جامعة البليدة		لونيسي علي 2

دليل المـــــــادة التعليمية

(SYLLABUS)

المادة التعليمية

برمجيات إحصائية

1. **الطلبة المعنيين**

كليـــة	العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير –الشهيد طالب عبد الرحمان-
قســم	العلوم المالية والمحاسبة
مستوى	أولى ماستر
تخصص/ ميدان / شعبة	محاسبة وتدقيق
السداسي	الثاني
السنة الجامعية	2024/2023

2. **التعرف على المادة التعليمية**

اسم المـــادة	برمجيات احصائية
وحدة التعليم	استكشافية
عدد الأرصدة	2
طبيعة التدريس	حضوري
المعامل	2
الحجم الساعي الأسبوعي	1.5 سا /محاضرة + 1.5سا أعمال تطبيقية

3. **أستاذ (ة) المادة التعليمية**

الاسم و اللقب	بوشنافة رضا
الرتبة	محاضر قسم أ
البريد الالكتروني	bouchenafa.reda@gmail.com
رقم الهاتف	/

4. **وصف المادة التعليمية**

المكتسبات	• الإلمام بالمفاهيم والمبادئ الأساسية للنمذجة الإحصائية، اساسيات علم الإحصاء.

الهدف العام للمادة التعليمية	• نهدف من خلال هذا المقياس التعرف على أحد أهم برامج الاقتصاد القياسي وهو برنامج Eviews مع محاولة فهم وتقريب المفاهيم النظرية المدروسة في السلاسل الزمنية من خلال القيام بتطبيقها.
أهداف التعلم (المهارات المراد الوصول إليها)	• تعلم كيفية التعامل مع برنامج Eviews من خلال استرداد البيانات الوصول الى الرسوم البيانية والتحليل • معرفة كيفية تقدير الانحدار الخطي والمتعدد وتفسير المخرجات • التعرف على اختبارات الكشف عن مشاكل القياس الاقتصادي في نماذج الانحدار وكيفية التخلص منها • التعرف على المفاهيم الأساسية المرتبطة بتحليل السلاسل الزمنية

5. محتوى المادة التعليمية

المحـــور الأول	تقديم برنامج Eviews
المحور الثـاني	الانحدار الخطي البسيط
المحور الثالث	الانحدار الخطي المتعدد
المحور الرابع	الارتباط الذاتي للاخطاء: اختبارات الكشف عن الارتباط الذاتي للاخطاء وكيفية معالجة الارتباط الذاتي للاخطاء
المحور الخامس	التعدد الخطي: اختبارات الكشف عن التعدد ومعالجة مشكلة التعدد الخطي
المحور السادس	اختلاف التباين: اختبارات الكشف عن اختلاف التباين ومعالجة مشكلة اختلاف التباين
المحور السابع	الاختبارات العشوائية
المحور الثامن	الكشف عن المركبة الفضلية وطرق نزع المركبة الفصلية
المحور التاسع	دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الجزئي
المحور العاشر	اختيارات الاستقرارية
المحور الحادي عشر	منهجية بوكس جنكيز

6. طريقة التقييم

التقييم بالنسبة المئوية	العلامة	التقييم		
امتحان	20/20	وزن المحاضرة	%100	%100

امتحان	20		وزن الأعمال الموجهة والتطبيقية	%00	%00
أعمال موجهة (البحث : إعداد/إلقاء)	-				-
أعمال تطبيقية	-	20			-
المشروع الفردي	-				-
الأعمال الجماعية (ضمن فريق)	-				-
خرجات ميدانية	-				-
المواظبة (الحضور/ الغياب)	-				%00
عناصر أخرى (المشاركة)	-				%00

بالنسبة للمادة تدرس في شكل	**محاضرات وأعمال تطبيقية**
طبيعة تقييمها : يقاس معدل المادة	طبيعة تقييمها امتحان المحاضرة
معدل المادة = .	نقطة المحاضرة

7. **التوزيع الزمني المرتقب لبرنامج المادة**

الأسبوع	محتوى المحاضرة أو الدرس
الأسبوع الأول	تقديم برنامج Eviews
الأسبوع الثاني	الانحدار الخطي البسيط
الأسبوع الثالث	الانحدار الخطي المتعدد
الأسبوع الرابع	الارتباط الذاتي للاخطاء: اختبارات الكشف عن الارتباط الذاتي للاخطاء وكيفية معالجة الارتباط الذاتي للاخطاء
الأسبوع الخامس	التعدد الخطي: اختبارات الكشف عن التعدد ومعالجة مشكلة التعدد الخطي
الأسبوع السادس	اختلاف التباين: اختبارات الكشف عن اختلاف التباين ومعالجة مشكلة اختلاف التباين
الأسبوع السابع	الاختبارات العشوائية
الأسبوع الثامن	الكشف عن المركبة الفصلية وطرق نزع المركبة الفصلية
الأسبوع التاسع	دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الجزئي
الأسبوع العاشر	اختيارات الاستقرارية
الأسبوع الحادي عشر	منهجية بوكس جنكيز
الأسبوع الثاني عشر	مراجعة شاملة

امتحان نهاية السداسي *(تاريخ الامتحان تحدده الإدارة)*
الامتحان الاستدراكي للمادة *(تاريخ الامتحان تحدده الإدارة)*

8. الأعمال الشخصية المقررة للمادة

1	استلام سلاسل التمارين المقررة من طرف الفرقة البيداغوجية أثناء حصة الأعمال الموجهة.
2	حل التمارين خلال حصة الأعمال الموجهة من طرف الطلبة وبمرافقة أستاذ الأعمال الموجهة
3	القيام بحل التمارين المقدمة على شكل واجبات منزلية
4	استجواب تقييمي
5	تقييم الأسئلة التفاعلية للطلبة عبر منصة MOODLE
6	الحضور والتفاعل في منصة MOODLE
7	انشاء دردشة ومنتدى في منصة MOODLE

9. القواعد الواجب احترامها من طرف الطلبة

القـــــــاعدة 01	اجبارية الحضور لحصص المحاضرة
القـــــــاعدة 02	اجبارية تطبيق الدروس في تطبيق EVIEWS
القـــــــاعدة 03	التفاعل على مستوى منصة MOODLE

ملاحظة هامة: بعد المصادقة على دليل المادة في بداية كل سداسي يتم نشره على الموقع الرسمي للمؤسسة الجامعية.

10. المصادر والمراجع

#	عنوان المرجع	المؤلف	دار النشر و السنة
1	أساسيات القياس الاقتصادي	خالد محمد السواعي	دار الكتاب الثقافي؛ 2012
2	تطبيقات القياس الاقتصادي باستخدام Eviews	عمار حمد خلف	دار الدكتور للعلوم الإدارية، 2015
	Analyse des séries temporelles	Bourbonnais Regis, terraza Michel	Dunod, 2010

المحاضرة رقم 01:

تقديم برنامج Eviews

تمهيد

برنامج eviews: هو أحد تطبيقات الحاسب الآلي الذي يستخدمه الباحثون في التحليل الإحصائي للبيانات ولكنها لم تكن المهمة الرئيسية لبرنامج eviews، بل كان في الأساس يستخدمه الباحث للقياس الاقتصادي وبناء وتصميم النماذج الاقتصادية والتحليل الاقتصادي للبيانات، وهو عبارة عن برنامج tsp (برنامج تحليل إحصائي للسلاسل الزمنية) بصورة مطورة تمت من خلال Quantitative Micro Software وذلك بتطوير لغة البرمجة الخاصة ببرنامج eviews، وتم إصداره بعد التطوير في شهر مارس من عام 1994م، ويمتلك برنامج التحليل الإحصائي حماية متميزة وخاصة حيث أنه لا يمكن تشغيله على أي جهاز حاسب إلا بعد تسجيل الباحث الهوية الشخصية لجهاز الحاسب الآلي بواسطة الشبكة العنكبوتية، وأيضاً تشعر الباحث في حال وجود تحديث لبرنامج التحليل الإحصائي eviews فيتم تحديثه من قبل الباحث على جهاز الحاسب الآلي بواسطة شبكة الإنترنت للوصول إلى موقع شركة برنامج التحليل الإحصائي eviews ليتم التحديث.حيث يستطيع برنامج eviews التعامل مع نماذج الانحدار مثل: اختلاف التباين Heteroskedasticity، الارتباط الذاتي Autocorrelation، أخطاء صياغة النماذج Misspecification، الارتباط المتعدد Multicollinearity ويتمكن الباحث من تقدير هذه النماذج وقدرة الباحث على حل المشاكل الإحصائية الناتجة عنها.

ولتوضيح دور البرنامج Eviews في سياق التحليل القياسي يجب تذكر الأسس التي يبنى عليها التحليل الاقتصادي، أولاً يوجد ما يعرف **بالمنطق الاقتصادي** وهي الصياغة المنطقية المشتقة والمبنية على فرضيات النظرية الاقتصادية البحتة. يأتي بعد ذلك محاولة صياغة هذا المنطق الرياضي في بعض الصور والعلاقات الرياضية بين المتغيرات الاقتصادية، سواء في شكل معادلة واحدة أو نظام من المعادلات وهو ما يعرف **الاقتصاد الرياضي**. وعند بناء نموذج لعلاقة اقتصادية ما يصعب جمع جميع بيانات المتغيرات ذات العلاقة من جهة ومن جهة أخرى يجب تبسيط النموذج في عدد محدود من المتغيرات المفسرة (المتغيرات المستقلة) وبالتالي يبقى جزء من مكونات المتغير المفسر (المتغير التابع) لم يتم تفسيره بالمتغيرات المستقلة في النموذج (ويسمى هذا الجزء الباقي الحد العشوائي) وعند إضافة هذا الحد العشوائي إلى المعادلات يصبح أسم النموذج الذي يستخدم لوصف العلاقات الاقتصادية بالنموذج **الاقتصادي القياسي**. وفي النموذج الاقتصادي القياسي يقوم الباحث بعده مهام منها: 1- تقدير معاملات هذا النموذج، 2- اختبار المعنوية (دلالة) الاحصائية، 3- معالجة مشاكل القياس والتقدير.

. وللتعرف على كيفية الاعتماد على برنامج EVIEWS في القياس الاقتصادي نأخذ فكرة عامة عن هذا البرنامج من خلال النقاط التالية والتي هي عبارة عن دروس للاستاذة حجيرة عبد المنعم، الرابط:

https://www.scribd.com/document/733087545/%D9%85%D8%AF%D8%AE%D9%84-%D8%A5%D9%84%D9%89-%D8%A8%D8%B1%D9%86%D8%A7%D9%85%D8%AC-%D8%A5%D9%8A%D9%81%D9%8A%D9%88%D8%B2

ما هو برنامج Eviews 10

كلمة Eviews عبارة عن دمج للكلمتين Econometric والتي تعني الاقتصاد القياسي و كلمة views والتي تعني معاينة أو فحص وبالتالي كلمة Eviews تعني فحص أو معاينة الاقتصاد القياسي,

برنامج Eviews عبارة عن حزمة إحصائية معدة لنظام التشغيل Windows تستعمل أساسا للتحليل القياسي للظواهر الاقتصادية وبالخصوص السلاسل الزمنية، تم تطويره من قبل شركة Quantitative Micro Software (QMS) وحاليا تقوم بإصداره شركة IHS، الإصدار الأول من هذا البرنامج كان عام 1994 وكان بديلا عن برنامج Micro TSP الذي طورت لغة برمجيته عام 1965 على يد Robert Hall ، آخر إصدار للبرنامج هو الإصدار 10 والذي أطلق في جوان عام 2017 ,

برنامج Eviews 10 : الشاشة الرئيسية

بعد تثبيت البرنامج بشكل صحيح وبعد النقر مرتين على أيقونة البرنامج على سطح المكتب نتحصل على ما يلي :

شرح مكونات الشاشة الرئيسية

I. شريط العنوان *bare Title*

يقع شريط العنوان في أعلى النافذة الرئيسية لبرنامج Eviews هذا الشريط له لون يختلف عن النوافذ الأخرى التي في الغالب تكون أكثر قتامة، إذا كان هناك أي برنامج نشط فيمكن تنشيط برنامج Eviews بالنقر على أي مكان في البرنامج من أجل تنشيطه أو استخدام الأزرار Alt + Tab من أجل التنقل بين التطبيقات,

شرح مكونات الشاشة الرئيسية

سنقدم ملخص بسيط عن المكونات الأساسية لكل قائمة :

- ***File*** : فتح الملفات ، إغلاق الملفات، تخزين الملفات ، الطبع....
- ***Edit*** : قص ، نسخ، لصق، مسح، بحث .....
- ***Object*** : انشاء عمل ما، تسيير العمل ، تسميته ، طباعته ...
- ***View*** : عند اختيار موضوع ما : نقوم باستظهاره ، اظهار الاحصائيات
- ***Proc*** : خاصة بالعمليات العامة والخاصة والمتعلقة بالعمل المراد القيام به...
- ***Quick*** : التقدير، توليد سلاسل زمنية ، اختبارات احصائية ....

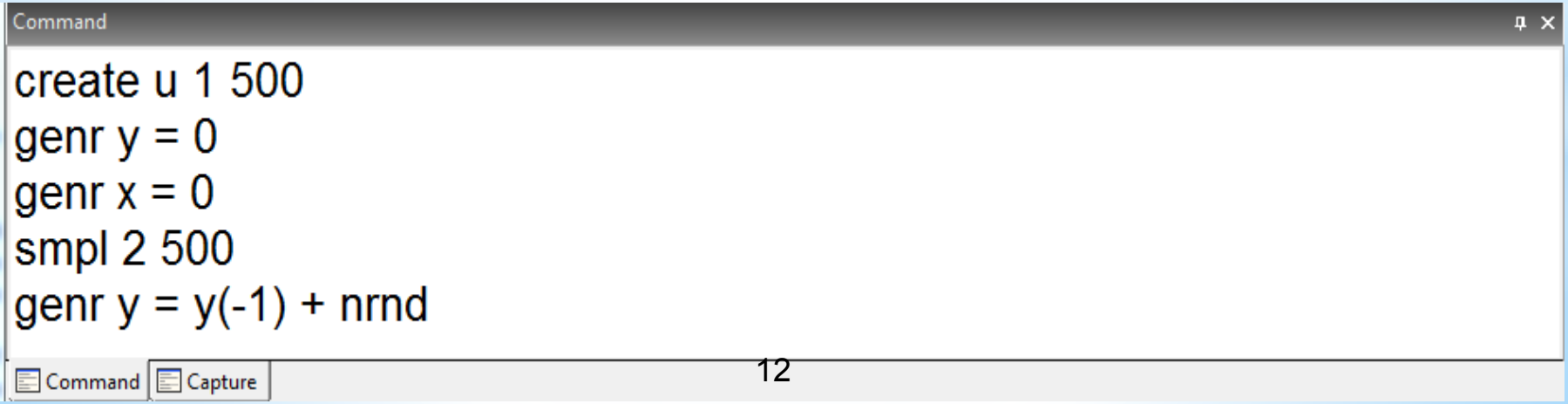
(وتعتبر أهم قائمة)

- ***Option*** : مختلف التقنيات المتاحة من أجل تغيير الشكل العام للبرنامج وتغيير أنماط ولون الاشكال,
- ***add-ins*** : إظافة خوارزميات لاختبارات احصائية لا يتضمنها البرنامج
- ***Help*** : مختلف الملفات والدروس المساعدة على فهم واستخدام البرنامج

شرح مكونات الشاشة الرئيسية

III . نافذة الأوامر *The command window*

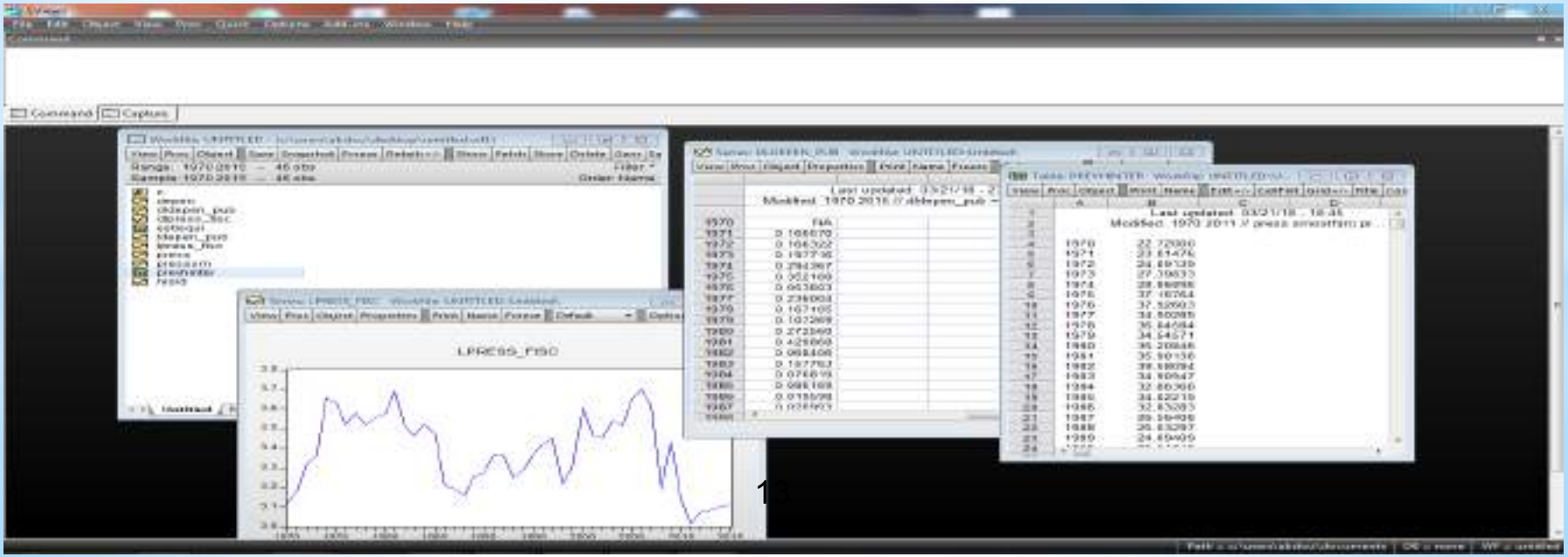
مباشرة تحت شريط القوائم نجد فضاء أبيض يسمى نافذة الأوامر، حيث يمكن الاستغناء عن العمل بالقوائم والاكتفاء بكتابة الاوامر في هذه النافذة ويكون الأمر نافذا بمجرد الضغط على زر *Entrer*، تتميز هذه النافذة بمرونة كبيرة حيث يمكن تكبير أو تصغير حجمها والتنقل بها الى أي زاوية، كما يمكن نسخ ولصق الأوامر وتخزين جملة الأوامر وذلك بوضع زر الفأرة على النافذة ثم الذهاب إلى *File* ثم *Save as* ثم تخزين الملف على شكل *Textfile* .



شرح مكونات الشاشة الرئيسية

V . مساحة العمل *The work file*

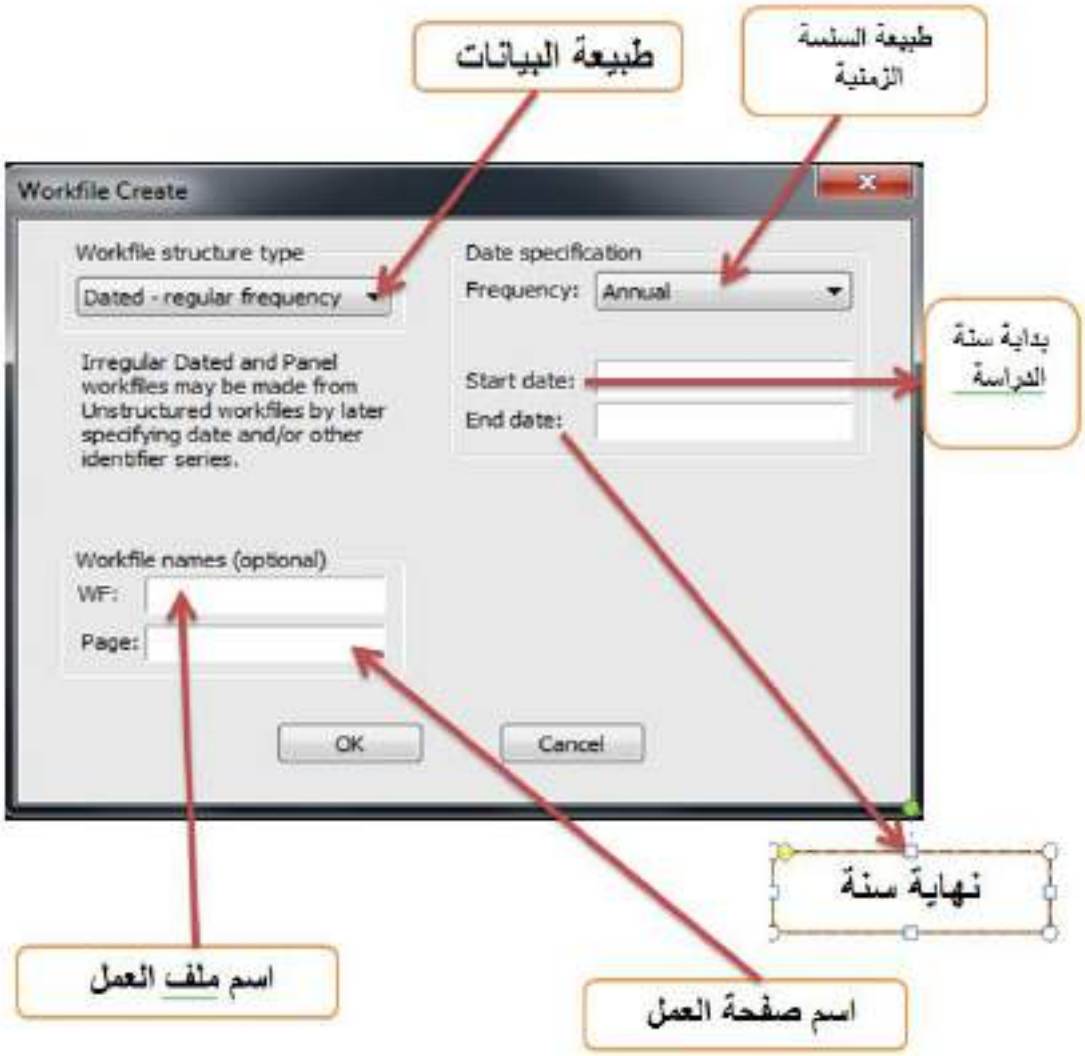
المساحة في وسط النافذة الرئيسية لبرنامج *Eviews* هي مساحة العمل حيث يقوم البرنامج باستعراض مختلف الأعمال *Objet* التي تم انشاؤها، ويمكن تشبيه هذه المساحة بالمكتب الذي تضع عليه مختلف أوراقك وكتبك من أجل العمل، ويمكن التنقل بين النوافذ المفتوحة على مساحة العمل بسهولة بالضغط على *F6* أو *Ctrl+Tab* .



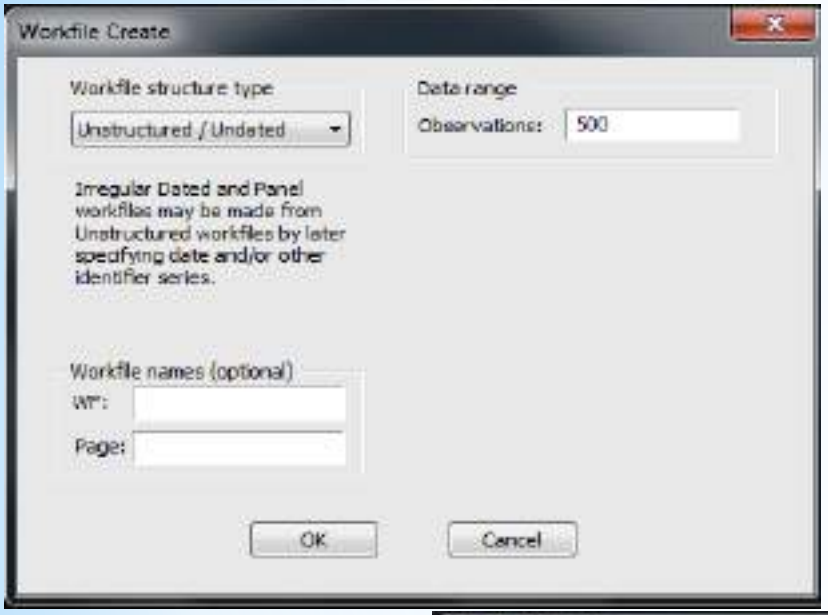
إنشاء ملف عمل على برنامج EVIEWS

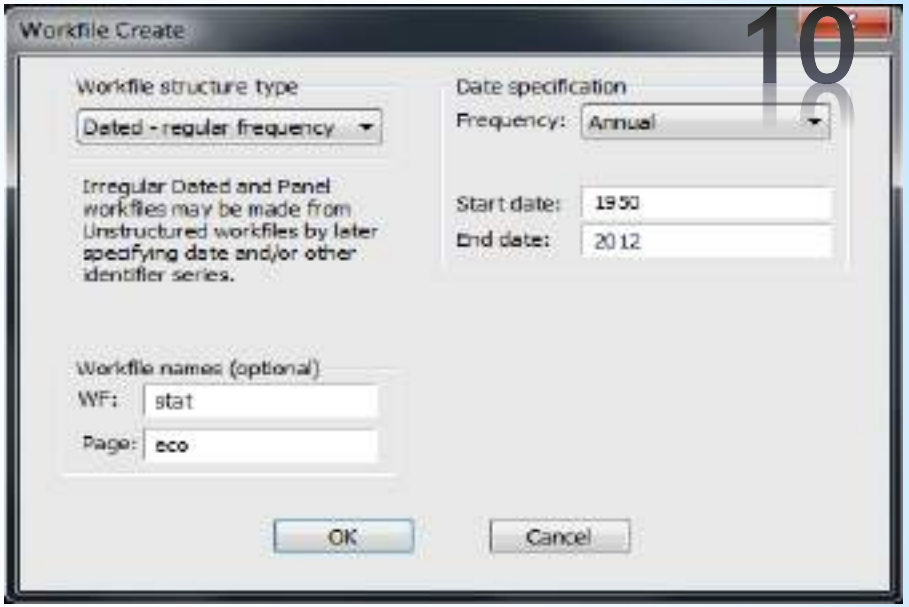
10

بمجرد فتح ملف عمل تظهر لنا هذه النافذة التي تعطينا مجموعة من الخيارات التي تتيح لنا تعريف طبيعة البيانات التي سندخلها : اسم الملف ، اسم الصفحة ، طبيعة البيانات .....



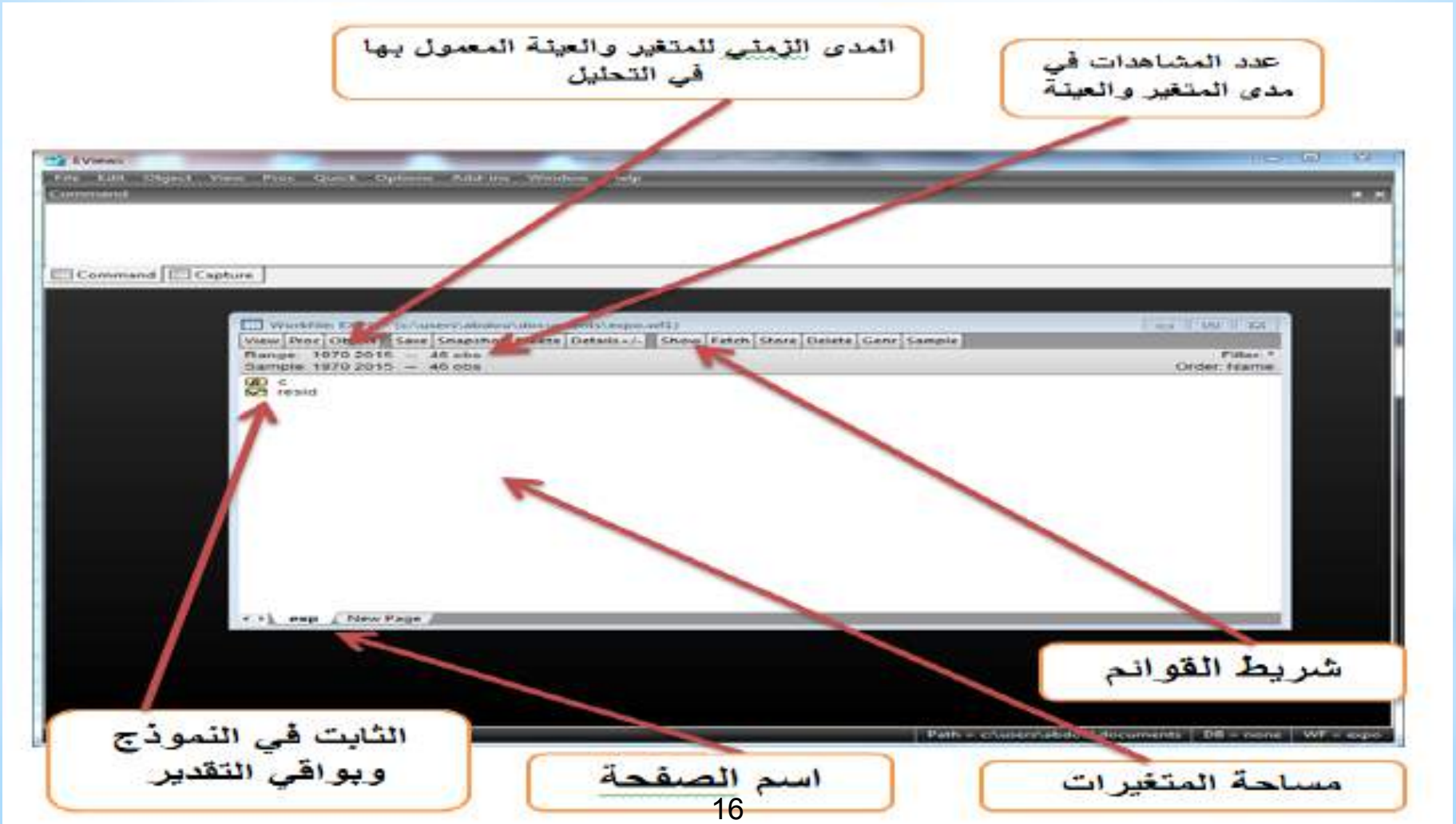
إنشاء ملف عمل على برنامج EVIEWS





إنشاء ملف عمل على برنامج EVIEWS 10

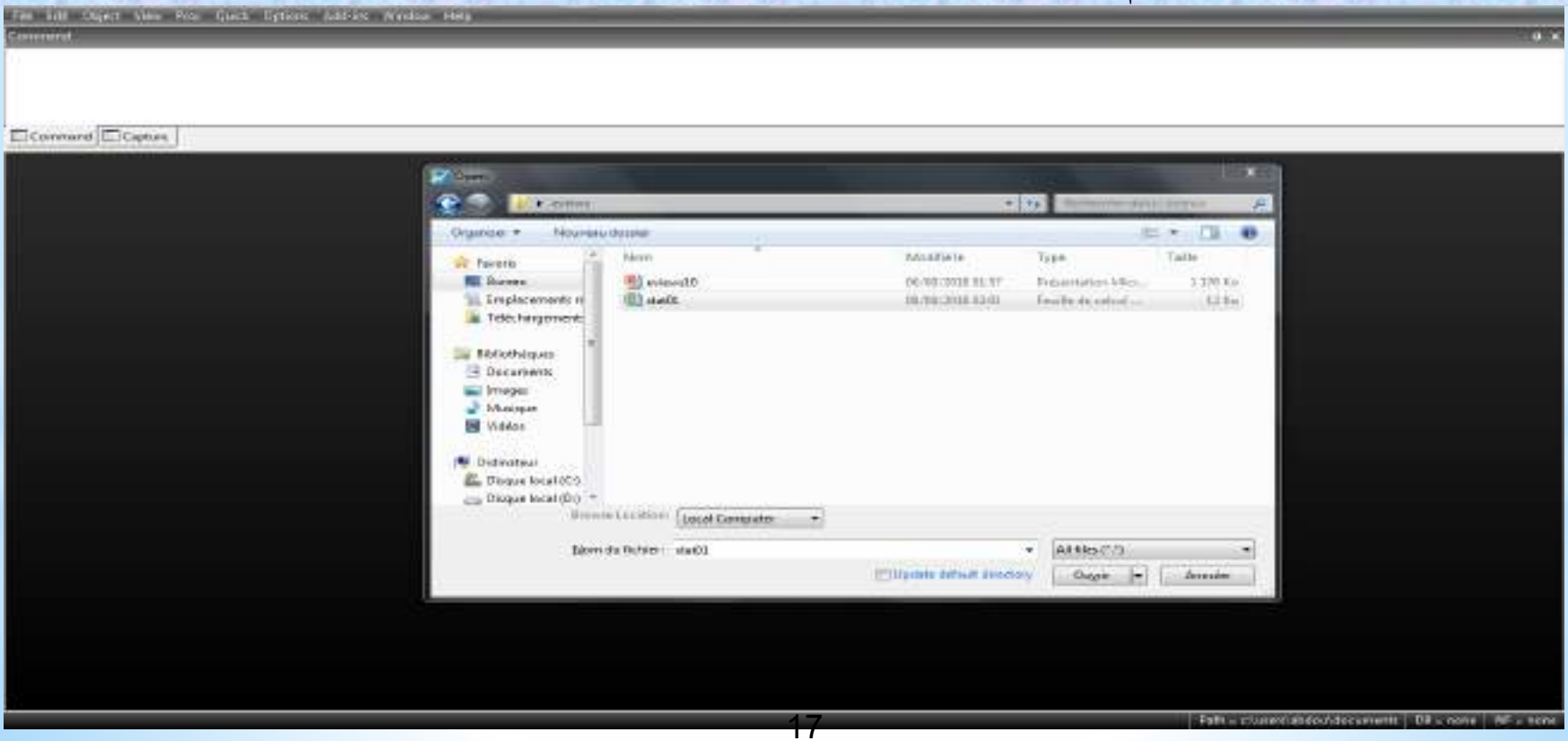
عند ملأ فراغات علبة الحوار والضغط على Ok نتحصل على ما يلي :



إنشاء ملف عمل على برنامج EVIEWS 10

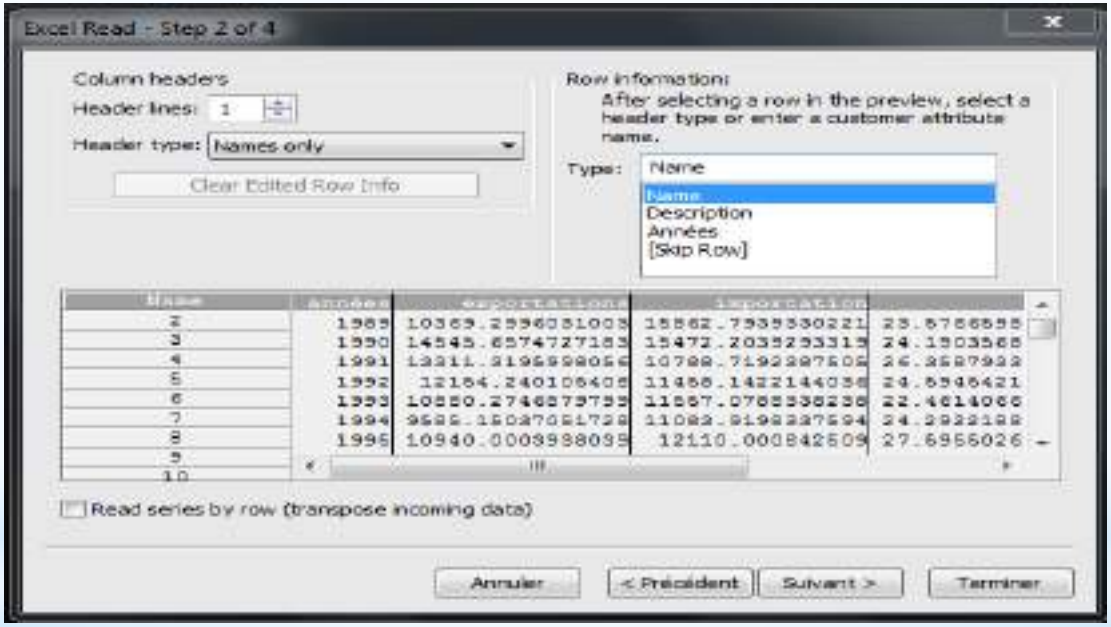
استيراد ملف *Excel* على برنامج ***Eviews10***

ننقر على أيقونة برنامج *Eviews10* على سطح المكتب ← نضغط على *File* ← نختار من سطح المكتب ملف *Eviews* ← نضغط على *import* ← نضغط على *import from file* ← نفتح الملف نجد ملف *excel* باسم *stat01* ← نضغط عليه ← نضغط على *ouvrire*



إنشاء ملف عمل على برنامج EVIEWS 10

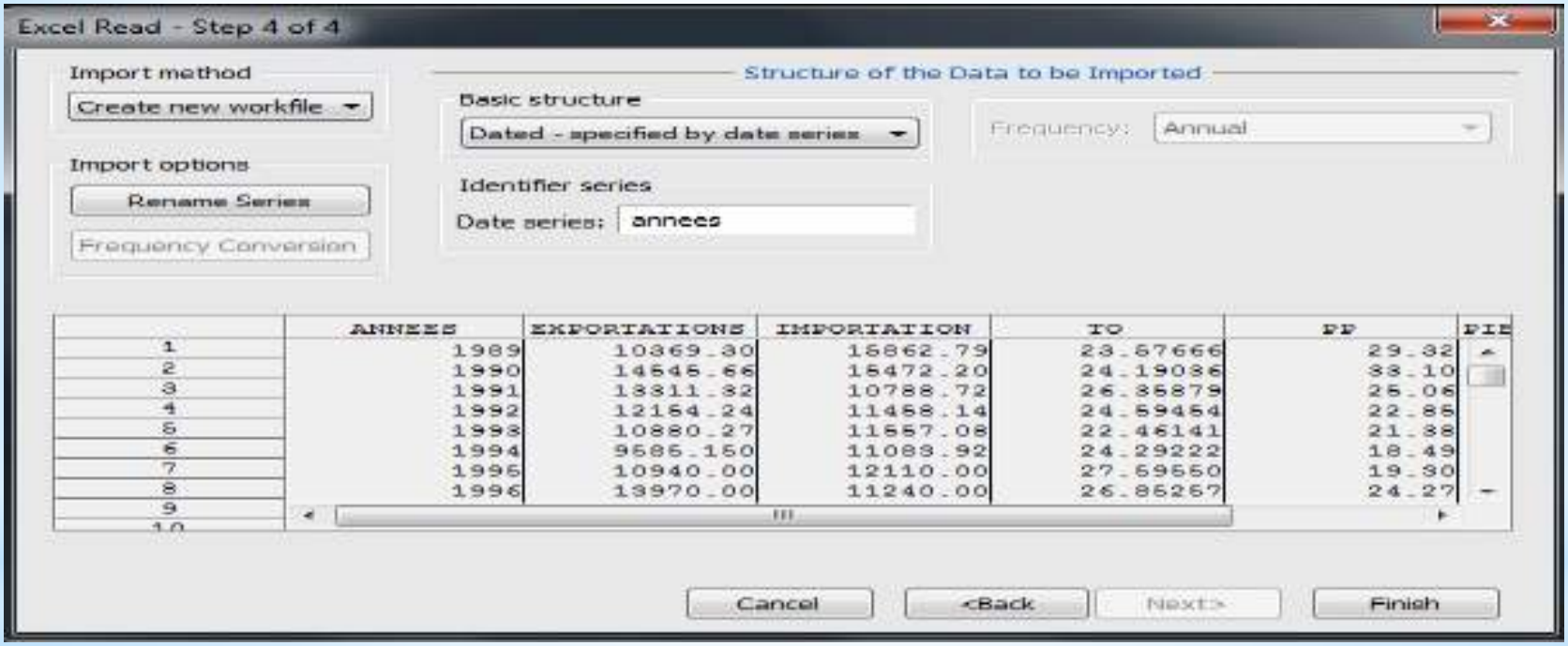
بعد الضغط على suivant تفتح لنا علبة الحوار التالية التي تتيح لنا اختيار عدد الاسطر التي نصف فيها كل عمود بالإضافة إلى الوصف الذي ينصف به كل متغير



يمكن الاكتفاء بهذه الخصائص بالضغط على terminer أو الاستمرار في تعريف خصائص اخرى بالضغط على suivant

إنشاء ملف عمل على برنامج EVIEWS 10

بعد الضغط على suivantتظهر لنا علبة الحوار التالية التي تتيح لنا اختيار : اعادة تسمية المتغيرات ، تحديد طبيعة البيانات ...



	ANNEES	EXPORTATIONS	IMPORTATION	TC	PP	PIB
1	1989	10369.30	15862.79	23.57666	29.32	
2	1990	14545.66	15472.20	24.19036	33.10	
3	1991	13311.32	10788.72	26.35879	25.06	
4	1992	12154.24	11458.14	24.59454	22.85	
5	1993	10880.27	11557.08	22.46141	21.38	
6	1994	9585.150	11083.92	24.29222	18.49	
7	1995	10940.00	12110.00	27.69550	19.30	
8	1996	13970.00	11240.00	26.86267	24.27	
9						
10						

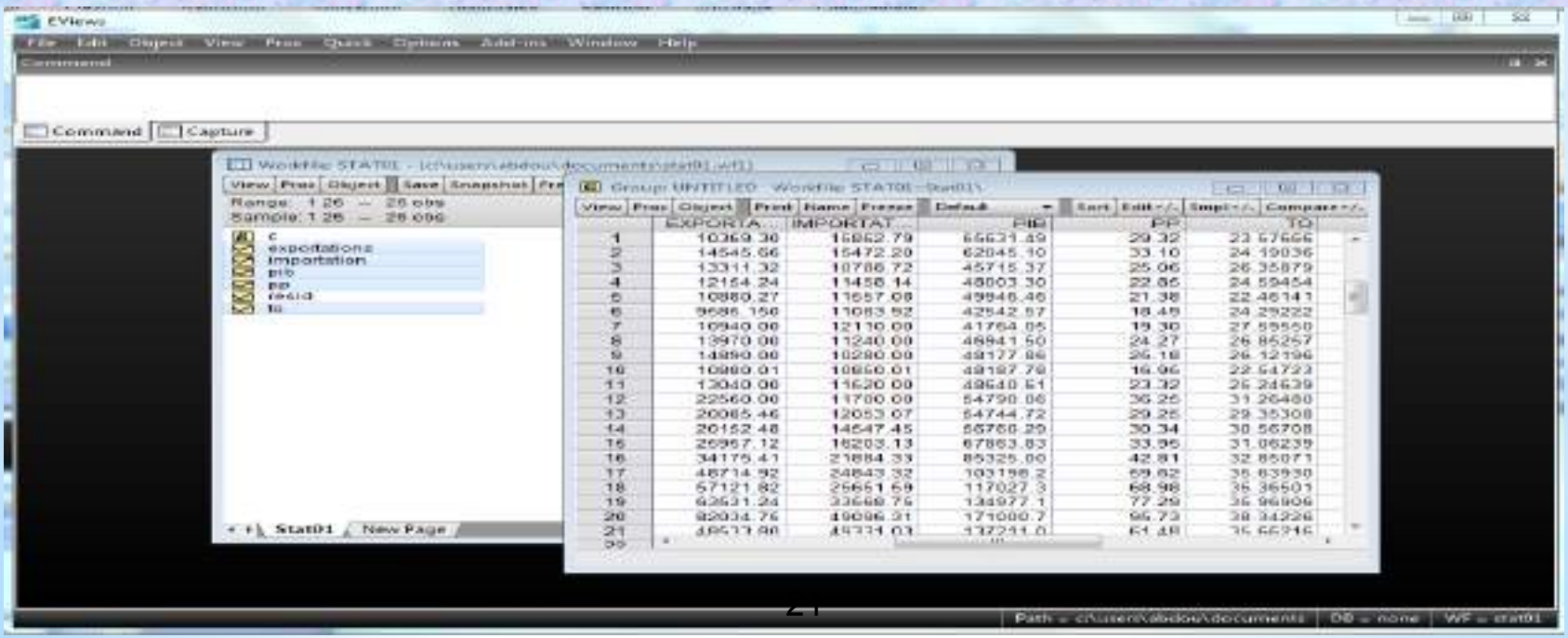
نضغط على finish

التعامل مع السلاسل الزمنية في EVIEWS 10

التحقق من البيانات

أول خطوة نقوم به بعد استيراد ملف *excel* إلى برنامج *eviews* هي فتح السلاسل الزمنية من أجل التحقق إذا ماكان برنامج *eviews* يقرأ البيانات بشكل صحيح ، ومن أجل ذلك نقوم بإنشاء مجموعة بيانات تسمح لنا بفحص البيانات ككل :

- ✓ نضغط على متغير *exportation* ← ثم نضغط على *ctrl* ونضغط على بقية المتغيرات على التوالي ← نضغط على الزر الأيمن للفأرة ← نضغط على Open ← ثم نضغط على *Open as group*



المحاضرة رقم 02:

الإنحدار الخطي البسيط

تمهيد

تحليل الانحدار من أكثر الأدوات المستعملة في التحليل القياسي لذا سوف نبدأ بتحديد الخطوط العريضة لتحليل الانحدار. فكلمة انحدار استخدمت من قبل سير فرنسيس جالتون (1911-1982) Sir Francis Galton من إنجلترا. والذي كان يدرس العلاقة بين طول الأبناء وطول الآباء والذي لاحظ جالتون أن الطول يميل إلى المعدل مع أن الآباء الطوال يكون أبنائهم طوال والآباء القصار يميل أبنائهم لان يكونوا قصار أي أن هناك ميل عند ألأبناء للمعدل أي أن هناك انحدار نحو المعدل.في دراسات أخرى مشابهه تحصل على نفس النتيجة التي تحصل عليها جالتون.

بالعودة إلى الرموز التي استخدمناها حيث رمزنا للمتغير المفسَر بـ y والمتغيرات المفسرة بـ x_1 x_2 x_3....x_n . إذا كانت k=1 ، أي إن هناك متغير مستقل واحد فقط من المتغيرات المفسرة. أي ان هناك x واحدة فقط. يعرف هذا بالانحدار البسيط. وهو ما سوف يتم مناقشته في هذه المحاضرة. إذا كانت k>2 ، آي أن هناك اكثر من x واحد و متغير مستقل. نحصل على ما يعرف بالانحدار المتعدد. والذي سوف نناقشه في المحاضرة القادمة

إن العلاقة التي تمثل معادلة الإنحدار البسيط نمثلها بالعلاقة التالية:

$f(x) = \alpha + \beta X$ بينما العلاقة العشوائية هي $f(x) = \alpha + \beta X + u$

حيث تمثل u الخطأ العشوائي. وتمثل α β معاملات الانحدار.

لماذا يتم إضافة الخطأ العشوائي للمعادلة؟

1- يمثل عنصر العشوائية في استجابة الإنسان مثل اختلاف النفقات الاستهلاكية من فرد لأخر مع العلم انهم قد يتساووا في الدخل.

2- تأثير عوامل أخرى محذوفة مثل العادات حجم ألا سره وغيرها من العوامل.

3- خطأ في قياس المتغير التابع.

الهدف هو الحصول على تقدير للمعاملات الغير معروفه α β للقيام بعملية التقدير يجب افتراض بعض الافتراضات الخاصة بالخطأ العشوائي:

1- الوسط الصفري.E(u)=0

-أن وسـط التوزيع الاحتمالي الخاص بالمتغير العشوائي = الصفر. إي أن قيم u تتمركز حول الصفر.

2- تساوي التباين $V(u) = \sigma^2$.

تباين التوزيع الاحتمالي الخاص بالعناصر العشوائية u يساوي قيمه ثابتة وموجبة.

3- استقلالية الخطأ العشوائي: أي أن التغاير، درجة الارتباط بين قيم العشوائي = الصفر

$$COV(u_i, u_j) = 0$$

أي انها مستثقله عن بعضها.

4- التوزيع الطبيعي للخطأ العشوائي. $u_i \sim N$

تمثل هذه الافتراضات بالتالي $u_i \sim N(0, \sigma^2)$

1. تقدير نموذج الانحدار البسيط باستخدام طريقة المربعات الصغرى:

هناك عدة طرق لتقدير معاملات معادلة الانحدار أهمها 1)طريقة المربعات الصغرى. 2) طريقة الإمكانية العظمى.

في المرحلة الأولى نفترض وجود الفروض الاساسيه لمعالجة النموذج الخطي. وفي المراحل اللاحقة نتعرض للحالات التي تكون فيها هذه الفروض غير صحيحه.

نموذج الانحدار بالافتراضات الأساسية كما يلي:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + u$$

هي المعادلة الأساسية التي تصور العلاقة بين التابع والمستقل حيث i تعتمد على العينة التي يبلغ حجمها n . بالأضافه إلى المعادلة ألأساسيه نقول أن النموذج يحتوي افتراضات عن المتغير العشوائي. تقدير النموذج يتم بغرض الحصول على مقدرات معالم نموذج الانحدار البسيط. نموذج الانحدار البسيط يتضمن ثلاث معالم هي، , αمعلمة القاطع، , β معلمة الميل، σ^2 معلمة التباين. المراد هو استخدام إحصائيات المتغيرات التابعة والمتغيرات المستقلة حسب الطرق الإحصائيه الملائمة للحصول على مقدرات لهذه المعالم.

2. طريقة المربعات الصغرى

تعتمد طريقة المربعات الصغرى العادية على الحصول على مقدرات , الانحدار حيث تمثل αمعلمة القاطع، , β معلمة الميل. بحيث يتم تصغير مجموع مربعات البوا قي إلى آدني قيمه لها. بحيث يجري تعريف مكون يطلق علية مجموع المربعات البوا قي وبعد ذلك يشرع في الحصول على , α، , β بحيث يتم تصغير هذا المكون إلى أدنى قيمه له.

طريقة المربعات الصغرى تعطينا مقدرات الانحدار , α، , β ولكن لا تعطينا مقدرة التباين وهذا يعتبر من نقاط ضعف طريقة المربعات الصغرى. وعليه النموذج المقدر هو كما يلي

$$Y_i = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X + u_i$$

u هي البوا قي والتي تساوي من النموذج $u_i = Y_i - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}X)$ نموذج الانحدار ممكن أن يمر من خلال انتشـار البيانات الخاصة بـ Y, X، الخط المقدر هنا هو الذي يعطي Y المقدرة $\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X$

إذا أخذنا إحداثيات القيم Y,X إحداثيات النقطة الأولى تنقسم إلى قسمين، قسم من المحور الأفقي في النموذج المقدر، هذا عبارة عن $\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X$ الجزء الثاني عبارة عن قيمة البوا قي. فالمشاهدة Y هي حصيلة جمع $\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X$ +u أي أن أي مشاهده مكونه من جانبين، جانب الخط المقدر والبواقي. البواقي بحكم أنها مقدرة العنصر العشوائي يمكن أن تكون موجبة وممكن أن تكون سالبه وكذلك من الناحية النظرية يمكن أن تساوي الصفر.

وللحصول على مقدرات المربعات الصغرى العادية يجب أن نحصل أولا على البواقي:

$$u_t^2 = (\hat{Y} - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}X))^2$$

مجموع مربعات البواقي $=\sum u^2$

$$\sum u_i^2 = \sum (Y_i - \hat{\alpha} - \hat{\beta}X)^2$$

$$\sum Y_i - \sum_i \hat{\alpha} - \hat{\beta}\sum_i X = 0$$
$$\sum_i \hat{\alpha} = \sum Y_i - \hat{\beta}\sum_i X$$
$$n\hat{\alpha} = \sum Y_i - \hat{\beta}\sum_i X$$
$$\hat{\alpha} = \frac{\sum Y_i}{n} - \hat{\beta}\frac{\sum_i X}{n}$$
$$\hat{\alpha} = \overline{Y} - \hat{\beta}\overline{X}$$

بالتعويض بقيمة α نحصل على

$$\hat{\beta} = \frac{n\sum_{i=1}^{n} X_i Y_i - \sum^{n} X_i \sum Y_t}{n\sum X_i^2 - \left(\sum X\right)^2} =$$

<u>مثال (1)</u>

بالإعتماد على برنامج EVIEWS قدر العلاقة بين Y و X وتحقق من النتائج المتحثل عليها.

X	Y	X^2	x	y	XY	xy	x^2
2	4	4	-2	-4	8	8	4
3	7	9	-1	-1	21	1	1
1	3	1	-3	-5	3	15	9
5	9	25	1	1	45	1	1
9	17	81	5	9	153	45	25
$\sum X=20$	**$\sum Y=40$**	**$\sum X^2=120$**			**$\sum XY=230$**	**$\sum xy=70$**	**$\sum x^2=40$**

الحل:

$$\hat{\beta} = \frac{n\sum_{i=1}^{n} X_i Y_i - \sum^{n} X_i \sum Y_t}{n\sum X_i^2 - \left(\sum X\right)^2} =$$

$$\hat{\beta} = \frac{(5)(230) - (20)(40)}{5(120) - (20)^2} = 1.75$$

$$\hat{\alpha} = \bar{Y} - \hat{\beta}\bar{X} = 8 - 1.75(4) = 1$$

$$\hat{Y} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}X =$$

$$\hat{Y} = 1 + 1.75X$$

باستخدام الانحرافات

$$\hat{\beta} = \frac{\sum xy}{\sum x^2} = \frac{70}{40} = 1.75$$

التمرين الثاني:

باستخدام برنامج Eviews قدر النموذج التالي: GDP = f(I)

GDP	I
554388.1	160217
862132.8	26673390
1074695.8	319811.1
1189724.9	336203
1487403.6	467941.2
2004994.7	633031.4
2570028.9	644641.4
2780168	647459
2830490.7	773955.4
3238197.5	849951.4
4123513.9	971661.1
4227113.9	1134601.9

4522773.3	1386382.4
5252321.1	1593589
6149116.7	2045414
7561984.3	2393852.9
8514843.3	2564982.7
9366565.9	3223891.4
11077139.4	4124650.6
10006839.7	4672657.4
12034399	4968140
14481007.8	5551841.9
16115429.5	6347399.5
16569270.8	7223631.8
17228600	7848390.2
18255500	8486816.6
17082100	8893534.1
18587600	9163201.3
20509500	9599326.4
20284000	9162326.4
19473000	7693962.3

الحل:

بالاعتماد على برنامج Eviews جاءت نتائج التقدير كما يلي:

Dependent Variable: GDP
Method: Least Squares
Date: 06/27/24 Time: 17:05
Sample (adjusted): 1 31
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6462282.	1520349.	4.250525	0.0002
I	0.566917	0.221019	2.565018	0.0158

R-squared	0.184920	Mean dependent var	9032737.
Adjusted R-squared	0.156813	S.D. dependent var	6932548.
S.E. of regression	6365825.	Akaike info criterion	34.23313
Sum squared resid	1.18E+15	Schwarz criterion	34.32564
Log likelihood	-528.6135	Hannan-Quinn criter.	34.26328
F-statistic	6.579317	Durbin-Watson stat	0.400656
Prob(F-statistic)	0.015755		

نظرة عامة عن مخرجات برنامج Eviews

يحتوي برنامج Eviews على ثلاث أجزاء، الجزء الأول متعلق بالمتغير التابع وطريقة التقدير وعدد المشاهدات وتاريخ وتوقيت التقدير، أما الجزء الثاني: فيحتوي على نتائج تقدير معالم النموذج والمتمثلة في الثابت C ومعامل الاستثمار الذي هو I، وعن الجزء الأخير فعطي معنوية النموذج وجودة تقدير النموذج وأهم المشاكل القياسية التي يمكن أن تعترض النموذج ممثلة في اختبار DW.

إختبار معنوية النموذج

بالاعتماد على اختبار ستيودنت نلاحظ أن الثابت ومعامل الاستمثار معنويان لأن قيمة الاحتمال الموافق لاختبار T لهما أقل من نسب المعنوية 1و5و10% على التوالي أي يؤثران على gdp خلال فترة الدراسة

اختبار معنوية النموذج ككل:

بالاعتماد على اختبار فيشر نلاحظ أن النموذج معنوي لان الاحتمال الموافق لاختبار فيشر أقل من 5%.

اختبار جودة النموذج

بالاعتماد على معامل التحديد ومعامل التحديد المصحح نلاحظ أن النموذج ضعيف اذ بلغت قدرته التفسيرية 18% فقط مما يعني أن الاستمثار لا يفسر بصورة جيدة تغيرات gdp خلال فترة الدراسة

المحاضرة رقم 03:

الانحدار المتعدد

تمهيد

لم تعد النماذج القياسية تلك النماذج البسيطة المؤلفة من متغيرين احدهما تابع و الأخر مستقل، بل انسحبت على عدة متغيرات مفسرة و متغير واحد تابع، و بسبب طبيعة العلاقة ذاتها، فهناك فرضية أثبتتها النظرية الاقتصادية، و هي أن الطلب على سلعة معينة تؤثر فيها أربعة عوامل رئيسية: السعر و الدخل و أسعار السلع البديلة و الذوق. إضافة إلى عوامل أخرى كالطقس و الموسم و غيرها من العوامل التي تدرس ضمن مواضيع أخرى في الإحصاء الاقتصادي كتحليل التباين و المتغيرات الوهمية.

1. تقديم النموذج

يستخدم تحليل الانحدار المتعدد لاختبار الفروض عن العلاقة بين متغير تابع، و عدة متغيرات تفسيرية، مثلا: دراسة العلاقة بين الإنفاق الاستهلاكي كمتغير تابع و الدخل و الأسعار و ذوق المستهلكين...الخ كمتغيرات تفسيرية. أو العلاقة بين حجم الاستثمار كمتغير تابع و الناتج المحلي الخام، معدل سعر الفائدة، معدل التضخم، التطور التكنولوجي المتمثل في عنصر الزمن كمتغيرات مستقلة. و يكتب نموذج الانحدار الخطي المتعدد كما يلي:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1t} + \alpha_2 X_{2t} + \alpha_3 X_{3t} + \cdots + \alpha_k X_{1k} + \varepsilon_t \ldots\ldots (01)$$

حيث: Y_t: المتغير التابع، $X_{1t}, X_{2t} \ldots X_{3t}$ المتغيرات المفسرة.

$(\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2 \ldots \alpha_k)$ معاملات النموذج، e_t: حد الخطأ

للتسهيل تكتب جملة المعادلات(01) لكافة القيم على الشكل التالي:

$$Y_1 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{11} + \alpha_2 X_{21} + \alpha_3 X_{31} + \cdots + \alpha_k X_{11} + \varepsilon_1$$
$$Y_2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_{12} + \alpha_2 X_{22} + \alpha_3 X_{32} + \cdots + \alpha_k X_{12} + \varepsilon_2$$

.....

$$Y_n = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1n} + \alpha_2 X_{2n} + \alpha_3 X_{3n} + \cdots + \alpha_k X_{1n} + \varepsilon_n$$

و لتكن الصيغة المصفوفاتية لهذا النظام على الشكل التالي: $Y = X\alpha + \varepsilon$

2. الفرضيات:

إن بناء نموذج الانحدار الخطي المتعدد يجب أن يكون مستوفيا لعدد من الفرضيات التي يمكن إجمالها فيما يلي:

الفرضية الأولى: التوقع الرياضي لحد الخطأ معدوم $E(\varepsilon) = 0$

الفرضية الثانية: عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء ; $E(\varepsilon_t, \varepsilon_j) = 0 \; Si \; t \neq j$

الفرضية الثالثة: $COV(X_{it}, \varepsilon_t) = 0$ لايوجد ارتباط بين المتغيرات المستقلة و البواقي. حيث ان Xمصفوفة (n,k) للمتغيرات المستقلة غير العشوائية برتبة كاملة تساوي k، و بالتالي فان أعمدة هذه المصفوفة مستقلة خطيا.

الفرضية الرابعة: تباين الأخطاء ثابت $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2 \; (\forall_t)$

الفرضية الخامسة: حد الخطأ يتبع التوزيع الطبيعي $\varepsilon \rightarrow N(0, \delta^2 . I)$

3. تقدير معالم النموذج الخطي المتعدد و تباين الأخطاء δ^2

في النموذج $Y = X\alpha + \varepsilon$ المجاهيل الوحيدة هي α و ε، المصفوفتان Y,Xهي معطيات النموذج. و يجب الإشارة إلى أن ε غير مشاهدة، ولذلك حتى معرفة α لا تسمح للمتغيرات المستقلة أن تعطي القيمة الحقيقية لـY، و علينا في تقدير α بشكل يجعل Y أقرب ما يمكن للمتغير التابع Y. و لهذا الغرض توجد عدة طرق للتقدير، فيما يلي نستعرض طريقة المربعات الصغرى.

4. طريقة المربعات الصغرى:

تهدف طريقة المربعات الصغرى إلى إيجاد الشعاع α الذي يصغر مجموع مربعات الأخطاء e_t^2 بين القيم المقدرة $\hat{Y}$و القيم الحقيقيةY . و ليكن لدينا النموذج التالي: $Y = X\,\alpha + \varepsilon$

$$Min \sum_{i=1}^{n} e_t^2 = Min \sum_{i=1}^{n} \left(Y_t - \hat{Y}_t\right)^2 = Min\left(Y_t - \hat{Y}_t\right)'\left(Y_t - \hat{Y}_t\right) = Min(e'e)$$

$$Min\left(Y_t - \hat{Y}_t\right)'\left(Y_t - \hat{Y}_t\right) = Min\,(S)$$

من أجل تدنئة هذه الدالة بالنسبة لـα نقوم باشتقاق (S) بالنسبة لـ α.

$$\frac{\partial S}{\partial \alpha} = -2X'Y + 2X'\hat{\alpha} = 0$$

بما أن رتبة X هي K فإن$(X'X)$ مصفوفة مربعة (k×k) و رتبتها k و تقبل معكوس$(X'X)^{-1}$. بضرب طرفي المعادلة في $(X'X)^{-1}$نحصل على $\hat{\alpha} = (X'X)^{-1}X'Y$ و هو التقدير لـ α.

ملاحظة: نتأكد من أن $\hat{\alpha}$ يجعل مقدار مجموع مربعات البواقي أصغر ما يمكن، من خلال المشتقة الجزئية الثانية، $\frac{\partial S}{\partial \alpha \, \partial \alpha} = (X'X) > 0$ و هي مصفوفة موجبة و معرفة و منه فان $\hat{\alpha}$ هو نهاية صغرى.

5. تقدير تباين الأخطاء:

إحدى فرضيات النموذج $V(\varepsilon) = \sigma^2 I_n$ و بما أن σ^2 غير معروف، نحاول أن نجد له تقديرا. $e = Y - X\hat{\alpha} = Y - X(X'X)^{-1}X'Y = (I - X(X'X)^{-1}X')Y$

نسمي $M = (I - X(X'X)^{-1}X')$، M هي مصفوفة دورية أي $M = M^2$ بالاضافة إلى ذلك $MX = 0$. ومنه $e'e = \varepsilon'MM\varepsilon$ و لكن $M' = M$ و عليه فان $e'e = \varepsilon'M\varepsilon$

و يجب ملاحظة أن $e'e$ عدد ثابت لان $e_{(n\times 1)}$

أثر $(e'e)$ = اثر $(\varepsilon'M\varepsilon)$، و نعلم ايضا أن أثر (AB) = أثر (BA)

يكون لدينا أثر $(\varepsilon'M\varepsilon)$ =أثر $(\varepsilon\varepsilon'M)$

$$\Rightarrow \quad E(e'e) = E\left[(e'e)\text{أثر}\right] = \left[(\varepsilon\varepsilon'M)\text{أثر}\right]$$

أثر $(E(\varepsilon\varepsilon')M$ = أثر $(E(\varepsilon'\varepsilon M))$

و فرضا أن $E(\varepsilon\varepsilon') = \sigma^2 I_n$ و منه: $E(e'e) = \sigma^2[Tr(I_n M)] = \sigma^2[Tr(M)]$

و بما أن $M = (I - X(X'X)^{-1}X')$ ؛ و نعلم أثر $(I_n)(\text{Tr } I = n) = n$

و انطلاقا من أن أثر (AB) =أثر (BA) فان:

أثر $[X(X'X)^{-1}X']$ = أثر $[((X'X)^{-1}X')X]$ = أثر $(I_k) = \sum_{i=1}^{k} 1 = k$

$(X'X)^{-1}X'X$ هي مصفوفة $(k \times k)$ مما يعني $I_k = (X'X)^{-1}X'X$

و أخيرا أثر (M) = أثر (I) − أثر $(X(X'X)^{-1}X')$ أثر $(X(X'X)^{-1}X') = (I - \text{أثر}) = k - n$

ومنه $(ee') = \sigma^2(Tr(M)) = \sigma^2(n-k)$

لكي نحصل على تقدير غير متحيز لـ σ^2 يكفي قسمة العبارة على $(k-n)$، ففي حالة انحدار متعدد أين هناك k و سيط للتقدير $\alpha_{(k\times 1)}$ و n عدد المشاهدات، هذا يعطي عدد درجات الحرية $(k-n)$

$E(\hat{\sigma}^2) = \frac{E(e'e)}{n-k} = \sigma^2$ حيث: $\hat{\sigma}^2 = S^2 = \frac{e'e}{n-k}$

تمرين

بالإعتماد على برنامج *Eviews* قدر النموذج التالي

GDP = f (I, G, P, Md)

GDP	I	G	P	Md
554388.1	160217	136500	21.16	343.006
862132.8	26673390	212100	26.64	415.269
1074695.8	319811.1	420131	35.08	515.894
1189724.9	336203	476627	42.28	627.426
1487403.6	467941.2	566329	54.54	723.513
2004994.7	633031.4	759617	70.79	799.561
2570028.9	644641.4	724609	84.03	915.059
2780168	647459	845196	88.82	1081.522
2830490.7	773955.4	875739	93.26	1592.462
3238197.5	849951.4	961682	95.68	1789.354
4123513.9	971661.1	1178122	95.97	2022.536
4227113.9	1134601.9	1321028	100	2473.5
4522773.3	1386382.4	1550646	101.43	2901.5
5252321.1	1593589	1639265	105.75	3299.5
6149116.7	2045414	1888930	109.95	3,644.30
7561984.3	2393852.9	2052037	111.47	4,070.40
8514843.3	2564982.7	2453014	114.05	4,827.60
9366565.9	3223891.4	3108669	118.24	5,994.60
11077139.4	4124650.6	4191053	123.98	6,955.90
10006839.7	4672657.4	4246334	131.1	7,173.10
12034399	4968140	4466940	136.23	8,280.70
14481007.8	5551841.9	5853569	142.39	9,929.20
16115429.5	6347399.5	7058173	155.05	11,015.10
16569270.8	7223631.8	6024131	160.1	11,941.50
17228600	7848390.2	6995769	164.77	13,686.70
18255500	8486816.6	7656331	172.65	13,704.50
17082100	8893534.1	7297494	183.7	13,816.30
18587600	9163201.3	7282630	193.97	14,974.60
20509500	9599326.4	7732070	202.25	16,636.70
20284000	9162326.4	7741345	206.2	16,506.60
19473000	7693962.3	6902887	211.18	17,659.60

الحل

بالاعتماد على برنامج *EViews* جاءت النتائج كما يلي:

Dependent Variable: GDP
Method: Least Squares
Date: 06/27/24 Time: 17:19
Sample (adjusted): 1 31
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-344635.0	531477.5	-0.648447	0.5224
I	0.006319	0.027415	0.230477	0.8195
G	1.276213	0.213853	5.967711	0.0000
P	22138.48	7664.052	2.888613	0.0077
MD	376.5466	125.2463	3.006450	0.0058

R-squared	0.992815	Mean dependent var	9032737.
Adjusted R-squared	0.991710	S.D. dependent var	6932548.
S.E. of regression	631203.6	Akaike info criterion	29.69533
Sum squared resid	1.04E+13	Schwarz criterion	29.92662
Log likelihood	-455.2777	Hannan-Quinn criter.	29.77073
F-statistic	898.2071	Durbin-Watson stat	1.132460
Prob(F-statistic)	0.000000		

من النتائج أعلاه نستنتج ما يلي:

إختبار معنوية معالم النموذج

بالاعتماد على اختبار ستيودنت نلاحظ أن الثابت ومعامل الاستمثار غير معنويان لأن قيمة الاحتمال الموافق لاختبار T لهما أكبر من نسب المعنوية 1و5و10% على التوالي أي لا يؤثران على gdp خلال فترة الدراسة، أما باقي المتغيرات فهي غير معنوية لأن قيمة الاحتمال الموافق لاختبار T لهما أكبر من نسب المعنوية 1و5و10% على التوالي أي تؤثر على gdp خلال فترة الدراسة

اختبار معنوية النموذج ككل:

بالاعتماد على اختبار فيشر نلاحظ أن النموذج معنوي لان الاحتمال الموافق لاختبار فيشر أقل من 5%.

اختبار جودة النموذج

بالاعتماد على معامل التحديد ومعامل التحديد المصحح نلاحظ أن النموذج ضعيف اذ بلغت قدرته التفسيرية 99% فقط مما يعني أن المتغيرات المفسرة تفسر بصورة جيدة تغيرات gdp خلال فترة الدراسة.

المحاضرة رقم 04:

مشاكل تقدير نماذج الانحدار المتعدد –التعدد الخطي وطرق الكشف عنه

تمهيد:

يعتبر النرويجي Ranger Fisher أول من اكتشف وجود هذه الظاهرة الإحصائية و ذلك في معرض تحليله لبيانات السلاسل الزمنية، فقد اتضح له وجود تداخل أو ترابط خطي متبادل بين المتغيرات الاقتصادية التفسيرية بسبب التطور المتوافق لهذه المتغيرات عبر الزمن. فزيادة دخل الأسرة مع زيادة الثروة يكونان في نمو متوافق عبر الزمن أي أنها تزداد و تنخفض بوتيرة واحدة أو متقاربة عبر الزمن، مما يجعل احدهما غير ذو مقدرة تفسيرية في النموذج، و يجعل بالتالي معلمة أو أكثر من المعالم الانحدارية أو المقطعية مساوية للصفر أو مقاربة له، ا وان تتساوى المعلمتان الانحداريتان مما يجعل معامل الارتباط الجزئي بين متغيرين تفسيرين مساو للصفر . و المشكلة هنا هي بين المتغيرات التفسيرية ذاتها و ليس بين المتغير التفسيري و المتغير التابع. و هذا يعني أن المشكلة تظهر عندما يكون هناك أكثر من متغير تفسيري واحد، و تكون المشكلة في قمتها عندما يكون معامل الارتباط بين متغيرين تفسيرين مساوٍ للواحد.

و للكشف عن التعدد الخطي هناك عدة اختبارات نذكر منها:

1. **اختبار Klein:**

يتمثل هذا الاختبار في مقارنة معامل التحديد R_y^2 المحسوب في النموذج $Y = \beta_1 + \beta_2 X_1 + \beta_3 X_2$ ..... و معامل التحديد البسيط $r_{xi,xj}^2; i \neq j$.

إذا كان $R_y^2 < r_{xi.xj}^2$ هناك احتمال وجود تعدد خطي.

2. **اختبار Farrar et Glauber:**

وهذا الاختبار مؤلف من ثلاثة خطوات هي:

ـ حساب مصفوفة الارتباطات و محددها D

- نقوم باختبار χ^2بوضع الفرضيات التالية $H_0 = 1, H_1 < 0$ حيث: H_0: السلسلة متعامدة؛ H_1: السلسلة مرتبطة.
$$\mathcal{X}^{2^*} = -\left[\mathrm{n} - 1 - \frac{1}{6}(2\mathrm{k} - 5)\right] \ln \mathrm{D}$$
- اختبار المعنوية الإحصائية على النحو التالي: $\mathcal{X}^{2^*} \geq \mathcal{X}^2_{\frac{1}{2}k(k-1)}$نقبل H_0؛ و في الحالة العكس نقبل H_1

تمرين:

بالإعتماد على برنامج *Eviews* تم تقدير النموذج التالي:

Md = f (X , M, Bp, r)

وكان معامل التحديد النموذج المقدر هو $R= 0.9134$

المطلوب، بالاعتماد على اختبار كلاين هل يوجد تعدد خطي بين المتغيرات المفسرة

الحل:

بالاعتماد على برنامج *Eviews* فان مصفوفة معاملات الارتباط هي كما يلي:

	X	M	BP	R
X	1	0.79846060...	-0.2491271...	-0.8073136...
M	0.79846060...	1	-0.1956215...	-0.6320240...
BP	-0.2491271...	-0.1956215...	1	0.32489945...
R	-0.8073136...	-0.6320240...	0.32489945...	1

الحل:

من النتائج نلاحظ أن جميع معاملات التحديد البسيطة أقل من معامل تحديد النموذج وعليه لا يوجد تعدد خطي بين متغيرات النموذج التفسيرية

المحاضرة رقم 05:

مشاكل النموذج المتعدد –عدم تجانس الأخطاء والإرتباط الذاتي للأخطاء وطرق الكشف عنهما

أولا عدم تجانس التباين

من بين افتراضات نموذج الانحدار الخطي هو ثبات تباين الخطأ $VAR(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$؛ فإذا كانت هذه الفرضية غير محققة فعندئذ يحدث عدم تجانس حد الخطأ. و من بين الأسباب التي تؤدي لهذه المشكلة ما يلي:

- استخدام البيانات المقطعية بدلا من بيانات السلسلة الزمنية.

- استخدام بيانات جزئية بدلا من بيانات التجميعية، فعند استخدام بيانات تجميعية تختفي الاختلافات بين المفردات حيث يلغي بعضها البعض فلا يكون هناك مجال لتشتت القيم بدرجة كبيرة.

و للكشف عن عدم تجانس الأخطاء نستعين بالاختبارات التالية:

1. **اختبار Park:**

و يمكن استخدامه من خلال الخطوات التالية:

- تقدير النموذج $\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_i + \varepsilon_i$ للحصول على البواقي (e_i).
- استخدام MCO لإجراء الانحدار $Ln\ e_i^2$ على $Ln\ X_i$ فينتج مايلي: $Ln\ \hat{e}_i^2 = \hat{a} + \hat{b} LnX_i$
- إيجاد القيمة المحسوبة لاختبار T بالنسبة لـ $\hat{b}$ كمايلي:

$$T(\hat{b}) = \frac{\hat{b}}{SE(\hat{b})} \quad ; SE(\hat{b}) = \sqrt{Var(\hat{b})} \quad ; Var(\hat{b}) = \frac{\sigma^2}{\sum X_i^2}$$

- إيجاد القيمة المجدولة عند درجات الحرية $(n-k)$و مستوى معنوية معين.

_ مقارنة القيمة المحسوبة بالقيمة المجدولة: فإذا كانت T المحسوبة اكبر من قيمة T المجدولة يتم قبول الفرضية البديلة$\hat{b} \neq 0$، و يدل هذا على عدم وجود مشكلة تجانس الأخطاء.

و توجد العديد من الاختبارات الأخرى التي تسمح من اختبار الكشف عن عدم تجانس الأخطاء. نذكر منها: اختبار Goldefeld–Quandt.

ثانيا: الارتباط الذاتي للأخطاء

يشير الارتباط الذاتي للأخطاء بوجه عام إلى وجود إلى وجود ارتباط بين القيم المشاهدة لنفس المتغير، و في نماذج الانحدار عادة ما تشير مشكلة الارتباط الذاتي إلى وجود ارتباط بين القيم المتتالية لحد الخطأ، و في هذه الحالة تكون قيمة

معامل الارتباط بين القيم المتتالية لحد الخطأ غير مساوية للصفر. و وجود مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء يخل بإحدى الافتراضات التي تقوم عليها طريقة المربعات الصغرى $E(\varepsilon_E; \varepsilon_{E'}) \neq 0$ أي أن التقدير عن طريق MCO غير متحيز.

يمكن تحديد نموذج الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى من خلال المعادلة التالية:

$$e_t = \rho e_{t-i} + \varepsilon_t \quad -1 \leq \rho \leq +1 \quad t = 1 \dots \dots n$$

e:القيمة المقدرة لحد الخطأ ، ε_t : القيمة الفعلية لحد الخطأ.

ρ :معامل الارتباط من الدرجة الاولى.

إن وجود ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى يؤثر سلبا على نتائج طريقة المربعات الصغرى العادية من حيث:

- القيم المقدرة للمعالم سوف تكون غير متحيزة (لا يملك أصغر تباين).
- تباين القيم المقدرة للمعالم (الانحدار سوف لا يكون أقل ما يمكن)

لذلك توجد عدة اختبارات للكشف عن هذا الاختلال منها:

1. **اختبار Darbin et Watson:**
2. يسمح هذا الاختبار من تحديد الارتباط الذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى

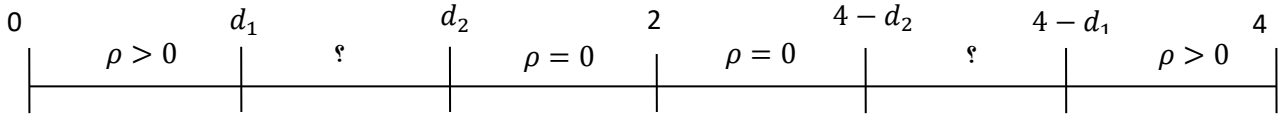
$$e_t = \rho e_{t-1} + \varepsilon_t$$

و يسمح باختبار الفرضيات التالية:

$$\begin{cases} H_0: \rho = 0 \\ H_1: \rho \neq 0 \end{cases}$$

و إحصائية DW تحسب كما يلي: $DW = \frac{\sum_{t=2}^{n}(e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{n} e_t^2}$، أو $DW \cong 2(1-\rho)$ حيث أنها تمثل القيمة المحسوبة للاختبار و تأخذ قيمها بين 0 و4 و يتضح من المعادلة السابقة أنه إذا كانت $\rho = 0$ فإن $DW \cong 2$ و الشكل التالي يوضح مناطق القبول و الرفض لاختبار (Darbin et Watson)

الشكل رقم(01):يوضح مناطق القبول و الرفض لاختبار (Darbin et Watson)



بالاعتماد على الشكل أعلاه يمكن أن نستخرج نتيجة اختبار DWكالآتي:

- إذا كانت $DW < d_1$ او $DW > 4 - d_1$ يرفض H_0.
- إذا كانت $4 - d_2 > Dw > d_2$ يقبلH_0.
- إذا كانت $4 - d_2 \leq DW \leq 4 - d_1$ او $d_1 \leq DW \leq d_2$ تكون نتيجة الاخبار غير محددة، و من ثم يجب اضافة متغيرات اخرى.

تمرين

أظهرت نتائج تقدير نموذج وفق برنامج Eviews ما يلي:

Dependent Variable: M
Method: Least Squares
Date: 06/27/24 Time: 21:13
Sample (adjusted): 1 31
Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-579242.3	1080544.	-0.536065	0.5965
X	-0.320157	0.138456	-2.312344	0.0289
P	-2594.766	7847.612	-0.330644	0.7436
R	25919.30	45796.87	0.565962	0.5763
GDP	0.435598	0.068000	6.405816	0.0000

R-squared	0.965807	Mean dependent var	2469682.
Adjusted R-squared	0.960547	S.D. dependent var	2325009.
S.E. of regression	461810.8	Akaike info criterion	29.07039
Sum squared resid	5.54E+12	Schwarz criterion	29.30168
Log likelihood	-445.5910	Hannan-Quinn criter.	29.14578
F-statistic	183.6001	Durbin-Watson stat	1.172077
Prob(F-statistic)	0.000000		

المطوب:

هل يعاني النموذج من مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء، إذا علمت أن d1=1.02 و d2= 1.60

الحل

بمقارنة قيمة DW نلاحظ أنها تقع في المجال بين d2 و2 وعليه فالنموذج لا يعاني من مشكل الإرتباط الذاتي للأخطاء

محاضرة رقم 06:

السلاسل الزمنية

تمهيد:

تعبر السلاسل الزمنية عن بيانات ظاهرة معينة خلال مدى زمني يعبر عنه كفترات زمنية، و هي المعنية بالدراسة في هذا المطلب.

أولا: مركبات السلسلة الزمنية

يقصد بها العناصر المكونة للسلسلة الزمنية، و هي تفيد تحليل سلوكها في الماضي و كذا المستقبل، و يمكن إدراج هذه المركبات في العناصر التالية:

مركبة الاتجاه العام:

تعبر عن التطور بميل موجب أو سالب لمتغير اقتصادي عبر الزمن، و بالتالي فهي تعكس الاتجاه العام للظاهرة المدروسة.

المركبة الفصلية (الموسمية):

هي عبارة عن تأثيرات خارجية تطرأ على السلسلة الزمنية بطريقة منتظمة. يمكن تسميتها بالمركبة الدورية. تعتبر الفصلية ابسط المركبات في مجموعتها من حيث التعامل و تحديد فترات وقوعها، كما أن عملية التوقع في هذه الحالات ترتكز على حجم المؤشر الفصلي و ليس فترة الحدوث، أن للمركبة الفصلية دورية كان تمثل الشهور في المعطيات الشهرية أو الموسم في البيانات الفصلية.

مركبة الدورات الاقتصادية:

تنعكس هذه المركبة في السلاسل الزمنية الطويلة الأجل، و التي تبرز أثر انتقال الأحوال الاقتصادية مثلا: من الكساد إلى الانتعاش فالرواج ثم الركود و هكذا دواليك، و هي تأثير عوامل الخارجية على السلسلة الزمنية بشكل منتظم.

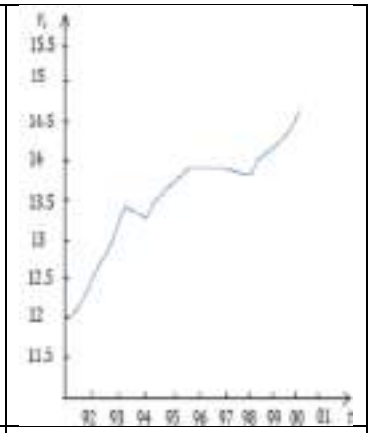
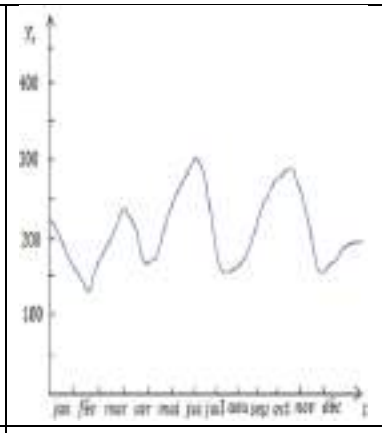
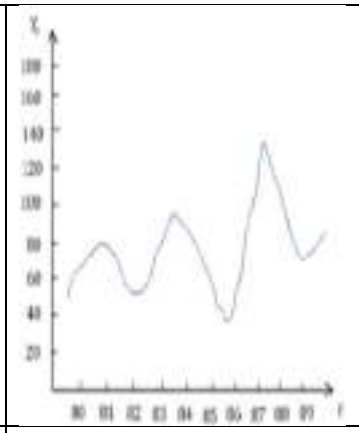
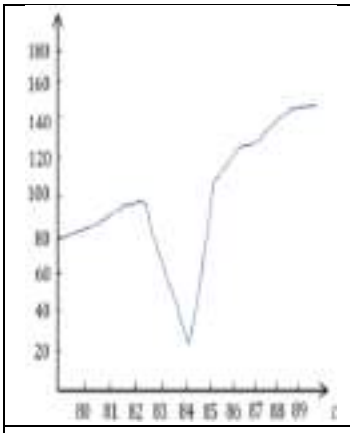
المركبة العشوائية:

تعبر عن الذبذبات غير المنتظمة و المعبرة عن المتغيرات التي تنتهج سلوكا عشوائيا، تتذبذب هذه المركبة حول وسط حسابي نسبيا خلال الفترة المدروسة. تبرز هذه الظاهرة لما يكون سلوك السلسلة الزمنية مستقرا و منه نتوقع أن تكون تنبؤاتها المستقبلية و معادلة لوسطها الحسابي.

ثانيا التمثيل البياني لمركبات السلسلة الزمنية

مثال:

باستخدام برنامج Eviews تم استخراج الشكل البياني (Correlogram) لمجموعة من السلاسل الزمنية الموضحة كما يلي:

			
مركبة الإتجاه العام	**المركبة الموسمية**	**لمركبة الدورية**	**المركبة العشوائية**

المطلوب: حدد نوع المركبة لكل سلسلة زمنية

المحاضرة رقم 07:

نزع المركبة الموسمية

على العموم يمكن معرفة أن السلسلة الزمنية تحتوي على المركبة الفصلية بكل بساطة و ذلك عند معرفة موضوع السلسة الزمنية مسبقا فعلى سبيل المثال الطلب على غازات التدفئة أو الطلب على المبردات فهذا دليل على أن الطلب مرتفع في وقت معين على حساب فترة أخرى ،و لكن هذه المعرفة السطحية لا تفي بالغرض لذا يتم اللجوء عادة إلى اختبارات إحصائية لعل أهمها:

أ- Kruskal – Wallis : فيعتبر هذا الأخير من أهم الاختبارات استعمالا للتأكد من وجود أو عدم وجود مركبة موسمية ،و يرمز له بالرمز kw ، و هو يقوم على الفرضتين التاليتين:

H_0: السلسلة الزمنية تخلو من الموسمية.

H_1 : السلسة الزمنية تحتوي على مركبة موسمية.

و له علاقة تجريبية تعطي بالشكل التالي:[9]

$$kw = \frac{12}{n(n+1)} \cdot \sum \frac{R_i^2}{mi} - 3(n+1)$$

علما أن هذا الاختبار يتبع توزيع كاي مربع ب $(p-1)$ كدرجة حرية : $kw \quad \rightarrow x^2_{(p-1)}$

حيث أن :

R_i: مجموع رتب الفصل.

m_i:عدد القيم أو المشاهدات المقابلة للفصل.

P:دورية المركبة الفصلية فاذا كانت السلسة مقسمة الى ثلاثيات فان $p = 4$و من اجل تطبيق هذا الاختبار تتبع الخطوات الآتية:

1- إبعاد الاتجاه العام.

2- تحديد وجود أو عدم وجود الموسمية من خلال تحديد الرتب R_i ثم تعديل هذه الرتب.

3- تحديد القيم المجدولة ل$x^2_{(p-1)}$ عند مستوى معنوية αودرجة حرية $p-1$

4 - مقارنة القيم المحسوبة مع الجد ولية إذا كانت $kw > x^2_{\alpha,p-1}$ نقول ان السلسة تحتوي على مركبة موسمية.

مثال تطبيقي: لدينا المعطيات التالية حول متغير اجتماعي معين خلال الفترة 2013.1-2017.4

المطلوب: كشف المركبة الفصلية باستخدام اختبارKruskall-Wallis ؟

سنة /فصل	مشاهدة	سنة/فصل	مشاهدة	سنة/فصل	مشاهدة
2013/1	14	4	32	3	60
2	20	2015/1	12	4	36
3	44	2	12	2017/1	6
4	21	3	68	2	11
2014/1	10	4	29	3	64
2	19	2016/1	7	4	50
3	64	2	18		

باستخدام العلاقة التجريبية التالية ل kw:

$$kw = \frac{12}{n(n+1)} . \sum \frac{R_i^2}{mi} - 3(n+1)$$

ولدينا أيضا: $T=20$ و $n_1 = n_2 = n_3 = n_4 = 5$.

نتحصل على النتيجة التالية:

$$kw = \frac{12}{20(20+1)} . \left[\frac{18.5^2}{5} + \frac{36.5^2}{5} + \frac{89^2}{5} + \frac{66^2}{5}\right] - 3(20+1)$$

$$\rightarrow \quad kw = 16.46$$

انطلاقا من الجدول الاحصائي لكاي مربع يتم تحديد القيمة الجدولية ل $x_\alpha^2\,(\mathrm{p}-1)$ عند مستوى معنوية قدره 5% ودرجة حرية =3 ، و هذا على الشكل التالي:

$$x_\alpha^2\,(\mathrm{p}-1) = \; x_\alpha^2(3) = 7.815$$

بما أن $kw > x_{\alpha,p-1}^2$ فاننا نرفض فرضية العدم H_0 و نقبل الفرضية البديلة H_1 ، و بالتالي فان السلسلة الزمنية تحتوي على مركبة موسمية.

ب- الطريقة الانحدارية:

تتمثل في افتراض وجود المركبة الفصلية في السلسلة الزمنية ب p من المؤشرات و التي يعبر عنها بنفس العدد من المتغيرات التمثيلية التي يتم تقدير معلماتها بطريقة المربعات الصغرى.

ج-دالة الارتباط الذاتي: و يعتمد على فكرة الارتباط بين المشاهدات و في فترات مختلفة و تظهر الموسمية في الرسم البياني على شكل قمم أو انخفاضات في فترات زمنية معينة p، و يتم حساب تلك المعلمات وفق العلاقة التالية أين $k = 1 . k$ حيث أن $k = t\,/4^{10}$

ملاحظة هامة:

باقي الخطوات المتعلقة بكيفية نزع المركبة الفصلية سيتم التطرق لها في حصة الأعمال التطبيقية وبالإعتماد على برنامج <SPSS

المحاضرة رقم 08:

دالة الارتباط الذاتي ودالة الارتباط الجزئي

1. دالة الارتباط الذاتي(Autocorrelation Function(ACF

ان اي نموذج يصف سلسلة زمنية المعينة يمكن ان تحدد ابرز خواصه من خلال دالة ارتباط الذاتي function (Autocorrelation) والتي هي مقياس لدرجة العلاقة بين قيم المتغير نفسة عند فترات الزمنية مختلفة اذا يمكن ملاحظة ان هذه الدالة هي مشابهه لدالة الارتباط ولكن الفرق هو ان دالة الارتباط تقيس درجة العلاقة بين متغيرين مختلفين بينما دالة الارتباط الذاتي تقيس العلاقة للمتغير نفسة ولكن في فترات مختلفة ومن هنا يمكن القول بان معامل الارتباط الذاتي Autocorrelation Coefficient مشابه تماما لمعامل الارتباط correlation Coefficient في كونه يقع بين القيمتين $1+$ و $1-$فاذا كانت قيمة الارتباط مساويه الى $1+$دل ذلك على وجود علاقة طردية تامة بينما اذا كانت مساوية الى$1-$دل ذلك على وجود علاقة عكسية تامة بينما اذا كانت قيمة الارتباط مساوية الى صفر فهذا يدل على انعدام العلاقة ويرمز لدالة الارتباط الذاتي عادة بالرمز p_k حيث ان الارتباط الذاتي x_t و x_{t+k} يعطى بالشكل التالي :

$$p_k = \frac{\text{cov}(x_t, x_{t+k})}{\sqrt{\text{var}(x_t)}\sqrt{\text{var}(x_{t+k})}} .....(1_4)$$

حيث يسمى بسط المعادلة بدالة التباين المشترك الذاتي Auto covariance Function ,,والتي هي مقياس التباين بين x_t و x_{t+k} ،حيث ان kهو ثابت حقيقي ويمز لهذه الدالة بالرمز y_k ، فعلى فرض ان $E(x_t) = \mu$ يمثل المتوسط ل x_t وان $\text{var}(x_t) = E(x_t - \mu)^2 = \sigma^2$ يمثل التباين ل x_t فانه يمكن كتابة دالة التباين المشترك الذاتي بالشكل التالي :

$$y_k = \text{cov}(x_t, x_{t+k}) = E\left[(x_t - \mu)(x_{t+k} - \mu)\right].....(1_5)$$

فاذا كانت قيمة $k = 0$ فان دالة التباين المشترك الذاتي تكون بالشكل التالي :

$$y_0 = \text{cov}(x_t, x_t) = \text{var}(x_t) = \text{var}(x_{t+k}) ....(1_6)$$

وبهذا فانه يمكن اعادة كتابة المعادلة اعلاه :

$$p_k = \frac{y_k}{y_0} .....(1_7)$$

وفي التطبيقات العملية يتم استخدام المعادلة التالية لغرض حساب القيم التقديرية ل p_k

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (X_t - \bar{X})\ (x_{t+k} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^{n} (X_t - \bar{X})^2} .....(1_8)$$

والذي يرمز لها بالرمز r_k :

او يمكن الاستفادة من الخاصية التي تفترض بان $x_{t+k} = x_{t-k}$ ليتسنى لنا اعادة كتابة المعادلة اعلاه :

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k}(X_t - \bar{X})\ (x_{t-k} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^{n}(X_t - \bar{X})^2} .....(1_9)$$

2. دالة الارتباط الذاتي الجزئي (pacf(partial autocorrelation function)

مثلما قلنا يمكن تحديد خصائص السلسلة الزمنية من خلال دالة الارتباط الذاتي (acf تسمى بدالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) ((partial autocorrelation function) كذلك فان هناك دالة اخرى يمكن ايضا ان تكون ذات فائدة في تحديد خصائص السلسلة الزمنية وهذه الدالة)(ACF

حيث يمكن من خلال هاتين الدالتين تحديد معظم خصائص السلاسل الزمنية ودالة الارتباط الذاتي الجزئي (PACF) هي الدالة التي تقيس درجة الارتباط بين المتغيرين بثبوت المتغيرات الاخرى فاذا اردنا قياس درجة العلاقة بين x_{t+k}, x_t فان هذا يعني ايجاد الارتباط وبالشكل التالي:

$$corr\left[x_t, x_{t+k} \,/\, x_{t+1}, x_{t+2}, ..., x_{t+k-1}\right] .....(1_10)$$

فاذا رمزنا لهذه الدالة بالرمز p_k فان :

$$p_k = \frac{\operatorname{cov}\left[(x_t - \hat{x_t}), (x_{t+k} - \hat{x_{t+k}})\right]}{\sqrt{\operatorname{var}(x_t - \hat{x_t})}\sqrt{\operatorname{var}(x_{t+k} - \hat{x_{t+k}})}} .....(1_11)$$

حيث ان $\hat{x_t}, \hat{x_{t+k}}$ افضل تقدير خطي ل $\hat{x_t}, \hat{x_{t+k}}$ على توالي وباستخدام دالتي الارتباط الذاتي ACF والارتباط الذاتي الجزئي PACF يمكن تحديد درجة النموذج فبالنسبة الى نموذج الانحدار الذاتي AR فان قيم دالة الارتباط الذاتي ACF تتضاءل بالتدريج نحو قيمة الصفر بينما تقطع الدالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF بعد الدرجة Pوالذي يمثل درجة نموذج الانحدار الذاتي AR (p) اما نموذج المتوسطات المتحركة MAفان قيم دالة الارتباط الذاتي ACF تقطع بعد الدرجة q والتي تمثل درجة النموذج MA(q) بينما تتضاءل قيم دالة الارتباط الذاتي الجزئي PACF نحو الصفر .اما اذا تضاءلت دالتي الارتباط الذاتي ACF والارتباط الذاتي الجزئي PACF كلاهما نحو الصفر فهذا يعني ان النموذج هو نموذج مختلط بين الانحدار الذاتي والاوساط المتحركة ARMA$^{(p,q)}$

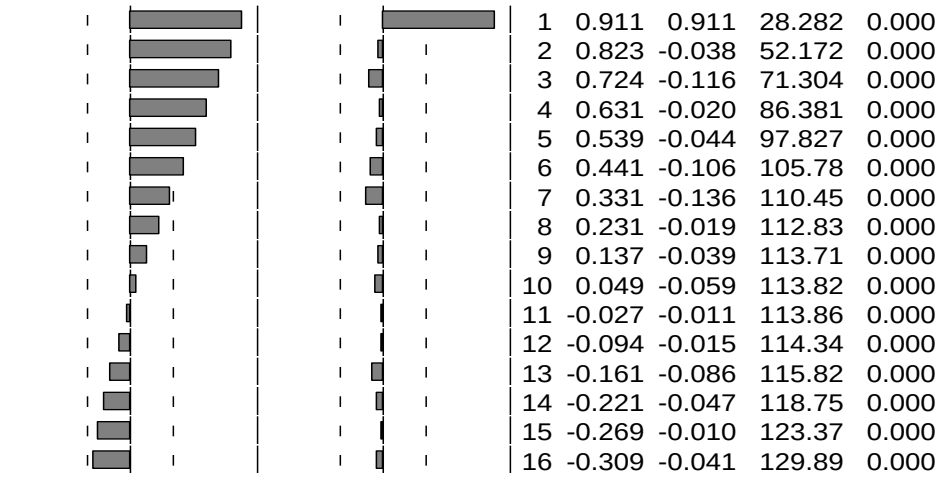
مثال: باستخدام برنامج Eviews استخرج التمثيل البياني لدالة الارتباط الذاتي والجزئي للسسلة الزمنية التالية:

Md
343.006
415.269
515.894
627.426

723.513
799.561
915.059
1081.522
1592.462
1789.354
2022.536
2473.5
2901.5
3299.5
3,644.30
4,070.40
4,827.60
5,994.60
6,955.90
7,173.10
8,280.70
9,929.20
11,015.10
11,941.50
13,686.70
13,704.50
13,816.30
14,974.60
16,636.70
16,506.60
17,659.60

الحل: إن التمثيل البايني لدالتي الارتباط الذاتي والجزئي لسلسلة Md هو كما يلي:

Date: 06/27/24 Time: 21:54
Sample (adjusted): 1 31
Included observations: 31 after adjustments



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.911	0.911	28.282	0.000
		2	0.823	-0.038	52.172	0.000
		3	0.724	-0.116	71.304	0.000
		4	0.631	-0.020	86.381	0.000
		5	0.539	-0.044	97.827	0.000
		6	0.441	-0.106	105.78	0.000
		7	0.331	-0.136	110.45	0.000
		8	0.231	-0.019	112.83	0.000
		9	0.137	-0.039	113.71	0.000
		10	0.049	-0.059	113.82	0.000
		11	-0.027	-0.011	113.86	0.000
		12	-0.094	-0.015	114.34	0.000
		13	-0.161	-0.086	115.82	0.000
		14	-0.221	-0.047	118.75	0.000
		15	-0.269	-0.010	123.37	0.000
		16	-0.309	-0.041	129.89	0.000

المحاضرة رقم 09:

اختبارات الاستقرارية

تمهيد:

تفترض كل الدراسات التطبيقية التي تستخدم سلسلة زمنية أن هذه السلسلة مستقرة أو ساكنة، و في حالة غياب صفة الإستقرارية فان الانحدار الذي نتحصل عليه ببن متغيرات السلسلة الزمنية غالبا ما يكون زائفا، و من المؤشرات الأولية التي تدل على أن الانحدار المقدر في بيانات سلسلة زمنية زائف؛ كبر معامل التحديد R^2، زيادة المعنوية الإحصائية للمعالم المقدرة بدرجة كبيرة مع وجود ارتباط سلسلي ذاتي يظهر في قيمة معامل (DW). ونقول عن سلسلة زمنية أنها ذات معنى واسع للاستقرار إذا كانت متوسطاتها و تبايناتها و تبايناتها المشتركة ثابتة عبر الزمن أي:

- تذبذب حول متوسط حسابي ثابت عبر الزمن $E(Y_t) = E(Y_{t+1}) = \mu$
- ثبات التباين عبر الزمن

$$Var(Y_t) = E[Y_t - E(Y_t)]^2 = Var(Y_{t+k}) = E[Y_{t+k} - E(Y_{t+k})]^2 = \sigma^2$$

- أن يكون التباين المشترك بين أي قيمتين لنفس المتغير معتمدا على الفجوة الزمنية بين القيمتين و ليس على القيمة الفعلية للزمن الذي يحسب عند التغاير أي على الفرق بين t_1و t_2و ليس t_1و t_2

$$Cov(Y_t, Y_{t+k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu) = Cov(Y_t, Y_{t+k+s})$$

1. اختبارات تحديد طبيعة السلسلة الزمنية

قد يصعب أحيانا تحديد طبيعة السلسلة الزمنية (مستقرة أو غير مستقرة) سواء بالملاحظة البسيطة أو حتى بالرسم البياني. هنا نلجأ إلى استخدام مقاييس إحصائية لاختبار وجود أو عدم وجود الاتجاه في السلسلة، و توجد هناك عدة معايير التي تستخدم في اختبار طبيعة السلسلة الزمنية.

اختبارSekwnessللتناظر و اختبار Kurtosis للتفلطح

إذا كان العزم الممركز من الدرجة K للسلسلة Y_tمن الشكل: $\mu_k = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(Y_t - \bar{Y})^k$

فإن معامل Sekwness هو $\beta_1^{1/2} = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}}$، أما معامل Kurtosis فهو$\beta_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2}$

فإذا كان التوزيع طبيعي و عدد المشاهدات كبير (n>30) فان:

$$\beta_1^{1/2} \rightsquigarrow N(0, \sqrt{\frac{6}{n}}) \; ; \; \beta_2 \rightsquigarrow N(3, \sqrt{\frac{24}{n}})$$

و تكون الإحصائيات التي نقارن بها بالقيمة 1.96بمعنوية5%، $V_1 = \frac{\beta_1^{1/2} - 0}{\sqrt{\frac{6}{n}}}$; $V_2 = \frac{\beta_2 - 3}{\sqrt{\frac{24}{n}}}$

القرار: إذا كانت الفرضيات $H_0:V_1=0$ (التناظر) و $H_0: V_2=0$ (التسطح طبيعي) من $1.96\leq V_1$و$V_2\leq 1.96$، فإننا نقبل بفرضية التوزيع الطبيعي للسلسلة Y_t.

اختبار Jarque et Bera:

و هو يجمع بين نتائج الاختبارين السابقين، فإذا كانت $\beta_1^{1/2};\beta_2$ تتبعان التوزيع الطبيعي فإن القيمة تتبع توزيع (Chei–Deux) بدرجة حريات 2 حيث:

$$\mathcal{S} = \frac{n}{6}\beta_1 + \frac{n}{24}(\beta_2 - 3)^2 \rightsquigarrow \mathcal{X}^2_{1-\alpha}(2)$$

القرار: إذا كانت $\mathcal{S} > \mathcal{X}^2_{1-\alpha}(2)$ فاننا نرفض فرضية التوزيع الطبيعي للاخطاء بمعنوية $\alpha\%$.

2. اختبار جذر الوحدة للاستقرار

نبدأ في عرض هذا الاختبار بالنموذج التالي الذي يسمى بنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى AR(1): $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$، و إن وجود مشكلة جذر الوحدة و التي تعني عدم استقرار بيانات السلسلة حيث يوجد هناك اتجاه زمني في البيانات. جاء هذا الاختبار لتدعيم دالة الارتباط الكلية في تحديد طبيعة عدم الاستقرار سواء عن طريق إبعاد مركبة الاتجاه العام أو عن طريق الفروق. تسمح هذه العملية الأخيرة بتفادي مشكل التقدير المزيف و منه المحافظة على خصائص الاختبارات الإحصائية بحكم أن السلاسل الزمنية غير مستقرة. من أجل ذلك يوجد العديد من النماذج غير المستقرة:

النموذج TS: هذه النماذج غير مستقرة و تبرز عدم استقراريتها في احتوائها على الاتجاه العام و تكتب من كما يلي: $Y_t = f(t) + \varepsilon_t$

f(t): دالة كثير الحدود للزمن (خطية أو غير خطية).

ε_t: متغير عشوائي مستقر (الضجيج الأبيض).

و أكثر هذه النماذج انتشارا يأخذ شكل كثير حدود من الدرجة (1) و يكتب على النحو: $Y_t = a_0 + a_1 t + \varepsilon_t$هذا النموذج غير مستقر لأن متوسطه $E(Y_t)$ مرتبط بالزمن، لكننا نجعله مستقرا بتقدير المعالم $\hat{a}_1$ و $\hat{a}_0$ بطريقة المربعات الصغرى، و طرح المقدار $\hat{a}_0 + \hat{a}_1 t$ من Y_tأي $Y_t - \hat{a}_1 - \hat{a}_2 t$

النموذج DS: هذه النماذج أيضا غير مستقرة و تبرز عدم استقرارية عشوائية، و تأخذ الشكل: $Y_t = Y_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$و يمكن جعلها مستقرة باستعمال الفروق أي: $(1-D)^d Y_t = \beta + \varepsilon_t$

حيث: β: ثابت حقيقي، D: معامل التأخير، d: درجة الفروقات.

و هذه التطورات غالبا ما تستعمل الفروق من الدرجة الأولى (d=1)و تكتب من الشكل:

$(1 - D) = \beta + \varepsilon_t$و تأخذ هذه النماذج شكلين:

- إذا كان $\beta = 0$ يسمى نموذج DS بدون انحراف و يكتب من الشكل $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$، وعلى اعتبار ان ε_t ضجيج ابيض، فان النموذج يسمى "نموذج السير العشوائي" و هو كثير الاستعمال في دراسة الاسواق المالية.
- إذا كان $\beta \neq 0$ يسمى نموذج DS بانحراف و يكتب من الشكل: $Y_t = Y_{t-1} + \beta + \varepsilon_t$

3. اختبار Dicky–Fuller:

لعرض هذا الاختبار نبدأ بالنموذج التالي الذي يسمى بنموذج الانحدار الذاتي من الدرجة الأولى AR(1)

و الذي يكتب من الشكل $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$ و يلاحظ ان معامل الانحدار يساوي الواحد، و اذا كان هذا هو الامر في الواقع فان هذا يؤدي الى وجود مشكلة الجذر الوحدوي الذي يعني عدم استقرارية بيانات السلسلة حيث يوجد هناك اتجاه في البيانات.

ولذا إذا قمنا بتقدير الصيغة التالية: $Y_t = \lambda Y_{t-1} + \varepsilon_t$ و اتضح ان $\hat{\lambda} = 1$فانه يكون للمتغير Y_t جذر الوحدة، و يعاني من مشكلة الاستقرار. و بطرح Y_{t-1} من طرفي المعادلة نتحصل على الصيغة التالية:

$$\Delta Y_t = (\lambda - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \ ; (\lambda - 1) = \phi_1$$

حيث: $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ، و الآن أصبحت الفرضيات من الشكل:

$$\begin{cases} H_0: \phi_1 = 1 \\ H_1: \phi_1 < 1 \end{cases}$$

و لقد جرت العادة في اختبار Dicky–Fuller باستخدام عدد من صيغ الانحدار تتمثل في[1]:

$$\Delta(Y_t) = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots\ldots (1)$$

$$\Delta(Y_t) = \phi_1 Y_{t-1} + \beta + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots\ldots (2)$$

$$\Delta(Y_t) = \phi_1 Y_{t-1} + bt + c + \varepsilon_t \quad \ldots\ldots\ldots (3)$$

إن مبدأ هذا الاختبار بسيط:

[1]REGIS Bourbonnais, Ibid, P 250.

- إذا تحققت الفرضية $H_0: \phi_1 = 1$ في إحدى النماذج الثلاثة فان السلسلة غير مستقرة.

- في النموذج (3) إذا قبلنا الفرضية البديلة $H_1: \phi_1 < 1$ ، و كان b معنوي يختلف عن الصفر فان النموذج من النوع TS.

- حسب الفرضية H_0 فإن القواعد الإحصائية العادية من غير الممكن تطبيقها من أجل الاختبار، لذلك عمدا Dicky–Fuller إلى دراسة التوزيع ألتقاربي للمقدر ϕ_1. حيث جدولوا القيم الحرجة من أجل عينات ذات أطوال مختلفة، هذه الجداول شبيهة بجداول ستودنت. و في حالة وجود مشكلة الارتباط الذاتي بالحد العشوائي ε_t فإن الصيغة الملائمة للاختبار هي Dicky–Fuller Augmenté

4. **اختبار Dickey–Fuller Augmenté:** في النماذج السابقة عند استمالنا لاختبار DF البسيط افترضنا أن الأخطاء غبر مرتبطة، و لا يوجد أي مانع لأن تكزن هذه الأخطاء مرتبطة. لهذا فإن اختبار (ADF:1981) أخذ بعين الاعتبار هذه الفرضية

اختبارات ADF ترتكز على الفرضية البديلة $H_1: \phi_1 < 1$ و على التقدير بواسطة MCO للنماذج الثلاثة[2]:

$$\Delta(Y_t) = \rho Y_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta(Y_{t-j+1}) + \varepsilon_t \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots (4)$$

$$\Delta(Y_t) = \rho Y_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta(Y_{t-j+1}) + c + \varepsilon_t \qquad \dots\dots\dots (5)$$

$$\Delta(Y_t) = \rho Y_{t-1} - \sum_{j=2}^{p} \phi_j \Delta(Y_{t-j+1}) + c + b_t + \varepsilon_t \dots\dots\dots (6)$$

إن اختبار ADF يحمل نفس خصائص اختبار DF إلا أن الجداول الإحصائية تختلف، بحيث يستخدم الفروق ذات الفجوة الزمنية $\Delta(Y_{t-j+1})$، $\Delta Y_{t-1} = Y_{t-1} - Y_{t-2}$ ؛ $\Delta Y_{t-2} = Y_{t-2} - Y_{t-3}$ ...الخ. و يتم إدراج عدد من الفروق ذات الفجوة حتى تختفي مشكلة الارتباط الذاتي.

5. **اختبار KPSS(1992)**[3]:اقترح كل من Kwiatkowskiو Alاستخدام مضاعف لاغرونج(LM)و الذي يركز على فرضية العدم لاستقرارية السلسلة، فبعد تقدير النماذج (2)و (3)نحسب المجموع الجزئي للبواقي:

[2]Régis Bourbonnais, Analyse des série temporelles, Dunod, Paris, 2004, P 15.
[3]Régis Bourbonnais, OP-Cit, P 235.

$S_t = \sum_{t=1}^{t} e_t$ثم تقدير التباين طويل الاجل (S_t^2) حيث:

$$S_t^2 = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} e_t^2 + 2\sum_{i=1}^{l}(1 - \frac{i}{l+1})\frac{1}{n}\sum_{t=i+1}^{n} e_t e_{t-i}.$$

فمن اجل تقدير هذا التباين يجب إيجاد عدد التأخرات l المقدر بدلالة عدد المشاهدات الكلية n على النحو التالي: $l \approx 4(n/100)^{2/9}$ ، و منه تكون الاحصائية LM على النحو: $LM = \frac{1}{S_t^2} - \frac{\sum_{t=1}^{n} S_t^2}{n^2}$

نرفض فرضية الاستقرار إذا كانت هذه الإحصائية المحسوبة اكبر من المجدولة المستخرجة من الجدول المعد من طرفهما، و نقبل بفرضية الاستقرار في حالة العكس.

ملاحظة: برنامج RATS و Eviews تسمح مباشرة باستعمال هذا الاختبار.

المحاضرة رقم 11:

منهجية بوكس جنكيز

تمهيد:

وضع الباحثين عدد من الأساليب والنماذج التنبؤية الأحصائية التي اثبتت كفائتها ودقة نتائجها في كثير من الأحيان ومن تلك الأساليب هو اسلوب (بوكس جنكيز) القائم على مجموعة من النماذج الأحتمالية والتي تدعى نماذج بوكس – جنكيز وتستعمل في تمثيل بيانات السلسلة الزمنية الخاصة بظاهرة معينة كما تعد احدى الطرائق العامة لأيجاد التوقعات المستقبلية للقيم الظاهرة في المستقبل ضمن حدود معينة وهي من الطرائق المهمة والأكثر تقدماً وتعقيداً من الطرائق الأخرى وتعد الأكثر قوة وفاعلية في العديد من الحالات

1. نماذج بوكس جينكنيز :

- ❖ يتمثل بالنماذج غير الموسمية ويقصد بها النماذج التي تعالج السلاسل الزمنية غير المحتوية على عنصر الموسم .
- ❖ يتمثل بالنماذج الموسمية وهي تلك النماذج التي تعالج السلاسل الزمنية المنتظمة لعنصر الموسم وهي التي تعيد نفسها أي تعيد ارتفاعها وانخفاضها بعد كل مدة زمنية ثابتة .

وتعتمد هذه النماذج الموسمية وغير الموسمية لتمثيل نوعين من السلاسل هما :نماج السلاسل الزمنية المستقرة :هذة النماذج تتمتع بخاصية استقرارية أي لايوجد فيها اتجاه عام ولها وسط حسابي ثابت تتذبذب حوله وتتضمن هذه النماذج ثلاثة انواع هي :

***A* : نماذج الانحدار الذاتي (*AR*) :**

ويرمز له $AR(P)$ حيث ان P تمثل درجة النموذج وهو عدد صحيح موجب والشكل العام لهذا النموذج كالآتي

$$X_t = \emptyset 1\ X_{t-1} + \emptyset 2\ X_{t-2} + \dots\dots\dots + \emptyset_o\ e_{t-p} + e_t$$

***B*: نماذج الأوساط المتحركة (*AM*) :**

ويرمز لها عادة $AM(q)$ حيث ان حيث ان q عدد صحيح موجب يشير الى درجة النموذج والشكل العام لهذا النموذج كالآتي

$$X_t = e_t - \theta 1\ e_{t-1} - \theta 2\ e_{t-2} _ \dots\dots\dots _ + \theta q\ e_{t-q}$$

***C* : النماذج المختلطة (الانحدار الذاتي والأوساط المتحركة) *ARMA* :**

تتكون هذه النماذج من دمج النموذجين السابقين نموذج الانحدار الذاتي ونموذج الأوساط المتحركة . وهذا النموذج هو اكثر نماذج بوكس جينكيز استخداماً لمرونته وملائمته لمختلف انواع البيانات

ويرمز لهذا النموذج بالرمز (*q,p*) *ARMA* حيث ان (*q,p*) تمثل درجتي النموذج ويمكن كتابة الشكل العام لهذا النموذج بالصيغة الآتية

$$X_t = \emptyset 1\ X_{t-1} + \emptyset 2\ X_{t-2} + \dots\dots\dots + \emptyset_{\varrho}\ X_t\ -p + e_t$$

$$-\theta 1\ e_{t-1} _\ \theta 2\ e_{t-2} _ \dots\dots\dots _\ \theta q\ e_{t-q}$$

2. مراحل بناء بوكس جنكيز

تحتاج عملية بناء النموذج للسلسة الزمنية الى الخبرة والجهد الكبير خاصة بالنسبة لنماذج (*BOX- GENKIS*)وتعد عملية البناء هذه طريقة تكرارية . وتأخذ المراحل التالية .

1- التشخيص (*identification*)

2- التقدير (*estimation*)

3- فحص النموذج (*diagnostic checking*)

4- التنبؤ المستقبلي (*forecasting*)

اختبار بوكس – بيرس (*box-pierce*) : ويرمز لهذا الاختبار بالرمز (*q*) حيث اعتمد على مساواة الارتباط الذاتي بالصفر هذا يعني اختبار فرضية العدم

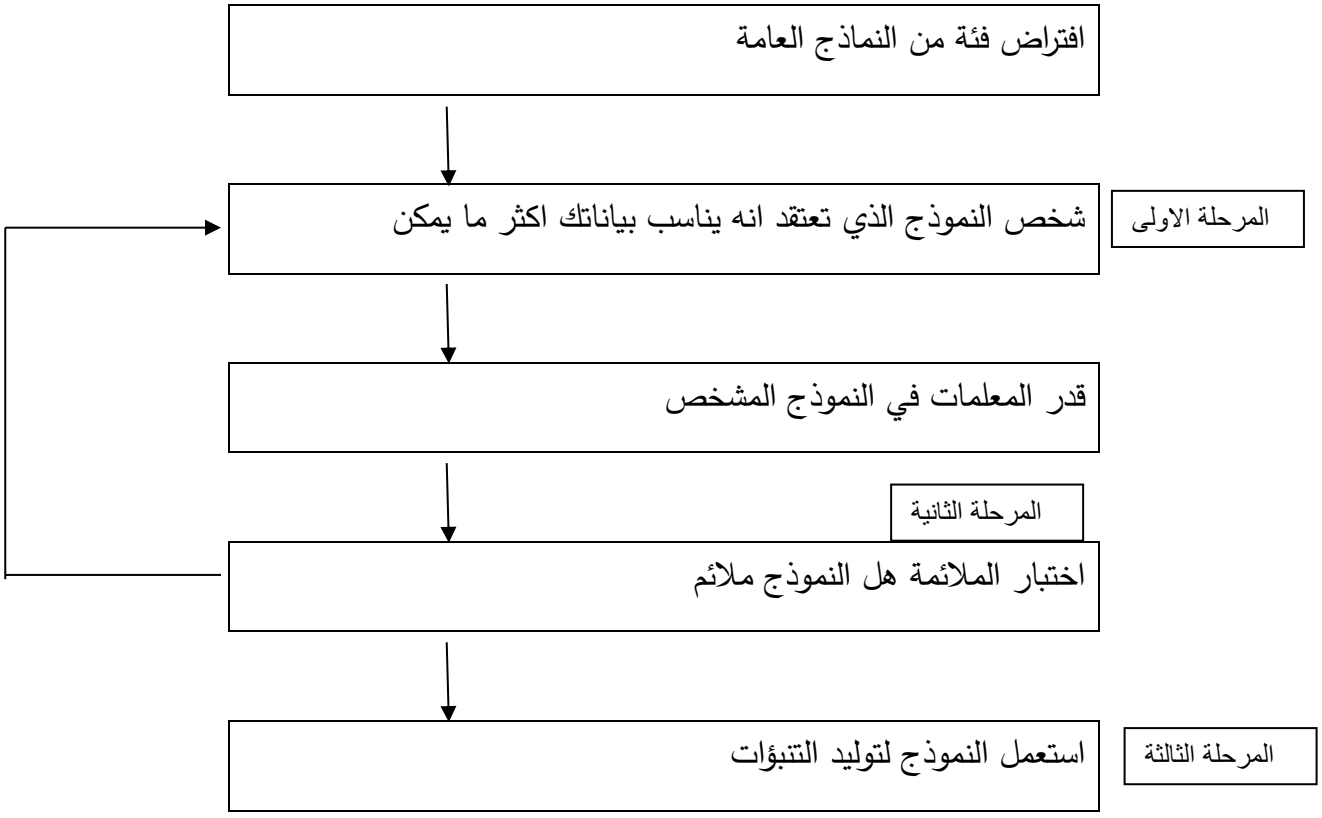
H0:r1=r2=r3.....rk=0

في هذا الاختبار يتم مقارنة قيمة (*q*) المحتسبة مع قيمة X^2 الجدولية عند درجة حرية (*h-m*) ومستوى معنوية معين فاذا كانت قيمة (*q*) المحتسبة اقل من X^2 الجدولية فأننا سوف نقبل فرضية العدم *h0* وأن النموذج ملائم لتمثيل هذه الظاهرة المدروسة .

اختبار بوكس – ليونك (*BOX-Liung*) : يسمى هذا الاختبار باختبار (*Portmantean*) ويرمز لهذا الاختبار *Q* وبصفة عامة دالة الارتباط الذاتي *ACF* بالنسبة للسلاسل الزمنية المستقرة لها على شكل خاص حيث تتنازل كلما زادت درجات الاخطاء كما أن دالة الارتباط الذاتي للسلسلة المستقرة تتنازل بسرعة وتكون قريبة من الصفر حيث يتم مقارنة قيمة *Q* المحتسبة مع قيمة X^2 الجدولية عند درجة حرارة (*H-M*) ومستوى معين ومن ثم اعطاء الحكم كما في الاختبار السابق .

يعد التنبؤ الهدف النهائي من تحليل السلاسل الزمنية ولا يتم الانتقال إلى هذه المرحلة إلا بعد التأكد من أن النموذج المبدئي الذي تم اختباره في مرحلة التعرف وتم تقدير معاملة قد أجتاز كافة الاختبارات التي اجريت وبكفاءة عالية وقد احدث

هذا الأسلوب نقلة نوعية متميزة في مجال تحليل السلاسل الزمنية بحيث اصبح اكثر الطرق انتشاراً واستعمالاً من قبل الباحثين لما تصف به من مزايا عديدة تؤدي في النهاية إلى الحصول على نظام ممتاز وبتنبؤ موثوق به في معظم السلاسل الزمنية وبعبارة اخرى فأن استعمال هذا الأسلوب يعني التخلص من عيوب الأساليب التقليدية الأخرى أي تستعمل في تحليل السلاسل الزمنية .



مخطط انسيابي لطريقة بوكس – جينكز (Box–jenkis)

قائمة المراجع:

/ الكتب:

1. برنارد برنيه . ايف سيمون، ترجمة، عبد الرحمان تقي الدين، أصول الاقتصاد الكلي، المؤسسة الجامعية للدراسات و النشر و التوزيع، بيروت، 1989.
2. تومي صالح، مدخل لنظرية القياس الاقتصادي، الديوان الوطني للمطبوعات الجامعية، الجزائر،ج2، 1999.
3. جلاطو جيلالي، الإحصاء التطبيقي، الطبعة الثانية، دار الخلدونية، الجزائر، 2009.
4. عبد القادر محمد عبد القادر عطية، الحديث في الاقتصاد القياسي بين النظرية و التطبيق، الإسكندرية، الدار الجامعية، الإسكندرية، 2005
5. مولود حشمان، السلاسل الزمنية و تقنيات التنبؤ القصير المدى، الطبعة الثالثة، ديوان المطبوعات الجامعية، الجزائر، 2010.
6. وليد إسماعيل السيفو، وآخرون، مشاكل الاقتصاد القياسي التحليلي، الأهلية للنشر و التوزيع، الأردن، 2006.

.Régis Bourbonnais, Analyse des série temporelles, Dunod, Paris, 2004