

# 我国进出口商品结构与对外直接投资的相关性研究

## ——基于 VAR 模型的分析框架

俞毅万 炼

**摘要：**本文以我国 1982-2007 年的相关数据为样本，基于 VAR 模型的分析框架实证研究了我国进出口商品结构与对外直接投资的相关性。结果表明：进出口商品结构与对外直接投资存在长期均衡关系，其中初级产品出口、工业制成品出口分别与对外直接投资存在相互替代效应，初级产品进口、工业制成品出口分别与对外直接投资存在相互补充效应；进出口商品结构中各变量与对外直接投资均不存在短期因果关系，但共同构成了影响对外直接投资变化的短期因素。

**关键词：**进出口商品结构；对外直接投资；初级产品；工业制成品；向量自回归模型

进出口商品结构是指一个国家或地区在一定时期内各种类别的进出口商品占整个进出口贸易额的份额。改革开放以来，我国的对外贸易取得了令人瞩目的成就。同时，为了增强国际竞争力，我国政府自 20 世纪 90 年代初开始鼓励企业通过对外直接投资的方式走出国门，积极实行“走出去”战略。虽然无论是从绝对总量还是相对比例来看，我国的对外直接投资 OFDI (Outward FDI) 都远远落后于外国直接投资 (Inward FDI)，但是随着世界经济全球化和区域经济一体化的不断深入，对外直接投资已经成为成熟经济体和国家综合国力的标志之一，在国际贸易分工中起着十分重要的作用。

### 一、文献回顾

目前国内关于 FDI 贸易效应的研究主要侧重于在华的外国直接投资对我国进出口的影响，近年来随着我国“走出去”战略的实施，关于对外直接投资与我国对外贸易关系的实证研究也逐渐丰富起来。蔡锐等 (2004) 以小岛清边际产业理论的新阐述为基点，通过岭回归的实证研究，证明了我国的国际直接投资与贸易是互补关系；项本武 (2005) 从实证的角度，采用规范研究与实证研究相结合的方法，在广泛搜集数据的基础上结合发达国家对外直接投资的经验，对我国对外直接投资的决定因素与经济效应进行了研究，结果显示我国对外直接投资是出口创造型和进口替代型的；张如庆 (2005) 综合运用协整理论、误差修正模型和 Granger 检验等多种方法，利用 1982-2002 年度间的相关数据，考察了我国对外直接投资与进出口之间的关系，结果表明进出口分别是对外直接投资变化的原因；陈石清 (2006) 以美国、日本、德国、英国、法国以及我国在 1979-2003 年共 25 年间的对外直接投资与出口贸易的年度数据为样本，在宏观水平上实证分析对外直接投资与出口贸易的关系：中国与西方发达国家之间存在显著的差异，中国的对外直接投资对出口贸易的影响尚不显著；王英等 (2007) 运用回归技术对 1990-2005 年间我国对外直接投资的出口规模和出口结构效应进行实证分析的结果表明：对外直接投资不仅促进了出口的增长，还促进了出口结构的优化，我国的出口是适应型的而非主动推进型的；孙敬水等 (2007) 利用浙江省 1989-2005 年的宏观经济数据，对浙江省对外直接投资与对外贸易关系的实证研究结果表明：浙江省对外直接投资对进出口贸易产生了积极的促进作用，两

[基金项目] 本文为浙江省哲学社会科学课题“企业家形成、金融市场与浙江省产业集群的形成及演化机理研究” (项目编号 08CGJJ003YB) 的阶段研究成果。

俞毅：浙江工商大学经济学院 310018 电子信箱：yuyihz@21cn.com；万炼：浙江工商大学经济学院。

者之间存在着较强的互补关系。

大量的研究已经证明,对外直接投资和贸易之间究竟是互补关系还是替代关系其实是一个实证问题而非理论问题(Helmlinger和Schmitz,1970)。但传统的经济计量方法以经济理论为基础来描述变量关系的模型,有时并不足以对变量之间的动态联系提供一个严密的说明,而且内生变量既可以出现在方程的左端又可以出现在方程的右端使得估计和推断变得更加复杂,为了解决这些问题而出现了一种用非结构性方法来建立各个变量之间关系的模型。笔者尝试采用基于VAR(向量自回归)的非结构多变量计量模型来实证研究对外直接投资与进出口贸易结构的相关性,以期为我国对外直接投资和对外贸易的发展提供借鉴。

## 二、我国进出口商品结构与对外直接投资的相关性实证研究

### 1. VAR 计量模型简介

笔者试图从长期均衡关系与短期动态关系这两个方面研究我国进出口商品结构与OFDI的相关性,而向量自回归(VAR)模型的引入正是同时解决这两方面问题的最为合适的方法。向量自回归(VAR)是基于数据的统计性质建立模型,把系统中每一个内生变量作为系统中所有内生变量的滞后值的函数来构造模型,从而将单变量自回归模型推广到由多元时间序列变量组成的向量自回归模型。自1890年Sims将VAR模型引入到经济学中,它已经成为了分析与预测多个相关经济指标的最易操作的模型之一,常用于预测相互联系的时间序列系统及分析随机扰动对变量系统的动态冲击,从而解释各种经济冲击对经济变量形成的影响。

笔者将要处理的是5个变量间的动态关系,故采用含有5个变量滞后k期的非限制性向量自回归模型(unrestricted VAR)。用下式表示:

$$Y_t = \mu + \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_k Y_{t-k}, u_t \sim \text{IID}(0, \Omega)$$

其中, $Y_t$ 为 $5 \times 1$ 阶内生当期变量列向量, $\mu$ 为 $5 \times 1$ 阶常数项列向量。 $\Pi_1, \dots, \Pi_k$ 均为 $5 \times 5$ 阶参数矩阵, $u_t \sim \text{IID}(0, \Omega)$ 是 $5 \times 1$ 阶随机误差列向量。构造VAR模型的关键是确保其稳定性,这也是确定VAR模型最优滞后期的重要评判标准。稳定VAR模型特征方程的根的倒数均要求小于1。

### 2. 样本数据的选取和处理

笔者利用我国对外直接投资总额、初级产品进口及出口总额、工业制成品进口及出口总额5个变量构成的向量自回归模型(VAR)来研究我国进出口商品结构与对外直接投资(OFDI)之间的相关性。由于我国开展对外直接投资较晚,加之统计数据的缺乏,样本只能设定在1982-2007年之间的年度数据;OFDI表示真实的中国对外直接投资总额,数据来自UNCTAD网站和各期《世界投资报告》中公布的中国FDI流出量;IMC表示初级产品进口总额,IMG表示工业制成品进口总额,EXC表示初级产品出口总额,EXG表示工业制成品出口总额,此4个变量构成了中国进出口商品结构,数据来自商务部网站和各期《中国统计年鉴》。

由于我国OFDI规模相对进出口规模比例较小,为了便于分析,对原时间序列进行对数化处理。取对数后将更容易得到平稳数据,且不会改变原序列的性质和相互关系,还能够消除时间序列中的异方差。从上述各对数变量的数据图形(图1)可以看出:各变量(LNIMG, LNIMC, LNEXC, LNEXC, LNNOFDI)明显表现为不平稳,数据轨迹在很大程度上类似于带有时间趋势的随机游走,对外直接投资明显要弱于进出口商品结构的各变量值。

## 三、我国进出口商品结构与对外直接投资的长期均衡关系

### 1. 数据的平稳性检验

在检验变量间是否具有协整关系之前,首先要检验数据的平稳性。在此,对序列平稳性采取

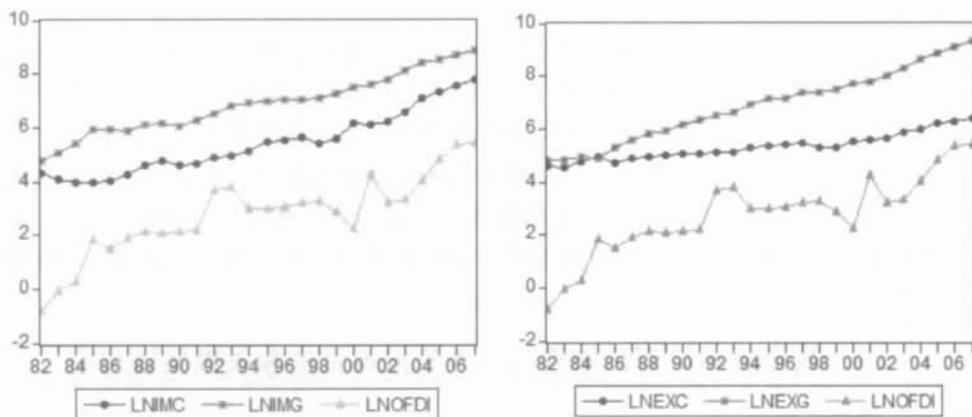


图1 LNIMG LNIMC LNEXC LNEXTG LNOFDI 的趋势图

ADF (Augment Dickey—Fuller) 检验。由表 1 可知, 各变量 (LNIMG, LNIMC, LNEXC, LNEXTG, LNOFDI) 在 10% 的显著性水平上都没有通过平稳性检验, 而其一阶差分变量在 5% 的显著性水平上都拒绝了存在单位根假设, 表明这 5 个变量都是一阶差分平稳的, 为后续的协整检验创造了条件。

2. VAR 模型最优滞后期的确定

多元 VAR 模型的关键是选择系统内解释变量滞后期的长度, 而且协整分析的结果对滞后期长度的选择也很敏感, 不当的滞后期, 很可能导致“虚协整”。如果滞后期太小, 误差项的自相关会很严重, 并导致参数的非一致性估计。但是滞后期又不能过大, k 值过大会导致自由度减小, 直接影响模型参数估计量的有效性。为了选择最为合适的滞后期 k 值, 首先依据 LR 统计量 (似然比检验)、FPE (最终预测误差)、AIC 信息准则、SC 信息准则与 HQ (Hannan-Quinn) 信息准则 5 个常用指标来进行选择。从表 2 的检测结果可以发现除去 LR 似然比检验是选择了 k 为 2 外, 其余所有的准则都选择 k 的最优值为 3, 故笔者选择 VAR (3) 模型。

第二步要确定这个模型是否满足 VAR 模型的稳定性条件。对于 k>1 的 k 阶 VAR 模型可以通过友矩阵变换, 改写成 1 阶分块矩阵的 VAR 模型形式然后利用其特征方程的根判别稳定性。如果被估计的 VAR 模型的特征方程所有的根的倒数都小于 1, 即位于单位圆内, 则是稳定的。如果模型不稳定, 某些结果将不是有效的 (比如脉冲响应函数的标准误差)。从图 2 可以看出 VAR (3) 模型是完全稳定的, 所以 k=3 最终被确认为 VAR 模型的最优滞后期。

表 1 LNIMG LNIMC LNEXC LNEXTG LNOFDI 及其一阶差分的 ADF 平稳性检验

变量	(c, t, 1)	AIC	ADF 统计值	5%临界值	平稳性
LNIMG	(c, t, 3)	-1.7272	-2.0043	-3.6328	I (1)
Δ LNIMG	(c, 0, 0)	-1.1148	-3.4615**	-2.9918	I (0)
LNIMC	(c, t, 0)	-0.5414	-2.1941	-3.6032	I (1)
Δ LNIMC	(c, t, 1)	-1.3671	-5.0028*	-3.6220	I (0)
LNEXC	(0, 0, 0)	-1.5725	3.4147	-1.9550	I (1)
Δ LNEXC	(c, 0, 0)	-1.4975	-5.4519*	-2.9918	I (0)
LNEXG	(0, 0, 0)	-1.5938	8.5725	-1.9550	I (1)
Δ LNEXG	(c, 0, 0)	-1.5119	-4.5913*	-2.9918	I (0)
LNOFDI	(c, t, 0)	1.9317	-3.2047	-3.6032	I (1)
Δ LNOFDI	(c, t, 0)	2.2747	-6.0779*	-3.6121	I (0)

注: ①变量栏中 LN 表示原变量的对数, Δ 表示变量的一阶差分; ②检验类型括号中的 c 表示检验平稳性时估计方程中的常数项, 为 0 表示不含常数项; 第二项表示时间趋势项, 为 0 表示不含此趋势项; 第三项 l 表示自回归滞后的长度; 用 AIC 和 SC 准则来评价效果, 选择 AIC 和 SC 最小的检验类型; ③\*\* 和 \* 分别代表在 5% 和 1% 的水平上显著。

表 2 LNIMG LNIMC LNEXC LNEXTG LNOFDI 的 VAR 模型最优滞后期确定检验值

滞后期	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	1.33e-06	0.658808	0.905655	0.720889
1	132.0282	5.27e-09	-4.933645	-3.452565	-4.561157
2	42.18364*	1.98e-09	-6.275035	-3.559723	-5.592141
3	26.49762	1.32e-09*	-7.886496*	-3.936951*	-6.893196*

注: \* 依据相关准则选择最优滞后期。

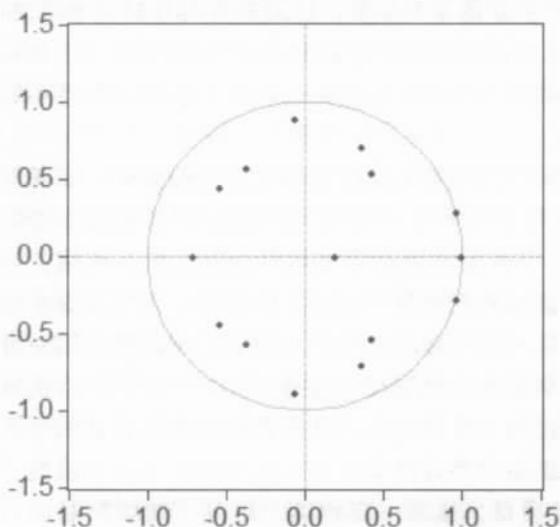


图2 VAR模型的特征根的倒数分布图

表3 Johansen的极大似然值协整检验结果

原假设	特征根	迹统计量 (P值)	最大特征值统计量 (P值)
0个协整向量	0.9387	137.7565 (0.0000) *	64.2056 (0.0000) *
至多1个协整向量	0.7921	73.5509 (0.0000) *	36.1237 (0.0032) *
至多2个协整向量	0.7067	37.4272 (0.0055) *	28.2111 (0.0043) *
至多3个协整向量	0.3220	9.2160 (0.3458)	15.4947 (0.2915)
至多4个协整向量	0.0120	0.2795 (0.5970)	3.8415 (0.5970)

注：加\*表明在5%的显著水平下拒绝原假设。

引起对外直接投资分别降低约14.81%和14.63%，对OFDI有很大的抑制作用；初级产品进口IMC和工业制成品出口EXG每增长1个百分点，引起对外直接投资OFDI分别增长约9.57%和9.18%，对OFDI有显著的促进作用；再从LNOFDI作为解释变量所在的列分析，其各项系数反应了我国对外直接投资对初级产品进口与出口、工业制成品进口与出口的长期影响：对外直接投资OFDI每增加1个百分点，引起工业制成品进口IMG和初级产品出口EXC都降低了约0.07%，引起初级产品进口IMC和工业制成品出口EXG都增加了约0.1%，无论是抑制作用还是促进作用都比较微弱，这显然和目前我国对外直接投资规模还较小有密切的关系。

通过分析我国对外直接投资的现状与特征，能够较好地解释进出口商品结构与对外直接投资间的长期均衡关系。

(1) 从我国对外直接投资的发展规模来看，1982-2007年的20多年间对外直接投资额增长了

表4 标准化的协整方程系数表

被解释变量	解释变量					
	LNIMG	LNIMC	LNEXC	LNEXG	LNOFDI	C
LNIMG	0	0.6460[-3.5459]	-0.9879[3.1204]	0.6201[-5.5334]	-0.0675[1.7197]	4.6258
LNIMC	1.5481[-8.3686]	0	1.5294[-4.4918]	-0.9600[7.1623]	0.1045[-2.7839]	-7.1612
LNEXC	-1.0122[9.0117]	0.6538[-5.4968]	0	0.6277[-5.3854]	-0.0683[2.0349]	4.6823
LNEXG	1.6126[-9.3073]	-1.0416[5.1047]	1.5931[-3.1365]	0	0.1088[-2.3819]	-7.4595
LNOFDI	-14.8113[8.3551]	9.5675[-5.7312]	-14.6326[3.4233]	9.1849[-6.8893]	0	68.5150

注：方括号中是相应系数的t统计值。

### 3. 协整分析

协整检验的模型实际上是对非限制性VAR模型进行协整约束后得到的VAR模型，该模型的滞后期应是非限制性VAR模型一阶差分变量的滞后期。因上文中VAR模型选择的最优滞后期是3，故协整检验的VAR模型滞后期确定为2，同时进一步通过联合检验确定选择仅有截距且序列有确定性线性趋势的Johansen协整检验，结果见表3。迹统计量和最大特征值统计量都表明在95%的置信水平下，我国对外直接投资、初级产品进口与出口、工业制成品进口与出口5个变量之间存在三个协整关系。笔者研究对外直接投资与进出口商品结构各变量的长期均衡关系，故选择第一个协整关系并且通过对同一协整方程的不同变形，可以得到5个变量间标准化的协整方程系数（见表4）。

表4中方括号中的t统计值均十分显著，反映了长期均衡方程变量系数的有效性。分析LNOFDI作为被解释变量所在的行，其各项系数反应了初级产品进口与出口、工业制成品进口与出口对我国对外直接投资的长期影响：工业制成品进口IMG和初级产品出口EXC每增长1个百分点，

500多倍,我国企业对外投资已经正式步入快速发展阶段。最近6年来,对外投资累计净额达到了597亿多美元,年均增速高达60%。目前,境外中资企业达1.2万家,已遍布全球172个国家和地区。但是必须清醒地认识到,我国对外直接投资的总体规模相对于进出口商品总额而言,还显得比较弱小。这也是现在及以后很长时间内,进出口贸易与OFDI间的相互影响力表现出极其不对称的重要原因。

(2)从我国对外直接投资的产业分布来看,我国对外直接投资高度集中于传统服务业、资源开发业和初级制造加工业等附加值低、技术含量低的劳动密集型产业。2007年末我国对外直接投资的存量中,商务服务业、批发零售业、金融业、采矿业、交通运输/仓储和邮政业合计占到了八成。这说明了资源寻求型和市场寻求型对外直接投资在我国总体对外直接投资中的主体地位,而技术寻求型对外直接投资所占比重较少,主要集中在一些拥有先进技术和理念的发达国家。现阶段我国对外直接投资对技术含量的需求并不高,那么工业制成品特别是高端机器设备的进口并不一定利于目前我国对外直接投资战略的实施,而且增加了国内相关产能过剩、竞争过度却试图转移到海外市场的生产型企业的负担。资源性初级产品的出口,降低了市场寻求型对外直接投资企业生产和出口的积极性,也不利于资源寻求型对外直接投资企业的海外资源开发项目。这在一定程度上解释了初级产品出口贸易、工业制成品进口贸易与对外直接投资的相互替代和双向负相关关系。

(3)从我国对外直接投资的区位选择来看,我国对外直接投资仍主要集中于亚洲和拉丁美洲地区,占到2007年末总存量的将近90%。这些地区多为发展中国家,石油、矿产和森林资源等初级产品丰富,但是普遍困于资金缺乏和技术劣势,这为资源寻求型和市场寻求型对外直接投资企业提供了绝佳的发展土壤,具备广阔的发展空间。高速发展的我国经济日益受到资源短缺的瓶颈制约,利用技术上的相对比较优势开发相对落后国家的自然资源,产生原料与资源的反向进口效应,已经成为近年来我国对外投资的战略重点。这样不仅能够缓解我国大量进口国外石油、矿产和农产品等所带来的价格持续上涨效应,还能满足国内加工制造企业对这些相对成本较低的初级产品的进口需求,从而带动机电设备、化工产品等工业制成品的出口效应。我国的工业制成品相对这些国家已经具备一定的比较竞争优势和国际竞争力,能产生很好的先期市场开拓效应,为后续的市场寻求型对外直接投资企业的进入开辟路径。依靠在技术、管理上的相对优势,携带投资进入东道国的企业凭借着先期出口产品的良好品质和信誉迅速建立生产网络,继续扩大产品知名度和市场需求,从而产生母国国内相关制品的出口-投资-再出口循环效应。以上分析从正面显示了初级产品进口贸易、工业制成品出口贸易与对外直接投资的互补作用和双向正相关关系。

#### 四、我国进出口商品结构与对外直接投资的短期动态关系

##### 1. 确立 VECM 向量误差修正模型

协整关系只能说明各个变量之间的长期关系与趋势,要分析变量间的短期动态关系,可以通过引入误差修正模型来将变量的短期波动和长期均衡有机地结合起来,实现短期内变量间由非均衡向均衡调整的过程。只要变量间存在协整关系,就可以由自回归分布滞后模型导出误差修正模型。而VAR模型中的每一个方程都是一个自回归分布滞后模型,因此可以认为VEC模型是含有协整约束的VAR模型,那么VEC模型的稳定性判断方法亦同于非限制性的VAR模型,经过检验发现VEC模型的所有特征根的倒数均落在单位圆上或圆内,表明了VECM的稳定性。同时VECM的滞后期应是非限制性VAR模型一阶差分变量的滞后期,即对应的VECM滞后期也是2,截距项和趋势项的设置应与Johansen协整检验的相关假设一致,仍然采用协整方程仅有截距且序列含有确定性线性趋势的形式得到表5的结果:从最后一列 $\Delta \text{LN OFDI}$ 作为被解释变量的VECM方程来看,误差修正项系数 $EC(-1)$ 小于0,符合反向修正机制,表明滞后1期的非均衡误差以2.57%的速度从非均衡状态向均衡状

态调整。短期内,除了初级产品出口滞后一期对对外直接投资的促进作用比较显著外( $t$ 统计量为1.55),其他变量均不显著,说明初级产品进口、工业制成品进出口对对外直接投资的时滞效应不明显,而短期的初级产品出口却能在一定程度上先期打开国外市场并促进对外直接投资的增加;再分析VECM另外4个方程发现,对外直接投资对工业制成品出口和初级产品进出口具有比较显著的负面时滞效应,对工业制成品进口具有比较显著的正面时滞效应,但由于 $t$ 统计值都只有1.5左右,时滞效应不是非常显著。

## 2. 基于VEC模型的格兰杰短期因果关系

VAR模型的另一个重要应用是分析经济时间序列变量之间的因果关系。传统的基于VAR模型的Granger因果检验仅适用于非协整序列间的因果检验,若要检验协整序列间的因果关系,则需采用最近新发展起来的基于VEC模型的检验。如果非平稳变量间存在协整关系,则应考虑使用VEC模型进行因果检验,即不能省去模型中的误差修正项,否则得出的结论可能会出现偏差(Feldstein和Stock, 1994)。基于VEC模型的Grange因果检验采用Wald检验法,对于VEC模型中的每一个方程,将输出每一个其他内生变量的滞后项(不包括其本身的滞后项)联合显著的 $\chi^2$ (Wald)统计量。对右边行所在的5个变量各自的Wald- $\chi^2$ 检验结果可以表明该变量的变化是否在短期影响着左侧列所在各变量的变化,而Wald- $\chi^2$ 联合检验可以证明右边变量是否共同构成了左侧变量的短期Granger原因。具体检验结果见表6,从短期来看,对外直接投资与

表5 向量误差修正模型方程系数表

被解释变量 解释变量	?LNIMG	?LNEXC	?LNEXG	?LNIMC	?LNOFDI
误差修正 EC (-1)	-0.4647	-0.2634	0.6486	0.5937	-2.5724
	[-2.9194]	[-1.3888]	[4.1754]	[1.7226]	[-2.0657]
$\Delta$ LNIMG (-1)	1.0241	0.6528	0.453665	1.3087	0.7854
	[3.1628]	[1.6917]	[1.4356]	[1.8667]	[0.3100]
$\Delta$ LNIMG (-2)	-0.0603	0.2929	-0.3539	-0.5323	1.8849
	[-0.2461]	[1.002]	[-1.4799]	[-1.0032]	[0.9832]
$\Delta$ LNEXC (-1)	0.0835	-0.4537	-0.4754	-1.0219	3.1083
	[0.3261]	[-1.4857]	[-1.9010]	[-1.8419]	[1.5506]
$\Delta$ LNEXC (-2)	-0.4399	-0.4425	-0.4681	-1.0777	1.7316
	[-1.6931]	[-1.4290]	[-1.8462]	[-1.9156]	[0.8519]
$\Delta$ LNEXG (-1)	1.0036	0.5001	0.3724	1.3884	1.7366
	[3.0924]	[1.2930]	[1.1758]	[1.9758]	[0.6839]
$\Delta$ LNEXG (-2)	0.2949	0.4676	-0.2830	0.2009	1.7603
	[0.9549]	[1.2705]	[-0.9392]	[0.3005]	[0.7286]
$\Delta$ LNIMC (-1)	-0.6733	-0.1874	-0.1438	-0.5284	-0.2135
	[-3.5791]	[-0.8360]	[-0.7835]	[-1.2976]	[-0.1451]
$\Delta$ LNIMC (-2)	0.0173	0.1879	0.4782	0.4957	-1.8014
	[0.0833]	[0.7594]	[2.3598]	[1.1025]	[-1.1088]
$\Delta$ LNOFDI (-1)	0.0559	-0.0582	-0.0580	-0.1272	-0.1128
	[1.4498]	[-1.2666]	[-1.5405]	[-1.5222]	[-0.3736]
$\Delta$ LNOFDI (-2)	0.0028	0.01598	-0.0426	-0.1192	0.0961
	[0.0724]	[0.3454]	[-1.1253]	[-1.4181]	[0.3167]
C	-0.13161	-0.1784	0.2097	-0.0225	-0.9290
	[-1.6169]	[-1.8392]	[2.6399]	[-0.1279]	[-1.4591]
R-squared	0.8086	0.5729	0.7215	0.5517	0.5975
Adj. R-squared	0.6173	0.1458	0.4431	0.1034	0.1951

注:  $\Delta$ 表示变量的一阶差分,方括号内数字代表相应VECM方程系数的 $t$ 统计值。

联合显著的 $\chi^2$ (Wald)统计量。对右边行所在的5个变量各自的Wald- $\chi^2$ 检验结果可以表明该变量的变化是否在短期影响着左侧列所在各变量的变化,而Wald- $\chi^2$ 联合检验可以证明右边变量是否共同构成了左侧变量的短期Granger原因。具体检验结果见表6,从短期来看,对外直接投资与

表6 基于VEC模型的Grange短期因果检验

Granger原因 Granger结果	$\Delta$ LNEXC	$\Delta$ LNEXG	$\Delta$ LNIMC	$\Delta$ LNIMG	$\Delta$ LNOFDI	联合检验
$\Delta$ LNEXC		4.6992*** (0.0954)	0.8614 (0.6500)	6.1473** (0.0463)	2.6457 (0.2664)	13.2755 (0.1027)
$\Delta$ LNEXG	4.7511*** (0.0930)		5.7451*** (0.0566)	3.0535 (0.2172)	2.6106 (0.2711)	10.4169 (0.2370)
$\Delta$ LNIMC	4.7797*** (0.0916)	4.7839*** (0.0914)		3.5709 (0.1677)	2.9960 (0.2236)	10.5864 (0.2263)
$\Delta$ LNIMG	4.5423 (0.1032)	13.4690* (0.0012)	16.4279* (0.0003)		2.5179 (0.2839)	32.7331* (0.0001)
$\Delta$ LNOFDI	2.4199 (0.2982)	1.4275 (0.4898)	1.8456 (0.3974)	1.5395 (0.4631)		13.3604*** (0.1000)

注:表中数据为 $\chi^2$ 检验值,括号内数据为对应概率值;\*、\*\*和\*\*\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

进出口商品结构各变量之间不存在相互因果关系 ( $\Delta$ LNOFDI 所在行和列的 P 值均不显著); 联合检验的结果显示, 在 90% 的置信水平下, 对外直接投资的变化在短期内是进出口商品结构各变量共同作用的结果, 这从侧面反映了进出口贸易的复杂性。

### 3. 基于 VAR 模型的脉冲响应函数 (Impulse Response Function)

由于 VECM 的估计系数大部分不显著, 所以并不能很好地解释变量之间的短期影响。那么, 可以运用另外一种分析工具——脉冲响应函数来分析变量之间的动态影响。VAR 模型是一种非理论性的模型, 它无需对变量做任何先验性约束, 因此在分析 VAR 模型时, 往往不分析一个变量的变化对另一个变量的影响如何, 而是分析一个误差项发生变化, 或者说模型受到某种冲击时对系统的动态影响, 这种分析方法称为脉冲响应函数方法 (impulse response function, IRF)。它可以反映来自随机扰动项的一个标准差冲击对内生变量当前值和未来值的影响, 刻画内生变量对随机扰动的动态反应, 显示任意变量的随机扰动 (新息 Innovation) 如何通过模型影响其他变量, 并反馈到自身的动态过程。图 3-图 7 直观形象地给出了贸易商品结构各变量与 OFDI 在对数水平下受到各自冲击的脉冲响应。纵轴表示变量增长率的变化; 横轴表示冲击作用滞后期间数 (单位: 年), 样本数据介于 1982-2007 年间, 故滞后期设 30 年。

(1) 图 3 显示了 LNOFDI 分别受到 LNEXTC 和 LNEXTG 一个标准差单位的正冲击后的脉冲响应函数。LNOFDI 起始无响应, 然后迅速攀升在第 2 期达到峰值后快速回落。对于 LNEXTG 的冲击, LNOFDI 自第 5 期后波动逐渐减缓, 始终稳定于正响应状态, 而对于 LNEXTC 冲击的响应则波动较大, 回落之后长时期处于负面响应状态; 图 4 显示了 LNOFDI 分别受到 LNIMC 和 LNIMG 一个标准差单位的正冲击后的脉冲响应函数。LNOFDI 受到 LNIMC 和 LNIMG 冲击的第一期响应正好相反。对 LNIMC 冲击的响应起始于负面影响, 经过一段时间的波动以后逐渐回归于正面影响, 而对 LNIMG 冲击的响应, 前期的正面影响持续时间较长, 然后逐渐趋于负面影响。短期工业制成品进出口对对外直接投资的影响与上文中分析的长期均衡状态下的表现相反, 这可能与 20 世纪 90 年代中期之前工业制成品出口少于进口, 之后赶超进口并逐渐拉开差距有关。

(2) 图 5 和图 6 分别刻画了 LNEXTC 和 LNEXTG、LNIMC 和 LNIMG 受到一个标准差单位的 LNOFDI 正冲击后的脉冲响应函数。值得注意的是, LNIMG 前 3 期的响应波动不同于其他变量, 为正向拉升后回落, 而其他变量的响应却是负向滑落回升, 这与上文中对外直接投资对进出口商品结构各变量的短期时滞效应基本相同。比较对外直接投资与进出口贸易结构各变量受到相互冲击后的响应, 前

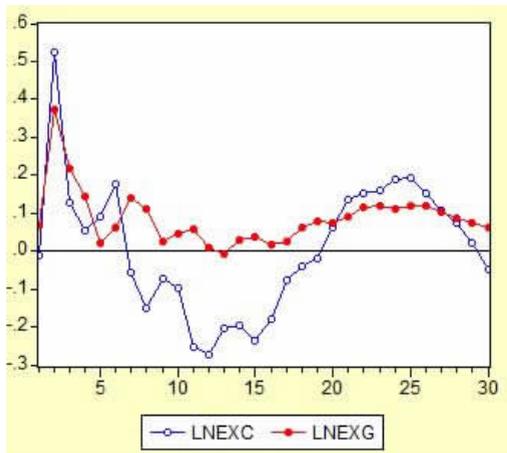


图 3 LNOFDI 对 LNEXTC 和 LNEXTG 冲击的脉冲响应

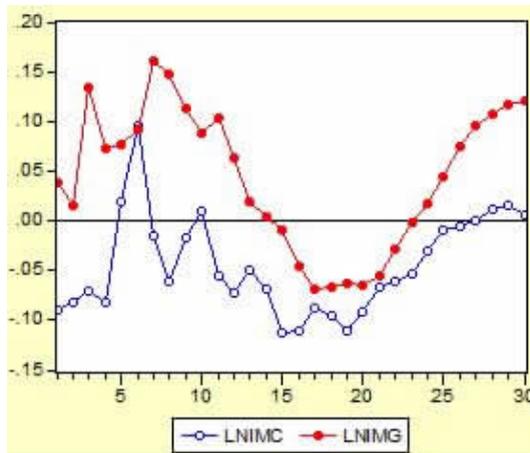


图 4 LNOFDI 对 LNIMC 和 LNIMG 冲击的脉冲响应

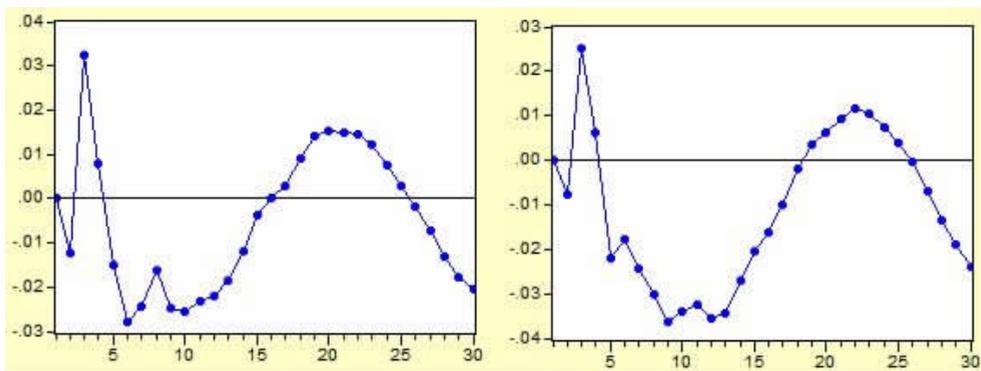


图5 LNEXTC 和 LNEXTG 分别对 LNOFDI 冲击的脉冲响应

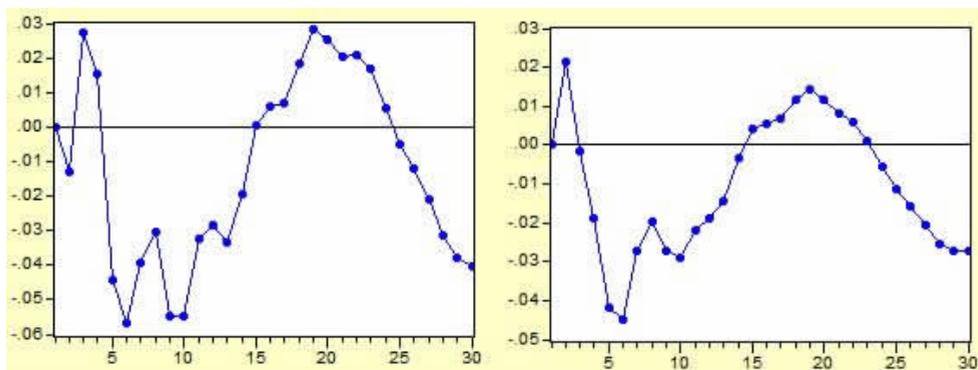


图6 LNIMC 和 LNIMG 分别对 LNOFDI 冲击的脉冲响应

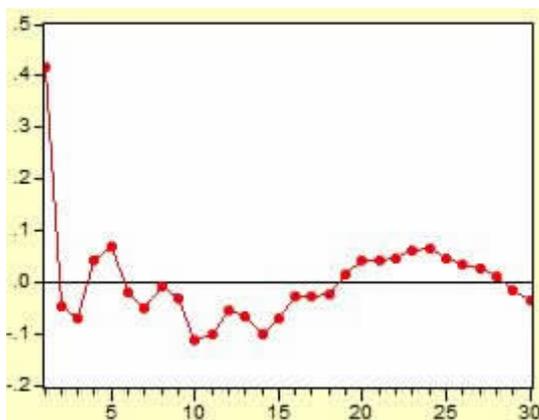


图7 LNOFDI 对自身冲击的脉冲响应

者的响应（最大振幅 0.5）显然要比后者的响应（最大振幅 0.04）大很多。

(3) 图7是LNOFDI受到自身一个标准差单位的正冲击后的脉冲响应函数。第一期的正面响应比较显著，然后迅速回落围绕零值小幅波动。这是因为无论是对海外市场的资源寻求还是市场寻求，先期的资本投入需求一般会比较大会比较大，一旦分支机构建立并且逐渐发展壮大起来，就能够依靠自身的生产和管理能力创造资本，那么对后续的对外直接投资需求会逐渐降低。

## 五、结论及建议

### 1. 结论

(1) 从长期来看，我国进出口商品结构与对外直接投资存在长期均衡关系

其一，进出口贸易与对外直接投资间的相互影响力极不对称，前者对后者的影响很大，这主要是由于目前我国对外直接投资规模过小造成的；其二，初级产品出口贸易、工业制成品出口贸易分别与对外直接投资双向负相关，存在相互替代效应；其三，初级产品进口贸易、工业制成品出口贸易分别与对外直接投资双向正相关，存在相互补充效应。

(2) 从短期来看，我国进出口商品结构与对外直接投资不存在短期因果关系

其一，我国进出口商品结构与对外直接投资各变量滞后1期的非均衡误差以2.57%的速度从非均

衡状态向均衡状态调整;其二,我国进出口商品结构各变量与对外直接投资不存在短期因果关系,但共同构成了对外直接投资变化的短期原因,这从侧面反映了商品进出口的复杂性;其三,短期内初级产品出口对对外直接投资有促进作用,对外直接投资对工业制成品进口存在正面时滞效应,对进出口商品结构存在负面时滞效应。

## 2.建议

### (1) 继续把资源寻求作为我国目前对外直接投资的战略重点

我国现在还处于对外直接投资的起步阶段,资源寻求与开发仍是我国当前对外直接投资的战略重点。在矿产资源等初级产品丰富但又缺乏资金技术的国家和地区建立稳定的资源供给基地,将被动进口资源这种受制于人的方式转化为主动生产资源的灵活控制方式,以公司内部价格转移降低资源供给成本,不仅可以缓解国内资源短缺的发展瓶颈,还能够有效规避大量进口资源类产品带来的价格大幅波动的风险,维护国民经济的长期稳定安全。

### (2) 发挥我国产业的相对比较优势,积极开拓海外市场

市场寻求型对外直接投资的重点应该放在国内竞争过度、生产过剩,但相比国外一些国家具有相对比较优势的生产制造类产业。通过出口具备一定成熟生产能力和技术标准的工业制成品,努力开辟海外市场,引导后续的对外直接投资将国内已经失去竞争力的“边际产业”和高能耗、低收益产业转移到国外,实现国内产业结构的优化升级。

### (3) 合理优化进出口商品结构,促进对外直接投资的发展

优先保障国内紧缺商品、大宗商品和核心技术的进口,加强对高端设备与先进技术的消化、吸收、再创新工作,做到物尽其用物有所值,严厉查处进口资源与技术的闲置与浪费。提高外贸出口产品的质量,鼓励自有品牌、自有知识产权和高附加值产品的出口。通过合理优化进出口商品结构,加快我国企业“走出去”战略的实施。

## [参考文献]

- 陈石清, (2006) “对外直接投资与出口贸易:实证比较研究,” 《财经理论与实践》第1期。  
高铁梅, (2006) 《计量经济分析方法及建模: EViews 应用及实例》, 清华大学出版社。  
耿楠, (2006) “中国进出口贸易的实证研究——基于协整分析与误差修正模型,” 《国际商务——对外经济贸易大学学报》第4期。  
孙敬水, (2005) 《计量经济学教程》, 北京交通大学出版社。  
项本武, (2005) 《中国对外直接投资决定因素与经济效应的实证研究》, 社会科学文献出版社。

(责任编辑 王 瀛)

## The Relations between China's Structure of Import and Export Goods and Outward FDI: Based on the Framework of VAR Model

YU Yi WAN Liang

**Abstract:** Based on the statistical data from 1982 to 2007, this Paper studies the correlation between China's structure of import and export goods and outward direct investment in the framework of VAR model. The results indicate that there exists a long-term and balanced relationship between them, mutual substitution effects between primary goods export, manufactured goods import and outward FDI, and mutual supplementary effects between primary goods import, manufactured goods export and outward FDI. Each variable in the structure of import and export goods has no short-term causal relationship with outward FDI, but all of the variables constitutes short-term reasons of outward FDI change.

**Keywords:** structure of import and export goods; Outward direct investment; Primary goods; Manufactured goods; VAR model