

## 金融计量学

### (Financial Econometrics)

主讲教师: 任飞

商学院金融系

办公地点: 商学院1601

email: olrenfei@163.com

### 第五章时间序列数据的平稳性检验

- 第一节 随机过程和平稳性原理
- 一、随机过程
- 二、平稳性原理
- 三、伪回归现象
- 第二节 平稳性检验的具体方法
- 一、单位根检验
- 二、非平稳性数据的处理
- 第三节 协整的概念和检验
- 一、协整的概念和原理
- 二、协整检验的具体方法

第四节 误差修正模型 第五节 因果检验

- 一、格兰杰因果检验
- 第六节 实例——金融数据的平 稳性检验
- 一、对数据进行平稳性检验
- 二、协整检验
- 三、因果检验
- 四、误差纠正机制ECM

### 第五章时间序列数据的平稳性检验

第一节 随机过程和平稳性原理

- 一、随机过程
- 二、平稳性原理
- 三、伪回归现象

# 随机过程

**随机过程:** 依赖于参数时间t的随机变量集合 $\{y_t\}$ 

无穷随机变量序列:  $...y_{-2}, y_{-1}, y_0, y_1, y_2, ...$  | 随机过程

部分样本观察值:  $y_1, y_2, ..., y_t$ 

样本

#### 白噪声:

- 随机过程yt服从的分布不随时间改变
- $E(y_t) = 0$  (对所有t)
- $var(y_t) = E(y_t^2) = \sigma_v^2 = 常数(对所有t)$
- $cov(y_t, y_s) = E(y_t y_s) = 0 \quad (t \neq s)$



生成序列的随机过程 是否不随时间的变化 而变化

#### 平稳:

- 随机过程的随机特征不随时间的变化而变化
- 可以用具有确定系数的方程来将时间序列模型化
- 方程的系数可以利用序列的过去数据估计得到

#### 非平稳:

- 随机过程的随机特征随时间的变化而变化
- 无法用简单的代数模型反映时间序列的过去和未来

## 二、平稳性原理

平稳数据的性质:

均值  $E(y_t) = \mu$  (对所有t)

方差  $var(y_t) = E(y_t - \mu)^2 = \sigma^2$  (对所有t)

协方差  $cov(y_t, y_{t+k}) = E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$  (対所有t)

如果一个序列是平稳的,则不管在何时测量,其**均值、方差、任意滞后阶之间的协方差**都是稳定的。

## 三、伪回归现象

将一个随机游走变量(即非平稳数据)对另一个随机游走变量进行回归,可能导致荒谬的结果( $R^2$ 极高,t值极高,DW值偏低)

伪回归(spurious regression):时间序列的高度相关仅仅是因为两者同时随时间有向上或向下变动的趋势,并没有真正的联系。

## 第五章 时间序列数据的平稳性检验

第二节 平稳性检验的具体方法

- 一、单位根检验
- 二、非平稳性数据的处理

#### (一)单位根检验的基本原理

David Dickey 和Wayne Fuller提出单位根检验(unit root test),即Dickey-Fuller(DF)检验,是对数据进行平稳性检验的常用方法。

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \tag{5.1}$$

其中, $u_t$ 为白噪音。

由式(5.1)可以得到:

$$Y_{t-1} = \rho Y_{t-2} + u_{t-1}$$
 (5.2)  

$$Y_{t-2} = \rho Y_{t-3} + u_{t-2}$$
 (5.3)  
...  

$$Y_{t-T} = \rho Y_{t-T-1} + u_{t-T}$$
 (5.4)

(一) 单位根检验的基本原理

依次将式(5.4),...,(5.3),(5.2)代入相邻的上式,并整理,可得:

$$Y_t = \rho^T Y_{t-T} + \rho u_{t-1} + \rho^2 u_{t-2} + \dots + \rho^T u_{t-T} + u_t \quad (5.5)$$

- (1)若 $\rho$  < **1**,则当 $T \rightarrow \infty$ 时, $\rho^T \rightarrow 0$ ,即对序列的冲击将随着时间的推移其**影响逐渐减弱**,序列是**稳定**的;
- (2)若 $\rho > 1$ ,则当 $T \to \infty$ 时, $\rho^T \to \infty$ ,即对序列的冲击将随着时间的推移其**影响逐渐增大**,序列是**不稳定**的;
- (3)若 $\rho$  = **1**,则当T → ∞时, $\rho$ <sup>T</sup> = **1**,即对序列的冲击将随着时间的推移其**影响不变**,序列是**不稳定**的(此时 $Y_t$ 的方差无穷大);

(-)单位根检验的基本原理 在实际金经济数据序列中,常见的是第一种和第三种情况。因 此通过检验 $\rho$ 是否为1,就可以判断序列 $Y_t$ 是否稳定。

#### 建立零假设 $H_0: \rho = 1$

- 拒绝零假设 $\rightarrow Y_t$ 没有单位根 $\rightarrow Y_t$ 是平稳的
- 不能拒绝零假设 $\rightarrow Y_t$ 具有单位根 $\rightarrow Y_t$ 是不稳定的

(一)单位根检验的基本原理

方程(5.1)也可以表达成:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t = \delta Y_{t-1} + u_t \tag{5.6}$$

其中, $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ , $\Delta$ 是一阶差分运算因子。

此时,零假设变为 $H_0$ : $\delta = 0$ 

• 不能拒绝零假设 $\rightarrow \Delta Y_t = u_t$ 是平稳序列 $\rightarrow Y_t$ 是一阶单整过程 (integrated of order 1),记为I(1)

I(1)过程在金融、经济时间序列数据中是最普遍的。

(一)单位根检验的基本原理

DF检验的检验模型:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \tag{5.7}$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \tag{5.8}$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \tag{5.9}$$

其中, t是时间或趋势变量。

如果误差项是自相关的,对式(5.9)进行如下修改:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$
 (5.10)

增广的DF检验(augmented Dickey-Fuller, ADF)

- (二) ADF检验模型的确定
- 判断检验模型是否包含常数项 $eta_1$ 和时间趋势项 $eta_2 t$

数据图形 $(\Delta Y_t)$	支配数据轨迹的趋势	是否包含常数项	是否包含随机趋势项
无规则上升、下降 并反复	随机趋势	否	否
呈明显的随时间递增(减)的趋势但趋势并不太陡	随机趋势和确定 趋势	是	否
数据图形呈现明显 的随时间快速增长 (下降)的趋势	时间趋势占绝对 支配地位	是	是

- (二) ADF检验模型的确定
- 判断滞后项数m

方法一: 渐进t检验

选择一个较大的m值,用t检验确定系数 $\alpha_m$ 是否显著。

如果 $\alpha_m$ 显著,选择滞后项数为m;

如果不显著,减少m直到系数值显著。

方法二:信息准则

选择给出最小信息准则值的加值。

常用的信息准则: AIC信息准则、SC信息准则

## 二、非平稳性数据的处理

对于非平稳数据,一般通过**差分处理**来消除数据的不平稳性,即对时间序列进行差分,然后对差分序列进行回归。

## 第五章时间序列数据的平稳性检验

第三节 协整的概念和检验

- 一、协整的概念和原理
- 二、协整检验的具体方法

## 一、协整的概念和原理

**协整:** 两个变量 $x_t$ 和 $y_t$ 都是随机游走的,但它们的某个线性组合 $z_t = x_t - \lambda y_t$ 是平稳的,则 $x_t$ 和 $y_t$ 是协整的,其中 $\lambda$ 为协整参数(cointegrating parameter)。

计量学角度:因变量和自变量都是不平稳的时间序列,但它们的线性组合是平稳的;

经济学和金融学角度: 因变量和自变量之间存在一个长期的均衡关系

#### 协整关系存在的原因:

不平稳的金融、经济时间序列数据受某些共同因素的影响

在时间上表现出**共同的趋势**,即变量之间存在一种稳定的 关系,它们的变化受到这种关系的制约

变量的某种线性组合是平稳的

(一) EG检验和CRDW检验

假设 $x_t$ 和 $y_t$ 都是I(1)。首先用OLS对协整回归方程 $y_t = \alpha + \beta x_t + e_t$ 进行估计,然后检验残差 $e_t$ 是否是平稳的:

- ➤ (扩展的)恩格尔格兰杰检验((A)EG检验) 使用(A)DF检验,但临界值应使用恩格尔和格兰杰(Engle and Granger)提供的临界值。
- ➤ 协整回归的Durbin-Watson统计检验(CRDW test)

检验统计量: 
$$DW = \frac{\sum (e_t - e_{t-1})^2}{\sum (e_t)^2}$$

 $H_0: DW = 0$ 

若拒绝零假设,可以认为变量间存在协整关系。

- (一) EG检验和CRDW检验
- > EG检验缺点
  - EG检验仅适用于包含两个变量,即存在单一协整关系的系统。
  - 小样本下EG检验结论是不可靠的。
- ➤ CRDW检验缺点 不适合带常数项或时间趋势项加上常数项的随机游走。

(二) Johansen协整检验

对于包含多个变量,可能存在协整关系的系统,就要用到 Johansen协整检验。

> 在Eviews软件中作Johansen协整检验实例

#### 例5.1 对我国货币政策传导机制信贷渠道的实证检验

▶ 货币政策传导机制是指通过中央银行在确定货币政策最终目标后,从操作政策工具到实现最终目标之间,所经过的各个中介环节相互之间的有机联系及因果关系的总和。

#### > 变量选取:

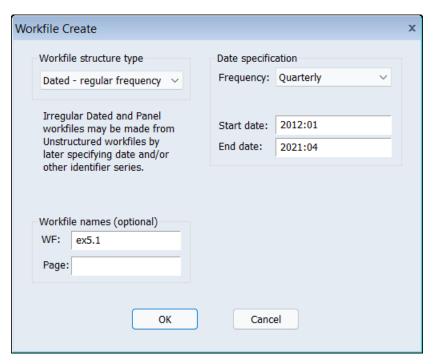
货币政策的起始变量: 货币供应量M1和M2

中间变量:金融机构贷款余额DEBT

效果变量: GDP, 零售物价指数CPI

▶ 样本数据采用2012年第一季度到2021年第四季度的季度数据。

例5.1 对我国货币政策传导机制信贷渠道的实证检验 建立Eviews工作文件: "File"  $\rightarrow$  "New"  $\rightarrow$  "Workfile"



例5.1 对我国货币政策传导机制信贷渠道的实证检验 "File"→"Import"→"Read",选择文件ex5.1.xls。

Excel Spreadsheet Import	x
Data order  By Observation - series in columns  By Series - series in rows  Dyper-left data cell  B2  Names for series or Number if named in file	Excel 5+ sheet name
cpi m1 m2 gdp debt	Write date/obs EViews date format First calendar day Last calendar day
Import sample  2012q1 2021q4  Reset sample to:  Current sample  Workfile range  To end of range	Write series names
	OK Cancel

#### 变量调整

- 对变量GDP、M1、M2、DEBT进行如下调整:
  - (1) 采用X-12技术进行季度调整;
  - (2) 除以该季度物价指数得到实际变量;
- 对所有变量(GDP、M1、M2、DEBT、CPI)取对数以消除 异方差影响。

以下以变量GDP为例说明变量调整过程。

#### 首先双击打开变量GDP

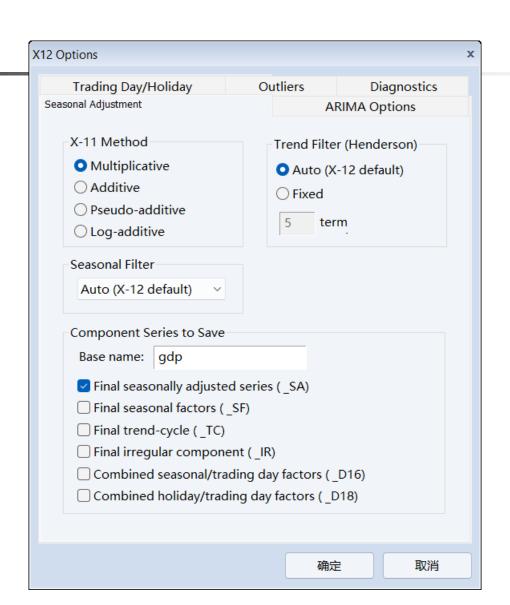
& EViews - [Series: GDP Workfile: EX5.1::Untitled\]

ew   Proc   O	bject Properties Print Name Freeze Default	Sort Edit+/- Smpl+/- A	djust+/- Label+/- Wide+/	Title Sample Genr		
			*		GDP	
	Last updated: 02/14/22 - 21:29					
21221	447057.0					
012Q1	117357.6					
012Q2	132776.8					
012Q3	137952.1					
012Q4	151209.0					
013Q1	131017.1					
013Q2	144093.3					
013Q3	151618.0					
013Q4	167772.3					
014Q1	141749.1					
014Q2	157273.6					
014Q3	165649.9					
014Q4	180828.9					
015Q1	152200.1					
015Q2	169055.3					
015Q3	177304.8					
015Q4	192189.7					
016Q1	163387.4					
016Q2	182134.6					
016Q3	190630.5					
016Q4	211566.2					
017Q1	182962.2					
017Q2	203165.6					
017Q3	212577.4					
017Q4	235194.2					
018Q1	204482.1					
018Q2	224634.1					
018Q3	233542.9					
018Q4	260366.4					
019Q1	217819.8					
019Q2	242956.0					
019Q3	249801.0					
019Q4	277351.0					
020Q1	208572.0					
020Q2	249342.1					
020Q3	264883.9					
020Q4	293860.9					
021Q1	248977.9					
021Q2	282938.5					
021Q3	290498.6					
021Q4	326844.3					

在变量窗口依次选择"Proc"→"Seasonal Adjustment"

→ "Census X12",点击"确定",得到消除季节性因素的

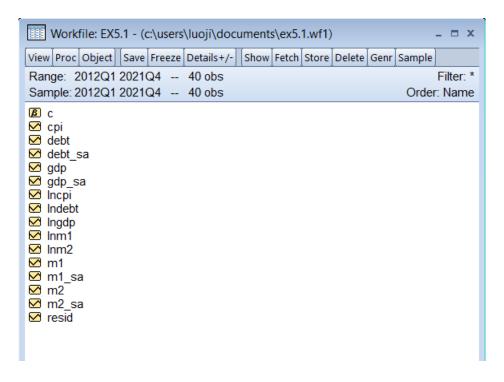
<del>变量GDP\_</del>sa。



"Quick"  $\rightarrow$  "Generate Series",输入公式 $\ln gdp = \log(gdp\_sa/cpi*100)$  ,将名义变量转化为实际变量并取对数。

Generate Series by Equation	х			
Enter equation				
Ingdp=log(gdp_sa/cpi*100)				
Sample				
2012Q1 2021Q4				
OK Cancel				

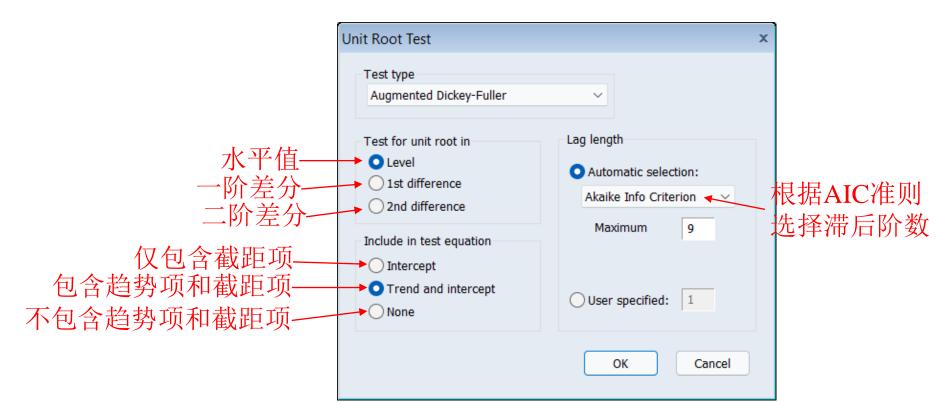
同理得到变量*lnm*1、*lnm*2、*lndebt*,并对变量*cpi*取对数得到 *lncpi*。



以lngdp为例,对变量进行平稳性检验。打开变量lngdp。

		/ ` ` ` `			^	 	 	LNGDP
	l	Last updated: (	02/15/22 - 11:02					
	Modified: 201	2Q1 2021Q4 /	/ Ingdp=log(gdp	_sa/cpi*100)				
2012Q1	11.77568							
2012Q2	11.81175							
2012Q3	11.81721							
2012Q4	11.83559							
2013Q1	11.88569							
2013Q2	11.89321							
2013Q3	11.91197							
2013Q4	11.93997							
2014Q1	11.96368							
2014Q2	11.98047							
2014Q3	12.00092							
2014Q4	12.01561							
2015Q1	12.03365							
2015Q2	12.05242							
2015Q3	12.06951							
2015Q4	12.07712							
2016Q1	12.10371							
2016Q2	12.12669							
2016Q3	12.14218							
2016Q4	12.17332							
2017Q1	12.21745							
2017Q2	12.23524							
2017Q3	12.25109							
2017Q4	12.27878							
2018Q1	12.33060							

以*lngdp*为例,对变量进行平稳性检验。打开变量*lngdp*, "View" → "Unit Root Test"





#### 表5-1 lngdp单位根检验结果

Null Hypothesis: LNGDP has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 7 (Automatic - based on AIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	ıller test statistic 1% level	-3.582048 -4.273277	0.0475
	5% level 10% level	-3.557759 -3.212361	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LNGDP)

Method: Least Squares Date: 02/20/22 Time: 14:01 Sample (adjusted): 2014Q1 2021Q4

Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNGDP(-1) D(LNGDP(-1)) D(LNGDP(-2)) D(LNGDP(-3)) D(LNGDP(-4)) D(LNGDP(-5)) D(LNGDP(-6)) D(LNGDP(-7)) C @TREND("2012Q1")	-2.107319 1.286102 1.487741 1.292211 1.336935 1.199232 1.516465 1.767383 24.64079 0.038592	0.588300 0.508309 0.509554 0.467029 0.464316 0.466912 0.515140 0.623694 6.863531 0.010905	-3.582048 2.530158 2.919691 2.766872 2.879365 2.568432 2.943791 2.833732 3.590103 3.538984	0.0017 0.0191 0.0079 0.0112 0.0087 0.0175 0.0075 0.0097 0.0016 0.0018
R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood F-statistic Prob(F-statistic)	0.509267 0.308513 0.024114 0.012793 79.78761 2.536767 0.036168	Mean dependent var S.D. dependent var Akaike info criterion Schwarz criterion Hannan-Quinn criter. Durbin-Watson stat		0.017230 0.028999 -4.361726 -3.903683 -4.209897 1.981586

ADF检验值为-3.58, 小于5%临界值, 因此,可以在5%显著性水平下拒绝存在单位根的零假设。

此外,从ADF检验值对应的p值也可以判断,p值为0.0475(小于0.05),可以在5%显著性水平下拒绝存在单位根的零假设。

如果变量水平值是不平稳的,就要对它的一阶差分进行平稳性检验,即在下图中选择"1 st difference"

Unit Root Test	x
Test type Augmented Dickey-Fuller	~
Test for unit root in  Level  1st difference	Automatic selection:
2nd difference Include in test equation	Akaike Info Criterion   Maximum 9
<ul><li>Intercept</li><li>Trend and intercept</li><li>None</li></ul>	Ouser specified: 1
	OK Cancel

#### 协整检验的具体方法

表5-2是对所有变量的单位根检验结果。多数变量的水平值拒绝存在单位根 的原假设,是平稳的; lncpi和lnm1的水平值不能拒绝存在单位根的原假设, 但其一阶差分在1%的显著性水平下是平稳的,因此是*I*(1)过程。 表5-2 变量单位根检验结果(样本区间:2012年第一季度-2021年第四季度数据)

序列	ADF检验值	1%临界值	5%临界值
lngdp	-3.58(C,T,7)*	-4.27	-3.56
物价指数(lncpi)	-1.96(C,T,8)	-4.28	-3.56
Δlncpi	-6.83(C,0,2)**	-3.63	-2.95
贷款余额 ( lndebt )	-3.17(C,0,3)*	-3.63	-2.95
lnm1	-1.22(C,0,0)	-3.62	-2.94
$\Delta lnm1$	-3.69(C,0,0)**	-3.62	-2.94
lnm2	-3.38(C,0,3)*	-3.63	-2.95

注: \*和\*\*分别表示在5%、1%的显著性水平上拒绝单位根,第二列括号中三个字符分别表示单位根 检验中包含截距、时间趋势项,以及包含的滞后阶数,前两项为0表示不含有截距项或时间趋势项。

为检验货币政策能否通过信贷市场途径达到货币政策目标,需要对信贷渠道变量进行协整检验,以检验它们之间是否存在长期稳定关系。以下是需要检验的变量组:

a. (lnm1, lndebt, lncpi)

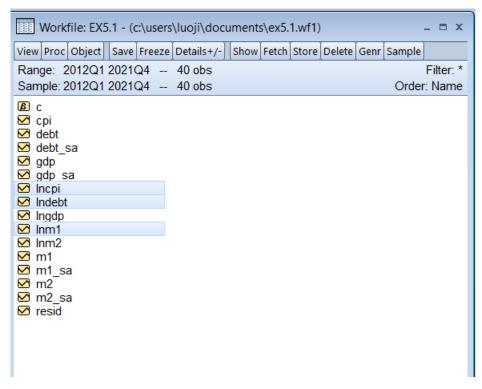
b. (lnm2, lndebt, lncpi)

c.(lnm1, lndebt, lngdp)

d.(lnm2, lndebt, lngdp)

下面以a组为例说明如何进行协整检验。

同时选中变量*lncpi、lndebt、lnm*1,右击, "Open"→"as Group"



### 二、协整检验的具体方法

"View" → "Cointegration Test" → "Johansen System Cointegration Test"

<b>G</b> Group	: UNTITLED W	orkfile: EX5.1	:Untitled\				_ =
View Proc	Object Print N	ame Freeze D	efault v	Sort	Edit+/-	Smpl+/-	Compare
	LNM1	LNDÉBT	LNCPI				^
2012Q1	12.54374	13.25191	4.608166				
2012Q2	12.57540	13.30525	4.594120				
2012Q3	12.59202	13.33270	4.601090				
2012Q4	12.60810	13.35775	4.609064				
2013Q1	12.64822	13.38165					
2013Q2	12.64621	13.42290					
2013Q3	12.65788	13.44728					
2013Q4	12.68541	13.47806					
2014Q1	12.68972	13.49903					
2014Q2	12.71537	13.53938					
2014Q3	12.69687	13.56553					
2014Q4	12.71491	13.60170					
2015Q1	12.71986	13.63698					
2015Q2	12.75615	13.67288					
2015Q3	12.79981	13.71010					
2015Q4	12.85429	13.73691					
2016Q1	12.90494	13.76028					
2016Q2	12.96539	13.79565					
2016Q3	13.00438	13.81954					
2016Q4	13.03436	13.84645					
2017Q1	13.06699	13.86838					
2017Q2	13.09525	13.90701					
2017Q3	13.12215	13.93192					
2017Q4	13.13447	13.95212	4.660537				

• 设定协整项和检验模型中均含有截距项;

进行检验

• 在内生变量的滞后阶数框中,用户输入"最优滞后阶数-1",根据AIC和SC值,确定VAR模型的最优滞后阶数为9,因此此例中输入18(VAR模型最优滞后阶数的确定方法可见第六章)。

Johansen Cointegration Test Cointegration Test Specification 变量无确定性趋势 且协整方程无截距\ Deterministic trend assumption of test Exog variables\* Assume no deterministic trend in data: VAR模型中的外生变量 变量无确定性趋势且 1) No intercept or trend in CE or test VAR 2) Intercept (no trend) in CE - no intercept in VAR 协整方程只有截距 Lag intervals Allow for linear deterministic trend in data: 变量有线性趋势但协 18内生变量的滞后阶数 3) Intercept (no trend) in CE and test VAR √ 4) Intercept and trend in CE - no intercept in VAR 整方程只有截距 Lag spec for differenced Allow for quadratic deterministic trend in data: endogenous 变量有线性趋势但协 Critical Values Summary: 整方程有截距和趋势 显著性水平 () 6) Summarize all 5 sets of assumptions Size 0.05 \* Critical values may not be valid with exogenous 变量有二次趋势但协整 Osterwald-Lenum variables; do not include C or Trend. 方程有截距和线性趋势 取消 由程序对以上五种假设 确定

第1行LR = 110.8894 > 29.7971,即在5%的显著性水平上拒绝了原假设(即拒绝不存在协整关系的假设),三变量存在协整方程;第2行LR = 43.8343 > 15.4947,即在5%的显著性水平上拒绝了原假设(最多存在1个协整关系);

第3行LR = 7.2618 > 3.8415,即在5%的显著性水平上拒绝了原假设(最多存在2个协整关系)。

因此,变量lnm1, lndebt, lncpi存在协整关系,长期内存在狭义货币供应量(M1)通过信贷市场途径影响GDP的可能。

#### 表5-3 Johansen检验结果

Date: 02/20/22 Time: 13:56

Sample (adjusted): 2014Q2 2021Q4

Included observations: 31 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend

Series: LNM1 LNDEBT LNCPI

Lags interval (in first differences): 1 to 8

#### Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.885028	110.8894	29.79707	0.0000
At most 1 *	0.692647	43.83433	15.49471	0.0000
At most 2 *	0.208838	7.261812	3.841466	0.0070

Trace test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

<sup>\*</sup> denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

<sup>\*\*</sup>MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

## 第五章时间序列数据的平稳性检验

第四节 误差修正模型

假设 $Y_t$ 和 $X_t$ 之间的长期关系式为:

$$Y_t = KX_t^{\beta_1} \tag{5.13}$$

对式(5.13)两边取对数得:

 $\ln Y_t = \ln K + \beta_1 \ln X_t$  或  $y_t = \beta_0^* + \beta_1 x_t$  (5.14) 当y不处在均衡值时,等式两边会存在差额,即:

$$y_t - \beta_0^* - \beta_1 x_t \tag{5.15}$$

衡量两个变量之间的偏离程度, 当X和Y处于均衡时,误差值为0。

由于X和Y通常处于非均衡状态,可以建立一个包含X和Y滞后项的短期或非均衡关系,假设采取如下形式:

$$y_t = b_0 + b_1 x_t + b_2 x_{t-1} + \mu y_{t-1} + \varepsilon_t, \ 0 < \mu < 1$$
 (5.16)

式(5.16)的变量可能是不平稳的,此时不能用OLS估计。

两边分别减去 $y_{t-1}$ , 得:

$$y_{t} - y_{t-1} = b_{0} + b_{1}x_{t} + b_{2}x_{t-1} - (1 - \mu)y_{t-1} + \varepsilon_{t}$$

$$y_{t} - y_{t-1} = b_{0} + b_{1}x_{t} - b_{1}x_{t-1} + b_{1}x_{t-1} + b_{2}x_{t-1} - (1 - \mu)y_{t-1} + \varepsilon_{t}$$

$$\downarrow \lambda = 1 - \mu$$

$$\Delta y_{t} = b_{0} + b_{1}\Delta x_{t} + (b_{1} + b_{2})x_{t-1} - \lambda y_{t-1} + \varepsilon_{t}$$

$$\downarrow \beta_{0} = b_{0}/\lambda, \beta_{1} = (b_{1} + b_{2})/\lambda$$

$$\Delta y_{t} = b_{1}\Delta x_{t} - \lambda(y_{t-1} - \beta_{0} - \beta_{1}x_{t-1}) + \varepsilon_{t}$$

$$(5.17)$$

$$\downarrow \beta_{0} = b_{0}/\lambda, \beta_{1} = (b_{1} + b_{2})/\lambda$$

$$(5.20)$$

一阶误差修正模型

$$\Delta y_t = b_1 \Delta x_t - \lambda (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$Y$$

$$Y$$
的当前变化 X的变化 前期的非均衡程度

**均衡误差:**  $\varepsilon_{t-1} = y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}$ ,表示系统对均衡状态的偏离程度。

在模型(5.20)中,前期的误差项对当期的Y值进行调整,  $y_{t-1}$  -  $\beta_0 - \beta_1 x_{t-1}$  描述了对均衡关系偏离的一种长期调节。

误差修正模型的优点在于它提供了解释长期关系和短期调节的途径。

实际操作中可以在协整检验的基础上继续进行。首先采用OLS对协整回归方程 $y_t = \alpha + \beta x_t + e_t$ 进行估计,然后检验残差 $e_t$ 是否是平稳的。在 $e_t$ 是平稳的情况下,建模:



$$\Delta y_t = b_1 \Delta x_t - \lambda (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t$$
 (5.20)

• RESIDUAL(-1)的系数显著为负 $\rightarrow X$ 和Y之间存在的长期稳定关系(即协整关系)制约着X和Y的变化

 $(-\lambda) < 0$ , 当 $\Delta x_t = 0$ ,  $\varepsilon_{t-1} > 0$ 时,  $\Delta y_t < 0$  如果 $y_{t-1}$ 高出均衡值水平,那么在下一个时间段, $y_{t-1}$ 会开始下降,误差值就会被慢慢修正

• RESIDUAL(-1)的系数显著为正 $\rightarrow$ 若 $\Delta X$ 变动, $\Delta Y$ 会出现更剧烈的波动,短期内很难达到均衡

$$\Delta y_t = b_1 \Delta x_t - \lambda (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t \tag{5.20}$$

总之,误差修正模型包含了长期和短期的信息:

[ 长期信息: 均衡误差项( $\varepsilon_{t-1} = y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}$ ) 短期信息:  $\Delta x_t$ 和 $\varepsilon_{t-1}$ 

# 第五章时间序列数据的平稳性检验

### 第五节 因果检验

金融、经济学中的一个常见问题就是确定一个变量的变化 是否为另一个变量变化的原因。回答这类问题需要用到因果关 系检验法,主要包括格兰杰(Granger)因果检验和希姆斯 (Sims)检验。

# 一、格兰杰因果检验

**基本思想:**对于变量x和y,如果x的变化引起了y的变化,x的变化应当发生在y的变化之前。即如果说"x是引起y变化的原因",则必须满足两个条件:

x应该有助于预测yy不应当有助于预测x

检验这两个条件是否成立,需要检验一个变量对预测另一个变量没有帮助的原假设。

## 一、格兰杰因果检验

检验原假设: "x不是引起y变化的原因"。

> 对下列两个模型进行估计。

无限制条件回归,得到残差平方和 $RSS_{UR}$ :

$$Y = \sum_{i=1}^{m} \alpha_{i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{m} \beta_{i} X_{t-i} + \varepsilon_{t}$$
 (5.21)

有限制条件回归,得到残差平方和 $RSS_R$ :

$$Y = \sum_{i=1}^{m} \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{5.22}$$

 $\triangleright$  构造F统计量,检验系数 $\beta_1$ , $\beta_2$ ,..., $\beta_m$ 是否同时显著不为零:

$$F = (N - K) \frac{RSS_R - RSS_{UR}}{q(RSS_{UR})} \sim F(q, N - K)$$
(5.23)

其中, $RSS_R$ 和 $RSS_{UR}$ 分别为有限制条件回归和无限制条件回归的残差平方和,N为观察个数,K是无限制条件回归参数个数,q是参数限制个数。如果F统计值大于临界值,则拒绝原假设,得到x是引起y变化的原因。

# 一、格兰杰因果检验

对原假设 "y不是引起x变化的原因"的检验与上述步骤类似,作同样的回归估计,但是交换x与y。

拒绝原假设"x不是引起y变化的原因" "x是引起y变化的原因" "x是引起y变化的原因"

• 格兰杰因果检验的结果对滞后项数*m*非常敏感,因此需要多试验几个不同的 *m*值,以保证结果不受选择的影响。

## 第五章时间序列数据的平稳性检验

第六节 实例——金融数据的平稳性检验

- 一、对数据进行平稳性检验
- 二、协整检验
- 三、因果检验
- 四、误差纠正机制ECM



### 第六节实例——金融数据的平稳性检验

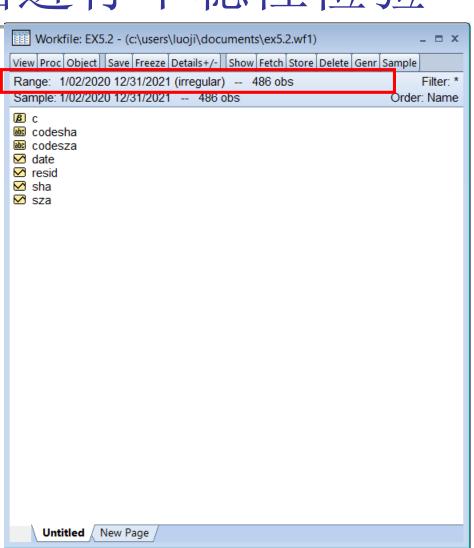
**例6.2** 下面借用Eviews分析上证指数(000001,简称SHA)和深圳成指(399001,简称SZA)之间的关系。选取数据为2020年1月2日至2021年12月31日上证指数(000001)和深圳成指(399001)的日收盘价。

**导入股票日数据:** 在eviews中点击File→Open→Foreign Data as workfile在弹出的对话框中选中数据文件ex5.2.xls,下面就是打开的对话框页面。单击完成。

Predefined range		Sheet:	000001	
000001	~	Start cell:	\$A\$1	an B
O Custom range				
000001!\$A\$1:\$E\$487		End cell:	\$E\$487	4 B
2020-01-02 000001 3085, 1976 399001 2020-01-03 000001 3083, 4883 399001 2020-01-06 000001 3083, 4883 399001 2020-01-06 000001 3083, 4883 399001 2020-01-08 000001 3066, 8925 399001 2020-01-13 000001 3094, 8819 399001 2020-01-13 000001 3115, 5696 399001 2020-01-14 000001 3165, 5696 399001 2020-01-15 000001 3090, 2379 399001 2020-01-16 000001 3074, 0814 399001 2020-01-17 000001 3074, 0814 399001 2020-01-20 000001 3095, 7837 399001 2020-01-21 000001 3052, 1419 399001 2020-01-22 000001 3050, 7545 399001 2020-01-22 000001 3050, 7545 399001 2020-01-22 000001 3060, 7545 399001 2020-01-22 000001 3060, 7545 399001 2020-01-23 000001 2976, 5281 399001	10638, 8247 10656, 4066 10698, 2738 10829, 0454 10706, 8865 10898, 1665 10879, 8423 11040, 2015 10988, 7671 10972, 3163 10967, 4352 10964, 388 11115, 884 10953, 4131 11072, 0572 10681, 904			
Read series by row (transpose in	ncoming data)			

### 导入股票日数据:

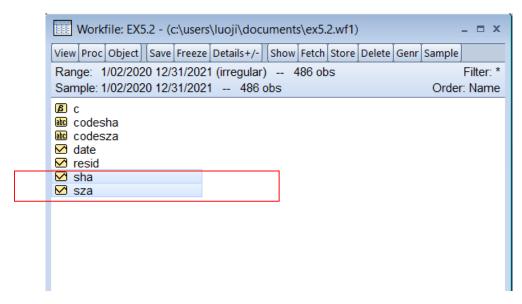
双击workfile对话框的Range



**导入股票日数据:** 在弹出的对话框中选择Dated-specificed by date series,这是 eviews提供的处理非规范日期数据的工具。在Date Series 中输入导入的数据中 属于日期的列名。本例的日期列名为*date*,点击OK,至此完成股票数据的导入。

Workfile Structure	х
Workfile structure type  Dated - specified by date series	Observation inclusion/creation Frequency: Auto detect
Identifier series  Date series: date	Start date: @first End date: @last
	Insert empty obs to remove gaps No gaps implies a regular frequency
OK Cancel	

在 "workfile" 中选择要检验的变量*sha和sza*,右击,选择"Open"→" as a Group"



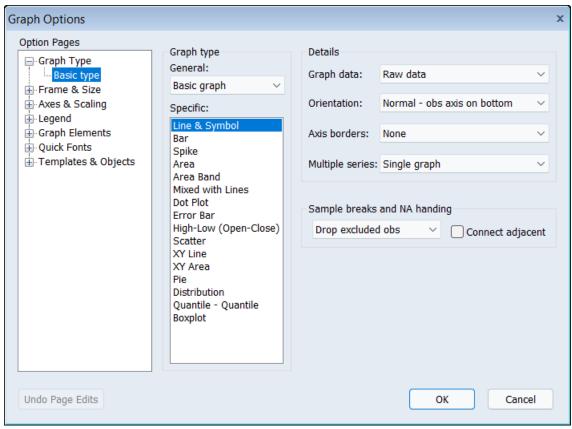


在弹出的窗格中可以对选中的变量进行检验。

EViews - [Group: UNTITLED Workfile: EX5.2::Untitled\]

_	t Object View				Add-ir	•	dow H	lelp				
View Proc Ob	oject Print Nam	e Freeze	Defa	ult	∨ Sort	Edit+/-	Smpl+	/- Compare+/-	Transpose+/-	Title	Sample	
	SHA		SZA			^		<u> </u>	<u> </u>	Т.		
1/02/2020	3085.1976	10638.										
1/03/2020	3083.7858	10656.4										
1/06/2020	3083.4083	10698.3										
1/07/2020	3104.8015	10829.0										
1/08/2020	3066.8925	10706.										
1/09/2020	3094.8819	10898.										
1/10/2020	3092.2907	10879.										
1/13/2020	3115.5696	11040.										
1/14/2020	3106.8204	10988.										
1/15/2020	3090.0379	10972.										
1/16/2020	3074.0814	10967.										
1/17/2020	3075.4955	10954.3										
1/20/2020	3095.7873	11115.8										
1/21/2020	3052.1419	10953.4										
1/22/2020	3060.7545	11072.0										
1/23/2020	2976.5281	10681.9										
2/03/2020	2746.6056	9779.0										
2/04/2020	2783.2875	10089.6										
2/05/2020	2818.0878	10305.4										
2/06/2020	2866.5097	10601.3										
2/07/2020	2875.9636	10611.										
2/10/2020	2890.4878	10728.										
2/11/2020	2901.6744	10768.										
2/12/2020	2926.8991	10940.										
2/13/2020	2906.0735	10864.3										
2/14/2020	2917.0077	10916.3										
2/17/2020	2983.6224	11241.4	4993									
2/18/2020	2984.9716	11306.4	4863									
2/19/2020	2975.4019	11235.	5959									
2/20/2020	3030.1542	11509.0	0875									
2/21/2020	3039.6692	11629.	6982									
2/24/2020	3031.2333	11772.	3755									
2/25/2020	3013.0501	11856.0	0815									
2/26/2020	2987.9287	11497.	5532									
2/27/2020	2991.3288	11534.0	0186									
2/28/2020	2880.3038	10980.	7746									
3/02/2020	2970.9312	11381.	7613									
3/03/2020	2992.8968	11484.2	2118									
3/04/2020	3011.6657	11493.0	0214									
3/05/2020	3071.6771	11711.3	3726									
3/06/2020	3034.5113	11582.	8159									
3/09/2020	2943.2907	11108.	5480									
3/10/2020	2996.7618	11403.4	4665									
3/11/2020	2968.5174	11200.0	0502									
3/12/2020	2923.4856	10941.0	0135									
3/13/2020	2887.4265	10831.	1250									
3/16/2020	2789.2537	10253.2	2846									
3/17/2020	2779.6407	10202.										
2/40/2020	2720 7562	10000	E007					I	1	I		

1、画折线图: "View" → "Graph"



1、画折线图: "View" → "Graph"

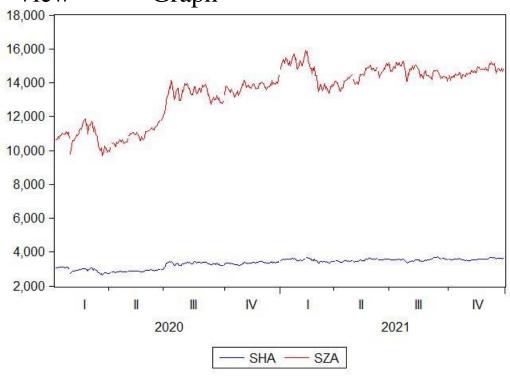
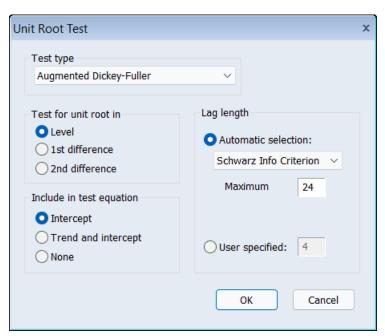


图5-1 SHA和SZA原始数值线形图

#### 2、ADF检验

双击打开变量*sha*,"View"→"Unit Root Test"





#### 2、ADF检验

ADF检验的t统计量值为-1.406004,大 于5%显著性水平下的临界值-2.867279。 因此在5%显著性水平下,数据不平稳。

#### 表5-1 SHA的ADF检验结果

Null Hypothesis: SHA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	ıller test statistic 1% level 5% level 10% level	-1.406004 -3.443607 -2.867279 -2.569889	0.5801

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SHA) Method: Least Squares Date: 02/14/22 Time: 16:00

Sample (adjusted): 1/03/2020 12/31/2021 Included observations: 485 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SHA(-1) C	-0.008582 29.75189	0.006104 20.41316	-1.406004 1.457486	0.1604 0.1456
R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood F-statistic Prob(F-statistic)	0.004076 0.002014 36.07282 628502.8 -2426.170 1.976847 0.160366	Mean depen S.D. depend Akaike info c Schwarz crit Hannan-Qui Durbin-Wats	ent var riterion terion nn criter.	1.143459 36.10920 10.01307 10.03033 10.01985 1.937633



#### 2、ADF检验

同理,在5%显著性水平下,SZA不平稳。

#### 表5-2 SZA的ADF检验结果

Null Hypothesis: SZA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fr Test critical values:	uller test statistic 1% level 5% level 10% level	-1.768507 -3.443607 -2.867279 -2.569889	0.3961

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(SZA) Method: Least Squares Date: 02/14/22 Time: 16:01

Sample (adjusted): 1/03/2020 12/31/2021 Included observations: 485 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
SZA(-1) C	-0.009736 139.4497	0.005505 74.44801	-1.768507 1.873115	0.0776 0.0617
R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood F-statistic Prob(F-statistic)	0.006434 0.004377 192.4497 17888808 -3238.203 3.127619 0.077607	Mean depend S.D. depend Akaike info c Schwarz crit Hannan-Quir Durbin-Wats	ent var riterion erion nn criter.	8.697981 192.8722 13.36166 13.37892 13.36844 1.923516

对变量SHA与SZA取对数,再对新变量进行平稳性检验。

"Quick" → "Generate Series"

Ge	enerate Series by Equation	х
	Enter equation	
	logsha=log(sha)	
	Sample	
	1/02/2020 12/31/2021	
	OK Cancel	

1、画折线图: "View"→"Graph"

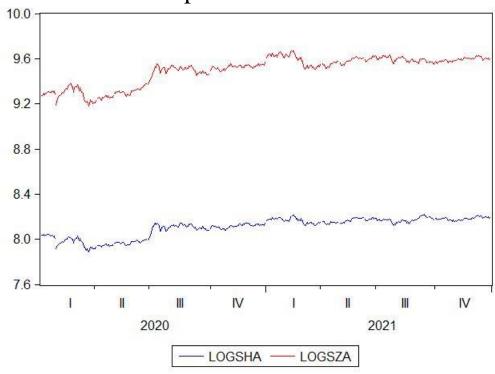


图5-4 SHA和SZA对数值线形图

2、ADF检验: 在5%显著性水平下,取对数后的SHA和SZA仍不平稳。

#### 表5-3 SHA对数值的ADF检验结果

Null Hypothesis: LOGSHA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	ller test statistic 1% level	-1.401644 -3.443607	0.5822
	10% level	-2.569889	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LOGSHA)

Method: Least Squares Date: 02/14/22 Time: 16:05

Sample (adjusted): 1/03/2020 12/31/2021 Included observations: 485 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGSHA(-1) C	-0.008497 0.069236	0.006062 0.049155	-1.401644 1.408503	0.1617 0.1596
R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood F-statistic Prob(F-statistic)	0.004051 0.001989 0.011181 0.060377 1492.204 1.964605 0.161664	Mean depen S.D. depend Akaike info d Schwarz cri Hannan-Qui Durbin-Wats	lent var riterion terion nn criter.	0.000341 0.011192 -6.145172 -6.127918 -6.138393 1.936641

#### 表5-4 SZA对数值的ADF检验结果

Null Hypothesis: LOGSZA has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)

	t-Statistic Prob.*	
Augmented Dickey-Fuller test statis	tic -1.781136 0.3899	
5% level 10% level	-2.867279 -2.569889	

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(LOGSZA) Method: Least Squares

Date: 02/14/22 Time: 16:06

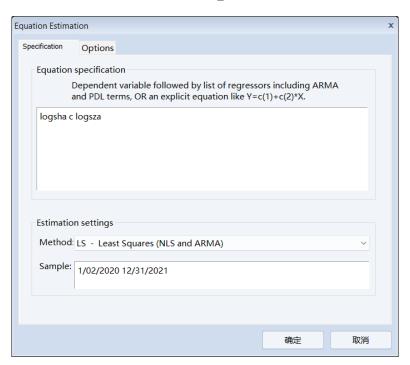
Sample (adjusted): 1/03/2020 12/31/2021 Included observations: 485 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOGSZA(-1) C	-0.009552 0.091415	0.005363 0.050942	-1.781136 1.794497	0.0755 0.0734
R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood F-statistic Prob(F-statistic)	0.006525 0.004468 0.014849 0.106491 1354.596 3.172444 0.075519	Mean depen S.D. depend Akaike info d Schwarz cri Hannan-Qui Durbin-Wats	lent var riterion terion nn criter.	0.000689 0.014882 -5.577717 -5.560463 -5.570937 1.944942

# 二、协整检验

虽然取对数后的SHA和SZA仍不平稳,但两者的一阶差分均是平稳的,即都是I(1)过程。因此,可以进一步利用EG检验确定变量间是否存在协整关系。

• 提取残差: "Quick" → "Estimate Equation"



# 二、协整检验

### 利用EG检验确定变量间是否存在协整关系

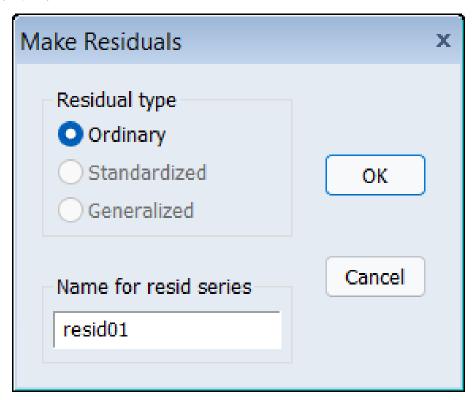
• 提取残差: "Quick" → "Estimate Equation"

iew Proc Object Print	Name Freeze	Estimate Foreca	st Stats Re	sids					
Dependent Variable: LOGSHA Method: Least Squares Date: 02/14/22 Time: 16:08 Sample: 1/02/2020 12/31/2021 Included observations: 486									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
C LOGSZA	1.932364 0.650265	0.063055 0.006638	30.64556 97.95692						
R-squared	0.951982	Mean depend	lent var	8.108523					
Adjusted R-squared	0.951883	S.D. depende		0.083850					
S.E. of regression	0.018393	Akaike info cr	iterion	-5.149574					
Sum squared resid	0.163740	Schwarz crite		-5.132347					
Log likelihood	1253.347	Hannan-Quin	n criter.	-5.142806					
F-statistic	9595.557	Durbin-Wats	on stat	0.060966					
Prob(F-statistic)	0.000000								

# 二、协整检验

利用EG检验确定变量间是否存在协整关系

在弹出的窗口中点击 "Procs" → "Make Residual Series"



### 表5-5 OLS回归的残差

EViews - [Series: RESID01 Workfile: EX5.2::Untitled\]

	Object View						•									
iew Proc Ob	ject Properties   F	Print Name	Freeze	Default	~	Sort Edi	it+/- Sı	mpl+/-	Adjust+/-	Label+/-	Wide+/-	Title	Sample	Genr		
															RE	SID01
	La	st updated	02/14/	/22 - 16:09	9											
	Modified:	1/02/2020	12/31/2	2021 // ma	keresi	id										
1/02/2020	0.072573															
1/03/2020	0.071042															
1/06/2020	0.068369															
1/07/2020	0.067383															
1/08/2020	0.062476															
1/09/2020	0.060046															
1/10/2020	0.060302															
1/13/2020	0.058288															
1/14/2020	0.058512															
1/15/2020	0.054070															
1/16/2020	0.049182															
1/17/2020	0.050416															
1/20/2020	0.047476															
1/21/2020	0.042852															
1/22/2020	0.038664															
1/23/2020	0.034087															
2/03/2020	0.011078															
2/04/2020	0.004053															
2/05/2020	0.002715															
2/06/2020	0.001348															
2/07/2020	0.004014															
2/10/2020	0.001927															
2/11/2020	0.003360															
2/12/2020	0.001701															
2/13/2020	-0.000879															
2/14/2020	0 000227															



对残差进行ADF检验: ADF检验的t统计量值为 -4.105718,大于5%显著 性水平下的临界值-2.867279。因此在5%显 著性水平下,数据平稳。

残差序列平稳,因此 SHA对数序列和SZA对 数序列存在协整关系。

#### 表5-6 残差ADF检验结果

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	ıller test statistic 1% level 5% level 10% level	-4.105718 -3.443607 -2.867279 -2.569889	0.0010

<sup>\*</sup>MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation Dependent Variable: D(RESID01)

Method: Least Squares Date: 02/14/22 Time: 16:10

Sample (adjusted): 1/03/2020 12/31/2021 Included observations: 485 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID01(-1) C	-0.045390 -0.000109	0.011055 0.000203	-4.105718 -0.536761	0.0000 0.5917
R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood F-statistic Prob(F-statistic)	0.033723 0.031723 0.004468 0.009641 1937.101 16.85692 0.000047	Mean depen S.D. depend Akaike info d Schwarz cri Hannan-Qui Durbin-Wats	lent var riterion terion nn criter.	-0.000107 0.004540 -7.979797 -7.962542 -7.973017 1.861428

# 三、因果检验

在 "workfile" 中选择变量log*sha*和log*sza*,右击,选择"Open"→" as a Group",在弹出的窗口中点击"View"→"Granger Causality",并选择滞后阶数为5。

从表5-7中可得,对于原假设logsza不是logsha变化的格兰杰原因,F值为2.68167,对应的p值为0.0210,因此在5%的显著性水平下拒绝原假设,认为logsza是logsha变化的原因;同理,不能拒绝原假设logsha不是logsza变化的格兰杰原因,即认为logsha不影响logsza。

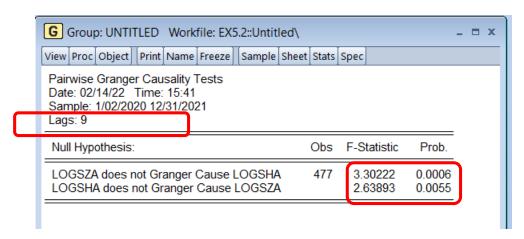
#### 表5-7格兰杰因果检验结果(滞后阶数为5)

G Group: UNTITLED Workfile: EX5.2::Untitled\										
View Proc Object Print Name	Freeze Sample	Sheet	Stats	Spec						
Pairwise Granger Causality Tests Date: 02/14/22 Time: 15:38 Sample: 1/02/2020 12/31/2021 Lags: 5										
Null Hypothesis:		(	Obs	F-Sta	atistic	Prob.				
LOGSZA does not Granger C	Cause LOGSHA	\	481	2.68	8167	0.0210	ገ .			

# 三、因果检验

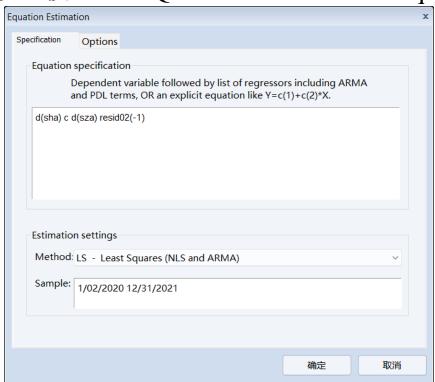
随着滞后阶数取值变大,logsha和logsza是互为因果的。

#### 表5-7格兰杰因果检验结果(滞后阶数为9)



### 四、误差纠正机制ECM

- 对模型 $sha = \alpha + \beta sza + \mu$ 进行回归,提取残差并命名为resid02。
- 进一步估计误差修正模型,"Quick"→"Estimate Equation":



### 误差纠正机制ECM

resid02(-1)的系数为-0.042452,且通过了t检验(t值对应的p值为0.0002),表 明SHA的实际值与长期值(均衡值)之间的差异约有4.2452%得以纠正。

### 表5-8 误差修正模型结果 Dependent Variable: D(SHA)

Method: Least Squares

Date: 02/14/22 Time: 16:19

Sample (adjusted): 1/03/2020 12/31/2021 Included observations: 485 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C D(SZA) RESID02(-1)	-0.330972 0.168799 -0.042452	0.688617 0.003575 0.011352	-0.480632 47.21361 -3.739567	0.6310 0.0000 0.0002
R-squared Adjusted R-squared S.E. of regression Sum squared resid Log likelihood F-statistic Prob(F-statistic)	0.824701 0.823974 15.14979 110626.7 -2004.904 1133.795 0.000000	Mean depend S.D. depend Akaike info c Schwarz crit Hannan-Quit Durbin-Wats	ent var riterion terion nn criter.	1.143459 36.10920 8.280016 8.305898 8.290185 1.860723

# 四、误差纠正机制ECM

总体来看上海证券市场和深圳证券市场联系紧密。深证A股领先的原因可能是因为深圳的地理位置,与海外市场联系更紧密一些,还有一种可能是与样本时间段有关。

## 本章小结

本章主要介绍了经济时间序列存在的不平稳性,并提供了 DF和ADF两种检验平稳性的方法。不平稳的序列容易导致 伪回归问题,为解决伪回归问题引出了协整检验,详细介 绍了协整的概念和具体的协整检验过程。协整描述了变量 之间的长期关系,为了进一步研究变量之间的短期均衡的 存在,介绍了误差纠正模型。在讨论变量之间的因果关系 的时候,介绍了格兰杰因果检验两种方法。

### 本章小结

- > 平稳性的定义
- > 平稳性的检验方法
- > 伪回归的定义
- > 协整的定义及检验方法
- > 误差修正模型的含义及表示形式