

经济转型期山东省外商直接投资与经济增长的长期均衡关系

——状态空间模型及变协整分析

毕 涛 张 提

(山东经济学院, 山东济南 250014)

[摘 要] 利用状态空间模型建立了外商直接投资与经济增长之间的变参数模型, 并利用 E - G 两步法检验了两者之间的关系, 得到如下结论: (1) 考虑制度变迁因素, FDI 与经济增长之间存在着均衡比例变化的变协整关系。 (2) 该时变均衡比例总体上有下降趋势并伴随着制度变迁及政策变动上下波动。

[关键词] 经济转型期; FDI; 经济增长; 状态空间模型; 变协整

[中图分类号] F832. 48

[文献标识码] A

[文章编号] 1000 - 971X(2007)05 - 0158 - 04

一、引言

20 世纪末, 外商直接投资 (FDI) 快速增长, FDI 与国际贸易、技术转让一起成为推动全球经济一体化的重要力量。1978 年改革开放以来, 我国利用 FDI 的脚步逐渐加快, 2002 年超过美国成为世界上最大的 FDI 接受国。山东省作为我国东部沿海的经济大省, 近年来 GDP 增长速度与流入的 FDI 数额同样引人瞩目, 2005 年流入山东的 FDI 数额为 897072 万美元, 改革开放以来流入山东省的 FDI 累计达到 394.4 亿美元, 约占全国 FDI 流入量的 1/10。在 FDI 大量流入的同时, 山东省的 GDP 在 2005 年位列全国第二位。那么 FDI 与经济增长之间有什么关系, 搞清楚这个问题对于我们制定政策有一定的借鉴意义。

国内外学术界对 FDI 对东道国的影响进行了大量的研究, 这些研究主要集中在 FDI 对东道国经济增长、对外贸易、技术进步、产业结构及就业等方面。在 FDI 与经济增长上面, Jordan Shan (2002) 运用 VAR 方法研究了中国的 FDI 与经济增长的关系, 得到了 FDI 与经济增长之间存在着双向的因果关系, 但经济增长对 FDI 的影响要大于 FDI 对经济增长的影响。而 Gupta 和 Islam 运用 Panel Data 方法对 1953 — 1973 年发展中国家的数据进行研究得到了 FDI 对于经济增长没有明显作用的结论。国内桑秀国 (2002) 研究表明 FDI 与经济增长呈正相关关系, FDI 对经

济增长有促进作用, 但不是中国经济增长的主要原因。中国经济增长是 FDI 增长的原因。在 FDI 与经济增长的关系方面研究结果尚有分歧。虽然众多文章得到的结论并不一致, 但在协整分析时都是假定 FDI 与经济增长之间的参数是固定的, 这种假设实际上忽略了改革开放以来我国经济体制的转变及对 FDI 政策的不断调整这一实际情况。为了完整的刻画出 FDI 与经济增长之间的关系, 本文引入状态空间模型, 对两者进行变协整分析。

二、研究数据的选取及 Granger 因果检验

(一) 研究数据的选取。

本文选取的数据为 1984 - 2005 年山东省外商实际直接投资额和地区支出法国内生产总值, 数据来源于《2006 年山东省统计年鉴》。外商实际直接投资的单位为万美元, 我们通过人民币对美元年平均汇价数据进行换算使其与地区国内生产总值币种单位相等。为将现价转化为不变价格我们需要进行价格指数的调整。因 GDP 中既包括产品又包括服务, 因此我们用 1984 年为 100 的居民消费价格总指数对其进行调整, 而对外商直接投资则用以 1984 年为 100 的社会商品零售价格总指数进行调整。为了消除异方差的影响, 我们对经过处理的数据取自然对数, 处理后的数据见表 1。

[作者简介] 毕 涛 (1983 -), 山东青岛人, 山东经济学院统计学专业硕士研究生, 研究方向为微观经济分析。

表 1 1984 - 2005 年 FDI 及 GDP 数据

年份	L GDP	L FDI	年份	L GDP	L FDI
1984	1.639212	- 4.67688	1995	2.593663	4.207346
1985	1.713027	- 1.89014	1996	2.687619	4.104658
1986	1.755825	- 0.52832	1997	2.776866	4.038829
1987	1.861478	- 0.32659	1998	2.860903	3.925839
1988	1.914867	- 0.00289	1999	2.935474	4.038039
1989	1.87164	1.031149	2000	3.04227	4.221023
1990	2.023836	1.405971	2001	3.124254	4.401021
1991	2.156657	1.638764	2002	3.24281	4.841571
1992	2.284328	3.299224	2003	3.396219	5.06965
1993	2.383913	3.86163	2004	3.580498	5.238441
1994	2.504957	4.37304	2005	3.741938	5.241676

注:L GDP代表取对数的地区生产总值,L FDI代表取对数的外商直接投资。

(二) Granger 因果检验。

为了建立状态空间模型我们需要确定经济增长与 FDI 之间的因果关系,对这一问题的研究我们应用 Granger 因果检验。Granger 因果关系检验对滞后期的选择非常敏感,我们通过 SC 最小化准则确定滞后期为 5,得到了检验的结果见表 2。

表 2 Granger 因果关系检验

原假设	F 统计量	P 值
L FDI 不是 L GDP 的 granger 原因	1.292747	0.376856
L GDP 不是 L FDI 的 granger 原因	9.053726	0.009167

通过表 2 我们看到 GDP 是 FDI 的 granger 原因,而 FDI 不 granger 引起 GDP。这与桑秀国的研究结果一致。由以上的结果我们将 GDP 定为自变量而将 FDI 作为因变量来处理。

三、状态空间模型及估计结果

(一) 状态空间模型

20 世纪 80 年代以来,状态空间模型逐渐成为估计不可观测的时间变量的一种有力的建模工具。状态空间模型是动态模型的一般形式,许多时间序列模型,如典型的线性回归模型和 ARIMA 模型都能作为状态空间模型的特例。该模型由信号方程(signal equation)和状态方程(state equation)两部分组成。设 y_t 是包含 k 个经济变量的 $k \times 1$ 维可观测变量,这些变量与 $m \times 1$ 维向量 z_t 有关, z_t 被称为状态向量。则信号方程被定义为:

$$y_t = Z_t z_t + d_t + \mu_t \quad t = 1, 2, \dots, T$$

其中, T 表示样本长度, Z_t 表示 $k \times m$ 矩阵, d_t 表示 $k \times 1$ 向量, μ_t 表示 $k \times 1$ 向量是随机扰动项。一般地, z_t 的元素是不可观测的,然而可以表示成一阶马尔可夫过程,因此状态方程被定义为如下形式:

$$z_t = T_t z_{t-1} + c_t + R_t \epsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T$$

其中, T_t 表示 $m \times m$ 矩阵, c_t 表示 $m \times 1$ 向量, R_t 表示 $m \times g$ 矩阵, ϵ_t 表示 $g \times 1$ 向量是随机扰动项。

我们利用状态空间模型对 FDI 与经济增长之间的关系进行建模,建立的模型如下:

$$L FDI_t = c + \beta_1 L GDP_t + \mu_t$$

$$z_t = \rho z_{t-1} + v_t$$

在建立的模型中, μ_t 和 v_t 是随机扰动项,它们服从零均值、方差为常数的正态分布,且两者之间是相互独立的。

建立状态空间模型有两个突出的优点,一是可以通过状态变量体现不可观测向量对被解释变量的影响,从而较好地解决模型的设定误差问题,并大大的节省了自由度。如本文中所要估计的经济增长吸引的 FDI 的弹性系数受到中国经济体制及对外政策的影响,而这些影响因素是无法定量分析的且找不到较好的替代变量,若在分析中忽略了这些变量将会导致伪回归问题的产生。另外本文的样本数据只有 22 年,若包含过多的解释变量将导致自由度过小的问题,而建立状态空间模型可以很好的解决以上问题。第二个优点是模型可以利用一种功能强大的递归算法——卡尔曼滤波来估计未知参数。卡尔曼滤波可以将不可观测因素的影响过滤出来,并且可以利用被解释变量过去观察值提供的信息得到状态变量的最佳近似。正是基于以上的优点,状态空间模型特别适合于中国经济转型期一些经济问题的研究。

(二) 估计结果。

我们利用 Eviews5.0 对状态空间模型进行估计,得到如下结果:

$$L FDI_t = - 11.27599 + \beta_1 L GDP_t \\ (- 1.557685) \quad (13.86645) \\ \rho = 4.447832 \quad \epsilon_t \sim N(0, 1)$$

从以上的估计结果中我们看到 ρ 的估计值为 4.447832,而常数项没通过 t 检验。状态向量系数为 4.447832 表明该向量服从一扩散的自回归过程,该结果表明状态向量是非平稳的且波动比较剧烈,

制度变迁因素对 FDI 与经济增长之间的关系具有显著的影响。我们将随着时间变化的经济增长导致 FDI 流入的弹性系数的参数估计值用图 1 形象的展现出来,以此分析在中国经济转型期这样一个大的前提下,该弹性系数是如何变化的。图 1 如下所示:

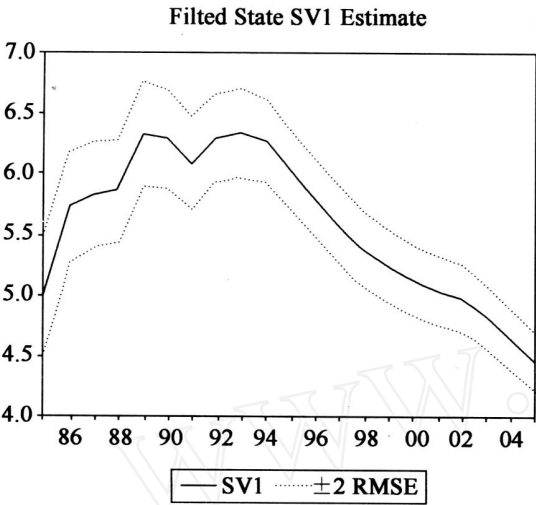


图 1 GDP 对于 FDI 的弹性系数图

通过分析图 1 我们发现经济增长导致 FDI 流入的弹性系数呈现一先增长后下降的波动趋势。从 1984 年到 1989 年,该弹性系数总体上保持一上升趋势。在该时间段内,中国的经济制度经历了大范围的变革,推出了大量的优惠政策吸引外资进入中国。就山东而言该阶段是 FDI 流入迅速增长的阶段,山东省经济的快速增长给外商很强的投资信心, GDP1 % 的增长吸引 FDI5 % 到 6.4 % 的增长。1990 年到 1994 年,该弹性系数经历了一个 M 型的波动,1989 年的政治事件导致很多西方国家对 China 进行经济制裁,外商对中国的投资保持了谨慎的态度,经济增长导致的 FDI 流入有所降低,这种状况持续到 1991 年。而 1992 年到 1994 年,该弹性系数开始呈上升趋势,这是因为 1992 年邓小平南巡讲话解决了市场经济姓“资”姓“社”的争论,统一了发展的思路,这一次讲话给外商较强的投资信心。1994 年至今,该弹性系数呈现显著的下降趋势,在 1997 年和 2002 年有些许波动。到 1994 年,我国改革开放进行了 16 年,经济增长对于 FDI 的吸引力越来越弱, GDP1 % 的增长引起的 FDI 的流入越来越少。1997 年东南亚金融危机对我国吸引 FDI 带来了一定的影响,在该时期中国保持人民币不贬值的政策及东南亚经济危机导致的中国 GDP 增长速度的下降,使得该弹性系数凸向横坐标。该弹性系数在 2002 年也有一个小幅度的波动,中国于 2001 年底加入 WTO 及加入

WTO 所作出的承诺增强了外商的投资信心,该时期经济增长引起的 FDI 的流入相对于前期有所增加。总的来说,随着中国经济的快速增长及外汇储备的增加,经济增长所吸引的 FDI 有明显的下降趋势,中国吸引外商投资经历了从量到质的转变。

四、FDI 与经济增长的协整分析

为了检验以上估计结果的可靠性,我们还需对状态空间模型描述的 FDI 与经济增长之间的关系进行协整检验。1987 年由 Engle 和 Granger 提出的协整定义认为两非平稳时间序列间具有协整关系则两变量间的系数是固定的。我们利用状态空间模型建立的时变参数模型不适用于以上关于协整的定义,在这里我们将协整的定义进行扩展,即认为协整关系描述的是一种变化的长期均衡关系。

(一)平稳性检验。

对于时间序列变量的平稳性检验应用最广泛的是单位根检验 (unit root test) 中的 ADF (Augmented Dickey - Fuller) 检验,其原理为对如下模型进行假设检验:

$$Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 t + (1 - \alpha_3) Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{i+1} Y_{t-i} + \epsilon_t$$

ϵ_t 是白噪声序列。原假设为 $H_0: \alpha_3 = 1$,即 Y 有一个单位根,这说明序列是不平稳的。在单位根过程中,由给定的样本构造 F 统计量,若计算出的 F 值大于临界值,则拒绝非平稳的原假设,否则接受原假设。本文应用 Eviews5.0 对时间序列变量进行平稳性检验,检验结果见表 3。

表 3 ADF 单位根检验结果

变量	检验形式 (c,t,m)	ADF 统计量	Mackinnon 临界值 (10 %)	结论
LFDI	(c,t,1)	- 4.067816	0.0222	不平稳
LFDI	(c,0,0)	- 4.854733	0.0011	平稳
LGDP	(c,t,1)	- 1.377644	0.8358	不平稳
GDP	(c,0,0)	- 2.970191	0.00551	平稳

注:检验形式 (c,t,m) 分别表示单位根检验中是否有常数项,时间趋势项及滞后阶数,其中滞后阶数有 SC 最小准则确定。

由单位根检验我们看到在 1 % 的显著性水平下,LFDI 和 LGDP 都是一阶单整序列。

(二)协整检验。

现在进行协整分析时一般应用 Engle 和 Granger 提出的 E - G 两步法及 Johansen 和 Juselius 提出的 JJ 方法。JJ 方法多用于多变量协整检验,本文只有

FDI与 GDP 两个变量 ,因此我们选择在检验两个变量的协整关系时较为常用的 E- G两步法。

前面我们利用卡尔曼滤波对建立的状态空间模型进行了估计 ,对于 FDI 与经济增长的协整检验实际上就是检验估计出来的信号方程的误差项是否为一平稳序列。若检验结果表明该误差项序列为一平稳序列 ,则 FDI 与经济增长间存在着变协整关系 ,若检验结果表明该序列为非平稳的 ,则认为两变量间不存在变协整关系。对于该误差项序列的单位根检验结果见表 4。

表 4 ADF 单位根检验结果				
变量	检验形式 (c ,t ,m)	ADF 统计量	Mackinnon 临界值 (10 %)	结论
ρ_t	(c ,t ,1)	- 5. 160054	0. 0030	平稳

注 :检验形式 (c ,t ,m) 分别表示单位根检验中是否有常数项 ,时间趋势项及滞后阶数 ,其中滞后阶数有 SC 最小准则确定。

单位根检验表明信号方程的误差项序列为一平稳的序列 ,因此我们认为 FDI 与经济增长之间存在着均衡比例逐渐下降的变协整关系。

如果我们假定弹性系数为一固定值 ,在这个假定下我们建立固定系数的 FDI 与经济增长之间的模型如下 :

$$LFDI_t = c + LGDP_t + \mu_t$$

我们应用最小二乘估计法估计以上模型 ,其估计结果如下 :

$$LFDI_t = - 6. 591831 + 3. 610718LGDP_t \\ (- 5. 352424) \quad (7. 696556)$$

我们对该固定系数模型估计所得到的误差项序列进行平衡性检验以验证在弹性系数为固定值的假定下 ,FDI 与经济增长之间是否存在经典的协整关系。单位根检验结果如下表。

表 5 ADF 单位根检验结果				
变量	检验形式 (c ,t ,m)	ADF 统计量	Mackinnon 临界值 (10 %)	结论
ρ_t	(c ,t ,1)	- 3. 898430	0. 0309	不平稳

单位根检验显示该误差项序列是一非平稳过程 ,因此固定系数模型是一伪回归模型 ,两变量间不存在经典的协整关系。这也表明我国经济体制的变迁及对 FDI 政策的变化对经济增长吸引 FDI 流入的弹性系数具有显著影响 ,在我们进行实证研究时这些不可观测因素的影响应当有所考虑。

五、小结

本文通过状态空间模型建立了 FDI 与经济增长两时间序列变量之间的变协整模型 ,该模型充分考虑了我国正处在经济转型期这一实际 ,将经典的均衡比例固定的协整关系推广到了均衡比例随着时间变化的变协整关系。应用卡尔曼滤波估计的 FDI 与经济增长之间的时变均衡比例总体上表现出一个下降的趋势 ,由于在分析时我们对原始数据取了对数 ,实际上这一时变均衡比例就是经济增长对于 GDP 的弹性系数。通过分析我们发现该弹性系数与制度变迁因素及对 FDI 的政策变化有着很大关系。近年来 ,就山东省来说 ,经济增长对于 FDI 的吸引力越来越弱 ,山东省对于 FDI 的利用正在从追求数量向追求高的引资质量上转变。这也使得我们的政府部门在制定吸引外资的政策时要有所改变 ,施行差别化的优惠政策提高流入山东省的 FDI 的质量。

参考文献 :

[1]Jordan Shan :A VAR approach to the economics of FDI in China[J] ,Applied2 Economics 2002
[2]桑秀国. 利用外资与经济增长[J] ,管理世界 ,2002 , (09) .
[3]康赞亮 ,张必松. FDI、国际贸易与我国经济增长的协整分析与VECM模型[J] . 国际贸易问题 ,2006 , (02) .
[4]江锦凡. 外国直接投资在中国经济增长中的作用机制[J] . 世界经济 ,2004 , (01) .
[5]高铁梅. 计量经济分析方法与建模[M] ,清华大学出版社 ,2006 .
[6] James D. Hamilton. Time Series Analysis [M] . PRINCETON UNIVERSITY PRESS 1994 .