

美国对华直接投资与 中美两国经济增长的相关性分析^{*}

肖卫国 卓超

摘要: 美国对华直接投资与中美两国经济增长的相互关系的实证结果表明,中国经济增长在短期和长期内均是美国对华直接投资的重要原因;但美国对华直接投资在促进美国经济增长的同时,对中国经济增长的促进作用并不明显。从美国对华直接投资的发展趋势看,随着中国经济的持续增长,美资企业仍然具备很强的投资动机,中国在美国对外直接投资的地位将不断提高。因此,中国稳步扩大引进美国直接投资必须同如何有效促进经济增长有机结合起来,特别是要优化美国对华直接投资结构,引导其向知识化和技术化方向发展。

关键词: 美国对华直接投资 经济增长 VEC模型 方差分解 相关性

一、引言

1980年4月,中国政府批准美国伊沈建设发展有限公司与中国旅行社北京分社合资兴建北京长城饭店,开创了改革开放后美国对华直接投资的先河。美国对华直接投资不仅成为我国引进外资的重要来源,也成为我国学习先进技术和管理经验的重要途径。从投资总量看,截至2007年底美国累计对华实际投资额达565.71亿美元。从美国在中国外商直接投资中的地位看,截至2004年美国一直是第二大对华投资体,仅次于中国香港;2005年以后则下降为第三大对华投资体,落后于中国香港和日本;从中国在美国对外投资地位来看,尽管比重偏低,但发展迅猛,1990年对华投资仅占美国对外投资的0.08%,2006年则上升到0.93%。从行业分布来看,美国对华投资以制造业为主,但服务业等其他非制造业发展十分迅速。1992年制造业占全部投资的62.48%,2006年制造业比重下降到49.03%。随着美国对华直接投资流量和存量的日益增长,以下问题值得我们深入研究:美国对华直接投资在多大程度上促进了中国经济增长?美国对华直接投资和中美经济增长之间是否存在因果关系?假设存在因果关系,是单向的还是双向的?这些问题的深入研究对客观评价美国对华直接投资的经济效应,准确预测未来美国对华直接投资的走势以及合理制定外资政策具有较强的现实意义。

二、文献综述

从外商直接投资(FDI)与经济增长关系来看,应该承认外商直接投资是促进经济增长的潜在因素之一,然而其潜能的发挥需要合适的经济环境。尽管外资企业积累的技术知识对东道国而言是一笔可供利用的巨

^{*} 肖卫国,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:wgxiao@whu.edu.cn;卓超,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:16chaozhuo@163.com。本文得到陈继勇教授主持的教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(07JJD790142)和肖卫国教授主持的教育部留学归国人员科研启动基金项目(教外司留2006-331)的资助。

参阅黄蔚:《美国对华直接投资发展的实证研究及趋势分析》,载《国际贸易问题》,2005(12)。

数据由中国投资指南网(www.fdi.gov.cn)综合整理而来。

数据由 U. S. Bureau of Economic Analysis 综合整理而来。

大资源,但是东道国自身必须具备消化和吸收资本、技术和管理水平的能力,否则无法利用该资源。如果东道国缺乏合适的经济环境可能会导致相反的结果,甚至阻碍经济的增长。

关于外商直接投资与我国经济增长的关系,国内外学者做了大量的研究,并获得了许多有价值的成果。总体上,这些研究成果可以分为两类:一类是将我国单个或部分经济因素作为研究对象,来分析外商直接投资的影响;另一类是将我国经济增长作为一个整体,来分析外商直接投资的影响。从第一类来看,研究成果包括 FDI 对我国外贸竞争力、产业结构、国际收支、就业水平、技术进步、经济安全等方面的影响(姚洋,1998;蒋瑛、谭新生,2004;罗志松、荣先恒,2004;姚枝仲、何帆,2004;蒋殿春、夏良科,2005;陈策,2007)。从第二类来看,则主要是将数学模型和计量分析引入到研究当中。王成岐、张建华和安辉(2002)运用计量模型考察了影响 FDI 与经济增长关系的各种因素,结论是各种经济政策因素,如市场化改革对 FDI 与经济增长的关系有着深刻影响。桑秀国(2002)利用新增长理论构建模型,强调 FDI 可以降低引进外国技术的成本,促进技术进步,从而提高经济增长率。其实证研究结论表明,FDI 对我国 GDP 的增长有促进作用,但不是主要原因,而我国经济增长则是外商直接投资增长的原因。江锦凡(2004)认为 FDI 在经济增长中的作用机制包括资本效应和技术溢出效应,其中外资产生的资本效应主要是通过产业连锁效应、示范效应和牵动效应实现的,技术溢出效应则是通过人力资本变化影响我国的软技术实力实现的。王志鹏和李子奈(2004)构建了一个内生经济增长模型,运用我国 1982 - 2001 年 29 个省份数据进行实证分析,其结论是 FDI 促进我国经济增长必须具备一定的人力资本要求。

基于美国在我国外商直接投资中的重要地位,有关美国对华直接投资经济效应的研究已取得一些成果,但主要是以定性分析为主,定量分析极少。在定性研究成果中,黄蔚(2005)认为美资已成为我国资本积累的重要来源之一,为我国丰富的劳动力资源提供了与资本要素相结合并发挥有效作用的机会,推动了农村剩余劳动力向城镇转移的进程;带来的先进管理经验、技术转移和技术溢出效应以及参与国际合作与竞争的经验,为我国经济全要素生产率的提高均做出了贡献;肖麟(2005)分析了美资对我国经济增长、资本市场发展、技术进步、产业结构升级、就业增加、出口扩大等方面的贡献,其结论是美资的进入不仅推动了中国经济的持续增长,而且也提高了经济增长的质量。在定量研究成果当中,马明申(2007)建立了准内生模型,验证了美国对华投资额与我国国内资本之比对我国长期经济增长率的影响程度,其结论是美资进入与中国经济增长明显负相关,美资与我国国内资本之比的增长率每提高 1 个百分点,我国人均 GDP 的增长率则下降 0.095 个百分点。还有部分研究则分析了美国对华直接投资对中国经济增长部分因素的影响,如许祥云和秦士先(2006)分析了美国对华直接投资对中美贸易的影响;马明申(2007)分析了美国对华直接投资对中国技术进步和产业竞争力的影响。

与以往研究不同,本文将美国对华直接投资、中国经济增长和美国经济增长三者结合起来,除了实证分析美国对华直接投资对中国经济增长影响外,还将分析中国经济增长对美国对华直接投资的影响,以及中美经济增长之间的相互关系。在研究方法上,本文将综合运用 Johansen 协整检验、VEC(向量误差修正)模型和方差分解技术。

三、变量的选取与数据的说明

反映外商直接投资水平的指标主要有外商直接投资的项目(企业)个数、合同利用外资金额和实际利用外资金额。相对于前两个指标而言,实际利用外资金额更能够真实客观地反映外商直接投资的实际水平。因此,本文以实际利用美国对华直接投资金额来反映美国对华直接投资的水平,该指标用 $USFDI$ 来表示。度量经济增长水平的方法有很多种,包括 GNP、GDP 等总量指标,以及人均 GNP、人均 GDP 等人均指标。我们选择了美国和中国的国内生产总值 $USGDP$ 和 $CGDP$ 来分别反映两国经济增长状况。

本文实证分析所采用的样本数据取自于 1983 - 2006 年的年度流量数据,计量单位均为亿美元。其中 $USFDI$ 采用中方统计数据,其年度数据来源于中国投资指南网(<http://www.fdi.gov.cn/>)。为了保持统计口径的一致性,历年的 $USGDP$ 和 $CGDP$ 数据均取自 IMF(<http://www.imf.org/>),两者都是经过购买力平价折算后的实际 GDP。

为了减少数据可能存在的异方差,我们对以上三组时间序列分别取自然对数,即以 $\ln USFDI$ 、 $\ln USGDP$ 和 $\ln CGDP$ 来反映美国对华直接投资、美国经济增长和中国经济增长状况,其相应的一阶差分序列用

$D(\ln USFDI)$ 、 $D(\ln USGDP)$ 和 $D(\ln CGDP)$ 表示。本文的实证分析部分借助于 Eviews5.0 统计软件完成。

四、模型分析与实证检验

作为本文的重点,本部分将首先分析 $\ln USFDI$ 、 $\ln USGDP$ 、 $\ln CGDP$ 三个时间序列的平稳性;其次在平稳性基础上判断三个变量之间是否存在协整关系;再次运用 VEC 模型对三个变量之间的相互关系展开分析,检验三个变量之间是否存在单项或双向的因果关系;最后运用方差分解技术来解释三个变量的冲击对各变量预测误差影响的大小。

(一) 变量平稳性检验

由于传统的计量经济学方法对非平稳的时间序列不再适用,利用 OLS 等传统方法对计量模型进行估计时,许多参数的统计量可能不再服从标准正态分布,容易产生“伪回归”问题。因此在对 $\ln USFDI$ 、 $\ln USGDP$ 和 $\ln CGDP$ 进行协整分析以前,需要对变量序列进行平稳性检验,以判断各序列是否具有平稳性及单整阶数。

表 1 是对以上三个变量的水平值及一阶差分进行 ADF 检验的结果。由 ADF 检验可知: $\ln USFDI$ 、 $\ln USGDP$ 和 $\ln CGDP$ 均没通过 5% 的临界值检验,可以认为以上三个变量水平值均不平稳。而 $D(\ln USFDI)$ 、 $D(\ln USGDP)$ 和 $D(\ln CGDP)$ 均通过了 1% 的临界值检验,故 $\ln USFDI$ 、 $\ln USGDP$ 和 $\ln CGDP$ 都是 $I(1)$ 的。为此我们可以运用协整理论和 VEC 模型来分析以上三个变量是否存在长期均衡关系。

表 1 各变量水平值及其一阶差分的 ADF 检验

变量	ADF 检验值	检验类型 (c, t, k)	1% 临界值	5% 临界值	结论
$\ln USFDI$	- 2.216679	(1, 0, 0)	- 3.752946	- 2.998064	非平稳
$D(\ln USFDI)$	- 4.260172	(0, 0, 0)	- 2.674290	- 1.957204	平稳
$\ln USGDP$	- 2.198410	(1, 1, 1)	- 4.440739	- 3.632896	非平稳
$D(\ln USGDP)$	- 4.637978	(1, 0, 0)	- 3.769597	- 3.004861	平稳
$\ln CGDP$	- 0.490827	(1, 1, 4)	- 4.532598	- 3.673616	非平稳
$D(\ln CGDP)$	- 4.250363	(1, 0, 3)	- 3.831511	- 3.029970	平稳

注:检验类型中的 c 、 t 、 k 分别表示单位根检验方程的常数项、时间趋势项和滞后阶数。其中 c 、 t 为 1 时表示方程含有常数项和趋势项,为 0 则表示不含有;滞后阶数 k 的选取以 AIC 信息量最小为准则。

(二) Johansen 协整检验

1. 滞后阶数的选取

由于 $\ln USFDI$ 、 $\ln USGDP$ 和 $\ln CGDP$ 均是 $I(1)$ 的,那么这三个时间序列之间就有可能存在着协整关系。由于传统的用来检验协整关系的 EG 两步法主要适用于对两个变量间的分析,因此本文采用了 Johansen 协整检验法来检验以上三个变量的协整关系。这种方法的原理是在 VAR 系统下用极大似然估计来检验变量之间的协整关系。在进行 Johansen 协整检验前必须确定 VAR 模型的最后滞后期 k , k 的选择依赖于 VAR 模型中各种选择准则取值的比较,具体见表 2。

表 2 VAR 滞后不同阶数下选择准则的取值情况

滞后阶数 (Lag)	对数似然估计值 (LogL)	似然比检验统计量 (LR)	最终预测误差 (FPE)	赤池信息量准则 (AIC)	施瓦茨信息准则 (SC)	Hannan - Quinn 信息准则 (HQ)
0	16.25907	NA	4.97e - 05	- 1.395691	- 1.246569	- 1.370454
1	106.1603	141.9493	1.01e - 08	- 9.911612	- 9.315124	- 9.810662
2	121.4096	19.26231	5.75e - 09	- 10.56944	- 9.525582	- 10.39277
3	134.3838	12.29129	4.83e - 09	- 10.98777	- 9.496547	- 10.73539
4	163.2277	18.21722 *	1.05e - 09	- 13.07660	- 11.13802	- 12.74852
5	196.8113	10.60533	3.21e - 10 *	- 15.66434 *	- 13.27839 *	- 15.26055 *

注: * 表示根据相应准则选择的滞后阶数。

由表 2 可知,根据滞后长度的选择准则,由 FPE、AIC、SC 和 HQ 四种准则所得到的合适滞后期长度均为 5 期,但是滞后 5 期为上述 VAR 模型的最大滞后期。如果滞后期 k 越大,表示模型中待估参数就越多,自由度就越小。因此,我们要在滞后期和自由度之间寻找一种均衡。有鉴于此,为了适当增加 VAR 模型的自由度,我们相应减少了 VAR 模型的最大滞后期,将其确定为滞后 3 期。

2. Johansen 协整检验

由于 Johansen 检验是对无约束的 VAR 模型施以向量协整约束后的 VAR 模型,因此协整检验所选择的滞后阶数应该等于无约束的 VAR 模型的最优滞后阶数减 1,即 Johansen 检验的最大滞后阶数为 2 期。通过对初始数据的分析,我们确定观测序列没有线性确定性趋势且协整方程不含截距项。由表 3 可见,在 5% 的置信水平下,协整方程的个数 $r = 1$ 。即这三个变量之间仅存在着一个协整关系,也就是说在 95% 的概率下,有理由相信美国对华直接投资、美国经济增长和中国经济增长之间存在惟一的长期均衡关系。协整表达式为:

$$\ln USFDI_t = -44.60489 \ln USGDP_t + 22.02624 \ln CGDP_t + \mu_t$$

(4.91557) (2.25669)

其中 t 表示 1983 - 2006 年各相应年份,括号内数值为回归系数的标准差。

表 3 $\ln USFDI$ 、 $\ln USGDP$ 和 $\ln CGDP$ 之间的 Johansen 协整检验

原假设协整方程个数 (r)	特征值	迹统计量	5% 临界值	P 值
$r = 0^*$	0.709420	40.39259	29.79707	0.0021
$r = 1$	0.480737	14.43921	15.49471	0.0716
$r = 2$	0.03172	0.676955	3.841466	0.4106

注: *表示在 5% 的显著性水平下拒绝原假设。

令 $\mu_t = -44.60489 \ln USGDP_t + 22.02624 \ln CGDP_t + \mu_t$,对残差项进行 ADF 检验。检验结果如表 4。

表 4 残差项的平稳性检验

变量	ADF 检验值	检验类型	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值
μ_t	-3.4125	(1,0,5)	-3.8315	-3.0300	-2.6552

对残差项的检验表明, μ_t 通过了 5% 的平稳性检验,因此上面的协整方程反映 $\ln USFDI$ 、 $\ln USGDP$ 和 $\ln CGDP$ 之间的确存在惟一的长期均衡关系。由于 $\ln USFDI$ 、 $\ln USGDP$ 和 $\ln CGDP$ 三个序列都是一阶单整序列,而且由上可知它们有一个线性组合构成的新序列为零阶单整,因此该三序列是 (1,1,1) 阶协整。尽管存在惟一长期均衡关系,但是并不能判断三者之间的因果关系,下面将分别运用 VEC 模型和方差分解分析三者之间的因果关系以及因果关系的强弱。

(三) VEC 模型分析

Engle 和 Granger 将协整与误差修正模型结合起来,建立了 VEC 模型。只要变量之间存在协整关系,就可以由 VAR 模型导出误差修正模型。而 VAR 模型中的每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关系的 VAR 模型,多应用于具有协整关系的非平稳时间序列建模。通过分析 VEC 模型各解释变量速度调整参数的大小及显著性,可以分析出各解释变量与被解释变量之间是否存在因果关系。由于三个内生变量 $D(\ln USFDI)$ 、 $D(\ln USGDP)$ 、 $D(\ln CGDP)$ 不含趋势项,协整方程不含截距项,并且 VAR 模型的最大滞后阶数为 2,因此建立一个三变量 (y_1, y_2, y_3) 的包含误差修正项,且包含 2 阶滞后差分项的 VEC 模型。

$$y_{1t} = a_1 ecm + b_{11} y_{1t}(-1) + b_{12} y_{1t}(-2) + c_{11} y_{2t}(-1) + c_{12} y_{2t}(-2) + d_{11} y_{3t}(-1) + d_{12} y_{3t}(-2) + \epsilon_{1t}$$

$$y_{2t} = a_2 ecm + b_{21} y_{1t}(-1) + b_{22} y_{1t}(-2) + c_{21} y_{2t}(-1) + c_{22} y_{2t}(-2) + d_{21} y_{3t}(-1) + d_{22} y_{3t}(-2) + \epsilon_{2t}$$

$$y_{3t} = a_3 ecm + b_{31} y_{1t}(-1) + b_{32} y_{1t}(-2) + c_{31} y_{2t}(-1) + c_{32} y_{2t}(-2) + d_{31} y_{3t}(-1) + d_{32} y_{3t}(-2) + \epsilon_{3t}$$

其中, y 、 $y(-1)$ 、 $y(-2)$ 分别表示内生变量的一阶差分、一阶差分的滞后 1 期和一阶差分的滞后 2 期; ecm 为误差修正项; a_1 、 a_2 、 a_3 为速度调整参数,反映各解释变量的短期波动对被解释变量的短期变化的影响; ϵ_{1t} 、 ϵ_{2t} 、 ϵ_{3t} 为白噪声干扰项。

建立以 $D(\ln USFDI)$ 、 $D(\ln USGDP)$ 、 $D(\ln CGDP)$ 为内生变量的 VEC 模型,模型分析结果如表 5。VEC 模型检验结果表明,虽然系统中单个方程经调整的可决系数都较低,分别只有 0.202121、0.552363 和 0.226749,但是模型整体的 LogL (对数似然估计值) 较大,高达 134.9763,同时 AIC 和 SC 值相当小,分别为 -10.28346 和 -8.940501。这说明模型的整体解释能力较强。以下我们将从单个方程分析三个变量之间

的因果关系：

表 5 VEC 模型分析结果

误差修正	D(ln USFDI)	D(ln USGDP)	D(ln CGDP)
ECM	0.563710 [2.49865]	- 0.020474 [- 3.86805]	- 0.001038 [- 0.07535]
D(ln USFDI (- 1))	- 0.554238 [- 1.52774]	0.016702 [1.96231]	0.009926 [0.44831]
D(ln USFDI (- 2))	- 0.514672 [- 2.11876]	0.003867 [0.67854]	0.007080 [0.47755]
D(ln USGDP (- 1))	- 3.900481 [- 0.50940]	0.317006 [1.76457]	- 0.632826 [- 1.35417]
D(ln USGDP (- 2))	- 7.816357 [- 1.26784]	0.043848 [0.30314]	- 0.004751 [- 0.01263]
D(ln CGDP (- 1))	14.22645 [2.80467]	- 0.198805 [- 1.67050]	0.568279 [1.83568]
D(ln CGDP (- 2))	12.00631 [1.84354]	- 0.283472 [- 1.85518]	- 0.317768 [- 0.79947]
C	- 2.167069 [- 2.42211]	0.088363 [4.20947]	0.118478 [2.16976]
R- squared	0.481379	0.709036	0.497387
Adj. R- squared	0.202121	0.552363	0.226749
F- statistic	1.723779	4.525580	1.837832
Log likelihood	- 1.409712	77.39006	57.31419
Akaike AIC	0.896163	- 6.608577	- 4.696590
Schwarz SC	1.294076	- 6.210664	- 4.298676
Log likelihood	134.9763		
Akaike information criterion	- 10.28346		
Schwarz criterion	- 8.940501		

注：方括号内为相应解释变量系数的 t 统计量，其中 t 统计量大于 1.746 或小于 - 1.746 时才表示变量在 5% 的置信水平下具有显著性。

首先，D(ln CGDP) 是引起 D(ln USFDI) 的 Granger 原因，D(ln USGDP) 不是引起 D(ln USFDI) 的 Granger 原因。这一方面说明中国经济增长对美国对华直接投资有明显的促进作用。改革开放以来，中国经济持续多年保持了高速增长，市场容量和消费需求不断扩大，这对部分以市场为导向的美资企业无疑有巨大吸引力。中国经济的增长不仅会增加美国对华直接投资的总量，同时还会影响美商对华直接投资的结构。作为转轨经济国家，中国正处于工业化发展阶段，这也导致美资主要集中于制造行业，尤其是电子计算机、电器及通信设备制造、交通运输等行业。中国经济的增长也使美国对华直接投资的动因逐渐发生改变，市场导向型投资比重增加，成本导向型投资比重减少，结果将导致美国对华投资逐步趋于软化、知识化和技术化。另一方面也说明美国经济增长对美国对华直接投资有抑制作用，但是抑制作用并不显著。传统观点认为，投资母国经济增长，本国企业竞争力增强，对外直接投资也会增多。但实际上投资母国经济增长，国内消费和投资也会相应增加，部分企业更加愿意在国内市场寻找机会；相反，当国内经济不景气时，部分企业将愿意从国外经济增长迅速地区寻找投资机会。

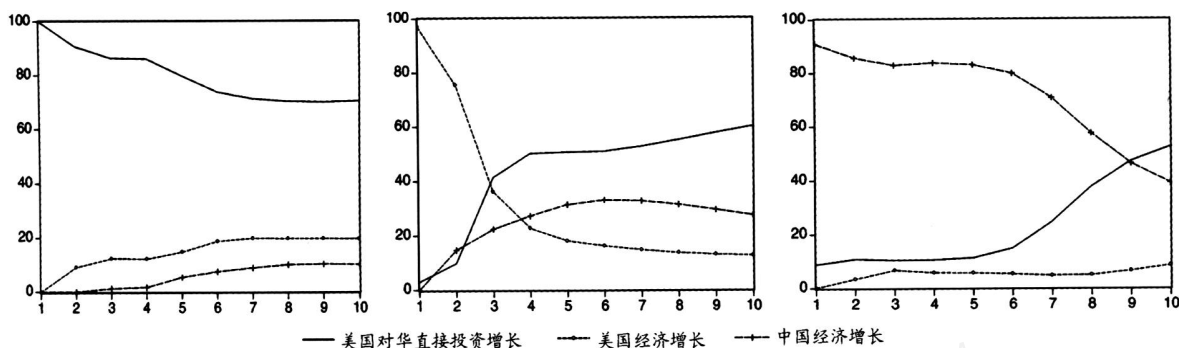
其次，D(ln USFDI) 和 D(ln CGDP) 都是引起 D(ln USGDP) 的 Granger 原因。这一方面说明美国对华投资增加对美国经济增长有刺激作用，作用机制有二：其一是促进中美贸易的发展，带动经济发展。美国对华直接投资的增加带动了原材料、机器设备、技术等中间产品的对华出口，对华直接投资也能绕开关税和非关税壁垒，推动美国商品的对华输出；其二是使美国获得先进技术，优化产业结构，从而推动经济增长。通过将部分传统产业转移到中国，美国可以集中力量调整国内产业结构，大力发展技术密集型产业，以获取更加先进的核心技术。另一方面也说明中国经济增长对美国经济增长有阻碍作用。中国经济增长对美国经济增长的直接传导机制包括贸易和投资两种方式，中国经济的持续高速增长导致了中美贸易额增长迅速，其中美国对华贸易逆差不断扩大，这对美国经济增长影响是巨大的。另外，美国对华直接投资也随着中国经济增长迅速扩大，美资的外流也会导致国内投资的相应减少，对美国产生一定影响，但由于对华投资占其对外投资比重尚小，因此这种反向影响作用比较有限。

最后，D(ln USFDI) 和 D(ln USGDP) 都不是引起 D(ln CGDP) 的 Granger 原因。一方面实证结果表明美国对华直接投资对中国经济增长有正向促进作用，但其影响程度非常低。理论上美国对华直接投资可以通过技术溢出等方式促进我国技术进步，从而带动经济增长。但实际上美资企业为了对其技术优势和管理技巧实施保护，直接投资的组织方式逐渐呈现独资化趋势，这不但对国内企业造成一定程度的冲击和挤出效应，而且也不利于发挥其对国内企业的技术外溢效应。另一方面实证结果表明美国经济增长对中国经济增长有抑制作用，但其影响程度也非常低。尽管美国为世界头号经济强国，但是其对中国经济增长的影响仍然很有

限,中国经济增长主要还是依靠内生力量。例如 2000 - 2003 年美国的经济经历了一段持续低迷期,而中国经济在此时期仍然保持了强劲增长。

(四) 方差分解

前面的 VEC 模型分析了变量间的因果关系,但是不能测度这种因果关系的强弱,因此我们采用方差分解对 $\ln US FDI$ 、 $\ln US GDP$ 和 $\ln CGDP$ 这三个变量在 10 个预测期限内的 MSE(均方误差)进行分解。方差分解的主要思想是把系统中每个内生变量的波动按其成因分解为与各方程相互关联的部分,从而了解由于“自身”冲击和其他变量冲击而导致移动的比例。以下我们将结合图 1 具体分析三个变量方差分解的结果。



(a) 美国对华直接投资增长的方差分解 (b) 美国经济增长的方差分解 (c) 中国增长的方差分解
图 1 $\ln US FDI$ 、 $\ln US GDP$ 和 $\ln CGDP$ 方差分解的结果

首先, $\ln US FDI$ 的预测误差在短期和长期内主要来自于“自身”的冲击。1 - 6 个预测期内“自身”冲击占 $\ln US FDI$ 预测误差的比重从 100% 下降到 70%, $\ln US GDP$ 和 $\ln CGDP$ 冲击的影响从 0 分别上升到 20% 和 10%。第 6 期以后,“自身”、 $\ln US GDP$ 和 $\ln CGDP$ 冲击的影响分别稳定在 70%、20% 和 10%。从敏感度来讲,这说明长期内中国经济增长对美国对华直接投资的影响要明显大于美国经济增长。根据各方面预测,在较长一段时期,中国经济仍将保持较快增长速度,因此也可以预见美国对华直接投资也将保持持续增长。尽管近两年美国对华直接投资额出现下降,但是这不会改变美国对华直接投资长期增长的趋势。

其次, $\ln US GDP$ 的预测误差短期内主要受“自身”冲击的影响,长期内则受三个内生变量冲击的共同影响。1 - 4 个预测期内,“自身”的冲击占 $\ln US GDP$ 预测误差的比重从 95% 下降到 20%, $\ln US FDI$ 和 $\ln CGDP$ 的冲击占 $\ln US GDP$ 预测误差的比重则分别从 5%、0 上升到 45%、35%。第 4 期以后,“自身”、 $\ln US FDI$ 和 $\ln CGDP$ 冲击的影响分别稳定在 20%、45% 和 35%。上述指标反映了在较长时间里,随着中国占美国对外直接投资比重的提高,美国对华直接投资对美国经济的刺激作用会逐渐增加;同时长期内,中国经济增长对美国经济增长影响力也会越来越大。

最后, $\ln CGDP$ 的预测误差短期内主要受“自身”冲击的影响,长期内则受“自身”冲击和 $\ln US FDI$ 冲击的共同影响。1 - 6 期内,“自身”和 $\ln US FDI$ 的冲击占 $\ln CGDP$ 预测误差的比重分别稳定在 85% 和 10%。第 6 期以后,“自身”冲击的影响在逐年下降, $\ln US FDI$ 冲击的影响在逐年上升。而 1 - 10 期内, $\ln US GDP$ 冲击的影响基本稳定在 5% 左右。实证结果表明,长期内中国经济增长的主要动力还是来自于内在因素,美国对华直接投资比重的提高对中国经济的促进作用也会逐步增强,但是美国经济增长对中国经济增长的促进作用不会发生明显变化。

五、结论及相关建议

$\ln US FDI$ 、 $\ln US GDP$ 和 $\ln CGDP$ 三个变量都是非平稳的 $I(1)$ 序列,同时三个变量之间存在惟一的长期关系。VEC 模型结果表明, $D(\ln CGDP)$ 是引起 $D(\ln US FDI)$ 的 Granger 原因, $D(\ln US GDP)$ 不是引起 $D(\ln US FDI)$ 的 Granger 原因; $D(\ln US FDI)$ 和 $D(\ln CGDP)$ 都是引起 $D(\ln US GDP)$ 的 Granger 原因; $D(\ln US FDI)$ 和 $D(\ln US GDP)$ 均不是引起 $D(\ln CGDP)$ 的 Granger 原因。同时方差分解的结果表明, $\ln US FDI$ 的预测误差在短期和长期内主要来自于“自身”的冲击; $\ln US GDP$ 的预测误差短期内主要受“自身”冲击的影响,长期内则受三个内生变量冲击的共同影响; $\ln CGDP$ 的预测误差短期内主要受“自身”冲击的影响,长期内则受“自身”冲击和 $\ln US FDI$ 冲击的共同影响。

(下转第 91 页)

11. Krugman, P. R. ,1991a. "Increasing Returns and Economic Geography." *Journal of Political Economy*, Vol. 99, pp. 483 - 499.
12. Krugman, P. R. ,1991b. *Geography and Trade*. Cambridge: MIT Press.
13. Krugman, P. R. ,1991c. "History versus Expectation." *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, pp. 651 - 667.
14. Martin, Currie and Kubin, Ingrid, 2003. "Chaos in the Core - Periphery Model." <http://ideas.repec.org/p/man/sespap/0314.html>
15. Marshall, A. ,1920. *Principles of Economics*. London: MacMillan.
16. Nakamura, R. ,1985. "Agglomeration Economies in Urban Manufacturing Industries: A Case of Japanese Cities." *Journal of Urban Economics*, Vol. 17, pp. 108 - 124.
17. Rice, P. and Venables, A. J. ,2004. "Spatial Determinants of Productivity: Analysis for the Regions of Great Britain." *CEP Discussion Paper*, No. 0642.
18. Rosenthal, S. S. and Trange W. C. ,2004. "Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies," in V. Henderson and J. - F. Thisse, eds. , *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. 4, Amsterdam: North - Holland.
19. Park, Soon - chan, 2002. "Interdependent Specialization and International Growth Effect of Geographical Agglomeration." *Korea Institute for International Economic Policy*.
20. Tabuchi, T. ,1986. "Urban Agglomeration, Capital Augmenting Technology, and Labor Market Equilibrium." *Journal of Urban Economics*, Vol. 20, pp. 211 - 228.
21. Salop, S. ,1979. "Monopolistic Competition with Experience Goods." *Bell Journal of Economics*, Vol. 10, pp. 141 - 156.
22. Pal, D. ,1998. "Does Cournot Competition Yield Spatial Agglomeration?" *Economics Letters*, Vol. 60, pp. 49 - 53.

(责任编辑:陈永清)

(上接第 70 页)

由上述结论可知,中国经济增长对美国对华直接投资有很强促进作用,但是美国对华直接投资对中国经济增长的影响还相当有限。从美国对华直接投资的发展趋势看,随着中国经济的持续增长,美资企业仍然具备很强的投资动机,中国在美国对外总投资的地位将不断提高。那么如何才能使美国对华直接投资对中国经济增长发挥更大的促进作用呢?这就要求我国今后在引进美国直接投资时重点做好两个方面工作:

第一,必须从宏观、中观和微观角度创造条件,使美国对华直接投资稳定在一个较高水平上。尽管美国对华直接投资存量已经达到了一个较高水平,但是相对于我国外商直接投资总额以及全社会固定资产投资总额,美国对华直接投资的数量依然有限。要想更好地促进中国经济增长,就必须使美国对华直接投资的规模不断扩大。

第二,必须优化美国对华直接投资结构,引导其向知识化和技术化方向发展。我国《利用外资“十一五”规划》指出,要使利用外资的重点从弥补资金、外汇不足切实转到引进先进技术、管理经验和高素质人才上,切实把利用外资同提升国内产业结构、技术水平结合起来。鉴于美国对华直接投资的产业结构,今后一方面要引导美国的制造业投资向产业层次高、技术先进方向发展;另一方面也要引导美资向制造业以外产业投资,尤其是加快第三产业投资。总之要充分发挥美资在其投资领域的示范作用和技术溢出效应,带动相关行业发展,从而推动整个中国经济的增长。

参考文献:

1. 黄蔚:《美国对华直接投资发展的实证研究及趋势分析》,载《国际贸易问题》,2005(12)。
2. 江锦凡:《外商直接投资在中国经济增长中的作用机制》,载《世界经济》,2004(1)。
3. 马明申:《美国对华直接投资的经济增长效应分析》,载《国际贸易问题》,2007(4)。
4. 马明申:《美国对华直接投资对中国技术进步和产业竞争力的影响》,载《特区经济》,2007(1)。
5. 桑秀国:《利用外资与经济增长——一个基于新经济增长理论的模型及对中国数据的验证》,载《管理世界》,2002(9)。
6. 王成岐、张建华、安辉:《外商直接投资、地区差异和经济增长》,载《世界经济》,2002(4)。
7. 王志鹏、李子奈:《外商直接投资、外溢效应与内生经济增长》,载《世界经济文汇》,2004(3)。
8. 肖麟:《美国对华直接投资的政治经济影响》,载《东北财经大学学报》,2005(6)。
9. 许祥云、秦士先:《中美贸易和美国对华直接投资——基于 1984 - 2002 年数据的实证分析》,载《沈阳大学学报》,2006(3)。

(责任编辑:刘成奎)

参见国务院发展和改革委员会:《利用外资“十一五”规划》,2006年11月。