

中国出口产品的相对质量在提高吗？ ——来自欧盟 HS-6 位数进口产品的证据

陈勇兵 李 伟 蒋灵多*

摘要 中国出口爆炸式的增长及其表现出来的强劲竞争力已经由一个区域性演变成一个世界性问题。本文利用欧盟进口产品的微观数据探究中国相对世界其他国家具有较高进口渗透度的原因。通过描述中国对欧盟出口增长的结构特征事实,我们发现 1995—2004 年间中国相对其他国家进口渗透度的增长主要是依靠集约边际的增长。相对数量边际的增长幅度,价格边际的下降幅度却并不显著。我们采用估算相对质量增长率的方法,进一步分析中国出口产品的相对质量。结果表明,中国对欧盟出口产品的相对质量并没有得到改善。因此,为实现出口贸易的可持续发展,中国需要增加产品技术含量,提升产品内分工结构;提高企业自主创新能力,实现中国出口产品的质量升级。

关键词 进口渗透 产品内垂直差异 产品质量

一、引言

中国出口爆炸式的增长及其表现出来的强劲竞争力已经由一个区域性演变成一个世界性问题(Adams et al. 2006)。中国的出口额从 1995 年的 1 487.8 亿美元增长到 2009 年的 12 016.1 亿美元,年增长率达 16.09%,2009 年中国出口总额超越德国,成为世界第一大出口国。而中国对欧盟 15 国的出口额也从 1995 年的 191 亿美元增长到 2009 年的 2 092.6 亿美元^①。中国相对其他国家的高进口渗透度^②已经引发越来越多的外国学者研究中国竞争对本国市场或者第三国市场的潜在影响(Álvarez and Claro, 2007; Devlin et al. 2006; Blázquez-Lidoy et al. 2006)。不仅如此,针对中国制造的贸易争端也不断出现:2009 年中国遭受的反倾销案占到全球的 40%,反补贴案占全球的 75%,遭遇的贸易调查数占同期全球案件总数的 43%。在此背景下,探究中国出口实现持续繁荣的原因和机制就显得尤为重要。目前的普遍共识是中国出口产品的价格低

* 陈勇兵,中南财经政法大学工商管理学院, E-mail: yongbingchen@163.com, 通讯地址:湖北省武汉市东湖高新技术开发区南湖大道 182 号(430073)。李伟,中南财经政法大学工商管理学院, E-mail: vivi103103103@163.com。蒋灵多,中南财经政法大学工商管理学院, E-mail: lingduo_2007@163.com。本文得到国家自然科学基金重大项目(09&ZD033)、教育部人文社科青年基金项目(10YJC790029)和中南财经政法大学中央高校基本科研业务费(31541110819)的资助,特此致谢。在写作这篇文章的过程中,我们得到了中国人民大学谷克鉴教授的悉心指导,在此表示由衷的感谢。另外特别感谢曹亮、钱学锋、孙楚仁和周世民等人的有益讨论。感谢匿名审稿人的建设性修改意见,当然,文责自负。

① 数据来源于《中国统计年鉴》。

② 中国相对其他国家的进口渗透度,我们定义为中国与其他国家对某进口国出口总值的比率。

廉。在具有相似发展水平的国家中,中国的出口价格显著地相对较低(Xu,2007)。然而,仅仅依赖价格的出口增长,可能会导致“贫困化增长”现象。那么,除了价格因素之外,产品质量升级是否已经成为中国出口增长的驱动力呢?为此,我们需要从产品层面的微观数据中刻画中国出口增长的特征,考察中国出口产品的相对质量,这对于探求中国出口持续、健康与稳定增长的路径具有重要的现实意义。

中国出口主要集中在劳动密集型产品,这与传统的构建在要素禀赋基础之上的贸易理论相一致(Leamer,1995)。然而,最近的研究开始强调,国家间要素禀赋的差异不仅可以导致产业间专业化分工,也会引致产业内专业化分工,甚至是产品内专业化分工。例如,在测量中国相对其他要素禀赋相似国家的出口产品复杂度时,Rodrik(2006)和Schott(2006)不仅从产品间(cross-product)的维度,而且从产品内垂直差异(vertical differentiation within product)的维度进行分析,并以相对出口价格作为衡量产品内垂直差异的测度。然而,价格并不是产品质量的完美度量(Schott,2006;Hallak,2006;Hallak and Schott,2008;Hansen and Nielsen,2008)。原因主要有以下几方面:首先,关税、其他税收以及价格加成都会对进口产品的最终价格产生影响,但它们对产品质量却并没有影响。另外,生产成本和汇率水平也可能使得价格不能真实反映产品质量。比如,中国较低的生产成本或者人民币相对贬值有可能致使原本质量水平相同的产品价格存在差异。事实上,国内从产品层面的微观数据分析中国出口增长的文献都忽略了对出口产品质量的考察(钱学锋和熊平,2010;施炳展,2010),从而有可能遗漏了影响中国出口增长的重要思考维度。

鉴于此,本文着重强调产品内垂直差异特征,放弃价格反映产品质量的传统假设,采用Álvarez and Claro(2006a)的方法引入中国出口产品的相对质量,利用1995—2004年欧盟15国HS-6位数进口贸易数据,刻画中国相对世界其他国家向欧盟出口所呈现的不同特征,挖掘中国出口增长背后的机制,从而为中国出口稳定持续发展提供政策参考。结果表明,1995—2004年间中国相对世界其他国家进口渗透度的增长主要是依靠集约边际的增长。相对数量边际的增长幅度,价格边际的下降幅度却并不显著。通过估算相对质量增长率,我们发现中国对欧盟出口产品的相对质量并没有得到改善。

文章其余部分安排如下:第二部分是文献综述;第三部分使用CEPII-BACI数据库以其他国家为参照刻画欧盟从中国进口增长的特征事实;第四部分基于Álvarez and Claro(2006a)构建理论模型;第五部分测算了中国对欧盟出口增长的相对质量增长率;最后是结论和政策含义。

二、文献综述

在考察国际分工的决定因素时,国际贸易的经验文献普遍立足于较为广泛的产业加总的视角(Leamer,1987;Harrigan,1997)。然而,Schott(2003,2004)却发现产业层面的数据掩盖了大量的产业内产品差异化,国际贸易的传统分类隐藏了国家间专业化分工模式的差异。若要与基于要素禀赋的比较优势理论相符,则预期中国专业化分工于劳动密集型产业,但需要注意的是,专业化分工不仅可以发生在产业间,同样也可以发

生在产业内,甚至是更加细分水平下的产品内。Schott(2004)通过分析HS-10位数细分产品的信息发现:高度细分的产品价格会系统地随着出口国相对要素禀赋和生产技术的不同而有所差异,高收入的国家利用其要素禀赋上的优势(资本和技术要素相对较为丰裕),专业化生产价格高的产品。这些事实充分地证实了产品内专业化分工(within-product specialization)的存在。利用1990—2003年智利与44个进口国ISIC-4位数80个制造产业的贸易数据,Álvarez and Claro(2006b)进一步证实了Schott(2004)的结论,他们发现,高收入国家在其出口的所有行业的产品价格普遍较高。

在强调产品内垂直差异特征的基础上,通过立足于产品内专业化分工的视角来刻画与分析出口增长的价格与质量维度已成为诸多文献的研究重点。产品质量的变动与企业成功出口(Brooks 2006; Verhoogen 2008)、技能溢价(Verhoogen 2008)、进口限制(Aw and Roberts, 1986; Feenstra, 1988)以及贸易模式(Schott 2004; Hallak 2006)息息相关。Schott(2006)发现在20世纪90年代,中国出口到美国的产品价格不仅比OECD国家的价格低,而且相比具有相似人均GDP水平的国家来说也较低,且价格折扣呈现增大的趋势。利用产品价格作为产品质量的度量标准,还发现中国所拥有的出口产品市场与其发展水平和经济规模并不匹配,其产品的相对质量并没有达到OECD等发达经济体的水平。然而,价格却并不是产品质量的完美度量(Schott 2006; Hallak 2006; Hallak and Schott 2008; Hansen and Nielsen 2008),出口价格可能会受到产品质量之外的因素的影响而表现出差异,比如生产成本和汇率等。Schott(2004)采用国际贸易余额作为反映产品质量的指标,估算了1980—1997年美国45个贸易伙伴对美出口制造品的质量,结果发现中国出口制造品的单位值保持相对稳定,其产品质量已得到显著改善。但是,此方法依然没有彻底解决度量标准的间接性问题。沿用Finger and Kreinin(1979)的方法,Schott(2006)通过测算一国与发达国家出口相似度指数来间接地反映该国的产品质量水平。结果显示,中国与OECD国家对美国制造品出口组合的重合程度远远高于在其发展水平之下的应有水平,在1972—2001年间,中国与OECD国家的相似度指数在非OECD国家中的排名由第十九位跃至第四位。但是该测算只是涵盖了制造业产品,并没有包括中国对一国出口的所有产品。Álvarez and Claro(2006a)则采用比上述文献更为直接的方法,通过估算一国相对参照国产品质量差异的动态变化,引入产品质量作为分析出口增长的维度。文章估算出中国对智利出口产品的相对质量差异的年增长率约为10.5%,因此推断中国出口增长的主要驱动力是中国相对世界其他国家的产品质量的改善,而非中国产品相对价格的降低。同样,Xu(2006)也认为中国的出口奇迹很大程度上源自中国出口产品的质量升级。另外一种衡量出口产品质量的方式是考察生产技术,而生产要素含量的转变又可以用来量化技术进步的程度。Kandogan(2005)认为,经济转型国家(如部分中东欧国家)出口产品主要是自然资源密集型,一旦其出口产品向人力和物质资本密集型产品转移,则意味着生产技术的进步,从而象征了出口产品质量的改善。

在研究国际贸易增长的源泉时,传统的贸易理论强调比较优势,从而将出口增长的方式局限在现有出口产品的扩张—集约边际(intensive margin)上。随着新贸易理论将规模经济以及消费者偏好等因素考虑在内,扩展边际(extensive margin)为探究出口增

长提供了新的思路。Amiti and Freund(2010)通过对1997—2005年HS-8位数中国出口贸易数据进行分析发现:在中国对美国出口贸易增长的贡献中,扩展边际只占据25%,如果换用HS-10位数贸易数据,此比例下降到17%。另外,钱学锋和熊平(2010)从产品层面把中国出口增长分解为扩展边际和集约边际。施炳展(2010)沿用Hummels and Klenow(2005)的方法进一步将中国出口增长分解为广度增长、数量增长和价格增长的三元边际,发现数量增长和广度增长共同成就了中国出口的高速发展,而价格增长速度极为缓慢,对中国出口增长几乎没有贡献。然而,他并没有回答中国出口产品价格增长速度缓慢、数量增长速度迅速的原因,即中国出口增长方式的决定因素问题。这是因为这些文献并没有建立在对中国出口产品特征的细致分析基础之上,具体地说,它们忽视了产品质量特征,从而有可能遗漏了影响中国出口增长的重要因素。

毋庸置疑,现有文献为探索中国出口爆炸式增长的源泉提供了多维度的分析视角与深刻的见解,但同时也存在缺陷。首先,缺乏对中国出口产品特征细致、完整的把握与分析,大部分文献忽视了产品内垂直差异的存在,从而有可能遗漏了影响中国出口增长的重要因素;其次,价格并不是产品质量的完美度量(Schott 2006; Hallak 2006; Hallak and Schott 2008; Hansen and Nielsen 2008),间接地、简单地以价格等作为衡量出口产品质量的标准,造成解释力不足,不能准确地分析中国出口的相对质量。本文是对现有文献的有益补充,其贡献主要体现在:利用欧盟15国HS-6位数进口贸易数据,刻画了中国相对世界其他国家进口渗透度增长的特征事实;在充分考虑产品内垂直差异特征的基础上放松价格反映产品质量的假设条件,通过引入中国出口产品质量的维度,进一步考察中国出口增长的源泉。值得一提的是,我们采用Álvarez and Claro(2006a)的方法刻画中国与世界其他国家产品相对质量差异的变化趋势,从而更有助于揭示中国出口增长背后的机制。

三、欧盟从中国进口的特征事实

(一) 数据来源

本文的数据来自CEPII-BACI数据库^①,时间跨度为1995—2004年,包括对欧盟出口的所有经济体^②。产品为HS-6位数层次(1995年3666种,2004年4362种)^③。对于每一种产品,我们拥有欧盟从中国和所有其他出口国进口的CIF价值量、数量和单位价值^④。在对数据进行初步整理与汇总之后,将欧盟进口数据总结如表1所示:

① CEPII-BACI数据库包括了1995—2004年世界各国双边的HS1992的六位数贸易数据,包括每一商品的进出口国家、价值量、数量和单位价值。

② 鉴于时间跨度的考虑,本文只选取欧盟最初的15个成员国,它们是:奥地利、比利时、丹麦、芬兰、法国、德国、希腊、爱尔兰、意大利、卢森堡、荷兰、葡萄牙、西班牙、瑞典和英国。

③ 为了进行分析,处理数据时去掉了原始数据中缺乏产品数量和单位价值的产品种类,所以汇总产品种类略少于实际的产品种类数。

④ 所有产品的数量单位都是吨,价值量单位都是千美元,因此可以进行比较。

表1 欧盟进口值和产品种类数:1995—2004年

年份	进口值(千美元)			产品种类数(HS-6)		
	总值	中国	份额(%)	总数	中国	份额(%)
1995	1 912 762 879.71	31 815 441.75	1.66	5 017	4 129	82.30
1996	1 974 315 873.11	34 899 266.66	1.77	5 005	4 083	81.58
1997	1 981 762 805.00	39 725 640.29	2.00	4 983	4 131	82.90
1998	2 080 927 422.87	44 851 005.09	2.16	4 980	4 184	84.02
1999	2 108 341 251.93	48 713 310.46	2.31	4 970	4 232	85.15
2000	2 186 789 862.30	64 220 577.80	2.94	4 958	4 338	87.49
2001	2 161 737 501.94	65 813 588.59	3.04	4 950	4 396	88.81
2002	2 262 787 930.52	72 146 418.52	3.19	4 927	4 369	88.67
2003	2 684 832 760.79	107 627 113.80	4.01	4 922	4 426	89.92
2004	3 238 994 837.05	147 561 223.70	4.56	4 915	4 504	91.64

资料来源:作者根据 CEPII-BACI 数据库原始数据计算。

从表1中可见,中国对欧盟出口总值和市场份额都显著提高。1995年中国对欧盟出口总值为31 815 441.75千美元,到2004年增长到147 561 223.70千美元,增长了3倍多;1995年,中国仅占据欧盟进口总值的1.66%,而2004年中国对欧盟的市场份额攀升至4.56%,年增长率达到11.85%。这与中国同时期出口总量的增长相一致(平均每年15.36%)。在欧盟从中国进口值显著增长的同时,还伴随着进口产品种类数目的增长,欧盟从中国进口产品种类的份额由1995年的82.30%增长至91.64%。

(二) 中国相对世界其他国家对欧盟出口边际分解

在贸易增长的二元边际分解的基础上,Hummels and Klenow(2005)进一步将集约边际分解为价格边际和数量边际,为进一步研究出口增长的原因提供了一个新的框架。沿用他们的方法,我们对欧盟从中国和世界其他国家进口的结构进行分解^①。习惯性地,我们用下标*c*代表中国,用下标*r*代表除中国外的世界其他国家(ROW)。*t*年*c*国相对*r*国的进口渗透度可以表示为总体份额*S*,即从*c*国和*r*国进口总值之比:

$$S_t = \frac{M_{ct}}{M_{rt}} = \frac{\sum_{j \in N_c} M_{cjt}}{\sum_{j \in N_r} M_{rjt}} \quad (1)$$

其中, M_{ct} 代表*t*年从*c*国的总进口额, N_c 代表*t*年欧盟从*c*国进口的所有HS-6位数产品种类的集合, M_{ct} 即是这些种类进口值的加总;同样, M_{rt} 代表*t*年欧盟从*r*国的进口的 N_r 种HS-6位数产品进口值的总和。总体份额可以分解为集约边际和扩展边际两个部分:

$$S_t = \frac{\sum_{j \in N_c} M_{rjt}}{\sum_{j \in N_r} M_{rjt}} \cdot \frac{\sum_{j \in N_c} M_{cjt}}{\sum_{j \in N_r} M_{rjt}} = E_t \cdot I_t \quad (2)$$

^① 为了便于分析相对于欧盟中国与世界其他国家出口竞争的特征,所以本文并没有依照Hummels and Klenow(2005)选取整个世界作为参考国,而是选取的除中国之外的世界其他国家。

其中扩展边际 E_t 表示欧盟从 r 国进口的共有产品种类 (c 与 r 都对欧盟出口的产品种类) 的进口总值与欧盟从 r 国进口总值的比率。从其经济含义上看, 扩展边际衡量了欧盟从世界其他国家进口中面临中国产品直接竞争的比例。集约边际 I_t 表示为欧盟从 c 国进口的总值与从 r 国进口的共有种类的进口值加总的比率。实际上, 集约边际是对从 c 国和 r 国进口的共有种类进口值加总进行比较^①。

因此, 欧盟从 c 国和 r 国进口总值的比率 (总体份额) 取决于从二者进口产品种类的数目和从二者进口共有品种的平均值的大小。例如, 欧盟从 c 国进口的产品种类少于 r 国, 或者是在共有种类上其从 c 国进口小于从 r 国进口都可能导致欧盟从 c 国进口总值小于从 r 国进口总值。而欧盟从 c 国和 r 国在共有种类的进口值的不同则可能源自从二者进口的单位价格或者进口量的差异。因此, 我们进一步将集约边际 I_t 分解为价格边际和数量边际的乘积:

$$I_t = P_t \cdot X_t \quad (3)$$

其中, 价格边际测量的是在 HS-6 位数产品层面上, 对每种共有产品种类 j 从 c 国和 r 国进口的单位价格的加权比率, 用 $P_t = \prod_{j \in N_a} (P_{cjt} / P_{rjt})^{\omega_j}$ 表示。数量边际则是进口数量的加权比率, 表示为 $X_t = \prod_{j \in N_a} (X_{cjt} / X_{rjt})^{\omega_j}$ 。其中, 权数 ω_j 的计算方法为: $\omega_j = \left(\frac{\phi_{cjt} - \phi_{rjt}}{\ln \phi_{cjt} - \ln \phi_{rjt}} \right) / \sum_{j \in N_a} \frac{\phi_{cjt} - \phi_{rjt}}{\ln \phi_{cjt} - \ln \phi_{rjt}}$ 。其中 ϕ_{cjt} 代表欧盟从 c 国进口 j 产品占从 c 国进口总值的比重, ϕ_{rjt} 代表从 r 国进口 j 产品占从 r 国进口总值的比重。

根据上述框架, 利用 CEPII-BACI 数据库 1995—2004 年 HS-6 位数欧盟进口贸易数据, 我们计算出 10 年间的扩展边际、集约边际、价格边际以及数量边际, 如表 2 所示:

表 2 中国相对世界其他国家到欧盟的出口边际分解: 1995—2004 (%)

年份	总体份额	扩展边际	集约边际	价格边际	数量边际
1995	1.6583	83.2551	1.9918	64.5383	3.0863
1996	1.7615	81.8306	2.1527	60.6916	3.5469
1997	1.9998	84.4506	2.3680	62.9813	3.7598
1998	2.1357	87.8483	2.4311	63.9174	3.8035
1999	2.3099	87.9126	2.6275	60.4173	4.3489
2000	2.9698	86.1856	3.4458	61.5005	5.6029
2001	3.1074	85.5113	3.6339	61.1310	5.9444
2002	3.2576	89.0546	3.6580	60.1251	6.0840
2003	4.1385	92.1771	4.4897	59.6213	7.5304
2004	4.6896	73.9224	6.3439	56.7788	11.1730
总增长率 (%)	182.79	-11.21	218.50	-12.02	262.02
年增长率 (%)	12.24	-1.31	13.74	-1.41	15.37

资料来源: 作者根据 CEPII-BACI 数据库原始数据计算。

从表 2 可见, 在 2004 年, 扩展边际值为 73.92%, 意味着世界其他国家向欧盟出口

① 在处理数据的过程中我们发现, 对于 1995—2004 的所有年份, 都有, 所以也是 c 与 r 共有进口种类的集合。

的73.92%面临中国产品的直接竞争;集约边际值为6.34%,代表在共有种类进口上,欧盟从中国进口额是从世界其他国家进口额的6.34%;另外集约边际进一步分解为价格边际(56.78%)和数量边际(11.17%)。从变化趋势来看,总体份额从1995年的1.66%持续增长到2004年的4.69%,年增长率为12.24%。扩展边际值呈现上下波动的特征,在10年期间总体下降了11.21%。相反,集约边际在10年期间稳定持续增长,从1995年的1.99%攀升至2004年的6.34%,总体增长了218.5%,年增长率为13.74%。图1清晰表明1995—2004年间中国相对世界其他国家进口渗透度(总体份额)的增长主要是依靠集约边际的增长。

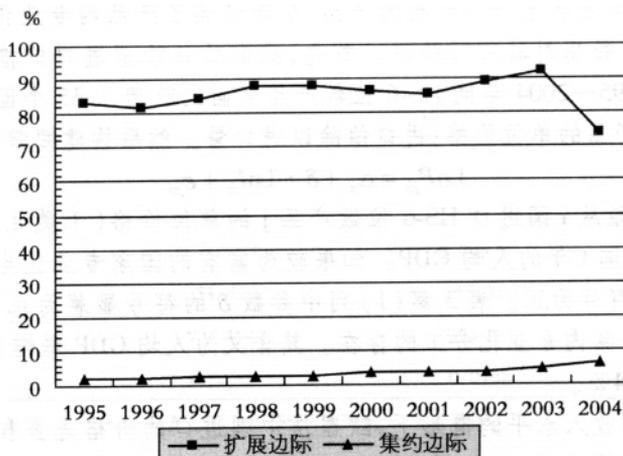


图1 中国对欧盟出口二元边际的变化

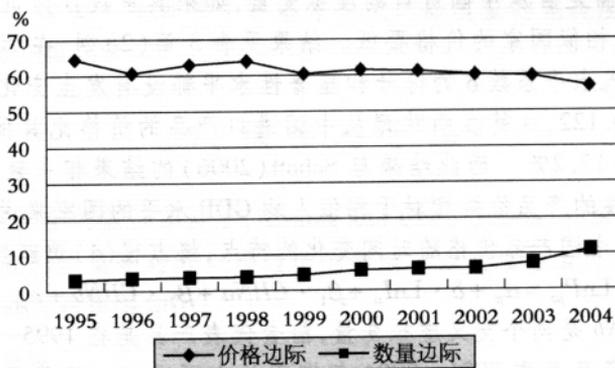


图2 价格和数量边际的变化

图2显示了集约边际的增长来源于数量边际的增长(平均年增长率15.37%)以及价格边际的下降(在64.54%和56.78%间波动,平均年增长率-1.41%)。同样,Amiti and Freund(2010)利用1997—2005年HS-10位数美国制造品进口贸易数据发现,中国出口产品的价格边际平均每年下降1.5%。

基于以上事实,我们发现一个有趣的现象:中国出口到欧盟的产品价格相对世界其他国家来说显著较低,并且在1995—2004年间价格边际总体上呈下降趋势;但是,其下

降没有表现出一致性,而是呈现出一定的波动性,更加重要的是,相对数量边际的增长幅度,价格边际的下降幅度却并不显著。针对此现象,存在一种可能的解释:在细分的HS-6位数产品层次上,产品内存在质量上的垂直差异,导致欧盟的消费者对来自不同国家的产品产生不同的需求。因此,除了价格降低之外,中国相对其他国家具有较高的进口渗透度可能源自中国出口产品相对质量的改善。

(三) HS-6 位数产品内存在垂直质量差异

Schott(2004)通过分析HS-10位数细分产品发现:高收入的国家利用其在资本和技术要素上的优势,专业化生产价格高的产品,从而证实了产品内专业化分工的存在。本文利用欧盟的进口数据对其进行验证。首先,我们验证欧盟进口价格与出口国收入之间的关系,利用1995—2004年间HS-6位数产品层面的欧盟从35个国家和地区的进口数据^①,计算每种产品的单位价格:进口值除以进口量。然后构建回归方程如下:

$$\ln P_{jit} = \alpha_{ji} + \delta \cdot \ln I_{it} + \varepsilon_{jit} \quad (4)$$

其中 P_{jit} 为t年欧盟从i国进口HS-6位数产品j的单位价格(千美元/吨), I_{it} 代表按购买力平价计算的i国t年的人均GDP。如果较为富有的国家专业化生产价格较高的产品,则预期系数 δ 符号为正。表3第(1)列中参数 δ 的符号显著为正,估计值为0.164,估计结果证实了产品内专业化分工的存在。其含义为人均GDP每增长10%,则其出口产品价格上涨1.64%。

在控制了人均收入水平的情形下,欧盟从中国进口的价格是否和世界其他国家存在显著差异?我们将方程(4)拓展如下:

$$\ln P_{jit} = \alpha_{ji} + \delta \cdot \ln I_{it} + \beta \cdot CHN + \varepsilon_{jit} \quad (5)$$

其中 CHN 是指产品是否从中国进口的虚拟变量,如果其系数 β 为负,则可认为中国产品相对于人均收入相似国家的价格要低。结果见表3第(2)列,在加入 CHN 这一虚拟变量之后,人均收入水平系数 δ 的符号和显著性水平都没有发生变化, β 的符号显著为负,且估计值为-0.122,这就表明欧盟从中国进口产品的价格比其他人均水平相似国家的价格平均要低12.2%。而此结果与Schott(2006)的结果相一致:在20世纪90年代,中国在美国出售的产品价格相对于相似人均GDP水平的国家来说较低。

为进一步分析中国产品价格随时间变化的特点,将方程(4)重新扩展如下:

$$\ln P_{jit} = \alpha_{ji} + \delta \cdot \ln I_{it} + \beta_1 \cdot CHNa + \beta_2 \cdot CHNb + \varepsilon_{jit} \quad (6)$$

其中 $CHNa$ 和 $CHNb$ 是两个交叉虚拟变量,前者代表产品是在1995—2000年期间从中国进口,后者代表产品是在2001—2004年期间从中国进口。结果见表3第(3)列,同样,人均收入水平系数 δ 的符号和显著性水平没有发生变化。在控制人均收入水平之后,对于1995—2000年这一时间段,并没有证据证明中国与其他收入水平相似国家的存在显著的价格差异。然而,在2001—2004年期间, β_2 显著为负,并且其绝对值

^① 欧盟从选取的35个国家和地区进口的价值的总和占欧盟总进口的90%,35个国家和地区分别是:阿联酋、阿根廷、澳大利亚、巴西、加拿大、瑞士、智利、中国、阿尔及利亚、埃及、中国香港、克罗地亚、印尼、以色列、印度、伊朗、日本、韩国、哈萨克斯坦、利比亚、摩洛哥、墨西哥、马来西亚、尼日利亚、挪威、俄罗斯、沙特阿拉伯、新加坡、泰国、突尼斯、土耳其、中国台湾、乌克兰、美国、南非。

0.278大于上一时间段 β_1 的绝对值0.0046,这在一定程度上说明中国在加入世界贸易组织之后,贸易自由化对中国出口价格的降低起到了一定的促进作用。

表3 进口价格和人均GDP

	(1)	(2)	(3)
	$\ln P_{ji}^i$	$\ln P_{ji}^i$	$\ln P_{ji}^i$
$\ln I_{it}$	0.164 *** (113.57)	0.158 *** (105.36)	0.159 *** (105.78)
CHN		-0.122 *** (-11.77)	
$CHNa$			-0.00461 (-0.34)
1995—2000			-0.278 *** (-18.17)
$CHNb$			
2001—2004			
Constant	0.695 *** (54.42)	0.745 *** (55.36)	0.738 *** (54.86)
N	934 454	934 454	934 454
R^2	0.0136	0.0138	0.0140

注:括号内为*t*值,***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

从欧盟HS-6位数进口价格的数据分析中,我们发现了产品内专业化分工的存在,即不同收入水平出口国的出口产品价格存在差异,因此,即使细分的HS-6位数产品也存在垂直质量差异。这进一步证实了价格并不是产品质量的完美度量,必须放弃用价格反映产品质量的传统做法。

四、模型与方法

在传统的垄断竞争的假设条件下,Álvarez and Claro(2006a)构建了一个理论模型用以研究价格、产品相对质量等对进口渗透度的影响。本文借鉴其方法刻画中国出口产品的相对质量,基础理论模型如下:

(一) 需求方面

在需求方面,假设每个国家的代表性消费者将其收入的 $(1-\delta)$ 用于同质产品的消费,收入的 δ_j 用于消费差异化产品 j ,所以 $(1-\delta) + \sum_j \delta_j = 1$ 。在 z 国消费 j 产品的子效用为:

$$U_j^z = \sum_k q_{kj} \cdot n_{kj} \cdot (x_{kj}^z)^{\theta_j} \quad \theta_j < 1 \quad (7)$$

其中 q_{kj} 代表效用转换器(a utility shifter),它捕捉来自 k 国(包括 z 国)的 j 产品不同种类的特征;用 $\sigma_j = 1/(1-\theta_j)$ 代表 j 产品不同种类之间的替代弹性。为了简便,除有需要

之外我们省略代表时间的下标 q_{kj} 就是在时间 t 、来自 k 国的 j 产品质量的测度。在 z 国消费来自 k 国 j 产品的所有种类消费量为 x_{kj}^z n_{kj} 为产于 k 国的 j 产品种类的总数目。假设同一产品不同种类之间存在对称性,由此 z 国从 k 国进口 j 产品的进口量为 $X_{kj}^z = n_{kj} \cdot x_{kj}^z$ 。

z 国代表性消费者的预算约束为:

$$\delta_j \cdot Y^z = \sum_k n_{kj} \cdot p_{kj}^z \cdot x_{kj}^z \quad (8)$$

其中 Y^z 为 z 国的收入水平 p_{kj}^z 为 z 国从 k 国进口的 j 产品某一种类的价格(包含贸易成本)。 z 国代表性消费者对来自 k 国的 j 产品某一种类消费量的一阶条件为:

$$\theta_j \cdot (x_{kj}^z)^{\theta_j - 1} = \frac{\lambda_j^z \cdot p_{kj}^z}{q_{kj}} \quad (9)$$

其中 λ_j^z 为收入的边际效用。我们假设存在冰山型贸易成本 $\tau_{kj}^z > 1$ 代表从 k 国运输一单位 j 产品到 z 国的运输成本,因此 $p_{kj}^z = p_{kj} \cdot \tau_{kj}^z$ 。假设 j 产品从 c 国与 r 国进口,结合(9)式,我们得到以下相对需求条件:

$$\left(\frac{x_{cj}^z}{x_{rj}^z} \right)^{\theta_j - 1} = \left(\frac{p_{cj}^z}{p_{rj}^z} \right) \cdot \left(\frac{q_{rj}}{q_{cj}} \right) \quad (10)$$

式(10)表明 z 国对 c 国与 r 国进口的 j 产品相对消费量取决于经由质量调整过的价格比率,即经质量调整后的价格越低,消费量越高。

(二) 供给方面

在供给方面,我们假设所有国家生产的同质产品的生产函数为 $s = h_k \cdot l_{ks}$,其中 h_k 为生产率 l_{ks} 为劳动力投入。假设同质产品没有运输成本,产品 s 的价格为 1 k 国的收入为 $Y^k = h_k \cdot L_k$,其中 L_k 为固定的劳动力供给。差异化产品的生产遵循规模报酬递增的规律,且劳动力为唯一的生产要素 $l_{kj} = f_j + m_{kj} \cdot x_{kj}$ 。其中 f_j 为固定劳动力投入 m_{kj} 为产品一国家对特有的边际劳动力投入。

在垄断竞争条件下,均衡时每个生产商拥有零利润,世界对 c 国 j 产品的每一种类需求为 $\sum_k x_{cj}^k \cdot \tau_{cj}^k$,故 c 国 j 产品的生产商的最优定价原则为 $p_{cj} = \frac{h_c \cdot m_{cj}}{\theta_j}$ 。正如 Krugman(1980),需求弹性恒等于 $\eta_j = 1/(1 - \theta_j)$,表明不同国家的供给价格仅仅决定于供给条件,因此从 z 国消费者的角度来讲产品价格均为外生的。特别地 $\ln(p_{cj}/p_{rj}) = (h_c/h_r) \cdot (m_{cj}/m_{rj})$,产品价格上的差异即可反映出生产要素价格和技术上的差异。尽管要素价格与人均收入相一致,但国家间产品价格差异同样反映出其在生产率 h_k 上的差异。换言之,如果在差异化产品部门由生产率增长水平(模型中决定于同质产品部门的生产率增长水平)控制要素成本压力,要素价格的趋同也许并不能导致产品价格的趋同。

(三) 均衡结果

需要注意的是,BACI数据库报告了欧盟从每个国家进口的HS-6位数产品的进口量,但是并没有报告产品的具体种类数目,即我们无法观测到 x_{kj} ,却可获得 $X_{kj}^z = n_{kj} \cdot x_{kj}^z$

的数据,因此将其代入(10)式得:

$$\left(\frac{X_{cj}^z}{X_{rj}^z}\right) = \left(\frac{p_{cj}^z}{p_{rj}^z}\right)^{-\sigma_j} \cdot \left(\frac{q_{cj}}{q_{rj}}\right)^{\sigma_j} \cdot \left(\frac{n_{cj}}{n_{rj}}\right) \quad (11)$$

(11)式表示z国对从c国与r国进口j产品的相对消费量的均衡条件。通过市场出清条件^①,我们可以得到从c国与r国进口的j产品种类数目的均衡比率:

$$\frac{n_{cj}}{n_{rj}} = n_j = f(\phi, m_j, q_j, \omega_c, \omega_z, \tau_j) \quad (12)$$

其中 $\phi = Y^c/Y^r$ 为两国的相对经济规模, $m_j = m_{cj}/m_{rj}$ 为两国生产单位j产品所需的劳动力之比, $q_j = q_{cj}/q_{rj}$ 为相对质量比率, $\omega_c = h_c/h_r$ 为c国与r国的单位劳动力成本之比, $\omega_z = h_z/h_r$ 为z国与r国的单位劳动力成本之比, τ_j 为双边贸易成本,并假设不同国家间的贸易成本相等。式(12)强调了j产品相对种类数目的决定因素。如果c国与r国等同,即 $\phi = m_j = q_j = \omega_c = 1$, 则无论 ω_z 和 τ_j 值为多少, $n_j = 1$, 即c国与r国生产相同种类数目的产品。更一般的,如果存在本地市场效应(home market effect)(Krugman, 1980), 即大国生产的产品种类较多, $\partial n_j/\partial \phi > 0$; 因为较高的产品价格将降低世界对c国产品的需求, 所以c国较高的工资(ω_c 较高)将降低c国生产j产品的种类, 除非z国相对r国足够富裕(ω_z 足够高), 故 $\partial n_j/\partial \omega_c < 0$; 当然, 如果z国要素价格较高, 那么会使得差异化产品的生产转移至世界其他国家, 尤其是转移至高质量、高生产率和低要素价格的国家, 即如果 $m_j^{1-\sigma_j} \cdot q_j^{\sigma_j} \cdot \omega_c^{-\sigma_j} > 1$, 则 $\partial n_j/\partial \omega_z > 0$; 同样, $\partial n_j/\partial m_j < 0$ 代表差异化产品的高生产率将促进规模报酬递增部门的生产(产品种类增加); 另外, 生产高质量产品的国家也会生产较多种类的产品, 即 $\partial n_j/\partial q_j > 0$, 高质量产品将吸引世界需求。值得注意的是, 只要 n_j 为正, 则意味着c国与r国都会生产和出口j产品。因此, 式(12)决定了两国同时生产j产品的条件, 而这也与一个国家并不会生产所有产品种类的事实相符。

将(11)式代入(12)式的一阶泰勒展开式, 结合 $m_j = p_{cj}^z/\omega_c$, 我们得到z国消费从c国与r国进口的j产品的消费量的比率 $X_j^z = X_{cj}^z/X_{rj}^z$ 的表达式为:

$$\begin{aligned} \ln X_j^z = & b_j + (a_{0j} a_{1j} (1 - \sigma_j) - 1) \cdot \ln p_{jt}^z + a_{0j} \cdot \ln \phi_t - a_{0j} a_{1j} \cdot \ln \omega_{ct} \\ & + a_{0j} a_{1j} \sigma_j \cdot \ln q_{jt} + a_{0j} a_{2j} \cdot \ln \omega_{zt} + a_{3j} \cdot \ln \tau_{jt} \end{aligned} \quad (13)$$

其中 a_{ij} 为 n_{jt} 相对于其不同决定因素的偏导数, b_j 为产品固定效应。我们假设不可观测的相对质量比率为 $q_{jt} = e^{\delta_{0j} + \delta_{1j} t}$, 其中 $q_{jt} = q_{jct}/q_{jrt}$ 用于度量z国从c国与r国进口j产品的相对质量差异。

五、计量结果分析

除了中国相对较低的价格之外, 质量因素是否已经成为中国出口增长的驱动力呢? 由于产品质量是不可直接观测的, 价格并不能完美地度量产品质量, 因此, 我们选取欧盟为研究对象, 考察欧盟从中国和世界其他国家进口产品的相对质量差异, 即中国相对世界其他国家出口到欧盟的产品质量差异。

① 具体推导过程参见 Álvarez and Claro (2006a) 附录。

为估计式(13)我们假设不同产品拥有相同的偏导系数 $a_{ij} = a_i$,并且拥有相同的时间趋势 $\delta_1 = \delta_{1j}$ 。假设世界存在三个经济体:进口方欧盟(eu)以及同为出口方的中国(c)和世界其他国家(r)。简化并整理式(13)我们得到欧盟从中国进口j产品与从世界其他国家进口的数量比率可以表示为^①:

$$\ln X_{jt}^{eu} = \alpha_{0j} + \alpha_1 \cdot t + \alpha_2 \cdot \ln p_{jt}^{eu} + \alpha_3 \cdot \ln \phi_{jt} + \alpha_4 \cdot \ln \omega_{cjt} + \alpha_5 \cdot \ln \omega_{ejt} + \alpha_6 \cdot \ln \tau_{jt} + v_{jt} \quad (14)$$

在对式(14)进行参数估计的基础上,欧盟从中国和世界其他国家进口产品相对质量差异的年增长率表示为 $\delta_1 = -\frac{\alpha_1}{(\alpha_2 + \alpha_4 + 1)}$ ^②。

式(14)中 X_{jt}^{eu} 表示欧盟从中国进口j产品相对世界其他国家进口的数量比率。解释变量共有六个: t 代表时间趋势变量; p_{jt}^{eu} 是j产品的相对价格,如果中国产品相对便宜,则对其相对出口数量有正的影响,故预期其系数符号为负^③; ϕ_{jt} 是中国和世界其他国家的相对经济规模,其中的相对经济规模用相对GDP衡量,根据引力模型,中国相对的GDP越高,则其进口渗透度越高,反之则越低,故预期其系数符号为正^④; ω_{cjt} 代表中国相对世界其他国家的要素价格, ω_{ejt} 代表欧盟相对世界其他国家的要素价格,鉴于要素价格是生产成本的重要组成部分,预期 α_4 的符号为负, α_5 的符号为正^⑤; τ_{jt} 是指j产品出口到欧盟的贸易成本,在此我们引入欧盟进口HS-6位数产品的有效适用关税作为贸易成本,进口关税率越高,贸易成本相应越高,从而阻碍贸易的进行,故预期 α_6 的符号为负^⑥。

确定式(14)的估计方法,首先要选择恰当的模型,即在混合数据(Pooled Data)模型和面板数据(Panel Data)模型之间进行选择。进一步,面板数据模型还包括两种:固定效应模型和随机效应模型。如果选择为混合数据模型,则采用最小二乘法(OLS)进行估计;如果选择为固定效应模型,则利用虚拟变量最小二乘法(LSDV)进行估计;如果选择为随机效应模型,则利用可行的广义最小二乘法(FGLS)进行估计。结果如表4所示。LM检验和F检验结果均表明模型不适用混合数据回归,拒绝使用OLS模型,采用面板数据更合适。根据Hausman检验结果,模型拒绝原假设,表明该面板数据适用于固定效应模型。

从表4第(2)、(5)列固定效应模型的估计结果来看,系数都是显著的, α_2 和 α_6 的符

① 本文的模型构建虽然借鉴引力模型,但我们基于欧盟从中国和世界其他国家进口数据来进行分析,世界其他国家作为一个整体作为参照对象,在技术上无法度量欧盟与世界其他国家整体(除中国外)的多边贸易阻力。因此,本文模型中并没有进一步考虑地理距离、多边贸易阻力变量。但是,本文选取关税作为贸易成本,这也是合理的。

② $\ln q_{jt} = \ln q_{cjt} - \ln q_{ejt} = \delta_{0j} + \delta_1 t$ 随着时间推移,中国与世界其他国家的产品质量差距的变化只与 δ_1 有关。

③ 欧盟从中国进口产品价格数据来源于CEPII-BACI数据库中的单位价值,世界其他国家产品价格是从欧盟进口总价值量、数量扣除从中国进口计算得出。

④ 这里的GDP是根据购买力平价而计算的,数据来源于世界发展银行WDI数据库。

⑤ 相对要素价格是使用购买力平价调整的人均GDP度量的,数据来源于世界发展银行WDI数据库。

⑥ 欧盟进口关税数据来源于联合国贸易发展委员会(UNCTAD)的贸易信息分析系统(TRAINS)。由于存在零关税的情况,实际运用的解释变量为: $\ln \tau_{jt} = \ln(1 + tariff_{jt})$ 。

表4 欧盟从中国进口数量渗透度的估计

	混合数据 (OLS)	固定效应 (LSDV)	随机效应 (FGLS)	混合数据 (OLS)	固定效应 (LSDV)	随机效应 (FGLS)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\text{Ln}X_{jt}$	$\text{Ln}X_{jt}$	$\text{Ln}X_{jt}$	$\text{Ln}X_{jt}$	$\text{Ln}X_{jt}$	$\text{Ln}X_{jt}$
$\text{Ln}p_{jt}$	-1.744 *** (-119.91)	-1.086 *** (-108.89)	-1.139 *** (-115.98)	-1.740 *** (-119.89)	-1.086 *** (-108.89)	-1.139 *** (-115.98)
$\text{Ln}\phi_{jt}$	-21.63 * (-2.09)	-28.12 *** (-6.76)	-27.63 *** (-6.58)	-28.41 ** (-2.74)	-26.50 *** (-6.34)	-26.44 *** (-6.27)
$\text{Ln}\omega_{cjt}$	20.46 (1.95)	26.46 *** (6.27)	26.02 *** (6.11)	26.78 * (2.55)	24.94 *** (5.88)	24.90 *** (5.82)
$\text{Ln}\omega_{eijt}$	-0.522 (-1.54)	-0.594 *** (-4.34)	-0.592 *** (-4.30)	-0.814 * (-2.39)	-0.524 *** (-3.80)	-0.542 *** (-3.90)
$\text{Ln}\tau_{jt}$				0.262 *** (12.47)	-0.0609 *** (-3.89)	-0.0445 ** (-2.90)
t	0.0854 (1.04)	0.138 *** (4.19)	0.135 *** (4.05)	0.0952 (1.16)	0.137 *** (4.14)	0.134 *** (4.01)
Constant	-206.5 (-1.35)	-321.9 *** (-5.25)	-314.9 *** (-5.09)	-236.1 (-1.55)	-316.5 *** (-5.16)	-310.9 *** (-5.03)
sample	38 434	38 434	38 434	38 432	38 432	38 432
R^2						
within		0.4116	0.4113		0.4119	0.4115
between		0.2831	0.2868		0.2814	0.2858
overall	0.2850	0.2660	0.2695	0.2879	0.2638	0.2680
固定效应检验 F 统计值		44.05			43.86	
随机效应检验 LM 检验			91 413.19			90 337.71
Hausman 检验			927.05			945.51

注:(1) 为避免测量和记录失误,我们在进行回归之前排除了观测值的极端情况,单位价格值的限制为: $0.05 < p_{jt} < 20$ 。

(2) 括号内为 t 值,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

号与预期相符。 c/r 相对价格每下降 1% ,中国相对世界其他国家数量的进口渗透度就上涨 1.086% 。另外 α_3 的符号与预期相反,我们认为可能的原因是:随着中国经济的迅速增长以及中国对欧盟出口市场份额的增长,欧盟逐渐产生“危机”感,在 WTO 框架下,采用诸多非关税壁垒措施,从而抑制了中国对自身的出口贸易; α_4 、 α_5 的符号也与预期相反,这可能与要素价格影响出口的路径有关,也就是说,虽然较高的要素价格在一定程度上提高了企业的生产成本,但同时也可能暗示了中国企业生产率的提高、收益能力以及出口能力的增强,从而促进了中国相对世界其他国家的进口渗透度的提高。

表 5 报告了在考虑和不考虑进口关税两种情况下,中国相对世界其他国家的出口产品质量增长率的点估计值和 95% 水平下的置信区间。结果发现,中国对欧盟的出口产品相对世界其他国家的质量比率增长率显著为负,并且在两种情况下的结果差异不

大,分别为-0.5512和-0.5232。这意味着中国出口产品相对质量并没有得到改善,相对质量升级并没有成为中国对欧盟出口增长的驱动力。

表5 中国相对世界其他国家产品质量年增长率

贸易壁垒 ^a	均值 ^b	95%置信区间	
是	-0.5512	-0.4360	-0.6080
否	-0.5232	-0.4070	-0.5860

注: a “是”代表(14)式的回归中包括进口关税;

b 中国相对世界其他国家出口产品质量的年增长率。

那么,是什么因素阻碍了中国出口产品相对质量升级呢?对此,我们给出几种可能的解释。

首先,近年来中国出口的迅猛增长给进口国国内市场、尤其是第三方出口市场造成了较大的竞争压力。中国出口产品的较低价格,同样给国际市场价格施加了一个向下的压力。由此,无论是发达国家还是发展中国家都采取了一系列措施以维护自身的贸易利益,其中一项就包括提升自身生产和出口的产品质量水平。相比之下,中国国内生产产品的质量改善可能相对较缓。正如 Bernard *et al.* (2006) 发现,发达国家通过提升产品质量以提高与发展中国家竞争的出口竞争力。

其次,生产技术和产品质量的重要指标。近年来,随着中高技术密集型制成品出口比重的不断上升,中国出口产品的技术含量(skill content of exports)有了很大的提高,但是这在很大程度上与加工贸易有关^①。在1992—2005年间,中国总出口中的技能含量有明显提高,但如果剔除加工贸易出口部分,则出口技能含量的提高并不明显(李坤望 2008)。Branstetter and Lardy (2006) 发现,中国出口的电子产品和信息技术产品的国内附加值只占到15%。Amiti and Freund (2010) 也认为,虽然中国的出口复杂度有所提升,但是一旦将加工贸易排除在外,中国制造业出口的技术含量几乎保持不变。这些结果表明中国出口产品质量的改善在很大程度上依赖国外技术水平。

六、结论与政策含义

本文利用欧盟1995—2004年HS-6位数进口产品数据,首先客观描述了中国相对于世界其他国家对欧盟出口增长的结构特征事实,然后在充分考虑产品内垂直差异特征的基础上,放弃价格反映产品质量的传统假设,通过引入和分析中国出口产品的相对质量,进一步考察中国出口增长的源泉。

我们发现,中国对欧盟的出口增长主要是依靠集约边际的增长,相对数量边际的增长幅度价格边际的下降幅度却并不显著。沿集约边际的扩张会导致中国贸易增长在应对外部冲击时的脆弱性(钱学锋和熊平 2010)。这意味着,要想促进中国出口持续稳定地增长,中国的出口增长路径应尽快由集约边际转向扩展边际,出口企业应加快实施多

^① 由于数据的限制本文并没有有效地分离出加工贸易数据,无法分析加工贸易与产品质量的关系,这是本文的缺陷。

元化的市场战略。

其次,估计结果显示中国相对世界其他国家出口产品质量比率的增长率为负,中国出口产品相对质量并没有得到改善。我们不得不承认,中国并没有完成“以价取胜”向“以质取胜”的转变,中国对欧盟出口增长的源泉依然停留在较低的价格上。“中国制造”在国际市场上虽然具有价格优势,但是这有可能是源于要素价格优势而非企业提高效率降低成本的行为。通过持续低价而实现的中国出口的爆炸式增长,不仅使得中国的贸易条件恶化,而且会对世界价格施加向下的压力,从而有可能导致成本竞争的恶性循环以及贸易摩擦增加,这样的话,过多的出口甚至会造成资源的“廉价出口”,不利于中国出口增长的可持续性(Gaulier et al. 2007)。

因此,本文的政策含义十分明显:对于中国的出口增长来说,关键并不是单纯地通过“以价换量”来提高出口量,而是中国能否占据高收入进口国市场,能否切实提高出口产品的质量(Rodrik 2006)。为实现中国出口产品的质量升级,首先需要提升产品内分工结构,努力实现加工贸易转型升级,逐步由低附加值的产业链条向高附加值的产业链条演进。另外,需要提高企业自主创新能力和优化企业经营战略,创建自主品牌,在自主创新过程中提高出口产品质量。因此,如何培育具有全球竞争优势的企业,完善与之相关的制度安排,并建立行之有效的激励机制,尤其值得企业与政府思考。

参 考 文 献

- Adams F. G., B. Gangnes and Y. Shachmurove, 2006, “Why is China So Competitive? Measuring and Explaining China’s Competitiveness”, *The World Economy*, 29(2): 95-122.
- Álvarez, R. and S. Claro, 2006a, “The China Phenomenon: Price, Quality or Variety?”, Working Paper, Central Bank of Chile, 411.
- Álvarez, R. and S. Claro, 2006b, “The China Price: Evidence and Some Implications”, *Estudios de Economía*, 33, 117-139.
- Álvarez, R. and S. Claro, 2007, “David Versus Goliath: The Impact of Chinese Competition on Developing Countries”, Manuscript, Central Bank of Chile and Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Amiti, M. and C. Freund, 2010, “An Anatomy of China’s Export Growth”, World Bank Policy Research Working Paper, No. 4628.
- Aw, B. Y. and M. J. Roberts, 1986, “Measuring Quality Change in Quota-Constrained Import Markets”, *Journal of International Economics*, 21(1): 45-60.
- Bernard, A. B., J. Bradford Jensen and P. K. Schott, 2006, “Survival of the Best Fit: Exposure to Low-Wage Countries and the (Uneven) Growth of US Manufacturing Plants”, *Journal of International Economic Studies*, 68, 219-237.
- Blázquez-Lidoy, J., J. Rodríguez and J. Santiso, 2006, “Angel or Devil? China’s Trade Impact on Latin American Emerging Markets”, OECD Development Centre Working Paper, 6(252).
- Branstetter, L. and N. Lardy, 2006, “China’s Embrace of Globalization”, NBER Working Paper, No. 12373.
- Brooks, E., 2006, “Why Don’t Firms Export More? Product Quality and Colombian Plants”, *Journal of Development Economics*, 80(1): 60-178.
- Devlin, R., A. Estevadeordal and A. Rodríguez, 2006, “The Emergence of China: Opportunities and Challenges for Latin America and the Caribbean”, David Rockefeller Center for Latin American Studies and Inter-American Development Bank.
- Feenstra, R. C., 1988, “Quality Change under Trade Restraints in Japanese Autos”, *Quarterly Journal of Economics*, 103, 131-

146.

- Finger, J. M. and M. E. Kreinin, 1979, "A Measure of Export Similarity and Its Possible Uses", *The Economic Journal*, 89(356): 905-912.
- Gaulier, G., F. Lemoine and D. Ünal-Kesenci, 2007, "China's Emergence and the Reorganization of Trade Flows in Asia", *China Economic Review*, 18(3): 209-243.
- Hallak, J. C. and P. K. Schott, 2008, "Estimating Cross-Country Differences in Product Quality", NBER Working Paper, No. 13807.
- Hallak, J. C., 2006, "Product Quality and the Direction of Trade", *Journal of International Economics*, 68(1): 238-265.
- Hansen, J. D. and J. U. M. Nielsen, 2008, "Price as an Indicator for Quality in International Trade?", Working Papers.
- Harrigan, J., 1997, "Technology, Factor Supplies, and International Specialization: Estimating the Neoclassical Model", *American Economic Review*, 87(4): 475-494.
- Hummels, J. D. and P. J. Klenow, 2005, "The Variety and Quality of a Nation's Exports", *American Economic Review*, 95(3): 704-723.
- Kandogan, Y., 2005, "How Much Restructuring Did the Transition Countries Experience? Evidence from Quality of Their Exports", *Comparative Economic Studies*, 47(3): 543-560.
- Krugman, P., 1980, "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade", *The American Economic Review*, 70(5): 950-959.
- Leamer, E. E., 1987, "Paths of Development in the Three-Factor, n-Good General Equilibrium Model", *Journal of Political Economy*, 95(5): 961-999.
- Leamer, E. E., 1995, "The Heckscher-Ohlin Model in Theory and Practice", Princeton Studies in International Finance.
- Rodrik, D., 2006, "What's So Special about China's Exports?", *China and World Economy*, 14(5): 1-19.
- Schott, P. K., 2003, "One Size Fits All? Heckscher-Ohlin Specialization in Global Production", *The American Economic Review*, 93(3): 686-708.
- Schott, P. K., 2004, "Across-Product versus Within-Product Specialization in International Trade", *Quarterly Journal of Economics*, 119(2): 647-678.
- Schott, P. K., 2006, "The Relative Sophistication of Chinese Exports", NBER Working Paper, No. 12173.
- Verhoogen, E. A., 2008, "Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector", *Quarterly Journal of Economics*, 123(2): 489-530.
- Xu, B., 2006, "Measuring the Technology Content of China's Exports", Manuscript, China Europe International Business School.
- Xu, B., 2007, "Measuring China's Export Sophistication", Manuscript, China Europe International Business School.
- 李坤望 2008,《改革开放三十年来中国对外贸易发展评述》,《经济社会体制比较》第4期 35—40页。
- 钱学锋和熊平 2010,《中国出口增长的二元边际及其因素决定》,《经济研究》第1期 65—79页。
- 施炳展 2010,《中国出口增长的三元边际》,《经济学季刊》第4期 1311—1330页。