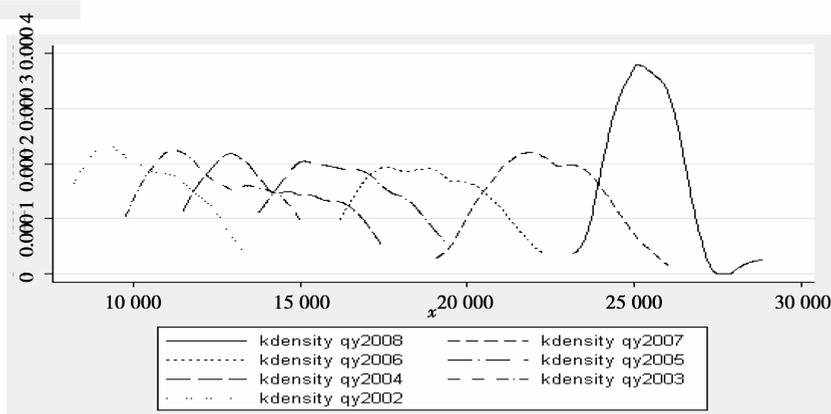


图2 2002—2008年金属制品省级区域层面出口技术结构的Kernel密度估计

为了进一步了解29个省级区域出口技术结构的实际分布状况及趋势,笔者对省级区域的测度结果进行Kernel核密度估计(见图2)。估计结果显示:2002—2008年的密度估计曲线一直向右移,可见省级区域的出口技术结构在考察范围内呈现显著的提升趋势;从密度估计曲线的峰数上看,2006年起出现明显的“多峰”状况,2007年有明显的“两峰”,2008年虽然只有一明显的“主峰”,但在“主峰”右侧出现了一个“小峰”,这表明区域出口技术结构向着多重均衡点收敛,并且多重均衡收敛具有连续性,各省级区域金属制品出口技术结构出现了“两极分化”的趋势,即“领头”省份向高水平均衡点收敛,而其他相对落后省份向低水平均衡点收敛。

三、加工贸易对出口技术结构的影响

近年来,我国采用大规模引进零件和资本品,再大规模出口最终产品的方式参与国际分工使得加工贸易迅猛飞涨(姚洋,张晔,2008)。于是很多学者认为加工贸易对我国出口技术结构变迁发挥了重要的作用,是出口技术结构迅速提升的根本原因。但笔者以为在大国条件下,加工贸易对一国不同的区域和产业出口技术结构的作用可能不尽相同。本部分从金属制品高技术亚产业和低技术亚产业(具体划分方法为:金属制品10个产业中,2002—2008年出口技术结构均值较高的5个产业类为高技术产业,均值相对较低的5个产业为低技术产业)以及东部、中部和西部五个层

面,就加工贸易对出口技术结构的作用进行实证分析。

(一) 计量模型的选取

如果从单个省级区域或亚产业视角,研究加工贸易对出口技术结构的影响。一方面忽略了不同省份可能存在的相似性,且效率较低(马兹暉,2008);另一方面需大量的时间序列数据,而目前能获得的省级和亚产业层面数据相对有限。面板数据模型具有“能有效利用存在相似关系的数据,扩大回归样本容量”的特点(高铁梅,2007),为此笔者选用面板数据模型进行实证分析。

从我国加工贸易与出口变迁的历史进程上看,加工贸易对出口技术结构变迁存在一定的作用,而出口技术结构变迁对加工贸易也可能产生一定的反作用,即两者可能存在一定的内生性。这种情况下,如果简单地采用普通面板数据模型,可能导致实证检验出现低效力甚至是错误的结论,由此得到的估计结果及其经济含义也将是扭曲的(欧阳志刚,2007)。为此,实证模型必须能够校正这种可能存在的内生性。Kao和Chiang(2000)在对面板OLS模型进行研究的基础上,提出了校正内生性的三种估计模型,即偏差修正OLS(bias-corrected OLS, BOLS)、完全修正OLS(fully modified OLS, FMOLS)和动态OLS(dynamic OLS, DOLS),其还进一步指出动态OLS要比另外两种方法更优越。因为动态OLS考虑了超前(lead)和滞后(lag)值,在协整关系确定的情况

下,可以有效地减少伪回归(韩民春、樊琦,2007)。为此,笔者选择面板数据的动态 OLS 模型来研究加工贸易对出口技术结构的影响。具体模型如下:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta x_{it} + \sum_{j=-q}^q c_{ij} \Delta x_{i,t+j} + v_{it} \quad (4)$$

其中 c_{ij} 为误差修正系数, q 为滞后阶数, β 即协整估计向量, y 为出口技术结构, x 为加工贸易。根据已获得的省级区域和亚产业两个截面数据的数量以及时间长度,我们借鉴 Kao 和 Chiang (2000) 与韩民春和樊琦(2007)关于动态 OLS 模型的基本研究,在亚产业层面的研究上我们取 $q = 1$,在省级区域的研究上我们取 $q = 2$ 。

(二) 变量的单位根检验

表3 不同出口技术结构和区域相关变量的单位根检验

检验方法	LLC	Fisher-PP	单位根	
高技术	LnTS	1.2358 8(0.891 7)	12.967 2(0.225 5)	是
	DLnTS	-47.120 6(0.000 0)	26.053 8(0.000 0)	否
	LnJG	-0.433 57(0.332 3)	7.200 95(0.706 3)	是
	DLnJG	-6.640 70(0.000 0)	22.124 8(0.010 0)	否
东部	LnTS	2.699 98(0.996 5)	7.145 28(1.000 0)	是
	DLnTS	-10.328 4(0.000 0)	51.696 6(0.000 3)	否
	LnJG	3.577 22(0.999 8)	12.210 2(0.952 9)	是
	DLnJG	-1.436 69(0.075 4)	42.455 61(0.005 7)	否

注:括号内为概率,括号外为相应的统计量,概率值 < 0.01 表明在 1% 的显著性条件下拒绝单位根原假设,概率值 < 0.05 表明在 5% 的显著性条件下拒绝单位根原假设,概率值 < 0.1 表明在 10% 的显著性条件下拒绝单位根原假设, D 为一阶差分;考虑到篇幅的有限性,笔者仅给出了高技术结构产业和东部地区的单位根检验结果。

(三) 协整检验

运用面板数据动态 OLS 模型进行实证分析的前提是各变量之间存在协整关系。为此我们在面板单位根检验的基础之上,对五个层面的变量进一步作面板协整检验,以考察两变量之间是否存在长期关系。出于稳健性考虑,本文采用 Pedroni (1999) 和 Kao (1999) 提出的协整检验方法来检验变量间的协整关系。同时考虑到本研究中的检验工具需具备较好的小样本检验特性,笔者结合邵军和徐康宁(2007)关于面板协整工具的研究,对 Pedroni (1999) 和 Kao (1999) 的检验工具进行了筛选,最后选定 Pedroni (1999) 的 Panel v、Panel PP、Panel ADF、Group PP、Group ADF 统计量和 Kao (1999) 的 ADF 统计量进行协整检验。所有检验的原假设都是“不存在协整关系”,即如果拒绝原假设则表明变量间存在长期的协整关系(黄先海、陈晓华,2010)。表4 报告了各层面出口技术结构和加工贸易变量的协整检验结

果:高技术产业、东部地区和中部地区的统计量均在 1% 显著性水平上拒绝了“不存在协整关系”的原假设,而低技术产业的各统计量至少在 5% 的显著性水平上拒绝原假设,西部地区仅有 Panel ADF 统计量在 10% 水平上通过显著性检验,其余变量均在 1% 水平上通过检验。可见各层面的两个变量之间均存在长期的协整关系。

表 4 不同层面出口技术结构和加工贸易的协整检验

	高技术	低技术	东部	中部	西部
Panel	11.501 53***	25.889 09***	192.818 9***	172.484 6***	129.457 6***
Panel PP	-6.703 948***	-1.770 202**	-6.628 387***	-3.534 845***	-3.126 556***
Panel ADF	-4.014 284***	-1.737 774**	-5.486 787***	-2.259 357**	2.505 761*
Group PP	-4.746 734***	-2.871 963***	-7.925 716***	-4.827 115***	-5.399 516***
Group ADF	-5.301 575***	-1.950 222**	-5.241 251***	-4.546 731***	-4.149 920***
Kao ADF	-5.051 374***	-4.155 160***	3.006 512***	-2.562 243***	-2.386 857***

注:Pedroni (1999)的 5 个检验变量滞后项选择采用 Schwarz 法则自动选择,最大滞后阶数为 5,窗宽采用 Newey-West 法自动选择,最大窗宽为 3;Kao(1999) ADF 统计中,低技术和西部地区 F 检验的滞后项选为 4,其余均为自动选择。***表示通过 1% 水平的显著性检验,**表示通过 5% 的显著性水平检验,*表示通过 10% 的显著性水平检验,以下同。

(四) 估计方法的选择与回归结果

一般而言,面板数据的估计方法有固定效应模型(fixed effect)和随机效应模型(random effect)之分,而这两种估计方法的具体选择可用通过 Hausman 检验和似然 F 统计来判别。表 5 报告了各层面面板数据动态 OLS 模型选择的判定结果:高技术产业、东部地区的 Hausman 检验和似然 F 统计均在 1% 的显著性水平上表明适用固定效应模型,其他层面的检验至少在 5% 水平上通过了固定效应模型的检验,因此五个层面回归均宜采用固定效应。为进一步提高动态 OLS 回归结果的可靠性,笔者采用 GLS (Cross-section Weights) 法和 White-period 稳健法来校正各省级区域和亚产业间的异方差(即截面的异方差)及时期异方差带来的影响。最后得到动态 OLS 回归的结果(见表 6)。

表 5 不同出口技术结构和区域估计模型判定

	高技术	低技术	东部	中部	西部
Hausman Test	11.892 088 (0.007 8)	9.800 722 (0.020 3)	47.409 068 (0.000 3)	19.137 235 (0.004 5)	13.922 119 (0.006 2)
似然 F 统计	6.754 179 (0.000 6)	7.7396 97 (0.000 0)	61.631 323 (0.000 0)	208.180 41 (0.004 8)	872.246 2 (0.000 0)
模型的判定	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应

注:括号内为概率,括号外为相应的统计量;亚产业层面在 $q=1$ 情况下检验,区域层面在 $q=2$ 情况下检验。

由表 6 可知:五个层面回归结果的拟合度均大于 0.9,并且回归方程 F 检验均显著均通过了

1% 的显著性水平检验,可见各层面回归结果都具有较高的可信度。从产业层面的具体系数上看:

高技术金属制品产业加工贸易的系数达到了0.201 88,且通过了1%的显著性水平检验,这表明加工贸易对高技术水平金属制品产业的出口技术结构具有明显的促进作用;低技术产业加工贸易的回归系数为-0.030 053,也通过了1%的显著性水平的检验,可见加工贸易对低技术水平的金属制品产业出口技术结构具有负作用。从区域层面的具体系数上看,各区域加工贸易的系数均通过了1%的显著性水平检验,但仅有东部地区的系数大于零(为0.474 283),中部和西部地区的回归系数均小于零(分别为-0.227 715, -0.284 526),可见加工贸易对出口技术结构较高的区域(东部)具有较强的推进作用,而对出口技术结构相对较低的区域(中西部)具有明显的负作用。

综上所述:加工贸易仅对东部地区和高技术

亚产业的出口技术结构提升具有显著的促进作用,而对中、西部地区以及低技术亚产业的出口技术结构具有显著的负作用,西部地区的负作用略大于中部地区;并且加工贸易对东部金属制品产业出口技术结构的提升作用明显大于高技术产业,中西部的负作用明显大于低技术金属制品产业。这一结论同时也说明了我国金属制品产业的国内分布现状,即高技术的金属制品产业多位于东部地区,低技术的金属制品产业多位于中西部地区。可见对于大国而言,加工贸易对于不同地区和产业的出口技术结构的作用是不一致的,这证实了前文的推测。另外,一国出口技术结构升级主要源于高技术含量产业和发达区域的出口技术结构提升,而加工贸易对二者都具有显著的促进作用,可见,加工贸易对我国整体出口技术结构具有显著的促进作用。

表6 不同层面加工贸易对出口技术结构影响的动态 OLS 回归结果

	高技术	低技术	东部	中部	西部
C	5.477 376 *** (4.126 328)	8.843 818 *** (7.540 82)	0.546 724 *** (3.254 727)	5.522 286 *** (3.518 176)	4.602 135 *** (40.291 25)
$LnJG$	0.201 880 *** (3.196 485)	-0.030 053 *** (-4.572 586)	0.474 283 *** (4.516 515)	-0.227 715 *** (-12.290 15)	-0.284 526 *** (-48.441 29)
$\Delta LnJG_t$	-0.054 681 (-1.256 638)	0.051 781 *** (10.435 36)	-0.391 117 *** (-8.170 177)	-0.218 421 (-0.335 106)	-0.375 464 *** (-25.678 49)
$\Delta LnJG_{t-1}$	-0.062 431 *** (-3.118 979)	0.043 522 *** (7.824 604)	-0.310 735 *** (-4.153 582)	-0.032 725 *** (6.288 357)	-0.279 859 *** (-12.503 46)
$\Delta LnJG_{t+1}$	-0.003 437 (-0.233 568)	0.017 436 (1.369 486)	0.020 147 (0.134 682)	0.112 183 *** (4.571 923)	-0.073 95 *** (-8.550 875)
$\Delta LnJG_{t-2}$	—	—	-0.008 049 * (-2.074 300)	0.059 392 (0.630 445)	0.016 937 (2.022 920)
$\Delta LnJG_{t+2}$	—	—	-0.219 250 ** (-2.854 820)	0.102 116 (2.085 875)	-0.130 481 *** (-9.397 288)
$A - R^2$	0.946 413	0.945 850	0.993 421	0.983 412	0.991 234
F - statistic	24.284	48.411	199.193	173.493 4	188.213

注:根据 Kao 和 Chiang(2000)的研究,面板数据动态 OLS 回归中,只需要关注水平变量(即 LnJG)的回归系数便知一变量对另一变量的作用力。

四、结论与启示

本文基于国内省级区域 2002—2008 年金属制品出口数据,运用 Hausmann(2005)模型从亚产业和省级区域层面对我国金属制品的出口技术结构进行了测度,并进一步运用 Kernel 密度估计分析了其分布状况。在此基础上,运用 Kao 和 Chiang(2000)的 OLS 模型研究了加工贸易对各层面金属制品出口技术结构的作用,得到的结论与启示主要有:

首先,我国金属制品出口技术结构较高的省份多为经济较为发达的东部省份,中西部区域的出口技术结构相对较低。其中最高的三个省市分别为浙江、天津和江苏,而且历年东部区域的出口技术结构均值均大于中西部区域。这一研究结论印证了 Hausmann(2005)和 Rodrik(2006)等的观点,即同一产品在经济较为发达的区域生产,其技术含量和生产率较高,与此同时,该产品往往拥有较高的出口技术结构。

其次,我国最近几年的金属制品出口技术结构有了较大幅度的提升,但亚产业和省级区域内部的出口技术结构差异性在扩大。省级区域层面的 Kernel 密度曲线存在多个收敛均衡“峰”,即出现明显的两级分化;而产业层面虽未出现两极分化,但其 Kernel 密度估计曲线呈现“矮”和“宽”的特点。这都表明亚产业和省级区域两大层面内部的出口技术结构差异正在扩大。出口技术结构差异性的扩大意味着产品的多样性在增加,这有利于我国在国际竞争中实现“多层次”竞争,进而减少“内耗”。但两极分化对国民经济的长期发展并不利,为此应加快中、西部地区金属制品产业转型升级的速度,同时加大对低技术产业的扶植力度,以扭转目前区域间两极分化局面,并在出口技术结构得到升级的同时,降低亚产业间出现两极分化的可能。

最后,虽然加工贸易促进了我国金属制品出口技术结构的升级,但对不同亚产业和省级区域出口技术结构变迁的作用力存在较大的差异,表现出显著的两极分化效应。亚产业层面动态 OLS 回归结果表明:加工贸易对高技术含量的金属制品产业具有明显的促进作用,对低技术含量的金

属制品产业具有显著的负作用。区域层面回归则表明:加工贸易对出口技术结构相对较高的东部省份具有显著的促进作用(其作用力甚至超过了对高技术产业的平均水平),而对出口技术结构相对较低的中西部区域具有显著的负作用。导致这一现象的原因可能在于:加工贸易具有较强的资源集聚功能,东部地区和高技术产业拥有更高的边际报酬,其对高端资源的集聚能力远胜于中西部和低技术产业,使得低端资源留在中西部和低技术产业,因此中西部和低技术产业的加工贸易只能维系于更为低端的环节,从而出现两极分化的倾向。这一结论实际上是完善了 Assche 和 Gangnes(2008)、Xu 和 Lu(2009)以及 Wang 和 Wei(2007)等人关于加工贸易对出口技术结构作用的研究。

[参考文献]

- [1] 马兹晖. 中国地方财政收入与支出——面板数据因果性与协整研究[J]. 管理世界, 2008(3):75-86.
- [2] 欧阳志刚. 农民医疗卫生支出影响因素的综列协整分析[J]. 世界经济, 2007(9):73-84.
- [3] 邵军,徐康宁. 基于面板协整方法的外资与外贸关系研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2007(10):12-19.
- [4] 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[J]. 中国社会科学, 2008(2):23-31.
- [5] 张杰,刘志彪,张少军. 制度扭曲与中国本土出口扩张[J]. 世界经济, 2008(4):27-35
- [6] 陈晓华,黄先海. 中国出口品技术含量变迁的动态研究[J]. 国际贸易问题, 2010(4):3-12.
- [7] 黄先海,陈晓华,刘慧. 产业出口复杂度的测度及其演进机理分析[J]. 管理世界, 2010(3):33-41
- [8] 樊纲,关志雄. 国际贸易结构分析:贸易品的技术分布[J]. 经济研究, 2006(8):71-79.
- [9] 朱诗娥,杨汝岱. 中国本土企业出口竞争力研究[J]. 世界经济研究, 2009(1):77-85.
- [10] Bin XU, Jiangyong LU. Foreign direct investment, processing trade, and the sophistication of China's exports[J]. China Economic Review. 2009;1-16.
- [11] Hausmann Ricardo, Jason Hwang, Dani Rodrik. What You Export Matters[R]. NBER Working Paper 2005, No. 11905.
- [12] Rodrik D. What's So Special about China's Exports

- [J]. *China & World Economy*, 2006, 14 :1-19.
- [13] Schott Peter K. The Relative Sophistication of Chinese Exports[R]. NBER Working Paper 2006, No. 12173.
- [14] Sanjaya Lall, John Weiss, Jingkang Zhang. The “Sophistication” of Exports: A New Trade Measure” [J]. *World Development*, 2006(34):222-237.
- [15] Van Assche Gangnes. Electronics production upgrading: Is China exceptional? [R]. Working paper for 18th CEA (UK) annual conference in Nottingham, 2008.
- [16] Zhi Wang, Shang-Jin Wei. The Rising Sophistication in China’s Exports: Assessing the Roles of Processing Trade, Foreign Invested Firms, Human Capital and Government Policies [R]. Working paper for the NBER Conference on the Evolving Role of China in the World Trade, 2007.
- [17] Kao C, Chiang M H. On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data[R]. In B. Baltagi (Ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, 2000:179-222.

(责任编辑:夏东,朱德东)

Empirical Analysis of the Effect of Processing Trade on the Export Technology Structure ——Panel Cointegration Analysis Based on Provincial Region Metal Product Export

CHEN Xiao-hua^{1,2}, YE Hong-wei², JIN Hai-lan¹

(1. *School of Economics and Management, Zhejiang University of Technology, Hangzhou 310018*; 2. *School of Economics, Zhejiang University, Hangzhou 310027, China*)

Abstract: Base on the provincial export data from 2002 to 2008, we take advantage of Hausmann(2005) model to estimate metal industry’s technology content of export structure from sub-industry and provincial level of 29 provinces, moreover we use Kernel test to analyze the distribution of them. Then we use dynamic OLS model of Kao&Chiang(2000) to study the effect of processing trade on the technology content of export structure from five aspects. The results show that the majority of the provinces which have higher metal product export technology are eastern developed provinces and the export technology in middle provinces is relatively lower, that China’s metal industry’s technology content of export structure increases quickly but the gap becomes larger between different sub-industries and provinces, and that although processing trade enhances the export technology structure of metal products of China, its effects are different between different sub-industry and provinces on export technology structure evolution. It has polarized effect on metal industry’s technology content of export structure

Key words: technology content of export structure; processing trade; metal products; dynamic OLS; technology structure upgrading; export trade