

产业出口复杂度的测度 及其动态演进机理分析*

——基于 52 个经济体 1993~2006 年金属制品出口的实证研究

□黄先海 陈晓华 刘 慧

摘要 本文基于 30 万组数据,运用 Hausmann 模型测度了世界上 52 个经济体 1993~2006 年金属制品的出口复杂度,并构建了分析复杂度动态演进的面板数据模型和出口复杂度异常性检验的固定效应哑变量面板模型,对不同经济体出口复杂度变动的内在机理与异常性的动态趋势进行了分析。得出的结论主要有:一是发达经济体复杂度演进的动力是经济增长,发展中经济体的动力为出口增长,但中国的动力已于 2000 年左右出现拐点,由出口增长推动型转变为经济增长推动型;二是发展中经济体出口复杂度的异常性为正且呈一定的发散性,发达经济体的异常性为负且呈明显的收敛性;三是虽然中国产业层面出口复杂度存在异常,也具备了一定的技术优势,但与高复杂度经济体相比,中国金属制品出口复杂度的绝对额并不大,提升速度较慢。

关键词 出口复杂度 金属制品 异常性检验 动态研究

一、问题提出与相关文献

在过去的几十年里,中国经济的突出表现创造了世界经济的一大奇迹,跳跃式的增长远远超出了一些经济学家的预期(Rodrik,2006),同样中国出口的增长速度也超越了人们的预期。但中国以加工贸易、贴牌等方式嵌入全球价值链分工体系,将自己维持于低技术、低创新、劳动密集型的低端生产制造与组装环节(张杰、刘志彪;2008),技术优势一直不明显。中国在很大程度上将自己的优势锁定(hold up)在技术含量较低的劳动密集型产业上(Nunn,2007),因此,很多人认为我国的商品出口过度依赖劳动密集型产品(杨汝岱、姚洋,2008)。

但是最近有研究(Rodrik,2006;姚洋、张晔,2008;姚洋、章林峰,2008;许斌,2008)表明,近几年来中国出口了大量的技术含量和品质较高的产品,而且还在不断提高,出口产品的技术含量超过了中国本身经济的发展水平。这一现象与 Krugman (1980) 和 Ricardo Hausmann (2003)的国际贸易理论发生了“背离”与“冲突”^①,因此,找出这一现象的内在原因与发生机理,对解释中国乃至与中国相似的国家的外贸贸易有重大意义。当然仅仅关注中国的出口来解释这一问题是不够的,为此,我们将研究拓展到跨国层面,以期为各国出口产品技术水平动态演进的动因提供证据。

Ricardo Hausmann 在界定出口产品品质和技术水平领域进行了开创性的工作,其于 2003 年首先提出了复杂度(degree of sophistication)这一概念来测度产品的技术含量。在随后的研究中(2005 年)其将这一概念运用于产品出口领域,并指出:出口复杂度可以反映一个国家某产业出口商品结构,一国出口产品的复杂度越高,该国出口产品的技术水平越高,同时该指标在一定程度上反映了一国产业在国际分工模式中(international specialization pattern)所

* 本文为国家社会科学基金重大招标项目(批准号:07ZD008)、教育部“新世纪优秀人才支持计划”基金项目(编号:NCET-07-0746)和浙江省社会科学界联合会研究课题(项目编号:08N48)的阶段性研究成果。

处地位的优劣,因此,复杂度实际上为分析国际贸易、国际生产布局、出口结构以及发展中国家的出口竞争力提供了一种全新的研究方法(Sanjaya Lall et al., 2006)。正是因为复杂度在国际贸易研究中具备的独特优势,在这一概念提出之后,西方学术界对如何量化复杂度进行了大量的研究。

在概念提出之初,这一领域的研究多集中于复杂度测度指标的构建。代表方法有两种:一是基于亚产业层面的测度方法。如 Peter K. Schott(2006)在假设各国出口到美国市场的复杂度能够反映其真实出口复杂度的条件下,建立以国际市场占有率为基础的出口复杂度测度指标。Sanjaya Lall 等(2006)建立了基于出口相似度的亚产业层面复杂度指数,并结合 SITC Rev 2 的三位数(3-digit level)和四位数(4-digit level)层面对 1999~2000 年亚洲各国和地区的出口复杂度进行了实证研究;另一种是基于产品层面的测度方法。如 Hausmann 等(2005)在研究知识外溢(knowledge spillovers)和分工类型(specialization patterns)的基础上结合比较优势理论,构建了产品层面的出口复杂度的测度指标, Dani Rodrik(2006)将这一指标进行了完善。由于基于产品层面的测度方法被认为更能反映出产品、产业以及国家层面的出口复杂度,因此,这一指标一经提出就被广泛应用于国际贸易的研究。

在测度指标确定之后,有关复杂度研究的重心慢慢地转向了发展中国家特别是中国与发达国家之间的出口复杂度的对比分析和异常性检验。如 Dani Rodrik(2006)运用 Hausmann(2005)构建的产品层面的复杂度测度了世界各国 1992 年的出口复杂度,发现中国和印度等发展中国家出口复杂度存在一定的异常,两国在发展水平较低的情况下出口了较高复杂度的产品。Peter K. Schott(2006)基于出口市场占有率(market share)指标,测度了中国制造业出口复杂度,发现中国产业出口复杂度与 OECD 成员国更为类似,而与发展中国家差异较大,其复杂度已经超过了同等发展水平的国家。杨汝岱、姚洋(2008)在重新定义 Hausmann(2005)指标的基础上构建了有限赶超指数(limited catch-up index, LCI),研究了 112 个国家和地区的发展情况后认为:历史经验以及中国和印度等的发展现状都表明,在发展较为成功的经济中完全按照比较优势发展

本国对外贸易的国家(地区)并不多见,即异常性是普遍存在的。

虽然经过近几年的发展,出口复杂度的研究在国际学术界已经取得较大的进展,但是由于其发展历史不长,目前还存在一定的不足,主要表现在以下几方面:首先,由于出口复杂度的测度需大量的数据,研究复杂度的动态演变难度较大,因此,现有研究几乎都是从静态的角度分析出口复杂程度的,如 Dani Rodrik(2006)仅分析 1992 年各国的出口复杂程度。即使有进行动态性研究的尝试,时间也很短,如 Sanjaya Lall(2006)等尝试动态对比,但仅分析 1999~2000 年的数据,从而不能较准确地反映出出口复杂程度的动态性演进过程。其次,现有研究多表明发展中国家如中国、印度等国家层面的出口复杂度存在异常,但发达国家的出口复杂度亦可能存在异常,而关于发达国家异常性的研究尚为空白,并且现有的研究对象多集中于国家层面,并未涉足不同国家的产业层面。最后,现有研究还不能解释各国复杂度演进的内在机制,虽然有学者试图通过加工贸易、外商直接投资等角度进行解释,但是一些更为重要的因素如出口价格、出口量等并未考虑在内,因此所形成的理论解释性并不强。

为弥补上述不足,本文研究将从以下几方面改进:(1)运用长跨度时间序列数据(14 年共超过 30 万组数据)测度各国和地区金属制品出口复杂度,以真正实现复杂度的动态研究,并将研究层面拓展到产业;(2)运用 Penal data 模型从整体、发达经济体和发展中经济体 3 个层面分析了出口产品复杂度动态演进的内在动力;(3)构建哑变量回归模型,对比分析不同类型经济体的异常性及其动态趋势。

全文剩余部分安排如下:第二部分基于产品和产业两个层面对金属制品各亚产业和 52 个经济体的复杂度进行了测度与对比分析;第三部分基于面板数据模型运用平稳性检验、协整检验、内生性控制及残差检验等方法对整体、发达经济体和发展中经济体复杂度的演化动力机制进行了实证分析;第四部分通过构建哑变量面板数据计量模型对 OECD 成员国、发展中经济体和中国的出口复杂度的异常性进行分段分析,以解释其复杂度动力的变化趋势;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、52 个经济体金属制品出口复杂度的测度与比较

(一)数据来源及处理方法

本文在研究产业层面上的出口复杂度时,以世界各国和地区出口到美国的数据作为复杂度的测度依据,因为美国 2006 年以前的进口额一直占全球进口总额的 15%以上,为世界最大的进口国,其从各国进口的产品特别是高复杂度产品(因为美国的人均 GDP 位居世界前列),能较好地反映各国出口到世界的产品复杂程度^②。

本文所用数据来源于联合国数据库和 NBER 统计数据,采集的是 1993~2006 年的年度美国金属制品进口观察数据^③。笔者在 stata 软件中剔除其他产业的数据后发现:美国历年金属制品进口数据量较大,以 2003~2006 年为例,各国出口到美国市场的金属制品数据分别有 28450、27875、27892、28779 组,有 100 多个国家和地区出口金属制品到美国。为此,笔者延续 NBER 发布的数据中 HS6 分类标准,并将其数据中 HS 编号前二位数字(2-digit level)表示一类产品,第一位数字(1-digit level)表示为产业。Rodrik(2006)指出,一国的经济发展程度与该国出口产品的复杂度存在一定的正比关系,笔者以为基于购买力的人均 GDP 在反映一国发展程度时,比名义人均 GDP 更为有效,因此,本文选择联合国公布的基于购买力平价的人均 GDP 来测度产品层面的复杂度^④。

(二)产品层面复杂度的测定

Hausmann(2005)认为出口商品的复杂度和出口国的经济发展水平(实际人均 GDP)正相关,对于某个特定商品来说,其所有出口国加权平均收入水平越高,则该商品复杂度越高。为此,对于商品 i ,其构建(1)式以测度产品层面出口复杂度:

$$\begin{aligned}
 PRODY_i &= \frac{x_{i1} / \sum x_{k1}}{\sum (x_{im} / \sum x_{km})} Y_1 + \frac{x_{i2} / \sum x_{k2}}{\sum (x_{im} / \sum x_{km})} Y_2 \\
 &+ \dots + \frac{x_{in} / \sum x_{kn}}{\sum (x_{im} / \sum x_{km})} Y_n \\
 &= \sum_{c=1}^n \frac{x_{ic} / \sum x_{kc}}{\sum (x_{im} / \sum x_{km})} Y_c
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

上式中 $PRODY_i$ 为商品复杂度, x 为出口额,其中 c 表示国家, m 表示 HS2 中的种类数, Y_c 是国家

c 的人均 GDP,此处用基于购买力平价的人均 GDP。 Y_n 前的式子作为权重,其分子是商品 i 在一国所有出口商品中的份额,其分母是所有出口商品 i 的国家在该商品总出口中的份额。可见, $PRODY_i$ 是用商品 i 在总出口中的份额作为权重的所有出口 i 的国家人均 GDP 的加权平均值(许斌,2007)。

根据(1)式可得金属制品各分类产品的复杂度如表 1、表 2。可知,各国和地区出口到美国的各系列金属制品的复杂度均呈现明显的上升趋势,1993~2006 年间,产品复杂度平均增加了 9675.14 美元,增幅达 74.15%。具体而言:从绝对额上看镍制品的复杂度提升最快,从 1993 年的 20708.4 美元提升到了 2006 年的 34864 美元,增加了 14155.6 美元;其次是钢铁和锡制品,提升最小的是钢铁制品,但也提升了 7387.07 美元。从提升幅度上看,提升幅度最大的是钢铁,提升了 108.77%;其次为锡制品,提升了 103.94%,而提升幅度最低的铅制品也达到了 35.8%。可见,随着经济的发展,各国和地区出口的金属制品的生产率和技术水平都有较大的提高。

并且镍制品一直是金属制品复杂度最大的产品系

表 1 1993~1999 年各经济体金属制品出口到美国的复杂度

产品代码	年份							
	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
80	11422.7	13056.1	13870.7	14389.4	15584.9	15239.5	15841.7	15821.8
71	10981.2	11235.9	12450.2	12940.1	14343.3	15723	16125.8	17724.8
72	12696.2	12518.1	12721.5	13714.2	13844.3	14066.8	14797.8	15284.1
73	11280.3	12471.7	13492.6	13667.9	14103.9	13989.2	14947	15824.5
74	10599.3	11005.4	11738.3	12191.2	12978.1	13523.2	14139.9	14815.7
75	20708.4	21997.5	21815.2	22517.7	24988.1	26718.4	27631	28335.7
76	12702.6	13136.9	13193.2	13200.7	13254	14192.6	14148.4	15072.1
78	17658.4	18807.4	16507.9	15858	14111.5	10961.7	12642.5	14833.7
79	14503.5	14573	16606.5	15862	17969.1	14086.7	15395	20213.5
平均值	13617	14311.3	14710.7	14926.8	15686.4	15389	16185.4	17547.3
样本量	20133	22209	22568	24037	25334	25378	25184	26497

注:80 为锡及其制品、71 为宝石和贵金属制品、72 为钢铁、73 为钢铁制品、74 为铜及其制品、75 为镍及其制品、76 为铝及其制品、78 为铅及其制品、79 为锌及其制品。

资料来源:根据 NBER 及联合国统计数据库公布数据计算而得。

表 2 2001~2006 年各国金属制品出口到美国的复杂度

产品代码	年份						变化量	变化幅度
	2001	2002	2003	2004	2005	2006		
80	16355.4	15670.6	18307.1	20100.9	21682.5	23295.2	11872.4	103.94
71	18116.1	17863.5	18898.3	19879.6	21609.5	22925.1	11943.8	108.77
72	15121.9	14737.6	16340.2	17515.4	18975.9	20083.3	7387.07	58.18
73	16444.6	16413.1	18378.8	19224	20070.4	21648.8	10368.5	91.92
74	14681.9	15428.4	17125.2	17960.8	18324.3	19091.7	8492.4	80.12
75	29121.8	28901.4	29833.3	32118.3	33989.9	34864	14155.6	68.36
76	15153.9	16110.6	16534.7	17661.9	17657	19085.1	6382.55	50.25
78	18313.6	24529.3	26710.2	23166.6	28182.1	23980.1	6321.73	35.8
79	18612.8	18339.4	20083	20055.3	20686.7	24655.7	10152.2	69.99
平均值	17991.3	18666	20245.6	20853.6	22353.1	23292.1	9675.14	74.15
样本量	25727	28881	28450	27875	27892	28778	8645	42.94

注:表中变化量、变化幅度为 1993~2006 年的变化,变化幅度的单位为%。

资料来源:根据 NBER 及联合国统计数据库公布数据计算而得。

列,其次是铅制品系列,但该系列产品复杂度存在一定的不稳定性,1998~2000年曾位居倒数第一的位置。产品出口复杂度的逐年递增,也印证了Rodrik(2006)关于人均GDP与复杂度的假设^⑤。

(三)产业层面复杂度的测定

在计算出商品的复杂度后,将商品层面的复杂度加总到产业层面,则得产业复杂度,加总方法如下:

$$\begin{aligned} PRODY_n &= \frac{x_{1n}}{\sum x_{in}} PRODY_1 + \frac{x_{2n}}{\sum x_{in}} PRODY_2 \\ &+ \dots + \frac{x_{mn}}{\sum x_{in}} PRODY_m \\ &= \sum_{i=1}^m \frac{x_{in}}{\sum x_{in}} PRODY_i \end{aligned} \quad (2)$$

其中: $PRODY_n$ 是国家*n*一产业所出口商品的平均复杂度,这里的权重是商品*i*在国家*n*该产业的出口商品总额中的份额。

与Hausmann(2005)不同的是,本文对测度方法进行了适当的调整:在测度产品层面的复杂度时将所出口金属制品到美国的经济体都列为考察范围,而在测度各国产业层面复杂度时,我们剔除了出口种类较少的国家,以提高测度结果的准确性。本文的测度样本是出口到美国的金属制品种类数排名前52的经济体^⑥。在产品复杂度的基础上,运用(2)式计算得到52个经济体金属制品产业的出口复杂度(如表3)。

由表3可知,金属制品出口复杂度较高的国家(地区)多为发达经济体,1996、1999、2002、2005和2006年间排名前六的国家(地区)均为发达经济体。另外,各经济体出口复杂度的排名变化较

大,这也说明世界金属制品的国际竞争比较激烈。就中国而言,历年的产业复杂度呈动态上升趋势,甚至比部分发达经济体的复杂度还高,例如瑞典(SWE)、荷兰(NED)和丹麦(DEN)等在部分年份出口复杂度明显低于中国。可见金属制品得到的研究结果与部分学者(Dani Rodrik, 2006; Peter K. Schott, 2006; Zhi Wang & Shang-Jin Wei, 2008; Bin Xu & Jiangyong Lu, 2009)基于国家层面的研究结论颇具相似性。

从复杂度的绝对额上看,虽然中国历年出口的金属制品复杂度有所提高,但是相对于整体样本而言,中国金属制品的出口复杂度并不高,排名一直

表3 各经济体金属制品历年出口复杂度

	1996		1999		2002		2005		2006	
1	挪威	18607.4	挪威	20572.4	挪威	19968.2	挪威	28105.1	挪威	28595.3
2	澳大利亚	16696	芬兰	16691.4	芬兰	18401.1	澳大利亚	22879.8	芬兰	25759.3
3	芬兰	15169.5	澳大利亚	16687.4	澳大利亚	18187.8	芬兰	22162	澳大利亚	24431.2
4	西班牙	14000.1	以色列	16104.6	以色列	17846.3	以色列	21595.4	爱尔兰	23029
5	奥地利	13979.7	印度	15900.6	比利时	17519.3	爱尔兰	21529	以色列	22907.2
6	俄罗斯	13951.5	比利时	15889.3	香港	17451.9	比利时	21148.5	比利时	22490.2
7	以色列	13928.4	爱尔兰	15878.7	印度	17385.1	印度	20996.7	法国	22284.8
8	法国	13925.4	瑞士	15875.6	南非	17320.2	香港	20972.6	南非	22278
9	捷克	13899.4	俄罗斯	15800.2	哥伦比亚	17219.8	南非	20935.8	瑞士	22216
10	斯洛文尼亚	13878.1	奥地利	15760.3	瑞士	17207.6	瑞士	20777.1	印度	22203.4
11	罗马尼亚	13795.4	哥伦比亚	15710.7	新加坡	17171.4	新加坡	20736	香港	22129.4
12	德国	13790.5	英国	15666.5	俄罗斯	17112.7	哥伦比亚	20731.4	英国	22003.7
13	斯洛伐克	13789.5	香港	15571.7	巴西	16976.6	斯洛伐克	20726.3	哥伦比亚	21952.4
14	意大利	13774.6	南非	15466.7	巴基斯坦	16879.4	英国	20672.5	菲律宾	21918.9
15	阿根廷	13767.6	厄瓜多尔	15436.7	英国	16874.5	法国	20647.6	匈牙利	21806.2
16	加拿大	13740.5	捷克	15415.5	加拿大	16599.4	菲律宾	20610.4	葡萄牙	21728.9
17	日本	13735.4	新加坡	15375.1	爱尔兰	16539	葡萄牙	20271.9	斯洛伐克	21587.4
18	埃及	13730.7	德国	15345.5	德国	16520.1	德国	20215.3	德国	21582.4
19	爱尔兰	13716	法国	15292.1	阿联酋	16481.1	多米尼加	19989.8	巴基斯坦	21555.8
20	乌克兰	13700.6	巴西	15270	泰国	16433.7	匈牙利	19964.2	俄罗斯	21554.3
21	瑞典	13689.1	瑞典	15265.6	智利	16222.7	意大利	19925.8	意大利	21526.8
22	中国	13676.9	菲律宾	15247.4	厄瓜多尔	16216.3	俄罗斯	19916.7	新加坡	21439.6
23	菲律宾	13661.3	多米尼加	15202.1	日本	16133.7	奥地利	19913.8	墨西哥	21419.7
24	韩国	13652.6	泰国	15188.6	台湾地区	16132.1	墨西哥	19845.6	捷克	21233.8
25	英国	13644.7	意大利	15162.8	奥地利	16100.7	日本	19830.3	奥地利	21230.8
26	印度	13644.2	加拿大	15155.1	菲律宾	16071.5	泰国	19821.9	丹麦	21187.4
27	台湾地区	13627.3	阿联酋	15118.6	法国	16066.8	加拿大	19793.7	日本	21186.1
28	丹麦	13622.3	斯洛文尼亚	15118.3	意大利	16047.3	捷克	19775.3	加拿大	21179
29	波兰	13616.9	波兰	15095.5	墨西哥	16044.1	台湾地区	19755.7	智利	21159.4
30	葡萄牙	13613.9	斯洛伐克	15043.3	葡萄牙	16025.8	智利	19754	多米尼加	21120.5
31	阿联酋	13613.2	葡萄牙	15029.2	瑞典	15994.4	丹麦	19739.1	瑞典	21040.5
32	荷兰	13590.6	日本	15023.7	多米尼加	15959	波兰	19678.5	泰国	21026.4
33	土耳其	13584.4	智利	15020.7	印尼	15938.2	瑞典	19662.9	西班牙	21007.9
34	巴西	13579.2	罗马尼亚	14978.4	马来西亚	15928.6	西班牙	19533.6	波兰	21001.9
35	墨西哥	13570	墨西哥	14967.6	丹麦	15926.7	巴基斯坦	19526.8	台湾地区	20995.8
36	新西兰	13544.1	巴基斯坦	14929.6	韩国	15877.5	韩国	19491.5	韩国	20722.9
37	新加坡	13508.4	荷兰	14915.9	波兰	15753.9	印尼	19463.6	罗马尼亚	20662.8
38	委内瑞拉	13476.3	丹麦	14884.9	阿根廷	15730.3	荷兰	19432.1	阿联酋	20657.5
39	希腊	13467.6	台湾地区	14859.4	匈牙利	15727.7	阿联酋	19384.3	厄瓜多尔	20641.5
40	多米尼加	13371.3	韩国	14857.2	新西兰	15703.7	斯洛文尼亚	19259.5	印尼	20531.2
41	-	4930.5	-	5551.7	-	3745.5	-	8351.1	-	7435.9
42	-	601.915	-	964.85	-	1082.06	-	1529.37	-	1541.29

注:本文测度了1993~2006年的复杂度,由于篇幅有限,此处仅给出1996、1999、2002、2005和2006年排名前40的国家和地区的测度结果,第41项为复杂度排名第一的国家与中国的差额,42项为复杂度世界排名前20的国家(地区)平均值与中国的差额。

资料来源:根据NBER及联合国统计数据库公布数据计算而得。

位于 20 名之外,并且与复杂度最高的国家(挪威)相比,差距呈现逐渐扩大的趋势,由 1996 年的 4930.5 美元扩大到 2006 年的 7435.9 美元,与全球排名前 20 的国家(地区)的平均水平相比,中国金属制品的出口复杂度的差距亦呈现扩大的趋势,从 1996 年的 601.915 美元扩大到 2006 年的 1541.29 美元,这表明:虽然我国金属制品的出口复杂度有所提高,但与生产率和技术水平相对较高的经济体相比,进步速度相对较慢,技术更新步伐未能与之保持一致。

(四)测度结果的分析

根据 Dani Rodrik (2006) 和 Peter K. Schott (2006) 等人提出的关于复杂度与人均 GDP 异常性测度的方法。本文选取了在考察时间段内异常性一直稳居前七位的经济体,如表 4,该表显示:不仅仅是中国,还存在很多其他发展中国家出现复杂度异常的情况。1993~1995 年间,巴基斯坦、印度和中国三国金属制品出口的异常性居世界前三,这与 Dani Rodrik(2006)基于国家层面的研究几乎一致^⑦。从动态角度来看,巴基斯坦异常性一直最为明显(复杂度与人均 GDP 之比稳居世界第一),并且异常性具有进一步扩大的趋势,复杂度与人均 GDP 之比从 1993 年的 7.223 扩展到了 2006 年的 8.443。异常性进一步扩大的还有印度尼西亚、希腊、厄瓜多尔等国,而中国和印度的异常性正在减弱,中国已由 1993 年的 5.886 弱化为 2006 年的 2.762,这一点与 Bin Xu 和 Jiangyong Lu(2009)基于国家层面的研究

表 4 1993~2006 年复杂度与人均 GDP 之比排名前 7 位的国家和地区

	1993	1995	1997	1999	2001	2003	2004	2005	2006
巴基斯坦	7.223	7.642	8.055	8.253	8.408	8.73	8.61	8.194	8.443
印度	7.187	7.004	7.091	7.029	7.061	6.59	6.233	6.081	5.802
中国	5.886	5.272	4.649	4.192	3.755	3.429	3.148	2.922	2.762
印尼	4.93	4.797	4.482	5.362	5.236	5.279	5.189	5.059	4.971
埃及	4.427	4.642	4.461	4.397	4.165	4.205	4.292	4.333	4.29
厄瓜多尔	3.836	4.064	4.31	4.948	4.58	4.545	4.447	4.25	4.481
菲律宾	3.71	3.927	3.794	4.015	4.013	4.056	4.059	4.01	4.005

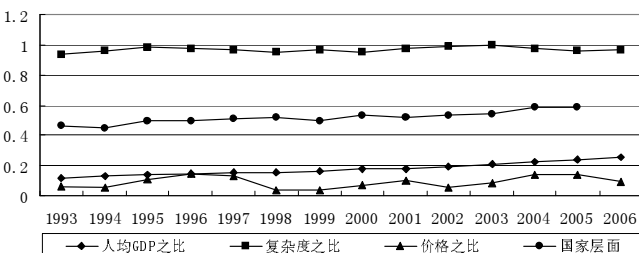


图 1 中国与样本中 OECD 成员国的各指标对比

注:其中国家层面复杂度之比来源于 Bin Xu 和 Jiangyong Lu(2009)的测度结果,其他数据源于笔者的测度结果。

结论相同,而印度由 1993 年的 7.187 降为 2006 年的 5.802,弱化趋势并不明显。

Rodrik (2006)、Bin Xu 和 Jiangyong Lu(2009) 和 Peter K. Schott(2006)等在国家层面的研究表明中国国家层面出口复杂度存在异常,并将中国国家层面的出口复杂度与 OECD 国家进行比较,本文亦将中国金属制品出口复杂度、人均 GDP 以及金属制品的出口价格^⑧与样本中的 OECD 国家作比较,比较结果如图 1,可知我国金属制品出口复杂度的异常性远超过国家层面,金属制品产业复杂度与 OECD 国家相比相似度达到了 0.95 以上,而国家层面的最大值仅为 0.589 (2005 年)。另外结合人均 GDP 之比可知我国的经济发展与 OECD 成员国相比,差距呈缩小的趋势,从 1993 年的 0.118 提升到了 2006 年的 0.255,这同时也说明中国出口复杂度的异常性正在减弱,这和 Rodrik(2006)关于中国出口商品复杂度和人均 GDP 之间差距在减小的发现是一致的。另外值得一提的是,中国出口的金属制品价格远远低于 OECD 成员国出口价格的平均水平,这说明中国金属制品出口获利能力不强。根据 Juan Carlos Hallak 和 Peter K. Schott(2008)的观点:价格高的产品质量相对高一点,因此,中国金属制品出口复杂度还有很大的提升空间。

三、出口复杂度动态变化的内在机理分析

目前,多数学者关于复杂度的研究都止步于测度结果的分析,鲜有对各国出口复杂度的内在机理做进一步分析的。仅有部分学者做了探索性的研究,如 Wang 和 Wei(2007)通过研究 1996~2004 年期间中国各个城市出口商品复杂度的差异,分析了教育程度、外国投资、政府政策等因素的作用;Bin Xu 和 Jiangyong Lu(2009)通过分析加工贸易和外商直接投资对中国出口复杂度的影响,试图找出中国国家层面出口复杂度异常的原因。基于现有的国际贸易理论和复杂度的研究,笔者认为一国出口复杂度动态演进的路径主要有两条。

一是出口增长推动型。一国某产品出口量较大时,意味着其会获得大量的资本,即出口推动资本积累,从而使得其有能力进行更高的技术改进,实现复杂度的动态提升。另外在特定情况下,国内的

产品复杂度不能达到进口国标准时,国外进口商基于自身的需求利益会给予一定的技术支持,从而进一步推进出口复杂度的提升。

二是经济增长推动型。经济的增长会推动一国更有能力投资生产有别于传统产业的、生产率水平较高的贸易品,从而提升本国出口产品的复杂度(Hausmann et al., 2005; Dani Rodrik, 2006; Peter K. Schott, 2006), 这表明一旦一国复杂度的深化主要动力为经济增长时,其已经具备了一定的技术优势。另外,经济增长会使得本国富裕起来的居民、厂商对高复杂度的产品具有更多的需求,引致企业为了满足本国消费者的需求,逐渐减少低复杂度产品的生产,进而提高出口产品的复杂度。

Juan Carlos Hallak 和 Peter K. Schott(2008)在对出口产品质量进行研究时,假定出口价格对质量有重要影响,并猜测出口价格对出口产品的技术含量(即复杂度)可能有一定的影响。对于出口价格与质量的关系,将其价格分解为质量(quality)和质量调整价格(quality adjusted-price)进行了论证。但是对于价格与复杂度的关系,其并未做进一步论证。为此,笔者在考虑上述两条路径的基础上,将价格因素引入,即选用出口量、人均 GDP 和出口价格指数作为指标,分析复杂度演进的内在机制。为此构建

以下一般性面板模型(panel data model),在进行回归分析以前我们将所有的变量进行了对数处理^⑨。

$$LNPRODYI_{it} ? a_{it} ? X_{it} ? \mu_{it} \quad (3)$$

$$i ? 1, \dots, N; \quad t ? 1, \dots, T$$

其中 $X_{it}=(LNEX_{it}, LNPGDP_{it}, LNP_{it})$ 为国家特征(national characteristic), $LNEX$ 、 $LNPGDP$ 、 LNP 分别为一国特定年份的出口额、人均 GDP 和出口价格指数的对数值, $\beta_{it}=(\beta_{1it}, \beta_{2it}, \dots, \beta_{Kit})$, K 为变量个数, T 是总时期数, N 是样本数, μ_{it} 为随机扰动项, $LNPRODYI_{it}$ 为各国产业复杂度的对数。

(一)序列平稳性检验

由于文中所使用的面板数据中的时间序列较长且样本数量较大,为避免数据不稳定性导致的伪回归,本文采用 LLC 检验、IPS 检验、Fisher-ADF 检验和 Fisher-PP 检验等对面板数据进行检验,以判断数据是否是单位根。另外,为使面板数据能够反映不同发展程度的经济体的复杂度演进的内在机制,本文以人均 GDP 作为划分标准,将所考察的 52 个经济体分为两组。具体为:在 2005 年,经购买力平价调整后的人均 GDP 高于 15000 美元的国家或地区为发达经济体,经购买力平价调整后的人均 GDP 低于 15000 美元为发展中经济体^⑩, 这样在所采集的样本中共有 30 个发达经济体,22 个发展中

经济体。在 Eview6.0 中操作后得到的平稳性检验结果如表 5。在整体、发达经济体、发展中经济体 3 种情况下,复杂度、出口量、人均 GDP 以及价格指数等自然对数的 LLC、IPS、Fisher-ADF 和 Fisher-PP 检验显示各变量存在单位根,而各变量的一阶平稳性检验显示:在相伴概率 1% 的显著性水平下同时拒绝了各个变量一阶差分存在单位根的原假设,因此各变量均为一阶平稳。

(二)协整检验

由平稳性检验可知,面板数据是一阶平稳,为此需

表 5 整体、发达经济体及发展中经济体面板单位根检验结果

	LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP	单位根	
整体	LNPRODYI	7.86537 (1.0000)	14.0951 (1.0000)	9.09485 (1.0000)	10.3870 (1.0000)	是
	DLNPRODYI	-27.9756 (0.0000)	-21.1998 (0.0000)	528.968 (0.0000)	596.795 (0.0000)	否
	LNEX	-0.52802(0.2987)	2.44999(0.9929)	95.7393(0.6557)	91.6127(0.7600)	是
	DLNEX	-21.9934 (0.0000)	-16.8145 (0.0000)	426.160 (0.0000)	486.158 (0.0000)	否
	LNPGDP	7.13322 (1.0000)	13.2498 (1.0000)	28.4765 (1.0000)	27.9274 (1.0000)	是
	DLNPGDP	-9.71316 (0.0000)	-6.39523 (0.0000)	201.583 (0.0000)	241.125 (0.0000)	否
	LNP	-5.78525 (1.0000)	-5.72407 (1.0000)	10.9082 (0.2312)	16.6201 (0.1458)	是
	D LNP	-32.0134 (0.0000)	-24.4112 (0.0000)	596.834 (0.0000)	798.413 (0.0000)	否
	LNPRODYI	6.70227 (1.0000)	10.7869 (1.0000)	6.93413 (1.0000)	7.19819 (1.0000)	是
	DLNPRODYI	-22.1484 (0.0000)	-16.7919 (0.0000)	319.500 (0.0000)	360.651 (0.0000)	否
发达经济体	LNEX	0.73923(0.7701)	2.77629(0.9973)	40.4022(0.9755)	37.7099(0.9892)	是
	DLNEX	-15.7919 (0.0000)	-11.2369 (0.0000)	220.869 (0.0000)	234.410 (0.0000)	否
	LNPGDP	3.92824 (1.0000)	9.24039 (1.0000)	21.0386 (1.0000)	21.3032 (1.0000)	是
	DLNPGDP	-7.71371 (0.0000)	-5.58660 (0.0000)	126.960 (0.0000)	135.044 (0.0000)	否
	LNP	-3.59496 (1.0000)	-4.47138 (1.0000)	21.4054(0.1198)	24.7095(0.2215)	是
	D LNP	-24.6871 (0.0000)	-19.5043 (0.0000)	363.555 (0.0000)	488.175 (0.0000)	否
	LNPRODYI	3.48811 (0.9998)	8.54896 (1.0000)	2.25855 (1.0000)	3.23373 (1.0000)	是
	DLNPRODYI	-17.7243 (0.0000)	-13.3870 (0.0000)	215.776 (0.0000)	243.358 (0.0000)	否
	LNEX	-1.13979 (0.1272)	0.89426 (0.8144)	50.9432 (0.1622)	49.8091 (0.1905)	是
	DLNEX	-15.1963 (0.0000)	-12.4211 (0.0000)	200.132 (0.0000)	246.338 (0.0000)	否
发展中经济体	LNPGDP	6.56012 (1.0000)	9.29202 (1.0000)	11.8055 (1.0000)	11.8196 (1.0000)	是
	DLNPGDP	-6.65234 (0.0000)	-3.93603 (0.0000)	84.2703 (0.0001)	128.172 (0.0000)	否
	LNP	-5.47383 (1.0000)	-4.25793 (1.0000)	58.5065 (0.1328)	10.7537 (0.1279)	是
	D LNP	-21.8527 (0.0000)	-15.8803 (0.0000)	248.551 (0.0000)	327.318 (0.0000)	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(下同),D 为一阶差分。

继续判断各变量间是否存在协整关系。我们采用 Pedroni (1999)提出的 7 个检验统计量和 Kao(1999)提出的 ADF 检验来判断上述 4 个变量之间是否存在协整关系,检验结果如表 6 所示。协整的统计值和概率值表明:整体、发达经济体和发展中的出口复杂度与出口量、人均 GDP 以及价格存在长期均衡稳定关系。发达经济体、发展中经济体和整体分别有 5、4 和 4 个统计量拒绝了不存在协整关系的原假设,即各变量间存在长期稳定的均衡关系。而对不含 P 的协整分析得到了相同的结论。

(三)模型类型的选择

高铁梅(2006)指出在对时间序列/界面数据进行评估时,使用的样本包含了个体、指标和时间 3 个方向上的信息,如果模型形式设定不正确,估计结果将与所要模拟的经济现实偏离甚远。因此,在运用面板模型进行实证检验时,还应判定模型的类型。面板数据模型可以划分为三类,分别为:

变系数模型,回归形式为:

$$Y = a_i + X_{it}\beta_i + \mu_{it}, i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \quad (4)$$

变截距模型,回归形式为:

$$Y = a_i + X_{it}\beta + \mu_{it}, i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \quad (5)$$

不变系数模型,回归形式为:

$$Y = a + X_{it}\beta + \mu_{it}, i=1, \dots, N; t=1, \dots, T \quad (6)$$

判断样本数据究竟符合哪种模型,可以利用协方差分析构造如下检验统计量:

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1) / [(N-1)(K+1)]}{S_1 / [NT - N(K+1)]} \sim F[(N-1)(K+1), N(T-K-1)]$$

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1) / [(N-1)K]}{S_1 / [NT - N(K+1)]} \sim F[(N-1)K, N(T-K-1)]$$

其中 S_1, S_2, S_3 分别为方程(4)、(5)、(6)的残差平方和,运用上述面板模型的检验方法,对 52 个经济体(整体)、30 个发达经济体和 22 个发展中经济体进行回归,回归残差见表 7。我们利用 F 统计量公式可得:3 种情况下的考虑价格因素的 F2 值分别为 19.736、10.135、44.639,不考虑价格

表 6 面板协整检验结果

检验方法	整体		发达经济体		发展中经济体		
	Statistic	Prob	Statistic	Prob	Statistic	Prob	
Pedroni (1999)	Panel v	2.773966	0.0028	1.321905	0.0931	3.353556	0.0004
	Panel PP	2.152288	0.9843	0.613898	0.7304	1.737022	0.9588
	Panel rho	-12.26618	0.0000	-10.72769	0.0000	-5.91615	0.0000
	Panel ADF	2.291212	0.9890	-10.25666	0.0000	2.36405	0.9910
	Group rho	5.074136	1.0000	2.326102	0.9900	4.108812	1.0000
	Group PP	-19.41557	0.0000	-16.25989	0.0000	-6.592119	0.0000
Kao(1999)	Group ADF	2.406368	0.9919	-13.91587	0.0000	2.975246	0.9985
	Kao ADF	-5.843222	0.0000	-4.120863	0.0000	-2.490486	0.0064

注:Statistic 为各检验的统计量,Prob 为相应的概率,本表中的协整分析变量包含了价格指数的自然对数。

因素的 F2 值分别为 25.174、12.529、58.223,查表可知:在 1%的水平下拒绝不变系数模型。为此需进一步检验,通过构造 F1 统计量可得:考虑价格因素情况下三者分别为 0.9052、0.9116 和 0.7381,不考虑价格因素下 3 个统计量分别为 0.6716、0.4944 和 0.5547,查表可知,在 1%的水平小于临界值。因此,根据前文判定方法,3 种情况下应采用的回归方程都应为方程(5),即变截距模型。

在确定回归的变化量和收集全数据的基础上,我们运用 Hausman 检验法进一步确定是采用固定效应模型还是随机效应模型。含价格因素整体估计的 Hausman 检验结果显示:在 1%显著性水平下,模型拒绝了随机效应,为此,对于该回归本文用固定效应面板模型估计此方程。在对后续的 5 个方程进行了 Hausman 检验,也得到了相同的结论。

(四)内生性控制及残差检验

Charles I.Jhones(2002)指出没有技术进步,经济增长最终将停止,而经济的增长又将提高一国投资能力,从而提高该国的技术水平,可见技术进步与经济增长可能存在双向格兰杰因果关系。另外,产品的技术进步会提高一国出口产品的国际竞争力,从而促进本国的出口,而出口的扩大又能提高一国 R&D 的投入水平,提高产品技术水平,为此技术进步与出口也可能存在双向格兰杰因果关系。复杂度的提升是技术进步的重要表现之一,可见前文构造的方程可能存在内生性问题。为此,笔者采用 Hausman (1987)提出的检验方法对 3 种情况下内生性进行检验^①。检验结果显示 3 种情况下人均 GDP 和出口的第二步回归残差的系数都显著异于零,即人均 GDP 和出口均为内生变量。为此,我们借鉴罗知(2009)的方法,选取内生变量的

表 7 模型的判定

	S ₁	S ₂	S ₃	F1	F2	模型判定
整体a	2.764	3.095	21.376	0.6716	25.174	(5)
整体b	2.4393	3.089	21.326	0.9052	19.736	(5)
发达a	2.152	2.339	9.26	0.4944	12.529	(5)
发达b	1.7945	2.2689	8.8272	0.9116	10.135	(5)
发展a	0.509	0.558	8.224	0.5547	58.223	(5)
发展b	0.4419	0.5353	7.9737	0.7381	44.639	(5)

注:a 为未考虑价格因素的模型,b 为考虑价格因素后的模型。

滞后一期变量作为工具变量,同时运用两阶段最小二乘法(Two-Stage Least Squares)控制内生性问题。得到表8所示的回归结果。

前文分析表明各变量只有在—阶情况下才消除单位根,为此我们需对回归结果的残差的平稳性做进一步检验,以确定回归结果是否可靠。检验结果表明(如表9):在1%显著性水平下,6个方程的残差平稳性统计值和概率都拒绝了存在单位根的原假设。这表明表8的回归结果是可靠的,即6个方程中的回归变量间均存在长期的均衡关系。

(五)实证结果分析

表8中方程1.1和1.2是对所有样本的回归分析,方程1.1显示,人均GDP和出口对复杂度的增加都有促进作用,两者的估计系数都通过了1%水平上显著检验,并且人均GDP对复杂度的促进作用明显大于出口量(人均GDP的估计系数为0.739231,出口量的估计系数为0.053672)。加入了价格因素后(见方程1.2),人均GDP对复杂度的正效应更显著,系数从0.739231提升到了0.740394。价格的回归结果表明:价格的提高对复杂度提升具有一定的负效应,但这种效应是不显著的(系数的t值仅为-0.127200,未能通过10%的显著性水平检验)。虽然人均GDP和出口对全球出口复杂度都有一定的促进作用,但是人均GDP的估计系数明显大于出口,因此,各国和地区出口到美国金属制品

表8 不同样本的面板数据回归结果

系数	整体(1)		发达经济体(2)		发展中经济体(3)	
	1.1	1.2	2.1	2.2	3.1	3.2
C	1.653778*** (8.900399)	1.647366*** (8.544694)	0.231944 (0.784335)	-0.08523 (-0.257691)	2.970650*** (10.862860)	3.038331*** (11.081910)
LNEX	0.053672*** (4.930132)	0.053602*** (4.910137)	0.073854*** (5.002652)	0.078520*** (5.086316)	0.640412*** (12.053620)	0.613779*** (10.932500)
LNP	0.739231*** (29.60782)	0.740394*** (27.80801)	0.800162*** (25.96331)	0.834451*** (24.08281)	0.057896*** (2.72916)	0.064060*** (2.99184)
LNP	-	-0.000857 (-0.127200)	-	-0.028727** (-2.583137)	-	0.013415 (1.305718)
R-squared	0.779538	0.77924	0.777144	0.760321	0.689964	0.700711
A. R-squared	0.760744	0.760028	0.757846	0.738837	0.662681	0.673066
F-statistic	51.29526	50.24686	67.11419	67.22708	37.0077	35.66259
Obs	663	663	390	390	308	308

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(以下同)。个体的截面常数和时间截面常数,因篇幅有限,本文未给出。

表9 回归结果残差的平稳性检验

方程	LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP	单位根
1.1	-4.83375 (0.0000)	-2.64669 (0.0041)	150.920 (0.0012)	158.374 (0.0003)	否
1.2	-4.83377 (0.0000)	-2.64674 (0.0041)	150.921 (0.0012)	158.375 (0.0003)	否
2.1	-11.5971 (0.0000)	-6.32623 (0.0000)	142.321 (0.0000)	140.713 (0.0000)	否
2.2	-11.9304 (0.0000)	-6.48769 (0.0000)	142.408 (0.0000)	140.977 (0.0000)	否
3.1	-7.35735 (0.0000)	-4.96042 (0.0000)	90.9481 (0.0000)	97.7331 (0.0000)	否
3.2	-7.70667 (0.0000)	-5.24690 (0.0000)	95.1725 (0.0000)	107.273 (0.0000)	否

复杂度的主要促进动力是人均GDP,即整体而言,各国复杂度提升的主要内在动因是经济增长。

方程2.1和2.2是对发达经济体的回归分析。方程2.1表明人均GDP和出口对发达经济体的出口复杂度具有明显的促进作用,其中,人均GDP的估计系数达到0.800162,通过了1%水平的显著性检验。而出口总量的估计系数为0.073854,也通过了1%水平的显著性检验。加入价格因素后人均GDP和出口的促进作用更为明显。但价格因素呈现出一定的负作用,其系数为-0.028727,且通过了5%的显著性水平检验。即发达经济体出口价格的上涨反而不利于发达经济体金属制品出口复杂度的提高,此现象的主要经济含义可能在于:美国的产业结构与发达经济体的差异不大,即各发达经济体出口的产品美国也能生产,而一旦发达经济体提高金属制品的出口价格,美国的购买者则向国内寻找卖者,从而使得发达经济体的产品出口到美国成为不可能,而采用降价策略反而能促进其高复杂度产品的出口,从而提升其金属制品的出口复杂度。以上分析表明:发达经济体出口复杂度的提升主要依靠其经济增长,即属于经济增长推动型,而非出口推动型。

方程3.1和3.2是对发展中经济体的回归分析,方程3.1表明人均GDP和出口量均对发展中经济体的出口复杂度提升具有促进作用,两者的估计系数都过了1%水平的显著性检验,但出口的估计系数

(0.640412)明显大于人均GDP的系数(0.057896)。考虑价格因素以后,出口量与人均GDP的作用仍通过1%水平的显著性检验,人均GDP系数(0.064060)依然显著小于出口的估计系数(0.613779),而价格因素的估计系数显示:发展中经济体出口价格变动对出口复杂度的动态变化具有不明显正效应(t统计量为1.305718,未能通过10%的显著性水平检验)。可见促进发展中经济体复杂度提升的主要内在动力并不是经济的发展,而是出口的增长,即发展中经济体复杂度的动态演进属于出口推动型。

总结整体、发达经济体和发展中经济体的回归结果,可知以下两个发现:一是不同发展水平的经济体,其复杂度演进的内在动力不同,发达经济体的动力为本国经

济增长,发展中国家为出口推动,而全世界的整体复杂度的提升则更多地依赖于经济增长;二是 Juan Carlos Hallak 和 Peter K.Schott(2008)认为出口价格对一国出口复杂度具有一定的作用的假设是成立的,发达国家回归结果显示,价格提升对其复杂度的深化具有负作用,而发展中国家出口价格的提升则对复杂度的提升具有不显著的正作用。

四、出口复杂度异常性的动态分析

前文的研究分析表明,部分发展中经济体金属制品出口复杂度存在一定的异常。许斌(2007)基于国家层面探索了中国出口复杂度的异常情况,发现中国出口复杂度的异常性正呈现弱化的趋势,即有正常化的趋势,但是产业层面的动态性目前尚无学者做进一步分析,为此,我们将许斌(2007)基于国家层面的异常性分析拓展到产业层面。在构建模型时,为了进一步分析异常性的动态趋势,我们将样本进行分时间段回归(每3年为一时间段),由于分段后的回归数据属于“时期较短而横截面单位较多的样本数据”。可以认为样本中经济体间复杂度的差异可能主要来源于横截面的不同个体之间,参数不随时间变化或者变动较小,因此首先考虑变截距

模型(variable intercept)。此外对于具体模型的选择,还需通过 Hausman 检验进行判别,但是实际运用中往往根据所研究问题的特点以及具体数据特征来决定(魏楚,2007),从本文的研究目的来看,显然固定效应模型更加适合,因此,采用变截距固定效应的面板数据模型。同时在参数估计中笔者采取横截面数据加权(cross-section weights)及white-period 稳健法以减少误差项中存在的异方差性和序列相关性影响。根据上述方法笔者分别对样本中的 OECD 成员国(27个)、发展中经济体(22个)和中国构建如下固定效应哑变量面板数据模型:

$$LNPRODY_{it} = C_2 + \beta_1 LNEX_{it} + \beta_2 LNPGDP_{it} + \beta_3 LNP_{it} + \beta_4 OECD_{it} + \mu_{it} \quad (7)$$

$$LNPRODY_{it} = C_1 + \alpha_1 LNEX_{it} + \alpha_2 LNPGDP_{it} + \alpha_3 LNP_{it} + \alpha_4 UND_{it} + \mu_{it} \quad (8)$$

$$LNPRODY_{it} = C_3 + \lambda_1 LNEX_{it} + \lambda_2 LNPGDP_{it} + \lambda_3 LNP_{it} + \lambda_4 CHINA_{it} + \mu_{it} \quad (9)$$

其中 UND_{it} 、 $OECD_{it}$ 、 $CHINA_{it}$ 为哑变量, UND_{it} 为当 i 为发展中经济体时,赋值 1,否则为 0; $OECD_{it}$ 为当 i 为发达经济体时,赋值 1,否则为 0; $CHINA_{it}$ 为当 i 为中国时,赋值 1,否则为 0。出口复杂度的异常性的动态变化主要看哑变量的动态变化(许斌,

2007)。回归时,考虑到人均 GDP 和出口存在的内生性,我们在回归时依然选用人均 GDP 和出口变量的滞后一期为工具变量,并采用两阶段最小二乘法加以控制。

OECD 成员国的回归结果(如表 10)表明:OECD 成员国的出口复杂度与人均 GDP 之间也具有一定的异常性,而这种异常性是一种负作用。其中 1993~2004 年各阶段的哑变量估计系数都通过了 1% 的显著性水平检验。从估计系数值上看,1993~2004 年间的哑变量的系数与 0 的距离逐渐缩小,从 1993~1995 年的 -0.029096 一直减弱到 2002~2004 年的 -0.011151,虽然 2004~2006 年哑变量的估计系数跃为 -0.191815,但其未通过 10% 的显著性检验,异常性作用不明显。为此,可以推定 1993~2006 年 OECD 成员国出口商品复杂度和人均 GDP 之间的异常性的正在减弱,异常性呈现出明显的收敛性。

发展中经济体分段回归结果如表 11。5

表 10 OECD 成员国两阶段最小二乘法回归结果

系数	1993-1995	1996-1998	1999-2001	2002-2004	2004-2006
常数	8.533903*** (426.2285)	8.759738*** (180.7040)	9.187580*** (161.8531)	9.171278*** (236.0823)	9.695034*** (39.0901)
LNEX	0.021394*** (22.556110)	0.016572*** (15.911220)	0.012106*** (7.317206)	0.007951*** (7.415357)	-0.053786 (-1.203892)
LNPGDP	0.064630*** (18.629600)	0.055893*** (10.691270)	0.022225*** (4.045126)	0.049276*** (15.532720)	0.155499* (1.876299)
LNP	-0.018887*** (-14.20794)	-0.003718*** (-3.037698)	0.013352*** (4.865757)	0.007157*** (5.244731)	-0.019521 (-1.518120)
OECD	-0.029096*** (-12.34896)	-0.018960*** (-4.138084)	-0.026730*** (-4.915160)	-0.011151*** (-3.000773)	-0.191815 (-1.185484)
Obs	102	102	102	102	102
R-squared	0.981056	0.953084	0.996085	0.985507	0.999867
A. R-squared	0.95929	0.899181	0.991587	0.968856	0.999713

表 11 发展中经济体两阶段最小二乘法回归结果

系数	1993-1995	1996-1998	1999-2001	2002-2004	2004-2006
常数	8.972468*** (119.2636)	8.855226*** (185.4767)	9.270619*** (88.0214)	9.247220*** (52.54441)	8.840728*** (172.7045)
LNEX	0.002926 (1.365693)	0.015074*** (18.836220)	0.011269*** (6.190006)	0.007126*** (3.411698)	0.018611*** (7.273300)
LNPGDP	0.046740*** (6.360949)	0.046721*** (7.512012)	0.01164 (1.025192)	0.042118*** (2.990377)	0.072356*** (11.44800)
LNP	-0.010419*** (-6.655192)	-0.001579 (-1.308661)	0.017593*** (7.039616)	0.007764*** (3.860102)	0.001524* (1.863321)
UND	0.017795* (1.922591)	0.004987 (0.951082)	0.007906 (0.550913)	0.001866 (0.098842)	0.027172*** (2.771687)
Obs	102	102	102	102	102
R-squared	0.874988	0.987035	0.92891	0.981056	0.973124
A. R-squared	0.731356	0.972139	0.847231	0.95929	0.942245

个阶段中的哑变量估计系数只有1993~1995年时间段和2004~2006年时间段是显著的,其中1993~1995年时间段估计系数通过了10%的显著性水平检验,2004~2006年时间段通过了1%水平的检验。从动态演进的角度来看,发展中国家的哑变量估计系数从1993~1995年的0.017795上升到2004~2005年的0.027172。虽然1996~2004年系数呈下降趋势,但这9年的系数均不显著,可以认定为复杂度动力深化的过度阶段。为此我们可以推定:发展中经济体出口复杂度的异常性在增强,呈一定的发散趋势,这表明发展中经济体对通过出口以提升复杂度的途径依赖程度越来越大。

中国的分段回归结果(如表12)显示:中国的哑变量只有在1993~1995年时间段和1999~2001年时间段是显著的,两个时间段的系数都通过了1%的显著性水平检验。有趣的是中国的哑变量不同于发展中经济体和OECD成员国要么为正,要么为负的情况,中国经历了一个从正到负的过程,这表明中国出口复杂度提升的内在动力已经发生了变化。在1995年以前中国金属制品出口复杂度深化的主要推动力为出口的增长,即为出口推动型。而1996~1998年的系数不显著阶段,实际上是中国出口复杂度内在动力的转型时期,是个此消彼长的过程。而在1999年后的几个阶段里中国出口复杂度的深化动力已不再是出口而是国内经济增长,即为经济增长推动型。虽然后两个阶段哑变量的估计系数不显著,但系数值从1999年到2006年呈现明显的下降趋势,结合发达国家的哑变量分段回归结果及其趋势可知:中国的出口复杂度与人均GDP的异常性也呈现“收敛式”下降的趋势,复杂度深化的动力与发达国家越来越相似,即中国的复杂度提升越来越依

赖于本国的经济增长。

导致中国出口复杂度提升动力出现拐点的主要原因可能在于:中国早期出口的产品,技术含量较低,与发达国家企业的竞争相对较少,因此,发达国家企业乐意让中国成为其生产的一个环节,如以加工贸易方式纳入其国际分工体系,并将一些成熟技术输入中国企业,以满足本身的产品需求。此时,出口增长成为了产品复杂度深化的主要动力,即为“外源性推动”。但随着时间的推移,中国通过出口加工贸易中的“干中学”,产品的技术含量得到迅速提升,缩小了与西方的技术差距,并且凭借强劲的出口成为西方本土相关企业的竞争对手,为此西方对中国企业的技术输出日渐减少。另外由于中国企业早期多以加工贸易的方式嵌入国外企业的价值链,随着时间的推移其本身获利能力不断被国外企业挤压,利润再投资能力日益减弱,即“外源型”技术的推动力日益弱化。与此同时,由于本身经济的发展,中国在高技术产品投资上具备了一定实力,慢慢转向投资生产有别于传统产业的、生产率水平较高的产品,使得国内经济发展对产品技术含量提升作用不断提高,即“内源性”推动力日趋强化。可见,“内源性”推动力日趋加强和“外源性”推动力日趋减弱是造成2000年左右中国出口复杂度提升动力转变的根本原因。动力转型还表明:2001年以后中国经济在一定程度上具备了出口高复杂度产品的比较优势,因此,中国近几年来出口一些技术含量较高的产品,符合Krugman(1980)的“母国市场效应”理论及Ricardo Hausmann(2003)的“探索式国际贸易格局”理论。

综合上述关于异常性的实证分析可知,当一国经济发展水平较弱时,其产品复杂度的异常性为正,其复杂度提升的主要动力为出口;当一国经济发展水平较高时,其出口复杂度的动态演进主要依靠本国经济发展的推动。而中国的实证研究表明:随着一国经济发展水平和出口量的提升,一国产业出口复杂度深化的内在动力可能会发生转变,当出口量及经济发展水平达到一定程度,其复杂度会由出口推动型转向经济增长推动型,中国明显的拐点出现在2000年左右,而2000、2001年中国基于购买力平价的人均GDP分别为3940、4338美元,2000~2006年金属制品出口到美国的量剧增,出口额在所有出口到美国

表12 中国两阶段最小二乘法回归结果

系数	1993~1995	1996~1998	1999~2001	2002~2004	2004~2006
常数	8.555604*** (192.6247)	8.896836*** (337.2511)	9.255505*** (199.2295)	9.230939*** (338.3487)	9.027007*** (446.7427)
LNEX	0.020892*** (24.509230)	0.014985*** (13.471380)	0.013832*** (9.259361)	0.007861*** (8.377637)	0.018022*** (20.302870)
LNPGDP	0.060266*** (19.563500)	0.042776*** (9.756450)	0.008946** (2.139002)	0.042061*** (18.618910)	0.055069*** (64.791700)
LNP	-0.015768*** (-19.24840)	-0.001941 (-1.317987)	0.01612 (0.495121)	0.008536*** (9.457735)	0.002756*** (10.881370)
CHINA	0.120821*** (6.752831)	0.016497 (0.803815)	-0.045622*** (-9.176469)	-0.001521 (-0.231145)	-0.001296 (-0.058383)
Obs	102	102	102	102	102
R-squared	0.954394	0.97867	0.968803	0.960978	0.994612
A. R-squared	0.901996	0.954164	0.93296	0.916143	0.988421

的经济体中的排名从第七位上升到第二位,仅次于加拿大(2005年后一直位于第二)。因此,可以推测当一国基于购买力平价的人均GDP达到4000美元左右,且该产业出口量达到一定程度时,一国产业出口复杂度的提升动力将会出现拐点,此时,复杂度和技术含量的提升需主要依靠本国经济发展。

五、结论及启示

本文运用NBER发布的1993~2006年美国金属制品进口数据(约30万组),结合Hausmann(2005)模型对52个经济体金属制品的出口复杂度进行了测度,并对不同发展阶段的经济体的出口复杂度进行了对比分析。在此基础上构建了分析复杂度动态演进的面板数据模型和出口复杂异常性的检验模型,对不同类型的经济体进行了实证分析,主要得到以下几点结论和启示。

1. 一国经济的发展水平决定了其复杂度提升的主要动力。固定效应面板数据模型回归表明:发达经济体复杂度的提升主要依靠本国的经济发展水平推动,而发展中经济体则主要依靠出口推动,并且发展中国家的这一依赖性越来越强。而中国的经验表明各国复杂度深化的动力并不是一成不变的,当经济发展水平及出口量达到一定程度时,一国的出口复杂度深化的动力机制会发生变化,由出口推动型转为自身经济发展推动型。

2. 不仅发展中经济体出口复杂度与人均GDP之间存在一定异常,发达经济体也存在一定偏离。所不同的是发展中经济体的偏离效应为正,发达经济体的偏离效应为负,且偏离较小,另外发达经济体的异常性呈现明显的收敛性,而发展中经济体的异常性呈发散趋势。这丰富了Dani Rodrik(2006)、Peter K. Schott(2006)及Bin Xu和Jiangyong Lu(2009)等关于复杂度偏离人均GDP的研究。

3. 中国出口复杂度深化的动力机制已经发生转变。异常性实证结果表明:2000年左右中国金属制品出口复杂度的异常性出现了拐点,出口复杂度的提升动力已由以往的出口推动型转变为经济增长推动型。这说明中国近几年来复杂度的提升主要依赖于本身的技术进步与效率改善,即中国已经具备了一定的技术优势,因此,近几年来中国出口技术含量高的产品是中国比较优势动态转变的体现。

4. 虽然中国金属制品出口复杂度存在异常,并呈现动态深化趋势,但出口复杂度的绝对额表明:中国金属制品出口复杂度在所有样本中排名并不靠前,并且与复杂度最高的国家(挪威)以及样本中排名前20位的经济体的平均水平相比,金属制品的出口复杂度的差距亦呈现扩大的趋势。可见与生产率和技术水平相对较高的国家比,我国金属制品出口复杂度虽然有所提高,但是我国的进步速度是落后于高水平经济体的。绝对额排名靠后也表明我国金属制品在国际分工中的优势尚不明显。

5. Juan Carlos Hallak和Peter K. Schott(2008)关于价格与出口复杂度之间有一定关系的假设是成立的,但是价格对不同发展水平的经济体而言其效应是不同的。对于发达经济体而言,其出口价格为负效应,即出口价格越高,反而不利于其出口复杂度的提升;而发展中经济体的出口价格越高却在一定程度上能促进其出口复杂度的提升。导致这一现象的原因可能在于:美国属于发达国家,其他发达经济体出口的产品与美国本身较为相似,如果其提高价格,必然导致美国消费者转向国内生产者,从而降低发达经济体的出口复杂度。而发展经济体则不同,其出口结构与美国的相似度较小,美国国内竞争者相对较少,提高价格在一定程度上有利于其资本积累,从而提升产品复杂度。可见,一国在出口时,遇到与本国产品结构相似的国家可以采用低价策略,而产品结构差异较大的可以适当采用高价策略。

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

注释

① Krugman提出的“母国市场效应”(home market effect)理论认为,一国出口的产品应该是那些已在国内市场取得竞争优势的产品。Ricardo Hausmann和Dani Rodrik(2003)指出在市场小规模自我探索(Self discovery)过程中,会形成一种国际贸易格局:技术优势国家出口技术含量较高、复杂度相对较高的产品,而劳动密集型国家应该出口技术含量较低的产品。Schott(2006)及Hummels和Klenow(2005)也有类似的观点,他们还指出富国(richer countries)出口的产品不仅数量多而且拥有的种类也更多(broader variety)。

② Peter K. Schott(2006)在研究中国国家层面出口复杂度时采用了类似的方法。

③ 笔者原打算做更长的时间序列,但由于1992年及以前捷克和斯洛伐克为一个国家,即仅有一个统计数据,解体后,1993年起有两国数据,并且1991年(含)以前包括俄罗斯在内的很多国家无统计数,仅有苏联的统计数据,因此,本文采用数据起于1993年,舍弃1993年前的数据,以提高测度的准确性和可比性。

④由于台湾地区的人均GDP未出现在联合国公布的基于购买力平价的人均GDP数据中,本文测度时用到台湾地区的人均GDP均为《中国统计年鉴》公布的人均GDP。

⑤其假设GDP与复杂度呈现正相关关系,即世界人均GDP越高,复杂度越高。

⑥部分国家出口到美国的产品种类较少,有的甚至只有1~2种的,如ANGOLA2005年出口到美国的金属制品只有2种,量亦不多,与数量大、种类多的国家进行复杂度的对比意义不大。并且这种处理方法并不影响结果的可靠性,因为产业层面是本国出口的加权,不必再考虑他国出口量。出口排名参考年份为1999年。52个国家和地区分别为:AE 阿联酋、ARG 阿根廷、AUS 澳大利亚、AUT 奥地利、BEL 比利时、BRA 巴西、CAN 加拿大、CHI 智利、CHN 中国、COL 哥伦比亚、CZE 捷克、DEN 丹麦、DOM 多米尼加、ECU 厄瓜多尔、EGY 埃及、FIN 芬兰、FRA 法国、GER 德国、GRE 希腊、HK 中国香港、HUN 匈牙利、IND 印度尼西亚、INA 印度、IRE 爱尔兰、ISR 以色列、ITA 意大利、JPN 日本、KOR 韩国、MAL 马来西亚、MEX 墨西哥、NED 荷兰、NOR 挪威、NZL 新西兰、PAK 巴基斯坦、PHI 菲律宾、POL 波兰、POR 葡萄牙、ROM 罗马尼亚、RSA 南非、RUS 俄罗斯、SIN 新加坡、SLO 斯洛文尼亚、SPA 西班牙、SUI 瑞士、SVK 斯洛伐克、SWE 瑞典、THA 泰国、TUR 土耳其、UK 英国、UKR 乌克兰、TW 台湾地区、VEN 委内瑞拉。

⑦Dani Rodrik (2006)基于1992年的数据指出中国和印度的出口复杂度存在异常,本文由于捷克斯洛伐克及苏联解体带来的数据的缺失,无法计算1992年的复杂度,但1992年与1993年相差一年,复杂度变化量应不会太大,因此本研究1993年的研究结果与Dani Rodrik (2006)的研究结果在一定程度上具有相似性。

⑧价格为加权平均价格,计算方法为:

$$P_{it} = \sum \left(\frac{value_{ijt}}{quantity_{ijt}} \frac{value_{ijt}}{\sum value_{ijt}} \right)$$

$value_{ij}$ 为*i*国金属制品*j*类产品的出口额, $quantity_{ij}$ 为*i*国金属制品*j*类产品的出口量, P_{it} 为*i*国金属制品的出口价格指数,由于以重量作为衡量标准的美国金属制品进口量占据了92.4%(2001年)以上,为此,笔者以所有数据中计量单位为千克和吨数据计算价格,并将吨的数据转换成千克。

⑨伍德里奇指出:“严格为正的变量,其条件分布常常具有异方差或偏态性,取对数后,即使不能消除这方面的问题,也可以使之有所缓和”。

⑩按照目前通用的做法,2005年应以10000美元左右为界,考虑到本文所用数据均为经购买力平价修正后的数据,为了提高分析结果的可靠性,本文将该标准提高至15000美元,为求计算方便,本文仅以收入为衡量标准,不考虑各国的产业结构。

⑪具体方法参见伍德里奇所著《计量经济学导论(第三版)》,中国人民大学出版社2007年版,第515页。

参考文献

- (1)查尔斯·琼斯:《经济增长导论》,北京大学出版社,2002年。
- (2)高铁梅等:《计量经济学分析方法与建模》,清华大学出版社,2006年。
- (3)罗知:《中国FDI流入的决定因素:基于国际面板数据的实证研究》,《南方经济》,2009年第1期。
- (4)伍德里奇:《计量经济学导论(第三版)》,中国人民大学出版社,2007年。
- (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)杨汝岱、姚洋:《有限赶超和大国经济发展》,《国际经济评论》,2006年第8期。

(10)姚洋、章林峰:《中国本土企业出口竞争优势和技术变迁分析》,《世界经济》,2008年第3期。

(11)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。

(12)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。

(13)Bin Xu, 2007, “Measuring China’s Export Sophistication”, China Europe International Business School Working Paper.

(14)Bin Xu, Jiangyong LU, 2009, “Foreign Direct Investment, Processing Trade and the Sophistication of China’s Exports”, *China Economic Review*, forthcoming.

(15)Feenstra, Robert C., John Romalis and Peter K. Schott, 2002, “U.S. Imports, Exports and Tariff Data, 1989~2001”, NBER Working Paper No.9387.

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

(17)Hummels, David and Klenow, Peter J., 2005, “The Variety and Quality of a Nation’s Exports”, *American Economic Review*, Vol.95, pp. 704~723.

(18)Juan Carlos Hallak, Peter K. Schott, 2008, “Estimating Cross-Country Differences in Product Quality”, NBER Working Paper No.13807.

(19)Jerry A. Hausman and Paul A. Ruud, 1987, “Specifying and Testing Econometric Models for Rank-ordered Data”, *Journal of Econometrics*, Vol.34, pp. 83~104.

(20)Kao C, 1999, “Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data”, *Journal of Econometrics*, Vol. 90, pp. 1~44.

(21)Krugman, Paul, 1980, “Scale Economics, Product Differentiation and the Pattern of Trade”, *American Economic Review*, Vol.70, pp. 950 ~959.

(22)Nunn, Nathan, 2007, “Relationship – Specificity, Incomplete Contracts and the Pattern of Trade”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol5, pp. 569~600.

(23)Pedroni P., 1999, “Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.66, pp.653~678.

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

(25)Rodrik, D., 2006, “What’s So Special about China’s Exports”, *China & World Economy*, Vol.14, pp.1~19.

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

(27)Schott, Peter K., 2006, “The Relative Sophistication of Chinese Exports”, NBER Working Paper No.12173.

(28)Zhi Wang, Shang-Jin Wei, 2008, “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.