

经济增长、出口与出口技术复杂度

——基于互动机制解析视角的协整检验

刘 慧^{1,2} 叶宏伟³ 沈成燕¹

(1.浙江理工大学 经管学院,浙江 杭州 310018;2.东南大学 经济管理学院,江苏 南京 211189;
3.浙江大学 经济学院,浙江 杭州 310027)

摘要:本文在构建出口技术复杂度新型测度指标的基础上,对50个国家1995~2006年的金属制品出口技术复杂度进行了测度。面板格兰杰因果检验和动态OLS模型的计量结果显示:发展中国家出口与出口技术复杂度之间呈现双向负影响,发达国家的出口与出口技术复杂度之间呈现双向正影响;经济增长与出口技术复杂度之间呈现双向促进作用,发达国家的双向促进作用明显大于发展中国家的双向促进作用;经济增长与出口对出口技术复杂度深化的动态作用分别呈现倒U型和 η 型,越过顶点后经济增长的促进作用具有一定的收敛性,而出口越过顶点后进入负作用阶段时,出口扩张的负作用呈逐渐扩大的趋势。

关键词:出口技术复杂度;经济增长;出口结构;面板格兰杰因果检验;动态OLS;比较优势

中图分类号:F746.12 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2015)01-0088-10

一、引言及文献综述

一国在技术进步与经济发展的过程中是否要遵循比较优势是一个非常重要的问题^[1],事实上,关于出口技术复杂度的研究正是对比较优势研究的拓展。Hausmann和Rodrik指出各经济体在市场小规模的探索过程中,会形成这样一种国际贸易格局:低收入国家只能生产很少量的可用于进行国际贸易的高端产品,因而只能获得很低的收入;高收入国家往往大量生产和出口有别于传统产业的、生产率水平较高的产品^[2]。Xu、Hummels和Klenow也有类似的观点,他们还指出富国出口的产品不仅数量多而且拥有的种类也更多^{[3][4]}。正是在这一理念的指导下,Hausmann等提出了技术复杂度的概念,并构建了出口技术复杂度的测算方法^[5]。出口技术复杂度概念及测度方法的提出,为贸易模

收稿日期:2014-11-07

基金项目:国家自然科学基金青年项目“中国制造业非均衡型技术蛙跳的机制、影响效应与路径优化研究:基于产品技术含量来源视角”(71303219);浙江省自然科学基金青年项目“本土制造业产品技术复杂度异常赶超的识别、机制与优化路径”(LG13G030019);浙江省高校人文社会科学重点研究基地浙江理工大学应用经济学基地资金资助(2014YJZD01)

作者简介:刘 慧(1982—),女,山东临沂人,浙江理工大学经管学院讲师,东南大学经济管理学院博士生;
叶宏伟(1972—),男,浙江杭州人,浙江大学经济学院讲师,博士;
沈成燕(1990—),女,河南信阳人,浙江理工大学经管学院硕士生。

式、技术分布、出口结构及国际竞争力方面的研究提供了一个全新的视角,因为其能反映任何一个时间段不同产品的技术复杂度^{[6][7]}。另外出口技术复杂度反映了一国出口的比较优势、产品质量和生产率水平,因而出口技术复杂度状况对一国经济的长期发展战略及技术进步具有重要意义。为此,该概念提出后,西方学术界对此进行了大量的研究,已有研究多集中于以下两个方面:

一是出口技术复杂度测度方法的构建。Hausmann 等认为一种产品在经济水平越高的国家生产,该产品的技术复杂度越高,于是其构建了出口技术复杂度测度指标,其主要方法为以 RCA 指数为权重,对出口国人均 GDP 进行加权平均,从而得到一国出口技术复杂度,一国的出口技术复杂度越高,则该国出口产品的技术含量及生产率越高^[5]。这一测度方法一经提出,即被经济学界广泛采用。多位学者运用该方法对各国出口产品技术复杂度进行了研究^{[8][9][10][11][12]}。也有学者从结构相似的角度对一国出口技术复杂度进行测度,如 Schott 在假设各国出口到美国市场的产品能够反映其真实出口技术复杂度的条件下,修正以国际市场占有率为基础的出口相似度指标,对中国的出口情况进行了研究,发现中国国家层面的出口技术复杂度与发达国家甚为相似,高出其发展水平^[13];Lall 等采取类似的方法,从产品层面对 1999~2000 年亚洲各国和地区的出口技术复杂度进行了实证研究^[6]。

二是各国出口技术复杂度变迁的机理分析。在出口技术复杂度的测度指标逐步完善后,学术界开始关注出口技术复杂度变迁的机理。Xu 和 Lu 研究认为跨国公司投资引致型新技术的介入是一国出口技术复杂度动态变迁的主要动力来源^[11]。Felipe 等认为一国在投入要素和自然资源方面的潜在能力是支撑一国出口技术复杂度升级的重要因素^[14]。为此,Jarreau 和 Poncet 指出经济增长和出口是一国出口技术复杂度升级的关键动因^[12]。

国内关于出口技术复杂度的研究起步较晚,但近几年已经成为一个热点话题。姚洋、张晔在 Hausmann 的技术复杂度指数基础上,设计了一个计算产品国内技术含量的指标,研究了中国出口品技术含量的变动^[15]。陈晓华、黄先海和刘慧通过修正 Hausmann 的方法对中国出口技术复杂度进行研究后发现:虽然中国出口技术复杂度在近几年快速提高,但出口技术复杂度真实值并没有 Rodrik 测算的那么高^[16]。

国内外学术界对出口技术复杂度进行了大量的研究,但归纳起来笔者认为存在以下不足:首先关于产品出口技术复杂度的研究多采用 Hausmann 模型,许斌和路江涌指出该方法并不完全适用于所有国家^[17],当一国出口分布具有极大的不平衡性时(如中国),使用含出口国人均 GDP 的 Hausmann 模型测度出口产品技术复杂度是有缺陷的^[15];其次现有研究多侧重于相关因素对出口技术复杂度的影响,如经济增长和出口对出口技术复杂度的影响,忽略了出口技术复杂度变迁对经济增长和出口的影响;最后在研究各因素对出口技术复杂度变迁的影响机理时,由于数据的可获得性不高,现有学者很少从动态的视角进行研究。为此,本文在综合 Hausmann 等和 Schott 研究的基础上^{[5][13]},重新构建出口技术复杂度的测度指标,并用该指标对 1995~2006 年 50 个国家金属制品的出口技术复杂度进行测度^①,以减少因出口国国内经济发展不均衡所带来的负面影响。在此基础上,运用面板 Granger 因果检验和面板协整的动态 OLS 模型从发展中国家和发达国家两个层面,对出口技术复杂度与经济增长以及出口技术复杂度与出口的双向关系进行研究。此外,笔者还就经济增长与出口对出口技术复杂度的动态影响进行研究。

二、各国金属制品出口技术复杂度的测度与分析

经济的发展离不开对资源的加工和利用,整个世界经济史就是一部对自然资源进行开采和利用的历史^[18]。一国资源性产品的加工能力极大地反映了该国的技术水平,金属制品业是典型的资源性产品加工业,其出口技术复杂度是一国产品技术水平高低的直接体现,为此,笔者以金属制品产业作为研究对象。

(一)数据来源

本文的数据主要来源于 NBER 统计数据库和联合国数据库,时间跨度为 1995~2006 年,金属制

品的出口数据选择各国出口到美国的数据,由于美国从各国进口的金属制品不但量大,而且对产品质量的要求也较高,为此,美国的进口数据能较好地反映各国出口产品的技术水平。由于数据的可获得性不强,目前仅能收集到 2006 年(含)前的数据。有 100 多个国家和地区出口金属制品到美国,而部分国家出口到美国的产品只有一两类,为此,笔者选定 1999 年出口种类前 50 的国家^②,将其他经济体剔除。

(二)出口技术复杂度测度模型的构建

Schott 提出可以用 Finger 和 Kreinin 构建的相似度模型测度出口产品技术复杂度^{[13][19]},由于该测度方法不需要出口国的人均 GDP,在一定程度上减少了出口国由于区域发展不平衡所带来的测度误差,因而其在某种程度上优于 Hausmann 的方法。具体的计算方法为:

$$ESI_{tab} = \min\left(\frac{V_{t1a}}{V_a}, \frac{V_{t1b}}{V_b}\right) + \min\left(\frac{V_{t2a}}{V_a}, \frac{V_{t2b}}{V_b}\right) + \dots + \min\left(\frac{V_{tna}}{V_a}, \frac{V_{tnb}}{V_b}\right) = \sum_p \min(S_{tpa}, S_{tpb}) \quad (1)$$

其中 b 为发达国家,即参照国;ESI_{tab} 为 t 时间 a、b 两经济体的出口相似度;S_{tpa}、S_{tpb} 分别为 a、b 两经济体 p 系列产品出口占其总出口的比例;V_{tpa}、V_{tpb} 分别为 a、b 两经济体 p 系列产品 t 时间的出口值;V_a、V_b 分别为 a、b 两经济体出口总值。笔者借鉴 Schott 的研究将 S_{tpa} 和 S_{tpb} 修正为产品出口值(HS 3-digit level)占该产品所在产业出口值(HS 1-digit level)的比例^[13],则 V_a、V_b 分别为 a、b 两经济体金属制品的出口总值。被测度国与发达国家的出口相似度越高,则表明该国出口技术复杂度越高。Schott 指出选择一个恰当的参照国可以极大地提高测度结果的准确性,一般而言,选择发达国家作为参照国更为妥当^[13]。为此,在本研究中,以美国出口世界的的数据作为高标准的参照。

两国相似度指标越高,两国的出口技术复杂度越相近,而 Hausmann、Rodrik 和杜修立、王维国等人的研究都指出:人均产出是衡量一国出口技术复杂度的根本依据,而且出口结构越相似的国家,出口技术复杂度越接近^{[5][8][20]}。为此,笔者将式(1)修正为:

$$FZD_{ta} = \min\left(\frac{V_{t1a}}{V_a}, \frac{V_{t1b}}{V_b}\right)Y_{1b} + \min\left(\frac{V_{t2a}}{V_a}, \frac{V_{t2b}}{V_b}\right)Y_{2b} + \dots + \min\left(\frac{V_{tna}}{V_a}, \frac{V_{tnb}}{V_b}\right)Y_{tb} \\ = \sum_p \min(S_{tpa}, S_{tpb})Y_{tb} \quad (2)$$

其中 Y_{tb} 为参照国 t 时期经购买力平价修正后的人均 GDP,式(2)的优点在于:一是利用参照国经购买力平价修正后的人均 GDP,降低了不同出口国因为出口和生产分布不均衡带来的测度偏差;二是测度结果能反映一国出口品在价值链中的地位。唐海燕、张会清指出相似度指数反映了一国在价值链中的地位高低^[21],而修正后的测度方法将相似度视为出口技术复杂度指数的权重,为此,该测度方法所得结果亦具有该项功能,因而本文测度所得出口技术复杂度越高的国家,一定程度上表明其国际分工中的地位越优越。

(三)各国金属制品出口技术复杂度的测度结果

基于前文所得数据,本部分运用式(2)对各国 1995~2006 年出口技术复杂度进行测度,结果显示:在整体排名前 32 的国家中发达国家占据大多数,说明发达国家在全球价值链体系中处于更优的地位。但也有个别发展中国家(如印度)的金属制品出口技术复杂度位于前十,这一测度结果与 Rodrik 和 Schott 等人的研究结论颇为相似^{[8][13]}。在样本区间内,多数国家出口到美国金属制品的技术复杂度呈上升趋势,仅有少数国家的出口技术复杂度下降;从均值来看,历年各国出口到美国的金属制品复杂度呈明显的上升趋势,从 2001 年的 15823.3 美元上升到 2006 年的 22498.1 美元,上升了 42.18%。这表明世界金属制品技术进步速度较快,符合 Hausmann 的研究结论,即经济的发展将促进出口技术复杂度提升^[5]。另外各国出口技术复杂度的排名变化较大,说明各国金属制品在美国市场上的竞争较为激烈。

就中国而言,虽然中国金属制品的出口技术复杂度排名一直位于 20 名以外,仅在 2006 年排在第 20 名,但整体排名从 2001 年的第 32 名上升到 2006 年的第 20 名,上升了 12 位。绝对额也呈上升趋势,从 2001 年的 13250.7 美元上升到 2006 年的 23627 美元,上升了 78.31%,明显快于世界平均增

长水平。同时与出口技术复杂度最高国的差距略微缩小,差距从 2001 年的 15658.3 美元下降到 2006 年的 14819 美元,但 2006 年的差距额仍占当年中国出口技术复杂度的 62.72%。以上结果表明,虽然近几年中国金属制品的出口技术复杂度有较大幅度的提高,在全球价值链中的地位改善较为明显,但与生产率和技术水平相对较高的国家相比,比较优势并不明显,差距还很大。

三、经济增长、出口与出口技术复杂度关系的协整检验

由上述分析可知,1995~2006 年多数样本国出口到美国金属制品的技术复杂度呈上升趋势,但也有一些国家的出口技术复杂度呈下降趋势,那么出口技术复杂度变迁的内在动力是什么呢?已有的研究观点主要可以归纳为两类:

一是经济增长。这一观点的主要代表人物有 Hausmann、Rodrik 和 Schott 等^{[5][8][13]},其认为一国经济的快速增长,会加快该国的资本积累,从而促进该国投资于高新技术产业以及改善传统生产工艺和技术,进而提高该国出口产品的技术含量,提高该国的出口技术复杂度。另外经济的增长必将推动消费的升级,从而提高国民经济对高技术复杂度产品的需求,使得低技术复杂度产品的生产在本国难以为继,进而退出市场,最终改善出口产品的技术复杂度。

二是出口。这一观点的代表人物有 Xu 和 Lu 以及 Wang 和 Wei 等^{[7][10]}。出口对出口技术复杂度的影响是多样化的,有正负两个方面的效应^{[10][22]}。正效应表现为:出口扩大,将给出口国带来资本,从而加快资本积累,进而推动出口国技术进步,提高出口产品的技术复杂度。负效应表现为:源源不断的外部需求所带来的利润,会使出口商对原有生产模式形成依赖,而无动力进行技术创新,从而固化出口产品的技术复杂度,甚至因设备老化等原因导致出口技术复杂度恶化。另外出口量的过度扩大会使出口产品价格下降,出现出口“量增利减”甚至亏损的现象,进而降低其再投资能力,使得技术复杂度深化速率降低。

虽然有学者从上述两个视角研究了出口技术复杂度变迁的内在动力,但不同发展水平的国家,其经济增长、出口与出口技术复杂度变迁的互动机制可能存在差异。而现有研究并未进行严格的区分。为此,笔者将区分发达国家和发展中国家,从经济增长和出口两个视角对出口技术复杂度变迁的动因进行分析,并进一步分析出口技术复杂度变迁对经济增长和出口的影响。

(一) 面板数据平稳性检验

为保证分析结果的科学性,在进行协整分析之前,本文首先对面板数据进行单位根检验。面板单位根的检验可分为两类:第一类是假定所有的面板包含着共同的单位根,如 LLC 检验、Breitung 检验及 Hadri 检验;第二类检验则放宽了同质性假定,如 IPS 检验、Fisher-ADF 和 Fisher-PP 检验等。为保证检验结果的稳健性,本文采用 LLC 检验、IPS 检验、Fisher-ADF 和 Fisher-PP 检验判断数据是否是单位根过程。另外为使面板数据能够反映不同发展类型的经济体出口技术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 50 个国家分为发展中国家(22 个)和发达国家(28 个)两组^③。在实际检验过程中,检验模型的滞后期根据 AIC 原则选取,另外结合数据图形,我们对出口技术复杂度(FZD)、人均 GDP(PER)和出口(EX)三个变量选择有截距和趋势项的形式进行单位根检验。

LLC、IPS、Fisher-ADF 和 Fisher-PP 检验结果显示在水平情况下部分检验不能拒绝各变量存在单位根的原假设,而各变量的一阶平稳性检验显示:在 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(见表 1),因此各变量均为一阶平稳,即三个变量均为 I(1)过程。

(二) 面板数据的格兰杰因果检验

由于面板数据是非平稳过程,不能直接进行因果检验,只能对平稳的一阶差分数据进行因果检验^[23]。借鉴马兹晖的研究成果^[23],笔者采用面板数据格兰杰因果检验分析不同经济体的经济增长与出口技术复杂度以及出口与出口技术复杂度是否存在因果关系。在实际检验过程中我们应用 Hurlin 和 Venet 模型的变形形式^[24]。具体检验模型如下:

表 1

发达国家及发展中国家面板单位根检验结果

	检验方法	LLC	IPS	Fisher-ADF	Fisher-PP	单位根
发达国家	LnFZD	0.463(0.678)	-0.017(0.493)	102.002(0.000)	221.704(0.000)	是
	DlnFZD	-25.345(0.000)	-18.533(0.000)	321.853(0.000)	463.230(0.000)	否
	LnEX	0.7454(0.772)	3.195(0.999)	34.899(0.988)	33.451(0.992)	是
	DlnEX	-11.605(0.000)	-7.036(0.000)	145.958(0.000)	165.207(0.000)	否
	LnPER	4.102(1.000)	10.267(1.000)	19.061(1.000)	19.548(1.000)	是
	DlnPER	-7.774(0.000)	-4.385(0.000)	105.934(0.000)	109.060(0.000)	否
发展中国家	LnFZD	2.597(0.995)	-2.141(0.016)	70.425(0.007)	216.679(0.000)	是
	DlnFZD	-24.463(0.000)	-19.992(0.000)	266.444(0.000)	353.627(0.000)	否
	LnEX	2.329(0.990)	4.175(1.000)	16.922(0.999)	13.431(1.000)	是
	DlnEX	-14.021(0.000)	-9.727(0.000)	159.925(0.000)	181.949(0.000)	否
	LnPER	7.422(1.000)	10.221(1.000)	12.211(1.000)	11.331(1.000)	是
	DlnPER	-5.942(0.000)	-2.719(0.000)	71.006(0.000)	95.729(0.000)	否

注:括号内为 P 值,括号外为相应的统计量,D 为一阶差分,Ln 为自然对数。

$$y_{i,t} = \sum_{k=1}^p r^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^p \beta^{(k)} x_{i,t-k} + v_{i,t} \quad (3)$$

其中 p 为正数, $v_{i,t} = \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$, $\varepsilon_{i,t}$ 为残差, α_i 为截面。

该检验模型的零假设为: $H_0: \beta^{(k)} = 0, \forall i \in [1, N], \forall k \in [1, p]$ 。即对于任意 k , 变量 x 的系数 $\beta^{(k)} = 0$ 。

备选假设为: $H_1: \exists (i, k) / \beta^{(k)} \neq 0$ 。即存在 k 使得 $\beta^{(k)} \neq 0$ 。

如果零假设被拒绝,则我们可以认为 x 是 y 的格兰杰原因,反之则不是^[24]。在上述模型的基础上构建 Wald 统计量进行检验,具体检验公式为:

$$\text{Wald} = \frac{(RSS_2 - RSS_1) / p}{RSS_1 / [NT - N - 2p - 1]} \quad (4)$$

其中 RSS_2 为有约束回归情况下残差的平方,即式(3)中 $\beta^{(k)} = 0$ 情况下 OLS 回归的残差; RSS_1 为无约束回归情况下残差的平方,即式(3)OLS 回归的残差平方。 N 为面板的截面数, T 为面板数据的时间跨度, p 为滞后项, Wald 服从 $F[p, NT - N - 2p - 1]$ 分布。笔者运用上述方法对不同经济体三个变量的一阶差分进行面板格兰杰因果检验,检验结果如表 2 所示:

表 2 1995~2006 年不同经济体三个变量一阶差分的面板数据格兰杰因果检验

发展中国家			发达国家		
原假设	Wald test	结论	原假设	Wald test	结论
DEX→DFZD	8.032***	DEX↔DFZD	DEX→DFZD	6.304***	DEX↔DFZD
DFZD→DEX	93.785***		DFZD→DEX	156.404***	
DFZD→DPER	81.453***	DPER↔DFZD	DFZD→DPER	131.420***	DPER↔DFZD
DPER→DFZD	19.838***		DPER→DFZD	14.194***	

注:滞后期均为 1,因为 Hurlin&Venet 指出对于任意 (p, k) 只要存在 k 使得 $\beta^{(k)} \neq 0$,那么就存在格兰杰原因,为此,无需进一步测算其他滞后阶数情况下的因果关系^[24]。 DEX→DFZD 表示出口是出口技术复杂度深化的格兰杰原因, DEX↔DFZD 表示出口和出口技术复杂度互为格兰杰原因,*** 表示在 1% 水平上显著, ** 表示在 5% 水平上显著, * 表示在 10% 水平上显著(以下同)。

无论是发达国家还是发展中国家的检验结果都表明(见表 2):出口和出口技术复杂度互为格兰杰因果关系,人均 GDP 和出口技术复杂度互为格兰杰因果关系,且所有检验都在 1% 的显著性水平上拒绝零假设。这表明不仅出口和经济增长会影响出口技术复杂度的变动,出口技术复杂度的变动反过来也能影响出口和经济增长。

(三) 面板数据的协整向量估计和检验

由于发达国家和发展中国家的出口技术复杂度、出口与人均 GDP 数据都是 $I(1)$ 过程,可以运用面板数据协整分析的方法分析其相互关系。同时由前文分析可知,出口技术复杂度与出口以及出口

技术复杂度与经济增长都互为格兰杰因果关系,即存在内生性。在协整检验时必须校正这种内生性,否则可能使协整检验出现低势力甚至是错误的结论,由此得到的估计结果产生的经济含义也将是扭曲甚至是错误的^[25]。

Kao 和 Chiang 给出了 3 种能有效处理内生性的协整估计方法: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)^[26]。虽然这三种方法都建立在 OLS 基础上,并通过修正残差的序列自相关性得到有效估计向量,但 Kao 和 Chiang 经过实证检验指出动态 OLS 要比另外两种方法更优越^[24]。其优越性主要表现为:第一,在利用不同的超前和滞后值进行估计时,如果协整关系确实成立,参数值应当是一致的,可有效降低伪回归的概率;第二,动态 OLS 考虑了 x_{it} 的现值、过去值和将来值的所有变化^[27]。因而我们采用动态 OLS 对协整向量进行估计,具体方程如下:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta x_{it} + \sum_{j=-q}^q c_{ij} \Delta x_{i,t+j} + v_{it} \quad (5)$$

其中 c_{ij} 为误差修正系数, q 为滞后阶数, δ 为协整估计向量。结合马兹晖、欧阳志刚和韩民春、樊琦等人的研究^{[23][25][27]},我们取 $q=2$ 。构建如下四个动态 OLS 方程:

$$\text{LnFZD}_{i,t} = \alpha_1 + \delta_1 \text{LnEX}_{i,t} + c_0 \Delta \text{LnEX}_{i,t} + c_1 \Delta \text{LnEX}_{i,t-1} + c_2 \Delta \text{LnEX}_{i,t+1} + c_3 \Delta \text{LnEX}_{i,t-2} + c_4 \Delta \text{LnEX}_{i,t+2} + v_{it}^1 \quad (6)$$

$$\text{LnFZD}_{i,t} = \alpha_2 + \delta_2 \text{LnPER}_{i,t} + \chi_0 \Delta \text{LnPER}_{i,t} + \chi_1 \Delta \text{LnPER}_{i,t-1} + \chi_2 \Delta \text{LnPER}_{i,t+1} + \chi_3 \Delta \text{LnPER}_{i,t-2} + \chi_4 \Delta \text{LnPER}_{i,t+2} + v_{it}^2 \quad (7)$$

$$\text{LnEX}_{i,t} = \alpha_3 + \delta_3 \text{LnFZD}_{i,t} + \gamma_0 \Delta \text{LnFZD}_{i,t} + \gamma_1 \Delta \text{LnFZD}_{i,t-1} + \gamma_2 \Delta \text{LnFZD}_{i,t+1} + \gamma_3 \Delta \text{LnFZD}_{i,t-2} + \gamma_4 \Delta \text{LnFZD}_{i,t+2} + v_{it}^3 \quad (8)$$

$$\text{LnPER}_{i,t} = \alpha_4 + \delta_4 \text{LnFZD}_{i,t} + \psi_0 \Delta \text{LnFZD}_{i,t} + \psi_1 \Delta \text{LnFZD}_{i,t-1} + \psi_2 \Delta \text{LnFZD}_{i,t+1} + \psi_3 \Delta \text{LnFZD}_{i,t-2} + \psi_4 \Delta \text{LnFZD}_{i,t+2} + v_{it}^4 \quad (9)$$

由上述四个方程得到的发展中国家和发达国家的回归结果置于表 3 和表 4 中。本文在分析时,其实暗含一个假设,即变量间协整关系是存在的,为此,在运用动态 OLS 方程分析后,还需根据其残差的平稳情况判断上述假设是否成立。如果残差平稳,则动态 OLS 所得的协整向量是可靠的。笔者采用 LLC 检验、Fisher-ADF 和 Fisher-PP 检验方法进行残差检验^④。

表 3 发展中国家动态 OLS 方程估计向量及残差检验

被解释变量	LnFZD	LnFZD	LnEX	LnPER
解释变量	LnEX	LnPER	LnFZD	LnFZD
δ	-0.049** (-2.413)	0.581*** (4.131)	-3.554** (-2.981)	0.707*** (5.656)
	残差检验			
LLC	-7.767***	-12.436***	-13.309***	-6.589***
ADF-Fisher	94.204**	111.668***	183.486***	119.501***
PP-Fisher	154.943***	134.129***	189.868***	118.059***
结论	平稳	平稳	平稳	平稳

由表 3 可知:四个方程的残差都通过了平稳性检验,这表明协整方程成立。从出口系数来看,发展中国家扩大出口对出口技术复杂度有微弱的负作用,系数为 -0.049,通过了 5% 的显著性水平检验。出口技术复杂度提升对出口的影响也表现为负,估计系数为 -3.554,通过了 5% 的显著性水平检验,可见发展中国家出口技术复杂度与出口之间呈现双向负作用。导致这一现象的原因可能在于:一是与美国本地企业相比,发展中国家出口的多为低技术复杂度产品,在美国市场的竞争压力并不大,而出口高技术复杂度产品则会面对美国本土生产者的正面竞争,竞争优势的丧失将导致出口急剧减少;二是发展中国家出口的产品多为低端产品,出口扩大存在贸易条件恶化的倾向,从而导致总出口增加的情况下,企业的利润降低,进而降低技术复杂度提升的能力,甚至出现出口技术复杂度下降;

三是发展中国家的企业可能存在着“技术复杂度赶超惰性”，一旦其从出口中获得源源不断的利润，就懒于进行技术革新，从而使得出口对出口技术复杂度产生一定的负效应。从经济增长来看，经济增长与出口技术复杂度具有相互促进的作用，但出口技术复杂度提升对经济增长的促进作用(系数为 0.707)要强于经济增长对出口技术复杂度提升的作用(系数为 0.581)。

表 4 发达国家动态 OLS 方程估计向量及残差检验

被解释变量	LnFZD	LnFZD	LnEX	LnPER
解释变量	LnEX	LnPER	LnFZD	LnFZD
δ	0.039*** (4.948)	0.678*** (5.879)	1.462*** (5.235)	0.729*** (8.418)
	残差检验			
LLC	-10.964***	-11.124***	-14.611***	-8.410***
ADF-Fisher	173.715***	172.523***	232.185***	173.047***
PP-Fisher	167.157***	154.327***	232.485***	173.008***
结论	平稳	平稳	平稳	平稳

由表 4 可知：发达国家四个方程的残差都通过了 1% 的显著性水平检验，所以动态 OLS 的回归结果是可靠的。从具体的协整系数来看，出口对出口技术复杂度有略微的提升作用(系数为 0.039)，但出口技术复杂度对出口具有较大的正作用(系数为 1.462)。导致这一现象的原因可能在于：发达国家出口到美国的金属制品多为高端产品，常与美国当地企业发生正面竞争，如果其他发达国家金属制品的技术复杂度提升，比美国本土企业更具优势，将使美国本土消费者转向购买非本国产品，促进发达国家出口量大幅上升。另外出口技术复杂度升级对发达国家经济增长的促进作用(系数为 0.729)略大于经济增长对出口技术复杂度的提升作用(系数为 0.678)，且发达国家经济增长与出口技术复杂度之间的相互促进作用明显大于发展中国家。

四、经济增长、出口对出口技术复杂度影响的动态分析

前文分析表明：经济增长对发达国家和发展中国家的出口技术复杂度都具有明显的促进作用，但发达国家的促进作用大于发展中国家。而出口扩大未能促进发展中国家的出口技术复杂度提升，反而会略微降低出口产品的技术复杂度。为了进一步探析其中的机理，本文将 50 个国家按发展水平和出口规模分为 5 组，以研究不同发展阶段国家的经济增长及不同出口规模国家的出口对出口技术复杂度的动态影响。前文研究表明经济增长、出口与出口技术复杂度变动之间存在明显的内生性，为此，笔者继续运用动态 OLS 进行研究。具体回归结果报告于表 5 和表 6。

表 5 经济发展阶段对出口技术复杂度的动态影响

组别	一	二	三	四	五
δ	0.217*** (4.805)	0.523*** (5.641)	1.031*** (5.239)	0.632*** (4.048)	0.461*** (4.181)
	残差检验				
LLC	-8.868***	-6.876***	-11.565***	-8.917***	-7.284***
ADF-Fisher	85.858***	63.959***	92.570***	71.589***	72.360***
PP-Fisher	92.138***	64.975***	99.787***	63.488***	74.357***
结论	平稳	平稳	平稳	平稳	平稳

注：2005 年经济发展水平前 10 的国家为组五，11~20 名为组四，21~30 名为组三，31~40 名为组二，41~50 名为组一。

由表 5 可知，各方程的残差都通过了 1% 的显著性水平检验，不同发展阶段的回归结果都是平稳的。从协整估计系数来看，不同发展阶段国家的经济增长对出口技术复杂度的促进作用呈现倒 U 型，即边际正向作用力先增后减。具体而言，人均 GDP 最小十国的经济增长对出口技术复杂度的促进作用仅为 0.217，而人均 GDP 居中十国的估计系数则达到了 1.031，是人均 GDP 最小十国的近五倍。但人均 GDP 越过中间层次后，经济增长对出口技术复杂度的促进作用开始呈现收敛趋势，第四

组的协整系数削弱为 0.632,而第五组减少为 0.461,第五组的协整系数是第一组的两倍之多。

协整系数最大的第三组国家 2005 年人均 GDP 为 14167~25706 美元,恰好与前文划分发达国家与发展中国家的阶段比较接近。为此我们可以推定:一是经济发展阶段处于发展中国家相对发达阶段及初级发达阶段的国家,经济增长对出口技术复杂度的促进作用最明显,而一旦跃进发达国家门槛,随着发展阶段的递增,经济增长对出口技术复杂度的提升作用呈现明显的收敛性;二是虽然发达国家经济增长对出口技术复杂度的促进作用具有一定的收敛性,但其促进出口技术复杂度深化的作用力仍明显大于经济最不发达的国家。

由表 6 可知,出口量对出口技术复杂度的促进作用呈现 η 型,第一组国家出口对出口技术复杂度有一定的正影响,协整系数为 0.072,第二组的系数为 0.080,这表明在出口量达到一定门槛以前,扩大出口不仅有利于复杂度提高,还有利于协整系数的提高。当出口量越过门槛后,出口扩大对出口技术复杂度呈现明显的负作用,且随着出口的增长,这一负作用有扩大的趋势(协整估计系数从第三组的 -0.012,变为第五组的 -0.046)。

表 6 出口规模对出口技术复杂度的动态影响

组别	一	二	三	四	五
δ	0.072 *** (4.3711)	0.080 *** (3.683)	-0.012 *** (-5.298)	-0.034 *** (-5.589)	-0.046 *** (-4.618)
	残差检验				
LLC	-6.836 ***	-7.219 ***	-6.952 ***	-7.140 ***	-6.109 ***
ADF-Fisher	68.734 ***	68.854 ***	65.246 ***	70.766 ***	62.633 ***
PP-Fisher	70.389 ***	66.741 ***	81.212 ***	77.638 ***	68.478 ***
结论	平稳	平稳	平稳	平稳	平稳

注:1995~2006 年出口到美国的平均额排名前 10 的为组五,11~20 名为组四,21~30 名为组三,31~40 名为组二,41~50 名为组一。

导致上述现象的原因可能在于:美国是市场竞争相对激烈的发达国家,其对高技术复杂度金属制品的需求较多,相对于出口国而言,出口到美国的产品在本国应属于高技术复杂度的产品。当一国出口量较小时,一方面出口扩大对市场价格影响不大,扩大出口可以提高其获利能力;另一方面出口的扩大会带来规模经济,从而减少生产成本,增加资本再投入的能力,提高出口技术复杂度。当一国出口量较大时,出口量的扩大,在一定程度上挤压了美国本地企业的生存空间,美国会采取相应的措施限制该类产品的进口,特别是与美国正面竞争的高技术复杂度产品,使得出口国不得不转向出口本国其他的低技术复杂度产品,进而整体上降低出口国出口技术复杂度。值得一提的是:从 1995 年起,每年有约 2/3 以上的发展中国家的出口量位于第三到第五区间,这也解释了发展中国家整体出口对出口技术复杂度作用效应为负的原因。结合该回归结果及前面对发达国家和发展中国家的研究,我们可以推定:出口高品质的产品不仅可以使该国企业在美国市场更具优势,还能形成出口扩大与出口技术复杂度同步提升的良性循环。

五、结论及启示

本文基于 Schott 和 Hausmann 等关于出口技术复杂度的研究,构建了测度出口技术复杂度的新指标,并用该指标对 50 个国家 1995~2006 年的金属制品出口技术复杂度进行了测度。然后从发达国家及发展中国家两个视角,在面板格兰杰因果检验的基础之上,运用动态 OLS 模型对经济增长与出口技术复杂度的相互关系以及出口与出口技术复杂度的相互关系进行了协整检验。此外,笔者还按不同发展阶段和不同出口规模将 50 个国家分别分成五组,就经济增长与出口对出口技术复杂度的影响进行了动态分析。得出的主要结论及启示有:

一是发展中国家的出口与出口技术复杂度之间呈现双向负作用,发达国家的出口与出口技术复杂度之间呈现双向正影响。发展中国家的出口对出口技术复杂度提升有略微的负作用,而出口技术

复杂度提升对出口的下拉力较大。这表明与发达国家出口品相比,发展中国家出口的金属制品技术复杂度水平相对较低,在美国市场上多处于低端竞争,一旦进入高端竞争市场将面临美国本土企业的正面竞争,进而丧失其原有优势,致使出口量大幅下降。发达国家出口技术复杂度提升对出口向上的拉力较大,这表明发达国家的出口技术复杂度相对较高,一旦出口技术复杂度得到提升,将比美国本土企业更具优势,进而拉动出口扩大。即出口低端产品到发达市场,容易陷入被动恶性循环,而出口高端产品则有机会形成出口扩大与出口技术复杂度相互促进的良性互动。从中国金属制品出口的实际情况来看,中国出口到美国的产品技术复杂度并不高,形成良性循环体系的优势并不明显,为此,应大力发展高技术复杂度产品以求早日形成良性互动。

二是经济增长与出口技术复杂度之间呈现双向促进作用,动态 OLS 模型回归结果还表明:发达国家的双向促进作用明显大于发展中国家的双向促进作用。导致这一结果的原因可能在于:发达国家拥有更好的研发环境、研发人才和研发激励机制,进而使得经济增长可以更有效地促进技术进步,从而推动出口技术复杂度提升,另外,环境、人才和激励政策上的优势也使得研发引致型技术进步能更有效地传递给经济增长。为此,中国应该在逐步改进研发环境的基础上,大力引进和培养高层次科研人员,并不断地优化研发激励机制,以提升中国出口技术复杂度与经济增长之间的边际促进力度,进而逐渐形成类似发达国家的“高水平互促型”良性循环机制。

三是经济增长对出口技术复杂度的提升作用呈现倒 U 型,即处于发展中国家较发达阶段和发达国家初级阶段的国家的经济增长对本国出口技术复杂度的促进作用最大。越过这一阶段的国家经济增长对出口技术复杂度的提升作用呈现明显的收敛性,未越过这一阶段国家的经济增长,不但将对出口技术复杂度的深化具有提升作用,而且对促进系数也有提升作用。2006 年中国的人均 GDP 在所有样本国中处于 41 名,属于促进作用最小的一组,与倒 U 型曲线顶点的距离较大,可见中国经济增长对出口技术复杂度深化的促进作用还有较大的发展空间。

四是出口扩大对出口技术复杂度的提升作用呈现 η 型。出口一旦过度将对出口技术复杂度产生负作用,且这一负作用随着出口量的增加而加剧。2006 年中国的出口在 50 个样本国中已处于第 33 位,出口量增速若进一步扩大,将把中国推入出口负作用区,为此,对中国而言单纯通过出口扩大来提高出口技术复杂度是不可行的。

注释:

①Feenstra 在 NBER 数据库中提供的数据仅到 2006 年,虽然更新年份的数据也能从联合国统计数据库获得,但统计口径存在一定的差异,为此,为提高估计结果的准确性,笔者采用 Feenstra 提供的数据进行分析。

②50 个国家分别为:阿联酋、阿根廷、澳大利亚、奥地利、比利时、巴西、加拿大、智利、中国、哥伦比亚、捷克、丹麦、多米尼加、厄瓜多尔、埃及、芬兰、法国、德国、希腊、匈牙利、印度尼西亚、印度、爱尔兰、以色列、意大利、日本、韩国、马来西亚、墨西哥、荷兰、挪威、新西兰、巴基斯坦、菲律宾、波兰、葡萄牙、罗马尼亚、南非、俄罗斯、新加坡、斯洛文尼亚、西班牙、瑞士、斯洛伐克、瑞典、泰国、土耳其、英国、乌克兰、委内瑞拉。

③具体的划分方法为: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。

④由于我们关注的是水平条件下变量的系数,即 δ 值,为此在表中笔者只给出了 δ 值。由于本文 q 值等于 2,样本损耗量较大,残差检验中软件没能报告 IPS 检验的结果。为此,在检验残差稳健性时,采用三个检验指标进行分析。

参考文献:

[1] 杨汝岱,姚洋.有限赶超与经济增长[J].经济研究,2008,(8):29—43.

[2] Hausmann, R., Rodrik, D. Economic Development as Self-discovery[J]. Journal of Development Economics, 2003, 72(2): 603—633.

[3] Xu, B. The Sophistication of Exports: Is China Special? [J]. China Economic Review, 2010, 21(3): 482—493.

[4] Hummels, D., Klenow, P. J. The Variety and Quality of a Nation's Exports[J]. American Economic Review, 2005, 95(3): 704—723.

[5] Hausmann, R., Hwang, J., Rodrik, D. What You Export Matters[J]. Journal of Economic Growth, 2007, 12(1): 1—25.

[6] Lall, S., Weiss, J., Zhang, J. K. The Sophistication of Exports: A New Trade Measure[J]. World Development,

[7] Wang,Z.,Wei,S.J.The Rising Sophistication in China's Exports: Assessing the Roles of Processing Trade, Foreign Invested Firms,Human Capital and Government Policies[Z].Working Paper for the NBER Conference on the Evolving Role of China in the World Trade,2007.

[8] Rodrik,D.What's So Special about China's Exports ? [J].China & World Economy,2006,5(14):1—19.

[9] Maio,D.M.,Tamagni,F.The Evolution of World Export Sophistication and the Italian Trade Anomaly[Z].11th International Schumpeter Society Conference Working Paper,2007.

[10] Weldemicael,E.Technology, Trade Costs and Export Sophistication[J].The World Economy,2014,37(1):14—41.

[11] Xu,B.,Lu,J.Y.Foreign Direct Investment,Processing Trade,and the Sophistication of China's Exports[J].China Economic Review,2009,20(3):425—439.

[12] Jarreau,J.,Poncet,S.Export Sophistication and Economic Performance: Evidence from Chinese Provinces[J].Journal of Development Economics,2011,97(2):281—92.

[13] Schott,P.K.The Relative Sophistication of Chinese Exports[J].Economic Policy,2007,23(53):5—49.

[14] Felipe, J., Kumar, U., Abdon, A. Exports, Capabilities and Industrial Policy in India [J]. Journal of Comparative Economics,2013,41(3):939—956.

[15] 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):67—82.

[16] 陈晓华,黄先海,刘慧.中国出口技术结构演进的机理与实证研究[J].管理世界,2011,(3):44—57.

[17] 许斌,路江涌.解析我国出口商品的复杂程度[Z].中欧国际工商学院工作论文,2007.

[18] 徐康宁.自然资源高价时代与国际经济秩序[J].世界经济与政治,2008,(5):70—77.

[19] Finger,J.M.,Kreinin,M.E.A Measure of 'Export Similarity' and Its Possible Uses[J].The Economic Journal 1979,(2):905—912.

[20] 杜修立,王维国.中国出口贸易的技术结构及其变迁:1980—2003[J].经济研究,2007,(7):137—151.

[21] 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[J].经济研究,2009,(9):81—93.

[22] 黄先海,陈晓华,刘慧.产业出口复杂度的测度及其演进机理[J].管理世界,2010,(3):44—55.

[23] 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):40—57.

[24] Hurlin,C.,Venet,B.Granger Causality Tests in Panel Data Models with Fixed Coefficients[Z].EURISCO,Universit'e Paris IX Dauphin Working Paper,2001.

[25] 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):47—55.

[26] Kao,C.,Chiang,M.H.On the Estimation and Inference of a Cointegrated Regression in Panel Data[J].Advances in Econometrics,2000,(15):179—222.

[27] 韩民春,樊琦.国际原油价格波动与我国工业制成品出口的相关关系研究[J].数量经济技术经济研究,2007,(2):64—72.

(责任编辑:易会文)