

文章编号:1007-6735(2014)01-0091-06

中国西部国际贸易与 IFDI 关系的 脉冲响应函数分析

田文举¹, 贾天明²

(1. 上海理工大学 中德学院, 上海 200093; 2. 上海理工大学 管理学院, 上海 200093)

摘要: 运用基于 VAR 模型的脉冲响应函数, 对我国西部地区 1992—2011 年外国直接投资流入 (IFDI) 和进出口贸易之间的长期动态关系进行了动态研究. 脉冲响应函数分析结果表明, IFDI 对中国西部地区的出口贸易呈负效应, 而对中国西部地区进口贸易呈正向效应, 且对西部地区进口贸易的长期正向效应呈逐期递减趋势. 在以上分析基础上, 提出相应政策建议.

关键词: 外国直接投资流入 (IFDI); 进出口贸易; VAR 模型; 脉冲响应
中图分类号: F 830 **文献标志码:** A

Impulse Response Function Analysis on Relationship Between IFDI and International Trade in Western China

TIAN Wen-ju¹, JIA Tian-ming²

(1. Shanghai - Hamburger College, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai 200093, China;
2. Business School, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai 200093, China)

Abstract: Using the impulse response function based on VAR model, the long-term dynamic relationship between the inflowing foreign direct investment (IFDI) and the international trade during the period of 1992—2011 in western China was analyzed. From the results, it comes to the conclusion that IFDI has negative impact on the export trade in western China. Meanwhile it affects the import trade positively in western China with declining trend along with the time. On the basis of the above mentioned analysis, some policy suggestions were put forward.

Key words: *inflowing foreign direct investment (IFDI); international trade; VAR model; impulse response function*

2002 年中国首次超过美国成为世界上吸引外资最多的国家. 在外资中, 外商直接投资 (FDI) 不断扩大, 推动了中国各地区区域经济增长和区域经

济的国际化. 联合国贸易和发展会议 (贸发会议) 于 2012 年发布的《全球投资趋势预测》指出^[1], 中国继 2003 年之后再次超过美国成为全球最大外国直接

收稿日期: 2013-08-15

基金项目: 上海理工大学人文社科基金资助项目 (1F10362001)

第一作者: 田文举 (1973-), 女, 博士研究生. 研究方向: 国际贸易. E-mail: twj_77@sina.cn

投资流入(inflowing foreign direct investment, IFDI)的目的地.与此同时,中国国际贸易也有迅速发展,两者之间具有明显的同步性和相关性,这引起学者们对两者关系的探索.本文以“长期”作为时间跨度对中国西部地区国际贸易和 IFDI 两者之间的关系进行重新检验,分析中国西部国际贸易和 IFDI 在长期内存在怎样的相互关系.

1 文献综述

关于 IFDI 与国际贸易关系的研究主要存在 3 种观点:第一种观点认为 IFDI 与国际投资之间具有替代性;第二种观点认为两者之间存在互补性;第三种观点认为两者之间相互融合. Mundell^[2]最早提出贸易与投资存在相互替代的理论,运用简单的两个国家、两种产品和两种生产要素的标准国际贸易模型,假设存在国际贸易壁垒,厂商始终沿着特定的轨迹(即所谓的 Rybczynski 线)实施对外直接投资,得出的结论是:对外直接投资能够在相对最佳的效率或最低生产要素转换成本的基础上,实现对商品贸易的完全替代;而如果两个国家的要素禀赋和技术水平相接近时,这种替代效应会尤为明显.关于 IFDI 与国际贸易关系之间存在互补性的理论最有影响力的是日本学者小岛清^[3]针对蒙代尔贸易与投资替代模型提出的 IFDI 与国际贸易之间存在互补效应的小岛清模型,模型的前提假设是外国直接投资不单是资本的流动,而是包括资本、技术、经营管理技能等在内的总体性转移.得出的结论表明,IFDI 与国际贸易存在互补性,IFDI 可以在母国与东道国之间创造出新的贸易机会,从而会使两个国家间的贸易规模变大,扩大了国际贸易的规模总量.之后, Pfaffermayr^[4]和 Head 等^[5]从实证的角度采用相应面板数据分别分析了奥地利和日本相关行业 IFDI 与国际贸易的关系,得出 IFDI 与国际贸易存在明显的互补关系.国内方面,邱斌等^[6]对外资企业和全国整体状况分别进行了分析,结果表明外资企业的国际贸易与 IFDI 之间存在长期稳定的相互促进关系.李海波^[7]借鉴新古典贸易理论中的特定要素模型的分析方法,对外国直接投资国际贸易的影响进行实证分析,得出结论:在顺差部门,IFDI 与国际贸易呈互补关系.钟晓君^[8]运用基于 VAR 模型的脉冲响应函数和方差分解法,对我国 FDI 与进出口贸易之间的动态关系进行了动态研究,得出 IFDI 对我国进出口贸易具有长期的促进作用. IFDI 与国际贸易具有

相互融合关系,最早见于 Bhagwati 和 Dinopoulo^[9]在 1987 年的研究,他们从政治经济学的角度分析国际贸易和 FDI 之间的关系,认为不同利益集团之间的博弈会产生对外贸易和投资之间的替代及补充,即补偿投资.上述理论从不同角度分析了 IFDI 与国际贸易的不同关系,具有非常重要的理论价值.在这些理论的基础上,文章拟将 IFDI 与国际贸易置于一个系统中,研究两者之间的长期关系,以协整理论为基础进行建模,选取中国西部地区 1992—2011 年实际利用外国直接投资额、进出口贸易额作为相关数据,予以实证检验.

2 方法与数据

为了研究国际贸易与 IFDI 之间的长期关系,本文以协整理论为基础进行建模,首先必须对时间序列进行平稳性检验,再进行协整检验和格兰杰检验.在此基础上,进行脉冲响应函数分析和动态测算.

a. 单位根检验.单位根检验用来说明数据的平稳性,常用的方法是 ADF 检验法.平稳性检验的方法很多,本文采用最具代表性的 ADF 检验方法检验各变量的平稳性,根据最小信息准则(AIC)确定检验的滞后期.

b. 协整检验.对于服从 $I(1)$ 过程的变量的协整检验,从检验的手段上可分为两种:一种是基于回归残差的 EG^[10]两步法协整检验;另一种是基于回归系数的 Johansen^[11]检验. Johansen 提出了一种在 VAR 系统下用极大似然估计来检验多变量间协整关系的方法,即 Johansen 协整检验.本文采用前一种方法进行分析,对 IFDI 和贸易变量进行回归.

c. 格兰杰(Granger)因果检验.格兰杰因果检验旨在检查两组序列之间是否存在因果关系,即 x 序列是否是 y 序列产生的原因或 y 序列是否是 x 序列产生的原因.为使解释更为准确,通常对 x 序列引入滞后值,通过滞后值的解释程度来分析 x 与 y 之间的格兰杰因果原因.

d. 脉冲响应函数.脉冲响应函数旨在分析模型受到某种冲击时,系统是如何反应的,通过对反应的分析来找出二者之间存在何种关系.本文旨在分析出外国直接投资自身的变化是如何影响进出口贸易的,以及这种影响趋势是如何变化的.

本文选取 1992—2011 年 20 年中国西部地区实际利用外国直接投资额(WIFI)、进口贸易额(WIM),及其出口贸易额(WEX)数据作为实证检验

对象,数据来源于历年的《中国统计年鉴》.令 $WIFDI_t$, WEX_t , WIM_t 分别代表西部外国直接投资流入、西部出口贸易和进口贸易额, t 为时间.由于对时间序列数据进行自然对数变换不会改变数据的特征,却能使数据趋势线性化,并一定程度上消除时间序列中的异方差,因此本文在实证分析时采用各变量的对数值,分别表示为 $\ln WIFDI_t$, $\ln WEX_t$, $\ln WIM_t$,取对数后数据作为时间序列.

本文以我国西部地区 1992—2011 年的数据为分析样本,从国际贸易与 IFDI 的数量角度出发,对外商投资企业的历年进出口额与 IFDI 的关系作出分析.采用的实证分析方法以协整检验为基础,说明变量之间是否存在一种长期均衡关系.之后,关于 IFDI 的单位变化如何通过其内在联系引起对整个系统的扰动,以及各变量对这些扰动的综合反应,需要建立 VAR 模型对 $\ln WIFDI_t$, $\ln WEX_t$, $\ln WIM_t$ 之间的关系作脉冲响应分析并最终确定各变量之间的长期关系.

3 实证分析结果

3.1 ADF 单位根检验

如表1所示, $\ln WIFDI_t$, $\ln WIM_t$, $\ln WEX_t$ 一阶差

表 1 西部 $\ln WIFDI_t$, $\ln WIM_t$, $\ln WEX_t$ 序列 ADF 单位根检验结果

Tab.1 Western $\ln WIFDI_t$, $\ln WIM_t$, $\ln WEX_t$ sequence ADF unit root test results

变量		滞后阶数	ADF 检验值	ADF 临界值			平稳性决策
				1%	5%	10%	
$\ln WIFDI_t$	原序列	2	1.374	-2.661	-1.955	-1.609	否
	一阶差分	1	-3.901*	-2.661	-1.955	-1.609	是
$\ln WIM_t$	原序列	0	3.873	-2.653	-1.954	-1.610	否
	一阶差分	0	-2.553**	-2.657	-1.954	-1.609	是
$\ln WEX_t$	原序列	0	3.872	-2.653	-1.954	-1.610	否
	一阶差分	0	-5.920*	-4.356	-3.595	-3.233	是

注:***, **, * 分别表示在 10%, 5%, 1% 水平上显著

表 2 残差序列 ADF 单位根检验结果

Tab.2 Residuals sequence ADF unit root test results

回归残差	滞后阶数	ADF 检验值	ADF 临界值			平稳性决策
			1%	5%	10%	
ϵ_1	1	-1.813***	-2.661	-1.955	-1.609	是
ϵ_2	3	-2.190*	-2.669	-1.956	-1.608	是
ϵ_3	1	-4.182*	-2.661	-1.955	-1.609	是
ϵ_4	1	-2.867*	-2.661	-1.955	-1.609	是

注:***, **, * 分别表示在 10%, 5%, 1% 水平上显著

3.3 格兰杰检验结果

以中国西部地区 1992—2011 年期间的进口额、出口额的数据样本与 IFDI 作格兰杰检验,检验结果如表 3 所示(见下页).

分序列的 ADF 检验值均小于 1% 检验水平的临界值,所以 $\ln WIFDI_t$, $\ln WIM_t$, $\ln WEX_t$ 一阶差分序列都是平稳序列,并且取得一阶单整,为时间序列进行协整检验提供了必要条件.

3.2 协整检验结果

$$\ln WIM_t = 2.286 + 0.523\ln WIFDI_{t-1}$$

(12.782*) (12.737*)

$$ad - R^2 = 0.861, \quad F = 162.232^*$$

(17.077*) (8.403*)

$$\ln WEX_t = 3.232 + 0.365\ln WIFDI_{t-1}$$

(17.077*) (8.403*)

$$ad - R^2 = 0.728, \quad F = 70.608^*$$

(-8.384*) (15.085*)

$$\ln WIFDI_t = -3.357 + 1.415\ln WIM_{t-1}$$

(-8.384*) (15.085*)

$$ad - R^2 = 0.897, \quad F = 227.556^*$$

(-6.053*) (8.914*)

$$\ln WIFDI_t = -5.484 + 1.7625\ln WEX_{t-1}$$

(-6.053*) (8.914*)

$$ad - R^2 = 0.751, \quad F = 79.463^*$$

(-6.053*) (8.914*)

式中,* 表示在 1% 水平上显著.为了考察时间序列之间是否确切存在协整关系,继续对协整回归方程(1)~(4)的回归残差进行平稳性检验,所用方法仍然是 ADF 检验,结果如表 2 所示.

从表 3 来看,以上 4 条假设进口不是引起 WIFDI 的原因和出口不是引起 WIFDI 的原因被拒绝,即进口是引起 WIFDI 的原因,出口是引起 IFDI 的原因.

以中国西部1992—2011年的进口额、出口额的数

表 3 外商投资格兰杰因果关系检验结果
Tab.3 Foreign investment Granger causality test results

假设		滞后期				结论
		1	2	3	4	
进口不是引起 WIFDI 的原因	<i>F</i> 值	17.310	15.343	7.859	8.013	拒绝
	<i>P</i> 值	0.001	0.001	0.009	0.021	
WIFDI 不是引起进口的原因	<i>F</i> 值	0.438	0.918	1.396	1.063	不拒绝
	<i>P</i> 值	0.519	0.428	0.313	0.461	
出口不是引起 WIFDI 的原因	<i>F</i> 值	4.192	5.232	4.380	1.858	拒绝
	<i>P</i> 值	0.060	0.025	0.042	0.256	
WIFDI 不是引起出口的原因	<i>F</i> 值	0.421	1.796	2.392	3.446	不拒绝
	<i>P</i> 值	0.961	0.855	0.892	0.311	

据样本与 WIFDI 作格兰杰检验,检验结果如表 4 所示.

从表 4 来看,以上 4 条假设均未被拒绝,即进口、出口、IFDI 三者之间不具有相互影响的关系,无格兰杰因果关系.

3.4 脉冲响应分析:西部总进口、总出口、IFDI 三者之间的脉冲响应分析

已知进口、出口、IFDI 均是 $I(1)$ 序列,符合协整检验前提,可进行协整检验.首先确定最大滞后阶数,建立三者的 VAR 模型,对序列进行 VAR 模型估计,选择最大滞后阶数为 3,得到滞后阶数判断结果如表 5 所示.

表 5 中, Lag 表示滞后阶数, $\text{Log } L$ 代表待估计变量, LR 表示似然比检验, FPE 表示最终预测误差.由表 5 可知,根据 AIC,SC,HQ 这 3 个准则选出来的滞后阶数为 1 阶,因此 VAR 模型的滞后阶数应定义为 1 阶.根据 Johansen 协整检验和 VEC 模型的滞后阶数选择原则,得到 Johansen 协整检验和 VEC 模型的滞后阶数为 0 阶.

表 4 西部进口额、出口额与东部 IFDI 格兰杰因果关系检验结果
Tab.4 Western imports,exports and eastern IFDI Granger causality test results

假设		滞后期				结论
		1	2	3	4	
进口不是引起 IFDI 的原因	<i>F</i> 值	4.221	4.694	1.609	1.119	不拒绝
	<i>P</i> 值	0.051	0.021	0.222	0.384	
IFDI 不是引起进口的原因	<i>F</i> 值	0.287	1.033	1.930	1.694	不拒绝
	<i>P</i> 值	0.597	0.373	0.161	0.204	
出口不是引起 IFDI 的原因	<i>F</i> 值	3.793	4.100	1.290	1.291	不拒绝
	<i>P</i> 值	0.063	0.031	0.308	0.318	
IFDI 不是引起出口的原因	<i>F</i> 值	0.032	0.566	1.200	1.004	不拒绝
	<i>P</i> 值	0.859	0.576	0.338	0.436	

表 5 滞后阶数判断结果
Tab.5 Lag order to determine the results

<i>Lag</i>	$\text{Log } L$	<i>LR</i>	<i>FPE</i>	AIC	SC	HQ
0	-49.979 33	NA	0.013 910	4.238 346	4.384 611	4.278 914
1	14.576 04	108.453 00*	0.000 165	-0.206 083	0.378 977*	-0.043 812*
2	23.556 80	12.932 29	0.000 171	-0.204 544	0.819 312	0.079 430
3	34.767 30	13.452 60	0.000 158*	-0.381 384*	1.081 267	0.024 293

注: * 标记出依据相应准则选择出来的滞后阶数.

3.5 Johansen 协整检验

考虑 $\ln WIFDI_t$, $\ln WIM_t$, $\ln WEX_t$ 是否存在协整关系,下面进行 Johansen 协整检验,得到协整检验的结果如表 6 所示.表中, None* 代表 0 个协整向量; at most 1* 代表至少有 1 个协整向量; at most 2* 代表至少有 2 个协整向量.

表 6 Johansen 协整检验结果
Tab.6 Johansen cointegration test results

迹检验	特征值	T 统计量	0.05 临界值	概率 P 值**
None*	0.465 362	32.595 10	24.275 96	0.003 6
At most 1*	0.300 399	16.314 81	12.320 90	0.010 2
At most 2*	0.236 810	7.026 438	4.129 906	0.009 5

注:* 表示在 5% 的显著性水平上拒绝假设;** 表示 5% 的置信度。

由表 6 可知,3 个原假设被拒绝,Johansen 协整检验表明在 0.05 显著水平下有 3 个协整关系.考虑到实际意义,选择第一个协整关系进行分析.建立向量误差修正模型,对向量误差修正模型进行脉冲响应分析.脉冲响应分析结果如图 1 所示.

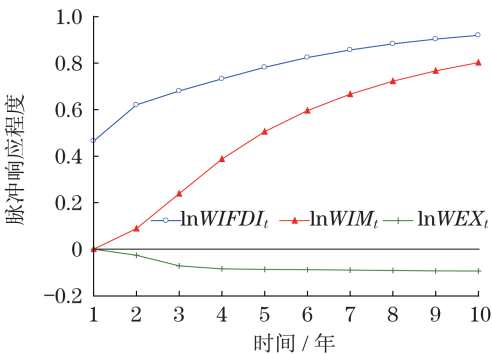


图 1 $\ln WIFDI_t$ 对一个标准差新息的响应
Fig.1 $\ln WIFDI_t$ standard deviation for a new interest rate response

由图 1 可以看出,外国直接投资对其自身的一个标准差扰动具有明显的正效应,并且从第一期开始呈现出明显的逐期上升趋势,正效应不断加强.外国直接投资对于进口贸易的标准差,除第一期效应为 0 外,其它各期都为正效应,呈现逐期上升趋势,但是上升幅度随时间的推移降低,其经济含义为外国直接投资有利于我国进口贸易的发展.然而外国直接投资对于出口贸易标准差的扰动一直呈现出负效应,在第一期为 0,之后负效应逐期递减,第一期至第三期负效应下滑明显,之后负效应逐渐减弱,其经济含义为外国直接投资对我国出口贸易具有负效应,一定程度抑制了出口贸易的发展.

4 结论及建议

本文在前人理论和实证的基础上,运用 VAR 模型的脉冲响应函数,对我国西部地区 1992—2011 年期间外国直接投资和进出口贸易之间的长期动态关系纳入统一框架中进行了动态研究.在以上分析基础上,可以得出以下一些结论和政策建议.

第一,由脉冲响应函数分析的结果可知,IFDI 对中国西部地区的出口贸易一直呈现负效应,即外资的流入不利于西部地区出口贸易的发展,原因可归于两个方面.一方面是外资的流入加剧了当地市场的竞争,挤占了当地企业的出口市场份额.西部地区工业基础比较薄弱,当地企业无论在生产技术还是企业经营管理等方面都处于劣势,IFDI 的流入必然会冲击当地企业的发展,使当地市场竞争环境更加激烈.缺少先进技术和先进管理理念的当地企业生产出来的产品失去了竞争优势,势必会影响出口贸易的发展.另一方面,进入西部地区的外资企业利用当地廉价的原材料和劳动力,加之自身技术和管理等方面的优势,生产出的产品价格更低质量更优.这些产品大部分为满足国内市场的需求,提高在中国西部的市场占有率,出口到国外的产品比例很小.以上两个方面的影响共同导致了出口贸易长期为负的结果.

第二,从脉冲响应函数轨迹可以看到,外国直接投资对我国西部地区进口贸易有长期促进作用,原因同样可以归结为两个方面.一方面是外商选择在西部地区投资的一个重要原因是当地廉价的原材料和劳动力,因此投资多集中在资源消耗型为主的行业领域.这些领域需要大量进口相关设备、原材料和技术,导致进口明显增加.同时,当地政府为吸引外资不断加强相关基础设施建设,投入了大量的资金,资金投入的一大部分用在了设备、原材料和技术的引进上,因而间接地促进了进口的增加.另一方面,对于相对落后的西部地区来说,基础设施的建设相比东部持续的时间要长,因而相关设备、原材料和技术的引进是一个不断积累的过程,出现了外资对西部地区进口贸易的正效应随时间加强的趋势.

第三,为了更好地发挥外资对西部地区国际贸易的作用,扭转外资对西部地区出口效应长期为负的局面,优化国际贸易结构,可采取以下措施:a. 加强工业基础设施建设,完善工业产业链,为外企提供良好的投资环境,扩大外资投资领域;b. 充分利用 IFDI 流入过程中产生的知识和技术外溢,学习外资企业先进的科学知识和管理理念,提高当地企业的劳动生产率和自主创新能力,增强当地企业的市场竞争力;c. 借鉴东部地区先进的引资理念和策略,充分利用好外资企业促进西部地区产业结构和产品结构升级,增强西部出口企业出口产品的附加值和竞争力,创造条件吸引相关人才和技术的流入;d. 中西部地区在利用直接投资上应与东部地区有不同的目

标,改善投资环境的一个有效途径是深化体制改革,西部地区在争取外资项目的同时也可以鼓励国内其它省市非政府安排的投资项目进入,从中学习和适应市场经济运行规律和规则^[12].

参考文献:

- [1] 张敏.长江三角洲地区外商直接投资分布的经济计量分析[J].上海理工大学学报,2005,27(1):60-62.
- [2] Mundell R A. International trade and factor mobility [J]. American Economic Review, 1957, 47(3): 321-335.
- [3] 小岛清.对外贸易论[M].天津:南开大学出版社,1987.
- [4] Pfaffermayr M. Foreign direct investment and exports: a time series approach [J]. Applied Economics, 1994, 26(4): 337-351.
- [5] Head K, Ries J. Overseas investment and firm exports [J]. Review of International Economics, 2001, 1(9): 108-122.
- [6] 邱斌,唐保庆,孙少勤.对中国国际贸易与 FDI 相互关

系的重新检验[J].南开经济研究,2006(4):32-70.

- [7] 李海波.外商直接投资对中国制造业出口的影响——基于特定要素模型的分析[J].首都经济贸易大学学报,2008(2):94-97.
- [8] 钟晓君.外国直接投资与我国进出口贸易关系研究——基于 VAR 模型的脉冲响应函数和方差分解方法分析[J].统计教育,2009(6):15-20.
- [9] Bhagwati J N, Brecher R A, Dinopoulos E, et al. Quid pro quo foreign investment and welfare: a political economy theoretic model[J]. Journal of Development Economics, 1987, 27(1/2): 127-138.
- [10] Engle R F, Granger C W J. Co-integration and error-correction, representation, estimation and testing[J]. Econometrica, 1987, 55(2): 251-276.
- [11] Johansen S. Statistical analysis of cointegration vectors [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 1988, 12(2/3): 231-254.
- [12] 张宛平.中国东部与中西部地区的投资环境比较[J].上海理工大学学报,2001,23(4):363-367.

(编辑:丁红艺)

(上接第90页)

评价这一定性问题的量化标度,通过排列综合关联度大小顺序描述方案的优劣,概念清晰,利于比选.

参考文献:

- [1] 马健萍,何挺继,吕永雄.高速公路养护机械配置方案综合评估[J].西安公路交通大学学报,2001,21(1):99-102.
- [2] 梁平.高等级公路(沥青路面)养护机械合理配置方法研究[D].西安:西安公路交通大学,1999.
- [3] 吴永平.机械化养护作业的技术经济评价模型[J].长安大学学报(自然科学版),2002,22(5):59-60.
- [4] 吴彪.高速公路沥青路面养护机械优化配置与评价体系的研究[D].西安:长安大学,2004.
- [5] 李文慧.新疆高等级公路养护机械配置优化方案的研究[D].新疆:新疆农业大学,2010.

[6] 天津系统工程教研室.层次分析法[M].北京:科学出版社,1986.

- [7] 杨平.基于模糊综合判断法的公路养护机械配置评价[J].闽江学院学报,2011,32(2):79-82.
- [8] 马超群,王玉萍,陈宽民,等.基于灰色加权关联度的城市轨道线网方案评价[J].长安大学学报(自然科学版),2007,27(3):84-87.
- [9] 谢季坚,刘承平.模糊数学方法及其应用[M].3版.武汉:武汉华中科技大学出版社,2006.
- [10] 王浙明,史惠祥,苏雨生,等.灰色关联模型用于工程方案优化[J].中国给水排水,2002,18(1):81-84.
- [11] 张跃,邹寿平.模糊数学方法及其应用[M].北京:煤炭工业出版社,1992.
- [12] 邓聚龙.灰色系统理论教程[M].武汉:华中理工大学出版社,1990.

(编辑:丁红艺)