

# 中国进出口贸易的结构变迁及协同均衡增长

苏振东\*

**摘要:** 本文对中国进出口贸易的结构变迁及协同均衡增长的长短期动态实证研究发现:各分类水平上的进出口结构数据生成过程都是非平稳性随机过程和随机季节过程的叠加,各分类水平上的进出口结构(除初级产品在零频率上)之间在零频率和 $\omega$ 频率上都存在长期均衡关系和长期双向因果关系,各分类水平上的进出口结构(除初级产品)之间也存在短期双向因果关系。总体而言,各分类水平上的进出口结构之间存在着复杂的动态反馈机制,这是由目前正处于转型阶段的中国经济自身发展的内在特征及其所处的特定国际经济环境共同作用所致。

**关键词:** 进出口贸易 结构变迁 协同增长 面板季节单整协整检验

## 一、引言

由于对外贸易结构内在的异质性演化特征,导致尽管改革开放后中国进出口贸易总量、以及近年来贸易顺差总量均保持持续增长态势,但是在不同分类水平上各种产品的进出口贸易量和贸易余额发展态势却不尽相同,各种产品的进出口贸易呈现典型的非均衡发展态势。一方面,虽然目前中国外贸依存度持续提高,但是进出口贸易对经济增长的实际贡献却并不高,其原因在于中国的出口贸易结构发展水平偏低。具体而言,虽然经过30年的发展,中国出口结构得到了持续优化,工业制品在全部产品中所占比重大幅上升,目前工业制品已经取代初级产品成为中国出口结构中的主打产品。但是从贸易方式来看,由于目前中国工业制品的对外贸易以加工贸易方式为主,受要素禀赋特征和技术水平发展所限,国内企业出口的工业制品中以劳动密集型产品为主,处于跨国企业在其全球产业链附加值创造能力最低的劳动密集型生产阶段,这种生产模式既使得出口对国内生产总值(GDP)的贡献非常有限,也使得中国产业结构被锁定在低水平发展阶段难以有效升级。另一方面,为满足以加工贸易为主的出口贸易发展,中国进口结构中初级产品以能源和原料为主,工业制品中以中间产品和机器设备为主。“奖出限入”的出口导向型贸易发展模式严格压缩消费品的进口,导致消费品在进口结构中所占比重很小,这与出口导向的国内产业结构发展模式一起限制了国内需求的增长。而内需不足导致主要依赖于外部需求的国内产业一旦遭遇外部需求的负向冲击或波动幅度加剧(如当前的全球经济萧条),就会通过进出口极大地影响其持续发展,从而将贸易伙伴国的经济周期波动引入国内、破坏国内宏观经济的平稳均衡发展。

基于上述分析,本文认为进出口贸易结构的非均衡发展根源于国内产业结构和消费者需求结构之间的非合理性发展。因此,进一步从贸易结构这一分量层面出发,现阶段中国外贸均衡发展模式应该是在考虑产业结构和消费者需求结构协同发展前提下、以促进经济平稳高速增长和切实提高国民福利水平为目标的进出口贸易结构协同均衡演化模式。由此,从理论层面深入分析中国进出口结构变迁及其协同均衡增长就具有非常重要的现实意义。

\* 苏振东,大连理工大学经济系,邮政编码:116023,电子信箱:davey100@163.com。

本文得到教育部人文社会科学研究基金青年项目“外需减少契机下中国产业结构调整与出口贸易结构升级”大连理工大学人文社会科学研究基金“基于一般均衡理论的贸易投资一体化模型研究”(项目批准号:DUYHS 2007325)和大连理工大学引进人才科研启动项目“人民币汇率波动背景下中国贸易结构和投资结构协同变迁研究”的资助,作者深表感谢。同时,作者感谢东北财经大学数学与数量经济学院高铁梅教授和王雪标教授的热心指导,当然文责自负。

## 二、文献综述

在国际经济领域,最初对于一国进出口贸易之间潜在在长短期关系的研究往往都是内嵌在对出口和(或)进口与经济增长之间、出口和(或)进口与其他经济变量(典型的如本币汇率、外商直接投资)之间潜在关系的研究中,专门针对进出口贸易关系的研究直到最近才引起国内外相关学者的兴趣。前期研究对象主要是针对特定国家、尤其是较发达国家展开的,典型的包括 Husted(1992)、Gould和 Ruffin(1996)、Fountas和 Wu(1999)等对美国, Bahmani - Oskooee(1994)对澳大利亚, Bahmani - Oskooee和 Hyun - Jae(1997)对韩国的研究。其中, Husted(1992)利用 1967 - 1989 年季度数据对美国进出口贸易进行了协整检验,结果表明美国进出口之间存在互相促进的长期协整关系,这表明美国贸易逆差是对进出口贸易长期均衡的短期偏离现象。其后, Gould和 Ruffin(1996)、Bahmani - Oskooee(1994)、Bahmani - Oskooee和 Hyun - Jae(1997)也得出了类似的研究结论。但是也有例外: Fountas和 Wu(1999)进一步考虑了进出口贸易时序数据中可能存在的结构突变点,利用 Zivot和 Andrews(1992)、Gregory和 Hansen(1996)提出的两种内生结构突变点检验方法对美国 1967 - 1994 年贸易余额的季度数据进行了单整检验,结论是美国进出口之间不存在长期协整关系,其贸易逆差是不可持续的。与上述针对特定国家的研究不同, Augustine(2002)分别采用 Stock和 Watson(1988)、Johansen(1995)提出的两种协整检验方法,利用 50 个国家 1973 - 1998 年的季度数据分别对其进出口的长期关系进行了大样本协整关系检验,检验结论表明:首先,使用 Johansen 方法,其中 35 个国家的协整关系明显,而使用 Stock - Watson 方法,50 个国家中除墨西哥外所有国家均存在协整关系;其二,大多数国家进出口之间存在互相促进的正相关关系;其三,协整空间的稳定性具有区域性,中东、拉美和欧洲的协整关系更不稳定。

与国外研究类似,国内相关研究最初也是包括在进出口与其他经济变量之间关系的研究中,直到最近专门针对这一问题的研究才开始兴起。典型的如任永菊(2003)基于中国 1980 - 2001 年年度数据,采用 Johansen 协整检验和 Granger 因果关系检验对中国进出口关系的分析认为:二者之间不仅存在着协整关系,而且在滞后期数为 1 - 2 时进口是出口的 Granger 原因,反之却不成立。刘富华和李国平(2006)基于 1951 - 2003 年年度数据,运用 E - G 两步法的协整分析表明:中国进出口之间存在长期稳定的均衡关系,而且 Granger 检验发现进出口之间还存在双向因果关系,最后,该文建立误差修正模型分析了两者的长短期动态关系。王群勇(2004)利用 1981 - 2003 年间季度数据(利用虚拟变量法消除时序数据的季节效应),基于 Johansen 协整检验构建向量误差修正模型对进出口长短期动态关系进行了实证研究,结果发现:中国进出口虽然在短期出现过较大程度的偏离,但在长期内仍然维持着均衡关系,当进出口偏离二者的长期均衡关系时,进出口几乎以相同的速度对这种偏离作出调整。陈柳钦和孙建平(2004)进一步将贸易品分为初级产品和工业制品两大类,利用 1983 - 2002 年年度数据构建多元自回归模型简单分析了中国进出口贸易间总量与结构(两分类水平)关系,结果表明:在总量水平上进出口之间正相关,而在结构水平上进出口结构之间也是正相关。

综上所述,尽管目前这一领域的研究已经兴起,但是绝大多数都是基于贸易总额的总量分析范式,个别考虑到贸易结构的分量研究也仅仅是基于初级产品和工业制品两分类水平,研究方法主要采用传统时序分析中的协整检验和(向量)误差修正模型。一方面,总量分析无法充分挖掘和利用高分类水平贸易数据中在空间维上所蕴含的丰富信息,从而忽略了高分类水平上产品进出口贸易的异质性;另一方面,传统时序分析方法无法充分挖掘和利用高频贸易数据中在时间维上所蕴含的丰富信息,从而忽略了在不同频率上进出口贸易之间的多重协整关系。因此,采用新的计量方法从高异质性分类水平和多重时间频率上对中国进出口贸易结构变迁及其协同均衡增长进行全面的动态分析就显得尤为必要。

## 三、研究概述

与已有研究不同,本文利用国际贸易标准分类(SITC)二位数水平(Digit - 2)下的中国进出口季度数据,在对相关变量进行异质面板季节单整、协整检验基础上,构建面板季节误差修正模型对不同分类水平上中国进出口贸易的结构变迁及协同均衡增长的长短期动态效应进行了实证分析。与上述研究相比,本文实证分析特点如下:(1)相关变量均使用季节未调整的实际数据,其原因在于:一是大量研究(Lee and Siklos, 1997; Paulb and Rodrigues, 2002)证明季节调整方法造成了数据的信息损失、并扭曲了时间序列的动态性质,最终导致对相关变量之间潜在关系的错误估计与推断;二是中国进出口贸易变量的季节性不再是确定性的,而呈现出以含有季节单位根为特征的随机季节性,流行的季节调整方法(如 X - 11 及最新的 X - 12)不足以消

除其季节性 (闫荣国和王文博, 2006)。(2)对于贸易结构,本文使用了 1997 第 1 季度至 2008 第 1 季度 SITC Digit - 2 下 64 种贸易品的季节面板数据,力图从时间和空间两个维度扩展现有研究:一方面,从空间维而言,由多个截面个体构成的面板数据可以在很大程度上提高单位根检验的功效;另一方面,从时间维而言,使用具有较长年度跨度的季度数据可以发现相关变量在年度和季度两个频率上的波动特征,而准确地刻画进出口结构数据在不同频率上的长记忆性特征对于当前根据进出口结构各自数据生成特点制定相应对外经济发展政策具有重要的现实意义。(3)基于异质面板季节单整和协整检验,本文构建了异质面板季节误差修正模型分析中国进出口结构变迁之间潜在的长短期动态关系。与单纯的时序误差修正模型相比,本文模型可以在考虑各种产品进出口贸易异质性、进出口结构之间在年度和季度两个频率上可能存在多重长期协整关系的前提下更加全面地分析中国进出口结构协同变迁的动态演化机理。

本文余下部分结构如下:第四部分基于对进出口变量进行异质面板季节单整和协整检验结果构建面板季节误差修正模型对不同分类水平上中国进出口结构变迁及其协同均衡增长的长短期动态演化效应进行实证分析,第五部分总结全文并提出相应政策建议。

## 四、中国进出口贸易结构变迁及其协同均衡增长的经验研究

### (一)变量选择与数据预处理

本文采用的样本为 1997 年第 1 季度到 2008 年第 1 季度 SITC Digit - 2 下中国 64 类产品进出口贸易的季度数据。对各变量时序数据预处理过程包括:中国进出口分类产品贸易数据来源于《海关统计》,原始数据为月度名义数据,计价单位是美元,本文首先用人民币兑美元的名义月度汇率将其转换为相应的本币值,然后再用中国月度 CPI 对本币名义值进行平减得到以 1997 年 1 月为基期的实际值,最后将本币月度实际值转变为相应的季度值,并对其进行自然对数变换以消除数据中异方差的影响。其中人民币兑美元的名义月度汇率和月度 CPI 数据均来源于《中国人民银行统计季报》。经过上述预处理的中国出口和进口变量分别用  $EX$  和  $M$  表示。

### (二)理论分析模型设定

本文选择 Husted (1992) 和 Augustine (2002) 基于开放宏观经济体系中代表性消费者的动态跨期效用最优模型提出的检验一国进出口贸易之间长期潜在关系的计量模型:

$$EX_t = \alpha + M_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中,  $EX_t$  和  $M_t$  分别是一国的出口额和进口额。根据时序计量经济理论,进出口贸易一般服从一次差分平稳的单位根过程  $I(1)$ , 如果一国进出口在长期存在稳定的协整关系 (即一国外贸发展战略遵循进出口均衡增长模式), 则 (1) 式中的残差项  $\varepsilon_t$  应该是平稳的。同时为满足本文实证分析的需要, 将 (1) 式进一步细分为分类产品进出口额, 则 (1) 式变形为如下的异质面板数据模型:

$$EX_{it} = \alpha_i + M_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $EX_{it}$  和  $M_{it}$  分别是一国第  $i$  种产品的出口额和进口额,  $\alpha_i$  是考虑到面板截面个体异质性的变截距项。

### (三)异质面板季节单整检验

#### 1. 中国进出口贸易结构的异质面板季节单整检验

Otero 等 (2005, 2007) 将针对单个季节时序的 HEGY 检验 扩展到针对面板季节数据的平稳性检验, 提出了 CHEGY - IPS 方法, 该方法将 HEGY 和 IPS 两种方法结合在一起, 既克服了单个时序单位根检验功

具体内容见 Wallis (1974)、Ghysels 等 (1993)、Ericsson 等 (1994), 这些研究建议针对高频季节数据应该采用季节协整与季节误差修正模型来考察宏观经济变量之间的潜在关系。

Hylleberg 等 (1990) 从时间维度 (即从低频年度数据扩展到高频季度数据) 将传统主要针对年度单时序数据的 ADF 检验方法推广到单时序季度时间序列, 提出了检验时序数据中存在非季节性和季节性单位根的 HEGY 方法。

基于面板单位根 IPS 检验方法, Otero 等 (2005) 将针对单个季节时间序列的 HEGY 检验扩展到针对面板季节数据的平稳性检验, 提出了 HEGY - IPS 方法; 其后, Otero 等 (2007) 利用 Monte Carlo 模拟发现在异质面板数据存在截面相依性 (Cross Section Dependence) 这种更一般的情况下, HEGY - IPS 检验的实际显著性水平扭曲 (Size Distortion) 非常严重。为了克服这一缺陷, Otero 等 (2007) 提出了 CHEGY - IPS 检验方法。

IPS 方法是 Im 等 (2003) 提出的不同根 (Individual Unit Root Process) 面板单位根检验方法 (Panel Unit Root Test)。从实证研究实践来看, 该方法要明显优于相同根面板单位根检验方法, 而且尤其适合动态异质面板数据 (Dynamic Heterogeneous Panel Data) 的检验, 因此更为目前经验研究所倚重。

效偏小的缺陷,又能够进一步发现高频季度数据可能存在的季节非平稳性。首先对 SIIIC Digit - 2水平下中国全部 64种产品的出口和进口面板季度数据进行 CHEGY - IPS检验,结果见表 1。由表 1可知:(1)中国全部产品出口、进口结构均含有(零频率)非季节性面板单位根和(频率)季节性面板单位根;(2)二者显然都不含有  $\sqrt{2}$ 频率上的共轭季节面板单位根。根据 Hylleberg等(1990)的季节单位根定义,并综合上述面板单整检验结果可知,在充分考虑细分产品进出口贸易异质性的前提下,中国全部产品的出口、进口结构在零频率和 频率上都具有长记忆性,即针对全部产品出口结构(进口结构)的随机冲击,不仅具有永久的持续效应(零频率上的长记忆性),而且会改变其季节波动模式(频率上的长记忆性)。其季节波动模式都是随时间推移而变动(即时变)的非平稳随机模式,二者潜在数据生成过程(DGP)都是非平稳性随机过程和非平稳性随机季节过程的叠加。

表 1 全部产品出口结构和进口结构的 CHEGY - IPS检验

统计量	EX		M		临界值	
CHEGY - IPS <sub>1</sub>	- 1. 8554	接受	- 1. 5062	接受	- 2. 29(10%)	- 2. 35(5%)
CHEGY - IPS <sub>2</sub>	- 1. 3404	接受	- 1. 4819	接受	- 1. 84(10%)	- 1. 91(5%)
CHEGY - IPS <sub>F<sub>2</sub></sub>	5. 3845	拒绝	9. 7603	拒绝	4. 13(90%)	4. 35(95%)
CHEGY - IPS <sub>F<sub>3</sub></sub>	6. 3111	拒绝	11. 4800	拒绝	4. 12(90%)	4. 32(95%)

注:(1)为充分刻画 CHEGY - IPS模型的动态结构特征,本文将对面板数据中每一截面个体进行季节单整检验的最大滞后期设为 7,并根据 AIC准则选择最佳滞后期;(2)确定项包括截距项、趋势项和季节虚拟变量;(3)本文面板季节单整检验的临界值根据截面个数(N)和样本容量(T)确定(Oster等,2007);(4)文中所有 CHEGY - IPS检验均由作者使用 Eviews 5.1软件编程完成。

进一步,本文根据 SIIIC标准的两分类方法,将 64种产品根据加工程度的不同分为两大类:初级产品(包括 5类 28种产品)和工业制品(包括 5类 36种产品),然后分别对两大类产品的进口、出口进行 CHEGY - IPS面板季节单整检验,结果见表 2、表 3。由表可知:(1)两类产品的出口、进口结构均含有零频率非季节性面板单位根和 频率季节性面板单位根;(2)两类产品的出口、进口结构显然都不含有  $\sqrt{2}$ 频率上的共轭季节面板单位根。由此可知,两类产品的出口、进口结构在零频率和 频率上都具有长记忆性,即针对这两类产品各自出口结构(进口结构)的随机冲击,不仅具有永久的持续效应(零频率上的长记忆性),而且会改变其季节波动模式(频率上的长记忆性)。其季节波动模式都是随时间推移而变动(即时变)的非平稳随机模式,二者潜在数据生成过程(DGP)都是非平稳性随机过程和非平稳性随机季节过程的叠加。

表 2 初级产品出口结构和进口结构的 CHEGY - IPS检验

初级产品(共 5类 28种产品,从 0类 - 4类)						
统计量	EX		M		临界值	
CHEGY - IPS <sub>1</sub>	- 1. 6732	接受	- 1. 9601	接受	- 2. 33(10%)	- 2. 41(5%)
CHEGY - IPS <sub>2</sub>	- 1. 3807	接受	- 1. 2167	接受	- 1. 87(10%)	- 1. 96(5%)
CHEGY - IPS <sub>F<sub>2</sub></sub>	5. 7657	拒绝	8. 9677	拒绝	4. 23(90%)	4. 51(95%)
CHEGY - IPS <sub>F<sub>3</sub></sub>	6. 3030	拒绝	10. 1030	拒绝	4. 22(90%)	4. 44(95%)

注:同表 1。

表 3 工业制品出口结构和进口结构的 CHEGY - IPS检验

工业制品(共 5类 36种产品,从 5类 - 9类)						
统计量	EX		M		临界值	
CHEGY - IPS <sub>1</sub>	- 1. 1634	接受	- 1. 4109	接受	- 2. 29(10%)	- 2. 35(5%)
CHEGY - IPS <sub>2</sub>	- 1. 3304	接受	- 1. 4412	接受	- 1. 84(10%)	- 1. 91(5%)
CHEGY - IPS <sub>F<sub>2</sub></sub>	5. 5966	拒绝	6. 7794	拒绝	4. 13(90%)	4. 35(95%)
CHEGY - IPS <sub>F<sub>3</sub></sub>	6. 2624	拒绝	8. 4790	拒绝	4. 12(90%)	4. 32(95%)

注:同表 1。

## 2 中国进出口贸易结构数据生成过程的经济含义解释

进一步,根据目前对面板单位根(非季节性单位根和季节性单位根)的前沿研究和中国近年来经济发展历程来看,本文认为中国进出口结构中存在面板单位根(非季节性和季节性)的原因在于:(1)国内企业生产技术和和管理技术的协同进步。具体而言,在生产技术方面新的生产制造系统的采用,典型的如计算机集成制造系统(CMS)和柔性制造系统(FMS)等;在管理技术方面新的生产管理方式的采用,典型的如准时

对于时序数据中存在季节单位根的原因的深入研究请见 Dick等(2003)。

生产方式 (JIT)、敏捷制造 (AM)和精益生产 (LP)等。这些技术的采用都会不断改变企业的设计、生产和营销方式,从而对企业原材料进口和产成品出口产生持续性的技术冲击。(2)中国外贸政策的持续性变迁。由于经济全球化和贸易投资自由化进程的不断加深,中国已经成为国际市场经济体系中不可或缺的重要成员之一。为了保持国民经济的快速发展,中国政府必须根据其贸易伙伴国宏观经济周期波动阶段、本国宏观经济反周期管理的需要以及本国宏观经济长期增长的目标对进出口贸易管理政策(典型的如出口退税政策)进行频繁的主动相机调整,这种调整必然会对外贸产生显著的持续性政策冲击。(3)人民币实际汇率和国内外市场需求的非平稳性随机波动。根据国际金融理论可知,影响一国进口需求的主要因素是:本国国民收入水平和本币实际汇率;而影响出口需求的主要因素是:贸易伙伴国国民收入水平和本币实际汇率。一方面,就人民币汇率而言,由于中国与其主要贸易伙伴国国内一般物价水平的动态变化,因此,尽管人民币名义汇率在 2005年 7月汇改之前基本保持不变,但是其实际汇率水平却一直处于不断波动过程中,而且汇改以后本币名义汇率快速升值进一步加剧了其实际汇率的波动幅度,而根据国际金融理论,本币实际汇率水平和波动幅度会对中国各种产品的进出口贸易产生持续性货币冲击;另一方面,就中国及其主要贸易伙伴国的国民收入水平而言,二者的数据生成过程会对中国进出口结构变迁产生持续性的需求冲击,苏振东等(2008)的分析表明二者都含有零频率非季节性单位根和 频率季节性单位根,而且人民币实际汇率 DGP也是如此,正是由于人民币实际汇率和国内外市场需求这些外部冲击组合才使得中国进出口结构的季节和非季节变化模式呈现出时变非平稳随机模式。综上所述,由于外部随机冲击(包括技术创新、制度创新、人民币实际汇率和国内外市场需求)对中国外贸结构(不论是全部产品的总量结构水平、还是初级产品和工业制品的两分类结构水平)变迁具有持久性长期影响,而且这种影响不仅体现在长期趋势水平(零频率)上,而且体现在短期周期水平(频率)上,这才导致中国进出口结构的非季节和季节波动模式都是时变非平稳随机模式,二者潜在 DGP都是非平稳性随机过程和随机季节过程的叠加。

#### (四)异质面板季节协整分析与长期因果关系检验

由于上述检验表明不同分类水平上进出口结构在零频率和 频率上都含有面板单位根,因此全部产品(初级产品、工业制品)的进出口结构之间可能在零频率和 频率上存在面板协整关系,本文采用异质面板季节协整检验方法对此进行检验。本文将 Hylleberg等(1990)提出的针对单时序变量之间的标准季节协整关系检验方法扩展到面板数据。具体而言,在上述面板季节单整 CHEGY - IPS检验方法的基础上,分别在零频率和 频率上按照 EG两步法进行如下回归:

1. 在零频率上,由(2)式,全部产品(初级产品、工业制品)进出口结构之间的协整检验回归式为:

$$EX_{1it} = \alpha_i M_{1it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,  $Y_{1it} = (1+L)(1+L^2)Y_{it}$ ,  $L$ 为滞后算子,且  $Y = EX$ ,  $M$ 。如果(3)式的残差  $\varepsilon_{it}$ 是平稳的,则(3)式就是进出口结构之间在零频率上的面板协整关系式,  $\varepsilon_{it}$ 平稳性的检验通过以下辅助回归式来完成:

$$\varepsilon_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^k \alpha_j \varepsilon_{it-j} + \eta_{it} \quad (4)$$

其中,检验原假设  $\alpha_0 = 0$ ( $\varepsilon_{it}$ 非平稳)的  $t$ 统计量分布服从 AEG分布。对全部产品、初级产品、工业制品、进出口结构之间的零频率面板协整关系检验结果见表 4。

表 4 进出口结构之间的零频率面板协整关系检验

全部产品 $\varepsilon_{it}$		初级产品 $\varepsilon_{it}$		工业制品 $\varepsilon_{it}$	
$t$ 统计量	检验结论	$t$ 统计量	检验结论	$t$ 统计量	检验结论
- 8.1662***	平稳	- 2.7893	非平稳	- 4.7698***	平稳

注: (1)根据 Engle和 Granger(1987)、Engle和 Yoo(1987)的研究结论,本文确定进出口零频率季节协整检验临界值为: - 4.12(1%)、- 3.29(5%)、- 2.90(10%); (2) \*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%显著性水平上拒绝非平稳假设。

由表 4可知,在零频率上,全部产品进出口结构之间的面板协整回归式的残差是平稳的,(3)式就是全部产品进出口结构之间在零频率上的面板协整关系式,这表明全部产品进出口结构之间在零频率上存在长期面板协整关系,即在非季节频率(零频率)上二者之间具有长期均衡关系,且在零频率上全部产品的进出口结构之间存在长期双向因果关系。类似由表 4也可知,工业制品的进出口结构之间在零频率上存在长期面板协整关系,即在非季节频率上二者之间具有长期均衡关系和长期双向因果关系;而初级产品的进出口结构之间在零频率上不存在长期面板协整关系,即在非季节频率上二者之间不具有长期均衡关系和长期双向因果关系。

2. 在 频率上,由(2)式,全部产品(初级产品、工业制品)进出口结构之间的面板协整回归式为:

$$EX_{2it} = \alpha_{1t} M_{2it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

其中,  $Y_{2it} = -(1-L)(1+L^2)Y_{it}$ , 且  $Y = EX, M$ 。如果 (5) 式的残差  $\epsilon_{it}$  是平稳的, 则 (5) 式就是进出口结构之间在  $\omega$  频率上的面板协整关系式,  $\epsilon_{it}$  平稳性的检验通过以下辅助回归式来完成:

$$\epsilon_{it} + \epsilon_{i(t-1)} = \alpha_2 (-\epsilon_{i(t-1)}) + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} (\epsilon_{i(t-j)} + \epsilon_{i(t-1-j)}) + \delta_{it} \quad (6)$$

其中, 检验原假设  $\alpha_2 = 0$  ( $\epsilon_{it}$  非平稳) 的  $t$  统计量分布也服从 AEG 分布。对不同分类水平产品进出口结构之间的  $\omega$  频率面板协整关系检验结果见表 5。

表 5 进出口结构之间的  $\omega$  频率面板协整关系检验

全部产品 $\epsilon_{it}$		初级产品 $\epsilon_{it}$		工业制品 $\epsilon_{it}$	
统计量	检验结论	统计量	检验结论	统计量	检验结论
-16.8757***	平稳	-10.5676***	平稳	-10.7034***	平稳

注: 根据 Engle 和 Granger (1987)、Engle 和 Yoo (1987), 本文确定  $\omega$  频率季节协整检验临界值。

由表 5 可知, 在  $\omega$  频率上, 全部产品进出口结构之间的面板协整回归式的残差是平稳的, 式 (5) 就是全部产品进出口结构之间在  $\omega$  频率上的面板协整关系式, 这表明全部产品进出口结构之间在  $\omega$  频率上存在面板季节协整关系, 即在季节频率 ( $\omega$  频率) 上全部产品进出口结构之间具有长期均衡关系, 且二者之间存在长期双向因果关系。进一步联系零频率面板协整检验结果可知, 全部产品进出口结构之间在长期非季节频率和短期季节频率上都具有长期均衡关系, 且二者之间存在长期双向因果关系。

由表 5 也可知, 初级产品和工业制品各自的进出口结构之间在  $\omega$  频率上存在面板季节协整关系, 即在季节频率上初级产品和工业制品各自的进出口结构之间具有长期均衡关系, 且各自进出口结构之间存在长期双向因果关系。同样, 联系前述检验结果可知, 工业制品进出口结构之间在长期非季节频率和短期季节频率上都具有长期均衡关系, 且存在长期双向因果关系。

#### (五) 异质面板季节误差修正模型构建与短期因果关系检验

根据前述面板季节协整检验结果, 本文可以进一步构建异质面板季节误差修正模型来分析不同分类水平上进出口结构之间的短期因果关系、以及两种结构之间短期偏离向长期均衡调整的修正机制。同时, 通过对误差修正项系数的显著性检验也可以进一步提高前述面板季节协整检验的稳健性 (Christopoulos and Tsionas, 2004)。具体而言, 将 Hylleberg 等 (1990) 提出的针对单时序变量之间的标准季节误差修正模型扩展到面板数据, 构建如下异质面板季节误差修正模型:

$$EX_{it} = c_i + \sum_{j=1}^m \beta_{1j} EX_{it-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{2j} M_{it-j} + \alpha_1 ECM_{1it-1} + \alpha_2 ECM_{2it-1} + \epsilon_{it} \quad (7)$$

$$M_{it} = c_i + \sum_{j=1}^m \beta_{3j} M_{it-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{4j} EX_{it-j} + \alpha_1 ECM_{1it-1} + \alpha_2 ECM_{2it-1} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

其中  $EX_{it}$  和  $M_{it}$  分别表示全部产品 (初级产品、工业制品) 的出口结构贸易额和进口结构贸易额; 且  $ECM_{1it} = \epsilon_{it} = EX_{it} - \alpha_{1t} M_{1it}$ ,  $ECM_{2it} = \epsilon_{it} = EX_{it} - \alpha_{2t} M_{2it}$ , 即模型中两个误差修正项分别是不同分类水平上进出口结构之间在零频率和  $\omega$  频率上长期关系式的残差。同时, 如果  $\alpha_1 = 0$  ( $i = 1, 2$  或  $\tilde{\alpha}_j = 0$ ) 的原假设被拒绝, 则说明在零频率和  $\omega$  频率上存在误差修正机制, 前述面板季节协整检验得到的长期因果关系是稳健可靠的; 反之则相反。如果  $\beta_j = 0$  ( $j = 0, \dots, m$  或  $\tilde{\beta}_j = 0$ ) 的原假设被拒绝, 则说明进口结构变迁是出口结构变迁的短期 Granger 原因 (或者出口结构变迁是进口结构变迁的短期 Granger 原因); 反之则相反。为满足误差项经典假设的要求, 本文选择滞后期  $m = 1$ , 同时使用 GMM 方法估计模型以解决内生性问题, 结果见表 6。

表 6 不同分类水平下进出口结构之间的异质面板季节误差修正模型

变量	出口结构和进口结构			进口结构和出口结构		
	全部产品	初级产品	工业制品	全部产品	初级产品	工业制品
$EX_{it-1}$	0.3558***	0.3318***	0.3739***	0.4900***	0.4805***	0.4399***
$M_{it}$	0.0438**	-0.0006	0.2118***	0.0595**	0.0737	0.0694***
$M_{it-1}$	-0.0142	-0.0116	-0.2022***	0.0802***	0.1502	0.0538***
$ECM_{1it-1}$	-0.0324***		-0.0585***	-0.0801***		-0.0104***
$ECM_{2it-1}$	-0.2177***	-0.2521***	-0.2068***	-0.2781***	-0.3316***	-0.2056***

注: (1) 由于回归式 (7) 和 (8) 都是固定影响变截距模型, 因此面板截面中每一个体的截距都是不同的, 为节省版面未列出这些变截距结果, 感兴趣的读者可以向作者索要; (2) \*, \*\*, \*\*\* 分别表示系数在 10%、5%、1% 显著性水平上显著。

一方面,在长期水平上,由表 6,首先,对于全部产品(工业制品)的出口结构和进口结构、进口结构和出口结构面板季节误差修正模型(PSECM)而言,在零频率和 频率上的两个误差修正项( $ECM_{1it-1}$ 、 $ECM_{2it-1}$ )前的回归系数都为负且通过了 5%的显著性检验。这表明前述面板季节协整检验得到的全部产品(工业制品)进出口结构之间在长期非季节频率和短期季节频率上都具有长期均衡关系这一结论被进一步证实,即其检验结论是稳健的,在零频率和 频率上全部产品(工业制品)的进出口结构之间存在长期双向因果关系。

对于初级产品出口结构和进口结构、进口结构和出口结构的两个面板季节误差修正模型而言,在 频率上的误差修正项( $ECM_{2it-1}$ )前的回归系数都为负且通过了 5%的显著性检验。这表明前述面板季节协整检验得到的初级产品进出口结构之间在短期季节频率上都具有长期均衡关系这一结论被进一步证实,即其检验结论是稳健的,在 频率上初级产品进出口结构之间存在长期双向因果关系。

另一方面,在短期水平上,就进口结构对出口结构的影响而言,全部产品的进口结构是其出口结构的短期 Granger原因,即在短期内全部产品进口结构的变化会直接影响其出口结构;进一步,在两分类水平上,初级产品的进口结构并不是其出口结构的短期 Granger原因,而工业制品的进口结构却是其出口结构的短期 Granger原因,即在短期内初级产品进口结构的变化不会影响其出口结构,而工业制品进口结构的变化却会直接影响其出口结构。结合近年来中国进出口结构变迁趋势,深入探究,本文认为产生上述结果的原因可能是:

(1)初级产品的进口并不是其出口的短期 Granger原因,但是工业制品的进口是其出口的短期 Granger原因,结合全部产品分析结论(全部产品进口是其出口的短期 Granger原因),我们发现,初级产品的进口在短期内并没有促进其出口增长的原因在于:初级产品从使用功能上来看主要包括两大类,作为满足国内需求的日常消费品和作为工业生产投入的生产要素。对于消费者而言,中国有着世界最大规模的人口,虽然中国目前食品类和非食品类日常消费品(这些都是初级产品中重要的组成部分,即初级产品中的第 0类“食品及活动物”、第 1类“饮料及烟类”和第 4类“动植物油、脂及蜡”)的自给自足能力已经获得了很大的提高,但是由于改革开放以来、特别是入世以后中国国民消费能力和消费水平都获得了极大的提升,消费者偏好的多样性和多变性都使得中国对此类产品的进口量和进口额水涨船高,但是此部分的进口都是为了本国国民的自给消费,对初级产品的出口促进作用非常微弱。而对于生产者而言,尽管中国地大物博、资源丰富,但是由于中国经济(特别是其外向型经济特征)近年来的迅猛发展和国内产业的技术升级改造,其对工业投入要素(主要是国内短缺的原材料和能源产品)的需求与日俱增,仅仅靠国内自有的要素禀赋已经无法满足其作为“世界加工制造中心”的庞大需求规模。因此,中国每年都要从国际市场进口大量的作为生产投入要素用途的初级产品(主要是初级产品中的第 2类“非食用原料”、第 3类“矿物燃料、润滑油及有关原料”,这些是初级产品中另一重要组成部分)。中国企业进口作为生产投入要素的初级产品,通过加工制造生产出工业制成品再出口到国际市场,因此初级产品的进口会对工业制品的出口产生显著的促进作用。综合上述两方面因素可知,初级产品的进口不会对其出口产生直接的促进作用,但是由于其显著促进了工业制品的出口,因此这是全部产品的进口在短期内直接促进其出口增长的重要原因之一。

(2)工业制品的进口在短期内促进其出口增长的原因在于:其一,相当一部分工业制品是作为中间产品进口到国内,这部分中间产品属于外资企业基于其全球生产价值链网络、以充分利用全球各国要素禀赋资源为目的而从其位于发达国家的分支机构进口到其在中国的生产基地的资金技术密集型零部件和中间产品;其二,还有部分以最终产品形态进口的工业制品是作为中国本土企业囿于自身的技术水平还不能生产的关键性技术密集型生产设备。这两类工业制品的进口对于中国本土企业能够生产出满足国际市场高端层次消费需求、或者外资企业实现其全球生产、全球营销的国际化战略目标都是至关重要的,由此工业制品的进口在短期内也将促进其出口的快速增长。

(3)综合上述两方面分析结论可得,一方面,作为工业制成品生产必不可少的投入要素的初级产品和作为中间产品和零部件或者关键性生产设备的工业制品的进口都极大地提高了中国工业最终制成品的产出,进而直接促进了此类产品出口的快速增长;另一方面,鉴于对初级产品进行深加工会大幅提高此类产品的附加值,相关加工机器设备的进口(属于工业制品进口)也将对初级产品的出口产生直接促进作用。因此总体上,中国全部产品的进口在短期内确实促进了其出口的增长。

在短期水平上,就出口结构对进口结构的影响而言,全部产品出口结构是其进口结构的短期 Granger原因,即在短期内全部产品出口结构的变化会直接影响其进口结构。进一步,在两分类水平上,初级产品的出口结构并不是其进口结构的短期 Granger原因,而工业制品的出口结构却是其进口结构的短期 Granger原因,即在短期内初级产品出口结构的变化不会影响其进口结构,而工业制品出口结构的变化却会直接影响其

进口结构。结合近年来中国进出口结构变迁趋势,深入探究,本文认为产生这种结果的原因可能是:

(1)初级产品的出口并不是其进口的短期 Granger原因,其原因在于中国出口的初级产品主要是本国生产的产品。而如前所述,其进口的初级产品一部分用于满足本国国民的消费需求,另一部分作为生产投入要素用于工业制品生产,因此不同于工业制品,初级产品的出口不会直接带动其进口的增长。同时,近年来,为促进出口结构升级,中国的外贸政策不再鼓励初级产品出口,而且对于某些国内市场紧缺的原材料出口甚至采取加征出口关税的措施加以限制;另一方面,考虑到工业制品出口快速增长的需要,中国对于国内短缺的原材料和能源产品的进口则采取了鼓励政策,这种“限制出口”和“鼓励进口”相结合的政策组合也是初级产品的出口在短期没有直接促进其进口迅速增长的另一重要因素。

(2)工业制品的出口在短期内促进其进口增长的原因在于:如前所述,工业制品出口越多,意味着中国境内企业(包括国内企业和外资企业)为出口外销的生产量越大,相应地,作为其中生产投入的中间制成品、零部件和技术密集型生产设备的进口也将越多,由此导致工业制品的出口在短期内会促进其进口迅速增长。

(3)从总量水平上来看,全部产品的出口是其进口的短期 Granger原因,其原因在于:一方面,工业制品出口可以直接带动工业制品和部分作为生产投入要素的初级产品的进口;另一方面,尽管占比较小,但是初级产品仍然是中国出口贸易结构中不可或缺的一部分,同时近年来与初级产品相关的产业持续性的技术改造,其对国外技术密集型机器设备的需求也是与日俱增。因此从这一视角来看,虽然初级产品出口不能直接带动其进口,但是其出口的增加却会部分引致工业制品进口的增加。综合以上两方面因素,全部产品出口增加也会带动其进口增加。

综上所述,在短期水平上,全部产品的进出口结构变迁之间存在双向因果关系;进一步,在两分类水平上,初级产品的进出口结构变迁之间没有短期因果关系,而工业制品的进出口结构变迁之间则存在双向短期因果关系。同时此处对于不同分类水平上进出口结构变迁之间短期因果关系产生原因的分析也同时适用于上一部分的长期协整关系。

## 五、政策含义

针对当前中国的对外经贸和宏观经济发展现状,本文实证分析结论的政策含义在于:

(1)促进初级产品贸易结构和工业制品贸易结构之间的协同发展,构建二者之间的良性互动演化协同机制。基于本文分析结论,一方面,尽管初级产品进出口结构变迁之间的因果关系较弱(仅在频率上存在长期因果关系),但是作为工业投入要素(能源与原料)的初级产品的进口对工业制品的出口在长短期都存在显著的促进作用;另一方面,作为生产投入的中间制成品和技术密集型生产设备的工业制品的进口也对工业制品的出口在长短期都存在显著的促进作用。因此目前进口贸易结构调整的目标应该是持续加大中国经济发展急需的此三类产品的进口量,进一步提升其在中国进口结构中所占的比重,以促进出口贸易结构的持续优化升级。同时在这一过程中,战略能源和基础资源的进口必须考虑中国进口的“大国效应”。经验表明:作为大国,中国加大此类产品的进口会直接引致这些产品价格的大幅度攀升,因此中国应该建立战略物资储备基地制度,为未来一段时间内中国经济的持续高速增长提供长期能源和资源供给保障。而对于中间制成品和技术密集型生产设备的进口,虽然与生产设备相比,资金技术密集型中间制成品的进口在短期对中国出口贸易结构升级的效果非常显著,但是从长期来看,考虑到未来中国贸易方式转型的需要,切实加大技术密集型生产设备的进口才是促进中国出口贸易从仅仅获得较低附加值的加工贸易方式向获取较高附加值的一般贸易方式转变的关键所在,因此相关部门应该综合运用各种措施切实加大先进技术和关键设备的引进力度。

(2)考虑到中国全部产品、初级产品和工业制品的进出口贸易结构之间复杂的因果关系链,未来一旦国际市场中的外部需求萎缩,使得中国工业制品出口减少,则作为中间产品和机器设备的工业制品以及作为基础资源和能源的初级产品的进口必然减少,而二者进口的减少又会反过来进一步减少工业制品的出口,如此则中国总体出口贸易和进口贸易之间会形成相互影响的负反馈机制。同时不同分类水平上进出口贸易结构数据生成过程在零和两个频率上的长记忆性特征又进一步强化了这一负反馈过程,因此针对由美国次贷危机引致的全球经济萧条很可能会使中国2009年的进出口贸易(尤其是出口贸易)萎缩逐期传递,形成恶性循环,最终使得净出口对国民经济增长的贡献为负。从这一角度而言,中国必须实施包括适当提高相关产品出口退税、降低相关产品进出口关税、推进人民币汇率改革进程、以及加强对外贸企业的信贷支持等措施在内的政策组合,切实保持2009年中国出口贸易的增长力度,全力应对外部需求萎缩。

(3)大力推进中国进出口贸易结构的异质性升级战略。改革开放以后,通过在不同发展阶段对不同产品的进出口实行差别性管理措施,中国实现了在外贸结构中具有核心国际市场贸易竞争力产品技术含量和



附加值的动态渐进提升,外贸结构得到了持续性优化升级。当前为进一步促进中国外贸结构升级进程,就必须立足进出口结构现实情况,以贸易结构升级促进国民经济的平稳有序均衡增长为根本目标,并综合考虑国内外经济周期发展现状,综合运用各种外贸管理措施持续提升高技术、高附加值工业制品的国际竞争力水平,加速此类产品贸易竞争力的动态演化进程。与此同时,考虑到中国劳动力丰裕(尤其是相比于其他发展中国家熟练劳动丰裕)这一要素禀赋特点,适当促进具有劳动技术密集型特征产品的国际市场贸易竞争力,一方面可以缓解日益严峻的就业压力,另一方面也可以发挥本国要素禀赋优势。通过上述措施最终实现中国进出口结构的异质性升级。

#### 参考文献:

1. 陈柳钦、孙建平:《中国进出口贸易之间的总量与结构关系》,载《财经科学》,2004(1)。
2. 刘富华、李国平:《我国进出口贸易关系的时间检验》,载《国际贸易问题》,2006(1)。
3. 任永菊:《我国进口与出口间的关系检验》,载《当代经济科学》,2003(4)。
4. 苏振东、逯宇铎:《人民币实际汇率与中国进出口贸易结构变迁》,大连理工大学经济系工作论文,2008。
5. 王群勇:《中国进出口贸易的均衡关系研究》,载《当代财经》,2004(11)。
6. 闫荣国、王文博:《我国外贸出口与实际产出关系的季节单整与协整分析》,载《当代经济科学》,2006(7)。
7. Augustine, C. A., 2002 "Imports and Exports in 50 Countries: Tests of Cointegration and Structural Breaks" *International Review of Economics and Finance*, Vol 11, No 1, pp. 101 - 115.
8. Bahmani - Oskooee, M., 1994. "Are Imports and Exports of Australia Cointegrated?" *Journal of Economic Integration*, Vol 9, No 4, pp. 525 - 533.
9. Bahmani - Oskooee, M. and Hyun - Jae, R., 1997. "Are Imports and Exports of Korea Cointegrated?" *International Economic Journal*, Vol 11, No 1, pp. 525 - 533.
10. Christopoulos, D. K and Tsionas, E. G., 2004 "Financial Development and Economic Growth: Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests" *Journal of Development Economics*, Vol 73, No 1, pp. 55 - 74.
11. Dick, V. D.; Birgit, S. and Timo, T., 2003. "The Effects on Institutional and Technological Change and Business Cycle Fluctuations on Seasonal Pattern in Quarterly Industrial Production Series" *Econometrics Journal*, Vol 6, No 1, pp. 79 - 88.
12. Ericsson, N.; Hendry, D. F. and Tran, H., 1994. "Cointegration, Seasonality, Encompassing and the Demand for Money in the United Kingdom," in C. P. Hargreaves, ed., *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration*. New York: Oxford University Press, pp. 85 - 101.
13. Engle, R. F. and Granger, C. W. J., 1987. "Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing" *Econometrica*, Vol 55, No 2, pp. 251 - 276.
14. Engle, R. F., and Yoo, S. B., 1987. "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems" *Journal of Econometrics*, Vol 35, No 1, pp. 143 - 159.
15. Fountas, S. and Wu, J., 1999. "Are The U. S Current Account Deficits Really Sustainable?" *International Economic Journal*, Vol 13, No 3, pp. 51 - 58.
16. Gould, D. M. and Ruffin, R. J., 1996. "Trade Deficits: Causes and Consequences" *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, pp. 10 - 20, fourth quarter.
17. Ghysels, E.; Lee, H. S. and Siklos, P. L., 1993. "On the Misspecification of Seasonality and its Consequences: An Empirical Investigation with US Data" *Empirical Economics*, Vol 18, No 4, pp. 747 - 760.
18. Gregory, A. and Hansen, B., 1996. "Residual - based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts" *Journal of Econometrics*, Vol 70, No 1, pp. 99 - 126.
19. Im, K. S.; Pesaran, M. H. and Shin, Y., 2003. "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels" *Journal of Econometrics*, Vol 115, No 1, pp. 53 - 74.
20. Lee, H. S. and Siklos, P. L., 1997. "The Role of Seasonality in Economic Time Series: Reinterpreting Money - Output Causality in U. S Data" *International Journal of Forecasting*, Vol 13, No 3, pp. 381 - 391.
21. Husted, S., 1992. "The Emerging U. S Current Account Deficit in the 1980s: A Cointegration Analysis" *Review of Economics and Statistics*, Vol 74, No 1, pp. 159 - 166.
22. Hylleberg, S.; Engle, R. F.; Granger, C. W. J. and Yoo, B. S., 1990. "Seasonal Integration and Cointegration" *Journal of Econometrics*, Vol 44, No 1, pp. 215 - 238.
23. Johansen, S., 1995. *Likelihood - based Inference in Cointegrating Vector Autoregressive Models*. New York: Oxford University Press.
24. Otero, J.; Smith, J. and Giuliatti, M., 2005. "Testing for Seasonal Unit Roots in Heterogeneous Panels" *Economics Letters*, Vol 86, No 1, pp. 229 - 235.
25. Otero, J.; Smith, J. and Giuliatti, M., 2007. "Testing for Seasonal Unit Roots in Heterogeneous Panels in the Presence of Cross Section Dependence" *Economics Letters*, Vol 97, No 1, pp. 179 - 184.
26. Paulo, M. and Rodrigues, M., 2002. "The Behavior of Seasonal Unit Root Tests under Neglected Local Drifts" *Portuguese Economic Journal*, Vol 1, No 1, pp. 27 - 46.
27. Stock, J. H. and Watson, M. W., 1988. "Testing for Common Trend" *Journal of the American Statistical Association*, Vol 83, No 4, pp. 1097 - 1107.
28. Wallis, K., 1974. "Seasonal Adjustment and Relations between Variables" *Journal of the American Statistical Association*, Vol 69, No 3, pp. 18 - 31.
29. Zivot, E. and Andrews, D., 1992. "Further Evidence on the Great Crash, the Oil - Price Shock, and the Unit - Root Hypothesis" *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol 10, No 3, pp. 251 - 270.

(责任编辑:彭爽、邢宏洋)