# 我国经济增长与固定资产 投资的变结构协整分析\*

# 焦 佳 赵 霞 于 霄

(山东经济学院,山东 济南 250014)

[摘 要] 变结构协整分析是反映经济关系和经济结构变化,体现经济系统内部长期均衡关系的新型研究方法。本文考虑数据结构突变的可能性,设定虚拟变量,对1953-2005年数据进行变结构协整分析,成功检测到数据结构在1960和1978年发生突变,进一步得到我国固定资产投资与经济增长的两段式变结构形式,建立了误差修正模型,并与不考虑变结构的协整分析结论作对比。分析发现:我国固定资产投资与经济增长之间存在长期均衡关系,考虑变结构的协整分析结果优于不考虑变结构的分析结果。

[关键词] 变结构;协整;经济增长;全社会固定资产投资;虚拟变量

[中图分类号]F224.3 [文献标识码]A [文章编号]1000-971X(2008)01-0048-04

#### 一、引言

投资、消费和外贸是拉动经济增长的三架马车. 而固定资产投资是社会扩大再生产的有效途径。根 据经济增长理论,固定资产投资的增长会带动经济 的增长,投资乘数理论表明,投资增加可以引起国内 生产总值的成倍增加。固定资产投资对经济增长不 仅具有直接的拉动作用,而且,扩大投资会拉动对原 材料、生产设备、劳动力等的需求,从而拉动与投资 活动相关行业的产出和消费需求的增长。改革开放 以来,随着我国经济建设的不断发展,全社会固定资 产投资逐年增加。然而,无效投资和重复建设以及 高耗能建设投资会对我国经济造成一定的负面冲 击。在持续、快速、健康发展的经济体系中, 固定资 产投资与经济增长之间存在着长期稳定的均衡关 系, 而描述经济变量间的长期关系的协整理论是刻 画这种均衡关系的有力工具。而在实际环境中, 经 济活动期越长, 经济系统越有可能受到外部冲击的 影响,从而造成经济变量结构的变化,并可能引起变 量间原有均衡关系的改变。我国建国以来, 经历了 几次大的政治和经济的波动, 这些活动均有可能改

变数据结构。如果数据发生了结构变化,则忽视这种变化而得到的协整分析结论就值得怀疑。变结构协整分析正是针对上述研究内容提出的一种解决方法,它能够在受到外部冲击时及时准确地反映固定资产投资与经济增长之间的长期均衡关系,具有重要的经济与实践意义。

本文的主要研究是考虑到数据结构变化因素, 认为全社会固定资产投资与经济增长之间的关系有 待进一步认识,基于建国以来的数据对其做协整分 析,由于检验到两个变结构点,最终得到与以往不同 的两段变结构协整模型,并分别建立了误差修正模 型,最后比较了不考虑突变点的协整关系与考虑突 变点的协整关系的优劣。

#### 二、理论模型

由于引起模型结构变化的原因不同,可以将变结构协整分为:参数变结构协整、部分协整和机理变化型协整。参数变结构协整是指在某一时点上协整参数发生了变化,但序列间的协整关系依然存在,对于发生在经济结构或政策发生制度性变化的情况,一般考虑的是参数变结构协整;部分协整的情况是

<sup>\*</sup> 本文是山东省自然科学基金项目"非(半)参数多变性研究"(项目编号: Q2006A05)的阶段性研究成果。 [作者简介] 焦佳(1980- ), 女, 山东青岛人, 山东经济学院统计学专业硕士研究生。主要研究方向: 金融统计。

指时间序列在某一时点以后或以前存在协整关系,而另外的时序集合里协整关系不复存在; 机理结构型协整关系表明已有的协整关系可能由于新的变量进入系统而使得原来系统的均衡关系遭到破坏,而形成另一种新的均衡关系。

定义: 设 n 维时间序列  $X_t = (x_{1t}, x_{2t}, ..., x_n)'$ ,  $t \in F$ , F 为时序集合, 若存在子集  $T_1 \subset F$ ,  $T_2 \subset F$ ,  $T_1 \cap T_2 = \Phi$ ,  $T_1 \cup T_2 = F$ ,  $\alpha_1 \in R^m$ ,  $\alpha_2 \in R^m$ ,  $\alpha_1 \neq \alpha_2$ ,  $\Phi$ 是空集. 使得以下关系成立

- (1) 当  $Z_t = \alpha_1 X_{t1} \sim I(0)$ ,  $t_1 \in T_1$ ,  $Z_t = \alpha_2 X_{t2} \sim I(0)$ ,  $t_2 \in T_2$ , 则称时间序列  $X_t$  是参数变结构协整。
- (2) 当  $Z_t = \alpha_1 X_{t1} \sim I(0)$ ,  $t_1 \in T_1$ ,  $Z_t = \alpha_2 X_{t2} \sim I(1)$ ,  $t_2 \in T_2$ , 则称时间序列  $X_t$  是部分变结构协整。
- (3) 当  $Z_t = \alpha_1 X_{t1} \sim I(0)$ ,  $t_1 \in T_1$ ,  $Z_t = \alpha_2 X_{t2} + \beta Y_t \sim I(0)$ ,  $t_2 \in T_2$ , s 维时间序列  $Y_t = (y_{1t}, y_{2t}, y_{st})'$ ,  $\beta \in R^s$  则称时间序列  $X_t$  是机理变结构协整。

特别地, 若  $T_1 = \phi$  或  $T_2 = \phi$ , 则称时间序列是完全协整的。

标准协整回归的静态模型为:  $y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$ ,  $t = 1 \cdots T$ , 当  $u_t \sim I(0)$  时, 称  $x_t$ ,  $y_t$  间存在协整关系。

为了建立变结构模型,引入虚拟变量:

$$D_{t-} \tau = \begin{cases} 0 & t \leq [n\tau] \\ 1 & t > [n\tau] \end{cases}$$

τ∈(0,1) 为待估值, 其中[]表示取整。

本文主要研究参数变结构模型, 其结构变化的形式有:

(1) 水平漂移型: 
$$y_t = \alpha + \delta D_{t-} \tau + \beta' x_t + u_t \quad t = 1 \dots T$$
 (1)

- $\alpha$  是飘移以前的常数项,  $\delta$ 表示飘移量, 下同。
- (2) 水平趋势项飘移型:  $y_t = \alpha + \partial t_t \tau + \lambda t + \lambda t D_{t-\tau} + \beta' x_t + u_t t = 1 \cdots T$  (2)
- (3) 状态开关型:  $y_t = \alpha + \delta D_{t-\tau} + \lambda + \lambda t D_{t-\tau} + \beta_{x_t} + \beta_{x_t} D_{t-\tau} + u_t \quad t = 1 \dots T$  (3)

此形式既有常数项漂移,又有趋势项漂移和斜率的变化。如果变结构点已知,可以采用单位根检验对模型(1)、(2)、(3)进行协整关系的存在性检验;而实际的经济系统中的结构变化点往往是无法预先

确定的。本文研究在未知结构变点的情况下,做参数变结构协整分析。

#### 三、协整分析

#### (一)不考虑结构突变的协整分析

本部分使用 EG 两步法对变量间关系进行协整分析。首先定义变量,分析数据的基本统计特征,检验平稳性,最后进行协整分析。

#### 1. 变量定义及正态性检验

本文主要采用 2 个经济指标: 全社会固定资产 投资与国内生产总值。分析的数据来自于《中国统 计年鉴》(2006),数据区间为 1953~2005 年,样本数 据为年度数据, GPI 表示全国零售物价总指数,将全 社会固定资产投资与 GDP 分别除以当年的物价总 指数得到实际的全社会固定资产投资与国内生产总 值,分别用 I 和 GDP 表示。由于数据的自然对数变 换不影响协整关系,能使趋势性线性化,并且可以消 除可能存在的异方差,故对 I 和 GDP 进行了自然对 数变换,变换后的变量用 lni 和 lngdp 表示。

变量 lngdp 和 lni 的 Jarque— Bera 统计量分别为 3.753 和 3.299, 相伴概率值分别为 0.153 和 0.192, 表明序列残差项服从正态分布, 通过正态性检验。

## 2. 序列稳定性检验

协整检验的前提要求同阶单整。本文使用 ADF 方法对此性质进行检验, 结果如表 1 所示。

表 1 平稳性检验结果

变量	ADF 检验值	检验形式(C,T,K)	5% 临界值
lngdp	- 1. 4128	(C, N, 1)	- 3.5043
lni	- 3. 4707	(C, N, 1)	- 3.5005
∆lngdp	- 6. 8656	(C, N, 1)	- 3. 1818
∆lni	- 4. 7250	(C, N, 1)	- 3.5063

注: 检验形式(C, N, K)中C表示截距项,T表示趋势项,N表示检验方程中不包括截距项和趋势项;K表示根据AIC选取的滞后阶数, $\Delta$ 表示一阶差分。

由表1可以看出,水平值序列均不平稳。序列 lngdp 和 lni 经过一阶差分以后均为平稳序列,说明 二者均为一阶单整序列,可以进行协整分析。

#### 3. 协整分析

对变量进行普通最小二乘回归, 结果如下:

 $lngdp_t = 3.4692 + 0.7087 ln i_t$ 

 $R^2 = 0.9837$  F = 3086.828 D. W = 0.6139SSR = 1.10612 AIC = -0.9561

生成残差序列并对其进行稳定性检验, 检验结果如表 2 所示。

表 2 残差序列稳定性检验

ADF 检验值	检验形式(C,T,K)	5% 临界值
- 4.3449	(C,T, 1)	- 1.948

注: 检验形式说明同表 1。

由表 2 可以看出残差序列是平稳序列,则表明 I 和 GDP 之间存在着长期的均衡关系,即协整关系存 在。

#### (二) 考虑结构突变的协整分析

我国建国以来,经历了几次大的政治和经济的 波动,其中对经济结构和经济关系影响较大的有 1959 年至1961 年的三年自然灾害,1978 年以后的改 革开放政策的实施,以及1989 年的政治风波。因此 样本数据结构可能存在突变,本部分首先设定虚拟 变量,然后估计结构突变时机,最后结合结构突变情 况进行协整分析。

#### 1. 设定虚拟变量

根据历史发生时间设定突变时机是研究机构突变问题的主要方法。但是,经济活动普遍具有滞后效应,此法设定的突变时机较不准确。结构突变时机应当被估计而不应是人为先验选择。

本文估计结构变化时机的虚拟变量如下定义:

$$D_{t-\tau} = \begin{cases} 0 & t \leq [n\tau] \\ 1 & t > [n\tau] \end{cases}$$

其中, 未知参数  $\tau \in (0, 1)$ , []表示取整运算, n表示观察值数目。通常设  $\tau \in (0.15, 0.85)$ , [nT]表示可能的结构突变时机。本文共有 53 个观察值, 由于考虑了滞后项, 因此实险 n=50, 设  $\tau$ 值增量为 0.15, 即  $\tau$ 分别取值为 0.15, 0.30, 0.45, 0.60, 0.75, 0.85, 则[nT]分别取值为 7,15,23,30,37,42。根据 [nT]值可以推算准确结构突变时机。

## 2. 估计结构突变时机

估计结构突变时机的模型设定如下:

$$\ln g dp_t = \alpha + \mathcal{V} D_{t-\tau} + \beta \ln i_t + \varepsilon_t$$

其中, α 表示平移前的截距, μ 表示在突变点处 截距的变化。 根据上述模型分别对含有不同虚拟变量的方程进行普通最小二乘回归。结果如表 3 所示。

表 3 结构突变时机估计结果

观测值		7	15	23	30	37	42
虚拟变量		3. 8945	2. 4251	0.9650	0. 5980	2.4591	2.1305
		0. 0003	0. 0290	0.3392	0.5525	0.0274	0.0381

由表 3 可以看出, 观测值 7 处虚拟 变量系数 p 值高度显著, 表明 7 观测值处均有可能发生结构突变。为得到更加稳健的结构突变时机, 由于 1978 年改革开放, 对这两处观测值分别进行邹断点检验。检验结果如下表 4。

表 4

邹断点检验结果

	观测值	F 统计量	概率值	对数似然比	概率值
-	7(1960)	14. 7447	0.0000	24.9706	0.0000
•	25( 1978)	3. 8400	0. 02823	6. 3421	0.0211

由表 4 可以看出这两处的概率显著,说明这两处发生结构突变。检验结果与实际突变点相当吻合。根据分析 1960 年我国发生自然灾害确实使得投资下降,国民经济降到最低;1978 年我国实行改革开放政策,全面有力的刺激了投资和经济增长。

#### 3. 结构突变情况下的协整分析

由于数据中有两处发生了结构突变, 为了将两个事件的影响分开, 本文分别对 1953-1978 年和 1961-2005 年两段时间进行变结构协整分析。

下面建立变结构协整模型:

(1) 1953-1978年, 长期均衡关系为:

 $\ln g dp_t = 5.334 - 0.1075 D_{t-\tau} + 0.041 t + 0.26 \ln i_t$ 

 $R^2 = 0.9892$  F = 672.73 SSR = 0.04751

AIC = -3.1594

其中 
$$D_{t-T} = \begin{cases} 0 & t \leq 1960 \\ 1 & t > 1960 \end{cases}$$

残差序列平稳性检验的 ADF 统计量为 - 2.2537,5% 临界值为 - 1.955,表明残差序列稳定,两变量之间具有协整关系。从该模型形式看,经济增长与全社会固定资产投资的变结构协整关系 1953 年至 1978 年期间的表现形式为水平漂移型协整关系,也即发生均值突变。根据 EG 两步法,误差修正项为:

 $ECM_t = \ln g dp_t - 5.334 + 0.1075 D_{t-} \tau - 0.041 t - 0.26 \ln i_t$ 

# 误差修正模型为

 $\Delta \ln g dp_t = 4.090 - 0.58898 \ \Delta \ln i_t + 0.73596$   $ECM_{i-1}$ 

其中  $R^2 = 0.7998$  F = 43.971 p = 0.0000 (2) 1961-2005 年, 长期均衡关系为:

 $\ln g dp_t = 4.1697 - 0.8243 D_{t-} \tau + 0.133 D_{t-} \tau \times \ln i_t + 0.5924 \ln i_t$ 

 $R^2 = 0.9951$  F = 2758.19 SSR = 0.2481 AIC = -2.18201

其中 
$$D_{t-}$$
  $\tau = \begin{cases} 0 & t \leq 1978 \\ 1 & t > 1978 \end{cases}$ 

残差序列平稳性检验的 ADF 统计量为 - 5.9255,5% 临界值为- 1.9489, 表明残差序列稳定, 两变量之间具有协整关系。从该模型形式看, 经济增长与全社会固定资产投资的变结构协整关系在改革开放以后表现形式为状态开关型协整关系, 也即发生趋势突变。根据 EG 两步法, 误差修正项为:

 $ECM_t = \ln g dp_t - 4. \ 1697 + 0. \ 8243 D_{t-\tau} - 0. \ 133$  $D_{t-\tau} \times \ln i_t - 0. \ 5924 \ln i_t$ 

#### 误差修正模型为

 $\Delta \ln g dp_t = 3. 6211 + 0. 6914 \Delta \ln i_t + 0. 8289$   $ECM_{t-1}$ 

其中  $R^2$  = 0.9950 F = 30909.79 p = 0.0000

从两个误差修正模型可以看出,全社会固定资产投资的短期变化将引起经济增长发生同方向变化,具有实际经济意义。误差修正项 ECM 的系数反映了对偏离长期均衡的调整力度,其系数估计值表明本期对均衡的偏离在下一期将得到调整。两个模型都能较好地解释变量间的相互依存关系。

另外,比较不考虑突变点和考虑突变点的协整关系结果可以看出,前者的参差平方和为 1. 1061,后者两段分别为 0. 04751 和 0. 24881,均低于不考虑突变点的参差平方和。前者的 AIC 为- 0. 9561,后者两段分别为- 3. 15942 和- 2. 18207,各项指标均优于不考虑突变点的模型。表明考虑突变点的协整分析能够更好地反映经济变量间的关系。

四、结论

变结构协整分析是反映经济关系和经济结构变 化,体现经济系统内部长期均衡关系的新型研究方 法。尤其是我国处于经济转型时期, 经济模型随着 经济体制的变革和政治制度的更新不是一成不变 的, 为了更准确及时地反映经济问题, 本文引入虚拟 变量, 运用 EG 协整分析方法, 对 1953-2005 年的数 据进行变结构协整分析,得到两段变结构形式,分别 表现为水平飘移型和状态开关型协整关系,并给出 了长期均衡关系式和误差修正模型。固定资产投资 和国内生产总值之间存在协整关系, 说明固定资产 投资和国内生产总值之间存在长期均衡关系。投资 的快速增长直接拉动社会总需求的快速增长,从而 带动长期产出水平的快速增长。投资的增长不仅影 响当年的产出的增长, 而且对下一年的产出影响很 大,固定资产投资对经济增长的滞后作用大约为一 到二年。因此,在决定固定资产投资率时可以根据 上一年投资资金的具体利用情况。

从上述结论中,可以看出固定资产投资与经济增长存在长期的均衡关系,因此保持固定资产投资的长期稳定增长,也就从一定程度上保证了经济的增长。为此我们要充分调动民间投资和外商投资的积极性,积极培育多元投资主体。另外,环境污染、只追求经济效益而忽视社会效益的投资不仅不会促进经济增长,而且会因为负面效应而抑制经济。因此要切实落实科学发展观,加快粗放式经济增长方式向集约式经济增长方式的转变。追求"有效投资"、"高效投资"与"绿色投资",即发展能有效扩大内需、增强经济发展后劲的固定资产投资;发展乘数效应高、经济效益好、有利于经济结构升级和优化的固定资产投资,最终形成二者相互促进的良性循环。

参考文献:

[1]特伦斯· C· 米尔斯. 金融时间序列的经济计量学模型 (第二版)[M]. 北京: 经济科学出版社.

[2]高铁梅. 计量经济分析方与建模[M]. 北京: 清华大学出版社.

[3] 张世英, 樊智. 协整理论与波动模型[M]. 北京: 清华大学出版社.

[4]郭建平, 何建敏. 我国经济增长与利用外资的变结构协整分析[J]. 数理统计与管理, 2007, (02).

(责任编辑: 刘军)