

外商直接投资对我国工业化进程的效应分析

黄燕萍

厦门大学 厦门 361005

内容提要: 本文利用误差修正模型考察了外商直接投资(FDI)对我国工业化的效应。一般认为,引进FDI可以有效地并持久地促进工业化进程。在验证这一重要论点之后,本文发现:FDI对我国工业化进程的影响存在着一定的时滞;初始的FDI有助于来年进一步引进FDI。本文异于已有研究处有:采用比较客观的工业化指数测度方法;强调了技术溢出效应在研究FDI与工业化关系中的意义。本文为未来的研究提供了方向。

关键词: 外商直接投资;技术外溢;工业化;协整分析

一、引言

工业化是一个国家经济发展过程中的必经阶段,也是经济发展到一定程度的必然结果。为此,我们简单回顾国内外关于工业化及其影响因素的研究。Murphy et al. (1988) 强调投资协调对工业化的重要作用。Macro and Thomas(2002) 认为在新兴经济中银行对工业化具有催化剂作用。Vitor(2005) 分析了出口政策对韩国和台湾的“后”工业化的促进作用。Florian and Markus(2008) 提出,一个国家的工业化进程时常受到投资协调失败的困扰,因此信息在工业化过程中起到关键作用,为企业提供合适的精确的信息有助于推进一国的工业化。钱纳里(1989) 认为,工业特别是制造业产出在国民生产总值中所占份额增加的主要原因是中间需求而不是最终需求的变动,贸易形式的变化比国内最终需求的变化对总产出中制造业份额增加的影响也更大。Ulrich(1987) 研究了外商直接投资对东南亚国家工业化发展的作用。他认为,来自不同国家的外商直接投资对东南亚国家的发展的影响是不同的,但随时间推移,不同国家的外商直接投资带来的技术差别在消失,而这种包含在外商直接投资中的技术转移对东南亚国家在20世纪70年代建立起具有国际竞争力的产业的影响巨大,极大地推动了东南亚国家工业化的发展。汪川(2009) 描述了英法两国的工业化过程,认为工业部门的扩张本身抑制了工业化过程,而农业的现代化对于工业化的持续进行和长期的经济发展起着至关重要的作用。赵伟(2009) 从工业化的资本来源、资本与产业的空间集聚角度考察了我国沿海三大区域的工业化模式以及由工业化路径模式决定的城市化模式。

收稿日期:2012-06-18

基金项目:教育部人文社科项目(11YJA90125) 福建省社科规划项目(2011Z012)

作者简介:黄燕萍,厦门大学经济学院经济系博士研究生。

随着改革开放的推进,外资源源不断流入,对我国工业化发展产生了一定的影响。国内学者的主要观点可以归纳为三种:第一种观点是外商直接投资对我国工业化起到了促进作用。李小平(2009)提出,外商直接投资与我国工业化程度存在着极为密切的关系,外商直接投资额的不断上升会导致我国工业化程度持续而显著的提高,因此,外商直接投资在我国工业化进程中起到了举足轻重的作用。崔向阳(2004)认为,外商直接投资是实施新型工业化道路的一个重要方面,引进外商直接投资可以有效地促进我国各地区的新型工业化进程;第二种观点是外商直接投资对我国工业化起到了阻碍作用。汪昕宇(2004)认为,外商直接投资自由化会使民族工业遭受冲击,影响民族品牌发展,抑制自主创新,加剧产业结构不合理。巫俊飞(2007)认为,外商直接投资过多地进入竞争性的、国内企业效率低下的、或者是国内投资机会有限的行业,会对内资产生挤出效应,减少或阻止内资的形成与运作;第三种观点是外商直接投资与我国工业化之间的作用是相互的。丛颖(2008)研究发现,新型工业化的发展直接影响到了外商直接投资的环境和积极性,而外商直接投资也为我国企业带来了新的管理方式和技术,具有优化产业,实现新型工业化的效应,因而它们二者之间是相互促进,共同发展的。

国内外学者关于工业化影响因素以及外商直接投资与工业化的关系研究为本文提供了有益的借鉴,使我们对工业化及其影响因素有更全面和更深入的理解。然而,国外学者的研究对象主要是较发达的工业化国家,得到的一些结论并不能完全适用中国。而国内学者关于外商直接投资作用的研究大多集中在外商直接投资对促进我国技术进步(黄菁等,2008)、弥补建设资金的不足等方面,通过模型对外商直接投资与工业化关系进行严格实证分析相对较少。因此本文集中研究外商直接投资的工业化进程效应。

本文应用向量误差修正模型(VECM)分析外商直接投资与工业化之间的关系,进而利用冲击反应函数来考察外商直接投资对工业化进程所具有的长期影响。误差修正模型的分析验证了:总体而言,引进外商直接投资具有长期效应,可以有效地促进我国工业化进程,这点与大多数研究的结论一样。本文分析还发现:外商直接投资对工业化的影响存在着一定的时滞。而且,初始的外商直接投资有助于改善投资环境,为来年进一步引进外商直接投资创造条件。因此,为了避免落后的地区继续落后,政府的牵头作用和鼓励是至关重要的。

相比已有研究,本文还有一些不同之处。首先,放弃了几种常用的但有争议的工业化的测度和评价标准,采用比较客观的国家统计局设定的测度方法。其次,在肯定外商直接投资总体上对我国工业化起到了促进作用的同时,指出已有研究强调外商直接投资对经济发展和工业化进程的促进作用可能具有片面性:一方面,外商直接投资短期可能有消极作用,影响民族品牌发展,抑制自主创新,加剧产业结构不合理、对内资产生挤出效应,不一定有利于工业化进程;另一方面,二者之间是相互促进,共同发展的,外商直接投资也为我国企业带来了新的管理方式和先进的科学技术,具有优化产业的作用,有利于工业化进程。反过来,工业化的发展通常有利于改善外商直接投资的环境。最后,本文指出了工业化进程与外商直接投资的相互关系在不同的工业化阶段和不同的领域所起的作用有所不同。

另外,在方法上,为了过程的严谨性,计量分析、特别是协整理论的应用从原理讲起。指出已有文献可能存在两点不足:第一,对存在协整关系的变量之间,用差分的做法来消除非平稳性将带来两个方面的问题,即引起信息损失和带来回归模型设定的错误。因为用差分变量构建的回归模型的误差项是序列相关的。第二,协整检验是使用向量误差修正模型的前提,由于向量误差修正模型是基于“向量”的,因此协整检验也应该基于“向量”的,即应该使用Johansen协整检验法。而在已有文献中,使用Engel-Granger检验的例子不胜枚举,这可能导致检验与模型设定的内在不一致。

二、变量与数据说明

(一) 变量选择说明

关于工业化的测度和评价标准,国内外有多种方法。德国经济学家霍夫曼(1931)在《工业化的阶段和类型》中应用消费资料工业净产值与生产资料工业净产值之比(即霍夫曼系数)来反应工业化发展进程,该系数强调轻重工业之间的比例变化对工业化进程的影响。美国经济学家钱纳里(1989)根据人均收入变动将工业化发展阶段划分为初级产品阶段、工业化阶段、发达经济阶段,强调人均收入对工业化进程的影响。我国学者韩兆洲(2002)等则用劳动生产率工业化进程、增加值工业化进程和劳动力工业化进程的加权平均数来设计工业化进程指标。本文认为,钱纳里和霍夫曼对工业化的测度方法过于强调经济中单一指标的影响,不符合我国工业化发展的实际情况;韩兆洲等的测度方法则存在一定的主观性,尤其是在选择劳动生产率工业化进程、增加值工业化进程和劳动力工业化进程的权重时,并没有相应的理论依据。本文选用国家统计局1999年设计的测度方法来衡量我国的工业化发展进程,因为该方法相对具有权威性并符合我国工业化发展实际,具体公式如下:工业化指数=(增加值贡献率+劳动力贡献率)/2,其中:增加值贡献率=第二产业增加值/第一产业增加值,劳动力贡献率=第二产业从业人员/第一产业从业人员^①。

(二) 数据选取说明

本文基于1991—2010年的数据考察外商直接投资对我国工业化进程的影响。一般来说,在时间序列分析中,需要将名义变量转换为实际变量,消除价格因素的影响。然而,我们最终关注的工业化指数是一个比率指标,同期产业增加值之比无需对变量做价格调整。

外商直接投资在官方统计数据中以美元计算,而模型中的其他变量都是用人民币衡量,为了一致性,我们将各年度外商直接投资的数值乘以相应年度的人民币对美元的平均汇率。

产业增加值、产业从业人员、FDI以及人民币对美元的平均汇率等原始数据均来源于中经网。

三、实证分析

(一) 平稳性检验

为了利用向量自回归模型(VAR)或向量误差修正模型(VECM)分析变量间的关系,本文先对各变量进行平稳性检验。如果各变量都是平稳的,比如,外商直接投资(FDI)和工业化指数(IN)都是平稳的,那么可以考虑用VAR模型分析FDI对IN的影响;如果FDI、IN都是一阶单整的,并且二者之间不存在协整关系,则对所有的变量取差分,接着再应用向量自回归模型进行分析;如果FDI、IN都是一阶单整的,并且二者之间存在协整关系,则应用误差修正模型模型进行分析。

在平稳性检验之前,本文先通过两个变量的发展曲线观察其走势(见图1),初步判断没有发现结构断点。

以下运用ADF、PP、DFGLS三种方法对两个变量分别进行平稳性检验,具体结果见表1和表2。

根据表1,ADF的检验结果表明,在5%水平上,FDI水平量(在表中差分阶数=0)是非平稳的,而它的一阶差分(在表中差分阶数=1)是平稳的,因此我们可以初步断定FDI是一阶单整的。即使在1%的显著性水平,上述平稳性检验的结果也基本成立。以上检验的滞后阶数是根据BIC准则确定的。

^① 国家统计局对增加值贡献率和劳动力贡献率规定了上限,贡献率大于1的都取为1,贡献率小于等于1的则取实际计算值。本文没有设定上限。

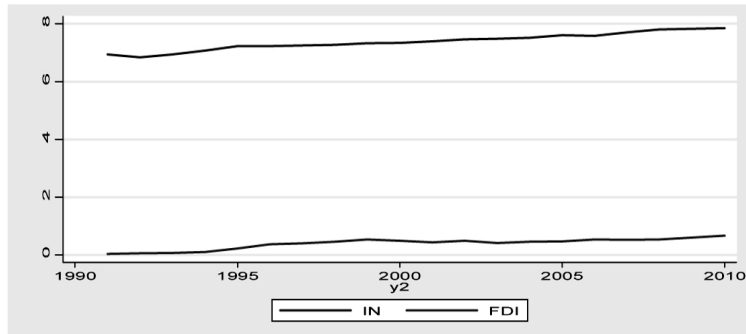


图1 工业化(IN)与外商直接投资(FDI)的走势

表1 外商直接投资(FDI)的平稳性检验结果(1991—2010年)

检验类型	差分阶数	滞后阶数	统计量	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	检验结果
ADF	0	1	-1.589	-3.75	-3	-2.63	非平稳
	1	0	-3.457	-3.75	-3	-2.63	平稳
PP	0	1	-1.797	-17.2	-12.5	-10.2	非平稳
	0	1	-1.291	-3.75	-3	-2.63	非平稳
	1	0	-15.514	-17.2	-12.5	-10.2	平稳
DFGLS	1	0	-3.457	-3.75	-3	-2.63	平稳
	0	4	-2.479	-3.77	-3.021	-2.59	非平稳
	0	3	-2.394	-3.77	-3.163	-2.748	非平稳
	0	2	-1.791	-3.77	-3.343	-2.927	非平稳
	0	1	-1.478	-3.77	-3.517	-3.091	非平稳
	1	4	-2.818	-3.77	-3.009	-2.548	非平稳
	1	3	-1.993	-3.77	-3.143	-2.705	非平稳
	1	2	-2.162	-3.77	-3.332	-2.896	非平稳
1	1	-2.995	-3.77	-3.521	-3.075	接近平稳	

注: 本文所有的检验和回归结果均由 Stata 程序实现。

表2 工业化指数(IN)的平稳性检验结果(1991—2010年)

检验类型	差分阶数	滞后阶数	统计量	1% 临界值	5% 临界值	10% 临界值	检验结果
ADF	0	1	-1.542	-3.75	-3	-2.63	非平稳
	1	2	-3.681	-3.75	-3	-2.63	平稳
PP	0	1	-0.302	-17.2	-12.5	-10.2	非平稳
	0	1	-0.318	-3.75	-3	-2.63	非平稳
	1	2	-18.775	-17.2	-12.5	-10.2	平稳
DFGLS	1	2	-5.092	-3.75	-3	-2.63	平稳
	0	4	1.313	-2.66	-2.413	-1.986	非平稳
	0	3	1.473	-2.66	-2.439	-2.027	非平稳
	0	2	1.396	-2.66	-2.512	-2.106	非平稳
	0	1	1.613	-2.66	-2.602	-2.193	非平稳
	1	4	-1.31	-2.66	-2.436	-1.977	非平稳
	1	3	-1.658	-2.66	-2.444	-2.007	非平稳
	1	2	-1.806	-2.66	-2.517	-2.086	非平稳
1	1	-2.293	-2.66	-2.612	-2.18	接近平稳	

PP 的检验结果与 ADF 的检验结果是一致的,DFGLS 检验结果与其它两种检验结果基本一致,因此我们最后断定 FDI 是一阶单整的。

根据表 2,ADF 的检验结果表明,在 5% 水平上,IN 水平量是非平稳的,而它的一阶差分是平稳的,因此我们可以初步断定 IN 是一阶单整的。即使是 1% 的显著性水平,上述平稳性检验的结果也基本成立。以上检验的滞后阶数也是根据 BIC 准则确定的。

PP 的检验结果与 ADF 的检验结果是一致的,DFGLS 检验结果与其它两种检验结果基本一致,因此我们最后断定 IN 是一阶单整的。

对两个变量进行平稳性检验时,滞后阶数都是根据 BIC 准则确定,而没有采用似然比检验,这是因为本文的样本较小。

综合上述可知:FDI 与 IN 都是一阶单整的,两个变量的单整阶数相同,因此可以对其进行 Granger 因果关系检验和协整性检验。

(二) Granger 因果关系检验

在考察变量之间是否存在协整关系之前,我们先验证两个变量之间是否构成格兰杰因果关系。Granger 因果关系检验的基本思想是:在做 y 对其他变量(包括 y 自身的过去值)的回归时,如果把 x 的滞后值包括进来能显著地改进对 y 的预测,就认为 x 是 y 的 Granger 原因。格兰杰因果关系并不意味着变量之间存在真正的因果关系,仅仅表示在预测时一个变量能够解释另一个变量。模型中 FDI 与 IN 的格兰杰因果关系检验的具体结果见表 3。

表 3 FDI 与 IN 的格兰杰因果关系检验结果

方程	Excluded	chi2	df	Prob>chi2
IN	FDI	9.0509	3	0.029
FDI	IN	8.2635	3	0.041

根据 BIC 准则,向量自回归的最大阶数取为 3。工业化指数 IN 所对应的方程中格兰杰因果关系检验的 P 值为 2.9%,小于 5%,所以我们拒绝原假设,即拒绝 FDI 不是 IN 的格兰杰原因的假设。换言之,FDI 是 IN 的格兰杰原因。类似地,FDI 所对应的方程中格兰杰检验的 P 值为 4.1%,所以 IN 也是 FDI 的格兰杰原因。综上所述,FDI 和 IN 互为格兰杰原因,因此,我们可以考虑对以上两个变量进行向量自回归或建立误差修正模型。

(三) 协整分析及误差修正模型

对于非平稳的一阶单整的两个时间序列,如果变量之间不存在协整关系,那么通过差分的方法将其化为平稳序列后,就可以建立向量自回归模型然后展开分析;如果变量之间存在协整关系,那么这种差分的做法将带来两个问题:一是引起信息损失。从长期均衡的观点看,在两变量存在协整关系时,一个变量在本期的变化不仅取决于另一个变量的同期变化,还取决于它们在往期的不平衡程度。但采用差分形式进行估计时,关于变量水平值的重要信息将被忽略,这时模型只表达了两变量间的短期关系,而没有揭示它们间的长期关系;二是带来回归模型设定的错误。因为如果原变量间存在着长期稳定的均衡关系(即存在协整关系)且误差项不存在序列相关,则差分后的两个新变量对应的误差项是一个一阶移动平均时间序列,因此,用差分变量构建的回归模型的误差项是序列相关的,此时应先对误差项进行自相关检验^①。综合上述,如果变量之间存在协整关系,误差修正模型是更合理的选择。为此,先对两变量进行协整检验。

^① 然而,已有文献通常未做此检验,也没有认识到差分法的局限性。

通常检验两变量间的协整关系有两种方法: Johansen 秩检验法和 Engel-Granger 两步法。本文采取 Johansen 检验法^①, 定义 y 等于由 FDI 和 IN 组成的列向量, 我们可以建立误差修正模型^②, $\Delta y_t = \pi y_{t-1} + A \Delta y_{t-1} + u_t$ 且 $\pi = \alpha \beta'$ 。其中 β 为协整向量, 反映 FDI 和 IN 之间的长期关系。 α 为调整参数向量。如果存在失衡, 那么失衡也只是短期的, 而且可以通过误差修正项来纠正, 纠正的速度由调整参数 α 的值决定。误差修正项 $ECM_{t-1} = \beta_1 IN_{t-1} + \beta_2 FDI_{t-1}$ 是一个平稳的时间序列。

Johansen 检验结果见表 4。迹统计量表明, 矩阵 π 的秩为 1, 所以在 5% 的显著性水平下, 两个变量之间存在 1 个协整关系, 因此我们可以考虑误差修正模型。最大秩统计量检验的结果也显示两个变量之间存在 1 个协整关系, 即存在一个协整向量。

表 4 FDI 与 IN 的协整性检验结果

Maximum rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value	max statistic	5% critical value
0	4	51.4641	.	20.1394	12.53	18.8451	11.44
1	7	60.8866	0.64899	1.2943*	3.84	1.2943	3.84
2	8	61.5338	0.06938				

由于 FDI 和 IN 之间存在一个协整向量, 所以本文选用 VECM 模型来分析两变量间的长期和短期关系。根据模型的运行结果, 代表长期均衡关系的协整关系为: $IN_t = 6.8 + 0.22 FDI_t + e_t$, 可见工业化进程与外商直接投资之间存在长期均衡关系。用边际效应的原理来解释 FDI 对 IN 的作用, 即 FDI 上升一个单位引起 IN 上升 0.218 个单位 (P 值为 0.003)。

由于修正方程中关于 FDI 一阶滞后项的系数较小, FDI 的工业化效应和技术外溢效应存在着一定的时滞。这种时滞可以从两个方面来解释: 首先, FDI 蕴含的先进生产技术、管理经验并不能立即为我国所利用, 如人员的培训、管理方式的转变都必须耗费一两年的时间; 其次, FDI 对我国技术进步的影响还受到我国吸收能力的制约, 吸收能力通常包含人力资本丰裕程度、经济开放程度、基础设施状况等等 (Borensztein and De Gregorio, 1998)。

(四) 冲击反应函数

冲击反应函数是考察扰动项增加一个单位的冲击而引起的某内生变量当前值和未来值的变化量。对一个变量的冲击直接影响这个变量本身, 并且通过 VECM 模型的动态结构传导给其他所有的内生变量。图 2 至图 5 是基于所估计的 VECM 模型模拟的冲击反应函数图, 分别为工业化指数对 FDI 的反应、FDI 对 FDI 自身的反应、FDI 对工业化指数的反应以及工业化指数对工业化指数自身的反应。本文研究的是 FDI 对工业化的影响, 因此我们主要分析图 2 的情形, 即 FDI 受到冲击后会对工业化产生怎样的短期和长期影响。

图 2 表示工业化指数对 FDI 的反应, 这是本文所考察的内容。在 0 期没有任何反应, 这是模型设定的必然结果, 因为我们认为 FDI 对工业化的影响存在一个滞后性。第 1 期后反应达到最大, 第 4 期后反应有所减弱, 最后趋于稳定。虽然工业化指数对 FDI 的反应存在一些波动, 尤其是在短期, 但工业化指数对冲击的反应始终为正而且持久, 这与我们的直觉相吻合。

图 3 表示 FDI 对 FDI 自身的反应。反应从 0 期开始, 在 0 期反应最大, 为 100%, 这是自然的, 变

① Johansen 检验法比 Engel-Granger 两步法有两大优点。由于 Johansen 检验法基于 VAR 技术, 减少了对解释变量是外源性还是内源性的关注, 可对协整向量进行约束, 这是 Engel-Granger 的方法做不到的。已有文献较多地使用 Engel-Granger 两步法进行协整检验, 而 Engel-Granger 两步法不是基于向量自回归的, 因此与基于向量自回归的向量误差修正模型存在一定程度上的不一致性。

② 为了叙述和阅读的方便, 这里暂时忽略了常数项和趋势项的可能性, 滞后阶数为 1。

量对自身的冲击反应在当期必然是最大的。接着反应迅速下降,第1期跌至最低点,反应值只有60%左右,然而第2期又快速上升,之后虽略有波动,但反应值一直保持在80%左右。可见FDI对自身的冲击反应巨大而持久。

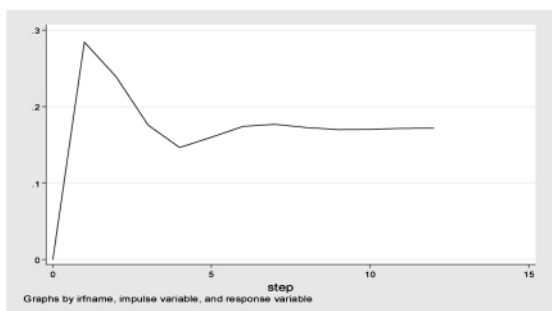


图2 工业化指数对 FDI 的反应

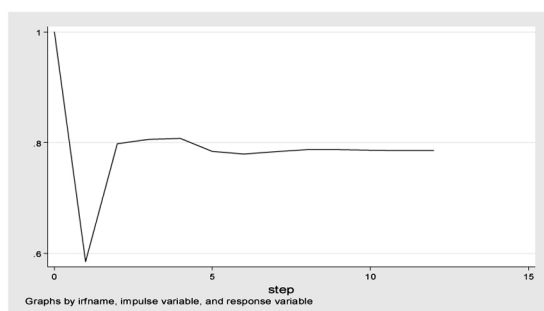


图3 FDI 对 FDI 的反应

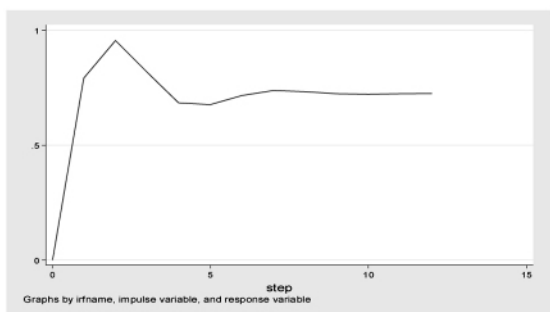


图4 FDI 对工业化指数的反应

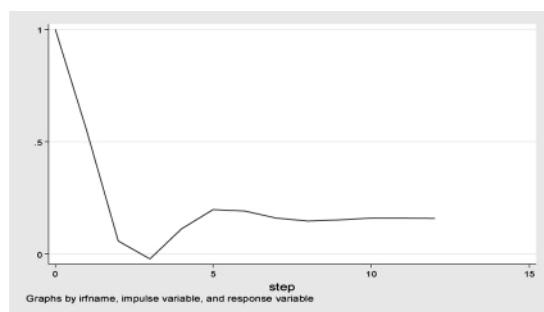


图5 工业化指数对工业化指数的反应

图4表示FDI对工业化指数的反应。工业化指数受到冲击后,FDI在0期没有任何反应,第1期反应迅速向上蹿升,第2期反应达到最大,为90%左右,第3至第5期反应逐步下降,在5、6两期略作调整后,FDI对IN的冲击反应保持稳定。对比图2与图4可以发现,FDI对工业化指数的影响与工业化指数对FDI的影响是相似的,可见二者之间的作用是相互的。

图5表示工业化指数对工业化指数自身的反应。在0期反应最大,为100%,这与图3中FDI对FDI自身的冲击反应是一样的道理。然后反应急剧下降,2、3两期在0线附近上下波动,4、5两期缓慢爬升,之后略为下降并保持稳定。这也说明,如果一开始工业化指数较高,之后进一步提高工业化水平就相对比较困难,这时需要有外来的其它冲击来打破工业化发展瓶颈。

表5 冲击反应值

Step	(1) IRF	(2) IRF	(3) IRF	(4) IRF
0	0	1	0	1
1	0.283973	0.584545	0.791454	0.551879
2	0.238864	0.797571	0.954489	0.058391
3	0.175567	0.806006	0.81747	-0.022987
4	0.146411	0.807592	0.683478	0.111921
5	0.159872	0.783908	0.675778	0.198136
6	0.174173	0.779479	0.715971	0.191233

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
Step	IRF	IRF	IRF	IRF
7	0.176454	0.783475	0.73697	0.158881
8	0.172484	0.78738	0.732549	0.146871
9	0.169993	0.78757	0.723531	0.152462
10	0.170214	0.786394	0.721002	0.159014
11	0.171159	0.785788	0.722932	0.160034
12	0.171504	0.785922	0.724644	0.158272

注1:表5中的IRF是指冲击反应函数,即 impulse response function。

注2:(1) Impulse = FDI and Response = IN.;(2) Impulse = FDI and Response = FDI.;

(3) Impulse = IN and Response = FDI. ;(4) Impulse = IN and Response = IN.

四、结论与进一步研究方向

通过对工业化指数的测算,本文发现从1991年到2010年,我国工业化程度逐步提高。通过两个变量的发展曲线观察其走势,没有发现明显的结构断点,且外商直接投资与工业化进程呈现出相同方向的变化。随后的协整分析验证了外商直接投资对我国工业化的影响。格兰杰因果关系检验表明外商直接投资是我国工业化进程的格兰杰原因。Johansen检验也表明外商直接投资与工业化进程之间存在协整关系。基于误差修正模型和冲击反应函数的分析进一步证明外商直接投资与工业化之间存在长短期关系。据此,本文证实了:外商直接投资与工业化之间的影响是相互的,外商直接投资对我国工业化进程起到了促进作用。

然而,需要指出的是,我们的模型只考虑外商直接投资与工业化的关系,对模型提供的政策建议应该慎重对待。工业化程度越高,是否就意味着经济增长越快、经济发展越好呢?如果是,那么我国在利用内资的同时仍应科学合理地引进外资,以推动工业化的发展,进而实现经济的持续增长;如果不是,那么就需要做另外的分析和解释。因此,工业化和经济增长的关系问题将是进一步研究的方向。外商直接投资对工业化效应的产生机制,特别是其中有多大的程度可以归因于技术溢出效应也是非常值得进一步研究的。

另外值得一提的是,随着克鲁格曼等开创的空间经济学的崛起及其应用的日益广泛,基于空间经济学特别是集聚理论,结合我国城市化进程研究外商直接投资工业化效应将是一个非常意义的新课题。

主要参考文献:

- [1] Borensztein E. J. De Gregorio. 1998. How does foreign direct investment affect economic growth? [J]. *Journal of International Economics* 45(1): 115-135.
- [2] Carlos Humberto Ortiz Javier Andres Castro, and Erika Raquel Badillo. 2009. Industrialization and Growth: Threshold Effects of Technological Integration [Z]. SSRN Working Paper.
- [3] Florian Englmaier and Markus Reisinger. 2008. Information Coordination and the Industrialization of Countries [J]. *Economics & Social Sciences CESifo Economic Studies* 54(3): 534-550.
- [4] Macro Da Rin and Thomas Hellmann. 2002. Banks as Catalysts for Industrialization [J]. *Journal of Financial Intermediation* 11(4): 366-397.
- [5] Kevin M. Murphy, Andrei Shleifer, Robert W. Vishny. 1988. Industrialization and the big push [J]. *NBER Working Paper*, No. 2708.

- [6] Ulrich Hiemenz. .1987. Foreign Direct Investment and Industrialization in ASEAN Countries [J]. *Review of World Economics* ,123: 121-139.
- [7] Vitor Trindade. 2005. The Big Push ,Industrialization and International Trade: the Role of Export [J]. *Journal of Development Economics* ,78: 22-48.
- [8] 丛颖. 2008. 利用 FDI 促进新型工业化发展 [J]. *合作经济与科技* 8 月号上(总第 350 期) : 50-51.
- [9] 崔向阳. 2004. FDI 和新型工业化关系的实证分析 [J]. *烟台大学学报(哲学社会科学版)* (2) : 217-221.
- [10] 韩兆洲. 2002. 工业化进程统计测度及实证分析 [J]. *统计研究* (10) : 6-8.
- [11] 李小平. 2009. 全球金融危机下中国工业化发展大力吸引 FDI 必要性分析 [J]. *甘肃社会科学* (5) : 202-204.
- [12] 李子奈 叶阿忠. 2011. *高等计量经济学* [M]. 北京: 清华大学出版社.
- [13] 黄菁 赖明勇 王华. 2008. FDI 在中国的技术外溢效应: 基于面板数据的考察 [J]. *世界经济研究* (10) : 48-55.
- [14] 钱纳里. 1989. 工业化和经济增长的比较研究 [M]. 吴奇等译. 上海: 上海三联书店出版.
- [15] 汪川. 2009. 阶层变迁的工业化过程: 19 世纪英法工业化差异的一个解释 [J]. *世界经济* (11) : 55-67.
- [16] 汪昕宇. 2004. FDI 自由化对华经济的负面影响 [J]. *中国投资* (9) : 98-100.
- [17] 巫俊飞. 2007. 试论 FDI 迅速增长对中国经济的负面影响 [J]. *市场周刊(理论研究)* (11) : 115-116.
- [18] 姚树洁 冯根福 韦开蕾. 2006. 外商直接投资和经济增长的关系研究 [J]. *经济研究* (12) : 35-46.
- [19] 赵伟. 2009. 工业化与城市化: 沿海三大区域模式及其演化机理分析 [J]. *社会科学战线* (11) : 74-81.

The Effects of FDI on Industrialization in China

Huang Yanping

Economic Department ,Xiamen University ,Xiamen 361005

Abstract: This paper apply VECM to examine the effect of foreign direct investment(FDI) on China's industrialization. It is generally believed that attracting FDI can be effective and sustained promotion of the industrialization process. After verifying the above argument ,the reasearh finds: there is a certain delay on the impact of FDI on China's industrialization process; initial FDI contribute to the coming year to further attract FDI. This reasearch is different from the existing ones: the level of industrialization is measured by objective formula of the National Bureau of Statistics; emphasize technology spillover effects which plays an important role in the process of industrialization. The paper provides a direction for future research.

Key words: foreign direct investment; technology spillovers; industrialization; cointegration analysis

(责任编辑: 莫长炜)