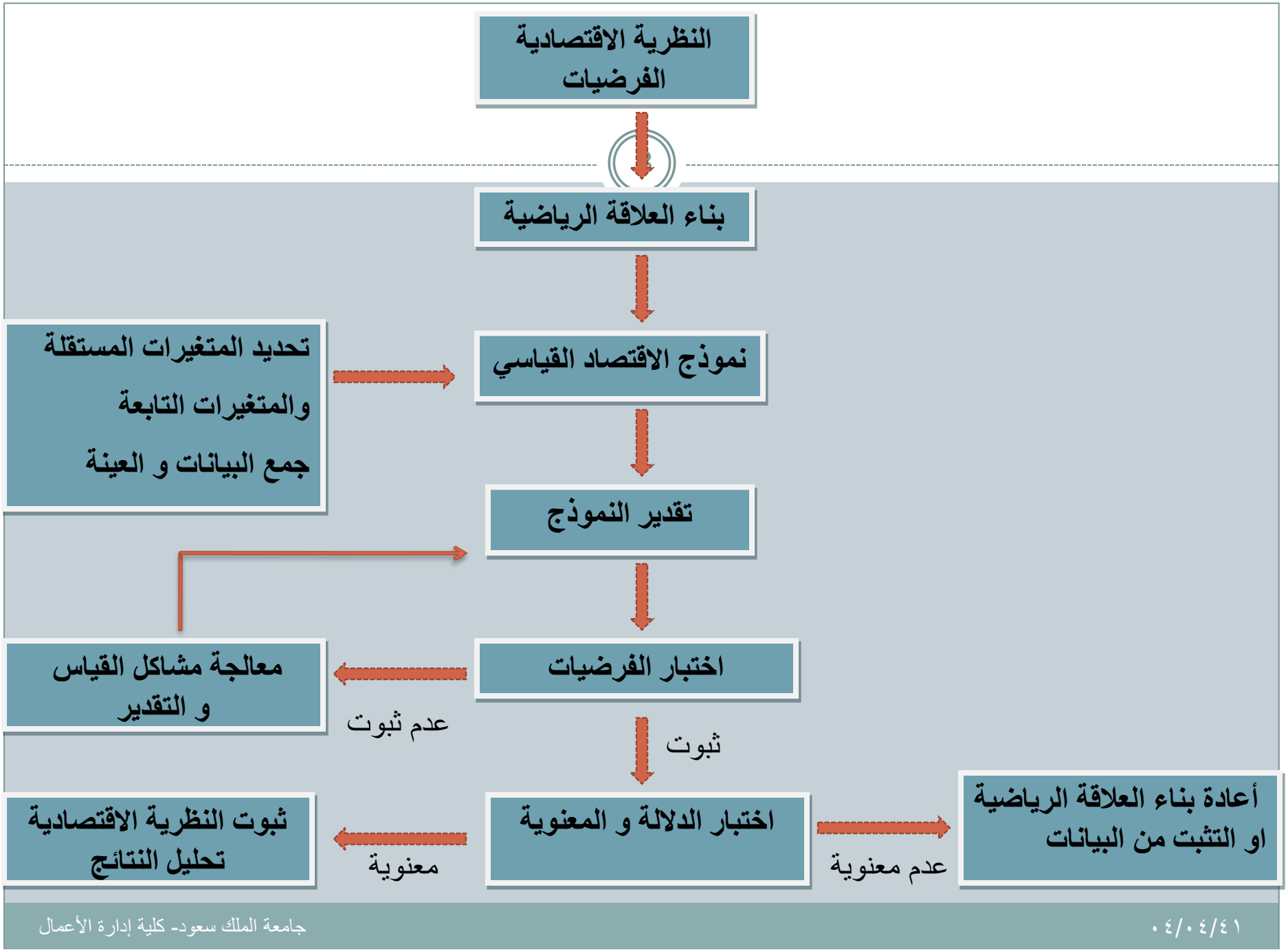
الاقتصاد القياسي التطبيقي باستخدام Eviews 7.1

د. نيزار حراثي
قسم الاقتصاد -كلية إدارة الأعمال- جامعة الملك سعود

أولاً: النظريات الاقتصادية


النظرية الاقتصادية
الفرضيات
بناء العلاقة الرياضية
نموذج الاقتصاد القياسي
تحديد المتغيرات المستقلة
والمتغيرات التابعة
جمع البيانات و العينة
تقدير النموذج
اختبار الفرضيات
معالجة مشاكل القياس
و التقدير
عدم ثبوت
ثبوت
اختبار الدلالة و المعنوية
أعادة بناء العلاقة الرياضية
او التثبت من البيانات
عدم معنوية
ثبوت النظرية الاقتصادية
تحليل النتائج
معنوية

مثال ١

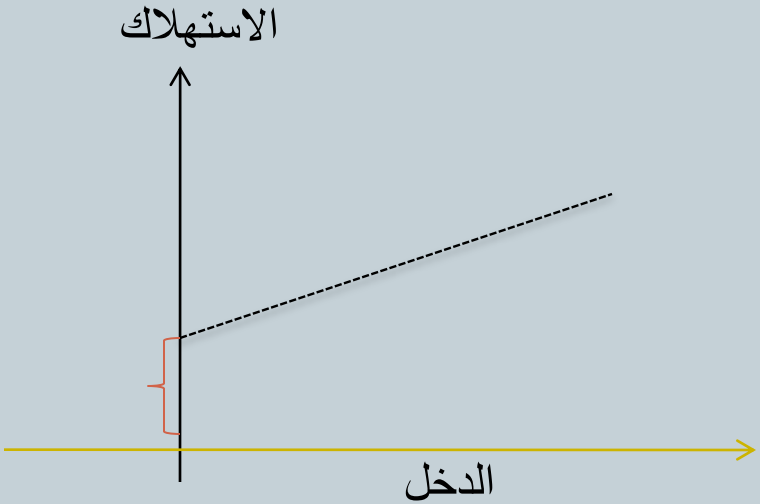
نظرية الاستهلاك : كينز

تشير هذه النظرية إلى وجود علاقة بين الاستهلاك (الإنفاق) والدخل المتاح. حيث أن الزيادة في الدخل تؤدي إلى زيادة في الاستهلاك والعكس صحيح. فالاستهلاك هو قيمة نسبية إلى الدخل وينقسم إلى جزئين، جزء ثابت مستقل عن الدخل وجزء نسبي يتغير بتغير الدخل.

يمكن تعريف الجزء الثابت بالاستهلاك الذاتي وهو مستوى الاستهلاك في حالة عدم وجود دخل.

و يمكن تحديد فرضيات النظرية كما يلي:

- العلاقة بين الدخل والاستهلاك خطية
- العلاقة بين الدخل والاستهلاك طردية
- الاستهلاك الذاتي موجب



و تسمى هذه العلاقة دالة الاستهلاك

بناء العلاقة الرياضية

و يمكن بناء العلاقة الرياضية كما يلي:

$$C = c_o + by_d$$

حيث تشير الرموز إلى :

C: الاستهلاك ، y_d: الدخل المتاح ، c_o: الاستهلاك الذاتي $c_o > 0$ ، b: الميل الحدي للاستهلاك

$b=\Delta c/\Delta y_d$: الزيادة الحاصلة في الاستهلاك الناتجة عن زيادة في الدخل بوحدة واحدة، $0< b <1$

و تشير هذه العلاقة أن الاستهلاك يتأثر بمستوى الدخل. إلا انه توجد عدة متغيرات التي تؤثر على مستوى الاستهلاك مثل: الادخار ، الحالة الاجتماعية ، عدد أفراد الأسرة ، مستوى الأسعار، الأذواق...

بناء نموذج الاقتصاد القياسي

يمكن بناء نموذج الاقتصاد القياسي انطلاقاً من العلاقة الرياضية، و ذلك بإضافة متغير عشوائي يعكس المتغيرات التي تم تجاهلها في بناء العلاقة الرياضية. وهو ذلك الجزء من المتغير المفسر الذي لم يتم تفسيره بالمتغيرات التفسيرية و يكتب النموذج كما يلي:

$$C = c_o + by_d + \varepsilon$$

حيث تشير الرموز إلى :

c : الاستهلاك وهو المتغير التابع أو الداخلي أو المفسَّر

y_d: الدخل المتاح وهو المتغير المستقل أو الخارجي أو التفسيري

c_o: الاستهلاك الذاتي و b : الميل الحدي للاستهلاك و هما معالم النموذج

ε : المتغير العشوائي والذي يجب أن يستوفي عدة فرضيات وهي فرضيات النموذج .

فرضيات النموذج

- يتبع المتغير العشوائي التوزيع الطبيعي بوسط حسابي يساوي o وتباين ثابت $V(\varepsilon)$
- عدم وجود ارتباط ذاتي $E(\varepsilon_{t-s}\ \varepsilon_{t-k}) = o$ ، $s \neq k$
- عدم وجود ارتباط بين المتغير العشوائي والمتغير المستقل $E(x\varepsilon) = o$

(لا يمكن اعتماد نتائج التقدير إذا لم يتم التحقق من صحة هذه الفرضيات)

و يعود اختبار صحة النظرية إلى اختبار معنوية b و c_o

مثال ٢

نظرية توازن العرض و الطلب:

تشير هذه النظرية إلى وجود علاقة بين الكمية المطلوبة والمستوى العام للأسعار من جهة و الكمية المعروضة والمستوى العام للأسعار. حيث تتأثر الكمية المعروضة والمطلوبة بالمستوى العام للأسعار، فكلما ارتفعت الأسعار انخفض الطلب و ارتفع العرض. و يتحقق التوازن عند تساوي الكمية المطلوبة مع الكمية المعروضة .

و يمكن تحديد فرضيات النظرية كما يلي:

العلاقة بين الكمية المطلوبة والمستوى العام للأسعار خطية وعكسية

العلاقة بين الكمية المعروضة والمستوى العام للأسعار خطية وطردية

تساوي الطلب مع العرض

بناء العلاقة الرياضية و نموذج الاقتصاد القياسي

- **العلاقة الرياضية**

يمكن بناء العلاقة الرياضية كما يلي:

$$q_d = \alpha_1 + \alpha_2 p$$
$$q_s = \beta_1 + \beta_2 p$$
$$q_d = q_s$$

حيث تشير الرموز إلى :

q_s : الكمية المعروضة ، متغير تابع - q_d: الكمية المطلوبة ، متغير تابع

p : المستوى العام للأسعار، متغير مستقل

- **نموذج الاقتصاد القياسي:** يمكن كتابة النموذج كما يلي:

$$q_d = \alpha_1 + \alpha_2 p + \varepsilon_1$$
$$q_s = \beta_1 + \beta_2 p + \varepsilon_2$$
$$q_d = q_s$$

حيث أن ε_1 و ε_2 متغيرات عشوائية

مثال ٣

✓ **نظرية الكفاءة الإنتاجية و الدوال الإنتاجية:**

تشير هذه النظرية إلى وجود علاقة بين عناصر الإنتاج و الكمية المنتجة، والتي تمكن من دراسة الكفاءة الإنتاجية لمنشأة معينة. وتعرف الكفاءة الإنتاجية بالعلاقة بين مدخلات العملية الإنتاجية من جهة وبين المخرجات الناتجة عن هذه العملية من جهة أخرى، حيث ترتفع الكفاءة الإنتاجية كلما ارتفعت نسبة الناتج إلى المستخدم من الموارد.

و تكمن أهمية الكفاءة الإنتاجية في ما يلي:

- يؤدي ارتفاع الكفاءة الإنتاجية إلى حصول العامل على أجر أعلى وبالتالي ارتفاع مستواه المعيشي.
- يؤدي ارتفاع الكفاءة الإنتاجية إلى تخفيض التكاليف والذي يؤدي بدوره إلى انخفاض الأسعار وتعزيز المركز التنافسي للمنشأة، وبالتالي زيادة الأرباح.
- يؤدي ارتفاع الكفاءة الإنتاجية إلى زيادة حجم الإنتاج وتخفيض الأسعار وبالتالي القدرة الشرائية للمجتمع.

كما تطرح هذه النظرية مفهومي اقتصاديات الحجم (السعة) وعوائد الحجم (السعة) حيث أن مصطلح اقتصاديات الحجم يشير إلى تكاليف المنشأة ، بينما عوائد الحجم تشير إلى وصف العلاقة بين المدخلات والمخرجات.

-**اقتصاديات الحجم:** تربط تكلفة إنتاج الوحدة بالنسبة للكميات المنتجة أي تمثل انخفاض تكلفة الوحدة المنتجة التي حصلت عليها المنشأة من خلال زيادة كمية الإنتاج. وتتمثل خصائص العملية الإنتاجية في أن ارتفاع عدد القطع المنتجة من سلعة ما ينتج عنه انخفاض في تكلفة إنتاج هذه القطعة.

-**عوائد الحجم :** تربط الكميات المنتجة بالنسبة لحجم عوامل الإنتاج، أي أن عائد الحجم المتزايد يوافق اقتصاد الحجم من ناحية تكلفة الإنتاج أي زيادة الكفاءة الإنتاجية.

كما تشير هذه النظرية إلى أن الزيادة في حجم عوامل الإنتاج تؤدي إلى زيادة كمية الإنتاج و كذلك إلى انخفاض تكلفة الوحدة المنتجة.

فرضيات النظرية

- العلاقة بين عوامل الإنتاج والكمية المنتجة طردية و غير خطية.
- تكون عوائد الحجم متزايدة عندما يكون التغير في الإنتاج أكبر من التغير في عوامل الإنتاج المستعملة. أي إنتاج وحدة جديدة يسبب انخفاض في تكلفة الوحدة الواحدة.
- تكون عوائد الحجم متناقصة عندما يكون التغير في الإنتاج أقل من التغير في عوامل الإنتاج المستعملة.
- تكون عوائد الحجم ثابتة عندما يكون التغير في الإنتاج مساوي للتغير في عوامل الإنتاج المستعملة.

العلاقة الرياضية

تشير النظرية إلى أن دالة الإنتاج هي دالة من نوع Cobb Douglas و تكتب كما يلي:

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta}$$

حيث تشير الرموز إلى :

Y : الإنتاج , K : رأس المال ، L : العمل

α،β, معالم الدالة

إلا أنه توجد عدة عوامل تؤثر على الإنتاج و الكفاءة الإنتاجية مثل استخدام التقنيات والوسائل في العملية الإنتاجية الحديثة .

بناء نموذج الاقتصاد القياسي

حتى يتم تقدير النموذج يمكن تحويل النموذج إلى اللوغاريتم كالأتي:

$$Y = AK^{\alpha}L^{\beta}$$

$$\text{Log(Y)} = Log\left(AK^{\alpha}L^{\beta}\right) = Log(A) + Log(K^{\alpha}) + Log(\ L^{\beta})$$

$$Log(Y) = a + \alpha Log(K) + \beta Log(L)$$

$$Y^{*} = \text{a} + \alpha\text{K}^{*} + \beta\text{L}^{*}$$

يمكن صياغة نموذج الاقتصاد القياسي بالشكل التالي :

$$Y^{*} = \text{a} + \alpha\text{K}^{*} + \beta\text{L}^{*} + \varepsilon$$

ε : المتغير العشوائي

β,α مرونة الإنتاج لعنصر رأس المال ومرونة الإنتاج لعنصر العمل

اختبار صحة النظرية

يعود اختبار صحة النظرية إلى اختبار معنوية α و β و يمكن بذلك دراسة مدى تأثير عوامل الإنتاج على الإنتاج والكفاءة الإنتاجية حيث أن:

$\alpha+B < 1$: عوائد الحجم متزايدة

$\alpha+\beta > 1$: عوائد الحجم متناقصة

$\alpha+\beta = 1$: عوائد الحجم ثابتة

أمثلة أخرى

- **نظريات الاستثمار:** تقوم نظريات الاستثمار بتقديم نظرية الاستثمار ومحدداته وتحليلها وذلك من خلال كل من نظرية الكفاية الحدية لرأس المال، ونظرية المعجل البسيط، ثم نظرية المعجل المرن ونظرية الأرصدة الداخلية.
- **نظريات الطلب على النقود:** تعكس هذه النظرية بتحديد متغير سعر الفائدة بواسطة تفاعل قوى الطلب وقوى العرض من النقود. و تهتم بدراسة وتحليل الطلب على النقود حسب المدرسة الكلاسيكية ، بالمدرسة الكينزية والمدارس الحديثة.

ثانياً: الانحدار الخطي البسيط

نموذج الانحدار الخطي

يكتب نموذج الانحدار الخطي كما يلي:

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + .. + \alpha_k x_k + \varepsilon$$

حيث:

$x_k, .., x_1$: المتغيرات المستقلة أو التفسيرية ، y : المتغير التابع أو الداخلي أو المفسر، ε : المتغير العشوائي

$\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, .. \alpha_k$: معالم النموذج

و يسمى نموذج الانحدار الخطي متعدد المتغيرات وذلك لوجود أكثر من متغير تفسيري. و يبرز هذا النموذج العلاقة الخطية بين المتغيرات المستقلة والمتغير التابع.

و يمكن تقدير هذا النموذج من دراسة وتحليل طبيعة العلاقة، ومدى تأثير المتغيرات المستقلة على المتغير التابع والقدرة التفسيرية للمتغيرات المستقلة.

كما تمكن من معرفة القيمة المتوقعة للمتغير (المتغير التابع).

طرق تقدير نموذج الانحدار الخطي

توجد عدة طرق لتقدير نموذج الانحدار الخطي وهي:

- **طريقة المربعات الصغرى العادية Ordinary Least Squares**
- **طريق الإمكان الأكبر Maximum Likelihood**

في حالة نموذج الانحدار الخطي البسيط:

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_i + \varepsilon_i$$

و يمكن الحصول على مقدرات معالم النموذج كما يلي:

$$y_i = \alpha_0 + \alpha_1 x_i + \varepsilon_i$$

$$\hat{\alpha}_1 = \frac{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}$$

$$\hat{\alpha}_0 = \bar{y} - \hat{\alpha}_1 \bar{x}$$

حيث تشير i إلى وحدة العينة و n عدد المشاهدات

و يمكن الحصول على القيم التالية:

- مقدرات البواقي: $\hat{\varepsilon}_i = y_i - \hat{\alpha}_0 - \hat{\alpha}_1 x_i$
- التغير الإجمالي في y : SST
- إجمالي المربعات المفسرة : SSE
- تغير البواقي في y : SSR
- مقدرات المتغير التابع :

$$SST = \sum_{i=1}^{n}(y_i - \bar{y})^2 \quad , SSE = \sum_{i=1}^{n}(\hat{y}_i - \bar{y})^2 \, , SSR = \sum_{i=1}^{n} \hat{\varepsilon}_i^{\,2}$$

$$\hat{y}_i = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 x_i$$

الخصائص الإحصائية لمقدرات المعالم

- مقدرات المربعات الصغرى العادية خطية
- عدم التحيز: القيمة المتوقعة للمقدرات تساوي القيمة الحقيقية للمعلمة
- الكفاية: أدنى تباين من بين كل مقدرات المربعات الصغرى

$$E(\hat{\alpha}_1) = \alpha_1 \ , \ E(\hat{\alpha}_0) = \alpha_0$$

$$v(\hat{\alpha}_1) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2} \ , \ v(\hat{\alpha}_0) = \left(\frac{1}{n} + \frac{\bar{x}}{\sum_{i=1}^{n}(x_i + \bar{x})^2}\right)$$

يمكن حساب تباين البواقي:

$$\hat{v}(\varepsilon) = \hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \frac{SSR}{n - k - 1}$$

حيث أن k تساوي عدد المتغيرات المستقلة وهي ١ في حالة نموذج الانحدار الخطي البسيط

الخصائص الإحصائية للمتغير العشوائي

- التوزيع الطبيعي
- حسابي يساوي o وتباين ثابت
- عدم وجود ارتباط مع المتغير المستقل
- لا وجود لارتباط ذاتي

$$\varepsilon \curvearrowright \mathrm{N}_{ormal}(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$E(\varepsilon) = 0\,, v(\varepsilon) = \sigma_\varepsilon^2$$

$$cov(x\varepsilon) = E(x\varepsilon) = 0$$

$$cov(\varepsilon_{i-s}\varepsilon_{i-k}) = 0\,, s \neq k$$

اختبار معنوية ودلالة المعالم

يعود اختبار معنوية المعالم إلى اختبار الفروض التالية:

$$H_0: \alpha = 0$$
$$H_1: \alpha \neq 0$$

للقيام بالاختبار يتم حساب القيمة t_α و من ثم مقارنتها بالقيمة الجدولية المستخرجة من جدول Student بدرجة معنوية θ و درجة حرية n-k-1 . حيث تمثل بدرجة معنوية θ احتمال رفض فرضية العدم وهي صحيحة. درجة المعنوية المحددة 1% ,5 % , 10%. **جدول Student**

يتم حساب القيمة t_α كما يلي:

$$t_\alpha = \frac{\hat{\alpha}}{\sqrt{\hat{v}(\hat{\alpha})}} = \frac{\hat{\alpha}}{\hat{\sigma}_\alpha}$$

و يسمى هذا الاختبار اختبار T

إذا كانت القيمة المطلقة للقيمة المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية نرفض فرضية العدم أي نقبل معنوية المعلمة وهذا يعني وجود تأثير للمتغير المستقل على المتغير التابع.

قراءة جدول Student

ν	P =0,90	0,80	0,70	0,60	0,50	0,40	0,30	0,20	0,10	0,05	0,02	0,01
1	0,158	0,325	0,510	0,727	1,000	1,376	1,963	3,078	6,314	12,706	31,821	63,657
2	0,142	0,289	0,445	0,617	0,816	1,061	1,386	1,886	2,920	4,303	6,965	9,925
3	0,137	0,277	0,424	0,584	0,765	0,978	1,250	1,638	2,353	3,182	4,541	5,841
4	0,134	0,271	0,414	0,569	0,741	0,941	1,190	1,533	2,132	2,776	3,747	4,604
5	0,132	0,267	0,408	0,559	0,727	0,920	1,156	1,476	2,015	2,571	3,365	4,032
6	0,131	0,265	0,404	0,553	0,718	0,906	1,134	1,440	1,943	2,447	3,143	3,707
7	0,130	0,263	0,402	0,549	0,711	0,896	1,119	1,415	1,895	2,365	2,998	3,499
8	0,130	0,262	0,399	0,546	0,706	0,889	1,108	1,397	1,860	2,306	2,896	3,355
9	0,129	0,261	0,398	0,543	0,703	0,883	1,100	1,383	1,833	2,262	2,821	3,250
10	0,129	0,260	0,397	0,542	0,700	0,879	1,093	1,372	1,812	2,228	2,764	3,169
11	0,129	0,260	0,396	0,540	0,697	0,876	1,088	1,363	1,796	2,201	2,718	3,106
12	0,128	0,260	0,395	0,539	0,695	0,873	1,083	1,356	1,782	2,179	2,681	3,055
13	0,128	0,259	0,394	0,538	0,694	0,870	1,079	1,350	1,771	2,160	2,650	3,012
14	0,128	0,258	0,393	0,537	0,692	0,868	1,076	1,345	1,761	2,145	2,624	2,977
15	0,128	0,258	0,393	0,536	0,691	0,866	1,074	1,341	1,753	2,131	2,602	2,947
16	0,128	0,258	0,392	0,535	0,690	0,865	1,071	1,337	1,746	2,120	2,583	2,921
17	0,128	0,257	0,392	0,534	0,689	0,863	1,069	1,333	1,740	2,110	2,567	2,898
18	0,127	0,257	0,392	0,534	0,688	0,862	1,067	1,330	1,734	2,101	2,552	2,878
19	0,127	0,257	0,391	0,533	0,688	0,861	1,066	1,328	1,729	2,093	2,539	2,861
20	0,127	0,257	0,391	0,533	0,687	0,860	1,064	1,325	1,725	2,086	2,528	2,845

درجة معنوية
%٥=θ
درجة حرية ١٠

$t_{5\%}(10) = 2.228$

اختبار جودة توفيق النموذج

يمكن هذا الاختبار من اختبار القدرة التفسيرية للمتغيرات التفسيرية للمتغيرات المستقلة. حيث أن التغير الكلي في y يساوي التغير المفسر زائد تغير البواقي.

يمكن تحديد القدرة التفسيرية بنسبة التغير المفسر إلى التغير الكلي.

$$SST = SSE + SSR \Rightarrow \frac{SST}{SST} = \frac{SSE}{SST} + \frac{SSR}{SST}$$

$$1 = \frac{SSE}{SST} + \frac{SSR}{SST} \Rightarrow \frac{SSE}{SST} = 1 - \frac{SSR}{SST}$$

يمكن تعريف معامل التحديد كما يلي:

$$R^2 = \frac{SSE}{SST} = 1 - \frac{SSR}{SST}$$

و يتخذ معامل التحديد قيماً بين الصفر والواحد الصحيح:

$$0 \le R^2 \le 1$$

كلما اقترب معامل التحديد إلى الواحد كلما كانت القدرة التفسيرية مرتفعة. أي القدرة التفسيرية للمتغيرات التفسيرية للمتغيرات المستقلة مرتفعة.

اختبار معنوية النموذج

يمكن هذا الاختبار من اختبار معنوية العلاقة بين المتغيرات التفسيرية والمتغير المفسر.

$$H_0: \alpha_0 \alpha = \alpha_1 = 0$$

$$H_1: \alpha_0 \neq 0 \; and/or \; \alpha_1 \neq 0$$

حيث قبول فرضية العدم يعني رفض العلاقة. للقيام بالاختبار يتم حساب القيمة Fisher و من ثم مقارنتها بالقيمة الجدولية المستخرجة من جدول Fisher بدرجة معنوية θ و درجة حرية $(n\text{-}k\text{-}1, k)$. يتم حساب القيمة F_θ كما يلي:

$$F_\theta = \frac{R^2/k}{(1-R^2)/(n-k-1)}$$

إذا كانت القيمة القيمة المحسوبة أقل من القيمة الجدولية نقبل فرضية العدم يعني رفض العلاقة.

التنبؤ

من أهم أهداف الاقتصاد القياسي التنبؤ بالقيم المستقبلية للمتغير التابع y المقابلة لقيم المتغير المستقل. ويمكن تحديد القيمة المتوقعة للمتغير y باستخدام نتائج تقدير نموذج الانحدار الخطي.

$$y^* = E(y^*/x^*) = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 x^*$$

حيث يمكن تحديد القيمة المستقبلية للمتغير y وهي y^* المقابلة لقيم المتغير المستقل x^*

يمكن تحديد فترة الثقة التنبؤ باستعمال تباين التنبؤ:

$$v(y^*) = \sigma_\varepsilon^2 \left\{ \frac{1}{n} + \frac{(x^* - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2} \right\}$$

تحدد فترة الثقة بالمعادلة التالية :

$$\left[y^* - t_{\theta/2} \sqrt{v(y^*)}; y + t_{\theta/2} \sqrt{v(y^*)} \right]$$

مفاهيم أساسية

- المتغيرات: وهي نوعين

- متغيرات كمية وهي متغيرات قابلة للقياس: الأسعار، الإنتاج، العمر.....

- متغيرات نوعية وهي متغيرات تعكس خاصية معينة أو جملة: القطاع ،النتيجة، الإجابة، الحالة الاجتماعية.....

- البيانات : وهي نوعين

- بيانات مقطعية وهي مشاهدات تخص عينة من الوحدات خلال لحظة زمنية معينة

- بيانات سلاسل زمنية وهي مشاهدات تخص وحدة خلال فترة زمنية معينة

- المتغيرات الصورية وهي متغيرات تعكس خاصية معينة (خاصية بلد أو منشأة، نشاط المنشأة ، ..) أو حدث معين (أزمة مالية، انهيار أسعار البترول، تغير هيكلي في الاقتصاد،الحرب..) و تأخذ القيمة ٠ أو ١.

- الفرضيات المستخدمة في علم الاقتصاد: ثلاث فرضيات

- الرشد الاقتصادي – بقاء العوامل الأخرى ثابتة – السعي إلى التعظيم

خطوات استخدام حزمة افيوز

- إنشاء ورقة عمل create new workfile
- إدخال البيانات: استيراد من ملف import data from excel
- حفظ وتسمية ورقة عمل
- مراجعة البيانات
- استحداث متغيرات جديدة وإجراء عمليات حسابية على المتغيرات
- تقدير نموج الاقتصادي القياسي
- تحليل النتائج
- إجراء الاختبارات
- التنبؤ

	A	B	C	D	E	F
	date	oil	tasi	bank	comm	cim
	janv-99	31,10	2,00	2920439619,00	8582576495,00	1789138393,00
	févr-99	32,79	2,00	3039625021,00	8932838086,00	1862154516,00
	mars-99	27,18	2,00	2800321297,00	8229573240,00	1717267147,00
	avr-99	23,68	2,00	3157353445,00	9278817918,00	1936213302,00
	mai-99	26,32	3,00	2739386963,00	8058554187,00	1679899818,00
	juin-99	28,33	3,00	3427167641,00	10071746817,00	2099573354,00
	juil-99	28,37	3,00	2679778547,00	7883201942,00	1643345593,00
	août-99	29,49	4,00	3217916690,00	9456800943,00	1973353065,00
0	sept-99	27,61	4,00	2621467196,00	7703957510,00	1607586779,00
1	oct-99	27,70	4,00	2531302923,00	7438983099,00	1552294501,00
2	nov-99	28,45	4,00	3276363634,00	9628564595,00	2009195030,00
3	déc-99	30,17	4,00	3335872150,00	9803447987,00	2045687992,00
4	janv-00	29,77	4,00	4335054401,00	17231414788,00	3531540434,00
5	févr-00	31,57	4,00	4511971327,00	17934642166,00	3675665333,00
6	mars-00	31,51	5,00	4156752662,00	16539213864,00	3386287401,00
7	avr-00	34,38	5,00	4686725539,00	18647911559,00	3818028383,00
8	mai-00	36,58	5,00	4070371038,00	16179324458,00	3315916843,00
9	juin-00	34,50	5,00	5087233465,00	20221252576,00	4144301091,00
0	juil-00	40,03	6,00	3981800721,00	15827266161,00	3243763272,00
1	août-00	40,78	6,00	4776624661,00	18986613136,00	3891264462,00
2	sept-00	47,76	6,00	3891264462,00	15482868569,00	3170008152,00
3	oct-00	48,15	7,00	3761185346,00	14950341750,00	3064039549,00
4	nov-00	44,22	8,00	4868248197,00	19350807678,00	3961941407,00

إنشاء ورقة عمل

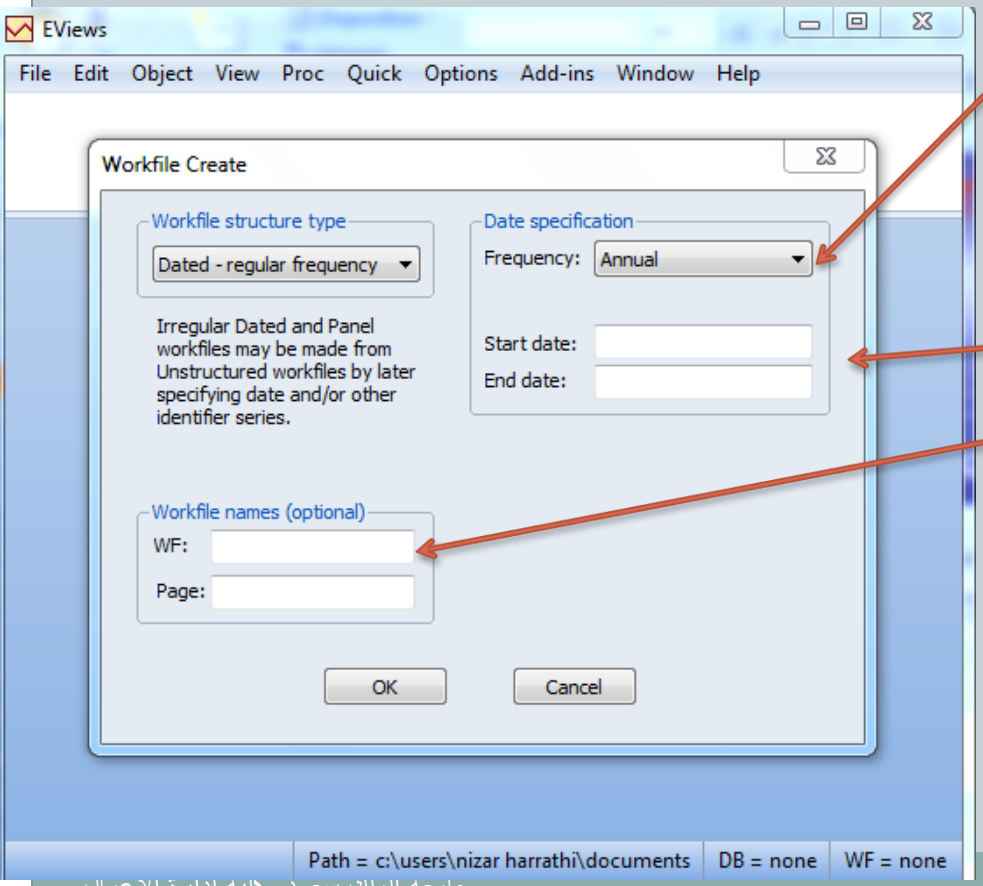
- تشغيل البرنامج: ابدأ Start ← برامج Program ← برنامج Eviews
- لفتح ملف جديد: File ← New ← Workfile

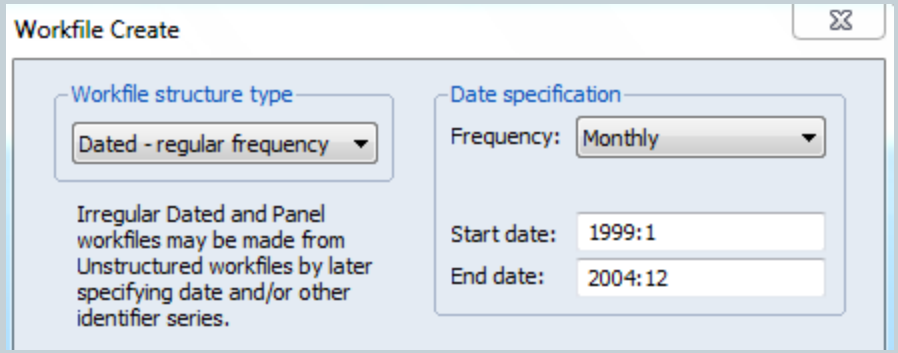
مربع حواري خاص بمدى البيانات (يومية،سنوية ، صف سنوية ، أسبوعية، شهرية ، غير مؤرخة

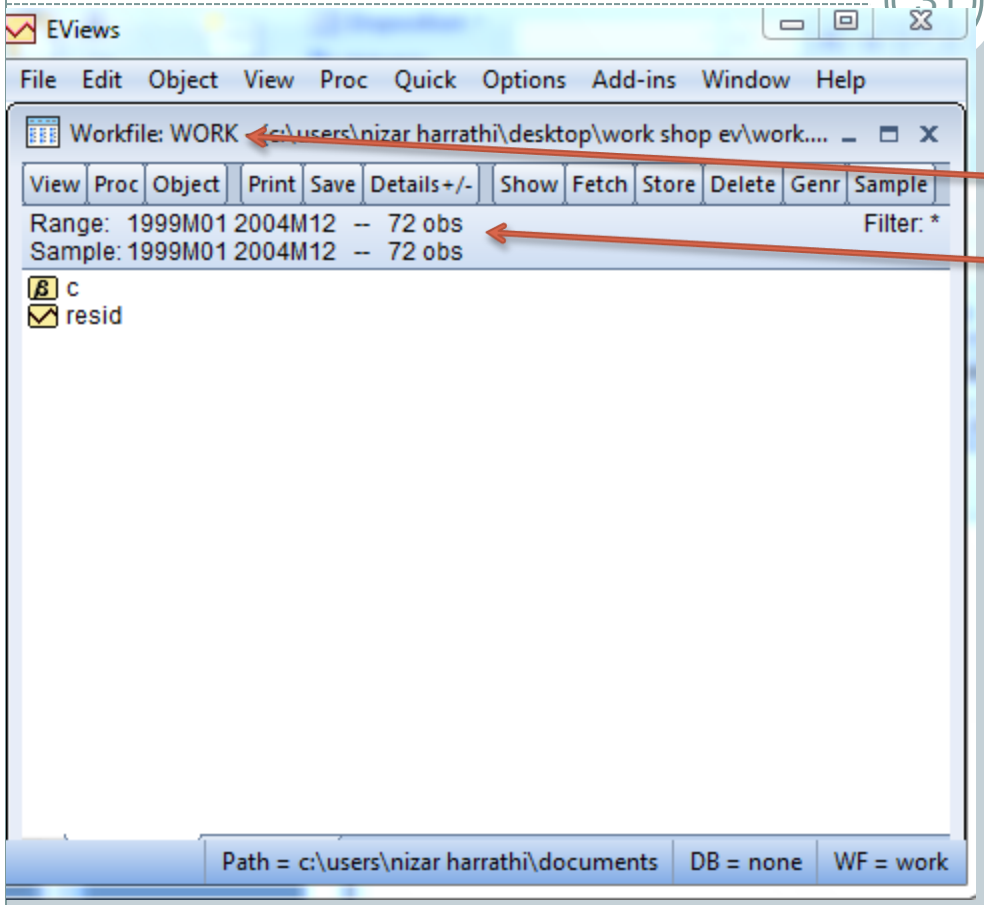
حدد نوع البيانات: مثلا إذا كانت شهرية من ١٩٩٩/٠١ إلى ٢٠١١/12

اختر Monthly ثم ادخل أول شهر وأخر شهر

اعطي اسم اهذه الورقة هثال work







انقر OK فيظهر الشكل التالي:

اسم ورقة العمل

عدد المشاهدات والفترة

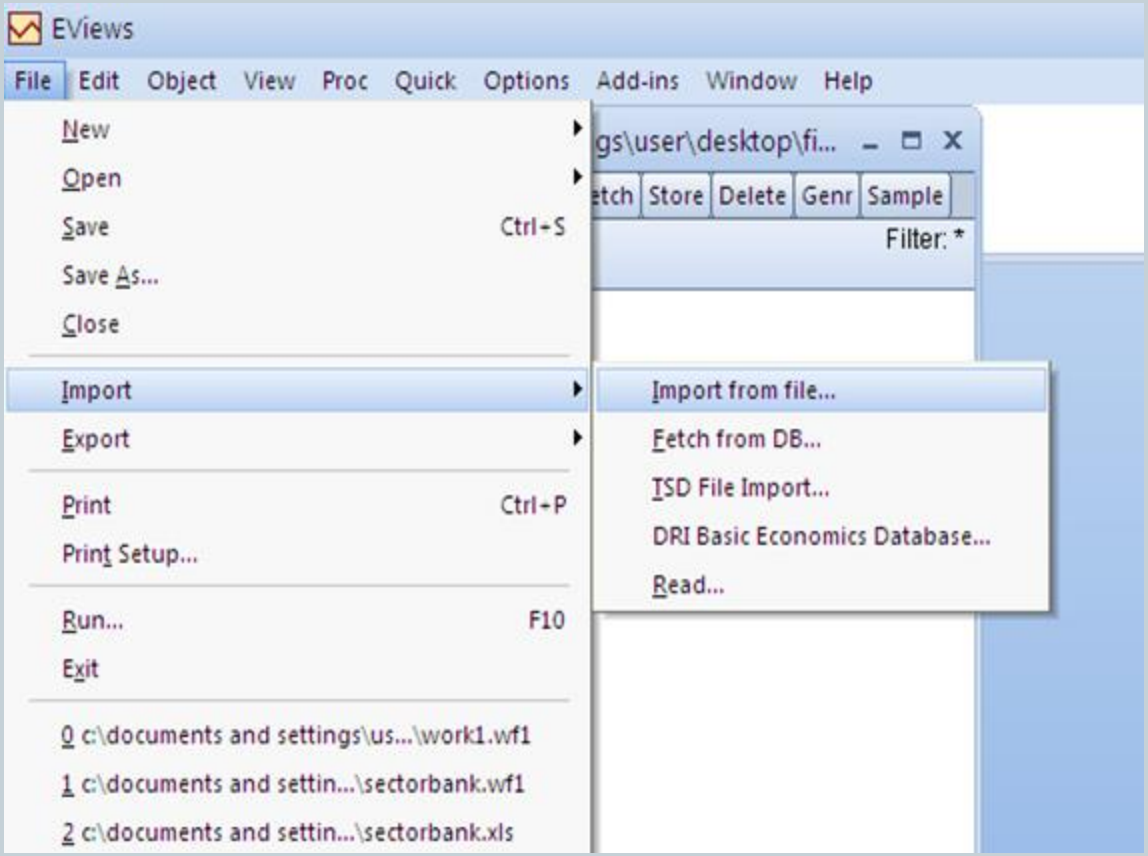
لحفظ ورقة العمل اختر

File ← Save AS اختر موقع

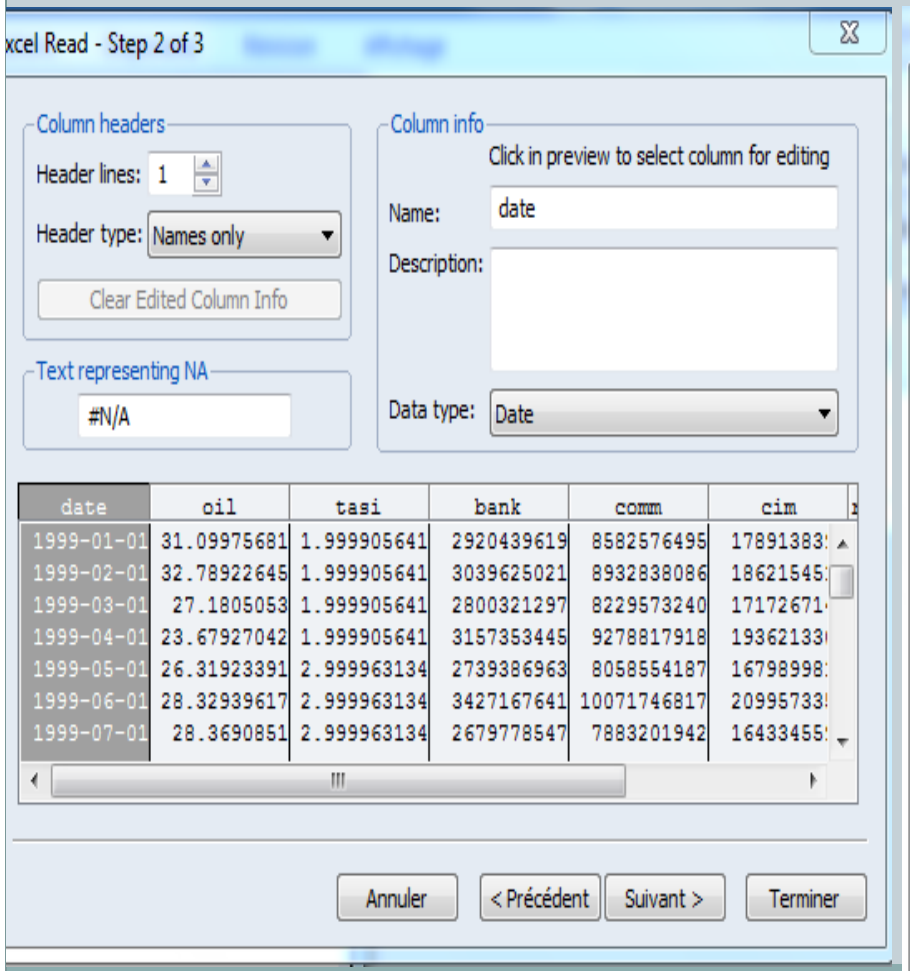
ثم انقر Save

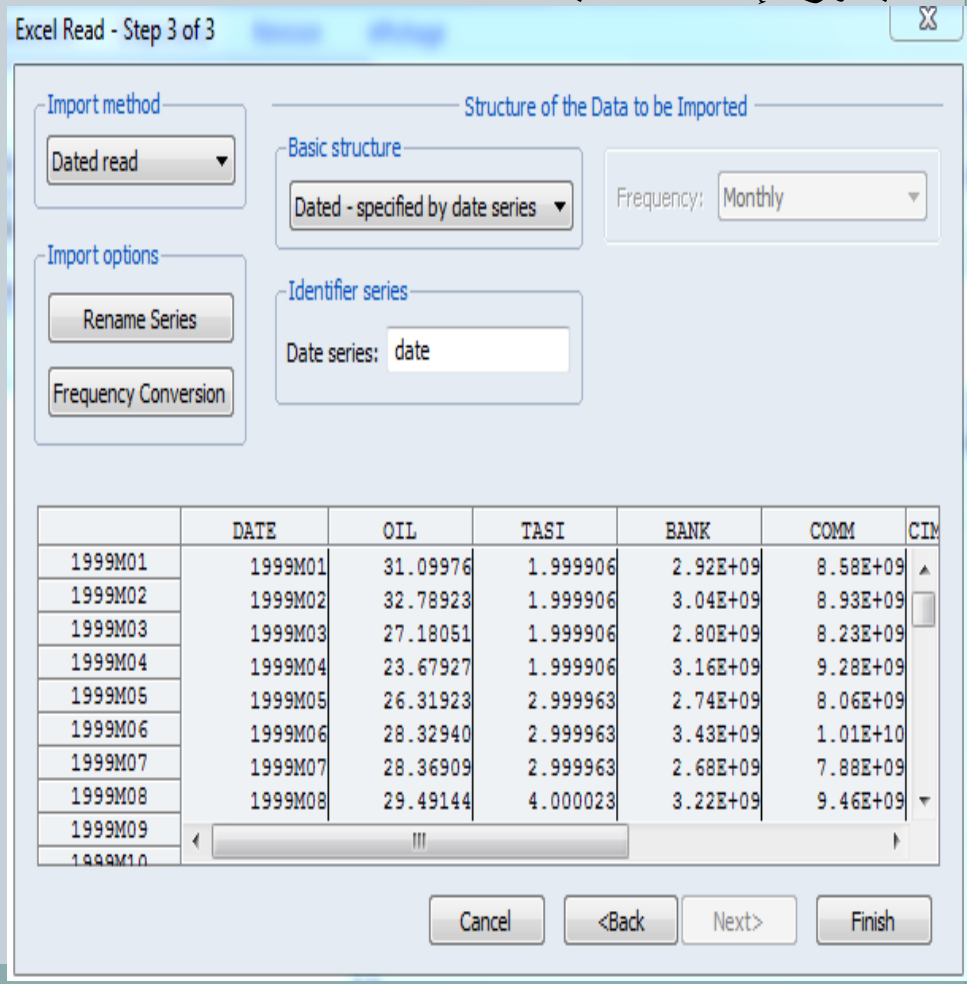
إدخال البيانات : استيراد ملف من Excel

يجب أن يكون الملف Excel مجهز بنفس المدى المحدد من البرنامج

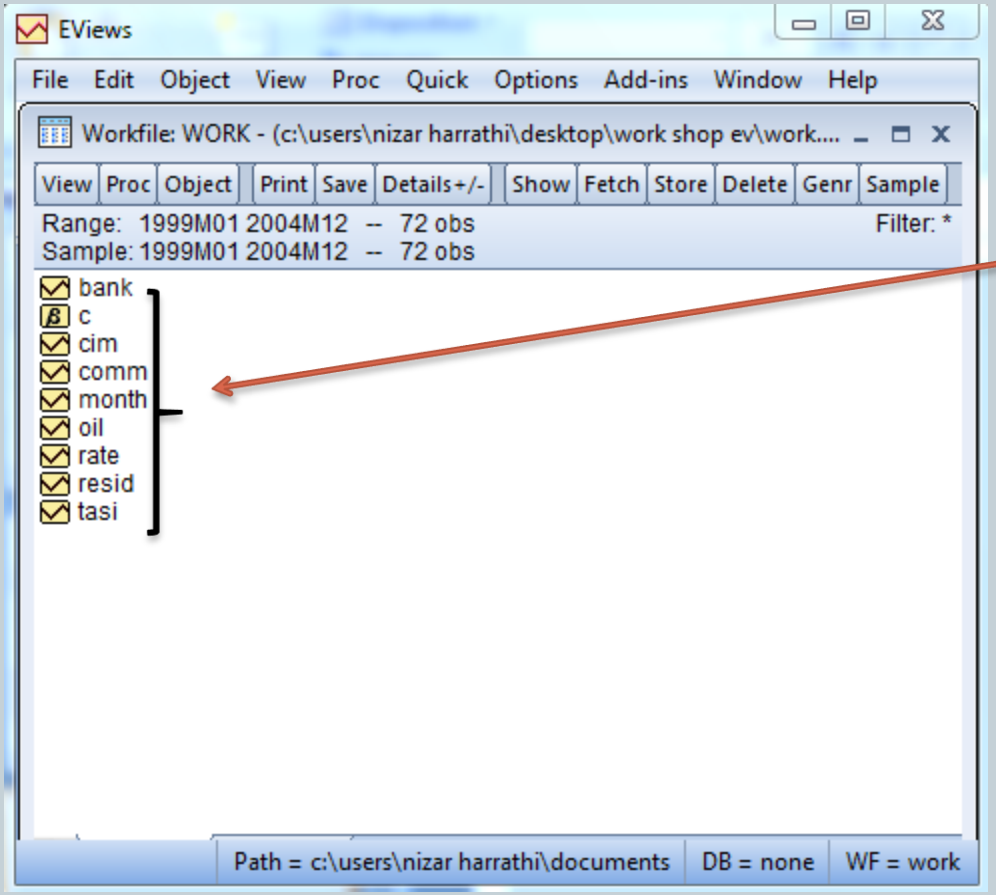


فيظهر الإشكال التالية:





انقر Finish فيظهر الشكل التالي:

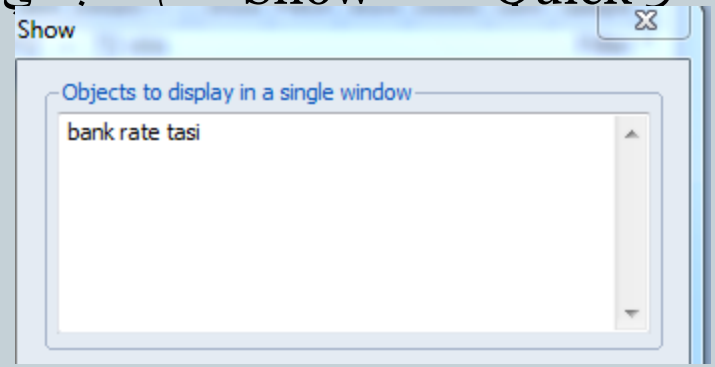


المتغيرات

Demo

مراجعة البيانات

لمراجعة البيانات انقر Quick ⟸ Show ثم اكتب في المربع الحواري المتغيرات المراد فحصها ثم ok.



انقر Edit+/- ثم قم بالتعديل

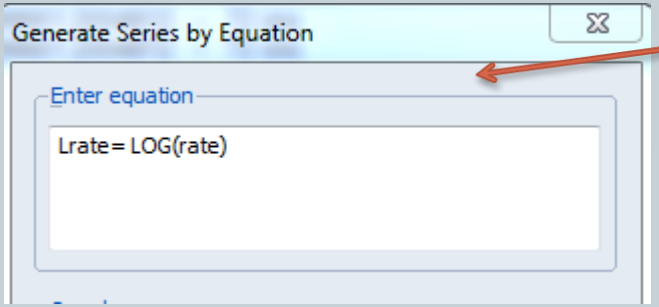
Group: UNTITLED Workfile: WORK::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Default | Sort | Transpose | Edit+/- | Smpl+/- | Title | Sample

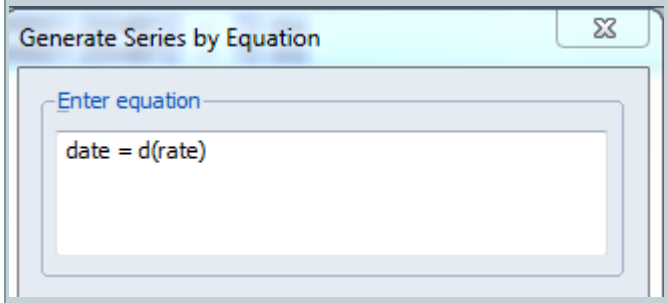
obs	BANK	RATE	TASI
1999M06	3.43E+09	0.010910	2.999963
1999M07	2.68E+09	0.010426	2.999963
1999M08	3.22E+09	0.010505	4.000023
1999M09	2.62E+09	0.010505	4.000023
1999M10	2.53E+09	0.010324	4.000023
1999M11	3.28E+09	0.010223	4.000023
1999M12	3.34E+09	0.010121	4.000023
2000M01	4.34E+09	0.010355	4.000023
2000M02	4.51E+09	0.010436	4.000023
2000M03	4.16E+09	0.009941	4.999810
2000M04	4.69E+09	0.010426	4.999810
2000M05	4.07E+09	0.010334	4.999810
2000M06	5.09E+09	0.010547	4.999810
2000M07	3.98E+09	0.013003	6.000243

استحداث متغيرات جديدة

يمكنك استحداث متغيرات جديدة باستخدام العمليات الرياضية مثل جمع تغيرين، تحويل متغير إلى اللوغاريتم أو إلى الفروق الأولى .... انقر Quick ⟵ Generate series تم اكتب المعادلة الرياضية.



مثال تحويل المتغير rate إلى اللوغاريتم ونسميها lrate

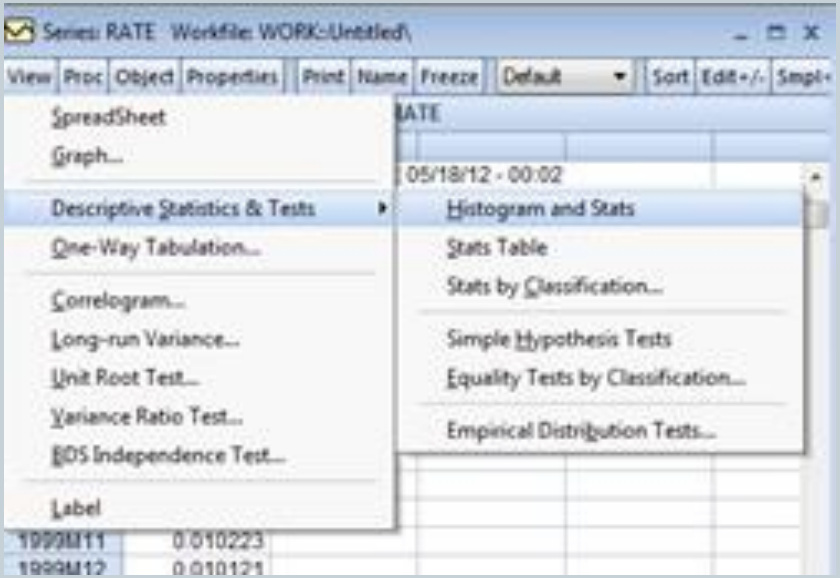


مثال تحويل المتغير rate إلى الفروق الأولى ونسميها drate

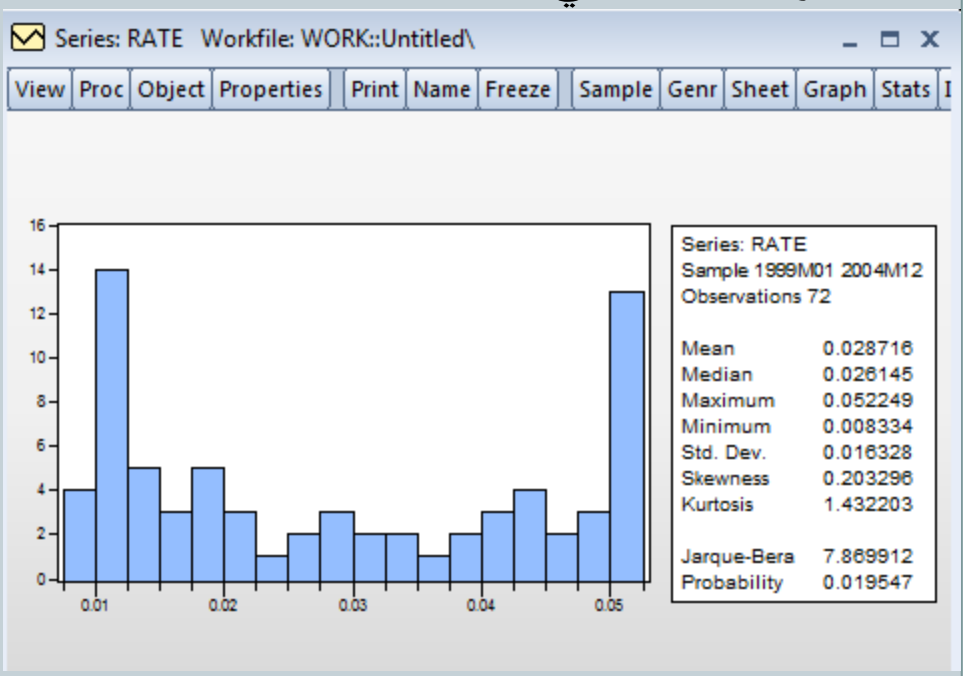
الخصائص الإحصائية للمتغيرات

لإيجاد الإحصائية للمتغيرات مثل الوسط والتباين ... اختر المتغير ثم انقر

View ⟸ Descriptive Statistics ⟸ Histogram and stats

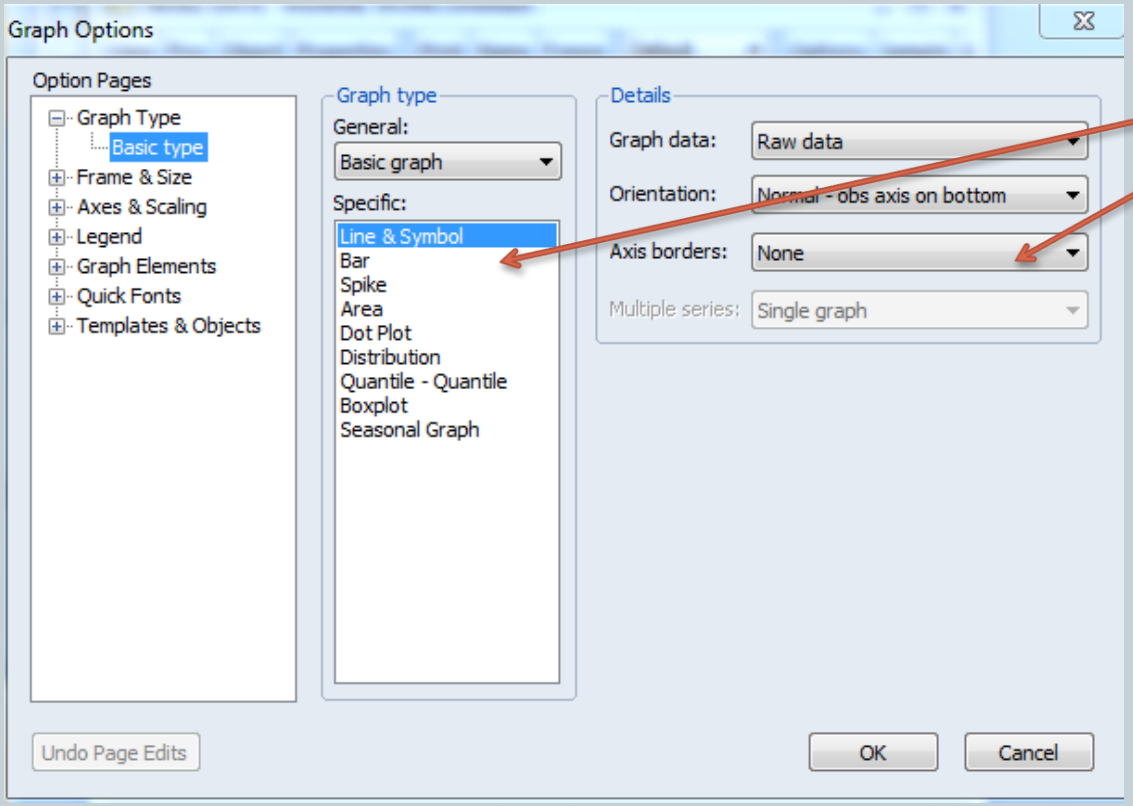


يظهر الشكل التالي

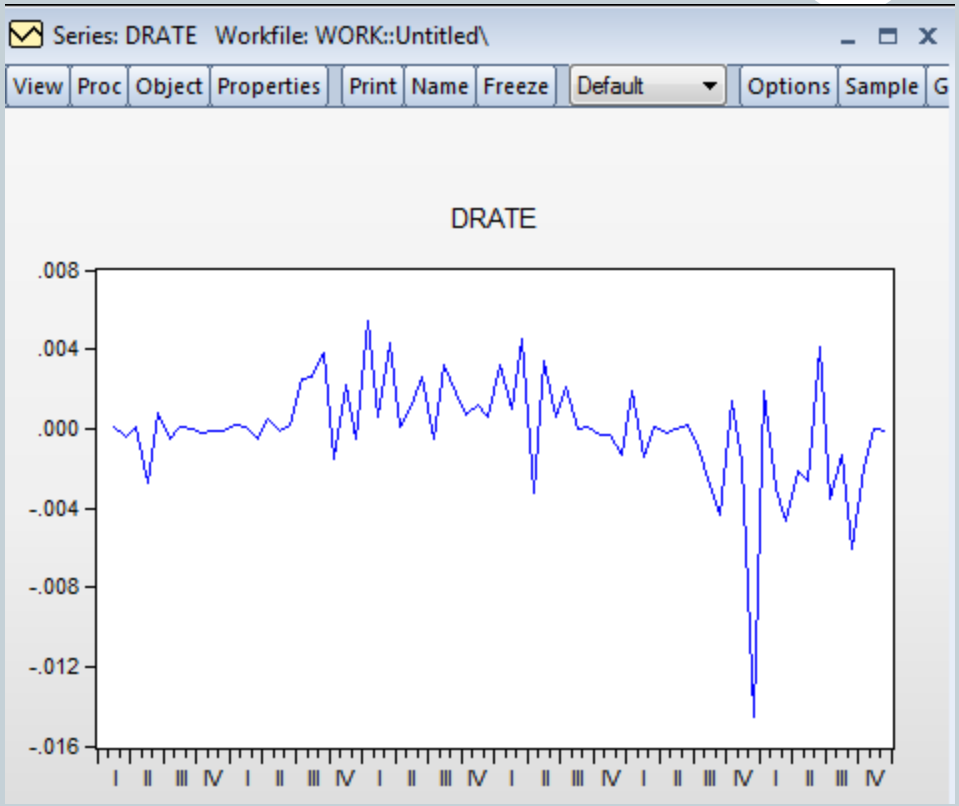


الأشكال و الرسوم البيانية

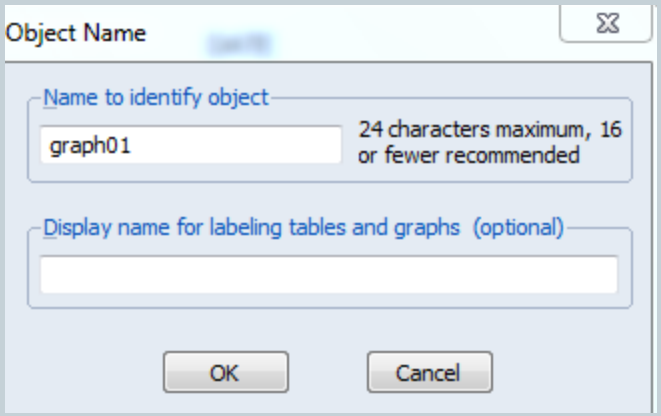
لاظهار الرسوم البيانية للمتغيرات افتتح المتغير ثم انقر View ⟵ Graph فيظهر الشكل التالي



أنواع الرسوم والأشكال



ولحفظ الرسم انقر Name

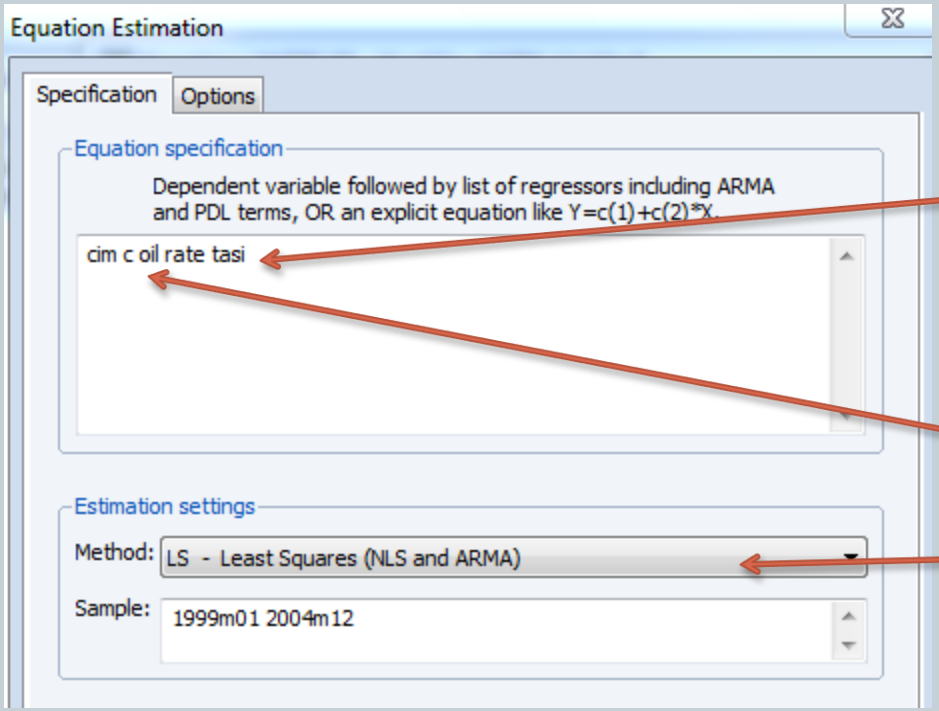


أعطي اسم لهذا الرسم ثم ok

Demo

تقدير نموج الانحدار الخطي

بعد صياغة النموذج انقر Quick ⟵ Estimate Equation اكتب المعادلة الرياضية.
فيظهر الشكل التالي.



نموج الانحدار الخطي

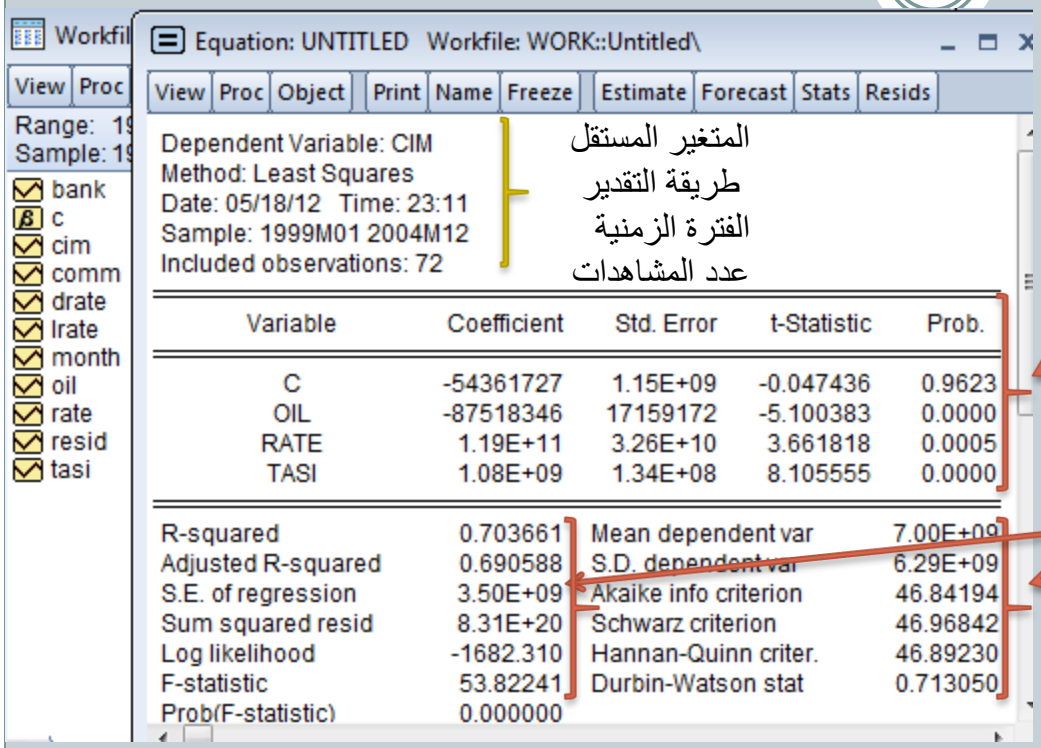
$$cim_t = \alpha_0 + \alpha_1 oil_t + \alpha_2 rate_t + \alpha_3 tasi_t + \varepsilon_t$$

يكتب المتغير المستقل ثم الحد الثابت ثم المتغيرات المستقلة

اختيار طريقة التقدير

انقر ok للحصول على النتائج

نتائج التقدير



قيم المعاملات والخطأ المعياري لها واختبار T والقيمة الاحتمالية.

معامل التحديد، متوسط المتغير التابع ولانحراف المعياري له
مجموع مربعات حد الخطأ
قيمة دربين واتسون وقيمة F والقيم الاحتمالية.

لحفظ النتائج انقر Freeze أعطي اسم لهذا النموذج ثم Ok

Demo

تحليل النتائج

- تشير النتائج أن جميع المعالم معنوية ما عدى الحد الثابت.
- يؤثر المتغير التفسيري oil سلباً على المتغير المستقل: علاقة عكسية
- تؤثر المتغيرات التفسيرية rate و tasi إيجاباً على المتغير المستقل: علاقة طردية
- معامل التحديد ٠.٧٠٣٦ : القدرة التفسيرية للمتغيرات التفسيرية مرتفعة. حيث أن ٧٠.٣٦% من التغير الحاصل في المتغير التابع ناتجة التغير الحاصل في المتغيرات التفسيرية.
- إحصائية F تدل على معنية النموذج.

يمكن اختبار المعنوية مباشرة وذلك بمقارنة القيم الاحتمالية بدرجة المعنوية θ
إذا كانت القيم الاحتمالية اقل من درجة المعنوية نقبل معنوية المعلمة

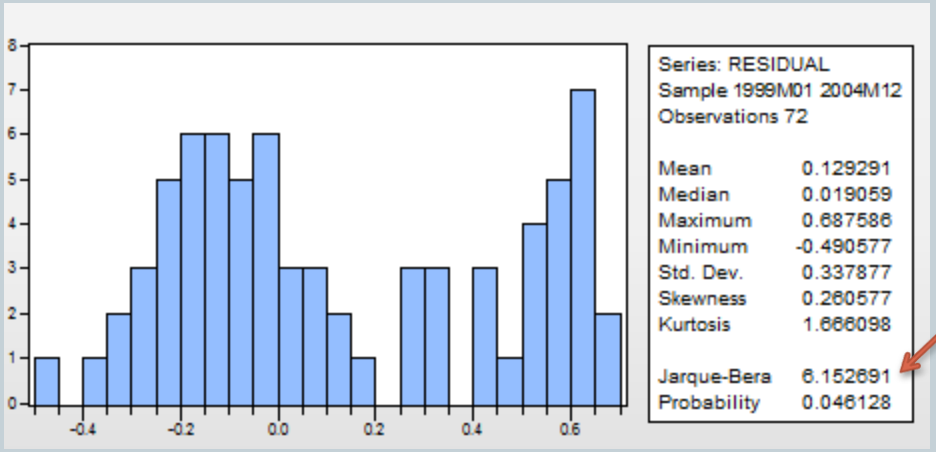
اختبار فرضيات النموذج

- يتبع المتغير العشوائي التوزيع الطبيعي.

لاختبار هذه الفرضية يجب إيجاد القيمة المقدرة لحد الخطأ:

بعد القيام بالتقدير انقر Proc ⟸ Make Residual Series ⟸ لتعطي اسم لسلسلة حد الخطأ ثم افتح سلسلة حد الخطأ

انقر View ⟸ Descriptive Statistics ⟸ Histogram and stats



إذا كانت القيمة المحسوبة Jarque-Bera أكبر من القيمة الجدولية كاي بدرجة المعنوية θ نرفض فرضية العدم أي التوزيع الطبيعي.

نلاحظ أن القيم الاحتمالية أقل من درجة المعنوية ٠.٠٥ نرفض التوزيع الطبيعي

اختبار الارتباط الذاتي

- **اختبار الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى:**

اختبار Durbin Watson حيث تساوي الإحصائية DW=2(1-ρ) ، ρ: معلمة الارتباط وهي قيمة بين 1- و 1+ حيث:

- ✓ ρ قريبة من 1- : ارتباط ذاتي سالب
- ✓ ρ قريبة من 1+: ارتباط ذاتي موجب
- ✓ ρ قريبة من o لا وجود لارتباط ذاتي

و نلاحظ أن لا وجود لارتباط ذاتي إذا كانت DW قريبة من 2

و بالرجوع إلى نتائج التقدير نلاحظ أن 0.713=DW ، أي عدم وجود لارتباط ذاتي

الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى: لا يكون هناك ارتباط ذاتي إذا كانت Durbin- Watson stat قريبة من القيمة (٢)

اختبار ثبات التباين

- **اختبار ثبات التباين:**

توجد عدة اختبارات ثبات التباين ومن أكثرها شيوعاً اختبار White و اختبار ARCH

بعد القيام بالتقدير

انقر View ⟵ Residual Diagnostics ⟵ Heteroskedasticity

اختر أحد الاختبارات ثم ok

مثال **اختبار White.**

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	28.16046	Prob. F(6,65)	0.0000
Obs*R-squared	51.99681	Prob. Chi-Square(6)	0.0000
Scaled explained SS	29.21453	Prob. Chi-Square(6)	0.0001

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 05/21/12 Time: 00:15
Sample: 1999M01 2004M12
Included observations: 72

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.335395	0.019190	17.47723	0.0000
OIL^2	5.09E-05	1.34E-05	3.794778	0.0003
OIL*RATE	0.001991	0.045145	0.044108	0.9650
OIL*TASI	-0.001064	0.000250	-4.251971	0.0001
RATE^2	-270.6670	77.83143	-3.477605	0.0009
RATE*TASI	1.884897	0.581838	3.239559	0.0019
TASI^2	-0.001042	0.000962	-1.083620	0.2825

تشير إحصائية F عدم ثبات التباين

نلاحظ أن القيم الاحتمالية أقل من درجة المعنوية أي نرفض فرضية العدم الخاصة باختبار ثبات التباين

اختبار ثبات التباين

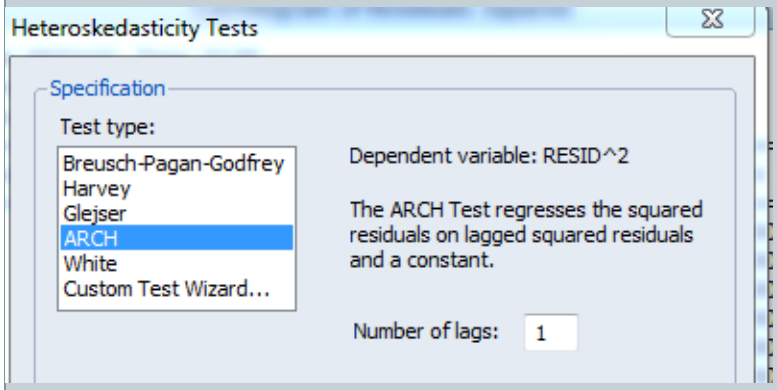
اختبار ARCH

انقر View ⟵ Residual Diagnostics ⟵ Heteroskedasticity

في قائمة الاختبارات اختر ARCH

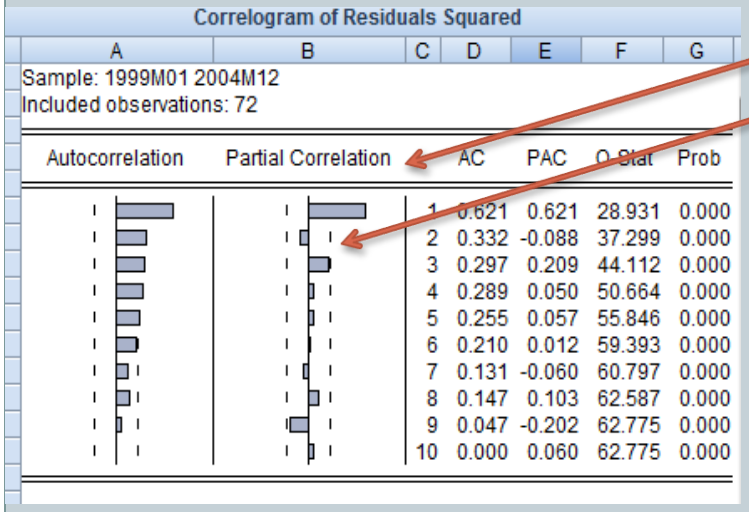
عدد الفجوات الزمنية وهي عدد معالم الارتباط خارج فترة الثقة ولتحديد عدد الفجوات يتم فحص دالة الارتباط لمربعات البواقي

View ⟵ Residual Diagnostics ⟵ Correlogram if residual Squared



دالة الارتباط

فترة الثقة



	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.621	0.621	28.931	0.000
2	0.332	-0.088	37.299	0.000
3	0.297	0.209	44.112	0.000
4	0.289	0.050	50.664	0.000
5	0.255	0.057	55.846	0.000
6	0.210	0.012	59.393	0.000
7	0.131	-0.060	60.797	0.000
8	0.147	0.103	62.587	0.000
9	0.047	-0.202	62.775	0.000
10	0.000	0.060	62.775	0.000

تشير النتائج أن المعلمة من الدرجة الأولى فقط خارج الثقة

عدد الفجوات الزمنية المعتمد في الاختبار يساوي ١

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	43.94789	Prob. F(1,69)	0.0000
Obs*R-squared	27.62602	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

آثار عدم ثبات تباين حد الخطأ

إذا طبقت طريقة المربعات الصغرى العادية في تقدير نموذج ما مع وجود عدم ثبات تباين حد الخطأ فإن:

١. القيم المقدرة لمعاملات الإنحدار سوف تكون غير متحيزة.

٢. تباين القيم المقدرة لمعاملات الإنحدار سوف لايكون أقل ما يمكن.

٣. اختبار الفروض وتكوين حدود الثقة سوف يكون صعباً.

٤. التنبؤ بإستخدام نتائج تقدير هذا النموذج سوف يكون غير ممكناً.

نتائج غير سليمة أو إنحدار مزيف

Spurious Regression

إزالة مشكل الارتباط الذاتي

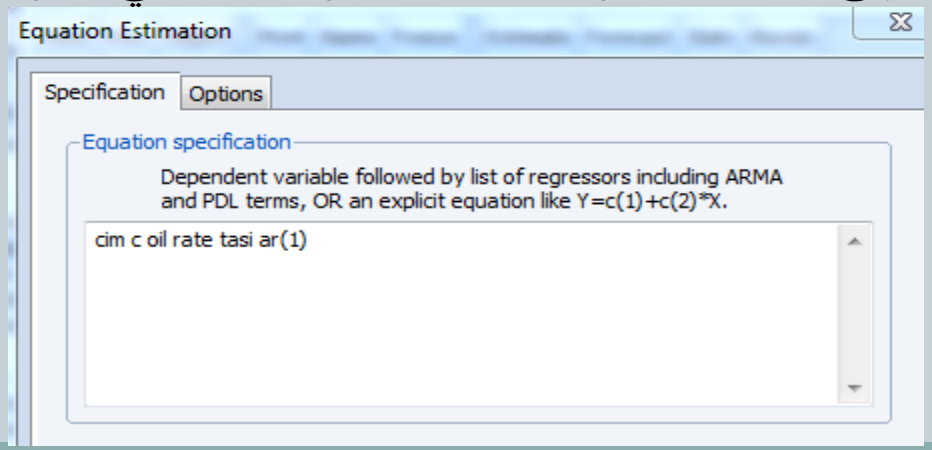
يتم معالجة الارتباط الذاتي بإعادة بتقدير النموذج التالي:

$$cim_t = \alpha_0 + \alpha_1 oil_t + \alpha_2 rate_t + \alpha_3 tasi_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + \mu_t$$

وتعود كيفية معالجة الارتباط الذاتي إلى Cochrane Orcutt

لتقدير النموذج يضاف إلى المعادلة الجزء الخاص بالارتباط الذاتي ويرمز إليه ب AR(1)



إزالة مشكل الارتباط الذاتي

Equation: UNTITLED Workfile: WORK::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: CIM
Method: Least Squares
Date: 05/21/12 Time: 22:21
Sample (adjusted): 1999M02 2004M12
Included observations: 71 after adjustments
Convergence achieved after 2 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.13E+08	2.34E+09	-0.048527	0.9614
OIL	-87251644	31566306	-2.764075	0.0074
RATE	1.19E+11	6.02E+10	1.983408	0.0515
TASI	1.09E+09	2.22E+08	4.893999	0.0000
AR(1)	0.643446	0.096884	6.641391	0.0000

R-squared	0.824653	Mean dependent var	7.07E+09
Adjusted R-squared	0.814026	S.D. dependent var	6.30E+09
S.E. of regression	2.72E+09	Akaike info criterion	46.35106
Sum squared resid	4.87E+20	Schwarz criterion	46.51041
Log likelihood	-1640.463	Hannan-Quinn criter.	46.41443
F-statistic	77.59900	Durbin-Watson stat	1.853496
Prob(F-statistic)	0.000000		

نلاحظ زيادة في القدرة التفسيرية 82.46%

إزالة مشكلة عدم ثبات التباين

- تتم معالجة مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ من خلال إجراء تحويل للنموذج الأصلي . ويتوقف شكل النموذج الأصلي المحول على نمط عدم ثبات تباين حد الخطأ المكتشف في النموذج الأصلي المقدر .

$$\log(y)_i = \alpha_0 + \alpha_1 \log(x)_i$$

- تتم معالجة مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ باستخدام طريقة المربعات الصغرى المرجحة General Least Square وذلك بتحويل قيم المتغيرات عند ضربها في مقلوب الانحراف المعياري للبواقي ε_i ، فيصبح النموذج المعدل كما يلي:

$$\frac{y_i}{\sigma_\varepsilon} = \frac{\alpha_0}{\sigma_\varepsilon} + \alpha_1 \frac{x_i}{\sigma_\varepsilon}$$

إزالة مشكل عدم ثبات التباين

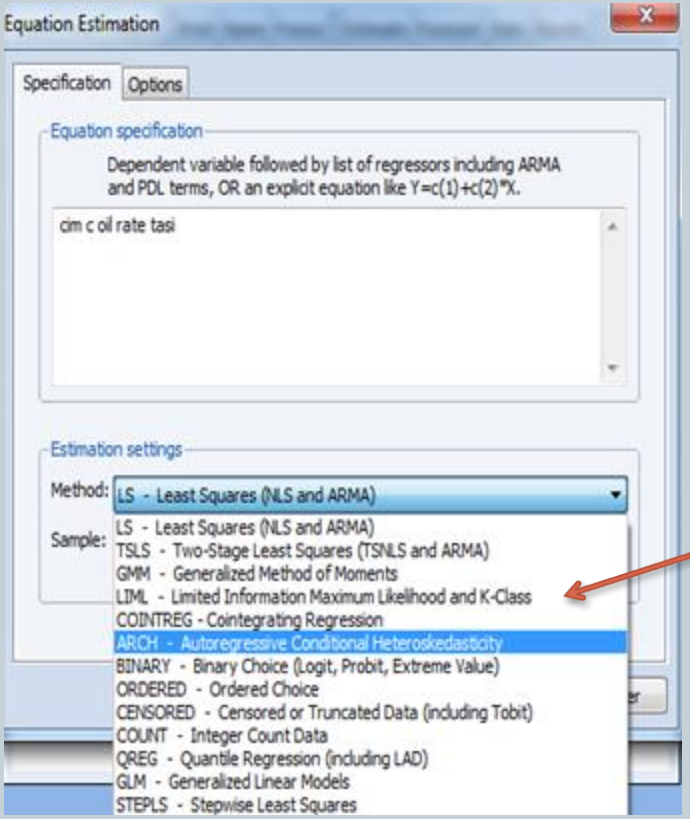
- تتم معالجة مشكلة عدم ثبات تباين باستخدام نماذج عدم ثبات التباين المشروط بالارتباط المتسلسل Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model: ARCH model

نموج ARCH من الدرجة p حيث أن تباين حد الخطأ غير ثابت

$$\sigma_\varepsilon{}^2 = \alpha + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \cdots + \beta_p \varepsilon_{t-p}^2$$

P: عدد الفجوات

خارج فترة الثقة



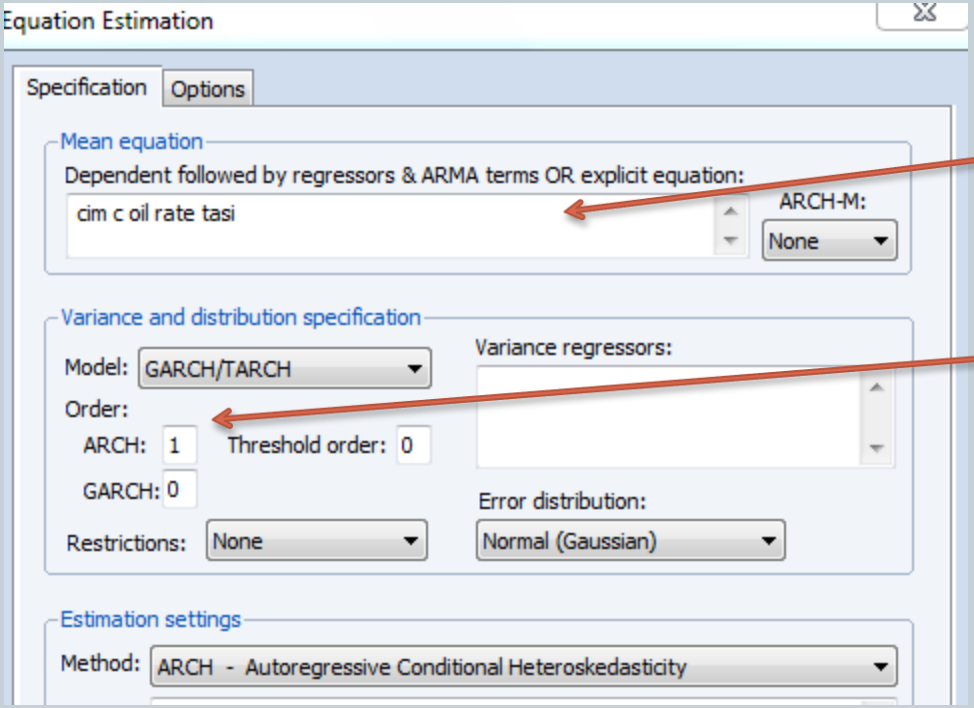
يم اختيار طريقة تقدير نماذج ARCH

تستخدم هذه النماذج في السلاسل الزمنية

إزالة مشكل عدم ثبات التباين

توجد عدة نماذج من نوع ARCH و أكثرها شيوعاً واستخداماً:

نموج General ARCH ، Exponential ARCH ، Treshold ARCH ،ARCH in Mean



النموذج الأصلي

نموذج ARCH

تم اختيار نموذج ARCH من الدرجة ١

ARCH(1)

تشير النتائج إلى معنوية المعالم الخاصة بنموذج ARCH

Equation: UNTITLED Workfile: WORK::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Estimate | Forecast | Stats | Resids

Dependent Variable: CIM
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Normal distribution
Date: 05/21/12 Time: 23:20
Sample: 1999M01 2004M12
Included observations: 72
Convergence achieved after 309 iterations
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)
GARCH = C(5) + C(6)*RESID(-1)^2

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.95E+08	1.65E+09	0.118129	0.9060
OIL	-75731502	23493829	-3.223464	0.0013
RATE	1.39E+10	5.51E+10	0.251561	0.8014
TASI	1.21E+09	1.96E+08	6.150898	0.0000
Variance Equation				
C	7.59E+18	2.71E+18	2.800968	0.0051
RESID(-1)^2	0.623504	0.346551	1.799166	0.0720

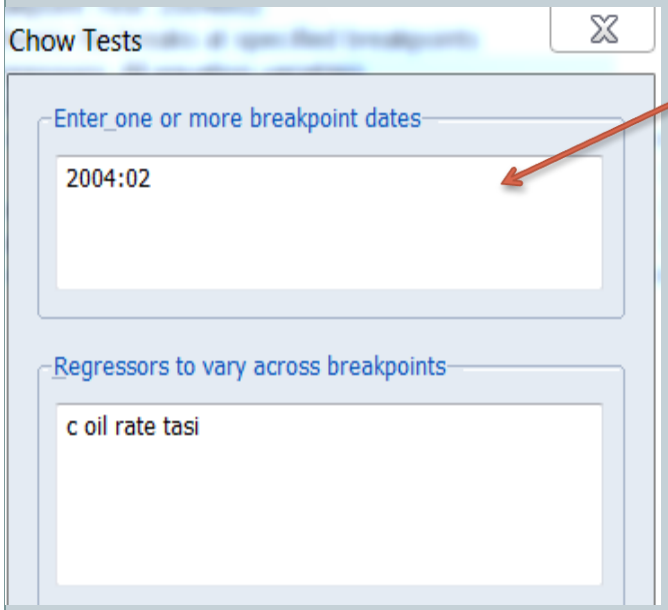
R-squared	0.624515	Mean dependent var	7.00E+09
Adjusted R-squared	0.607950	S.D. dependent var	6.29E+09
S.E. of regression	3.94E+09	Akaike info criterion	46.51381
Sum squared resid	1.05E+21	Schwarz criterion	46.70353
Log likelihood	-1668.497	Hannan-Quinn criter.	46.58934
Durbin-Watson stat	0.569308		

اختبار الاستقرار

- يمكن فحص الاستقرار المعالم وذلك بالقيام باختبار استقرار المعالم والذي يعكس وجود تغير هيكلي في المتغيرات والذي قد يؤثر على نتائج القدير.

مثال: اختبار Chow

بعد تقدير النموذج View ⟸ Stability Diagnostics ⟸ Chow Test



ادخل تاريخ التغير الهيكلي

بالنسبة لهذا الاختبار فإن تاريخ التغير الهيكلي معروف مسبقاً

Chow Breakpoint Test: 2004M02
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 1999M01 2004M12

F-statistic	1.602710	Prob. F(4,64)	0.1844
Log likelihood ratio	6.873418	Prob. Chi-Square(4)	0.1427
Wald Statistic	6.410840	Prob. Chi-Square(4)	0.1705

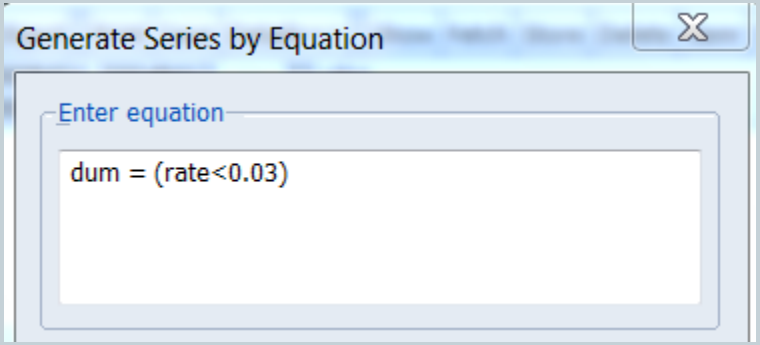
نرفض وجود تغير هيكلي في هذا التاريخ

إحداث متغيرات صورية

- يمكن إحداث متغيرات صورية تعكس حدث معين أو خاصية معينة

Quick ⟸ Generate Series ثم اكتب اسم المتغير والخاصية.

مثال:



المتغير dum يأخذ القيمة ٠ إذا كان سعر الفائدة اقل من ٠.٠٣ والقيمة ١ إذا كان اكبر من ٠.٠٣

ويمكن إدخال المتغير الصوري dum كمتغير تفسيري لتحديد مدى تأثير سعر الفائدة على مؤشر القطاع إذا كان اكبر من ٠.٠٣

التوقعات

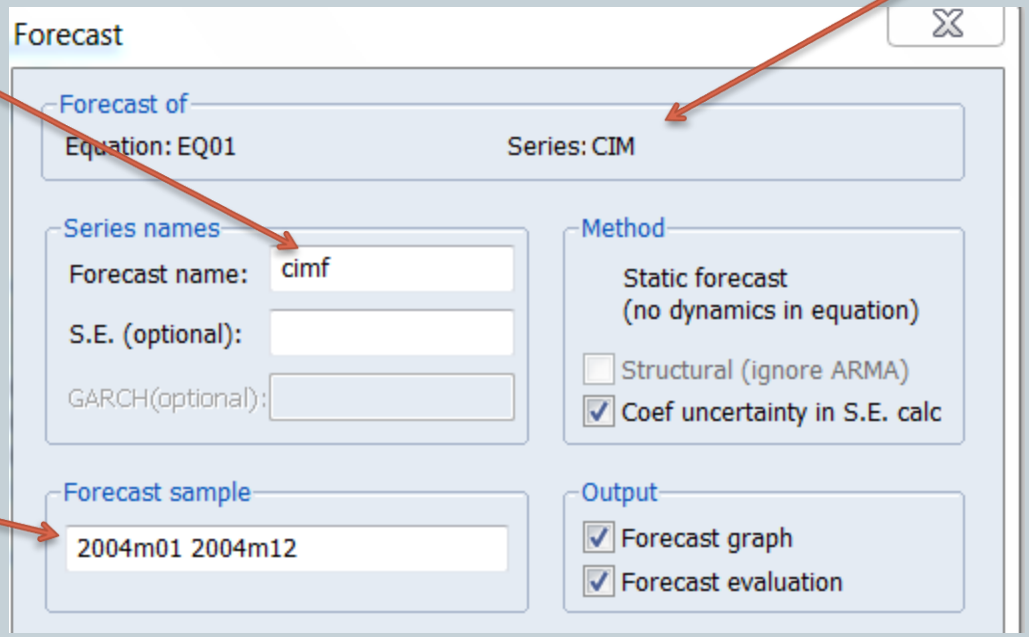
- يمكن توقع قيمة المتغير التابع باستخدام نتائج التقدير

بعد التقدير انقر Forecast

المتغير

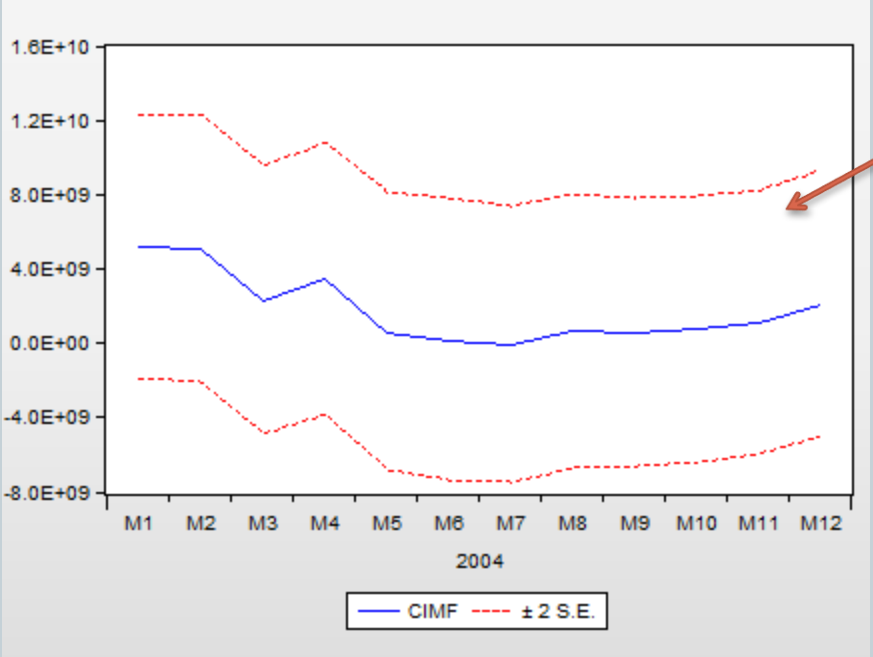
اسم المتغير لحفظ القيمة المتوقعة

الفترة المخصصة للتوقع



التوقعات

فترة الثقة



Demo

ثالثاً: تحليل السلاسل الزمنية

تحليل السلاسل الزمنية

- تتميز السلاسل الزمنية بعدم الاستقرار(السكون) مما يؤدي غالباً إلى الحصول على نتاج تقدير زائفة *Spurious Regression* لذلك فإن جميع الدراسات التطبيقية التي تستخدم سلاسل زمنية تفترض استقرار هذه السلاسل.

- ويرجع عدم استقرار السلاسل الزمنية إلى وجود عامل الاتجاه Trend و الذي يعكس ظروف معينة تؤثر على سلوك المتغيرات عبر الزمن.

- تعتبر سلسلة زمنية مستقرة إذا توافرت الخصائص التالية:

- ✓ ثبات متوسط القيم
- ✓ ثبات التباين
- ✓ أن يكون التغاير بين قيمتين يعتمد على أساس الفجوة الزمنية وليس قيمة الزمن

$$E(x_t) = \mu$$

$$V(x_t) = \sigma^2$$

$$\mathrm{cov}(x_t, x_{t+k}) = E(x_t - \mu)(x_{t+k} - \mu) = \gamma_k$$

اختبار استقرار السلاسل الزمنية

يمكن اختبار سكون السلسلة الزمنية من خلال دراسة دوال الارتباط الذاتي والجزئي. حيث أن معنوية معالم الارتباط تعني استقرار السلسلة الزمنية.

تعرف دالة الارتباط كما يلي: $\gamma_k = \frac{1}{n-k}\sum_{k=1}^{K}(x_t - \bar{x})(x_{t+k} - \bar{x})$ حيث أن k عدد الفجوات الزمنية

و تحدد معالم الارتباط كما يلي: $\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$

و تكون السلسلة الزمنية مستقرة إذا كانت كل قيمها داخل فترة الثقة والتي تحدد كما يلي:

$$IC_\theta(\rho_k) = \pm t_{\theta/2}\sqrt{1/n}$$

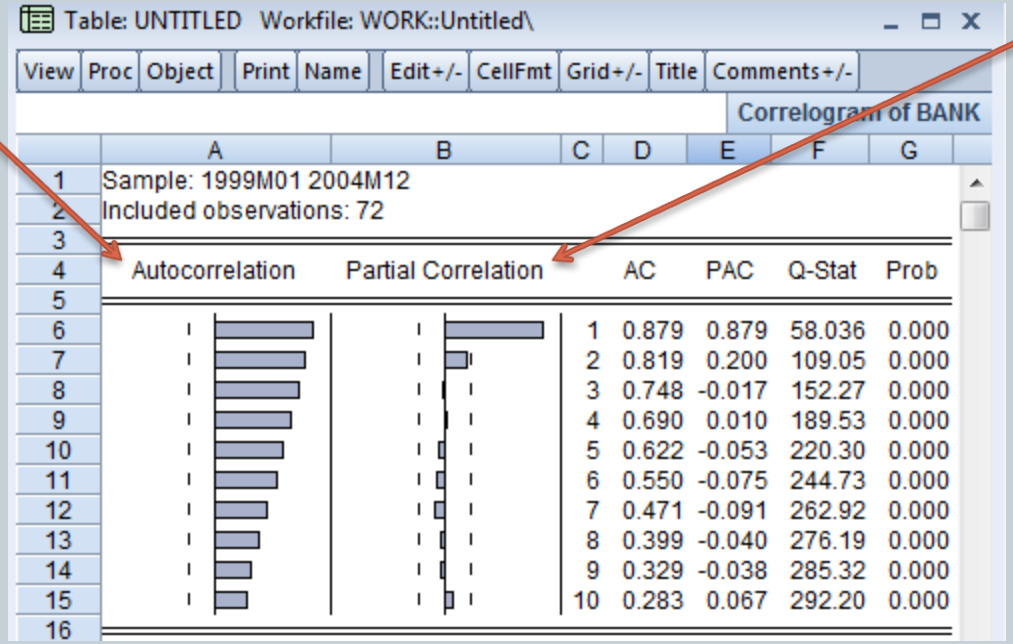
للحصول على دوال الارتباط الذاتي والجزئي للسلسلة الزمنية افتح السلسلة ثم

View ⟵ Correlogramm فيظهر الشكل التالي:

اختبار استقرار السلاسل الزمنية

دالة الارتباط الجزئي PAC

دالة الارتباط الذاتي AC



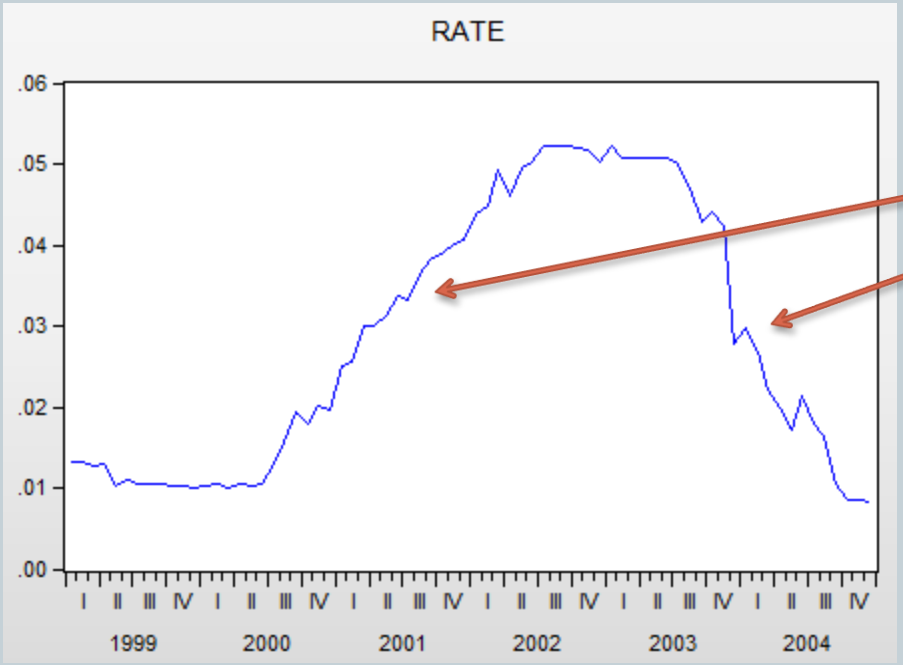
تظهر النتائج إلى عدم معنوية معلمة الارتباط الجزئي من الدرجة الأولى لما أن معالم الارتباط الذاتي غير معنوية وفي تناقص مستمر ← سلسلة مؤشر قطاع البنوك غير مستقرة

اختبار استقرار السلاسل الزمنية

يعطي الرسم البياني فكرة عن احتواء السلسلة على موسمية أو اتجاه عام والذي يمكن معرفة مدى استقرار السلسلة الزمنية.

إذ كان الاتجاه في نمو أو انكماش ⟸ عدم استقرار السلسلة (غير ساكنة)

عدم استقرار



اختبار جذر الوحدة للاستقرار The Unit Root Test

- يختبر جذر الوحدة باستخدام نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى $y_t = y_{t-1} + \mu_t$

حيث أن معالم الانحدار تساوي ١ $y_t = \rho y_{t-1} + \mu_t$ وفي هذه الحالة فإن السلسة تعاني من عدم الاستقرار: أي وجود جذر الوحدة والتي تسمى في هذه الحالة بالسير العشوائي

- و يمكن صياغة النموذج ليصبح كما يلي :

$$y_t - y_{t-1} = (\rho - 1)y_{t-1} + \mu_t$$
$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \mu_t$$

حيث أن عدم استقرار السلسلة يعني أن $\rho=1$ أي $\theta=0$ لنحصل على $\Delta y_t = \mu_t$

- و يمكن اعتبار السلسلة مستقرة إذا كان السير العشوائي مستقر أي استقرار الفروق الأولى و عدم استقرار السلسلة الأصلية.

اختبار جذر الوحدة للاستقرار The Unit Root Test

- تسمى السلسلة الزمنية متكاملة *Integrated* من الدرجة الأولى I(1) : إذا كانت الفروق الأولى مستقرة أي متكاملة من الدرجة صفر I(0)
- و يشار إلى السلسلة الزمنية بالسلسلة المتكاملة من الدرجة d I(d) : إذا كانت الفروق من الدرجة d مستقرة ⟸ نحتاج إلى تحويل السلسلة الزمنية إلى الفروق من الدرجة d للحصول على سلسلة زمنية مستقرة.
- يعود اختبار جذر الوحدة إلى اختبار الفرضيات التالية:

$$H_0: \theta = 0 \;\; ; \rho = 1$$
$$H_1: \theta < 0 \;\; ; \rho < 1$$

حيث أن قبول فرضية العدم يعني عدم استقرار السلسلة الزمنية.

اختبارات جذر الوحدة

توجد عدة اختبارات لاختبار جذر الوحدة والأكثر شيوعاً واستخداماً :

Dickey Fuller 1979, DF test

Augmentad Dickey Fuller 1981, ADF test

Phillip Perron 1988, PP test

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin 1992, KPSS test

يستخدم ديكي فولر نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى لاختبار جذر الوحدة إلا أن احتمال وجود ارتباط ذاتي أو تسلسلي قد يؤدي إلى نتائج زائفة. لإزالة الارتباط الذاتي طور ديكي فولر النموذج التالي:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i y_{t-i} + \mu_t$$

اختبار جذر الوحدة: اختبار ديكي فولر

يستخدم في هذا الاختبار ثلاث نماذج:

- ✓ نموذج ٣: يتضمن متجه زمني وحد ثابت
- ✓ نموذج ٢: يتضمن حد ثابت
- ✓ نموذج ١: بدون متجه زمني وحد ثابت

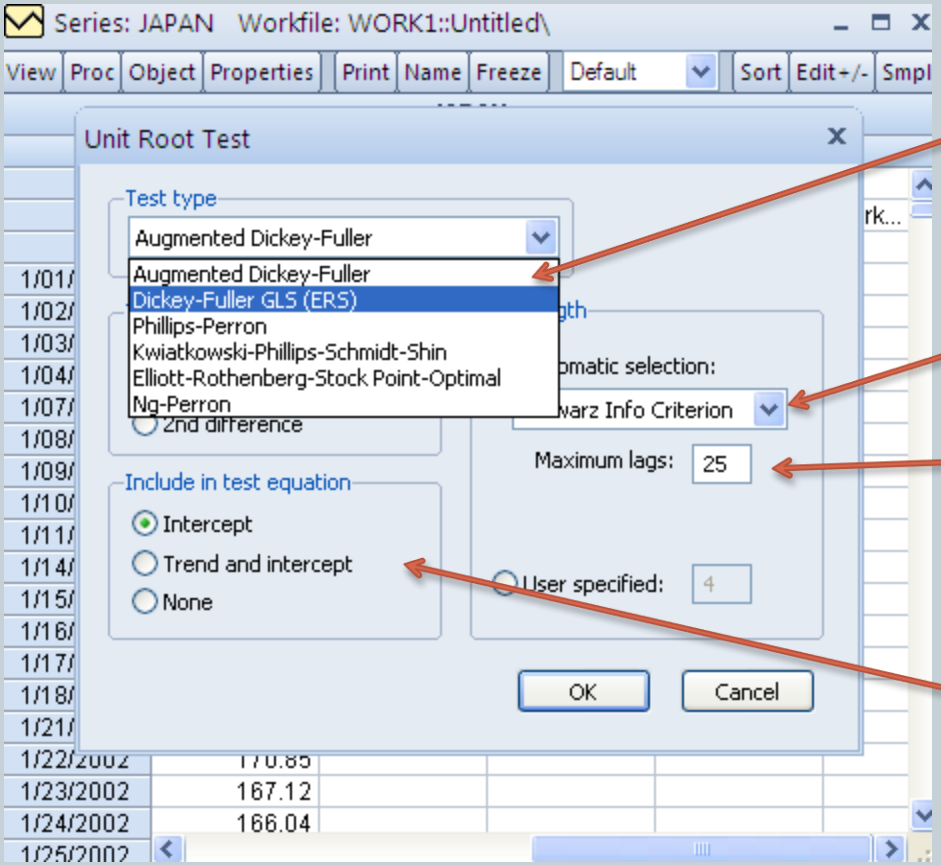
$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i y_{t-i} + \mu_t$$

$$\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i y_{t-i} + \mu_t$$

$$\Delta y_t = \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \varphi_i y_{t-i} + \mu_t$$

تحدد فترات الإبطاء p من خلال تحديد سقف لهذه الفترات ثم إجراء تقدير النموذج لكل فترة. ويقع اختيار النموذج من حيث الفترات المبطئة التي يعطي تقديرها أقل قيمة لمعايير Akaike او Schwarz

اختبار جذر الوحدة: اختبار ديكي فولر



اختبارات جذر الوحدة

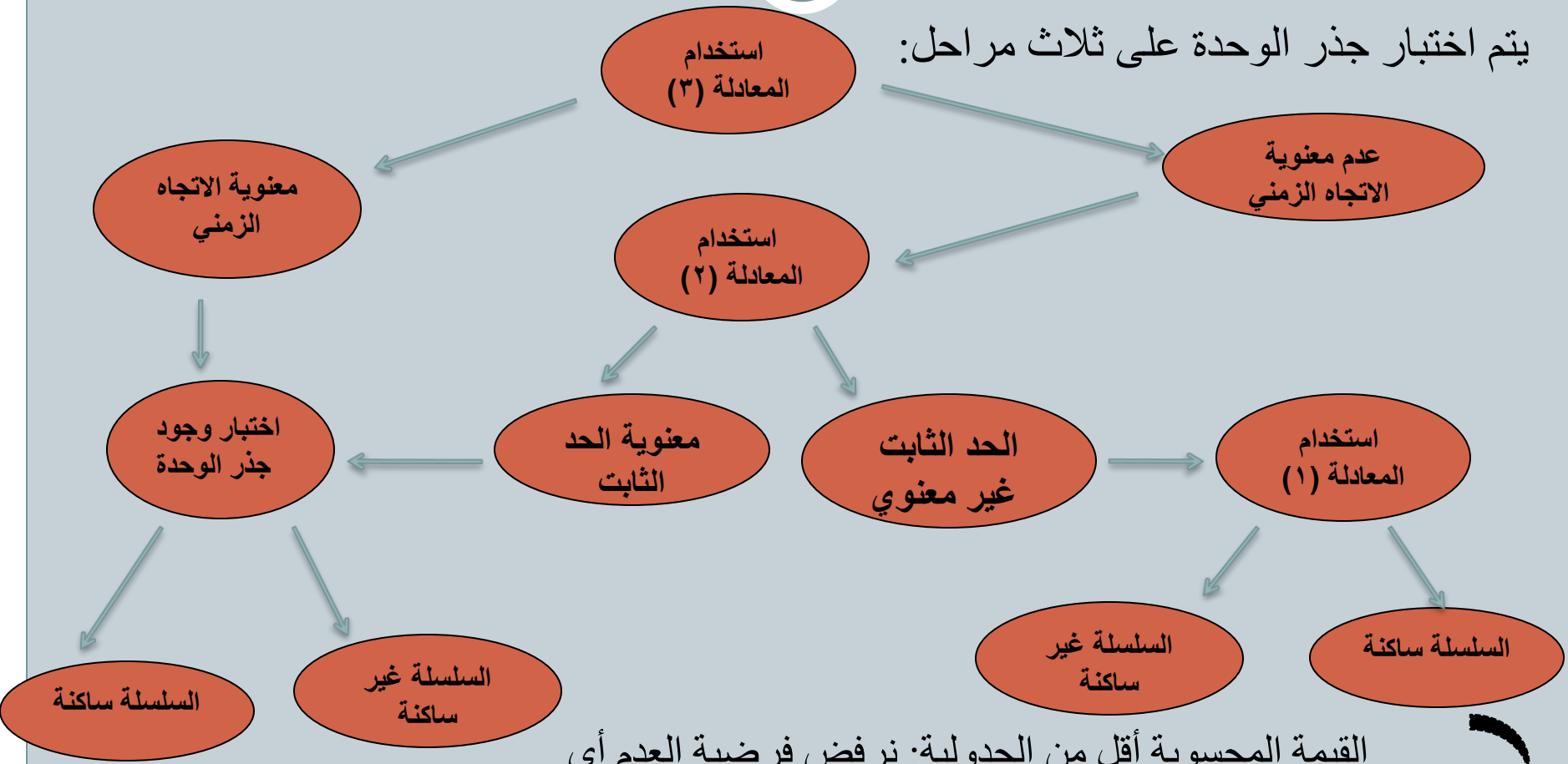
المعايير المستخدمة لتحديد فترات الإبطاء p

سقف فترات الإبطاء p

النماذج الثلاث

اختبار جذر الوحدة: اختبار ديكي فولر

يتم اختبار جذر الوحدة على ثلاث مراحل:



القيمة المحسوبة أقل من الجدولية: نرفض فرضية العدم أي السلسلة الزمنية ساكنة.

اختبار جذر الوحدة: اختبار ديكي فولر
النموذج ٣

Null Hypothesis: RATE has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		0.912249	0.9998
Test critical values:	1% level	-4.092547	
	5% level	-3.474363	
	10% level	-3.164499	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(RATE)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1999M02 2004M12
Included observations: 71 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RATE(-1)	0.020259	0.022208	0.912249	0.3649
C	0.001179	0.000729	1.616909	0.1105
@TREND(1999M01)	-5.09E-05	1.75E-05	-2.911121	0.0049

إحصائية ديكي فولر
القيمة من الجدولية

معنوية المتجه الزمني

معلمة الارتباط θ
الحد الثابت α
المتجه الزمني β

تشير النتائج أن القيمة المحسوبة أكبر من الجدولية: أي قبول فرضية العدم
السلسلة الزمنية غير ساكنة

معالجة عدم سكون السلاسل الزمنية

- **تتم معالجة عدم سكون السلاسل الزمنية بإجراء عدة تحويلات:**
  - يتم تحويل السلاسل الزمنية إلى اللوغاريتم لمعالجة عدم ثبات التباين
  - يتم تحويل السلاسل الزمنية إلى الفروق لإزالة أثر الاتجاه الزمني

Null Hypothesis: LRATE has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		1.507003	1.0000
Test critical values:	1% level	-4.092547	
	5% level	-3.474363	
	10% level	-3.164499	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(LRATE)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1999M02 2004M12
Included observations: 71 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LRATE(-1)	0.035372	0.023472	1.507003	0.1364
C	0.215866	0.103588	2.083890	0.0409
@TREND(1999M01)	-0.002513	0.000729	-3.445420	0.0010

السلسلة غير مستقرة

تحويل السلسلة إلى اللوغاريتم لم يمكن من الحصول على سلسلة مستقرة

معالجة عدم يكون السلاسل الزمنية

السلسلة مستقرة

Null Hypothesis: DLRATE has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.790350	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.094550	
	5% level	-3.475305	
	10% level	-3.165046	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.
Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DRATE)
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1999M03 2004M12
Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DRATE(-1)	-1.071725	0.121921	-8.790350	0.0000
C	0.001690	0.000692	2.442496	0.0172
@TREND(1999M01)	-4.84E-05	1.69E-05	-2.868478	0.0055

تحويل السلسلة إلى اللوغاريتم ثم إلى الفروق تمكن من الحصول على سلسلة مستقرة

السلسلة rate متكاملة من الدرجة الأولى I(1)

و السلسلة dlrate متكاملة من الدرجة صفر I(0)

احتجنا إلى تحويل السلسلة إلى الفرق الأول مرة واحدة لتكون مستقرة

التكامل المشترك Cointegration

- ترتكز هذه النظرية على إمكانية وجود علاقة مستقرة بين المتغيرات الغير ساكنة تسمى بعلاقة التكامل المشترك.

- إذا كانت سلسلتين متكاملتين من الدرجة الأولى I(1) : فإن وجود علاقة بينهما متكاملة من الدرجة صفر I(0): أي علاقة مستقرة يعني وجود تكامل المشترك.

$$x_t \sim I(1)$$
$$y_t \sim I(1)$$
$$z_t = \alpha x_t + \beta y_t \sim I(0)$$

$$\Rightarrow (x_t, y_t) \sim Cointegrated : CI$$

اختبار التكامل المشترك: Engle Granger

بعد تقدير نموذج الانحدار الخطي باستخدام متغيرات غير ساكنة (متكاملة من درجة d>o) يمكن الحصول على البواقي وهي العلاقة بين المتغيرات.

$$\hat{\varepsilon}_t = cim_t - \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 oil_t + \hat{\alpha}_2 rate_t + \hat{\alpha}_3 tasi_t$$

و باختبار سكون البواقي يمكن اختبار وجود علاقة مستقرة بين المتغيرات. إذا كانت البواقي مستقرة نقبل فرضية التكامل المشترك.

يسمى اختبار Engle و Granger ذو المرحلتين

Series: RESIDUAL Workfile: WORK::Untitled\

View | Proc | Object | Properties | Print | Name | Freeze | Sample | Genr | Sheet | Graph | Stats

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on RESIDUAL

Null Hypothesis: RESIDUAL has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.881004	0.0576
Test critical values:	1% level	-2.598907	
	5% level	-1.945596	
	10% level	-1.613719	

البواقي مستقرة نقبل فرضية التكامل المشترك.

نموذج تصحيح الخطأ : Error Correction Model

- في حالة وجود تكامل مشترك بين المتغيرات يتم إعادة تقدير النموذج مع الأخذ بعين الاعتبار وجود هذه العلاقة. و يسمى نموذج تصحيح الخطأ ECM
- لتقدير نموذج ECM يتم اعتماد البواقي كمتغير تفسيري بفجوة زمنية واحدة مع المحافظة على نفس المتغيرات التفسيرية بالفروق الأولى للنموذج الأصلي

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t$$
$$\Delta y_t = b\Delta x_t + \varphi\varepsilon_{t-1} + \mu_t$$
$$\Delta y_t = b(x_t - x_{t-1}) + \varphi(\alpha + \beta x_{t-1} - y_{t-1}) + \mu_t$$
$$\Delta y_t = \varphi\alpha + bx_t + (\varphi\beta - b)x_{t-1} - \varphi y_{t-1} + \mu_t$$
$$y_t = \theta_0 + \theta_1 x_t + \theta_2 x_{t-1} + \theta_3 y_{t-1} + \mu_t$$
$$\theta_0 = \varphi\alpha \; ; \; \theta_1 = b \; ; \theta_2 = \varphi\beta - b \; ; \; \theta_3 = 1 - \varphi$$

حيث أن :

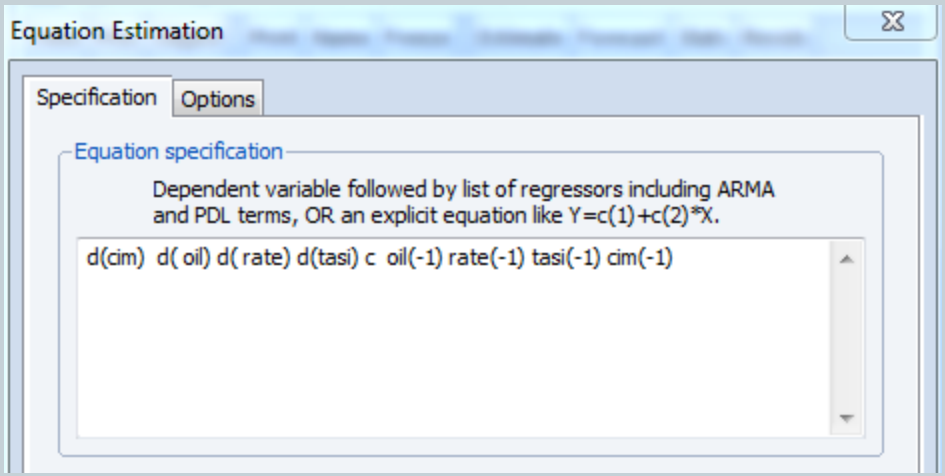
$\theta_1 = b$ تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع على المدى القصير

$\varphi = 1 - \theta_3$ معلمة سرعة التعديل

Error Correction Model : نموذج تصحيح الخطأ

نموذج تصحيح الخطأ ECM

$$\Delta cim_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta oil_t + \alpha_2 \Delta rate_t + \alpha_3 \Delta tasi_t + \hat{\varepsilon}_t + \mu_t$$



نماذج الانحدار الذاتي والوسط المتحرك للسلاسل الزمنية ARMA

- تستخدم نماذج الانحدار الذاتي والوسط المتحرك لتحليل ودراسة سلوك السلاسل الزمنية عبر الزمن. ويمكن عبر هذه النماذج سلوك السلسلة بمتغير يتأثر بقيمه السابقة والقيم السابقة لمتغير عشوائي. ويكتب نموذج الانحدار الذاتي والوسط المتحرك من الدرجة p و q ARMA(p, q)

$$y_t = \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + .. + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

حيث أن y تعتبر سلسلة زمنية ساكنة.

- ومن خلال هذه المعادلة يمكن تعريف نموذج الانحدار الذاتي من الدرجة p : AR(p) وهو نموذج ARMA(p,o)

$$y_t = \rho_1 y_{t-1} + \rho_2 y_{t-2} + .. + \rho_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

- ويمكن تعريف نموذج والوسط المتحرك من الدرجة q : MA(q) وهو نموذج ARMA(p,o)

$$y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

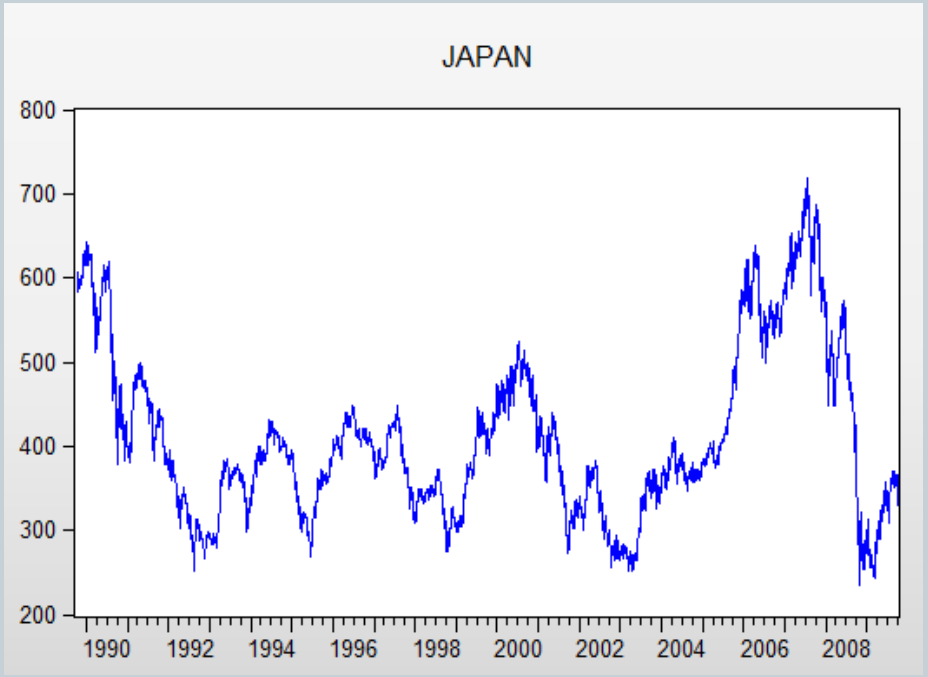
ويسمى نموذج الانحدار الذاتي والوسط المتحرك بالنموذج المختلط Mixed Model

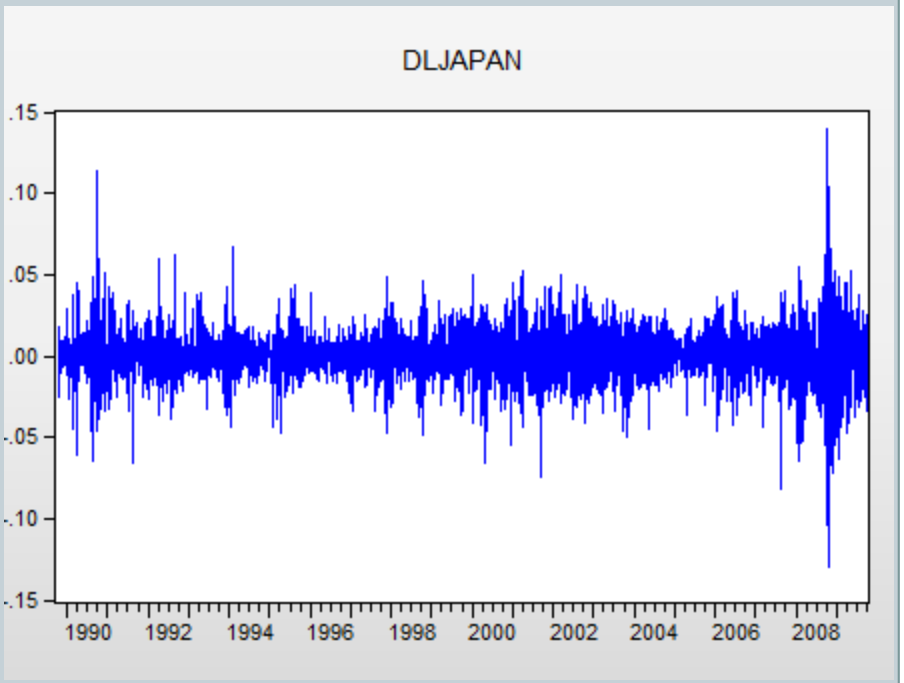
منهجية بوكس جينكنس *Box–Jenkins*

يتكون تحليل السلاسل الزمنية منهجية بوكس جينكنس من أربعة مراحل متسلسلة تبدأ بمرحلة تشخيص النموذج، وتليها مرحلة تقدير النموذج، ثم مرحلة فحص مدى ملائمة النموذج، ثم المرحلة الأخيرة وهي مرحلة التوقع أو التنبؤ.

اختبار السكون: السلسلة japan

الفروق الأولى للسلسلة الزمنية japan مستقرة ⟸ السلسلة متكاملة من الدرجة الأولى



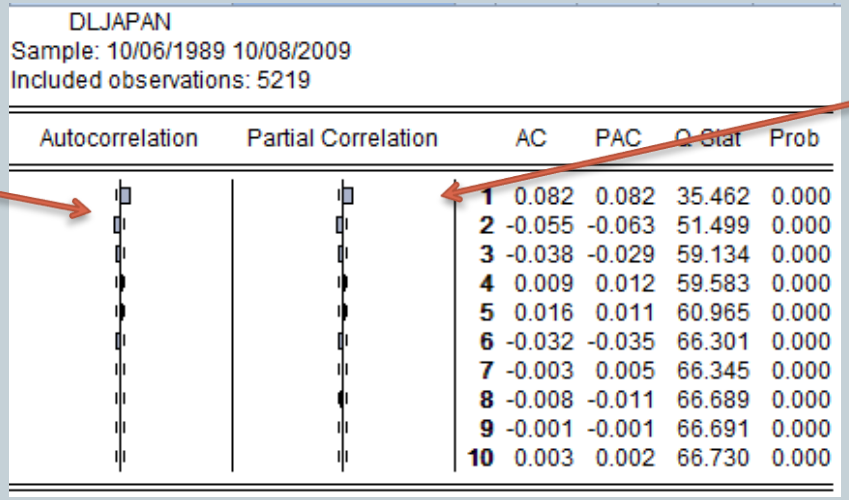


مرحلة التشخيص Identification

تعتبر هذه المرحلة الأهم والتي تمكن من تحديد النماذج التي يمكن اعتمادها لتحليل السلسلة الزمنية. وتتم هذه المرحلة من خلال تفحص دوال الارتباط الذاتي والجزئي والتي يمكن من خلالها تحديد درجة نموذج الانحدار الذاتي p والوسط المتحرك q.

درجة الانحدار الذاتي p

درجة والوسط المتحرك q



DLJAPAN
Sample: 10/06/1989 10/08/2009
Included observations: 5219

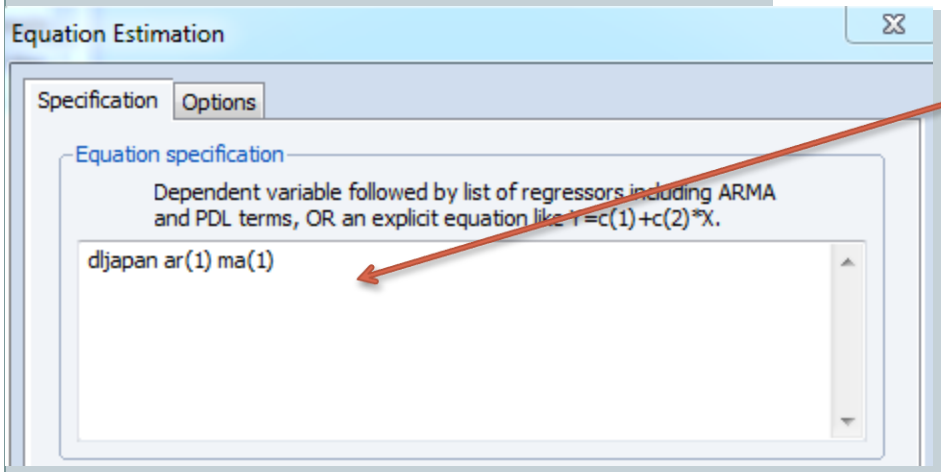
Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.082	0.082	35.462	0.000
		2	-0.055	-0.063	51.499	0.000
		3	-0.038	-0.029	59.134	0.000
		4	0.009	0.012	59.583	0.000
		5	0.016	0.011	60.965	0.000
		6	-0.032	-0.035	66.301	0.000
		7	-0.003	0.005	66.345	0.000
		8	-0.008	-0.011	66.689	0.000
		9	-0.001	-0.001	66.691	0.000
		10	0.003	0.002	66.730	0.000

و تحدد درجة نموذج الانحدار الذاتي p والوسط المتحرك q بعدد معالم الارتباط الذاتي والجزئي خارج فترة الثقة.

النماذج التي يمكن اعتماده هي ARMA(1,1) و AR(1) و MA(1)

تقدير النماذج المرشحة

تقدير نموذج ARMA(1,1) $y_t = \rho_1 y_{t-1} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$



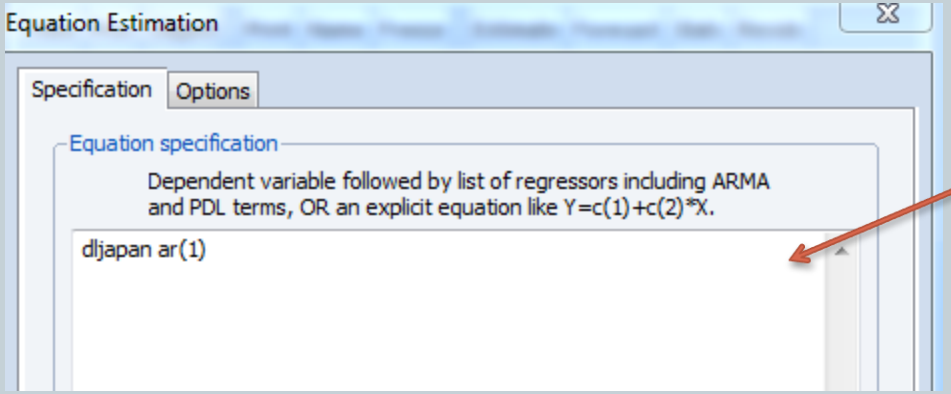
المعالم معنوية ⟵ يمكن اعتماد هذا النموذج

Dependent Variable: DLJAPAN
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 10/10/1989 10/08/2009
Included observations: 5218 after adjustments
Convergence achieved after 10 iterations
MA Backcast: 10/09/1989

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.278609	0.128934	-2.160859	0.0308
MA(1)	0.369688	0.124757	2.963277	0.0031

تقدير النماذج المرشحة

تقدير نموذج AR (1) $y_t = \rho_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$



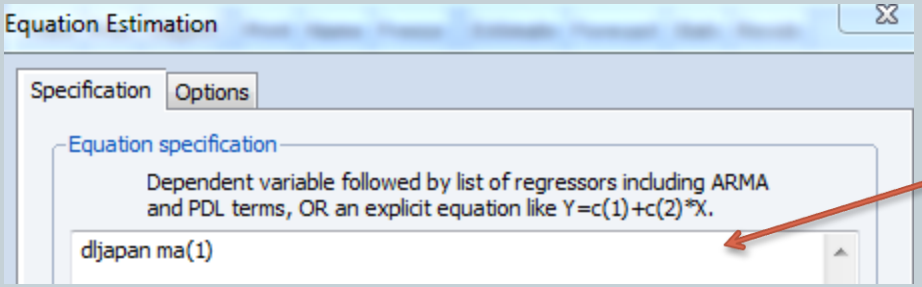
المعالم معنوية ⟸ يمكن اعتماد هذا النموذج

Dependent Variable: DLJAPAN
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 10/10/1989 10/08/2009
Included observations: 5218 after adjustments
Convergence achieved after 2 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.082461	0.013796	5.977106	0.0000

تقدير النماذج المرشحة

تقدير نموذج : MA(1) $y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$



Dependent Variable: DLJAPAN
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 10/09/1989 10/08/2009
Included observations: 5219 after adjustments
Convergence achieved after 6 iterations
MA Backcast: 10/06/1989

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MA(1)	0.092453	0.013784	6.707099	0.0000

المعالم معنوية ⟸ يمكن اعتماد هذا النموذج

ملائمة النماذج

- تخص هذه المرحلة اختبار ثبوتية النماذج من خلال اختبار الفرضيات الخاصة بالمتغير العشوائي وهي التوزيع الطبيعي، عدم الارتباط الذاتي وثبات التباين.

ملائمة النماذج: اختبار التوزيع الطبيعي

نقبل فرضية التوزيع الطبيعي للمتغيرات العشوائية للنماذج الثلاث

نقبل فرضية العدم

القيمة المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية

وهي إحصائية كاي بدرجة حرية ٢ ودرجة معنوية ٥%

Group: UNTITLED Workfile: STOCKDAILY::Untitled\

View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

	ARMA_RESID	AR_RESID	MA_RESID
Mean	-0.000102	-0.000101	-0.000100
Median	-8.05E-05	0.000000	-5.03E-05
Maximum	0.137366	0.139805	0.139352
Minimum	-0.123650	-0.128147	-0.126813
Std. Dev.	0.014753	0.014769	0.014763
Skewness	-0.079992	-0.064875	-0.065308
Kurtosis	9.514944	9.695964	9.642130
Jarque-Bera	9233.705	9751.741	9595.674
Probability	0.000000	0.000000	0.000000

ملائمة النماذج: اختبار الارتباط الذاتي

- يستخدم اختبار Box-Pierce والتي يمكن الحصول عليها أثناء فحص دوال الارتباط.

ونقبل وجود الارتباط الذاتي إذا كانت إحصائية Box-Pierce أقل من إحصائية كاي بدرجة حرية k-p-k-1 ودرجة معنوية α حيث تمثل k عدد الفجوات الزمنية المستخدمة في دوال الارتباط.

- وبالرجوع إلى دوال الارتباط نلاحظ رفض فرضية وجود ارتباط ذاتي

جميع إحصائية Box-Pierce اكبر من إحصائية كاي بدرجة حرية ٧ ودرجة معنوية ٥% للنماذج الثلاث

ملائمة النماذج: اختبار ثبات التباين

يستخدم اختبار ARCH لاختبار ثبات التباين ويتم فحص دالة الارتباط لمربعات البواقي

Heteroskedasticity Test: ARCH		arma11	
F-statistic	185.5869	Prob. F(1,5215)	0.0000
Obs*R-squared	179.2780	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Heteroskedasticity Test: ARCH		ar1	
F-statistic	183.5689	Prob. F(1,5215)	0.0000
Obs*R-squared	177.3949	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Heteroskedasticity Test: ARCH		ma1	
F-statistic	186.4354	Prob. F(1,5216)	0.0000
Obs*R-squared	180.0707	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

نقبل فرضية عدم ثبات التباين للنماذج الثلاث

النتائج

- معنوية المعالم للنماذج الثلاث.
- قبول فرضية التوزيع الطبيعي للمتغيرات العشوائية للنماذج الثلاث.
- رفض فرضية وجود ارتباط ذاتي للمتغيرات العشوائية للنماذج الثلاث.
- قبول فرضية عدم ثبات التباين للنماذج الثلاث .

النماذج الثلاث لها نفس الخصائص

لاختيار أحد النماذج نستخدم معايير المقارنة الأقل قيمة لمعايير Akaike او Schwarz

او Log likelihood

و من خلال نتائج تقدير النماذج الثلاث فان النموذج المعتمد هو النموذج MA(1)