

# 基于误差修正模型的湖北省居民消费水平与 GDP 的协整分析

胡 曙 千晓蓉

(昆明理工大学理学院, 昆明 650500)

**摘要** 选取湖北省地区生产总值和居民消费水平两个经济变量, 基于协整理论, 通过协整分析和误差修正模型对两经济变量进行实证分析。结果表明, 尽管两经济变量都是非平稳的, 但两者之间存在长期的均衡关系。通过 Granger 因果检验可知, 两者之间只存在单向关系, 即地区生产总值是居民消费水平的格兰杰原因。短期内, 居民消费水平会随着经济的波动而成正向响应。最后通过脉冲响应函数的分析, 也反映了这一点。

**关键词** 协整分析 误差修正模型 Granger 因果检验 脉冲响应函数

**中图法分类号** F224.7; **文献标志码** A

自从改革开放以来, 中国的经济逐步增长, 人民的生活水平也逐渐达到了小康水平。在市场经济发展的过程中, 湖北省的经济也得到了长足的发展, 其中消费对经济增长也起着重要的作用, 况且居民消费水平与经济增长的关系研究本来就是经济学者关注的重要的课题。其中何先平<sup>[1]</sup>运用协整分析和 Ganger 因果检验分别对北京市的 GDP 和居民消费水平做出了分析和研究, 结果表明两者呈现双向关系, 经济增长和居民消费水平相互影响。姚丽芬<sup>[2]</sup>分析了我国的居民收入与旅游消费的关系, 结果显示: 两者之间存在长期均衡关系, 农村居民收入对旅游的促进作用更加明显于城镇居民。刘晓明<sup>[3]</sup>分析了我国经济开放度与经济增长的关系, 结果表明: 我国经济开放度各项指标与经济增长存在长期正向的协整关系, 各项开放度指标具有较小的波动幅度, 短期波动对长期均衡的回调速度较小。周杰琦<sup>[4]</sup>采用了协整理论和向量误差修正模型分析了我国能源消费与经济增长的因果关系,

发现短期内能源消费和经济增长之间不存在因果关系, 中国经济增长对能源消费的影响具有明显的非对称性。

而对于湖北省的 GDP 和居民消费水平又有什么样的关系呢? 本文通过运用协整理论、误差修正模型、Granger 因果检验以及脉冲响应函数的理论<sup>[5—8]</sup>, 对湖北省的 GDP 和居民消费水平进行实证分析, 揭示湖北省的 GDP 和居民消费水平之间的关系, 使人们从感性认识 GDP 和居民消费水平之间的关系提升到理性认识。

## 1 变量选择及数据处理

本文选取 1990~2008 年湖北省地区生产总值(GDP)和居民消费总额(XF)两个经济变量的年度数据(数据来源《湖北省统计局年鉴 2009》), 其中用按支出法计算出的湖北省地区生产总值作为湖北省经济增长的指标, 用湖北省居民消费总额作为湖北省居民消费指标。拟利用协整理论和误差修正模型来分析这两个时间序列, 建立能更好地描述居民消费和经济增长的动态均衡模型。为了保证数据的可比性和容易得到平稳序列, 而消除可能存

在的异方差,对原来的时间序列 GDP 和 XLF 分别取对数,取对数后的序列分别记为 LGDP 和 LXF,并运用 EViews3.1<sup>[9,10]</sup>画出此两序列的时序图,如图 1 所示。

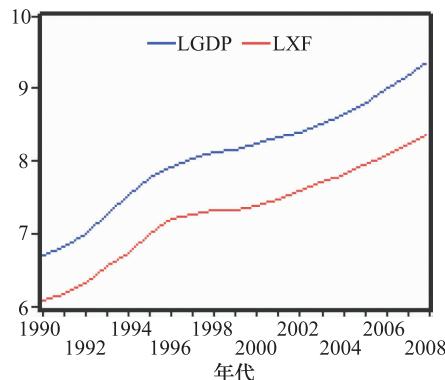


图 1 LGDP 和 LXF 的时序图

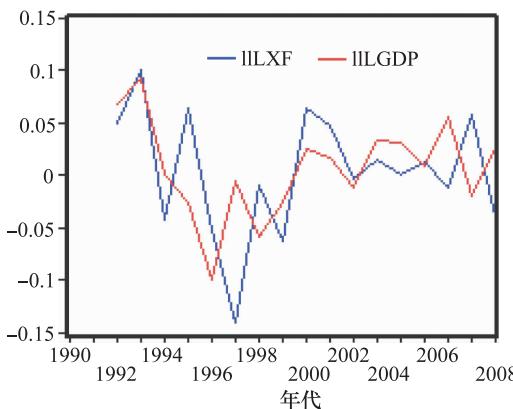


图 2 IILGDP 和 IIILXF 的时序图

## 2 实证分析

### 2.1 单位根检验

由图 1 可以看出,序列 LGDP 和 LXF 随时间的变化有明显的增长趋势,说明这两个序列都是非平稳时间序列,如果直接对它们进行回归分析就会引起“伪回归”,所以就有必要对序列的平稳性进行检验,单位根检验是检验时间序列平稳性的一种很正式的方法。

在 ADF 单位根检验中,因为时间序列  $\{y_t\}$  的性质不同,所以检验时间序列  $\{y_t\}$  可以有三种形式,三者的差别仅在于是否包含常数项和时间趋势项。

由数据分析得出序列 LGDP 和 LXF 随时间的变化有明显的增长趋势,自然选择包含常数项和时间趋势项的形式,利用软件 EViews3.1 检验结果如表 1 所示。

从表 1 中可以看出,LGDP 和 LXF 的 ADF 值均比显著性水平为 10% 的临界值大,这说明这两个序列都是非平稳的序列,因此分别对两序列做一阶差分,经检验它们在 1% 的置信水平下还是非平稳的,接着再对原序列做二阶差分,经检验可以看出,二阶差分后它们的 ADF 值均比显著性水平为 1% 的临界值小,表明至少可以在 99% 的置信水平下拒绝原假设,认为序列 IILGDP 和 IIILXF 不存在单位根,说明这两个序列通过了检验,是平稳的,它们的时序图如图 2 所示。

表 1 ADF 检验结果

变量	检验类型( $c, t, k$ )	ADF 值	临界值			结论
			1%	5%	10%	
LGDP	(1,1,5)	-0.809 6	-4.877	-3.925 8	-3.398 8	不平稳
IILGDP	(1,1,4)	-4.396 7	-4.887	-3.828 8	-3.358 8	不平稳
IIILGDP	(0,0,4)	-2.958 5	-2.798 9	-1.972 5	-1.630 7	平稳
LXF	(1,1,7)	-0.974 8	-5.115 2	-3.927 1	-3.410 4	不平稳
ILXF	(1,0,7)	-1.191 5	-4.326	-3.219 5	-2.755 7	不平稳
IIILXF	(0,0,3)	-3.613 8	-2.776	-1.969 9	-1.629 5	平稳

注: IILGDP 和 IIILGDP 分别表示 LGDP 的一阶和二阶差分; 检验类型( $c, t, k$ )中  $c$  取 0 表示不含常数项,  $c$  取 1 则说明含有常数项;  $t$  取 0 表示没有时间趋势项,  $t$  取 1 表示包含趋势项;  $k$  表示滞后期阶数。

## 2.2 协整分析与误差修正模型

### 2.2.1 协整分析

在实际中有些时间序列它们本身是非平稳的,但他们之间的某种线性组合却是平稳的。这个线性组合就反应了这些变量之间的一种长期稳定关系,这种关系就称为协整关系。

本文中只涉及到两个时间序列,而对于两个时间序列,只有当它们是同阶单整时才可能存在协整关系。

关于两时间序列的检验,在 1987 年 Engle 和 Granger 提出了两步检验法,称为 EG 检验。对两个同阶单整序列  $x_t$  和  $y_t$  的检验,即用其中的一个变量对另一个变量做回归,即有:

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

从而就可以得到模型的残差估计:

$$\hat{\varepsilon}_t = \hat{y}_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta} \hat{x}_t \quad (2)$$

式(2)中:  $\hat{\alpha}$  和  $\hat{\beta}$  表示回归的系数估计值。若  $\hat{\varepsilon}_t \sim I(0)$ , 则就可以认为  $x_t$  和  $y_t$  具有协整关系, 式(1)就称为协整回归方程,  $(1, -\hat{\beta})$  为协整向量。

下面根据前面提供的数据对序列 LGDP 和 LXF 进行协整检验,由前面的单位根检验可知序列 LGDP 和 LXF 都是非平稳的, 经过二阶差分后得到的序列 IILGDP 和 IIILXF 是平稳的, 则它们都是二阶单整序列, 从而满足了协整检验的条件。

然后用序列 LGDP 对序列 LXF 做普通最小二乘回归, 回归方程为:

$$LGDP = -0.180859 + 1.135123 LXF + \varepsilon_t;$$

$$t: (-1.68713), (77.45358);$$

$$R^2 = 0.997174, Adj-R^2 = 0.997008,$$

$$D.W. = 1.082316 \quad (3)$$

式(3)中  $D.W. = 1.082316$ , 而  $n = 19, k = 2$  时 1% 显著性水平下的临界值为  $d_l = 0.83, d_u = 1.26$ , 不满足  $d_u < D.W. < 4 - d_u$ , 因此上述回归方程的残差序列存在自相关性。如果仍用式(3)做回归分析, 将会导致参数估计虽然是无偏的, 但是是无效的, 此时显著性检验失效。因此必需引入适当的滞后阶数, 消除模型自相关性, 通过反复试验, 选取了一个

较好的模型形式。

$$LGDP = 0.6882 LXF - 0.4534 LXF(-1) + 0.2436 LXF(-2) + 1.0607 LGDP(-1) - 0.4892 LGDP(-2)。$$

$$R^2 = 0.997122, Adj-R^2 = 0.996163, D.W. = 1.760504。$$

进一步运用拉格朗日乘数法对残差序列进行 ARCH 效应检验, 检验结果如表 2 所示:

表 2 ARCH 效应检验结果

F-statistic	1.397259	Probability	0.284762
Obs R-squared	2.833332	Probability	0.242521

由于样本决定系数  $R^2$  以及调整后的样本决定系数  $Adj-R^2$  的值都接近 1, 说明模型拟合度很好。另外  $D.W. = 1.760504$  满足  $d_u < D.W. < 4 - d_u$ , 说明序列不存在自相关性。从表 3 可以看出, 运用拉格朗日乘数法对残差序列进行 ARCH 效应检验得到方程的 LM 值 (Obs R-squared) 的相伴概率为 0.242521, 大于显著性水平 1%, 同样得到残差序列不存在自相关性。但要判断序列之间是否存在协整关系, 则要对式(3)中的残差序列  $\varepsilon_t$  进行单位根检验, 若  $\varepsilon_t \sim I(d)$ , 则说明序列 LGDP 和 LXF 存在协整关系。对残差序列  $\varepsilon_t$  的检验结果如表 3 所示 (其中检验类型是(0,0,2))。

表 3 残差序列  $\varepsilon_t$  的单位根检验结果

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on E		
	Critical Value *	-2.7275
ADF Test Statistic	Critical Value	-1.9642
	Critical Value	-1.6269

从表 3 中可以看出, 残差序列  $\varepsilon_t$  的 ADF 检验值  $-3.534869$  小于显著性水平为 1% 时的临界值  $-2.7275$ , 因此可以认为残差序列  $\varepsilon_t$  是平稳的, 即  $\varepsilon_t \sim I(d)$ , 则 LGDP 和 LXF 存在协整关系, 说明 LGDP 和 LXF 之间存在稳定的长期均衡关系。

### 2.2.2 误差修正模型 (ECM)

根据协整理论, 如果两个变量之间存在协整关系, 那么就可以用误差修正模型来直接描述序列间

的短期波动和长期均衡关系。通过协整检验结果可以知道, LGDP 和 LXF 之间存在稳定的长期均衡关系, 它们之间的短期波动关系还得进一步研究, 下面就用误差修正模型来进一步研究 LGDP 和 LXF 之间的短期波动关系。

运用误差修正模型理论, 建立 LGDP 和 LXF 之间的误差修正模型:

$$LGDP = c(0) + c(1) LGDP(-1) + c(2) LGDP(-2) + c(3) LXF + c(4) LXF(-1) + c(5) LXF(-2)。$$

用 OLS 方法可以得到估计模型为:

$$LGDP = -0.0349 + 1.033 LGDP(-1) - 0.4968$$

$$LGDP(-2) + 0.7178 LXF - 0.456 LXF(-1) + 0.2603 LXF(-2) \text{ (ECM 的系数为: } 1.033 - 1 = 0.033\text{);}$$

$$LXF = 0.1936 + 0.5647 LXF(-1) - 0.2892 LXF(-2) + 0.493 LGDP + 0.1857 LGDP(-1) - 0.0485 LGDP(-2) \text{ (ECM 的系数为: } 0.5647 - 1 = -0.4353\text{)。}$$

从上面的误差修正模型可以看出, 短期内湖北省地区生产总值变动 1%, 将引起居民消费水平同向变动约 49.3%。湖北省地区的生产总值的短期波动偏离长期均衡关系的程度较弱, 调整力度也较缓慢。而居民消费水平的短期波动偏离长期均衡关系的程度较强, 调整力度较大, 能迅速回到长期均衡状态中。

### 2.3 Granger 因果关系检验

前面运用协整理论, 通过协整分析和误差修正模型讨论了湖北省的地区生产总值和消费水平的长期均衡关系和短期内的波动关系, 但它们之间哪个是引起另外一个变化的原因还不清楚, 为了进一步研究它们之间的这种因果关系, 下面运用 Granger 因果检验来进一步研究这两个序列的关系。通过运用 EViews3.1 软件, 选择滞后期为 3 的检验结果如表 4 所示:

表 4 格兰杰因果检验结果

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LXF does not Granger Cause LGDP	16	0.002391	0.87742
LGDP does not Granger Cause LXF	6.76965	0.01102	

从表 4 中可以看出, 对于 LXF 不是 LGDP 的 Granger 原因的原假设, 接受原假设的概率为 87.7%, 表明 LXF 不是 LGDP 的 Granger 原因; 而对于 LGDP 不是 LXF 的 Granger 原因的原假设, 接受原假设的概率只有 1.1%, 表明拒绝原假设的概率达到了 98.9%, 则可以认为 LGDP 是 LXF 的 Granger 原因。这一结果说明, 湖北省的经济增长可以带动居民消费水平的提高, 但刺激湖北省居民的消费对拉动湖北省的经济增长没有明显的效果。

### 2.4 脉冲响应函数

脉冲响应函数描述的是一个内生变量的冲击对其他内生变量所带来的影响, 并且可以随着时间的推移来观察模型中的各个变量对于冲击是如何反应的。因此, 可以运用脉冲响应函数来分析序列 LGDP 和 LXF 之间的动态变化。根据解析法来计算响应函数的标准误差而绘制的脉冲响应函数图如图 3 和图 4 所示。

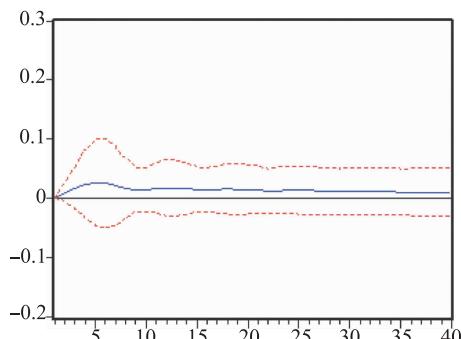


图 3 LGDP 对 LXF 的一个标准差信息的响应

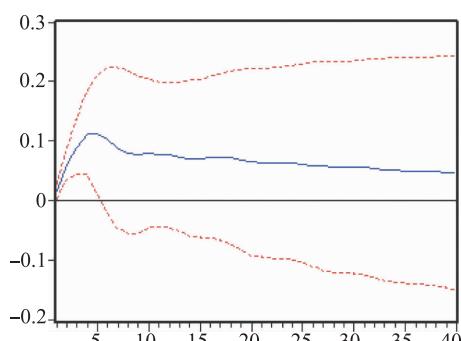


图 4 LXF 对 LGDP 的一个标准差信息的响应

从图 3 中可以看出, 给居民消费水平 LXF 一个正冲击后, 生产总值 LGDP 只有很小幅度的波动, 并

且很快就趋于均衡状态,而从图 4 中可以看出,给生产总值 LGDP 一个正冲击后,居民消费水平 LXF 立刻就有较强的反应。这一结论也反应出了湖北省的经济增长可以带动居民消费水平的提高,但刺激湖北省居民的消费对拉动湖北省的经济增长没有明显的效果,和 Granger 因果检验的结论也相吻合。

### 3 结论

首先,通过协整分析可以得出,尽管湖北省的经济增长和居民消费水平都是非平稳的,但两者之间存在长期的均衡关系,根据误差修正模型可以看出,短期内湖北省地区生产总值变动 1%,将引起居民消费水平同向变动约 49.3%。湖北省地区的生产总值的短期波动偏离长期均衡关系的程度较弱,调整力度也较缓慢。而居民消费水平的短期波动偏离长期均衡关系的程度较强,调整力度较大,能迅速回到长期均衡状态中。

其次,由 Granger 因果检验可知,湖北省的经济增长和居民消费水平只存在单向关系,经济增长是居民消费水平的 Granger 原因,而居民消费水平并非是经济增长的 Granger 原因,通过脉冲响应函数也得出了相同的结论,湖北省的经济增长可以带动居民消费水平,但刺激居民消费对经济增长的贡献

不明显。因此,可以通过调整消费结构,改善消费环境,拓展消费空间,同时加大投资力度,改善进出口贸易,对经济结构进行调整,以一个更好的经济结构来提高湖北省的经济增长速度,从而提高居民消费水平,使湖北省的人民生活水平更上一层楼。

### 参 考 文 献

- 1 何先平,吴思芳,李秋红.北京市居民消费水平与 GDP 的协整分析.沈阳农业大学学报,2009;112(2):167—169
- 2 姚丽芬,龙如银,李庆辰.中国居民收入与旅游消费关系的协整分析.地理与地理信息科学,2010;26(6):92—95
- 3 刘晓明.我国经济开放度与经济增长关系实证研究.现代商贸工业,2010;22(24):37—39
- 4 周杰琦,何中正.我国能源消费与经济增长的因果关系-基于需求和生产视角的实证分析.工业技术经济,2009,28(11):78—81
- 5 马 薇.协整理论与应用.天津:南开大学出版社,2004
- 6 Engle R F,Granger C W J. Co-integration and error correction representation estimation and testing. Econometric, 1987; 55 ( 2 ): 251—276
- 7 李子奈,潘文卿.计量经济学.北京:高等教育出版社,2004
- 8 马敬水,马淑琴.计量经济学.北京:清华大学出版社,2001
- 9 高铁梅.计量经济分析方法与建模 EViews 应用及实例.北京:清华大学出版社,2006
- 10 易丹辉.数据分析与 EViews 应用.北京:中国人民大学出版社,2008

## The Co-integration Analysis Based on Error Correction Model of the Level of Consumption and GDP of Hubei

HU Shu, GAN ,Xiao-rong

(School of Science, Kunming University of Science and Technology, Kunming 650500, P. R. China)

**[Abstract]** The two economic variables GDP and consumption levels in Hubei are selected. Based on the co-integration theory, the two economic variables are analyzed by co-integration analysis and errorcorrection model. The result shows that although the two economic variables are non stationary, however, there is a longterm equilibrium relationship between them. By Granger causality test that can see there is only one-way relationship between the two, GDP is the Granger causes of the level of consumption, in the short term, the level of consumption will fluctuate with the economy made a positive response. Finally, by the impulse response function analysis also reflects this.

**[Key words]** co-integration analysis      error correction model      granger causality test      impulse response function