الجمهورية الجزائرية الديموقراطية الشعبية

وزارة التعليم العالي والبحث العلمي

جامعة تيسمسيلت

كلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير

نيابة
العمادة المكلفة بما بعد التدرج والبحث العلمي والعلاقات الخارجية

مطبوعة بيداغوجية في مقياس برمجيات إحصائية

دروس وأمثلة تطبيقية

مـــوجهة إلى طلبة السنة الثانية ماستر

- **تخصص اقتصاد وتسيير المؤسسات**
- **تخصص اقتصاد نقدي ومالي**
- **تخصص مالية المؤسسة**

اسم ولقب المؤلف: رملاوي عبد القادر

الموسم الجامعي

2026/2025

فـــهرس المحتويـــــــــــــــــــات

العنوان	الصفحة
فهرس المحتويات	
مقدمة	2-1
أولا–تقديم برمجية Eviews	3
1–ماهية في برنامج Eviews	3
2–ميزات برنامج Eviews	3
3–استخدامات برنامج Eviews	4
4–النافذة الرئيسية للبرنامج	4
ثانيا–إنشاء ملف عمل Work file	8
1–تحديد نوع البيانات المستخدمة	9
2–بيانات عبارة عن مشاهدات مؤرخة (Unstructured/dated)	10
3–بيانات عبارة عن مشاهدات بدون تاريخ (Unstructured/Undated)	11
ثالثا–إدخال بيانات في برنامج Eviews	18
1–إدخال البيانات يدويا	18
2–إدخال البيانات من خلال شريط القوائم لملف العمل Workfile	21
3–من خلال منطقة الأوامر	23
4- استرداد البيانات من برنامج Excel	27
رابعا– رسم الأشكال البيانات وحساب الخصائص الاحصائية للمتغيرات	29
1-الرسم من خلال View	29
2- الرسم باستخدام Quick/Graph	31
3–رسم العلاقة الخطية بين متغيرين	31
4– حساب الخصائص الإحصاء للمتغيرات	33
5–حساب التغاير، الارتباط بين المتغيرات	36
خامسا– الانحدار الخطي البسيط	39
1–شكل الانتشار بين السلسلتين	39
2–تقدير النموذج الانحدار الخطي البسيط باستخدام برنامج **Eviews**	40
3–تحليل نتائج التقدير	41
4–التقدير النقطي في نموذج الانحدار الخطي البسيط باستخدام برنامج **Eviews**	42
5–التقدير المجالي والتنبؤ المجالي	43
6–إيجاد المرونة	46

7-مجال الثقة للمعالم	47
8-سلسلة بواقي للنموذج المقدر	47
9-اختبار فرضية طبيعية الأخطاء	49
10-فرضية عدم عشوائية المتغير المستقل	50
سادسا- نموذج الانحدار الخطي المتعدد	51
1-تقديم نموذج الانحدار الخطي المتعدد	51
2- إختبار العلاقة الخطية	52
3-حساب معاملات الارتباط وإختبار معنويتها	54
4-حساب معاملات الارتباط الجزئية وإختبار معنويتها	55
5-تقدير النموذج الانحدار الخطي المتعدد باستخدام برنامج **Eviews**	56
6-اختبار فرضية طبيعية الاخطاء	57
سابعا-الارتباط الذاتي للأخطاء: إختبارات الكشف عنه ومعالجته	58
1-الارتباط الذاتي للأخطاء تعريفه وأسبابه	58
1-1-الأسباب الرئيسية للارتباط الذاتي للأخطاء	58
1-2-النتائج والآثار	59
2- اختبارات الكشف على الارتباط الذاتي بين الأخطاء	60
2-1-الطريقة البيانية	60
2-2-الكشف عن الارتباط الذاتي باستخدام دالة Correlogram	63
2-3-الاختبارات الاحصائية للكشف عن الارتباط الذاتي بين الاخطاء	63
2-3-1-إختبار داربين واتسون Durbin-Watson	63
2-3-2-اختبار بروش كودفري Breush-Godfrey	69
3-معالجة مشكل الارتباط الذاتي بين الاخطاء	69
3-1-طريقة الفرق الأول	69
3-2-طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized Least Squares (GLS)	71
ثامنا-إختلاف التباين Heteroscedasticity تعريفه، إختبارات الكشف عنه ومعالجتمه	78
1- اختلاف التباين تعريفه أسبابه والنتائج المترتبة عنه	78
1-1-أسباب مشكل إختلاف التباين	78
1-2-النتائج المترتبة عن وجود مشكل إختلاف التباين	79

2-اختبارات الكشف على عدم تجانس تباين الاخطاء	80
2-1- اختبارات الكشف على عدم تجانس تباين الاخطاء من خلال التمثيل البياني	81
2-1-1-باستخدام شكل الانتشار بين بواقي النموذج المقدر والمتغير المستقل	81
2-1-2-الرسم البياني لانحدار مربعات البواقي على المتغير المستقل	82
2-1-3-الرسم البياني لانحدار مربعات البواقي على القيم المقدرة للمتغير التابع $\hat{Y}$	83
2-2-الكشف عن عدم تجانس تباين الاخطاء باستخدام الاختبارات الاحصائية	85
2-2-1-اختبار Glejser Test (1969)	86
2-2-2-اختبار Breusch Pagan Goldfrey (1979)	89
2-2-3-اختبار White	90
3- معالجة مشكل عدم ثبات (تجانس) تباين الاخطاء	92
3-1-طريقة المربعات الصغرى المرجحة Weighted Least Squares (WLS)	92
3-2-طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized Least Squares (GLS)	93
3-3- طريقة تصحيح الأخطاء المعيارية White	95
تاسعا-التعدد (الازدواج، الاشتراك، التداخل) الخطي: إختبارات الكشف عنه ومعالجته	104
1-تعريف التعدد الخطي	104
2-أسباب مشكل التعدد الخطي	104
3-أنواع التعدد الخطي	104
4-النتائج المترتبة عن وجود مشكل التعدد الخطي	105
5-اختبارات الكشف عن مشكل التعدد الخطي	105
5-1- قاعدة أولى: قاعدة حساب معاملات الارتباط الجزئية بين المتغيرات المفسرة:	107
5-2-القاعدة الثانية: قاعدة التوافق في الاشارات	108

5-3-القاعدة الثالثة: معامل تضخيم التباين VIF	109
6-معالجة مشكل التعدد الخطي	110
6-1-الاختيار الامثل لمتغيرات عن طريق معيار AIC	110
6-1-1-باستخدام طريق الذهاب إلى الخلف Backward Elimination Method	110
6-1-2-باستخدام طريق الذهاب إلى الأمام Forwad Selection Method	112
عاشرا- الكشف عن المركبة الفصلية، طرق نزع الفصلية	114
1- مفهوم السلسلة الزمنية	114
1-1-تعريف السلسلة الزمنية	114
1-2-العناصر المكونة للسلسلة الزمنية	115
1-3-أهداف تحليل السلاسل الزمنية	115
1-4-أهمية تحليل السلاسل الزمنية	116
1-5-النماذج العامة للسلسلة الزمنية	116
2-تعريف المركبة الفصلية للسلسة الزمنية	117
3-الكشف عن المركبة الفصلية للسلسة الزمنية	118
3-1-طريقة النسب الموسمية (متوسطات كل موسم)	118
3-2-طريقة النسبة إلى الاتجاه العام	122
4-إزالة الأثر الموسمي من السلسلة الزمنية (Seasonal Adjustment)	126
5-التنبؤ	128
المراجع	130
الملاحق	140-131

مقياس برمجيات احصائية

مقدمة:

مقياس **برمجيات الإحصائية** مقياس تطبيقي يهدف إلى تزويد الطالب بالمهارات العملية اللازمة لتحليل البيانات الاقتصادية والاجتماعية باستخدام أحد أشهر الحزم الإحصائية الموجهة لدراسة السلاسل الزمنية والبيانات المقطعية، وهو برنامج EViews.

لذا يهدف هذا المقياس بشكل أساسي إلى الربط بين الجانب النظري للإحصاء والاقتصاد القياسي والجانب التطبيقي، وذلك بتمكين الطالب من:

- تطبيق المفاهيم والنماذج الإحصائية والاقتصادية القياسية التي تم دراستها نظريا.
- معالجة البيانات وتحليلها بشكل فعال وسريع.
- استخلاص النتائج الإحصائية بشكل دقيق وموثوق.
- تفسير المخرجات الإحصائية بما يخدم اتخاذ القرارات أو صياغة التوصيات العلمية.

تكمن أهمية دراسة هذا المقياس للطلاب في أنه يمثل جسر العبور نحو البحث العلمي التطبيقي، حيث يزودهم بالأداة القوية التي يحتاجها الباحث في مختلف التخصصات (اقتصاد وتسيير المؤسسات، الاقتصاد النقدي والمالي، المحاسبة، المالية وغيرها من التخصصات) لإجراء دراسات معمقة، وتحليل البيانات المعقدة، والتحقق من صحة الفرضيات، مما يعزز من قدراتهم التحليلية ويؤهلهم لسوق العمل الذي يتطلب مهارات متقدمة في تحليل البيانات.

سوف نتناول في هذا المقياس رحلة متكاملة للتعامل مع البيانات الإحصائية والاقتصادية القياسية باستخدام برنامج EViews، حيث يتمحور البرنامج حول النقاط الأساسية التالية:

- **أولا: تقديم برمجية** EViews: التعرف على واجهة البرنامج، مميزاته، ومكوناته الأساسية.
- **ثانيا: إنشاء ملف عمل (Workfile):** تعلم كيفية بناء الملف الذي سيحتوي على البيانات والمتغيرات اللازمة للتحليل.
- **ثالثاً: إدخال بيانات في برنامج EViews:** إتقان طرق إدخال البيانات المختلفة (يدويا، أو استيرادها من مصادر خارجية مثل Excel).

- **رابعا: رسم الأشكال البيانية وحساب الخصائص الإحصائية للمتغيرات:** استكشاف البيانات من خلال الرسوم البيانية، وحساب المقاييس الإحصائية الوصفية الأساسية (الوسط، الانحراف المعياري، إلخ).
- **خامسا: الانحدار الخطي البسيط:** التطبيق العملي لنموذج الانحدار الذي يدرس العلاقة بين متغير تابع ومتغير مستقل واحد.
- **سادسا: نموذج الانحدار الخطي المتعدد:** توسيع النموذج ليشمل أكثر من متغير مستقل، وتقدير النموذج وتفسير نتائجه.
- **سابعا: الارتباط الذاتي للأخطاء (Autocorrelation):** تعريف المشكلة، إجراء اختبارات الكشف عنها (مثل اختبار Durbin-Watson)، وطرق معالجتها إحصائيا.
- **ثامنا: إختلاف التباين (Heteroscedasticity):** تعريف الظاهرة، تطبيقات اختبارات الكشف عنها (مثل اختبار White)، والحلول المقترحة لهذه المشكلة.
- **تاسعا: التعدد (الازدواج، الاشتراك، التداخل) الخطي (Multicollinearity):** مفهوم التعدد الخطي، أدوات الكشف عنه (مثل معاملات الارتباط)، ومعالجته.
- **عاشرا: الكشف عن المركبة الفصلية، طرق نزع الفصلية:** التعامل مع السلاسل الزمنية التي تحتوي على مكون موسمي، وتطبيق طرق إزالة هذه المركبة للحصول على بيانات معدلة موسميا.

أولا-تقديم برمجية Eviews

يعتبر برنامج Eviews أحد برامج التحليل الإحصائي للبيانات هذا من جهة، ومن جهة ثانية يعد من البرامج المتقدمة والمستخدمة كثيرا في الآونة الأخيرة في إجراء التحليل القياسي وتقدير ودراسة النماذج الاقتصادية أو اختبار النظرية الاقتصادية بصفة عامة، لأنه يسمح باجراء تحليل البيانات، تقدير النماذج والتنبؤ بمتغيرات الاقتصادية الكلية، المحاكاة، اختبار استقرارية السلاسل الزمنية أو اختبار جذور الوحدة (Unit roots tests)، اختبار التكامل المشترك (Cointegration tests)، تقدير نماذج بيانات بانل (Panel data)، بالاظافة إلى تقدير النماذج الساكنة والنماذج الديناميكية كنموذج الانحدار الذاتي وغيرها من النماذج....الخ. والتي تسمح لمتخذي القرار تنفيذ اسراتيجياتهم المستقبلية سواءا تعلق الأمر على المستوى الاقتصاد الكلي للدولة أو الاقتصاد الجزئي على مستوى المؤسسات.

1-ماهية في برنامج Eviews

برنامج Eviews يعد نسخة جديدة من الحزم الاحصائية لمعالجة بيانات السلاسل الزمنية وفي الأصل تم تطويرها من برنامج معالجة السلاسل الزمنية Time Series Processor (TSP) لأجهزة كمبيوتر الكبيرة. يعد Eviews برنامج إحصائي قوي مصمم لتحليل البيانات الاقتصادية والمالية. إذ يوفر مجموعة واسعة من الميزات التي تسمح للمستخدمين بإجراء تحليلات إحصائية معقدة، كتحليل تحليل السلاسل الزمنية، تحليل البيانات المقطعية، تحليل النماذج الاقتصادية وتحليل البيانات المالية ....الخ.

كلمة Eviews هي اختصار لـ Econometric views أي اظهار أواستعراض الاقتصاد القياسي، يستخدم برنامج Eviews في الأبحاث الاقتصادية والتحليلات الإحصائية. يتم استخدامه بشكل رئيسي في الجامعات والمؤسسات البحثية والشركات لتحليل البيانات الاقتصادية وإجراء الاختبارات الإحصائية والتنبؤات الاقتصادية. يتيح برنامج Eviews للمستخدمين استيراد وتحليل البيانات الاقتصادية وإجراء التحليل الإحصائي عليها. يحتوي على واجهة سهلة الاستخدام تسمح للمستخدمين بإجراء العديد من العمليات الإحصائية المختلفة.

برنامج Eviews يوفر أيضا العديد من الأدوات والوظائف للتحليل الإحصائي والاقتصادي، مثل الانحدار الخطي، والتحليل العاملي، والتحليل المتعدد المعادلات، وتحليل سلاسل الزمن، والتكامل المشترك، وغيرها من الأدوات الإحصائية.

2-ميزات برنامج Eviews : يوفر برنامج Eviews مجموعة واسعة من الميزات التي تجعله أداة قوية لتحليل البيانات الاقتصادية والمالية. تشمل بعض الميزات الرئيسية ما يلي:

- واجهة مستخدم رسومية سهلة الاستخدام: يتميز Eviews بواجهة مستخدم رسومية سهلة الاستخدام تجعل من السهل على المستخدمين إنشاء نماذج وتحليل البيانات.
- دعم مجموعة واسعة من البيانات :يدعم Eviews مجموعة واسعة من أنواع البيانات، بما في ذلك البيانات الزمنية والبيانات القطعية والبيانات المالية.
- مجموعة واسعة من الميزات الإحصائية :يوفر Eviews مجموعة واسعة من الميزات الإحصائية التي تسمح للمستخدمين بإجراء تحليلات إحصائية معقدة.
- أدوات نمذجة قوية :يوفر Eviews مجموعة متنوعة من أدوات النمذجة التي تسمح للمستخدمين ببناء نماذج اقتصادية ومالية.

3-استخدامات برنامج Eviews : يستخدم برنامج Eviews على نطاق واسع من قبل الباحثين والأكاديميين والممارسين في مجال الاقتصاد والمالية. تشمل بعض الاستخدامات الشائعة لبرنامج Eviews ما يلي:

- تحليل السلاسل الزمنية.
- تحليل النماذج الاقتصادية وتقديرها.
- تحليل البيانات المالية مثل أسعار الأسهم والسندات.
- تحليل المعادلات المتعددة وتقدير المعاملات المرتبطة بينها.
- إجراء الاختبارات الإحصائية: يتضمن EViews العديد من الاختبارات الإحصائية المتاحة لتحليل البيانات الاقتصادية. يمكنك إجراء اختبارات الفرضية، مثل اختبار الفرضية المشتركة واختبار التسلسل الزمني واختبارات الأخطاء العشوائية وغيرها.

4-النافذة الرئيسية للبرنامج:

النافذة الرئيسية لبرنامج EViews هي المكان الذي تبدأ منه جميع عملياتك في البرنامج تتكون النافذة الرئيسية لبرنامج EViews على العناصر الأساسية التالية:

4-1-القائمة الرئيسية Main menu: القائمة الرئيسية هي القائمة التي تظهر عند فتح برنامج EViews تحتوي على مجموعة متنوعة من الخيارات هي:

File, Edit, Object, View, Proc, Quick, Options, Add-ins, Windows, Help

وفيما يلي شرح لبعض منها:

- ملف File: تحتوي هذه القائمة على خيارات لفتح الملفات وحفظها وتصديرها وطباعة التقارير.

- تعديل Edit: تحتوي هذه القائمة على خيارات لتحرير البيانات والنماذج والرسوم البيانية.
- متغيرات Object: تحتوي هذه القائمة على خيارات لإنشاء المتغيرات وتحريرها وإدارتها.
- عرض View: تحتوي هذه القائمة على خيارات لتغيير طريقة عرض البيانات والنماذج والرسوم البيانية.
- نوافذ Windows: تحتوي هذه القائمة على خيارات لإنشاء النوافذ وإدارة النوافذ المفتوحة.
- مساعدة Help: تحتوي هذه القائمة على خيارات للوصول إلى المساعدة والدعم.

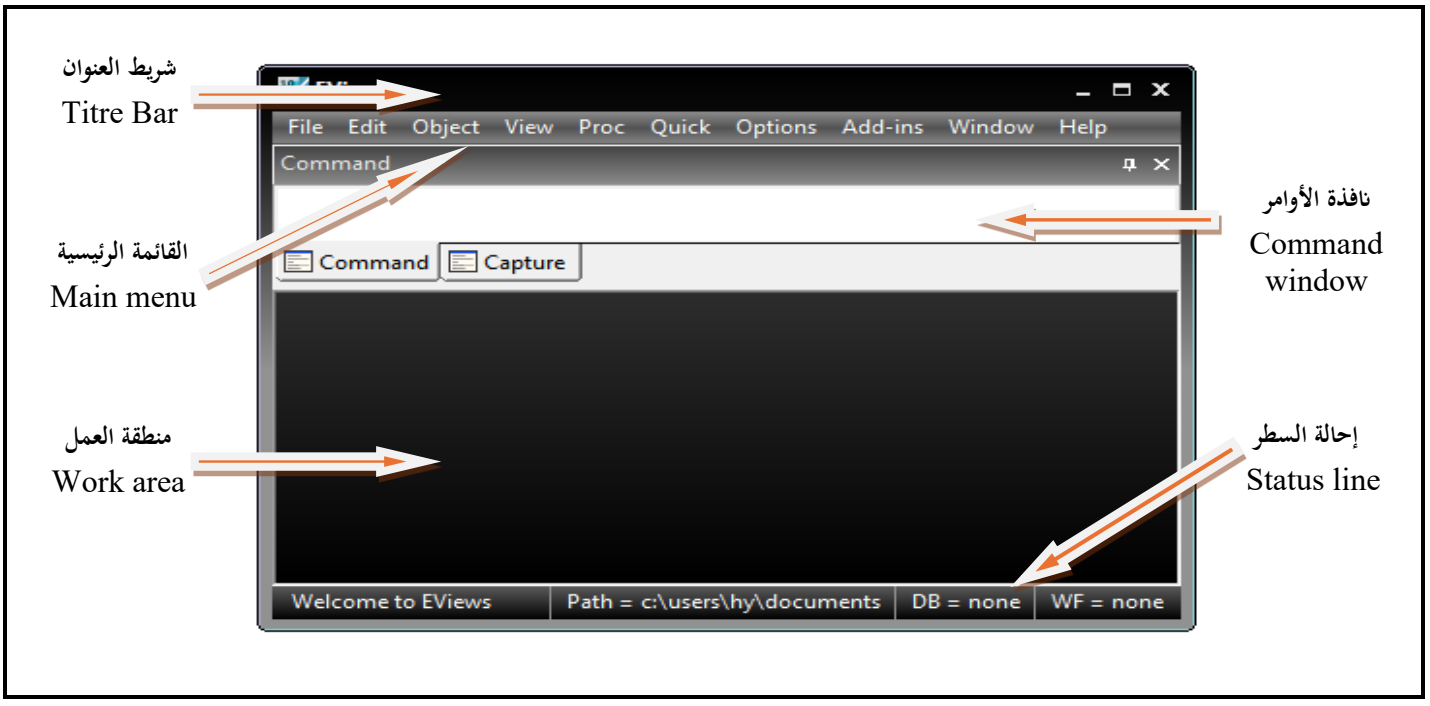
2-4-نافذة الأوامر Command window: نافذة الأوامر في برنامج EViews هي أداة مهمة يمكن استخدامها لتنفيذ مجموعة واسعة من الأوامر، كفتح الملفات، إنشاء النماذج، عرض الرسوم البيانية، تحرير البيانات.

3-4-مساحة العمل Work area: هذه المساحة تظهر جميع الملفات التي تم انشاءها وهي بمثابة مكتب به جل الاوراق المستخدمة في العمل.

4-4-شريط العنوان Titre Bar: يحتوي شريط العنوان على اسم الملف الحالي الذي يعمل عليه المستخدم. يمكن للمستخدم تغيير اسم الملف بالنقر فوق شريط العنوان وتحرير الاسم.

بالنقر مرتين على برنامج المثبت على سطح مكتب جهازك تظهر الشاشة التالية:

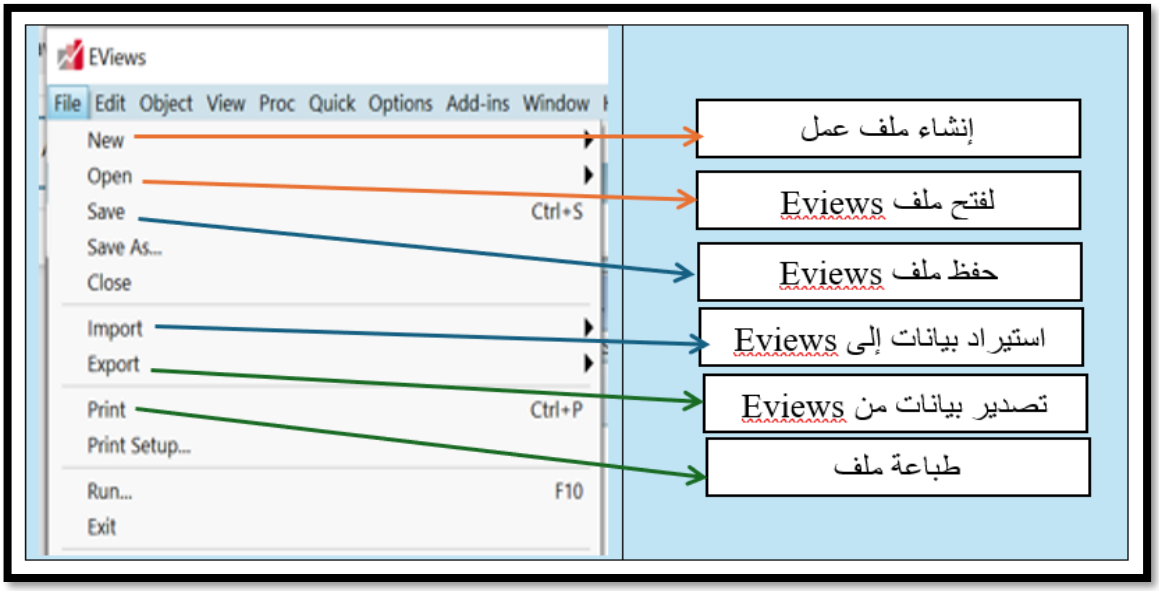
النافذة الرئيسية لبرنامج EViews



فيما يلي شرح موجز لبعض الخيارات في القائمة الرئيسية:

ملف File

- إنشاء ملف جديد New File: تستخدم لإنشاء ملف جديد.
- فتح Open: تستخدم لفتح ملف موجود.
- حفظ Save: تستخدم لحفظ ملف حالي.
- تصدير Export: تستخدم لتصدير ملف حالي إلى تنسيق آخر.
- طباعة Print: تستخدم لطباعة ملف حالي.
- إغلاق Close: تستخدم لإغلاق ملف حالي.
- أحدث الملفات Recent Files: تعرض قائمة بأحدث الملفات التي تم فتحها.
- استيراد Import: تستخدم لاستيراد بيانات أو محتوى من ملف آخر.
- تصدير Export: تستخدم لتصدير بيانات أو محتوى إلى ملف آخر.
- طباعة Print: تستخدم لطباعة بيانات أو محتوى.



تعديل Edit

- قص Cut: تستخدم لقص البيانات (المحتوى من مكان إلى آخر).
- نسخ Copy: تستخدم لنسخ البيانات (المحتوى من مكان إلى آخر).
- لصق Paste: تستخدم للصق البيانات (المحتوى من مكان إلى آخر).
- حذف Delete: تستخدم لحذف البيانات أو المحتوى.

- بحث Find: تستخدم للعثور على بيانات أو محتوى معين.
- استبدال Replace: تستخدم لاستبدال بيانات أو محتوى معين ببيانات أو محتوى آخر.
- التراجع Undo: تستخدم للتراجع عن إجراء سابق.
- إعادة الإجراء Redo: تستخدم لإعادة تنفيذ إجراء سابق تم التراجع عنه.
- البحث والاستبدال Find and Replace: تستخدم للعثور على بيانات أو محتوى معين واستبداله ببيانات أو محتوى آخر.
- البحث المتقدم Advanced Find: توفر خيارات أكثر تقدما للبحث عن البيانات أو المحتوى.

متغيرات Object

- إنشاء Create: تستخدم لإنشاء متغير جديد.
- تحرير Edit: تستخدم لتحرير متغير موجود.
- حذف Delete: تستخدم لحذف متغير موجود.
- الخصائص Properties: تستخدم لعرض خصائص متغير موجود.
- عرض المتغيرات View Variables: تعرض قائمة بالمتغيرات الموجودة.
- البيانات Data: تعرض البيانات الخاصة بمتغير موجود.
- النموذج Model: تعرض النموذج الخاص بمتغير موجود.
- المخطط البياني Chart: تعرض الرسم البياني الخاص بمتغير موجود.

عرض View

- الرسم البياني Chart: تستخدم لعرض البيانات أو المحتوى في شكل رسم بياني.
- الجدول Table: تستخدم لعرض البيانات أو المحتوى في شكل جدول.
- المخطط الزمني Time series: تستخدم لعرض البيانات أو المحتوى في شكل مخطط زمني.
- الجدول الزمني Time table: تستخدم لعرض البيانات أو المحتوى في شكل جدول زمني.
- الإعدادات Preferences: تتيح للمستخدم تخصيص طريقة عرض البيانات أو المحتوى.

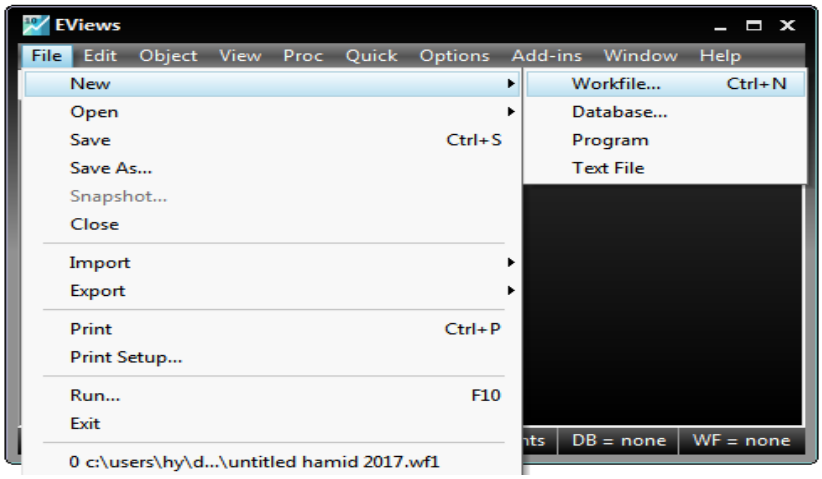
ثانيا–إنشاء ملف عمل Work file

تعتبر عملية إنشاء ملف عمل جديد في برنامج Eviews من أولى الخطوات التي يمكن القيام بها عند التعامل معه، ويتم ذلك بطريقتين:

- بعد فتح البرنامج بالذهاب القائمة إلى الرئيسية **Main menu** ثم نختار قائمة **File** ثم بند **New** ثم الأمر **Work file.**
- بالضغط مباشرة على الزرين **Ctrl+N** في لوحة المفاتيح مباشرة بعد فتح برنامج، ويظهر ذلك أدناه:

File/ New/ Work File

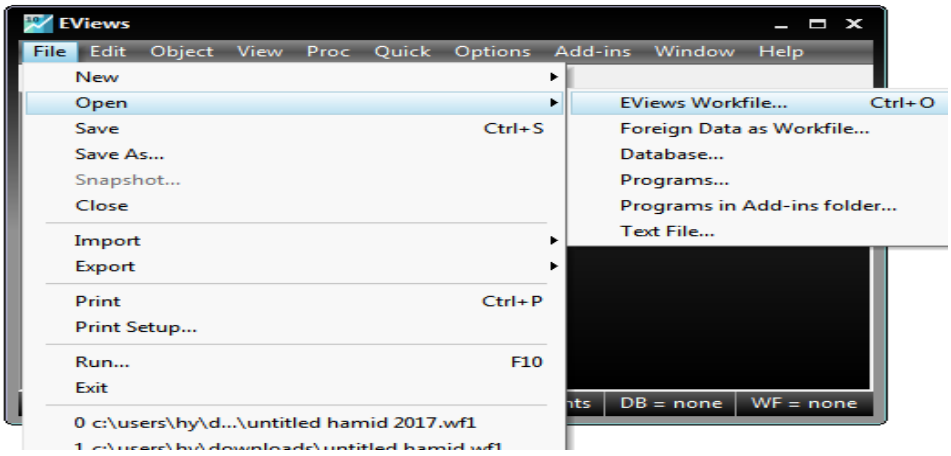
كما يظهر أدناه:



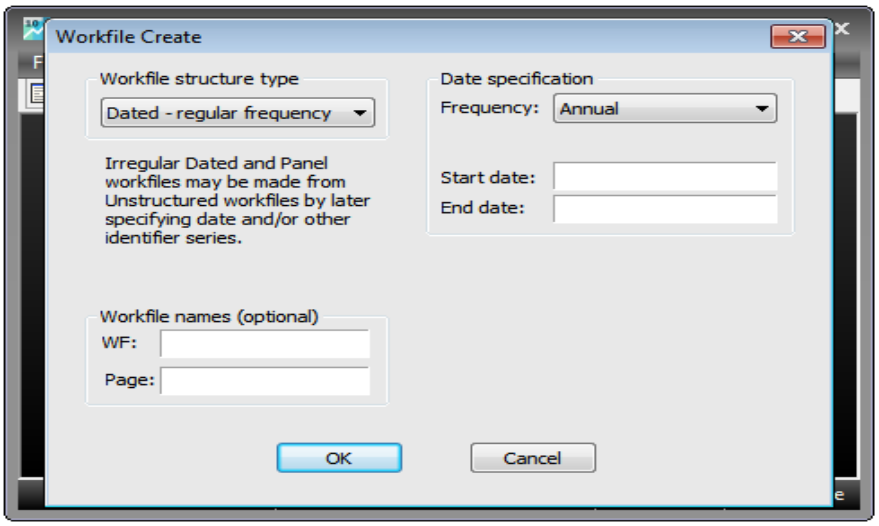
ملاحظة: في حالة التي يكون فيها قد تم إنشاء ملف عمل في السابق فلفتحه يتبع الخطوات التالية:

File/ Open/ Eviews Wokfile

كما يظهر أدناه:



وبعد النقر على الأمر **Work file** يظهر لنا ما يلي:

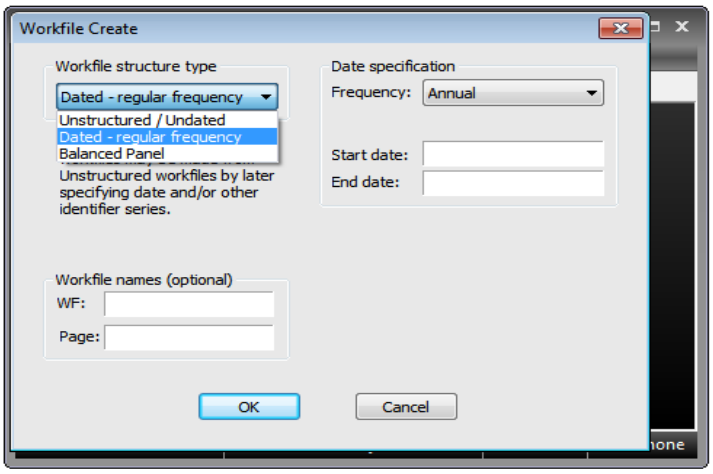


ويظهر لنا أنه لانشاء ملف لابد من :

1-تحديد نوع البيانات المستخدمة: بالنقر على الأمر **Wokfile Structure Type** كما هو مبين أدناه نجد ثلاثة أنواع:

- **Unstructured/Undated**
- **Dated-regular frequency**
- **Balanced Panel**

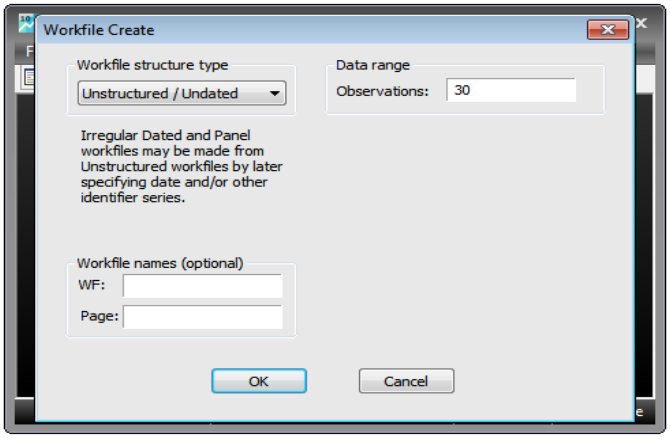
- **Unstructured/Undated:** إذا كانت البيانات عبارة عن مشاهدات بدون تاريخ مثلا بيانات عن ناتج محلي إجمالي لعينة لـ 10 دول.
- **Dated-regular frequency:** إذا كانت البيانات عبارة عن سلاسل زمنية مثلا قد تكون يومية أو أسبوعية أو شهرية أو نصف سنوية أو سنوية كتطور ناتج المحلي إجمالي للجزائر خلال الفترة 1990-2020.
- **Balanced Panel:** إذا كانت البيانات عبارة عن بيانات بانل مثلا كتطور القيمة المضافة لمجموعة من المؤسسات الاقتصادية خلال فترة زمنية معينة، أو تطور الناتج للجزائر، تونس والمغرب خلال الفترة 2000 إلى 2023 وهي عبارة عن دمج بين النوعين السابقين (البيانات المقطعية وبيانات السلاسل الزمنية) ويظهر ذلك كما يلي:



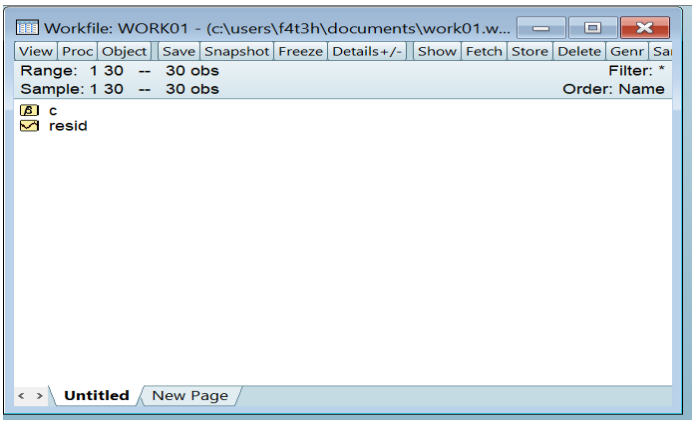
ويتم شرح لكل حالة مما سبق كما يلي:

2-بيانات عبارة عن مشاهدات بدون تاريخ (Unstructured/Undated) : تسمى أيضا بالبيانات المقطعية فبعد فتح ملف جديد نختار Unstructured/Undated من خانة Wokfile Structure Type وندخل رقم المشاهدات التي بحوزتنا في خانة Observation من Data range لتحديد مدى المشاهدات ليكن لدينا 30 مشاهدة مثلا:

Wokfile Structure Type/ Unstructured/Undated/ Data range/ Observation



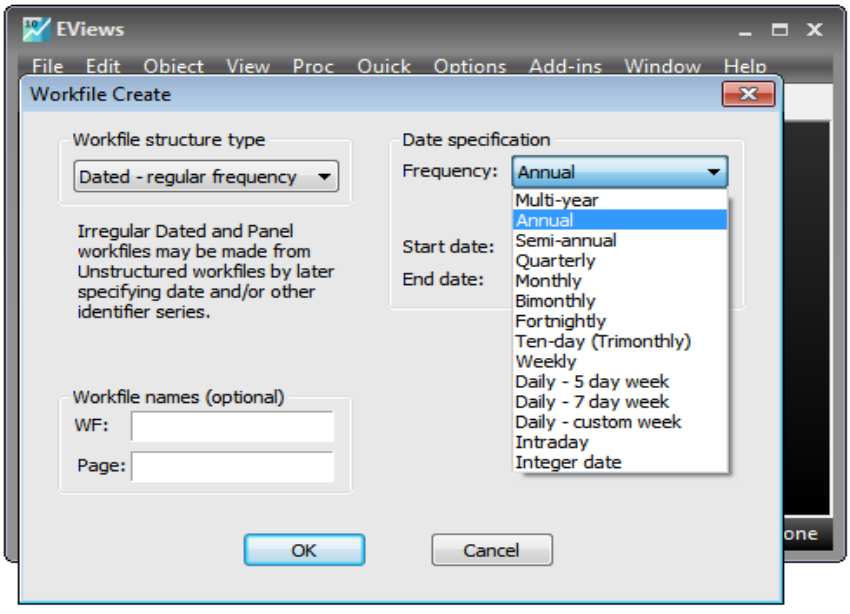
كما ندخل اسم الملف في خانة Workfile names ولنقم بتسميته بـ work01 بالضغط على ok نتحصل على ما يلي:



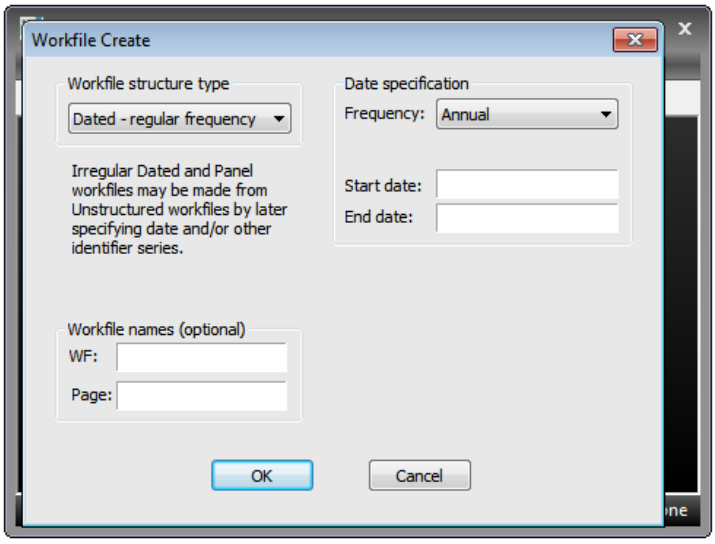
3-بيانات عبارة عن سلاسل زمنية (Dated): هنا نميز إذا كانت سنوية، ربع سنوية، شهرية، أسبوعية أو يومية كما يلي:

2-1-بالنسبة لإدخال البيانات السنوية (Annual): فنذهب إلى الأمر **Date specification** ثم الذهاب **Frequency** وبعدها الضغط على ثم نختار **Annual**: كما يظهر أدناه

Date specification/ Frequency/ Annual

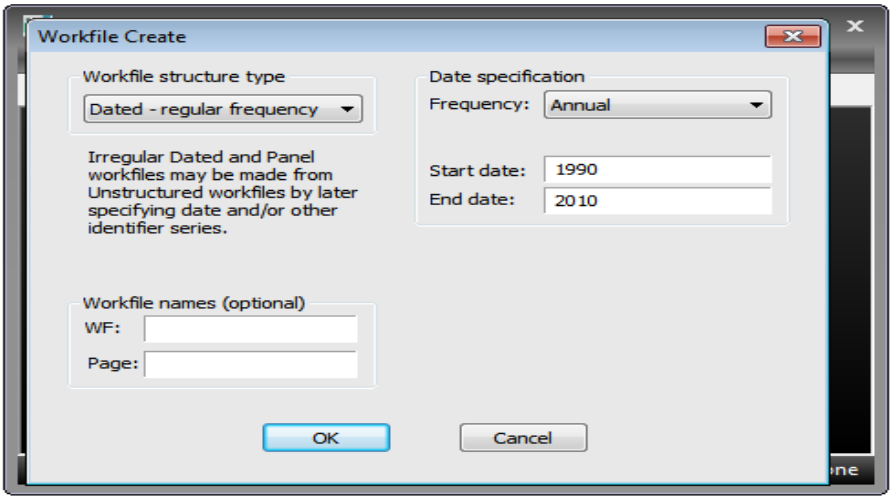


بالضغط على الأمر **Annual** يظهر لنا ما يلي:



بعد ذلك نمر إلى كتابة السنة التي تبدأ منها البيانات في خانة **Start date** وسنة التي تنتهي فيها في خانة **End date**، لتكن لدينا بيانات خلال الفترة 1990-2010 نكتب كما يلي:

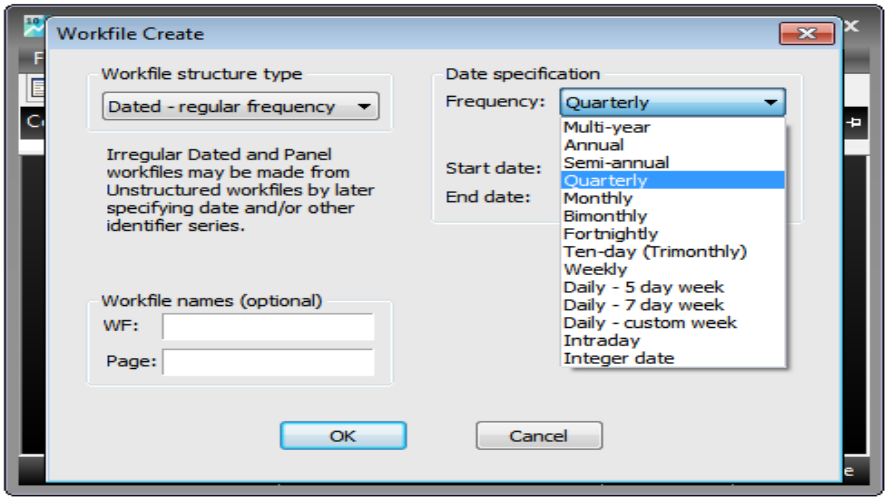
Annual : Star date : 1990 End date : 1995



وللإشارة هنا فقط لغرض الاختصار في الكتابة إذا كانت البيانات المجمعة يمكن كتابتها على هيئة رقمين على سبيل المثال 90-00 اختصارا لـ 1990- 2000 أو يتم إدخالها على هيئة عدد مكون من أربعة أرقام كما في السابق.

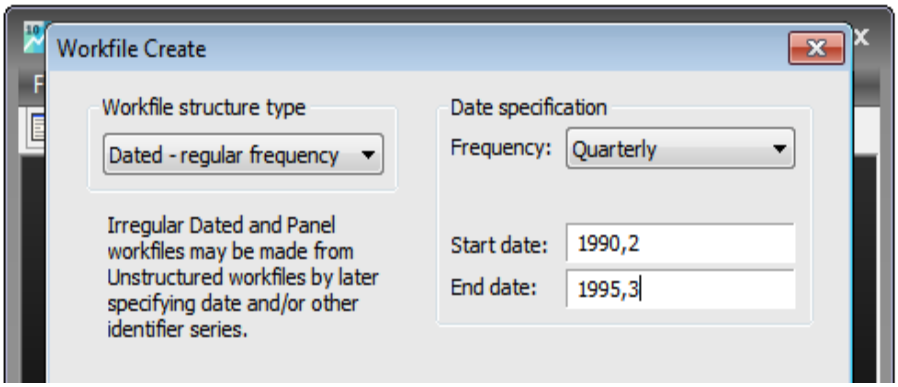
2-2-إدخال البيانات ربع سنوية (Quarterly): في حالة البيانات الربع سنوية بعد اختيار **Quarterly** في الأمر **Date specification** من خلال خيارات **Frequency** بعد الضغط على كما يظهر أدناه:

Date specification/ Frequency/ Quarterly



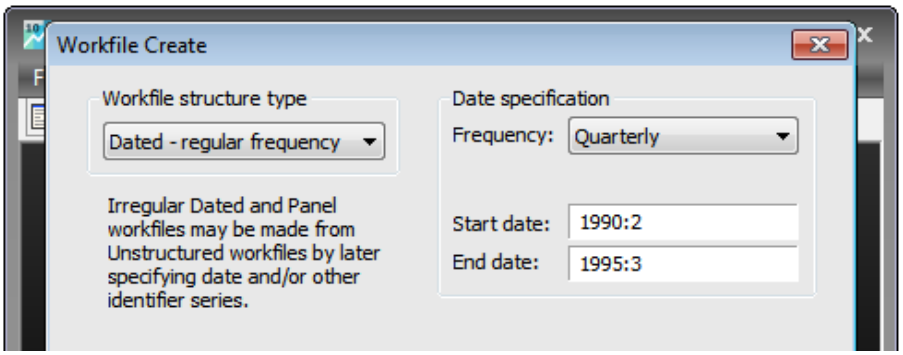
نقوم بكتابة **السنة** ثم كتابة **الفاصلة** (,) أو **نقطتين رأسيتين** (:) أو **نقطة** (.) ثم كتابة رقم **ربع السنة**، ولتوضيح ذلك نفترض أنه لدينا بيانات **ربع سنوية** انطلاقا من **الربع الثاني** لسنة 1990 إلى غاية **الربع الثالث** لسنة 1995 فنكتب:

Quarterly : Star date : 1990,2 End date : 1995,3



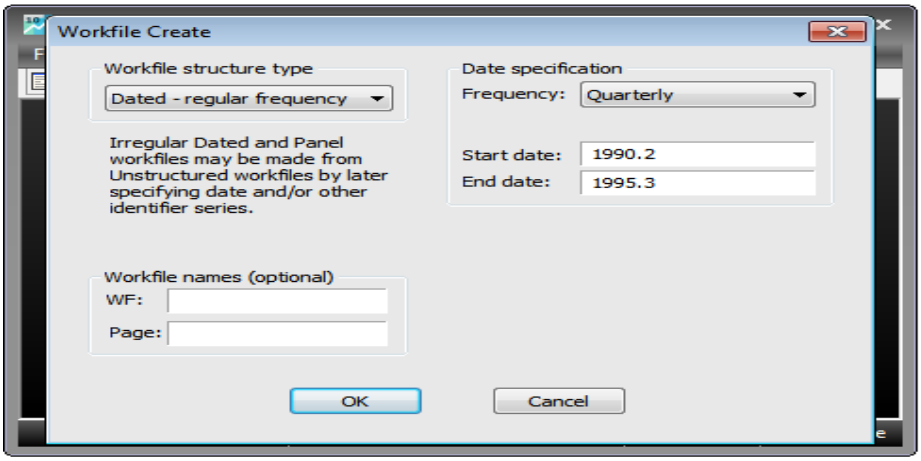
أو بكتابة **النقطتين الرأسيتين** بعد **السنة** بدل الفاصلة:

Quarterly : Star date : 1990 :2 End date : 1995 :3



أو بكتابة **النقطة** (.) بعد السنة كما يلي:

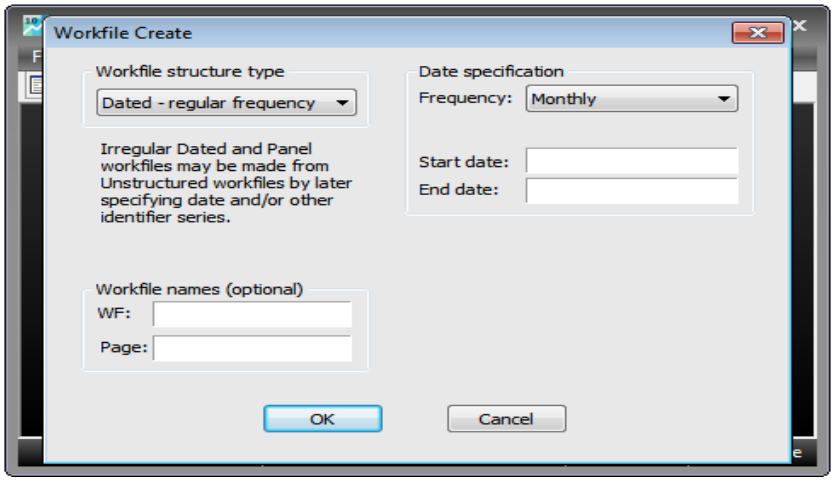
Quarterly: Star date : 1990.2 End date : 1995.3



وبعد ذلك نقوم بالنقر على الأمر **(OK)** لتأكيد الاختيار.

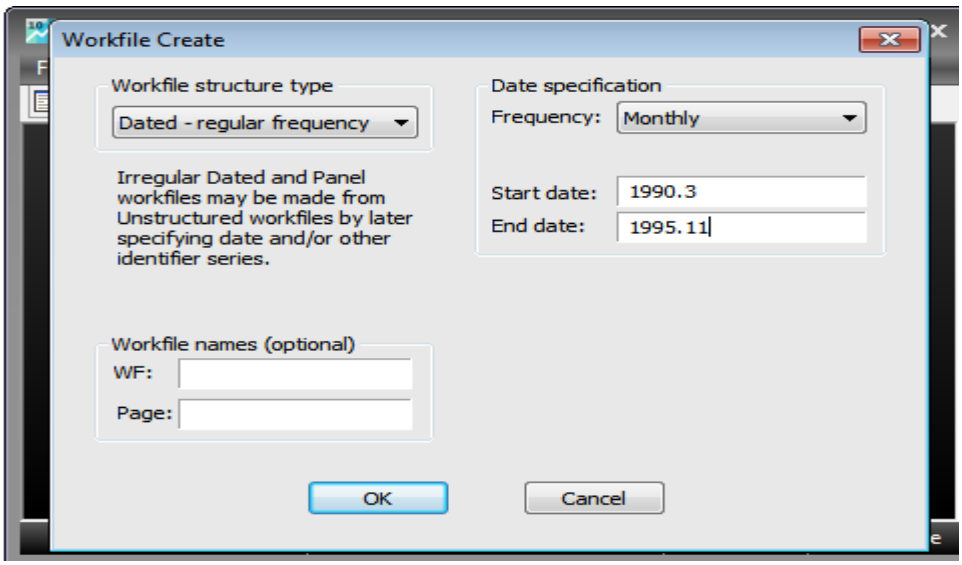
2-3-إدخال البيانات الشهرية (Monthly): بعد اختيار **Monthly** في الأمر **Date specification** من خلال خيارات **Frequency** بالضغط على كما يظهر أدناه:

Date specification/ Frequency/ Monthly



بعد ذلك نقوم بكتابة **السنة** ثم كتابة **نقطة** أو **فاصلة** أو **نقطتين رأسيتين** ثم كتابة **رقم الشهر** في خانتي بداية ونهاية تأريخ فعلى سبيل المثال بيانات من شهر مارس 1990 إلى نوفمبر 2010 نكتب كما يلي:

Monthly : Star date : 1990,2 End date : 1995,3

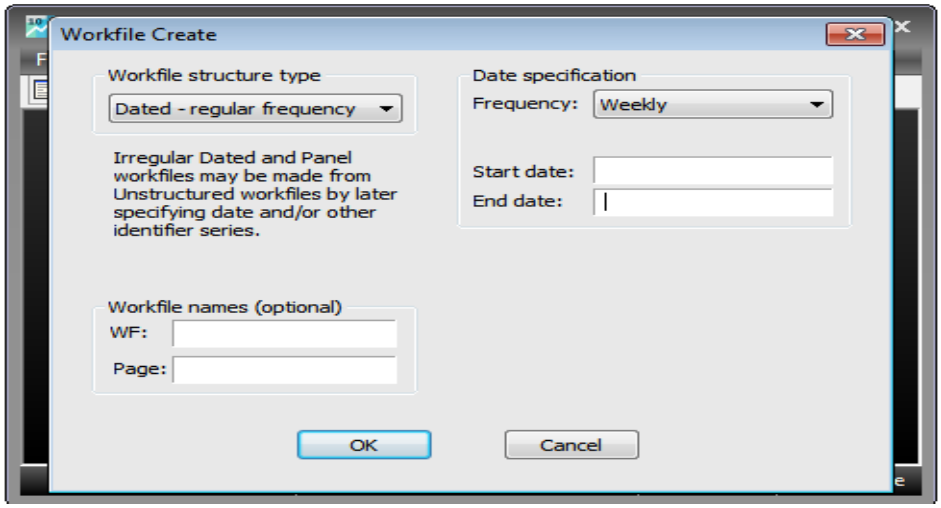


2 في حالة البيانات الأسبوعية (**Weekly**) بعد اختيار Weekly في الأمر Date specification من خلال خيارات Frequency نقوم بكتابة الاسبوع ثم الشهر ثم السنة ويفصل بين كل منهم بنقطة (.) أو نقطتين (:) كما يلي مثلا بيانات من الاسبوع الثاني لشهر مارس 1990 إلى غاية الاسبوع الثالث من شهر ديسمبر 1995 فإننا نكتب ذلك كما يلي:

Date specification/ Frequency/ Weekly

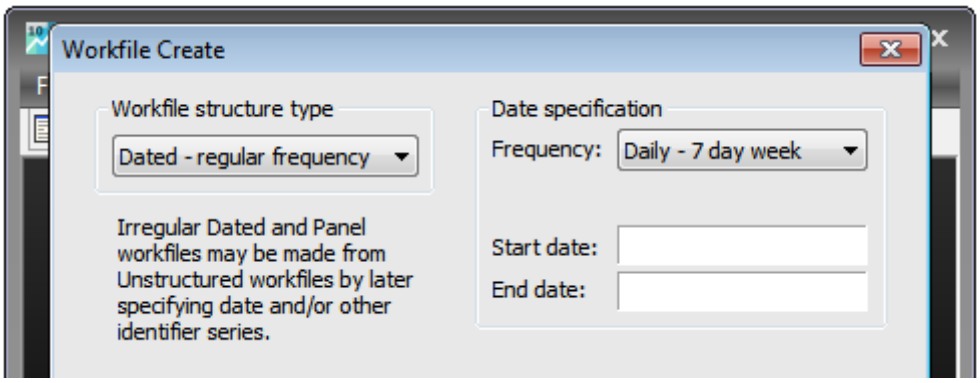
Star date : 1 : 3 : 1990 End date : 3 : 12 : 1995

2-4-إدخال البيانات اليومية (Daily):



أما في حالة البيانات اليومية بعد اختيار Daily في الأمر Date specification من خلال خيارات Frequency كما يلي:

Date specification/ Frequency/ Daily

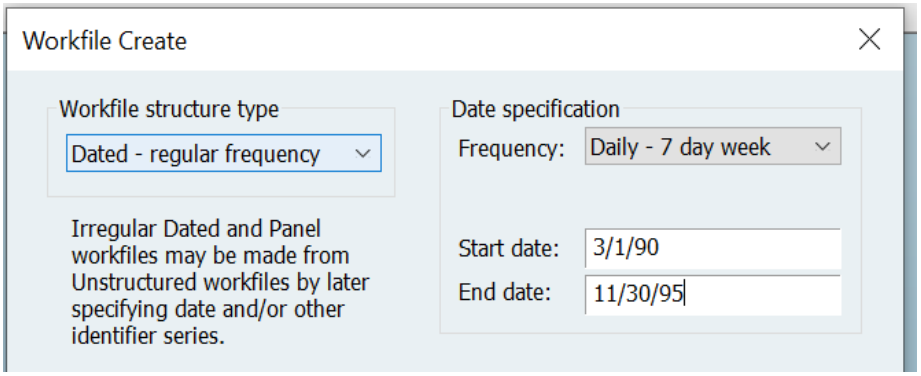


هنا للإشارة فقط يمكن اختيار **Daily-5 day week** بدل من **Daily-7 day week** على أساس أن أيام الأسبوع خمسة أيام بدلا من سبعة أيام وهنا يبقى الخيار للباحث وفقا لنوعية البيانات التي بحوزته. تكتب بترتيب معاكس لما سبق إذ نقوم بكتابة **رقم الشهر** ثم كتابة **(/)** ثم كتابة **تاريخ مصادف لرقم أسبوع** أو **اليوم** ثم كتابة **(/)** ثم كتابة **السنة** كما يلي:

مثلا بيانات من 03/01 سنة 1990 إلى 11/31 من سنة 1995 (على أساس الاسبوع به 7 أيام) نكتب كما يلي:

Weekly: Star date : 3/1/90 End date : 11/31/95

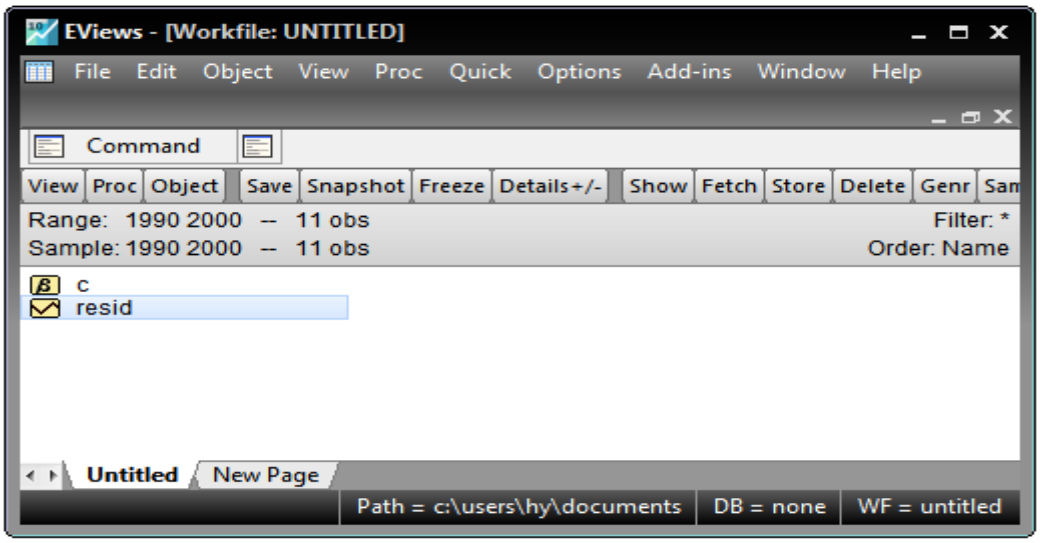
ويظهر ذلك كالتالي:



بعد الانتهاء من تحديد نوع البيانات نقوم بالضغط على أيقونة **ok** فيظهر ملف العمل المنشأ ويكون غير مسمى **Untitled** لعدم تخزينه بعد، والذي يكون يحتوي على أيقونتين:

- شعاع معاملات **C** التي يتم تقديرها فيما بعد.
- شعاع البواقي **Resid** .

كما يتبن أدناه مثلا في حالة بيانات سنوية خلال الفترة **1990-2000**:



بعد الانتهاء من مرحلة إنشاء ملف العمل Work file تأتي مرحلة إدخال البيانات الإحصائية.

ثالثا–إدخال بيانات في برنامج Eviews

هناك طريقين لإدخال بيانات في برنامج Eviews هما:

1–إدخال البيانات يدويا: لإدخال البيانات يدويا لابد أن يكون لديك ملف عمل تم إنشاءه حسب البيانات التي نريد إدخالها ولاوضيح هذا نأخذ المثال التالي:

مثال 01: لتكن لدينا بيانات سنوية لمتغيرين هما ناتج المحلي الخام **GDP** والكتلة النقدية **TM2** للجزائر خلال الفترة **2000-2023** كما يلي:

T	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
GDP	2,355	1,592	3,988	5,067	3,040	3,972	1,428	1,435	0,763	-0,601	2,870	1,063
TM2	0,010	0,502	0,144	0,197	0,186	0,098	0,207	0,290	0,245	-0,068	0,109	0,223
T	**2012**	**2013**	**2014**	**2015**	**2016**	**2017**	**2018**	**2019**	**2020**	**2021**	**2022**	**2023**
GDP	0,429	0,602	2,060	1,157	1,849	-0,467	-0,512	-0,939	-6,632	2,093	1,927	2,495
TM2	0,044	0,059	0,127	-0,197	-0,072	0,069	0,057	-0,031	0,012	0,062	0,087	0,108

نذهب إلى:

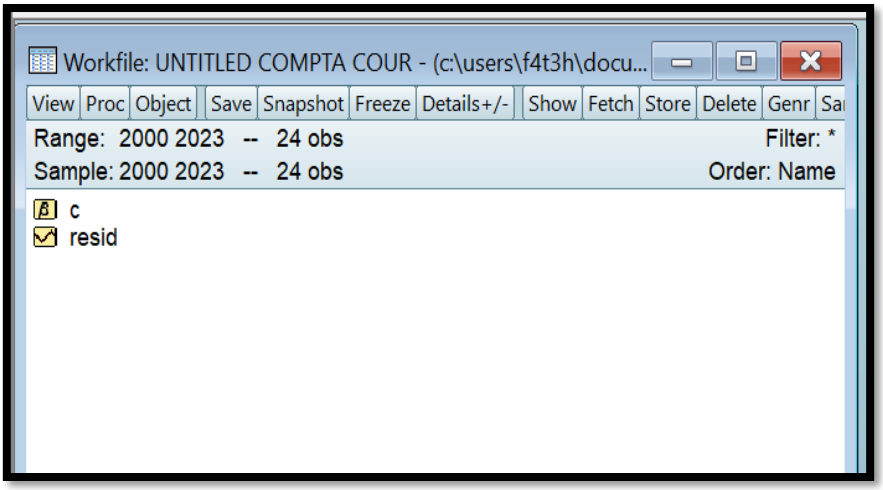
File/New/Workfile

وبالنقر على **ok** ونذهب إلى:

Date specification/ Frequency/ Annual

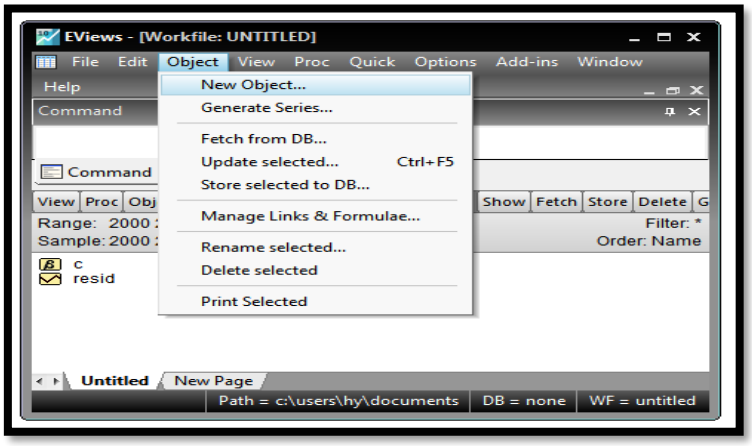
Annual: Star date : 00 End date : 10

ويظهر لنا ما يلي:



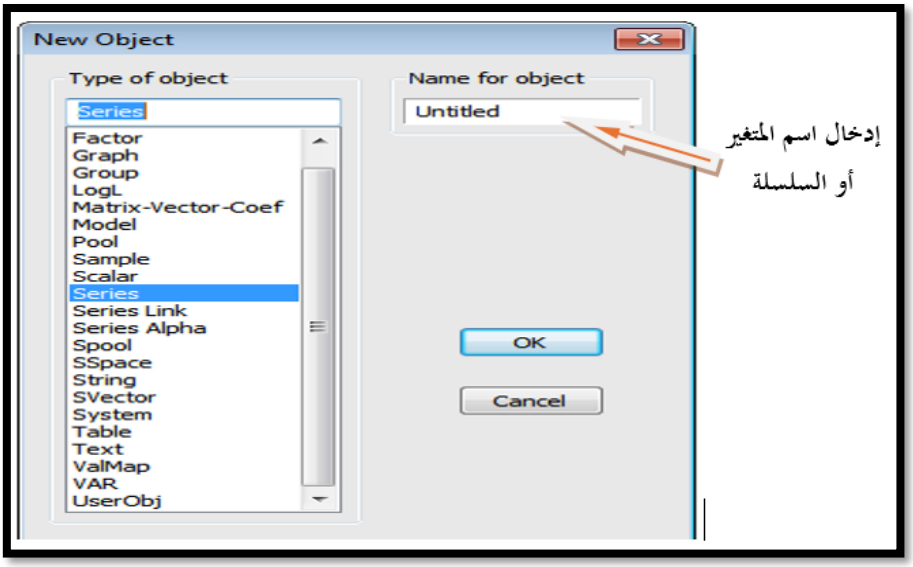
-من القائمة الرئيسية أو من قائمة ملف العمل Workfile نذهب إلى:

Object/New object

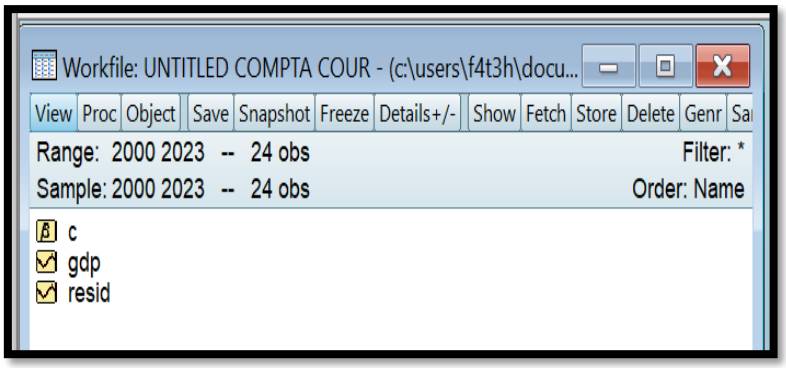


-بالضغط على Ok يظهر لنا ما يلي: نختار نوع السلسلة:

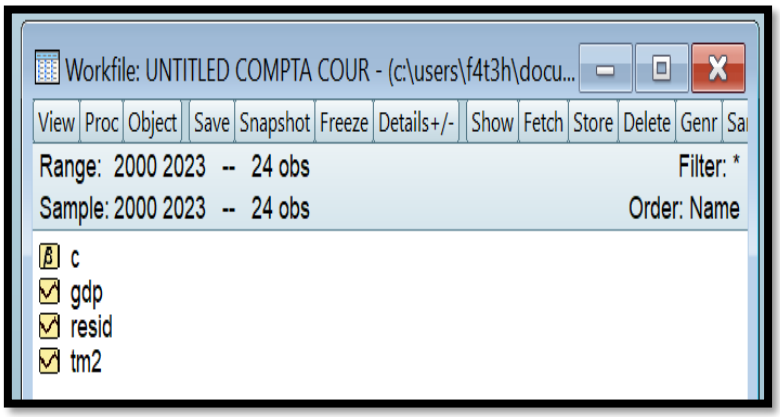
Types of object/Series



-باختيار **Series** وادخال اسم المتغير هنا **GDP** بالضغط على **Ok** يظهر لنا ما يلي:

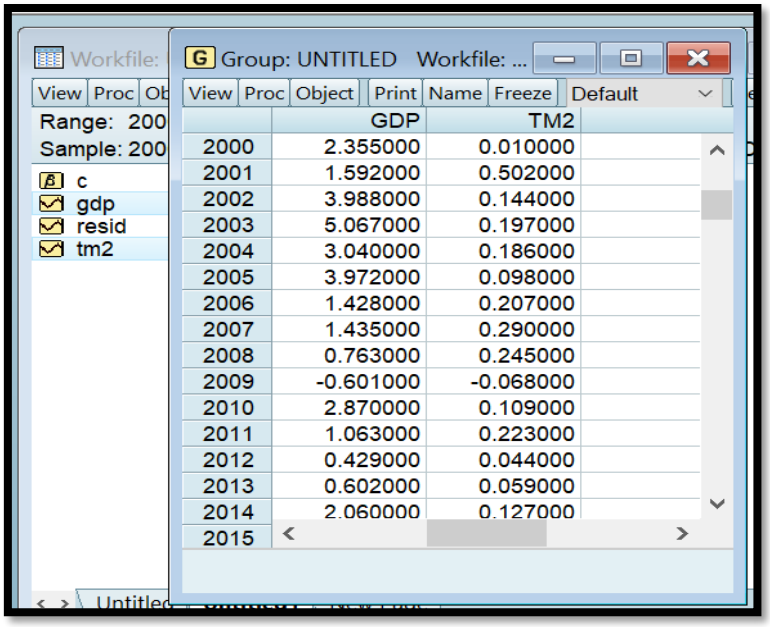


-نعيد العملية بالنسبة لإدخال السلسلة الثانية **TM2** ويتبن لنا أنه قد تم تكوين السلسلتين GDP وTM2 كما يلي:



-من خلال فتح السلسلتين السابقتين بالضغط عليها مرتين نقوم بإدخال البيانات بالضغط على **Edit+/-** وكتابة قيمة السلسلة وبالضغط في كل مرة على: **ENTER** من لوحة المفاتيح وكتابة قيمة السلسلة في السنة الموالية:

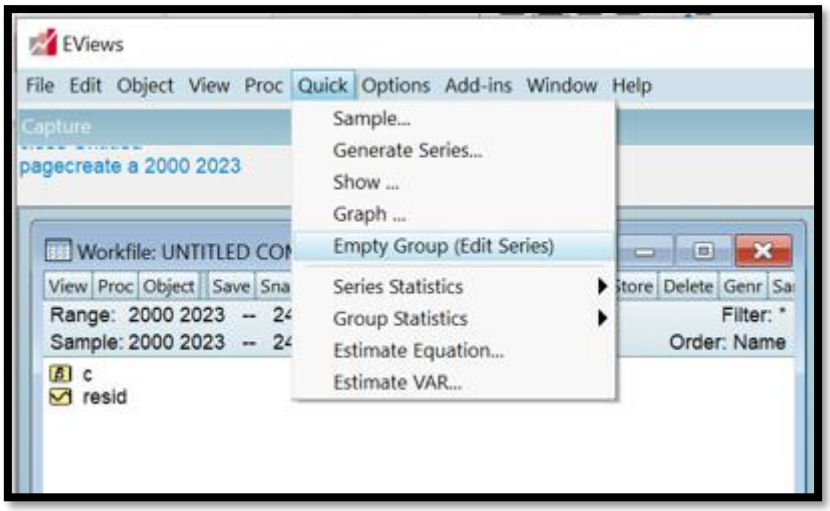
-بعد الانتهاء من كتابة كل قيم السلسلة يتبين لنا ما يلي:



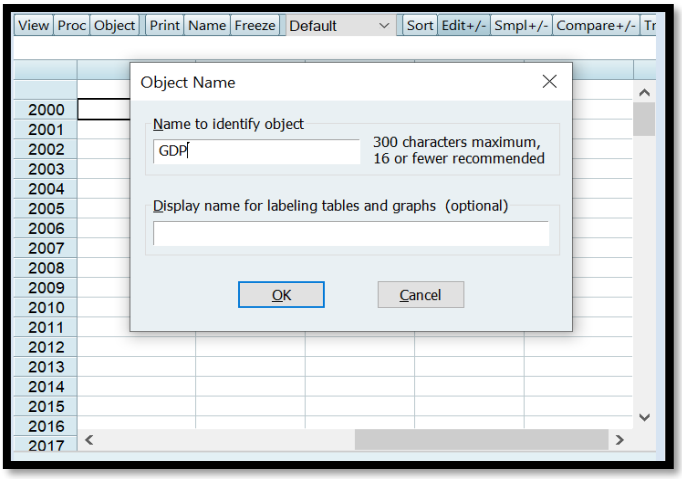
2-إدخال البيانات من خلال شريط القوائم لملف العمل **Workfile:**

كما يمكن تكوين السلسلتين وإدخال البيانات بطريقة أخرى من خلال شريط القوائم لملف العمل Workfile بإتباع الخطوات التالية:

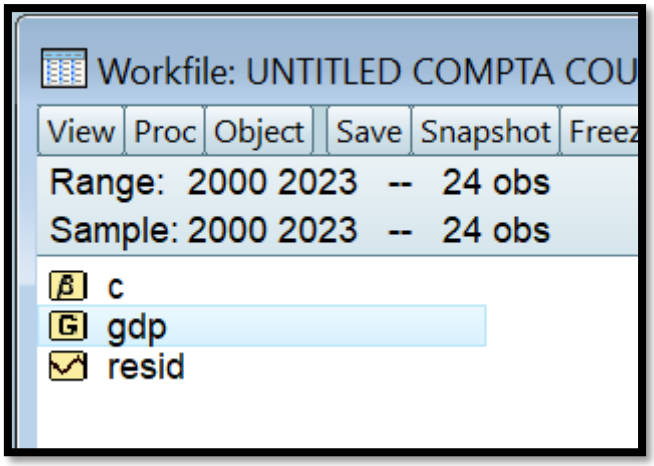
Quick/Empty Group(Edit Series)



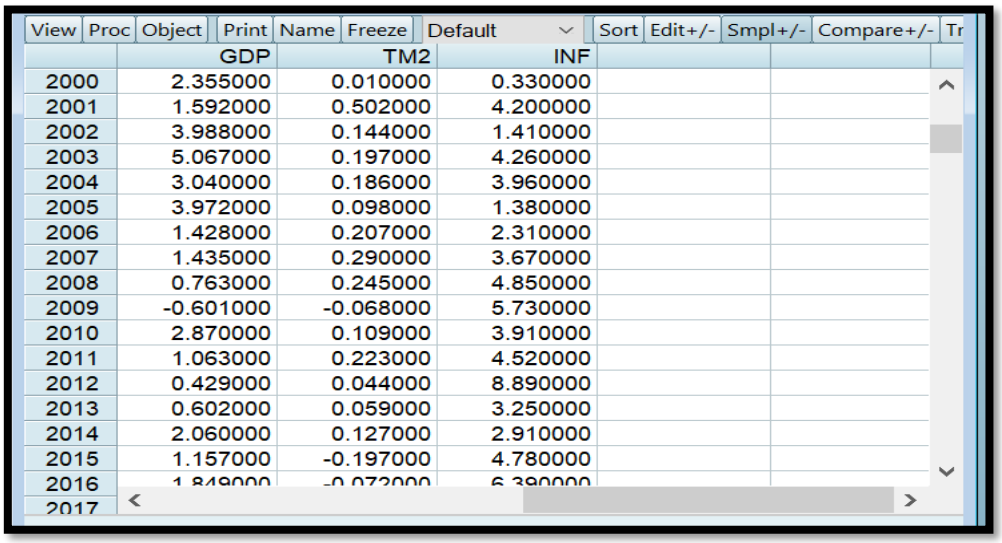
- بالضغط على name ندخل إسم السلسلة كما يظهر أدناه:



-وبالضغط على Ok نتحصل على ما يلي:



- وندخل بيانات قيم السلاسل المتبقية بنفس الطريقة السابقة سلسلة تلوى الأخرى مع تسمية كل سلسلة ونتحصل على ما يلي:

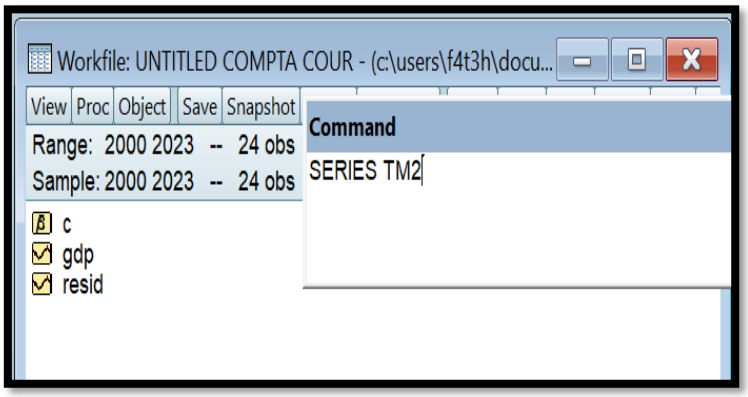


	GDP	TM2	INF
2000	2.355000	0.010000	0.330000
2001	1.592000	0.502000	4.200000
2002	3.988000	0.144000	1.410000
2003	5.067000	0.197000	4.260000
2004	3.040000	0.186000	3.960000
2005	3.972000	0.098000	1.380000
2006	1.428000	0.207000	2.310000
2007	1.435000	0.290000	3.670000
2008	0.763000	0.245000	4.850000
2009	-0.601000	-0.068000	5.730000
2010	2.870000	0.109000	3.910000
2011	1.063000	0.223000	4.520000
2012	0.429000	0.044000	8.890000
2013	0.602000	0.059000	3.250000
2014	2.060000	0.127000	2.910000
2015	1.157000	-0.197000	4.780000
2016	1.849000	-0.072000	6.390000
2017			

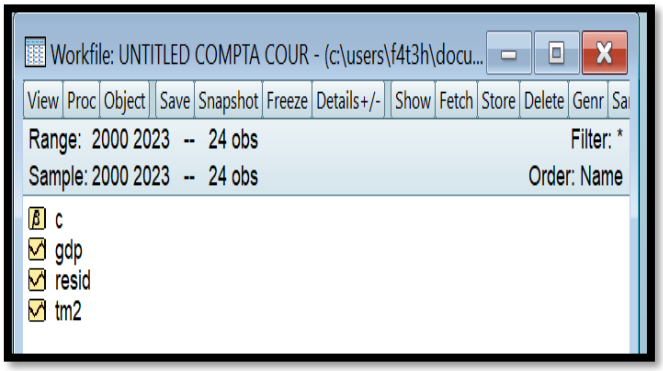
3-من خلال منطقة الأوامر: كما يمكن اختصار كل ذلك من خلال كتابة الأمر التالي في مساحة الاوامر وذلك بعد تكوين ملف Workfile نكتب في نافذة الأوامر:

- في حالة إدخال بيانات سلسلة واحدة نكتب الأمر:

Series M2

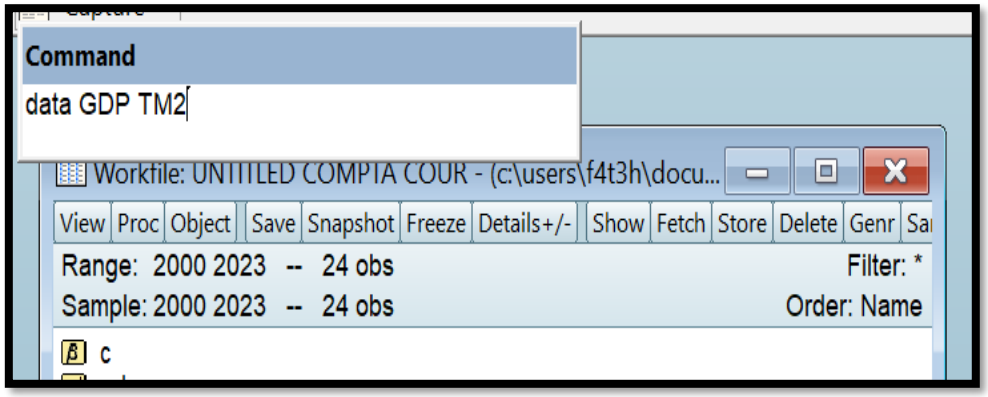


-بالنقر على **ENTER** من لوحة المفاتيح نجد أن البرنامج قد قام بانشاء السلسة الجديدة كما يلي:



- في حالة إدخال بيانات سلسلتين فأكثر نكتب في منطقة الأوامر كلمة **Data** متبوعة باسم السلسلتين (مع ترك فراغ بين الاسمين) كما يلي :

Data GDP M2



-بالنقر على **ENTER** من لوحة المفاتيح نجد أن البرنامج قد قام بانشاء السلسلتين وبعد ذلك يتم إدخال قيم المتغيرات بنفس الطريقة السابقة.

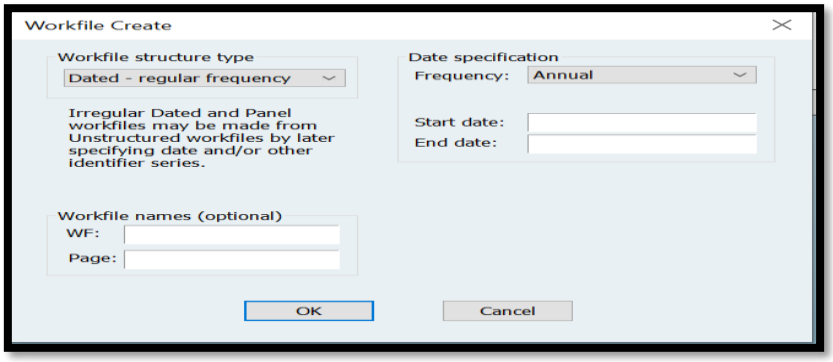
-كيفية ادخال بيانات مقطعية: لتوضيح ذلك نأخذ المثال التالي:

-مثال 02: لتيكن لدينا المعطيات التالية لعينة مكونة من ثمانية افراد بها دخل الفرد Y وعدد أفراد العائلة X1 والجنس (1= ذكر، 2= أنثى) X2 وعدد سنوات التعليم X3.

الفرد / المتغير	1	2	3	4	5	6	7	8
Y	50	65	55	90	100	120	78	125
X1	4	5	9	1	3	6	3	2
X2	1	0	1	1	0	1	0	1
X3	10	8	5	8	9	12	4	11

الحل: نقوم بفتح ملف كما يلي:

File→New→Workfile



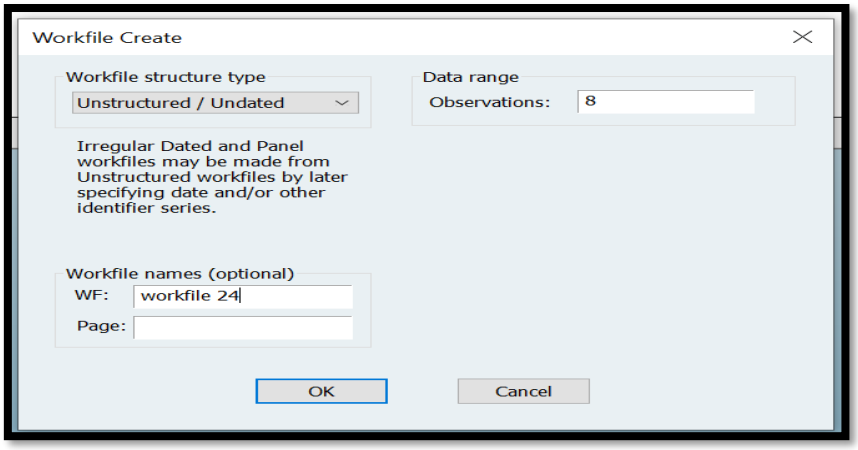
-ثم نحدد نوع البيانات كما يلي:

Wokfile Structure Type→ Unstructured / Undated

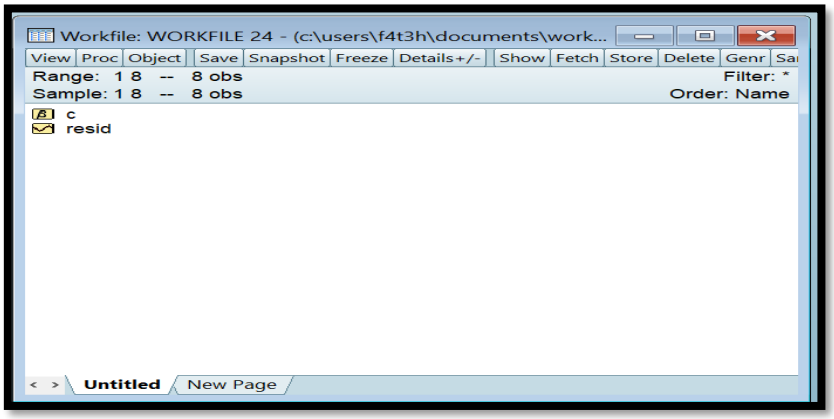
-ثم نكتب حجم العينة (حسب مثالنا الرقم 8) بالذهاب إلى:

Data range→ Observation

-نقوم بكابة اسم الملف كذلك وليكن مثلا: workfile 24 يظهر مما يلي:



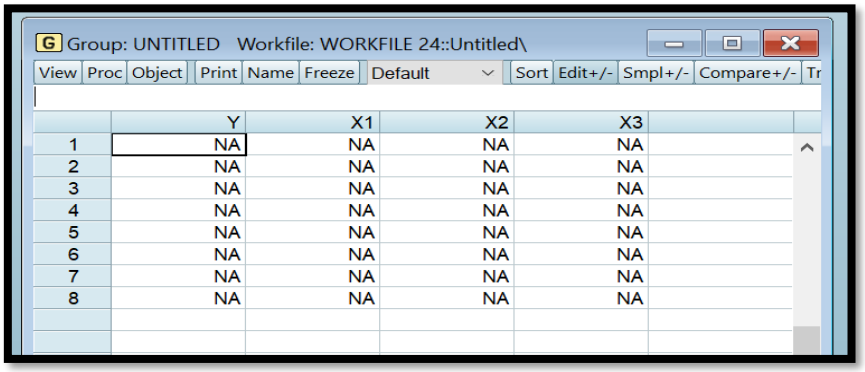
-بالضغط على OK نجد ما يلي:



-نكتب في منطقة الأوامر كلمة **Data** متبوعة باسم المتغيرات كما يلي :

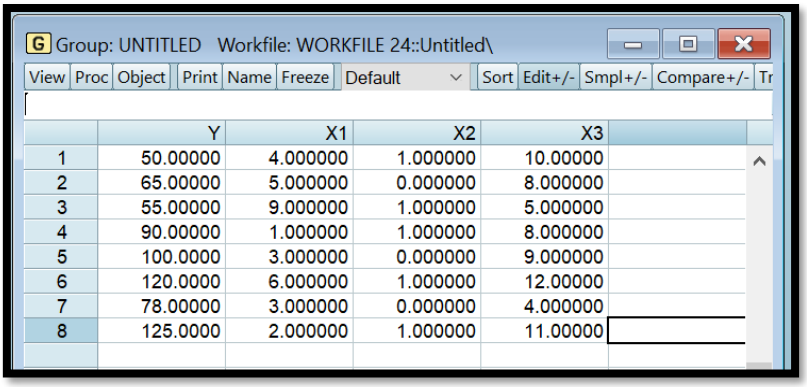
Data Y X1 X2 X3

-يظهر لنا ما يلي وبعد ذلك ندخل قيم المتغيرات كما في السابق:



	Y	X1	X2	X3
1	NA	NA	NA	NA
2	NA	NA	NA	NA
3	NA	NA	NA	NA
4	NA	NA	NA	NA
5	NA	NA	NA	NA
6	NA	NA	NA	NA
7	NA	NA	NA	NA
8	NA	NA	NA	NA

-بعد الانتهاء من ادخال البيانات نتحصل على النافذة الموضحة أدناه:



	Y	X1	X2	X3
1	50.00000	4.000000	1.000000	10.00000
2	65.00000	5.000000	0.000000	8.000000
3	55.00000	9.000000	1.000000	5.000000
4	90.00000	1.000000	1.000000	8.000000
5	100.0000	3.000000	0.000000	9.000000
6	120.0000	6.000000	1.000000	12.00000
7	78.00000	3.000000	0.000000	4.000000
8	125.0000	2.000000	1.000000	11.00000

– كيفية ادخال بيانات ثنائية (متغير وهمي): لتوضيح ذلك ناخذ المثال التالي:

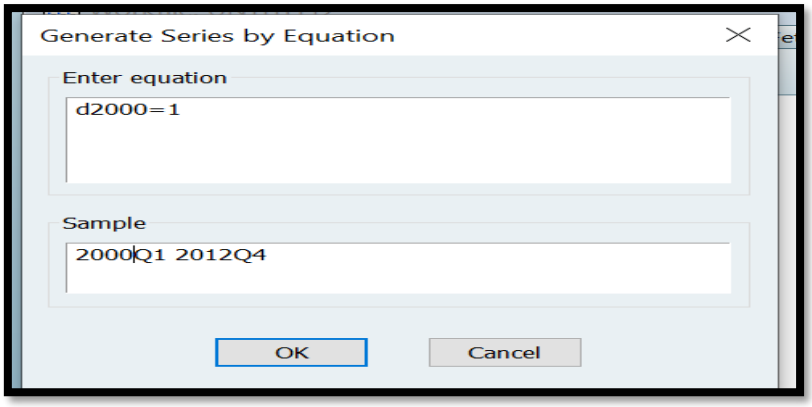
مثال 03: نفترض أنه لدينا بيانات حول العوامل المؤثرة على حجم الناتج المحلي في الفترة من 1990 حتى 2012 ومن بينها متغير يمثل الوضع الاقتصادي السائد بحث:

D=1: في حالة عدم وجود الاستقرار الاقتصادي والذي كان خلال الفترة من الربع الأول من سنة 2000 إلى الربع الرابع من سنة 2012

D=1: في حالة الاستقرار الاقتصادي والذي كان خلال الفترة من الربع الأول من سنة 1990 إلى الربع الرابع من سنة 1999

يتم ذلك كما يلي:

بعد انشاء ملف عمل لبيانات ربع سنوية (فصلية) من بداية سنة 1990 إلى نهاية سنة 2012

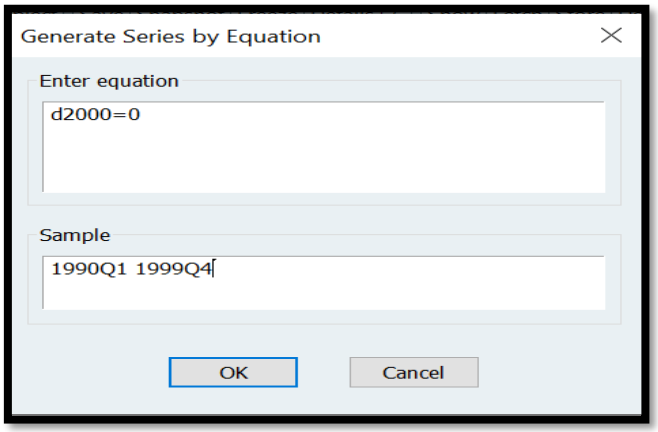


بالضغط على ok سيتم اعطاء القيمة 1 للفترة 2000Q1 حتى 2012Q4، أما باقي الفترة فيأخذ NA دلالة على عدم تعريف ذلك المدى

لإعطاء القيمة 0 للفترة 1990Q1 حتى 1999Q4 نكتب ما يلي:

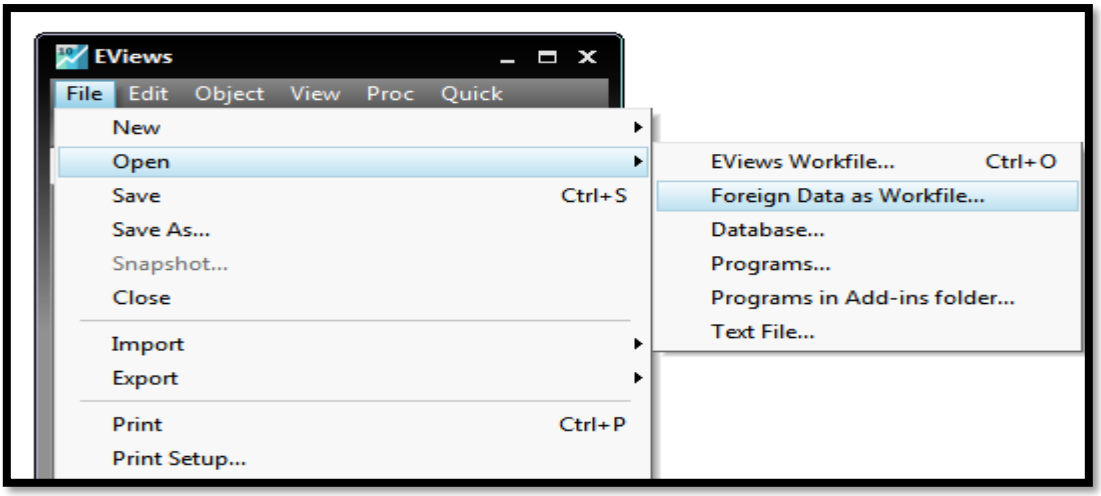
D2000=0: أسفل enter equation حيث D2000

يمثل اسم المتغير اذ لا يمكن تغييره وبعد ذلك نقوم بتغيير مدى أسفل Sample ليصبح 1990Q1 حتى 1999Q4



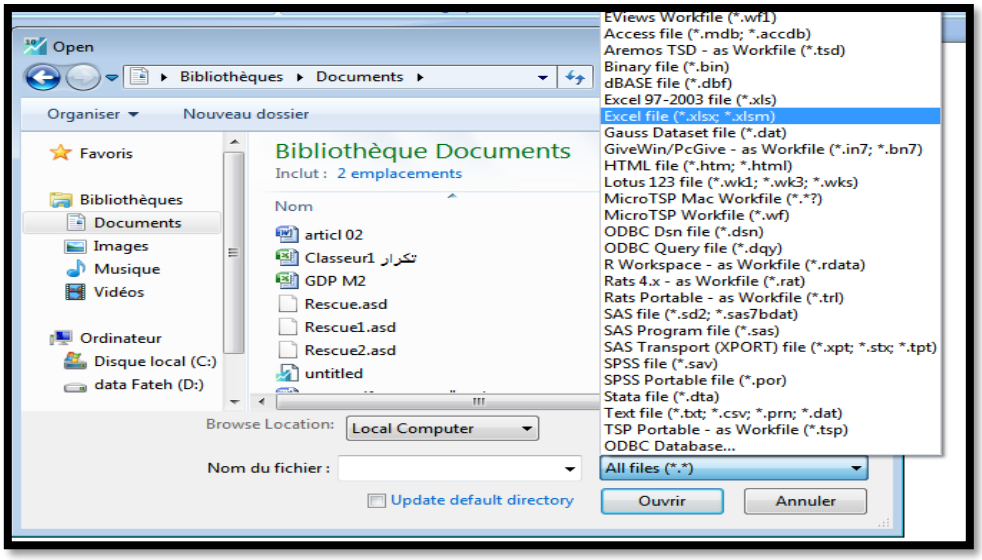
4- استرداد البيانات من برنامج Excel: لتنفيذ ذلك نتبع الخطوات التالية:

File /open /Foreign data as workfile

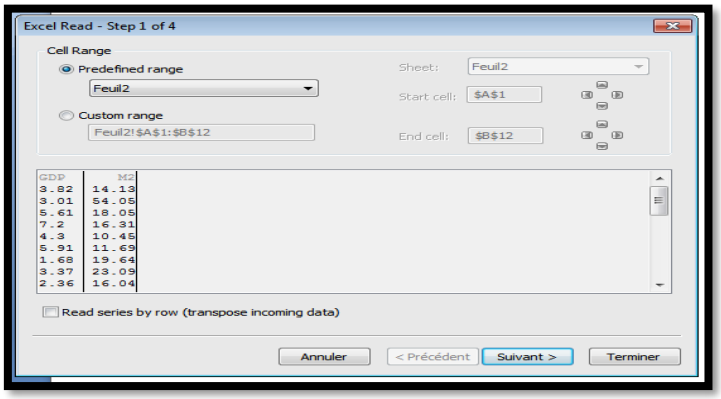


-نبحث عن اسم الملف في مكان تخزينه في الحاسوب مع تحديد **نوعية الملف** كما يلي:

Ovrir /Excel



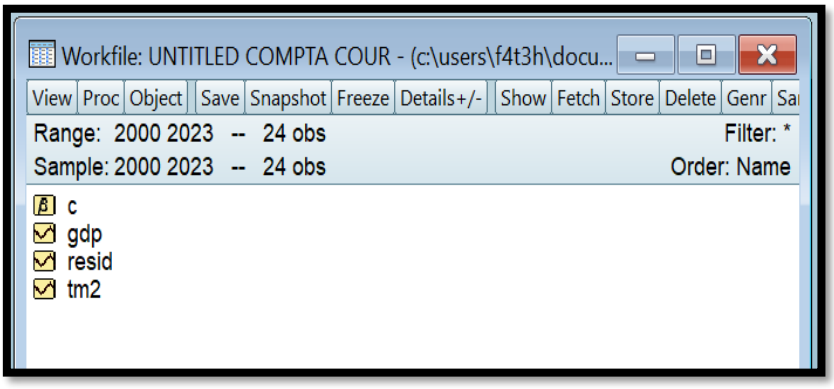
-بالضغط على اسم الملف مثلا هنا في مثالنا (**اسم الملف** هو **gdp m2**) وبالضغط على **Ovrir** ثانية يظهر لنا ما يلي:



-بالضغط على:

Suivant / Suivant/ Suivant /Finish

نتحصل على:



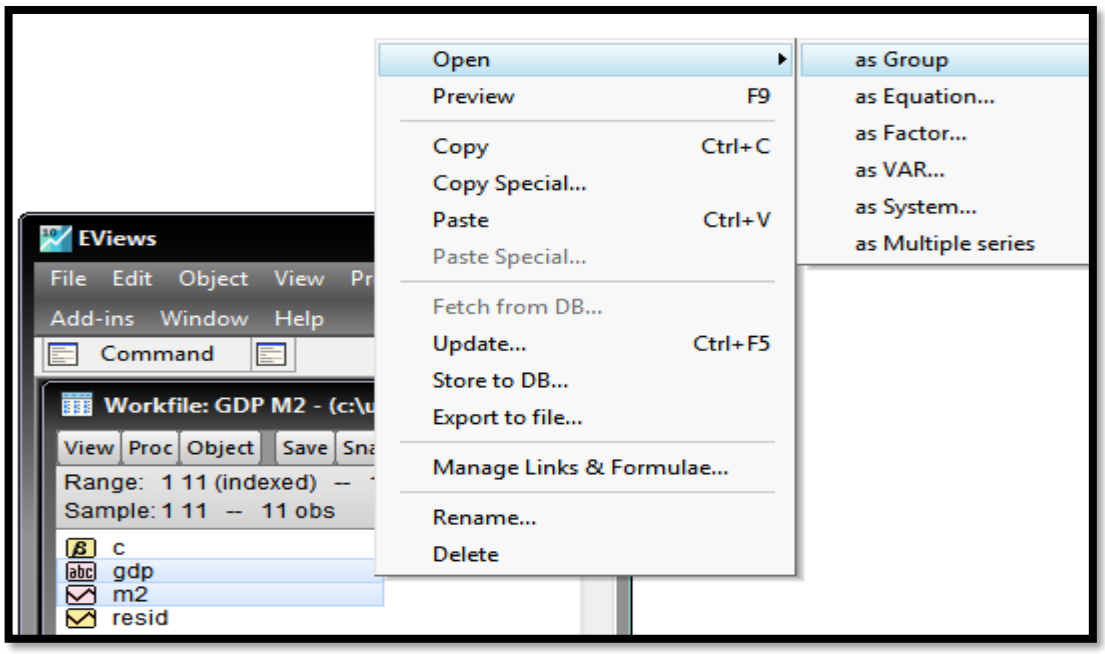
-وبذلك نكون قد انتهينا من استيراد البيانات **Excelle** المحفوظة لدينا، ونقوم في المرحلة الموالية بفحصها من خلال االتحليل البياني وإجراء مختلف العمليات والتحويلات عليها وحساب الخصائص الاحصائية لها.

رابعا- رسم الأشكال البيانات وحساب الخصائص الاحصائية للمتغيرات

لرسم الأشكال البيانية في برنامج Eviews هناك عدة طرق نوجزها في:

باستخدام معطيات **المثال 01** نقوم بالتأكد من السلسلتين بصحة القيم بتظليل السلسلتين: GDP M2 ثم نضغط على الجهة **يسرى للفأرة** وبالنقر على:

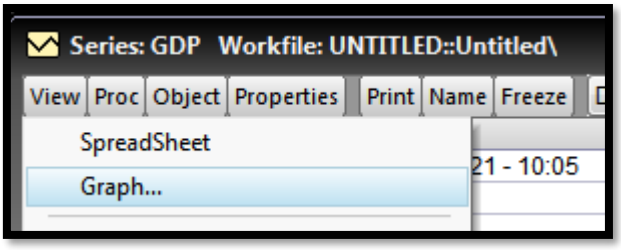
Open /as Group



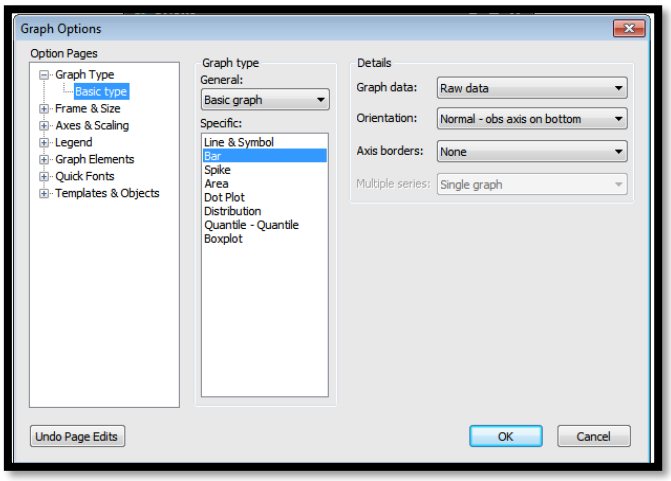
وبعدها نلاحظ أنه تم فتح السلسلتين

1-الرسم من خلال View: نحدد السلسلة ونقوم بفتحها ثم نضغط على:

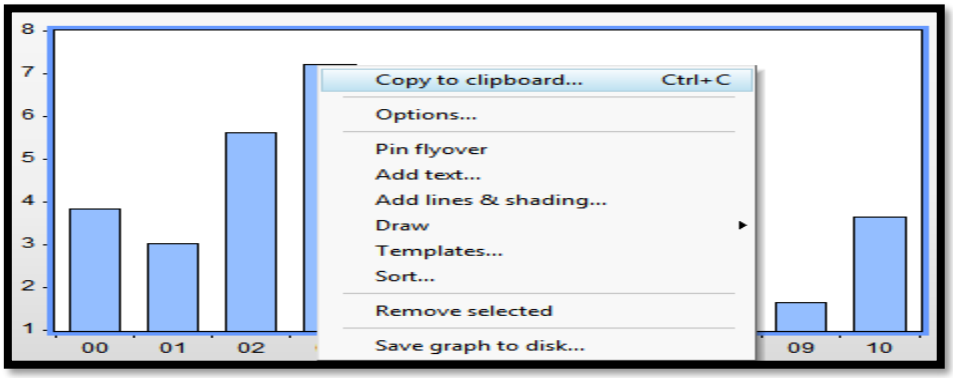
View /Graph



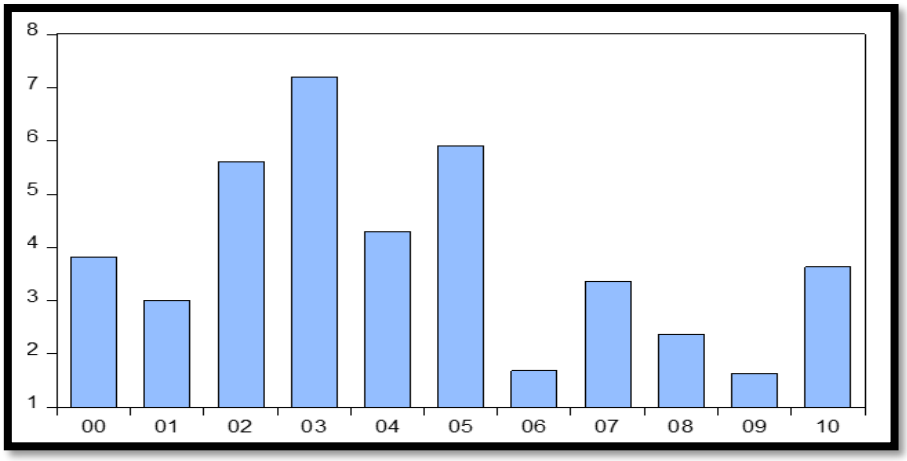
-وبعدها نختار الشكل المناسب مثلا نختار من القائمة **Bar** (الأعمدة البيانية مثلا) ما يلي:



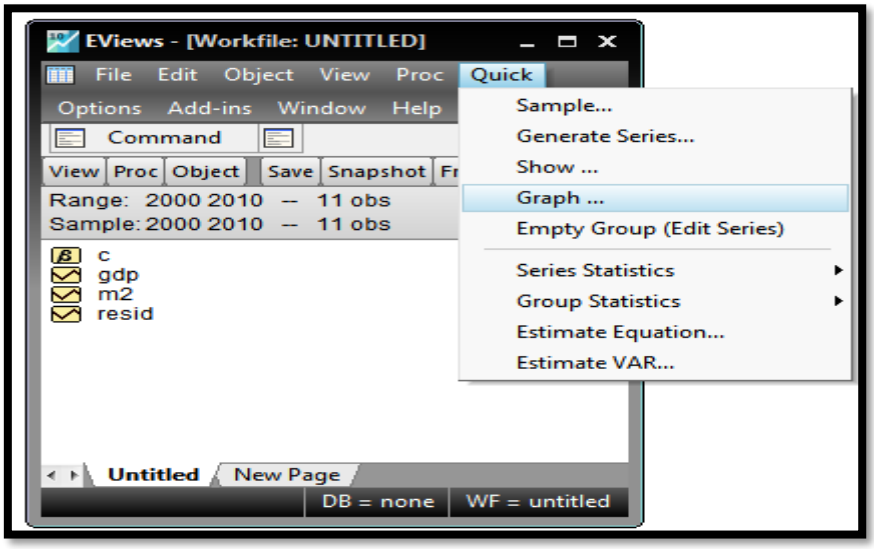
-بالضغط على Ok فيظهر لدينا شكل السلسلة GDP في شكل أعمدة بيانية ولنسخ الشكل على صفحة Word نقوم بالضغط على الجهة اليسرى للفأرة وسط الشكل في البرنامج ثم نذهب إلى Copy to clipboard (Ctrl+C) :



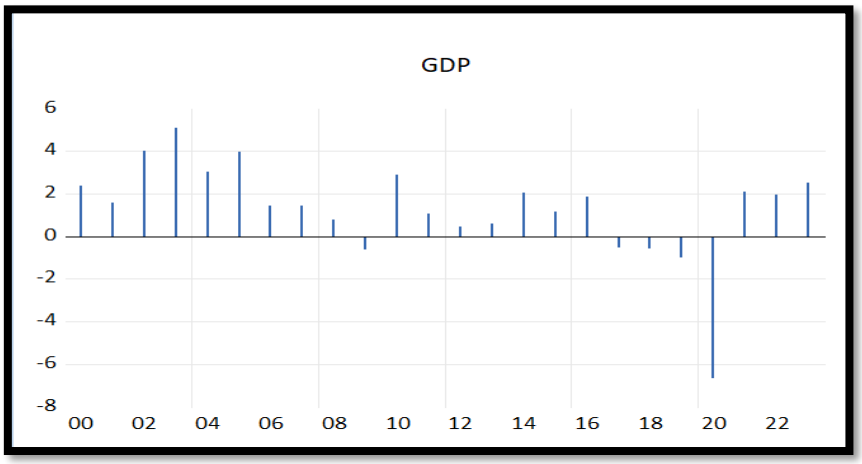
-نذهب إلى مكان نسخ الرسم ونضغط على Coller ويظهر الشكل أدناه:



2- الرسم باستخدام Quick/Graph: يتم ذلك كما يلي :



وبعدها ندخل اسم المتغيرين ونختار نوع الشكل وبالضغط على ok نتحصل على الشكل البياني أدناه:



3-رسم العلاقة الخطية بين متغيرين:

باستخدام معطيات **المثال 01** نقوم برسم العلاقة الخطية بين متغيرين DDP و TM2 نقوم بتحديد المتغيرين أولا ثم نقوم بالضغط على يمين الفارة فتظهر لنا open ثم as group كما يلي: (بافتراض لدينا ملف عمل لبيانات للمتغيرين أهلاه من 2000 الى 2023).

-نقوم بتظليل السلسليتن (مع الضغط على المتغير المستقل أولا) وبالضغط على الجهة اليسرى للفأرة ونذهب إلى:

Open→ as group

نتحصل عل ما يلي:

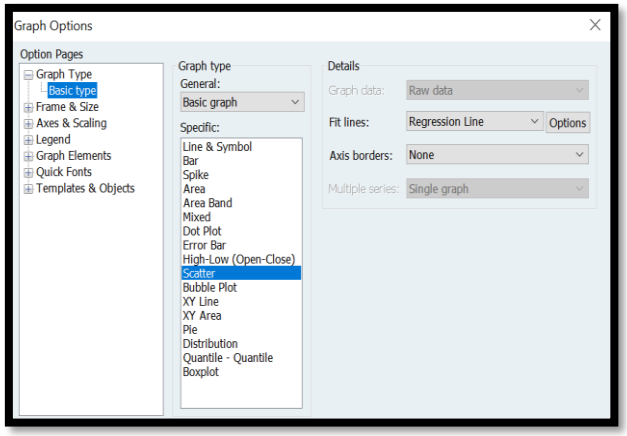
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Default

	GDP	TM2
2000	2.355000	0.010000
2001	1.592000	0.502000
2002	3.988000	0.144000
2003	5.067000	0.197000
2004	3.040000	0.186000
2005	3.972000	0.098000
2006	1.428000	0.207000
2007	1.435000	0.290000
2008	0.763000	0.245000
2009	-0.601000	-0.068000
2010	2.870000	0.109000
2011	1.063000	0.223000
2012	0.429000	0.044000
2013	0.602000	0.059000
2014	2.060000	0.127000
2015	1.157000	-0.197000
2016	1.849000	-0.072000
2017	0.467000	0.068000

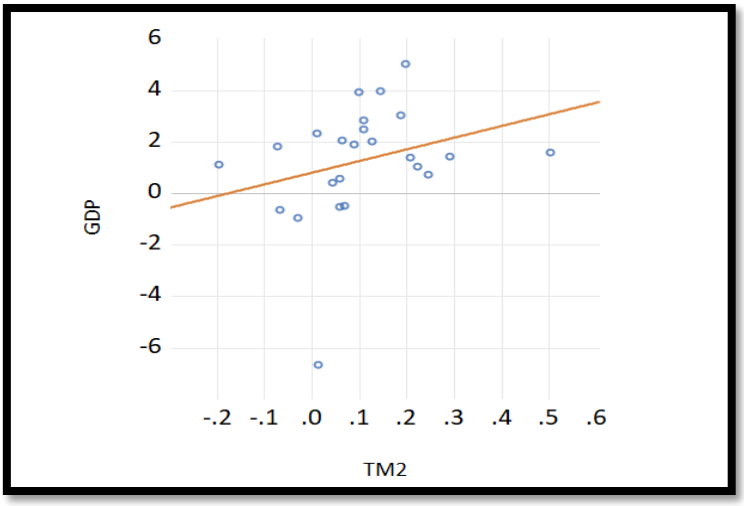
-ثم نتبع ما يلي:

View→Graph→ Graph type→ Scatter

ثم من خلال Fit lines نختار Regression Line ونتحصل على ما يلي:



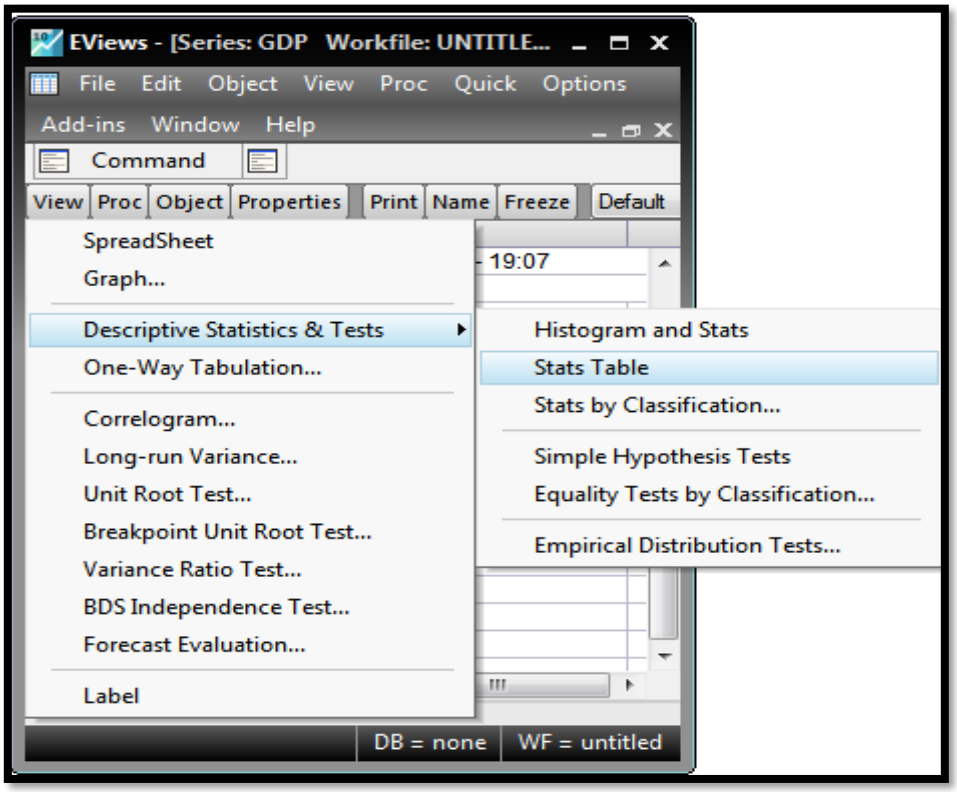
بالضغط على ok نتحصل على الشكل التالي:



4-حساب الخصائص الإحصاء للمتغيرات: لحساب مختلف الخصائص الإحصائية للمتغيرات المدرجة في الدراسة مثلا لكل سلسلة على حدا نقوم بفتح السلسلة (مثلا هنا نقوم بفتح سلسلة GDP حسب مثالنا السابق ونذهب إلى:

4-1-الحصول على الخصائص الإحصائية فقط: نذهب إلى:

View /Descriptive Statistics & Tests / Stats Table

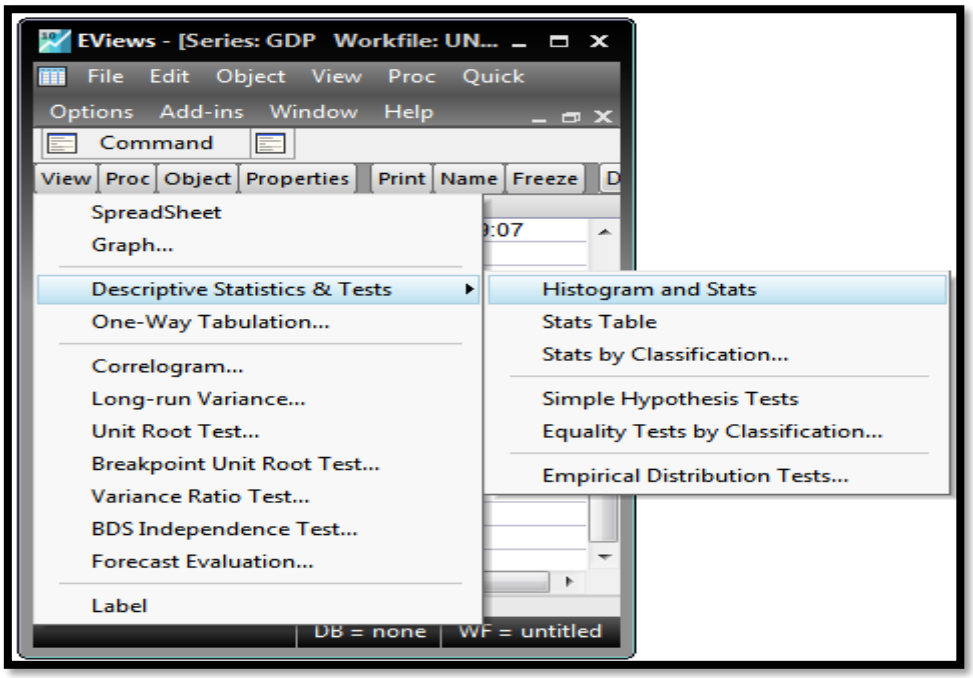


بالنقر على Ok نحصل على:

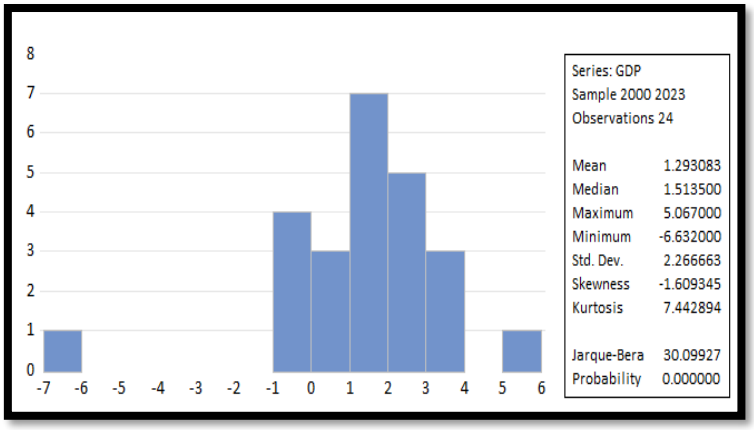
View	Proc	Object	Properties	Print	Name
			GDP		
Mean			1.293083		
Median			1.513500		
Maximum			5.067000		
Minimum			-6.632000		
Std. Dev.			2.266663		
Skewness			-1.609345		
Kurtosis			7.442894		
Jarque-Bera			30.09927		
Probability			0.000000		
Sum			31.03400		
Sum Sq. Dev.			118.1685		
Observations			24		

4-2-الحصول على الخصائص الإحصائية وشكل بياني للسلسلة معا: للحصول على البيانات الإحصائية بالإضافة إلى شكل بياني يبين توزيع قيم السلسة نختار سلسلة ونذهب إلى:

View /Descriptive Statistics & Tests /Histogram and Stats



وبالضغط على **Ok** نحصل على:



-ولغرض نسخ المحتوى نقوم بالضغط على الجهة اليسرى للفأرة وسط الشكل في البرنامج ثم نذهب إلى Copy to clipboard (Ctrl+C) كما في السابق.

4-3-لحساب الخصائص الإحصائية لعدة متغيرات: نقوم بتظليل المتغيرات المعنية وبعد ذلك نقوم بفترحها (الضغط على open أو بالنقر على زر Enter للوحة المفاتيح) من خلال القيام بتظليل المتغيرات:

GDP TM2 INF

ثم نضغط نضغط على الجهة **يسرى للفأرة** وبالنقر على:

Open /as Group

ثم نذهب إلى:

View /Descriptive Stats /Common Sample

Group: UNTITLED Workfile: UNTITLED COMPTA COUR::Untitled...

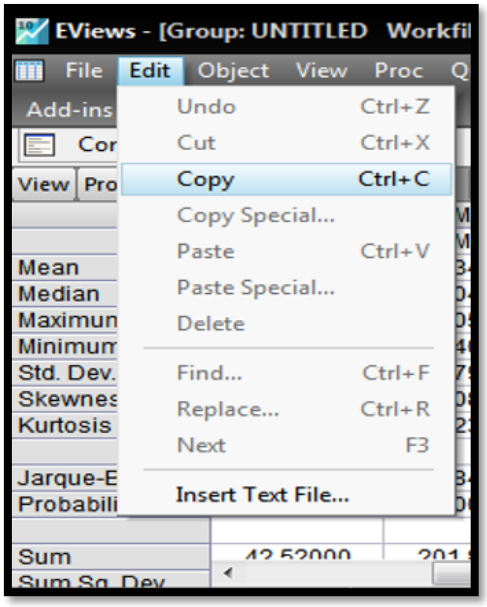
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

	GDP	TM2	INF
Mean	1.293083	0.102833	4.386667
Median	1.513500	0.092500	4.230000
Maximum	5.067000	0.502000	9.260000
Minimum	-6.632000	-0.197000	0.330000
Std. Dev.	2.266663	0.140340	2.327644
Skewness	-1.609345	0.573062	0.446036
Kurtosis	7.442894	4.424974	2.643616
Jarque-Bera	30.09927	3.344153	0.922803
Probability	0.000000	0.187857	0.630400
Sum	31.03400	2.468000	105.2800
Sum Sq. Dev.	118.1685	0.452995	124.6123
Observations	24	24	24

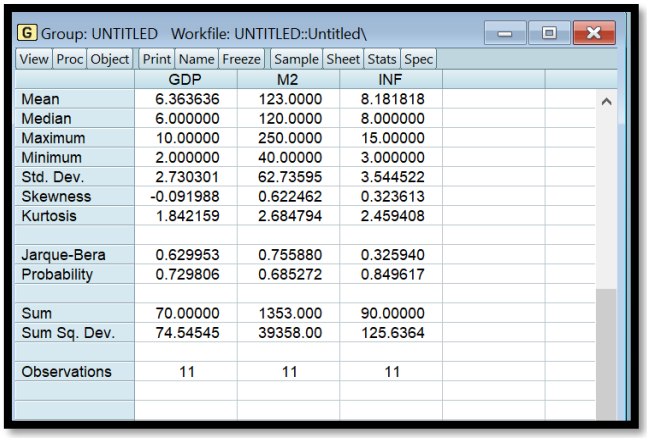
ملاحظة: تم إضافة متغير التضخم INF للمتغيرين GDP و TM2 لغرض التوضيح.

ولغرض نسخ المحتوى نقوم بنفس الطرقة السابقة أو نذهب إلى:

Edit /Copy (Ctrl+c)



وبالنقر في مكان نسخ المحتوى وبالنقر على **Coller** نحصل على:



Group: UNTITLED Workfile: UNTITLED::Untitled\

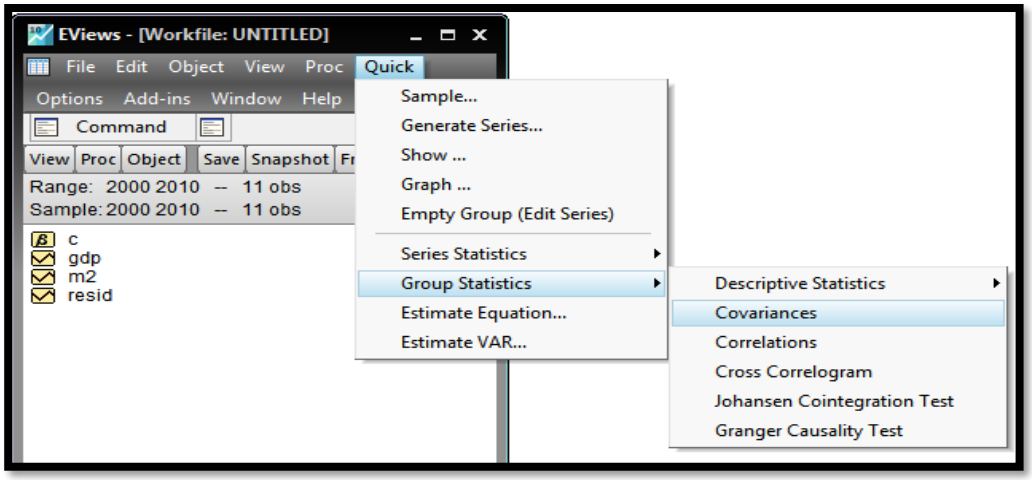
View | Proc | Object | Print | Name | Freeze | Sample | Sheet | Stats | Spec

	GDP	M2	INF
Mean	6.363636	123.0000	8.181818
Median	6.000000	120.0000	8.000000
Maximum	10.00000	250.0000	15.00000
Minimum	2.000000	40.00000	3.000000
Std. Dev.	2.730301	62.73595	3.544522
Skewness	-0.091988	0.622462	0.323613
Kurtosis	1.842159	2.684794	2.459408
Jarque-Bera	0.629953	0.755880	0.325940
Probability	0.729806	0.685272	0.849617
Sum	70.00000	1353.000	90.00000
Sum Sq. Dev.	74.54545	39358.00	125.6364
Observations	11	11	11

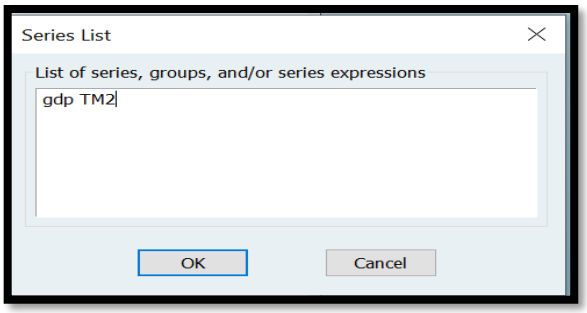
5-حساب التغاير، الارتباط بين المتغيرات:

5-1-حساب التغاير بين السلسلتين (Cov(GDP, M2): لحساب التغاير بين سلسلتين أو أكثر نتبع الخطوات التالية:

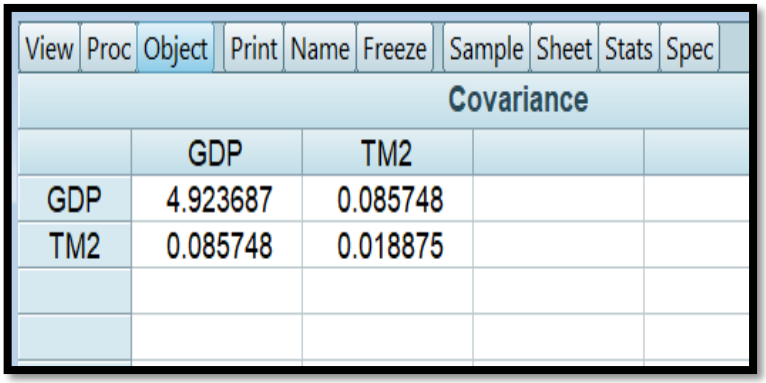
Quick /Group Statistics /Covariances



-بكتابة اسم السلاسل (هنا لدينا سلسلتين فقط حسب المثال السابق) في شاشة العمل الظاهرة كما يلي:



-بالضغط على **Ok** نحصل على المخرجات التالية:



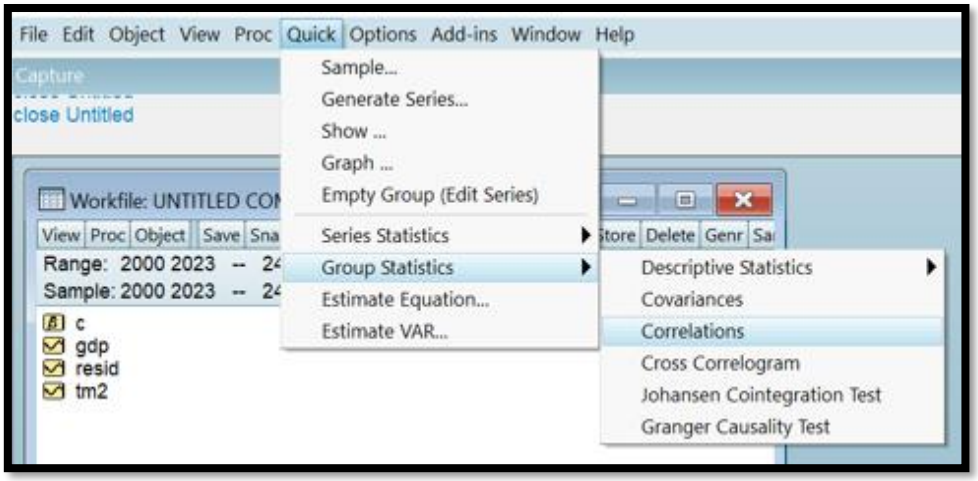
	GDP	TM2
GDP	4.923687	0.085748
TM2	0.085748	0.018875

-هي عبارة عن مصفوفة تغاير-تباين Cov-Var حيث قيم القطر الأول للمصفوفة عبارة عن قيم تباين السلسلتين GDP و TM2 بينما باقي القيم تمثل قيم التغاير بين السلسلتين GDP و TM2 ومن النتائج السابقة نستنتج أن:

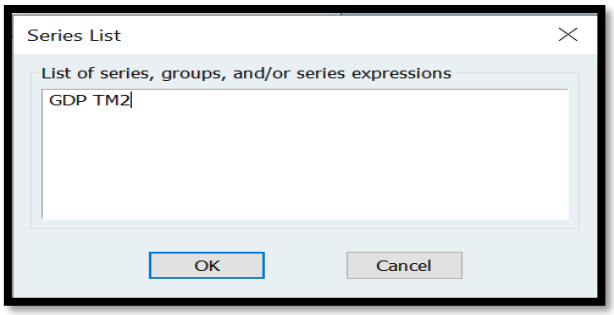
$$Cov(GDP, TM2) = 0.0857, \quad Var(GDP) = 4.923, \quad Var(TM2) = 0.0188$$

5-2-حساب الارتباط بين المتغيرات: لحساب الارتباط بين سلسلتين أو أكثر نتبع الخطوات التالية:

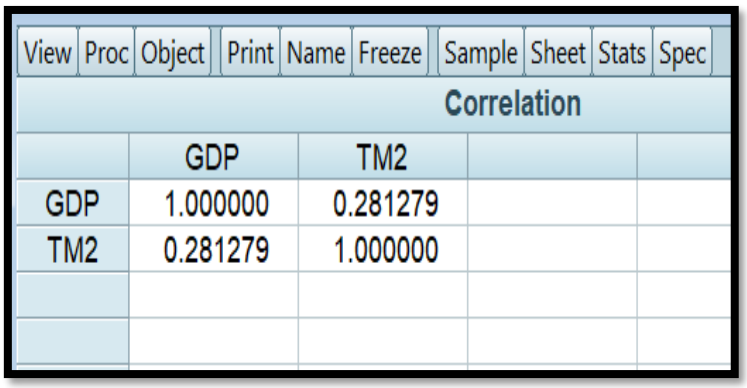
Quick /Group Statistics /Correlations



-بكتابة إسم السلسلتين في شاشة الظاهرة كما يلي:



-بالضغط على Ok نحصل على النتائج التالية:



	GDP	TM2		
GDP	1.000000	0.281279		
TM2	0.281279	1.000000		

-هي عبارة عن مصفوفة معاملات الارتباط (وهي مصفوفة متناظرة) حيث قيم قطر الأول للمصفوفة عبارة عن قيم الارتباط بين كل سلسلة ونفسها لذلك قيم القطر تأخذ القيم الواحد الصحيح بينما باقي القيم تمثل قيم معامل الارتباط بين السلسلتين GDP و TM2 ومن النتائج السابقة نستنتج أن:

$$\rho_{GDP,TM2} = r_{GDP,TM2} = 0.2812$$

خامسا– الانحدار الخطي البسيط

تمهيد:

من خلال هذا الفصل نتطرق فيه إلى كيفية تقدير نموذج الانحدار الخطي البسيط باستخدام برنامج Eviews في العنصر الأول منه ثم إلى كيفية إجراء التقدير النقطي والتنبؤ النقطي في نموذج الانحدار الخطي البسيط باستخدام برنامج Eviews وبعض الاختبارات الاحصائية المرتبطة بذلك في الأخير.

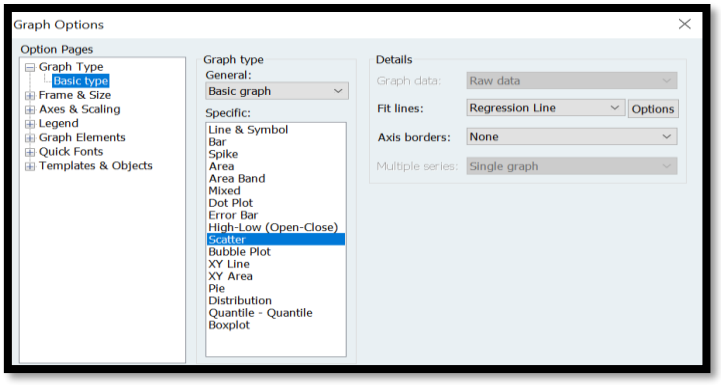
إنطلاقا من المثال السابق **المثال 01** نقوم بايجاد انحدار TM2 على GDP ولغرض ايجاد ذلك نتبع ما يلي:

1–شكل الانتشار بين السلسلتين:

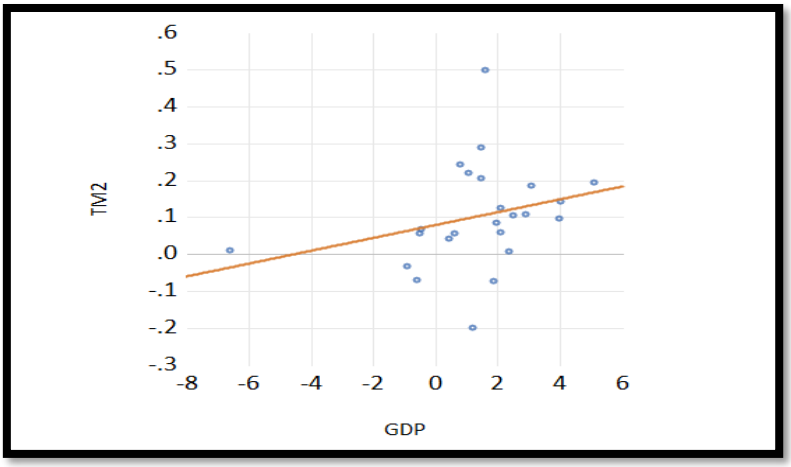
Quick→Graph→ ok

–يظهر مبرع حوار series list وفيه نحدد أسماء المتغيرات بالضغط على المتغير المستقل أولا ثم المتغير التابع.

– من خلال مربع الحوار Graph type نختار Scatter ثم في Fit lines نختار Regression Line كما ما يلي:



–بالضغط على ok نتحصل على الشكل التالي:



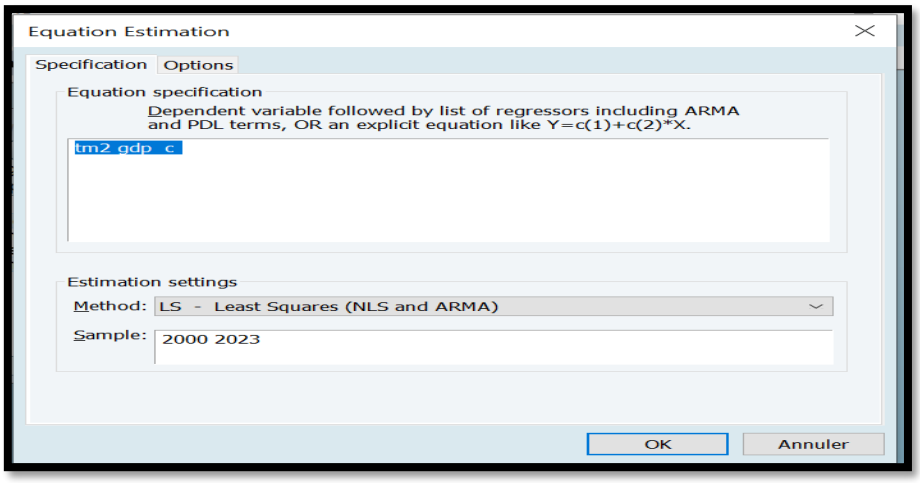
-من خلال شكل الانتشار أعلاه يمكن التأكد من طبيعة العلاقة بين المتغيرين المدروسين هل هي علاقة خطية أم لا.

2-تقدير النموذج الانحدار الخطي البسيط باستخدام برنامج Eviews:

لغرض تقدير نموذج الانحدار الخطي البسيط نتبع الخطوات التالية:

Quick→Estimate Equation→ ok

فيظهر مربع الحوار التالي ومن خلال Equation Estimation نقوم بكابتة أسماء المتغيرات بحيث نكتب إسم المتغير التابع أولا وهنا في مثالنا نكتب TM2 ثم نكتب إسم المتغير المستقل GDP ثم الحد الثابت C أو العكس. وفي Estimation Settings نحدد الطريقة المستخدمة في التقدير وهنا نحدد طريقة المربعات الصغرى LS-Least Squares، ومن خلال Sample نحدد السلسلة (العينة) المعتمدة في التقدير وهذا يفيدنا عندما نريد إنتقاء جزء فقط من فترة الدراسة لكي نقوم بتقدير النموذج وفقها وليس على طور فترة الدراسة كما يلي:



-بعد الضغط على ok نتحصل على ما يلي:

Dependent Variable: TM2
Method: Least Squares
Date: 01/24/25 Time: 11:30
Sample: 2000 2023
Included observations: 24

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP	0.017415	0.012667	1.374821	0.1830
C	0.080314	0.032533	2.468717	0.0218

R-squared	0.079118	Mean dependent var	0.102833
Adjusted R-squared	0.037259	S.D. dependent var	0.140340
S.E. of regression	0.137701	Akaike info criterion	-1.047807
Sum squared resid	0.417155	Schwarz criterion	-0.949636
Log likelihood	14.57368	Hannan-Quinn criter.	-1.021762
F-statistic	1.890134	Durbin-Watson stat	1.885554
Prob(F-statistic)	0.183029		

3-تحليل نتائج التقدير: من خلال النافذة الجديدة أعلاه التي توضح نتائج تقدير النموذج يتبين لنا ما يلي:

-من خلال العمود Ceofficient تظهر لنا القيم معلمات النموذج المقدرة حيث:

- قيمة معامل الميل هي: 0,0174

- قيمة معامل الحد الثابت هي: 0,0803

- من خلال العمود Std-Error تظهر القيم الاخطاء المعيارية للمعلمات المقدرة، حيث قيمة الخطأ المعياري لمعامل الميل هو: 0,0126 و قيمة الخطأ المعياري للحد الثابت هو: 0,0325.

- من خلال العمود Statistic تظهر القيم المحسوبة لاحصائية ستيودنت للمعلمات المقدرة، حيث قيمة إحصائية ستدودنت لمعامل الميل هي: 1,3748 وقيمة إحصائية ستدودنت للحد الثابت هي: 2,468.

- من خلال العمود Prob تظهر القيم الاحتمالية المقابلة لإحصائية ستدودنت **(t)** للمعالم المقدرة والتي يمكن من خلالها اتخاذ قرار معنوية أو عدم معنوية المعلمات المقدرة وذلك بعد مقارنتها مع مستوى المعنوية 0,05 أو 0,01 أو 0,1، حيث إذا كانت قيمة الاحتمال المقابل أكبر من مستوى المعنوية المحدد فإننا نقول أن المعلمة المعنية غير معنوية مثلا وفقا لنتائج أعلاه مقدر معلمة الحد الثابت معنوية لان الاحتمال المقابل يساوي 0,0218 أقل من مستويات المعنوية 0,05 و0,10 في حين مقدر معامل الميل ليس معنوي لان الاحتمال المقابل يساوي 0,1830.

كما يظهر من خلال نتائج تقدير النموذج أيضا كل من:

- قيمة معامل التحديد R-Squared والتي تدلنا على القدرة التفسيرية للنموذج المقدر، من خلال النتائج أعلاه يتبين أن: $R-Squared = 0.0791$ أي أن **%**7,91 من التغيرات في TM2 مفسرة من خلال النموذج المقدر وباقي النسبة والتي بـ **%**92,09 تعود لعوامل عشوائية غير ظاهرة في النموذج.

- قيمة معامل التحديد المصحح Adjustd R-Squared: من خلال النتائج أعلاه يتبين أن $\text{Adjustd R} - \text{Squared} = 0.0372$ أي أن هناك نسبة منخفضة جدا من التغيير الكلي في الكتلة النقدية مفسرة عن طريق النموذج المقدر.
- قيمة اختبار والاحتمال المقابل لاحصائية فيشر الخاص بالمعنوية الكلية للنموذج: من نتائج أعلاه يتضح أن $F - statistic = 1,89$ والاحتمال المقابل لها $Prob(F - statistic) = 0.1830$ وهنا يتضح أن النموذج ليس معنويا كليا لأن الاحتمال المقابل لاحصائية فيشر أكبر من مختلف مستويات المعنوية.
- للاشارة فقط فإنه يمكن كتابة النموذج أعلاه في شكله النهائي من خلال البرنامج بإتباع الخطوات التالية:

-من نافذة التقدير النموذج نذهب إلى:

View→Representations

```
Estimation Command:
==========================
LS TM2 GDP  C

Estimation Equation:
==========================
TM2 = C(1)*GDP + C(2)

Substituted Coefficients:
==========================
TM2 = 0.0174153826926*GDP + 0.0803137922299
```

-كما يمكن نسخ نتائج النموذج المقدر كما يلي:

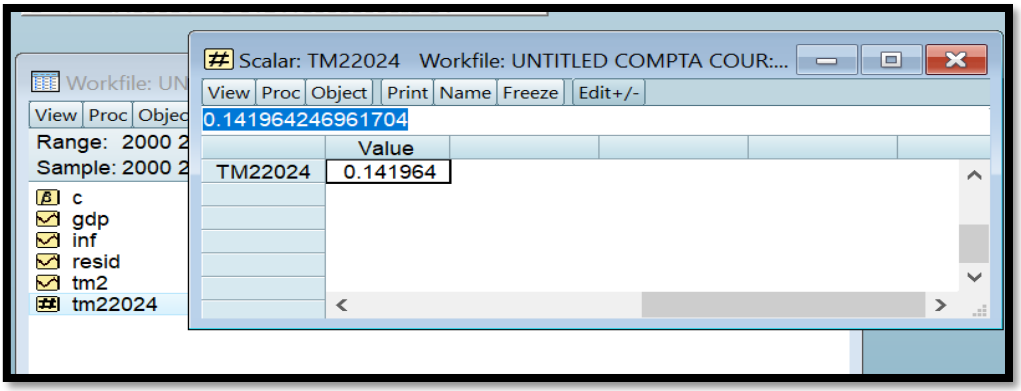
TM2 = 0.0174153826926*GDP + 0.0803137922299

4-التقدير النقطي في نموذج الانحدار الخطي البسيط باستخدام برنامج Eviews:

لغرض معرفة قيمة TM2 في سنة 2024 بافتراض أن قيمة GDP في هذه السنة هي 3,54 وحدة نقدية. أولا نقوم بنسخ المعادلة أعلاه -للنموذج المقدر- في منطقة الأوامر ثم نقوم بالتعديل التالي:

Scalar TM22024 = 0.0174153826926***3.54*** + 0.0803137922299

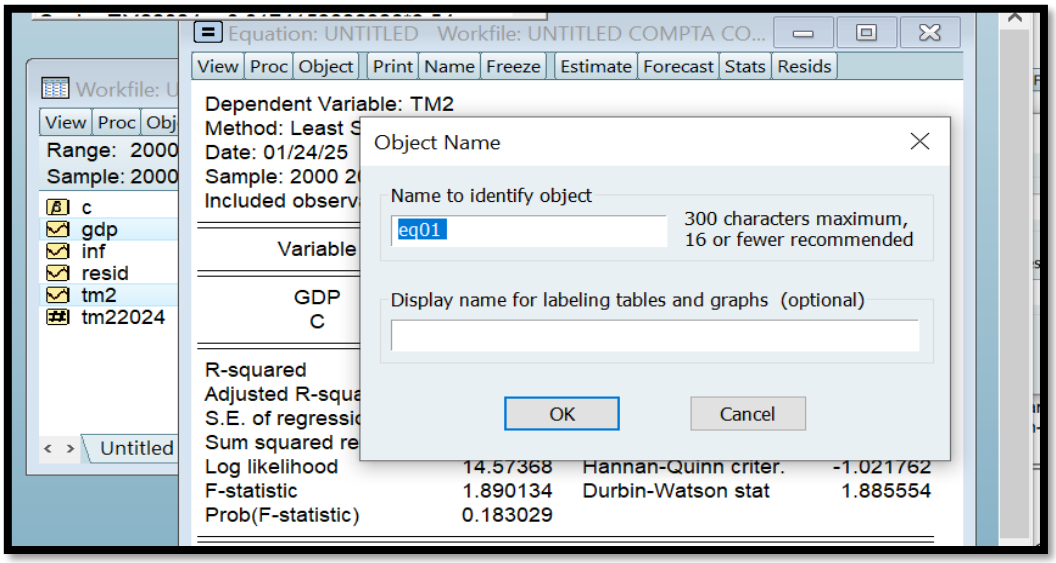
-بعد الضغط على ok نتحصل على ما يلي:



حيث TM22024 تمثل قيمة TM2 في سنة 2024 وتساوي 0,1419.

5-التقدير المجالي والتنبؤ المجالي:

بعد تقدير النموذج نقوم بتخزينه إذ من خلال نافذة الحوار للنموذج المقدر ومن name إذ بالضغط عليها يظهر مربع الحوار التالي:

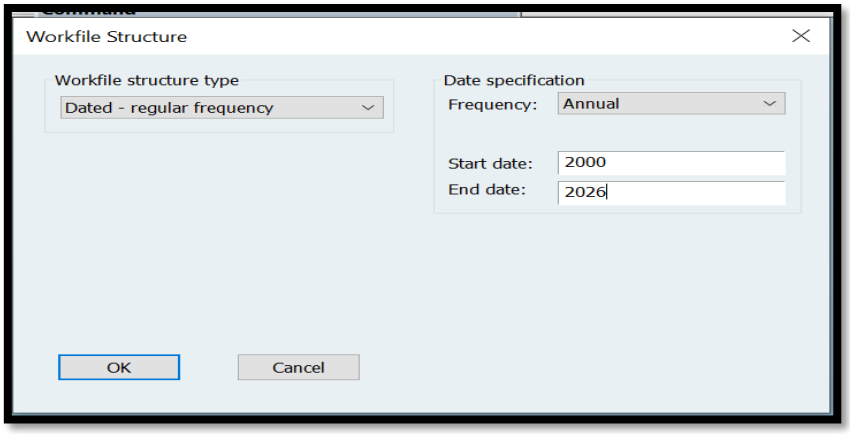


-نختار اسم معين للنموذج المقدر أو نترك الاسم eq01 وبالضغط على OK يتم تخزين نتائج النموذج المقدر.

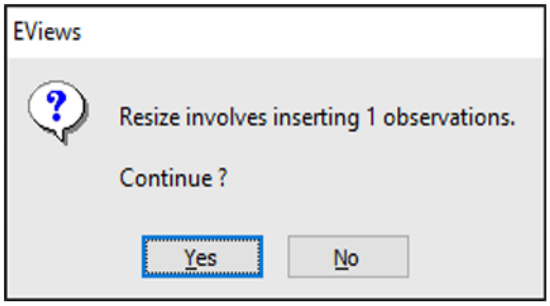
-بعد ذلك من القوائم الاساسية للبرنامج ومن نافذة ملف العمل workfile نتبع الخطوات التالية:

Proc →Structure→ Resize Curent Page→ok

-يظهر مربع الحوار التالي وفي خانة End date نكتب 2026 على أساس أنه يتم التنبؤ بقيم DGP من سنة 2024-2026:



-بالضغط على ok يظهر لدينا مربع الحوار التالي الذي يطلب منا تأكيد تغيير حجم العينة وبتأكيد ذلك الخيار من خلال الضغط على Yes كما يتبين أدناه:



-بعد ذلك ندخل قيم السلسلة **GDP** من سنة 2024 الى 2026 ولتكن مثلا كما يلي:

T	2024	2025	2026
GDP	3.54	4.45	5.62

-كما يظهر أدناه:

Series: GDP Workfile: UNTI

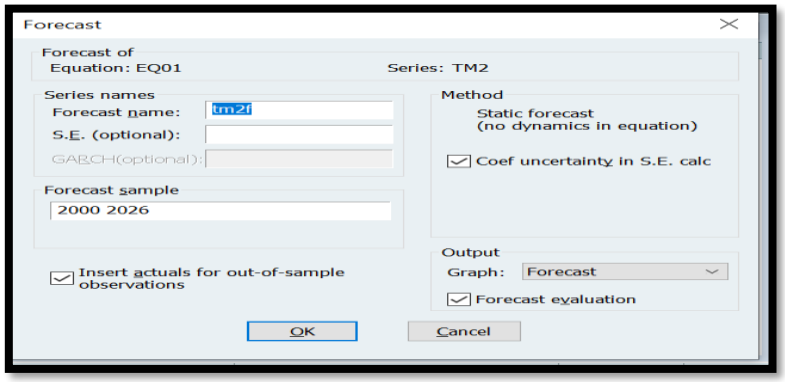
View | Proc | Object | Properties | Pri

5.62

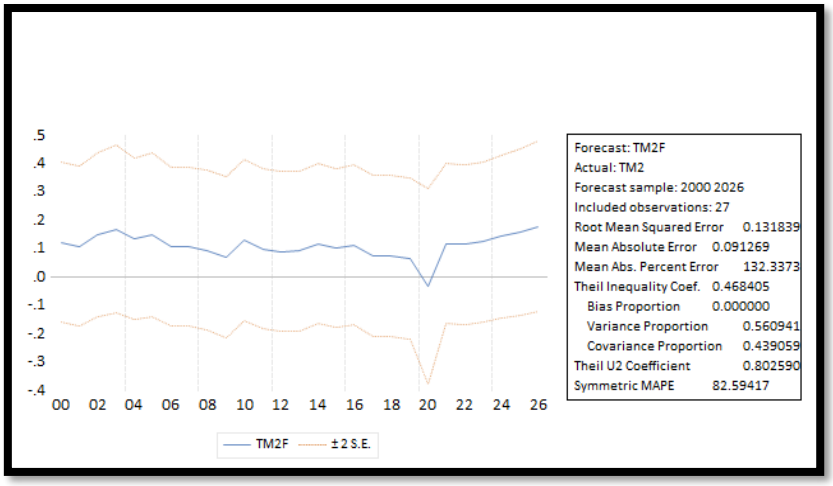
2013	0.602000
2014	2.060000
2015	1.157000
2016	1.849000
2017	-0.467000
2018	-0.512000
2019	-0.939000
2020	-6.632000
2021	2.093000
2022	1.927000
2023	2.495000
2024	3.540000
2025	4.450000
2026	5.620000

-بعد ذلك نقوم بفتح المعادلة المقدرة Eq01 التي تم حفظها في السابق ومن نافذة تقدير النموذج نختار Forecast وبالضغط عليها يظهر لنا مربع الحوار التالي:

- نجد أن البرنامج قام بكتابة إسم المتغير الجديد في خانة Forecast name مضافا إليه حرف f (كما يمكن تغيير إسم المتغير هنا)
- يمكن في هذه الخطوة تحديد الخطأ المعياري للتقدير بحيث يعتمد على مجال إفتراضي ∓2SE



- بالضغط على ok نتحصل على ما يلي:



-نجد أن البرنامج قد قام بانشاء السلسلة المتنبؤ بها TM2f في نافذة ملف العمل وبعد فتحها نتحصل على القيم المتنبؤ بها كما يظهر أدناه خلال فترة التنبؤ 2024-2026:

Last updated: 01/24/25 - 12:01
Modified: 2000 2026 =>
EQ01.fit(e, g, forcsmpl="2000 2026") tm2f

2000	0.121327
2001	0.108039
2002	0.149766
2003	0.168558
2004	0.133257
2005	0.149488
2006	0.105183
2007	0.105305
2008	0.093602
2009	0.069847
2010	0.130296
2011	0.098826
2012	0.087785
2013	0.090798
2014	0.116189
2015	0.100463
2016	0.112515
2017	0.072181
2018	0.071397
2019	0.063961
2020	-0.035185
2021	0.116764
2022	0.113873
2023	0.123765
2024	0.141964
2025	0.157812
2026	0.178188

6-إيجاد المرونة:

-من خلال نافذة تقدير Equation نذهب إلى:

View →Coefficient Diagnostics→ Scaled Coefficients→ok

-نتحصل على الجدول أدناه حيث تمثل المرونة بالقيمة المقابلة لكل متغير في عمود Elasticity at Means:

Scaled Coefficients
Date: 01/24/25 Time: 12:05
Sample: 2000 2023
Included observations: 24

Variable	Coefficient	Standardized Coefficient	Elasticity at Means
GDP	0.017415	0.281279	0.218991
C	0.080314	NA	0.781009

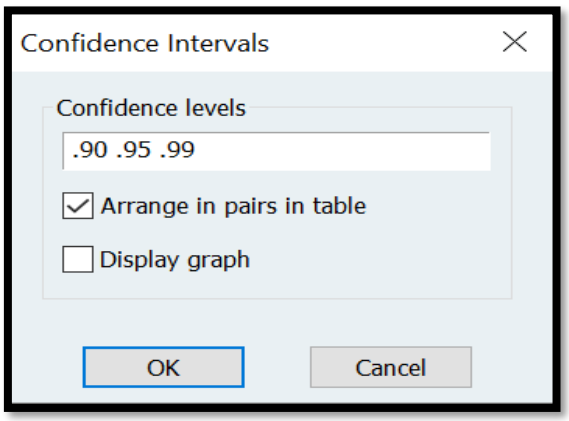
-تكمن أهمية حساب المرونة لغرض مقارنة قيمتها مع الواحد لمعرفة قوة المرونة ومع الصفر لمعرفة اتجاهها.

7-مجال الثقة للمعالم:

-من خلال نافذة تقدير Equation نذهب إلى:

View →Coefficient Diagnostics→ Confidence intervals→ok

-يظهر لدينا مربع الحوار التالي:



-كما يمكننا اختيار مستوى ثقة واحد وبالضغط على ok نتحصل على ما يلي:

Coefficient Confidence Intervals
Date: 01/24/25 Time: 12:06
Sample: 2000 2023
Included observations: 24

		90% CI		95% CI		99% CI	
Variable	Coefficient	Low	High	Low	High	Low	High
GDP	0.017415	-0.004336	0.039167	-0.008855	0.043686	-0.018291	0.053122
C	0.080314	0.024451	0.136177	0.012845	0.147782	-0.011388	0.172015

8-سلسلة بواقي للنموذج المقدر:

-من خلال نافذة تقدير Equation نذهب إلى:

View→Actual-Fitted-Residaul → Actual-Fitted-Residaul Table → ok

-يظهر لنا الجدول التالي:

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
2000	0.01000	0.12133	-0.11133	
2001	0.50200	0.10804	0.39396	
2002	0.14400	0.14977	-0.00577	
2003	0.19700	0.16856	0.02844	
2004	0.18600	0.13326	0.05274	
2005	0.09800	0.14949	-0.05149	
2006	0.20700	0.10518	0.10182	
2007	0.29000	0.10530	0.18470	
2008	0.24500	0.09360	0.15140	
2009	-0.06800	0.06985	-0.13785	
2010	0.10900	0.13030	-0.02130	
2011	0.22300	0.09883	0.12417	
2012	0.04400	0.08778	-0.04378	
2013	0.05900	0.09080	-0.03180	
2014	0.12700	0.11619	0.01081	
2015	-0.19700	0.10046	-0.29746	
2016	-0.07200	0.11251	-0.18451	
2017	0.06900	0.07218	-0.00318	
2018	0.05700	0.07140	-0.01440	
2019	-0.03100	0.06396	-0.09496	
2020	0.01200	-0.03519	0.04719	
2021	0.06200	0.11676	-0.05476	
2022	0.08700	0.11387	-0.02687	
2023	0.10800	0.12377	-0.01577	

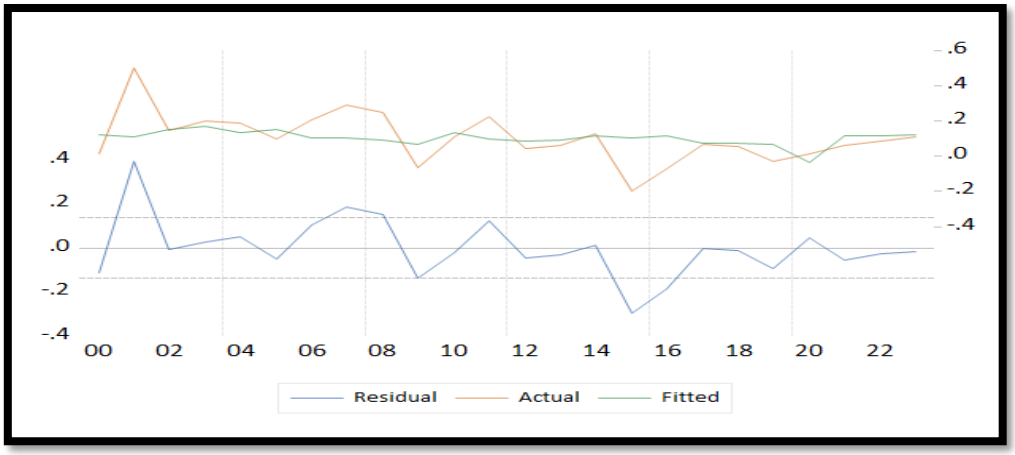
-العمود الأول يحتوي على القيم الفعلية للمتغير Actual والعمود الثاني يحتوى على القيم المقدرة للمتغير Fitted والعمود الثالث يحتوي على قيم البواقي Residaul والعمود الرابع يمدنا البرنامج بالتمثيل البياني للبواقي Residaul Plot.

-كما يمكن الحصول على التمثيل البياني لكل من القيم الفعلية للمتغير Actual وعلى القيم المقدرة للمتغير Fitted وعلى قيم البواقي Residaul

من خلال نافذة تقدير Equation بالذهاب إلى:

View→Actual-Fitted-Residaul → Actual-Fitted-Residaul Graph → ok

-يظهر لنا الشكل التالي:



9-اختبار فرضية طبيعية الأخطاء:

-من فرضيات طريقة المربعات الصغرى أن تكون بواقي النموذج المقدر تتبع التوزيع الطبيعي، ولاختبار ذلك تعطى الفرضيات الاختبار على الشكل التالي:

الفرضية الصفرية H_0: **الاخطاء تتبع التوزيع الطبيعي** مقابل **الفرضية البديلة** H_1: **الاخطاء لا تتبع التوزيع الطبيعي**

-لاختبار هذه الفرضية نتبع الخطوات التالية:

-من خلال نافذة تقدير Equation نتبع الخطوات التالية:

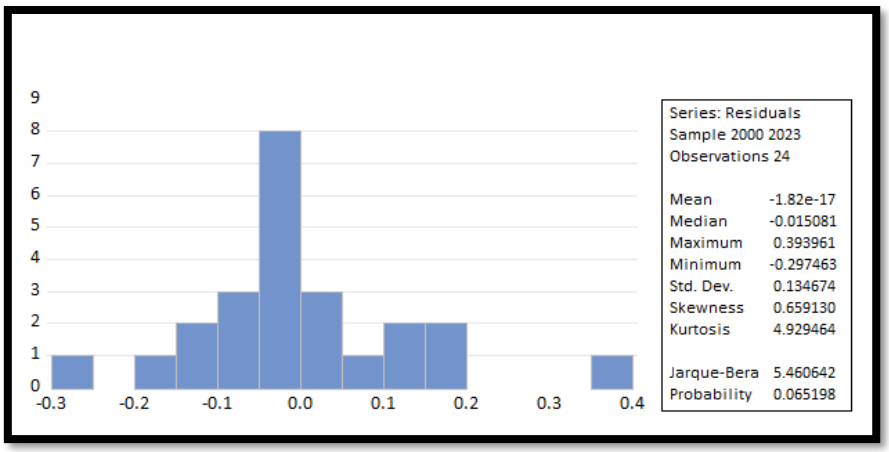
View→ Residual Diagnostics → Histogram-Normality Test→ ok

-يظهر لنا الشكل التالي والذي يتبين من خلاله المدرج التكراري للبواقي، وعلى يمين الشكل نجد بعض الإحصائيات الخاصة بحد الخطأ العشوائي كالمتوسط الحسابي Mean والوسيط Median وأعلى قيمة Maximum وأدنى قيمة Minimum والانحراف المعياري Std.Dev ومقياس الالتواء Skewness والتفرطح Kurtusis، وفي الاخير نجد قيمة اختبار Jarque-Bera والاحتمال المقابل لهذا الاختبار Prob، بحيث إذا كان الاحتمال المقابل لهذا الاختبار أكبر من مستوى المعنوية نقبل الفرضية الصفرية التي تنص على أن الاخطاء تتبع التوزيع الطبيعي.

-وفقا للنتائج أعلاه فإن:

$$Prob_{JB} = 0.0651 > 0.05$$

أي أن البواقي تتبع التوزيع الطبيعي.



10-فرضية عدم عشوائية المتغير المستقل:

والتي نعني بها عدم وجد ارتباط بين المتغير المستقل للنموذج المقدر وحد الخطأ أي أن:

$$\mathrm{Cov}(X_t, U_t) = 0$$

والتي تهدف إلى عزل تأثير كل من المتغير المستقل وحد الخطأ عن المتغير التابع، واختبار ذلك نذهب إلى:

-من خلال نافذة العمل نظلل كل من سلسلة المتغير المستقل ووفقا لمثالنا TM2 وسلسلة البواقي Resid01 نذهب إلى:

Quick→ Group Statistics → Covariances→ ok

-نتحصل على مصفوفة التباين والتباين المشترك على الشكل التالي:

Covariance

	RESID	GDP	
RESID	0.017381	3.93E-17	
GDP	3.93E-17	4.923687	

-نلاحظ أن:

$$\mathrm{Cov}(GDP_t, U_t) = 3.93 \times 10^{-17} = 0$$

ومنه فالمتغير المستقل GDP مستقل عن حد الخطأ

سادسا– نموذج الانحدار الخطي المتعدد

تمهيد:

يستخدم نموذج الانحدار الخطي المتعدد (Multiple Linear Regression) لاستكشاف العلاقة بين متغير تابع (Dependent Variable) ومجموعة من المتغيرات المستقلة (Independent Variables). ويهدف هذا النموذج إلى تحديد كيفية تأثير هذه المتغيرات المستقلة على المتغير التابع، وتقدير قوة واتجاه هذه التأثيرات. ونستخدم هنا برنامج Eviews لتقدير هذا النموذج وتطبيق بعض الاختبارات الاحصائية لاختبار مدى صلاحيته.

1–تقديم نموذج الانحدار الخطي المتعدد: نقوم في هذا العنصر بالتطرق إلى الصيغة العامة لنموذج الانحدار الخطي المتعدد وفرضياته باعتباره من بين النماذج الخطية في المعلمات، إلا أنها قد تكون خطية أو غير خطية في المتغيرات وذلك بالتطرق إلى الصياغة الرياضية للنموذج الانحدار الخطي المتعدد، ثم فرضيات نموذج الانحدار الخطي المتعدد.

1–1–الصياغة الرياضية للنموذج الانحدار الخطي المتعدد

$$Y_t = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \cdots + \beta_k X_{kt} + u_t \ \forall t = 1,2,\dots,n$$

$$t = 1: Y_1 = \beta_0 + \beta_1 X_{11} + \beta_2 X_{12} + \cdots \dots + \beta_k X_{1k} + u_1$$

$$t = 2: Y_2 = \beta_0 + \beta_1 X_{21} + \beta_2 X_{22} + \cdots .. + \beta_k X_{2k} + u_2$$

$$\dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots$$

$$t = n: Y_n = \beta_0 + \beta_1 X_{n1} + \beta_2 X_{n2} + \cdots .. + \beta_k X_{nk} + u_n$$

يمكن كتابة ذلك على الشكل المصفوفي التالي:

$$\mathrm{Y}_{n.1} = \mathrm{X}_{n.(k+1)} \beta_{(k+1).1} + \mathrm{U}_{(n.1)}$$

حيث:

$$Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_t \\ \vdots \\ y_t \end{pmatrix}; \mathrm{X} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{21} & \dots & x_{k1} \\ 1 & x_{12} & x_{22} & \dots & x_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \\ 1 & x_{1t} & x_{2l} & \dots & x_{kl} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \cdots \\ 1 & x_{1n} & x_{2d} & \dots & x_{kn} \end{pmatrix}; \beta = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ . \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix}; U = \begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ . \\ \vdots \\ u_n \end{pmatrix}$$

- نلاحظ أن العمود الأول في المصفوفة X يحتوي على القيمة "1" وهي القيمة المقابلة لمعامل الحد الثابت β_0
- والمصفوفة X ذات n سطر و k+1 عمود (k عدد المتغيرات المفسرة)

1-2-فرضيات نموذج الانحدار الخطي المتعدد

01-الأمل الرياضي للأخطاء معدوم: أين مجموع الأخطاء يكون يساوي الصفر معناه أن الأخطاء لا تبدي أي أثر مجتمعة على المتغير التابع ونعبر عن ذلك بالعلاقة التالية:

$$\mathrm{E}(u) = 0, \qquad (\sum u_t = 0)$$

02-ثبات تباين الأخطاء homoscedasticity: أي أن الأخطاء لها تباين ثابت مهما تغير الزمن.

$$\mathrm{E}(uu') = \begin{pmatrix} E(u_1^2) & E(u_1u_2) & E(u_1u_3) & \cdots & E(u_1u_n) \\ E(u_2u_1) & E(u_2^2) & E(u_2u_3) & \cdots & E(u_2u_n) \\ E(u_3u_1) & E(u_3u_2) & E(u_3^2) & \cdots & E(u_3u_n) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ E(u_nu_1) & E(u_nu_2) & E(u_nu_3) & \cdots & E(u_n^2) \end{pmatrix}$$

$$\mathrm{E}(uu') = \begin{pmatrix} \sigma^2 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \sigma^2 \end{pmatrix} = \sigma^2 \mathrm{I_n} \ \forall t$$

03-المصفوفة X ثابتة في المعاينة المتكررة وليست عشوائية: أي أن قيم المتغيرات المستقلة يمكن مراقبتها وهي غير مرتبطة بالأخطاء ونكتب:

$$\mathrm{cov}(X, u) = E(X'u) = 0 \ \ \forall t$$

04-حجم العينة n أكبر من عدد المتغيرات k: أي أن المصفوفة X تكون قابلة للقلب ويكون:

$$Rang\ (X) = k < n$$

05-الأخطاء تتوزع طبيعيا: ونكتب: $u_t \rightsquigarrow N(0, \sigma^2 \mathrm{I_n})$

06-عدم وجود إرتابط بين المتغيرات المستقلة.

لغرض توضيح ما سبق نقوم بتقدير نموذج الانحدار الخطي المتعدد في برنامج Eviews وذلك بأخذ المثال التالي:

المثال 04: الذي يشمل بيانات متعلقة بالانتاج Y وعنصر العمل L (بالساعات) وعنصر رأس المال K في 10مؤسسات تنشط في مجال الصناعات الغذائية.

المؤسسة / المتغير	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Y	200	220	250	280	300	320	360	390	420	440
L	80	90	120	160	180	180	240	270	300	320
K	20	40	50	100	120	140	180	180	250	270

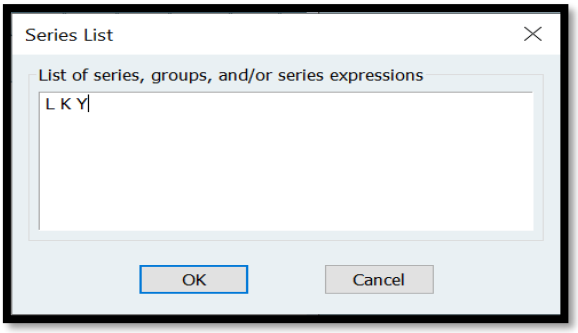
2- إختبار العلاقة الخطية:

لغرض إختبار العلاقة الخطية بين المتغير التابع وباقي المتغيرات المفسرة **المدرجة في نموذج الانحدار** نقوم برسم شكل الانتشار كما يلي:

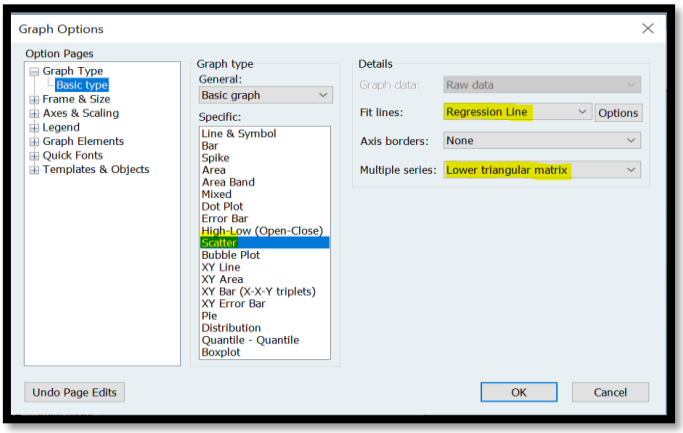
-نذهب إلى:

Quick→ Graph → ok

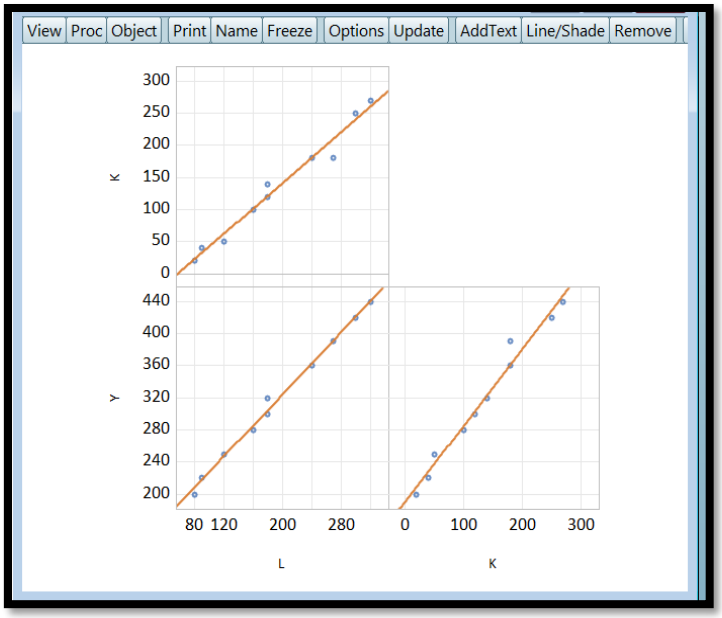
-نتحصل على مربع الحوار التالي نقوم بكتابه فيه أسماء المتغيرات: L K Y بحيث نكتب أسماء المتغيرات المفسرة أولا كما يظهر أدناه:



-ثم نختار Scatter أسفل قائمة Graph Type ونختار Regression Line من قائمة fit lines ثم نختار Lower triangular matrix من Multiple series كما يلي:



-بالضغط ok نتحصل على الشكل التالي:



-من خلال شكل الانتشار أعلاه يتضح أن معظم نقاط تقع على خط المستقيم المشار إليه في الشكل مما يدل على وجود علاقة خطية بين Y وكل من L وK ويتضح كذلك أن هناك علاقة طردية بين الكمية الانتاج Y وعنصر العمل L بالساعات وعنصر رأس المال K

3-حساب معاملات الارتباط وإختبار معنويتها:

إذا أردنا حساب معاملات الارتباط بين المتغيرات نتبع الخطوات التالية:

-نقوم بتضليل (تحديد) المتغيرات في ملف العمل.

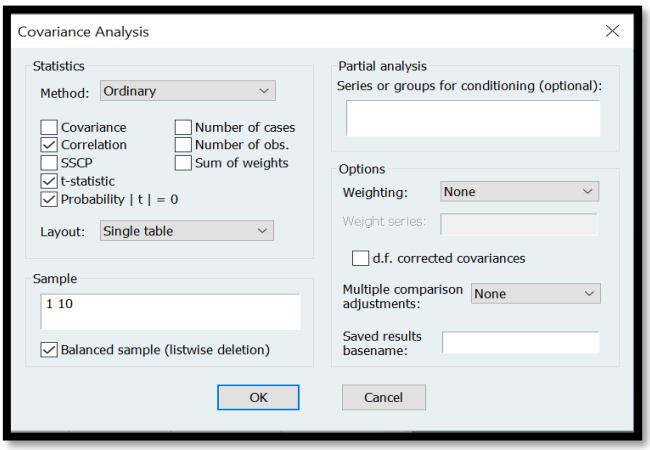
-نضغط على الزر الأيمن للفأرة ونذهب إلى:

Y K L→ Open→ Open as group → ok

-ثم نذهب إلى:

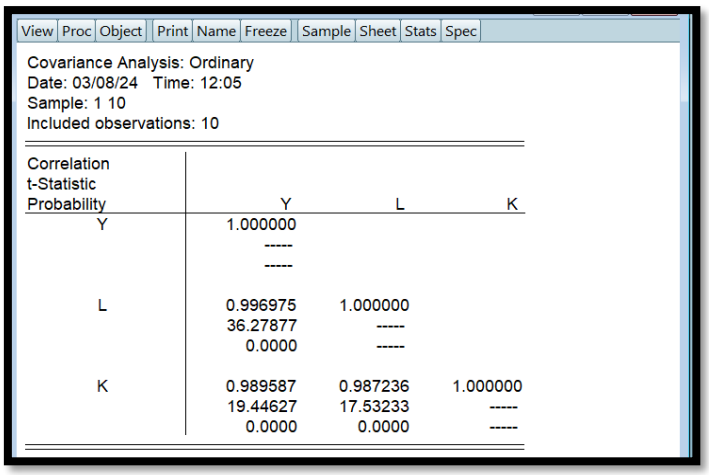
View→ Covariance Analysis

-يظهر مربع الحوار التالي:



-من النافذة أعلاه نحدد الخيار Correlation، والاختبار T-statistic، وإحتمال المقابل Probability [t]=0 لمعاملات.

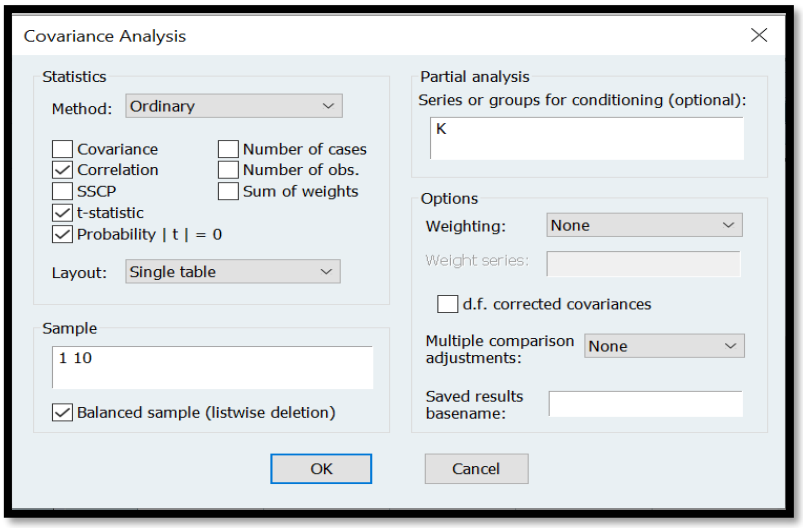
-بالضغط ok نتحصل على مصفوفة معاملات الارتباط أدناه:



4-حساب معاملات الارتباط الجزئية وإختبار معنويتها:

لإيجاد معاملات الارتباط الجزئية نتبع الخطوات السابقة ولكن من خلال نافذة covariance analysis نكتب أسماء المتغيرات المراد تثبيتها في خانة Partial analysis.

-فمثلا لحساب معامل الارتباط الجزئي $r_{YL/K}$ نثبت المتغير K كما يظهر أدناه:



-بعد الضغط ok نتحصل على ما يلي:

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

Partial Covariance Analysis: Ordinary
Date: 03/08/24 Time: 12:14
Sample: 1 10
Included observations: 10
Partial analysis controlling for: K

Correlation t-Statistic Probability	Y	L	K
Y	1.000000 ----- -----		
L	0.873274 4.742042 0.0021	1.000000 ----- -----	
K	NA NA NA	NA NA NA	NA ----- -----

5-تقدير النموذج الانحدار الخطي المتعدد باستخدام برنامج Eviews:

لتقدير نموذج الانحدار الخطي المتعدد نتبع نفس خطوات تقدير نموذج الانحدار الخطي البسيط من خلال كتابة الأمر التالي في منطقة الأوامر:

Ls Y L K C

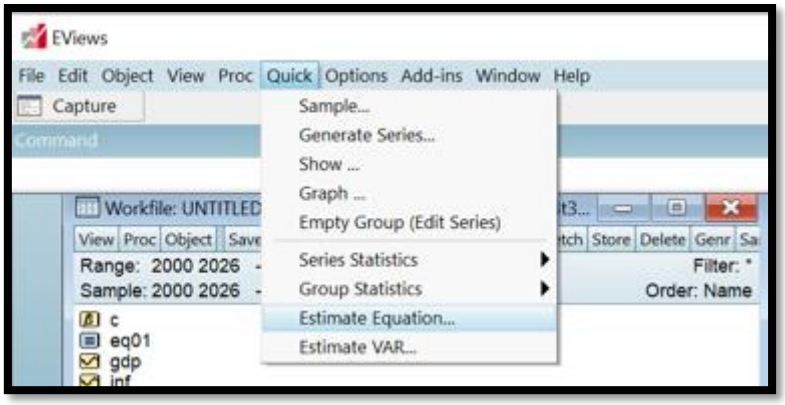
-بعد الضغط على ok نتحصل على ما يلي:

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/08/24 Time: 12:17
Sample: 1 10
Included observations: 10

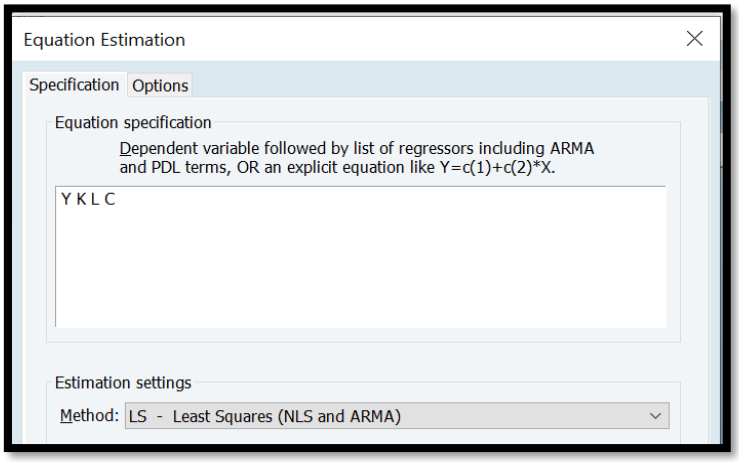
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
L	0.766828	0.161708	4.742042	0.0021
K	0.203554	0.160964	1.264589	0.2465
C	141.7557	10.71091	13.23469	0.0000

R-squared	0.995082	Mean dependent var	318.0000
Adjusted R-squared	0.993677	S.D. dependent var	83.10636
S.E. of regression	6.608507	Akaike info criterion	6.857918
Sum squared resid	305.7065	Schwarz criterion	6.948693
Log likelihood	-31.28959	Hannan-Quinn criter.	6.758337
F-statistic	708.1629	Durbin-Watson stat	2.508384
Prob(F-statistic)	0.000000		

ملاحظة: يمكن تقدير النموذج من خلال الخطوات التالية:



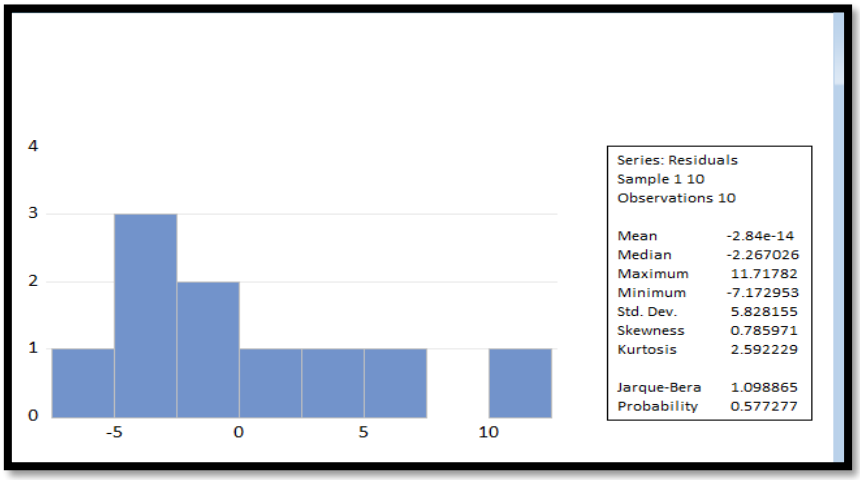
-في مربع الحوار الذي يظهر نكتب أسماء المتغيرات (بحيث نكتب المتغير التابع أولا) ونختار طريقة التقدير كما يظهر أدناه:



-بالضغط على ok نتحصل على نتائج تقدير النموذج السابقة.

6-اختبار فرضية طبيعية الاخطاء:

بنفس الطريقة السابقة في حالة الانحدار الخطي البسيط نقوم باختبار فرضية طبيعية الاخطاء لهذا النموذج المتعدد ونتحصل على نتائج اختبار كما تبدو أدناه:



-يتبين أن قيمة الاحتمال المقابل لاختبار Jarque-Bera تساوي 0,57 أكبر من مستوى المعنوية 0,05 ومنه نقبل الفرضية الصفرية التي تنص على أن الاخطاء تتبع التوزيع الطبيعي.

سابعا-الارتباط الذاتي للأخطاء: إختبارات الكشف عنه ومعالجته

تمهيد:

في مجال التحليل الإحصائي، وخاصة عند التعامل مع نماذج الانحدار، يعتبر افتراض عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء من الافتراضات الأساسية التي يجب تحققها لصحة النتائج. ولكن في الواقع، قد يحدث في كثير من الأحيان أن تكون الأخطاء مرتبطة ببعضها البعض، مما يؤدي إلى ظهور ما يعرف بـ "مشكلة الارتباط الذاتي". لذا يهدف هذا الفصل إلى تزويد القارئ بفهم شامل لمشكلة الارتباط الذاتي، وكيفية الكشف عنها ومعالجتها باستخدام برنامج Eviews. وعليه يتناول الفصل الجوانب النظرية والتطبيقية لهذه المشكلة من خلال العناصر التالية:

- الارتباط الذاتي للأخطاء تعريفه وأسبابه في العنصر الأول.
- إختبارات الكشف على الارتباط الذاتي بين الأخطاء في العنصر الثاني.

- معالجة مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء في العنصر الثالث.

1-الارتباط الذاتي للأخطاء تعريفه وأسبابه:

الارتباط الذاتي بين الأخطاء (Autocorrelation) هو ظاهرة إحصائية تحدث في نماذج الانحدار نتيجة وجود علاقة خطية بين أخطاء النموذج المقدر، بمعنى آخر، الأخطاء لا تظهر بشكل عشوائي تماما، بل هناك نمط معين في كيفية ارتباطها ببعضها البعض على مر الزمن أو عبر الملاحظات المختلفة. هذا الارتباط ينحرف عن الافتراض الأساسي في العديد من النماذج الإحصائية، وهو أن الأخطاء مستقلة وموزعة بشكل طبيعي.

1-1-الأسباب الرئيسية للارتباط الذاتي للأخطاء:

- عدم تضمين متغيرات مهمة في النموذج لأنه عندما يتم حذف متغيرات تفسيرية مهمة من النموذج، فإن تأثير هذه المتغيرات "ينتقل" إلى الأخطاء، مما يؤدي إلى وجود علاقة بينها.
- خطأ في تحديد شكل العلاقة، إذا كانت العلاقة بين المتغيرات ليست خطية تماما، ولكن تم افتراض علاقة خطية في النموذج، فإن الأخطاء ستحتوي على جزء من هذه الانحرافات غير الخطية، مما يؤدي إلى ارتباطها.
- وجود نقاط متطرفة :النقاط المتطرفة (Outliers) يمكن أن تؤثر بشكل كبير على تقديرات المعاملات في النموذج، مما يؤدي إلى زيادة الارتباط بين الأخطاء .
- عدم إستيفاء شروط الانحدار الخطي: إن وجود إنتهاكات لشروط الانحدار الخطي، مثل عدم التجانس (Heteroscedasticity) أو عدم الطبيعية (Non-normality) الأخطاء، يمكن أن يؤدي إلى إرتباط بينهما.
- طبيعة المتسلسلة للبيانات: في البيانات السلاسل الزمنية، تكون القيم مرتبطة ببعضها البعض عبر الزمن. على سبيل المثال، سعر سهم اليوم قد يكون مرتبطا بسعره في الأمس. هذه الطبيعة المتسلسلة يمكن أن تؤدي إلى ارتباط الأخطاء أيضا .

1-2-النتائج والآثار:

- تقديرات معاملات غير فعالة: يؤدي الارتباط إلى زيادة تباين تقديرات المعاملات، مما يجعلها أقل دقة.
- اختبارات فرضيات غير صحيحة: اختبارات (t)و (F) المستخدمة لتقييم أهمية المعاملات تصبح غير صحيحة، مما يؤدي إلى استنتاجات خاطئة حول العلاقة بين المتغيرات.
- تنبؤات غير دقيقة: يؤدي الارتباط إلى زيادة عدم يقين التنبؤات، مما يجعلها أقل دقة.
- تقديرات الخطأ المعياري تكون متحيزة ومضللة، مما يؤثر على بناء فترات الثقة.

- معامل التحديد (R^2) يكون مضخما بشكل إصطناعي.

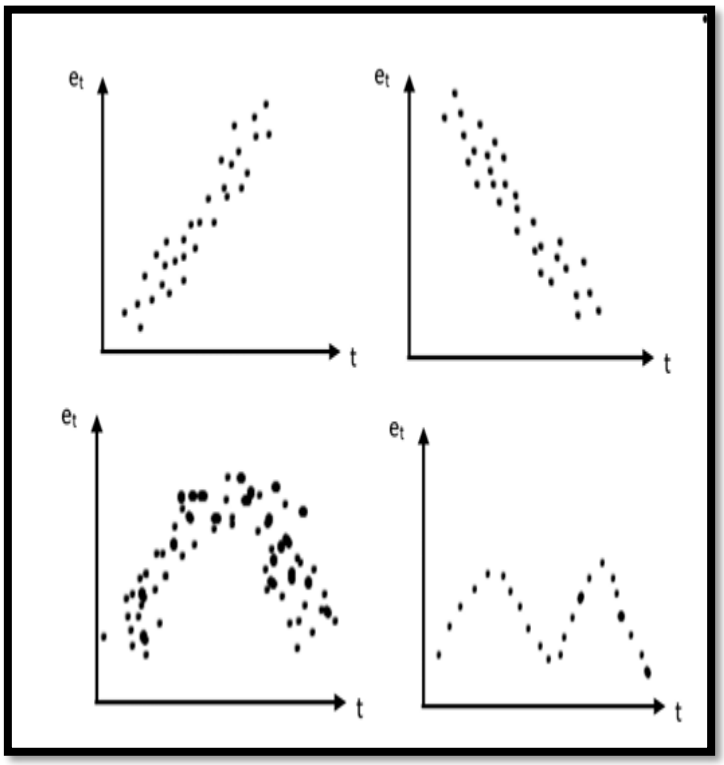
2- اختبارات الكشف على الارتباط الذاتي بين الأخطاء:

إن استقلال حدود الخطأ عن بعضها البعض يعني أن تكون حدود الخطأ غير مرتبطة ولعل من أسباب ظهور هذه المشكلة كما تم الاشارة إليه في السابق هو غياب متغير تفسيري مهم في نموذج الانحدار أو هناك خطأ في توصيف نموذج الانحدار أو عدم دقة البيانات كوجود خطأ منتظم في قياس بعض متغيرات النموذج ...الخ، وينتج عن وجود مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء بأن تكون معلمات النموذج المقدرة غير متحيزة لكن قيمتها العددية تكون غير دقيقة، كما أنها لا تتمتع بخاصية الكفاءة، أي أنها لا تحقق أقل تباين مما يجعل مجالات الثقة للمعالم طويلة وكذلك تكون الأخطاء المعيارية للمقدرات متحيزة مما يمدنا بنتائج زائفة بخصوص إختبار الفرضيات حول المعالم المقدرة.

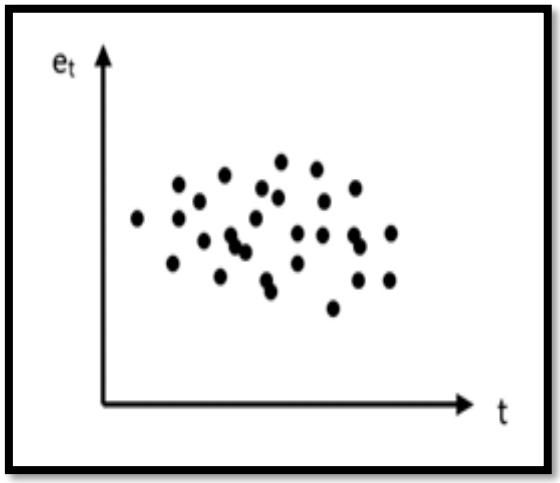
هناك عدة اختبارات لاختبار فرضية الاستقلال بين حدود الاخطاء نوجزها في:

2-1-الطريقة البيانية: يمكن الكشف عن الارتباط الذاتي بين الاخطاء من خلال التمثيل البياني للبواقي بإحدى الطرق التالية:

2-1-1-الطريقة الأولى: رسم حدود الأخطاء المقدرة كدالة في الزمن وإذا تبين في الرسم وجود نمط معين كما يظهر أدناه في الاشكال البيانية فذلك يعني وجود إرتباط ذاتي بين الأخطاء.



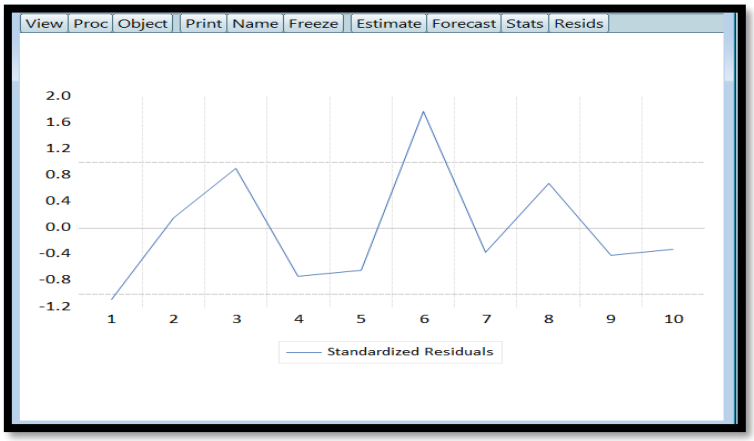
-في الحالة العكسية إذا تبين عدم وجود نمط معين في الشكل البياني فإن ذلك يدل على وجود استقلال بين حدود الخطأ (عدم وجود ارتباط ذاتي) كما يظهره الشكل أدناه:



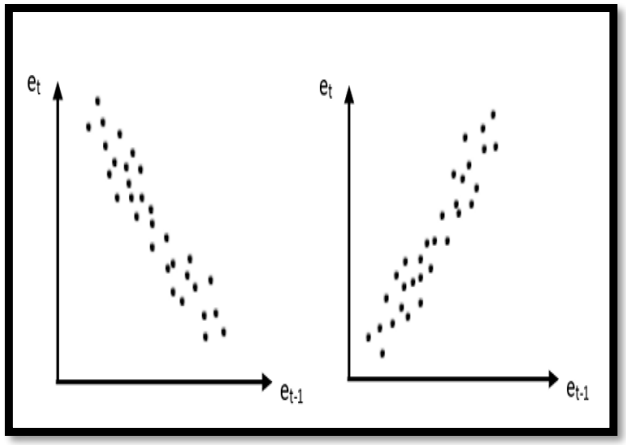
-يتم إجراء ذلك بواسطة برنامج Eviews باتباع الخطوات التالية:

-من نافذة تقدير النموذج نذهب إلى:

View→ Actual, Fitted, Residuals→ Standardized Residual Graph



2-1-2-الطريقة الثانية: رسم المنحنى الذي يمثل انحدار البواقي في اللحظة **(t)** على البواقي في اللحظة **(t-1)** فإذا تبين وجود نمط معين (إتجاه التغيير نفسه موجب أو سالب) فإن ذلك يدل على وجود إرتباط ذاتي بين حدود الخطأ كما يلي:



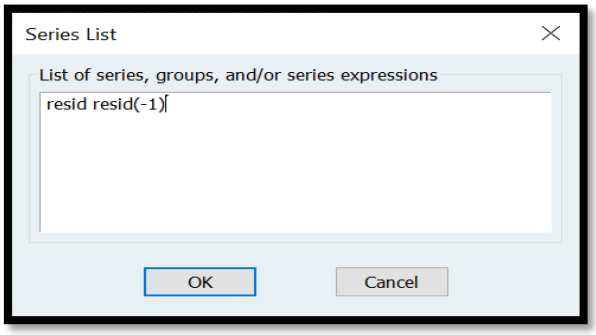
-نقوم بتنفيذ ذلك في برنامج كما يلي:

-من نافذة ملف العمل نذهب إلى:

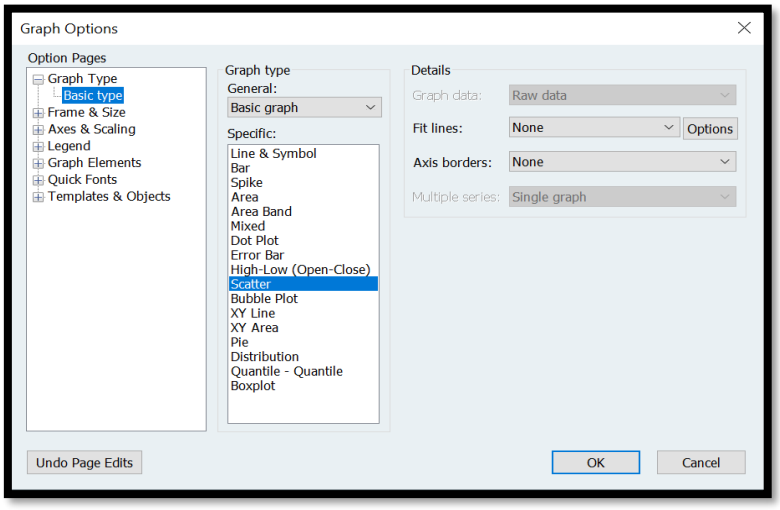
Quick→ Graph

-من خلال مربع الحوار الذي يظهر نقوم بكتابة فيه:

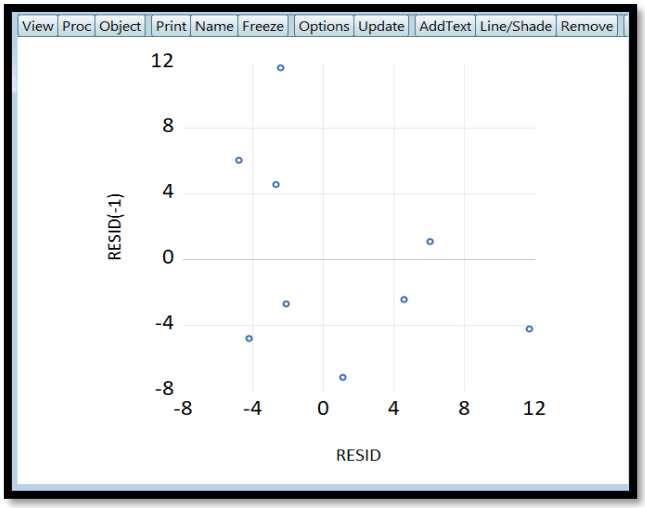
resid resid(-1)



-بالضغط على ok نتحصل على مربع الحوار أدناه:



-من خلال Specific نختار Scatter وبالضغط على ok نتحصل على الشكل أدناه:



ملاحظة:

لتخزين الشكل أعلاه في ملف العمل نقوم بالضغط على Freeze ثم ندخل إسم الشكل في خانة name وبالضغط على ok نجد أن البرنامج قام بتخزين الشكل في ملف العمل وفقا للاسم المعطي له.

2-2-الكشف عن الارتباط الذاتي باستخدام دالة Correlogram: تمثل دالة Correlogram الرسم البياني لدالة معاملات الارتباط الذاتي بين البواقي لمختلف الفجوات الزمنية (Lags) حيث يتم حساب معاملات العينة للارتباط الذاتي للبواقي ρ_s كما يلي:

$$\hat{\rho}_s = \frac{\sum_{t=s+1}^{n} \rho_t \rho_{t-s}}{\sum_{t=1}^{n} \rho_t^2}, \qquad s = 1, \dots, m$$

حيث: تمثل البواقي عند الفترة t، s: تمثل الفجوة الزمنية التي تأخذ القيم من 1 الى m ويقترح أن لا تزيد قيم عن ربع المشاهدات أي $m \leq \frac{n}{4}$

-إذا تبين أن قيم معاملات الارتباط الذاتي في شكل Correlogram تتناقص ببطئ وتقترب من الصفر بزيادة طول الفجوة الزمنية فإن ذلك يدلنا على وجود ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى.

2-3-الاختبارات الاحصائية للكشف عن الارتباط الذاتي بين الاخطاء:

2-3-1-إختبار داربين واتسون Durbin-Watson: بعد تقدير نموذج الانحدار في نتائج التقدير تظهر قيمة إحصائية DW، ولتطبيق هذا الاختبار **يفترض بعض الشروط** والتي منها:

-وجود الثابت في معادلة الانحدار.

-إختبار DW يسمح بالكشف عن الارتباط من الدرجة الاولى فقط أي لما يكون: $U_t = \rho U_{t-1} + v_t$

-عدم توفر في معادلة الانحدار متغيرات متباطئة كمتغيرات مفسرة كإبطاء المتغير التابع (Y_{t-1})

-حجم العينة يجب أن تكون $n \geq 15$ مفردة مع عدم وجود مشاهدات مفقودة (للمتغير التابع والمستقل).

-الاخطاء يجب أن تتبع التوزيع الطبيعي.

تتمثل بعض **القصور في استخدام اختبار DW لاكتشاف الارتباط الذاتي بين الاخطاء** في:

-إختبار غير مناسب في حالة وجود متغيرات متباطئة زمنيا في النموذج.

-في بعض المجالات منه اختبار DW لا يمدنا بنتائج واضحة بخصوص الارتباط الذاتي كما أنه يصلح للكشف عن وجود الارتباط الذاتي من الدرجة الاولى فقط.

-لا يصلح إذا كانت أشكال الارتباط غير خطية.

-تعطى إحصائية اختبار DW كما يلي:

$$d_{DW} = \frac{\sum_{t=2}^{T}(e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{T} e_t^2}$$

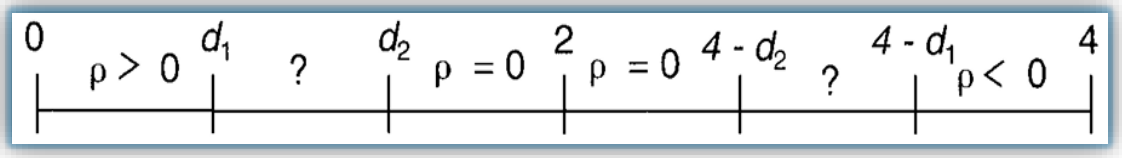
-العلاقة بين d و ρ هي تقريبا: $d = 2(1 - \hat{\rho})$

-تعطى فرضيات الاختبار كما يلي:

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

حيث **فرضية العدم** تدل عدم وجود ارتباط ذاتي من الدرجة الاولى بين حدود الاخطاء، **والفرضية البديلة** تدل على عدم وجود ارتباط ذاتي من الدرجة الاولى.

والمخطط التالي يبين مختلف قرارات وجود (عدم وجود) ارتباط ذاتي بين حدود الاخطاء:



حيث:

-$DW \to 0$: دل على وجود ارتباط ذاتي موجب أي أن: $\rho \to +1$.

-$DW \to 2$: دل على عدم وجود ارتباط ذاتي أي أن: $\rho \to 0$.

-$DW \to 4$: دل على وجود ارتباط ذاتي سالب أي أن: $\rho \to -1$.

إذا كانت قيمة اختبار تنتمي إلى المجال $[d_1, d_2]$ أو المجال $[4 - d_2, 4 - d_1]$ فإن اختبار DW لا يمدنا بأي قرار (وقوع قيمة احصائية الاختبار في منطقة الشك).

ملاحظة: القيم d_1 وd_2 تستخرج من الجداول الخاصة DW حسب حجم العينة.

وفيما يلي نقوم **بعرض باقي الاختبارات الاحصائية مع التطبيق على المثالين التاليين كما يلي:**

المثال 05: لتكن لدينا المعطيات التالية والتي تبين العلاقة بين معدلات البطالة CH ومعدل النمو الاقتصادي GDP لاقتصاد ما خلال الفترة 2011-2023 كما يلي:

T	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023
CH	25	24.2	22	20	19	17	15	14	12.3	10	12.3	15.2	12.7
GDP	1.2	0.9	1.7	2.1	2.5	3.1	4.1	4	4.7	5	5.1	3.5	4.1

باستخدام اختبار DW اختبر وجود الارتباط الذاتي بين الاخطاء في النموذج انحدار معدل البطالة على النمو الاقتصادي؟

الحل:

1-تقدير نموذج الانحدار:

Dependent Variable: CH
Method: Least Squares
Date: 01/24/25 Time: 22:00
Sample: 2011 2023
Included observations: 13

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP	-3.316601	0.189795	-17.47467	0.0000
C	27.53825	0.666634	41.30937	0.0000

R-squared	0.965230	Mean dependent var	16.82308
Adjusted R-squared	0.962069	S.D. dependent var	4.842030
S.E. of regression	0.943028	Akaike info criterion	2.861197
Sum squared resid	9.782319	Schwarz criterion	2.948112
Log likelihood	-16.59778	Hannan-Quinn criter.	2.843332
F-statistic	305.3640	Durbin-Watson stat	2.306323
Prob(F-statistic)	0.000000		

2-من نتائج التقدير أعلاه نجد أن قيمة اختبار داربين-واتسون $DW = 2.306$

وعليه لمعرفة وجود (غياب) الارتباط الذاتي بين الاخطاء نلاحظ **أين تقع هذه القيمة بالنسبة للمخطط السابق** الذي يبين مختلف قرارات وجود (عدم وجود) ارتباط ذاتي بين حدود الاخطاء وعليه يجب تحديد قيمة d_1 وقيمة d_2 من الجداول الخاص باختبار داربين-واتسون وذلك وفقا لحجم العينة **n** وعدد المتغيرات المستقلة المدرجة في نموذج الانحدار **k** (عدد المعالم باستثناء الحد الثابت)كما يظهر أدناه:

وفقا لمثالنا لدينا حجم العينة $n = 13$ وعدد المتغيرات المستقلة $k = 1$

من خلال **الجدول داربين واتسون** أدناه نجد أن:

Critical Values for the Durbin-Watson Statistic (d)

Level of Significance α = .05

n	k = 1		k = 2		k = 3		k = 4		k = 5	
	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U
6	0.61	1.40								
7	0.70	1.36	0.47	1.90						
8	0.76	1.33	0.56	1.78	0.37	2.29				
9	0.82	1.32	0.63	1.70	0.46	2.13	0.30	2.59		
10	0.88	1.32	0.70	1.64	0.53	2.02	0.38	2.41	0.24	2.82
11	0.93	1.32	0.66	1.60	0.60	1.93	0.44	2.28	0.32	2.65
12	0.97	1.33	0.81	1.58	0.66	1.86	0.51	2.18	0.38	2.51
13	1.01	1.34	0.86	1.56	0.72	1.82	0.57	2.09	0.45	2.39
14	1.05	1.35	0.91	1.55	0.77	1.78	0.63	2.03	0.51	2.30
15	1.08	1.36	0.95	1.54	0.82	1.75	0.69	1.97	0.56	2.21
16	1.10	1.37	0.98	1.54	0.86	1.73	0.74	1.93	0.62	2.15
17	1.13	1.38	1.02	1.54	0.90	1.71	0.78	1.90	0.67	2.10
18	1.16	1.39	1.05	1.53	0.93	1.69	0.92	1.87	0.71	2.06

-قيمة $d_1 = 1.01$ وقيمة $d_2 = 1.34$ وقيمة $4 - d_2 = 4 - 1.34 = 2.66$

ومنه نجد أن:

$$DW = 2.306 \in [2, 2.68]$$

أي أن قيمة اختبار داربين-واتسون تنتمي للمنطقة: $DW \in [2, 4 - d_2]$

أي نقبل فرضية العدم التي تدل على **عدم وجود ارتباط ذاتي من الدرجة الاولى بين حدود الخطأ** و**نرفض الفرضية البديلة** وبالتالي تحقق فرضية طريقة OLS بوجود استقلال بين حدود الخطأ.

المثال 06: لتكن لدينا المعطيات التالية:

T	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**
Y	87.4	97.6	96.7	98.2	99.8	100.5	103.2	107.8	96.6	88.9
X1	98.6	101.2	102.4	100.9	102.3	101.5	101.6	101.6	99.8	100.3
X2	99.1	99.1	98.9	110.8	108.2	105.6	109.8	108.7	100.6	81
X3	108.5	110.1	110.4	104.3	107.2	105.8	107.8	103.4	102.7	104.1
T	**2010**	**2011**	**2012**	**2013**	**2014**	**2015**	**2016**	**2017**	**2018**	**2019**
Y	75.1	76.9	84.6	90.6	103.1	105.1	96.4	104.4	110.7	127.1
X1	97.6	97.2	97.3	96	99.2	100.3	100.3	104.1	105.3	107.6
X2	68.6	70.9	81.4	102.3	105	110.5	92.5	89.3	93	106.6
X3	99.2	99.7	102	94.3	97.7	101.1	102.3	104.4	108.5	111.3

المطلوب:

قدر نموذج الانحدار الذي يمثل انحدار المتغير التابع Y على باقي المتغيرات المفسرة ثم باستخدام الشكل البياني للبواقي وباستخدام اختبار DW تأكد من وجود ارتباط ذاتي بين الاخطاء في النموذج المقدر؟

الحل:

1-تقدير نموذج الانحدار:

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 01/24/25 Time: 22:05
Sample: 2000 2019
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	3.897408	0.400325	9.735616	0.0000
X2	0.404365	0.061351	6.590977	0.0000
X3	-0.878886	0.240216	-3.658727	0.0021
C	-242.7951	26.79995	-9.059538	0.0000

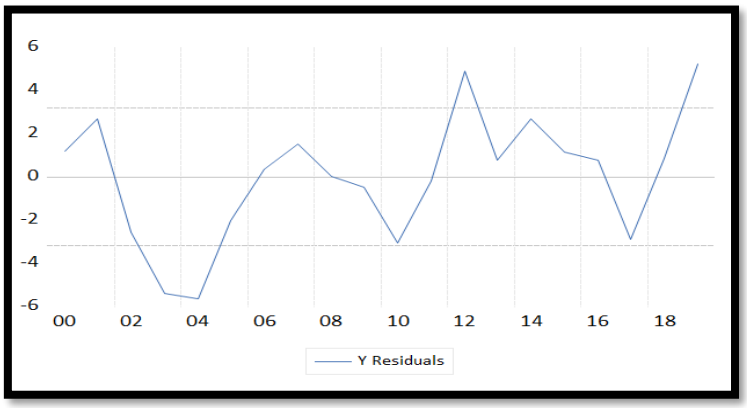
R-squared	0.938895	Mean dependent var	97.53500
Adjusted R-squared	0.927438	S.D. dependent var	11.83048
S.E. of regression	3.186826	Akaike info criterion	5.332784
Sum squared resid	162.4937	Schwarz criterion	5.531931
Log likelihood	-49.32784	Hannan-Quinn criter.	5.371660
F-statistic	81.94784	Durbin-Watson stat	1.053794
Prob(F-statistic)	0.000000		

2-اختبار وجود ارتباط ذاتي بين الاخطاء للمثال الثاني باستخدام الاختبارات السابقة:

2-1-باستخدام الشكل البياني للبواقي:

-من نافذة تقدير النموذج نذهب إلى:

View→ Actual, Fitted, Residuals→Residual Graph



-من خلال الشكل أعلاه يتبين أن قيم البواقي تأخذ قيما دورية مما يعني أن هناك إمكانية وجود ارتباط ذاتي بين حدود الخطأ.

2-2- اختبار وجود ارتباط ذاتي بين الاخطاء باستخدام اختبار داربين-واتسون:

-من نتائج التقدير أعلاه نجد أن قيمة اختبار داربين-واتسون تساوي:

$$DW = 1.0537$$

وفقا لمثالنا لدينا حجم العينة $n = 20$

وعدد المتغيرات المستقلة $k = 3$

وفقا لجدول **داربين–واتسون المبين في الملحق رقم 05** نجد أن قيمة $d_1 = 1.00$ وقيمة $d_2 = 1.86$

ومنه:

$$DW = 1.0537 \in [1.00, 1.68]$$

أي أن قيمة DW تنتمي **لمنطقة الشك** (منطقة اللاحسم) فيمكن القول هنا أن اختبار داربين–واتسون لا يمدنا بأي قرار بخصوص وجود الارتباط الذاتي بين الاخطاء أو بخصوص قبول (رفض) فرضية العدم وسنتوجه بالاعتماد على اختبارات اخرى لغرض الكشف عن الارتباط الذاتي بين حدود الخطا العشوائي. وفيما يلي نقوم بعرض المزيد من الاختبرات الاحصائية بالاضافة للاختبارات السابقة.

2–3–2–اختبار بروش كودفري Breush-Godfrey: يعرف كذلك باختبار مضاعف لاغرونج LM-test، يسمح هذا الاختبار باختبار الارتباط الذاتي بين الاخطاء عند مختلف درجات الارتباط، وفي ظل توفر (غياب) متغيرات مبطئة في النموذج كمتغيرات مفسرة، ويتم ذلك من خلال البحث عن العلاقة بين حدود الخطأ من الدرجة **P** على النحو التالي:

$$U_t = \rho_1 U_{t-1} + \rho_2 U_{t-2} + \rho_3 U_{t-3} + \cdots + \rho_p U_{t-p} + v_t$$

–تعطى فرضيات الاختبار على النحو التالي:

$$\begin{cases} H_0: \rho_1 = \rho_2 = \cdots = \rho_P = 0 \\ H_1: \rho_i \neq 0 \end{cases}$$

حيث:

–**فرضية العدم**: تدل على عدم وجود إرتباط ذاتي بين حدود الخطأ.

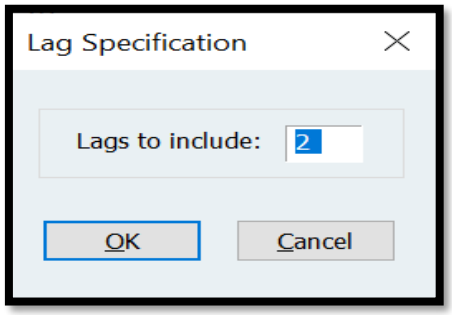
–**الفرضية البديلة**: تدل على وجود إرتباط ذاتي بين حدود الخطأ.

يتم تنفيذ هذا الاختبار في برنامج Eviews كما يلي:

–من خلال نافذة تقدير Equation بالذهاب إلى:

View→ Residaul Diagnostics → Serial Correlation LM Test→ ok

-من خلال مربع الحوار الذي يظهر Lag Specification نقوم بكتابة درجة الابطاء الزمني للاخطاء في Lags to include كما يظهر لنا في مربع الحوار التالي:



-بعد الضغط ok نتحصل على نتائج الاختبار التالية:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	2.855850	Prob. F(2,14)	0.0912
Obs*R-squared	5.795238	Prob. Chi-Square(2)	0.0552

3-معالجة مشكل الارتباط الذاتي بين الاخطاء:

هناك العديد من إجراءات التقدير في حالة وجود مشكل الارتباط الذاتي بين الأخطاء نذكر منها ما يلي:

-طريقة أخذ الفرق الأول للمتغيرات المدرجة في النموذج.

-طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized Least Squares (GLS)

3-1-طريقة الفرق الأول:

وفقا لهذه الطريقة يتم تقدير النموذج بحساب التغيير الحاصل للمتغير التابع وللمتغيرات التفسيرية من خلال طرح قيم المتغير للفترة السابقة من قيم المتغير للفترة الحالية ويعطى النموذج على الشكل التالي:

-النموذج المقدر في المرحلة الاولى:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + u_t$$

-النموذج المقدر بعد أخذ الفرق الاول:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta X_{1t} + \beta_2 \Delta X_{2t} + \beta_3 \Delta X_{3t} + u_t$$

حيث:

$$\Delta X_{jt} = X_{jt} - X_{jt-1}$$

لتقدير النموذج الخاص بالمثال الثاني أعلاه من خلال البرنامج وباستخدام **طريقة الفرق الأول** نكتب التعليمة التالية:

LS D(Y) D(X1) D(X2) D(X3) C

نتحصل على النموذج التالي:

Dependent Variable: D(Y)
Method: Least Squares
Date: 04/04/24 Time: 17:34
Sample (adjusted): 2001 2019
Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(X1)	3.084444	0.541097	5.700349	0.0000
D(X2)	0.501433	0.065398	7.667368	0.0000
D(X3)	-0.131089	0.272339	-0.481343	0.6372
C	0.449805	0.655364	0.686344	0.5030

R-squared	0.904867	Mean dependent var	2.089474
Adjusted R-squared	0.885841	S.D. dependent var	7.951023
S.E. of regression	2.686451	Akaike info criterion	4.998983
Sum squared resid	108.2552	Schwarz criterion	5.197812
Log likelihood	-43.49033	Hannan-Quinn criter.	5.032632
F-statistic	47.55809	Durbin-Watson stat	2.397357
Prob(F-statistic)	0.000000		

-التأكد من خلو النموذج من مشكل الارتباط الذاتي بين البواقي:

من نتائج التقدير أعلاه نجد أن قيمة اختبار داربين-واتسون تساوي:

$$DW = 2.39$$

-وفقا لمثالنا لدينا حجم العينة $n = 19$ (بعد أخذ الفرق الأول) وعدد المتغيرات المستقلة $k = 3$

-وفقا لجدول **داربين-واتسون المبين في الملحق رقم 05** نجد أن قيمة $d_1 = 0.97$ وقيمة $d_2 = 1.68$ وقيمة

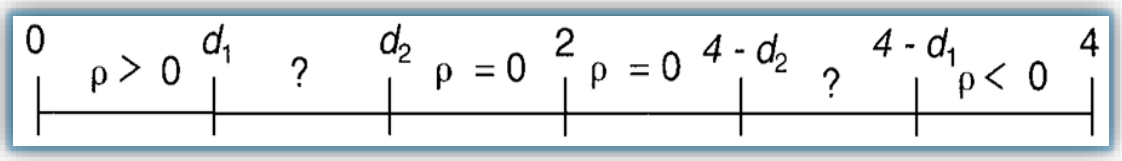
$$4 - d_1 = 4 - 0.97 = 3.03$$

$$4 - d_2 = 4 - 1.68 = 2.32$$

ومنه نجد أن:

$$DW = 2.397 \in [2.32, 3.03]$$

أي أن قيمة اختبار داربين-واتسون تنتمي للمنطقة: $DW \in [4 - d_2, 4 - d_1]$ وهي منطقة الشك واختبار DW لا يمدنا بأي قرار لذلك نتجه إلى الاعتماد على اختبار أخر.



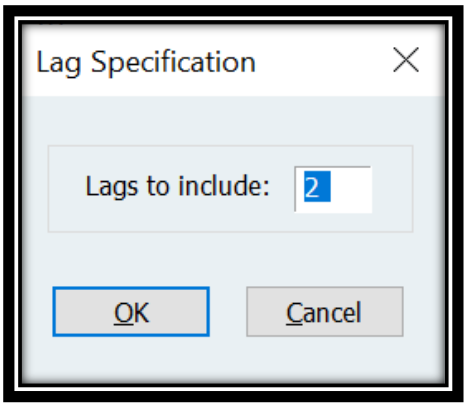
-اختبار بروش كودفري Breush-Godfrey:

إذ يتم تنفيذ هذا الاختبار من خلال برنامج Eviews كما تم الاشارة اليه في السابق كما يلي:

-من خلال نافذة تقدير Equation بالذهاب إلى:

View→ Residaul Diagnostics → Serial Correlation LM Test→ ok

-من خلال مربع الحوار الذي يظهر Lag Specification نقوم بكتابة درجة الابطاء الزمني للاخطاء في Lags to include كما يظهر لنا في الشكل التالي:



بعد الضغط ok نتحصل على نتائج الاختبار التالية:

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	1.006534	Prob. F(2,13)	0.3923
Obs*R-squared	2.547667	Prob. Chi-Square(2)	0.2798

ومن خلال قيمة الاحتمال المقابل لاختبار فيشر $Prob(F-statistic) = 0{,}39$ أكبر من مستوى المعنوية 0,05 وبالتالي نقبل **فرضية العدم بعدم وجود ارتباط ذاتي بين الاخطاء من الدرجة الثانية.**

كما أن قيمة الاحتمال المقابل لاختبار $LM = nR^2 = Obs * R-squared$ والذي يساوي $Prob(chi-square) = 0{,}27$ أكبر من مستوى المعنوية 0,05 وبالتالي نقبل فرضية العدم بعدم وجود ارتباط ذاتي بين الاخطاء من الدرجة الثانية (لانه تم ادخال درجة التأخير تساوي 2).

3-2-طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized Least Squares (GLS): تسمح هذه الطريقة بالتخلص من مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء إذ نقوم بتقدير النموذج التالي:

$$Y_t^* = \beta_0^* + \beta_1 X_{1t}^* + \beta_2 X_{2t}^* + \cdots + \beta_p X_{pT}^* + v_t$$

كما يمكن كتابة ذلك على الشكل التالي:

$$Y_t - \hat{\rho}Y_{t-1} = \beta_0(1-\hat{\rho}) + \beta_1(X_{1t} - \hat{\rho}X_{1t-1}) + \beta_2(X_{2t} - \hat{\rho}X_{2t-1}) + \cdots$$
$$+ \beta_p(X_{pt} - \hat{\rho}X_{pt-1}) + (u_t - \hat{\rho}u_{t-1})$$

ووفقا لذلك فإنه يمكن تطبيق ذلك في البرنامج من خلال انشاء متغيرات جديدة بكتابة الاوامر التالية:

$$\text{genr } DY = Y - \hat{\rho} * \text{Y}(-1)$$
$$\text{genr DX1} = \text{X1} - \hat{\rho} * \text{X1}(-1)$$
$$\text{genr DX2} = \text{X2} - \hat{\rho} * \text{X2}(-1)$$
$$\text{genr DX3} = \text{X3} - \hat{\rho} * \text{X3}(-1)$$

وقيمة معامل الارتباط (**تقدير قيمة معامل الارتباط الذاتي** ρ) نقوم بحسابها باحدى الطرق التالية:

الطريقة الاولى: طريقة البسيطة: ففي حالة وجود ارتباط ذاتي من الدرجة الاولى نقدر قيمة معامل الارتباط الذاتي كما يلي:

$$\hat{\rho} = 1 - DW/2$$

فمن خلال النموذج المقدر نجد أن قيمة $DW = 1.053$

ومنه نجد أن:

$$\hat{\rho} = 1 - DW/2 = \frac{2 - 1.053}{2} = 0.4735$$
$$\hat{\rho} = 0.4735$$

بعد ذلك نعوض قيمة معامل الارتباط الذاتي $\hat{\rho} = 0.4735$ في المتغيرات المحولة كما يلي:

$$\text{genr } DY = Y - 0.4735 * \text{Y}(-1)$$
$$\text{genr DX1} = \text{X1} - 0.4735 * \text{X1}(-1)$$
$$\text{genr DX2} = \text{X2} - 0.4735 * \text{X2}(-1)$$
$$\text{genr DX3} = \text{X3} - 0.4735 * \text{X3}(-1)$$

ونقوم بتقدير النموذج باستخدام المتغيرات المحولة كما يظهر أدناه:

Sample (adjusted): 2001 2019
Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DX1	3.579572	0.583699	6.132561	0.0000
DX2	0.440561	0.071401	6.170231	0.0000
DX3	-0.502477	0.336984	-1.491098	0.1567
C	-133.3083	18.13080	-7.352588	0.0000

كما نقوم بتحويل قيمة الحد الثابت والتي تصبح تساوي:

$$\hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_0^*/(1-\hat{\rho}) = -133.30/(1-0.4735) = -253{,}18$$

-الطريقة الثانية: طريقة انحدار البواقي: وفقا لهذه الطريقة فإننا نقوم بتقدير النموذج التالي:

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

أي نقوم باجراء تقدير لانحدار البواقي من الدرجة الاولى وبعده نستخرج قيمة معلمة معامل الارتباط ويتم ذلك في برنامج كما يلي:

-بعد تقدير نموذج الانحدار والحصول على سلسلة البواقي Resid نقوم بانشاء سلسلة جديدة للبواقي وفقا اسم مغاير وليكن RS ونقوم بنسخ قيمها من سلسلة Resid وبعدها نكتب الامر التالي:

LS RS RS(-1)

بالضغط على ok نتحصل على ما يلي:

Sample (adjusted): 2001 2019
Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RS(-1)	0.462301	0.233310	1.981490	0.0630

R-squared	0.178683	Mean dependent var	-0.063011
Adjusted R-squared	0.178683	S.D. dependent var	2.990587
S.E. of regression	2.710264	Akaike info criterion	4.883165
Sum squared resid	132.2196	Schwarz criterion	4.932873
Log likelihood	-45.39007	Hannan-Quinn criter.	4.891578
Durbin-Watson stat	1.536034		

ومنه نجد أن قيمة معامل الارتباط الذاتي $\hat{\rho} = 0.4623$ كما أنه معنوي احصائيا عند مستوى معنوية 10%

-الطريقة الثالثة: تقدير $\hat{\rho}$ باستخدام إحصائية Theil-Nagar:

لدينا:

$$\hat{\rho} = \frac{n^2(1-0{,}5DW) + (k+1)^2}{n^2 - (k+1)^2} = \frac{19^2(1-0{,}5DW) + (3+1)^2}{n^2 - (3+1)^2}$$

-من نتائج تقدير النموذج للمثال رقم 2 أعلاه لدينا:

$$k = 3, \text{DW} = 1{,}053$$

$$\hat{\rho} = \frac{20^2(1 - 0{,}5 \times 1{,}053) + (3+1)^2}{20^2 - (3+1)^2} = 0{,}5348$$

-بعد ذلك نقوم بالتعويض في قيم المتغيرات المحولة كما يظهر أدناه:

$$\text{genr } DY = Y - 0.5348 * \text{Y}(-1)$$
$$\text{genr } \text{DX1} = \text{X1} - 0.5348 * \text{X1}(-1)$$
$$\text{genr DX2} = \text{X2} - 0.5348 * \text{X2}(-1)$$
$$\text{genr DX3} = \text{X3} - 0.5348 * \text{X3}(-1)$$

-أخيرا نقدر النموذج باستخدام المتغيرات المحولة أعلاه ونتحصل على النموذج التالي:

Dependent Variable: DY
Method: Least Squares
Date: 03/22/25 Time: 12:55
Sample (adjusted): 2001 2019
Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DX1	3.478354	0.585518	5.940643	0.0000
DX2	0.452103	0.071413	6.330809	0.0000
DX3	-0.416676	0.334395	-1.246060	0.2319
C	-117.6596	16.27250	-7.230580	0.0000

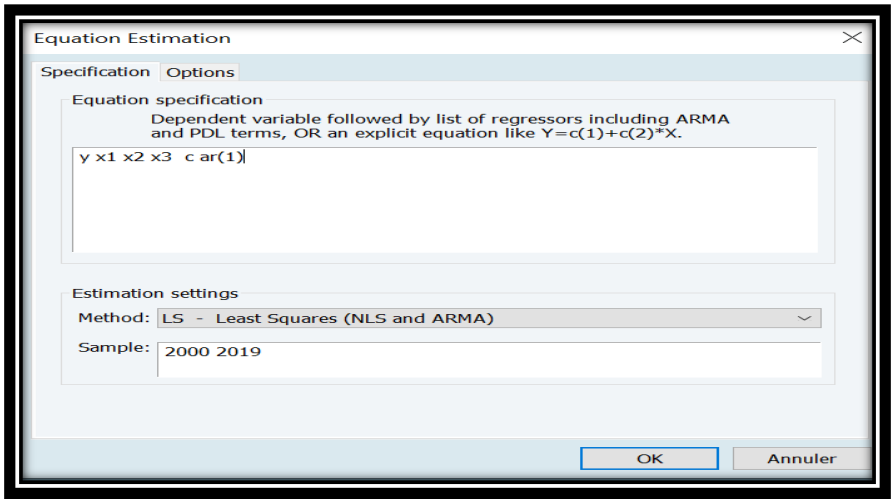
R-squared	0.917334	Mean dependent var	46.73888
Adjusted R-squared	0.900801	S.D. dependent var	8.700795
S.E. of regression	2.740398	Akaike info criterion	5.038747
Sum squared resid	112.6467	Schwarz criterion	5.237577
Log likelihood	-43.86810	Hannan-Quinn criter.	5.072397
F-statistic	55.48418	Durbin-Watson stat	1.390654
Prob(F-statistic)	0.000000		

-الطريقة الرابعة: طريقة Cochrane-Orcutt: تعتبر هذه الطريقة احدى طرق تقدير قيمة معامل الارتباط الذاتي وفقا لهذه الطريقة فإنه يتم اضافة رتبة الارتباط الذاتي الى النموذج (ففي حالة النموذج يعاني من مشكل الارتباط الذاتي من الرتبة الاولى يتم اضافة AR(1) ثم باستخدام نموذج المتوسط المتحرك MA وبعدها نقوم باختيار النموذج ذي الاقل قيمة لمعيار Akaike وSchwarz وssr ويعظم قيمة Log Likelihood وللاشارة يجب أن يكون النموذج معنويا وأن تكون معلمة AR(1) أو MA(1) معنوية ويتم ذلك كما يلي:

1-نقوم بتقدير النموذج الاول: كما يلي.

Ls Y C X1 X2 X3 AR(1)

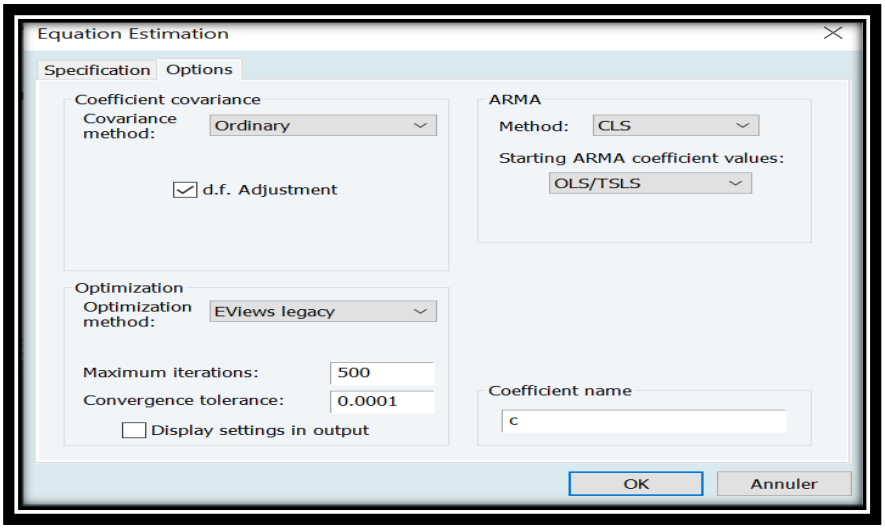
بالتطبيق في البرنامج يظهر كما يلي:



-ثم من خلال Option نختار:

-CLS من Metod

-Eviews legacy من Optimization method



بالضغط على **ok** نتحصل على ما يلي:

Dependent Variable: Y
Method: ARMA Conditional Least Squares (Marquardt - EViews legacy)
Date: 04/06/24 Time: 16:59
Sample (adjusted): 2001 2019
Included observations: 19 after adjustments
Convergence achieved after 10 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	3.142389	0.573682	5.477578	0.0001
X2	0.497557	0.069854	7.122762	0.0000
X3	-0.144030	0.306107	-0.470523	0.6452
C	-250.3442	38.62508	-6.481389	0.0000
AR(1)	0.811373	0.160703	5.048913	0.0002

R-squared	0.961342	Mean dependent var	98.06842
Adjusted R-squared	0.950296	S.D. dependent var	11.90500
S.E. of regression	2.654136	Akaike info criterion	5.011050
Sum squared resid	98.62214	Schwarz criterion	5.259586
Log likelihood	-42.60497	Hannan-Quinn criter.	5.053112
F-statistic	87.03671	Durbin-Watson stat	2.149333
Prob(F-statistic)	0.000000		

ونجد أن النموذج المتحصل عليه يحتوى على معامل الارتباط الذاتي معنويا والحد الثابت في طبيعته الاصلية.

2-نقوم بتقدير النموذج الثاني : كما يلي.

Ls Y C X1 X2 X3 MA(1)

بالتطبيق في البرنامج وبنفس الخطوات تقدير النموذج الاول أعلاه نتحصل على ما يلي:

Dependent Variable: Y
Method: ARMA Conditional Least Squares (Marquardt - EViews legacy)
Date: 04/12/24 Time: 11:58
Sample: 2000 2019
Included observations: 20
Convergence achieved after 8 iterations
MA Backcast: 1999

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	3.915534	0.455572	8.594761	0.0000
X2	0.380268	0.074029	5.136733	0.0001
X3	-0.755390	0.259333	-2.912813	0.0107
C	-255.0694	31.07410	-8.208425	0.0000
MA(1)	0.565921	0.215828	2.622093	0.0192

R-squared	0.954495	Mean dependent var	97.53500
Adjusted R-squared	0.942360	S.D. dependent var	11.83048
S.E. of regression	2.840303	Akaike info criterion	5.138016
Sum squared resid	121.0098	Schwarz criterion	5.386950
Log likelihood	-46.38016	Hannan-Quinn criter.	5.186611
F-statistic	78.65795	Durbin-Watson stat	1.717931
Prob(F-statistic)	0.000000		

Inverted MA Roots	-.57

-بعد ذلك نقوم بمقارنة بين النموذجين المقدرين كما يلي:

المعيار	النموذج الاول	النموذج الثاني
Akaike	5.01	5.13
Schwarz	5.15	5.38
SSR	98.62	121.0098
Log Likelihood	-42.6	-46.38

وعليه يظهر من الجدول أن النموذج الاول هو الذي يحقق أقل قيمة لمعيار Akaike وSchwarz وSSR وأكبر قيمة لـ Log Likelihood كما أن قيمة معلمة AR(1) معنوية وعليه فإن القيمة المقدرة لمعلمة الارتباط الذتي تقدر بـ $\hat{\rho} = 0.811$.

وفي مواصلة تطبيق طريقة المربعات الصغرى المعممة باستخدام قيمة معامل الارتباط الذاتي المحسوبة وفقا للطريقة الاولى (الطريقة البسيطة) لانحدار البواقي ولانشاء متغيرات جديدة نقوم بكتابة الاوامر التالية وذلك لانا قمنا بحساب قيمة معامل الارتباط الذاتي $\hat{\rho} = 0.4738$:

$$\text{genr } DY = Y - 0.4738 * \text{Y}(-1)$$
$$\text{genr DX1} = \text{X1} - 0.4738 * \text{X1}(-1)$$
$$\text{genr DX2} = \text{X2} - 0.4738 * \text{X2}(-1)$$

$$\text{genr DX3} = \text{X3} - 0.4738 * \text{X3}(-1)$$

وبعدها نقوم بتقدير النموذج باستخدام المتغيرات المحولة كما يظهر أدناه:

Sample (adjusted): 2001 2019
Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DX1	3.579081	0.583719	6.131509	0.0000
DX2	0.440615	0.071402	6.170890	0.0000
DX3	-0.502056	0.336979	-1.489872	0.1570
C	-133.2319	18.12200	-7.351940	0.0000

ويتم تفسير المعالم المقدرة كما هو في النموذج الأصلي فالذي يطرأ عليه تغيير هو قيمة الحد الثابت والتي تصبح تساوي:

$$\hat{\beta}_0 = \hat{\beta}_0^*/(1-\hat{\rho}) = -133.23/(1-0.4623) = -247.77$$

–ملاحظة: يلاحظ أنه بعد القيام بالتحويلات فإننا نفقد قيمة المشاهدة الاولى لذا يقترح القيام بالتحويل التالي لغرض ادخال القيمة الاولى لكل المتغيرات:

$$DY = Y - 0.4738 * \text{Y}(-1)$$

ثامنا–إختلاف التباين HETEROSCEDASTICITY تعريفه، إختبارات الكشف عنه ومعالجتمه

تمهيد:

إن دقة نتائج التقدير في نماذج الانحدار التي تستخدم لغرض فهم العلاقات بين المتغيرات والتنبؤ بالنتائج تعتمد بشكل كبير على افتراضات معينة، والتي يعتبر تجانس التباين من بينها. يعني هذا الافتراض أن تباين الأخطاء في النموذج يجب أن يكون ثابتا عبر جميع مستويات المتغيرات المستقلة. عندما يتم انتهاك هذا الافتراض، أي عندما يكون تباين الأخطاء غير ثابت، فإننا نواجه مشكلة تعرف باسم "اختلاف التباين Heteroscedasticity". لذا يهدف هذا الفصل إلى استكشاف مشكلة اختلاف التباين بشكل شامل. سنبدأ بتوضيح مفهوم اختلاف التباين وأهميته في نماذج الانحدار. بعد ذلك، سنستعرض مجموعة من الاختبارات الإحصائية المستخدمة للكشف عن وجود اختلاف التباين، بالإضافة إلى ذلك، سنناقش طرقا مختلفة لمعالجة اختلاف التباين، كل ذلك مع تقديم أمثلة تطبيقية لتوضيح كيفية اجراء تلك الاختبارات. وذلك من خلال العناصر التالية:

- **اختلاف التباين تعريفه أسبابه والنتائج المترتبة عنه في العنصر الأول.**
- **اختبارات الكشف على عدم تجانس تباين الاخطاء في العنصر الثاني.**
- **معالجة مشكل عدم تجانس تباين الاخطاء في العنصر الثالث.**

1– اختلاف التباين تعريفه أسبابه والنتائج المترتبة عنه:

كما تم الاشاره إليه في السابق واحد من أهم فروض نموذج الانحدار الخطي التقليدي، هو أن يكون تباين مقدار الخطأ u_t مقدار ثابت يساوي $\sigma_{u_t}^2$ وهذا ما يسمى بفرضية ثبات التباين Homoscedasticity والتي نعني بها تساوي (Homo) الانتشار (Scedasticity) أي تساوي التباين

والذي نعني به أن يكون تباين الخطأ ثابتا عند كل قيم المتغير التفسيري ومساويا لتباين المتغير التابع. في المجتمع الاحصائي يعبر عنه كما يلي:

$$E(u_t^2) = \sigma_{u_t}^2$$

1–1–أسباب مشكل إختلاف التباين: هناك أسباب عديدة تجعل تباين الأخطاء متغيرا، بعض من هذه الأسباب كالتالي:

-تغير التباين مع المتغيرات المستقلة: قد يزداد تباين الأخطاء مع زيادة قيم المتغيرات المستقلة، أو قد يقل. ومثال عن ذلك في دراسة العلاقة بين الدخل والإنفاق، قد يزداد تباين الإنفاق مع زيادة الدخل، حيث يكون لدى الأفراد ذوي الدخول المرتفعة نطاق أوسع من خيارات الإنفاق.

-وجود قيم متطرفة: يمكن للقيم المتطرفة في البيانات أن تؤثر بشكل كبير على تباين الأخطاء، مما يؤدي إلى عدم ثباته.

-عدم تجانس البيانات: قد تكون البيانات مأخوذة من مجموعات سكانية مختلفة ذات تباينات مختلفة، مما يؤدي إلى عدم تجانس البيانات وبالتالي عدم ثبات تباين الأخطاء.

-أخطاء القياس: قد تؤدي أخطاء القياس في المتغيرات التابعة أو المستقلة إلى زيادة تباين الأخطاء.

-تجاهل متغيرات مهمة: قد يؤدي تجاهل بعض المتغيرات المستقلة المهمة في النموذج إلى زيادة تباين الأخطاء.

-تحويلات البيانات غير المناسبة: في بعض الحالات، يمكن أن يؤدي استخدام تحويلات غير مناسبة للبيانات إلى عدم ثبات تباين الأخطاء.

ملاحظة: عدم ثبات تباين الأخطاء هو مشكلة شائعة في نماذج الانحدار الخطي، خاصة عند التعامل مع البيانات المقطعية. إذ يمكن أن يؤدي عدم ثبات تباين الأخطاء إلى نتائج غير دقيقة في تقدير معاملات الانحدار واختبار الفرضيات.

1-2-النتائج المترتبة عن وجود مشكل إختلاف التباين: كما يترتب على عدم ثبات تباين الاخطاء في النموذج المقدر النتائج التالية:

-تقديرات غير فعالة للمعاملات: عندما يكون تباين الأخطاء غير ثابت، فإن طريقة المربعات الصغرى العادية (OLS) لا تعطي أفضل تقديرات خطية غير متحيزة (BLUE). هذا يعني أن تقديرات المعاملات قد لا تكون دقيقة قدر الإمكان.

-أخطاء معيارية متحيزة: يؤدي عدم ثبات التباين إلى تحيز في الأخطاء المعيارية لتقديرات المعاملات. هذا يعني أن الأخطاء المعيارية المقدرة قد تكون أصغر أو أكبر من الأخطاء المعيارية الحقيقية، مما يؤثر على اختبارات الفرضيات وفترات الثقة.

-اختبارات فرضيات غير صحيحة: نظرا لتحيز الأخطاء المعيارية، فإن اختبارات الفرضيات (مثل اختبارات t و F) قد تعطي نتائج غير صحيحة. قد يؤدي ذلك إلى رفض أو قبول فرضيات العدم بشكل خاطئ.

-فترات ثقة غير موثوقة: تعتمد فترات الثقة على الأخطاء المعيارية. وبالتالي، فإن تحيز الأخطاء المعيارية يؤدي إلى فترات ثقة غير موثوقة. قد تكون فترات الثقة أضيق أو أوسع من اللازم، مما يؤثر على تفسير النتائج.

بشكل عام، يؤدي عدم ثبات التباين إلى نتائج مضللة. قد يبدو أن هناك علاقات مهمة بين المتغيرات عندما لا تكون موجودة بالفعل، أو قد يتم تجاهل علاقات مهمة. كما يقلل من موثوقية نتائج نموذج الانحدار الخطي، مما يجعل التنبؤات والاستنتاجات المستندة إلى النموذج غير دقيقة.

2-اختبارات الكشف على عدم تجانس تباين الاخطاء (إختلاف التباين):

يتم ذلك من خلال اختبارات التمثيل البياني وكذا تطبيق مختلف الاختبارات الاحصائية ولغرض توضيح ذلك نأخذ المثال التالي مع التطبيق في برنامج Eviews.

المثال 07: لتكن لدينا المعطيات التالية لبيانات مقطعية الخاص بالمتغير التابع Y الذي يمثل عدد الوحدات المنتجة من سلعة ما والمتغير المستقل X الذي يمثل تكاليف الانتاج لـ 25 فرع من فروع احدى المؤسسات (الوحدة: ألف دولار) في سنة 2020 كما يلي:

i	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**	**8**	**9**	**10**	**11**	**12**
Y	2	2.7	2.7	2.5	2.8	4.1	3.5	3.8	4	2.9	5.2	5.3
X	3.5	3.5	3.5	3.5	3.5	5	5	5	5	5	7	7
13	**14**	**15**	**16**	**17**	**18**	**19**	**20**	**21**	**22**	**23**	**24**	**25**
4	3.8	6.2	5.7	6.2	7.5	7.7	5	8.1	5.7	8.9	8.67	7
7	7	7	8.5	8.5	8.5	8.5	8.5	10.5	10.5	10.5	10.5	10.5

المطلوب:

01-قدر نموذج الانحدار لـ Y/X؟ (في وجود الثابت)

02-باستخدام مختلف الاختبارات الاحصائية قم باختبار ثبات التباين في نموذج المقدر؟

-قبل اجراء اختبارات الكشف عن اختلاف تباين الاخطاء والتي تتم من خلال الرسم البياني وتطبيق بعض الاختبارات الاحصائية نقوم بتقدير نموذج الانحدار كما يلي:

1-تقدير نموذج الانحدار:

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/30/24 Time: 23:24
Sample: 1 25
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.085270	0.525646	-0.162220	0.8725
X	0.742619	0.071698	10.35767	0.0000

R-squared	0.823459	Mean dependent var	5.038800
Adjusted R-squared	0.815783	S.D. dependent var	2.069634
S.E. of regression	0.888297	Akaike info criterion	2.677597
Sum squared resid	18.14865	Schwarz criterion	2.775108
Log likelihood	-31.46997	Hannan-Quinn criter.	2.704643
F-statistic	107.2813	Durbin-Watson stat	2.415743
Prob(F-statistic)	0.000000		

2-1- اختبارات الكشف على عدم تجانس تباين الاخطاء من خلال التمثيل البياني:

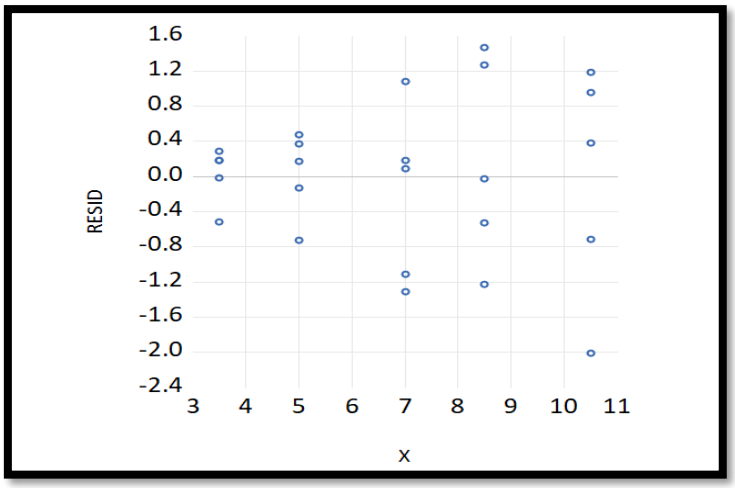
2-1-1-باستخدام شكل الانتشار بين بواقي النموذج المقدر والمتغير المستقل:

فإذا كانت نقاط الانتشار عشوائية لا تتخذ نمطا معيانا فذلك يعنى ثبات تباين الاخطاء أو عدم وجود مشكل عدم ثبات تباين الاخطاء. بعد قيامنا بتقدير نموذج الانحدار نتحصل على سلسلة بواقي النموذج المقدر Resid بعد ذلك نقوم برسم شكل الانتشار بين بواقي النموذج المقدر والمتغير المستقل كما يلي:

من خلال كتابة الامر التالي في مساحة الاوامر:

Scat x resid

نتحصل على ما يلي:



2-1-2-الرسم البياني لانحدار مربعات البواقي على المتغير المستقل: ففي حالة الانحدار الخطي البسيط نجري انحدار مربع البواقي على المتغير المستقل وانحدار مربع البواقي على كل متغير مستقل على حدى في حالة الانحدار الخطي المتعدد.

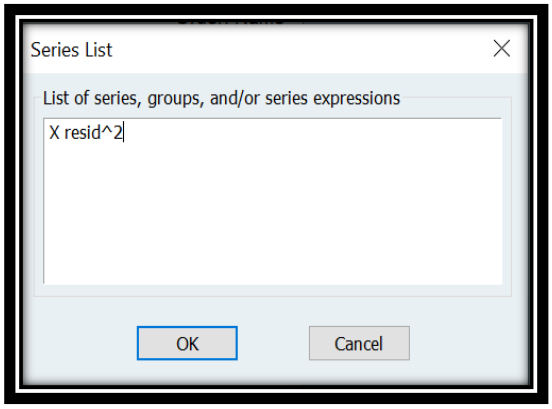
وذلك من خلال الذهاب إلى:

Quick→Graph

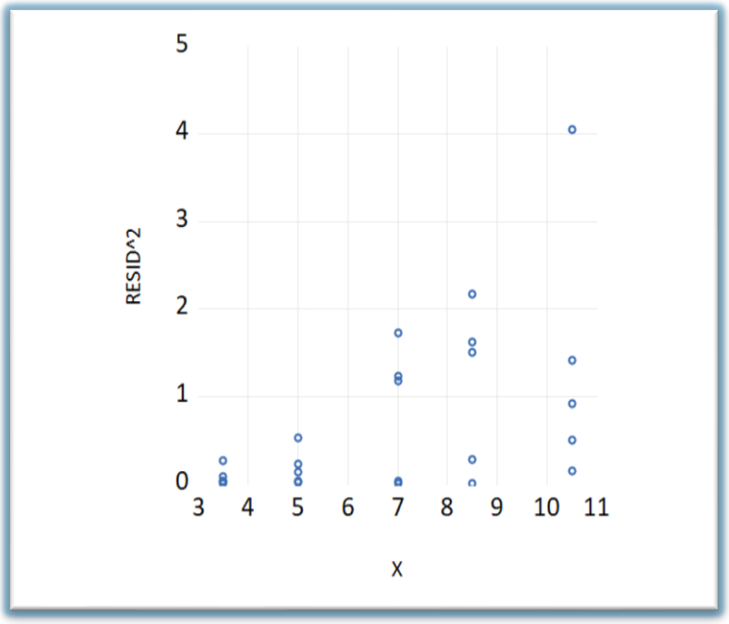
في مربع الحوار الذي ظهر لدينا نكتب:

X resid^2

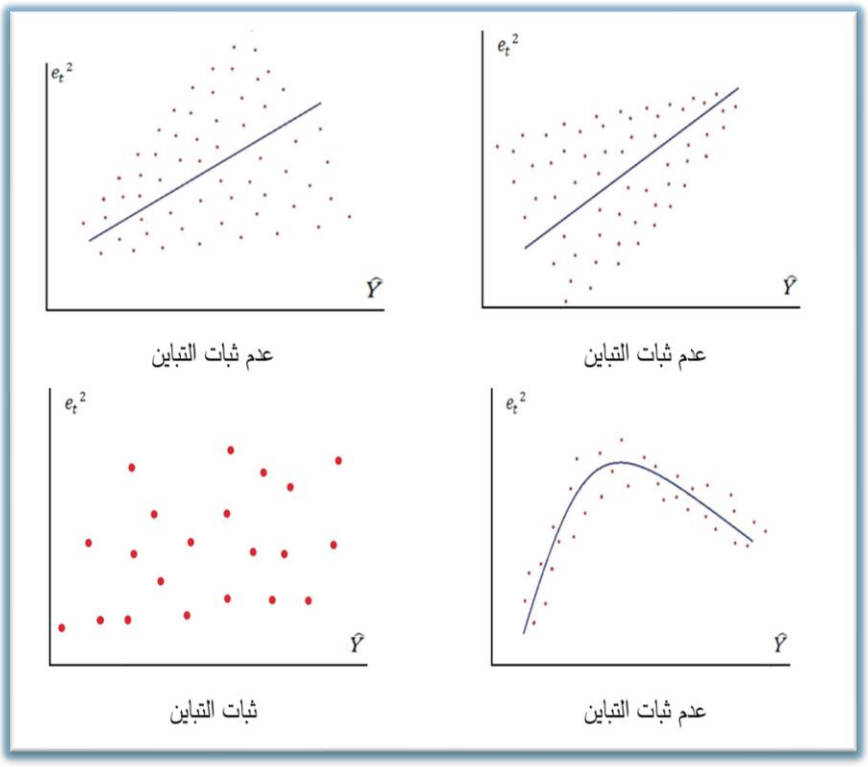
كما هو مبين أدناه:



بالضغط على ok ومن مربع الحوار الذي يظهر نختار Scatter وبالضغط على ok من جديد نتحصل على الشكل التالي:

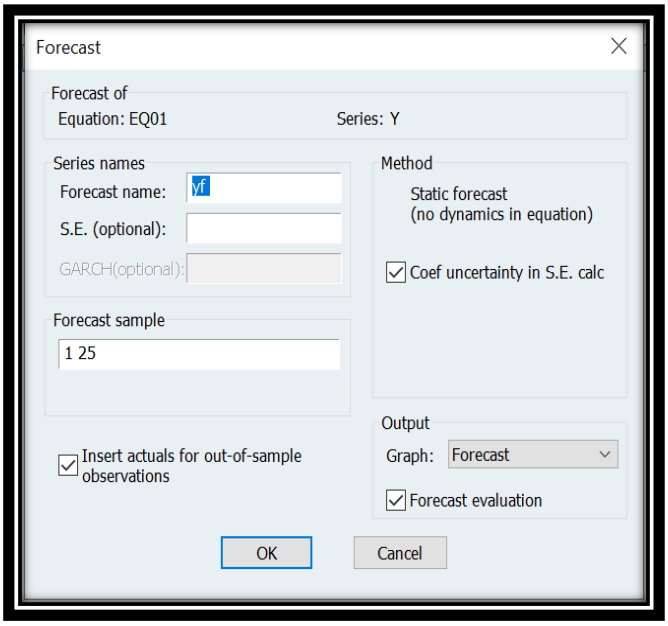


2-1-3-الرسم البياني لانحدار مربعات البواقي على القيم المقدرة للمتغير التابع $\hat{Y}$: بحيث يكون هناك مشكل عدم ثبات تباين الاخطاء إذا كانت هناك علاقة طردية (عكسية) بينهما، والاشكال التالية تبين حالات وجود مشكل عدم ثبات التباين.



ويتم تنفيذ ذلك من خلال:

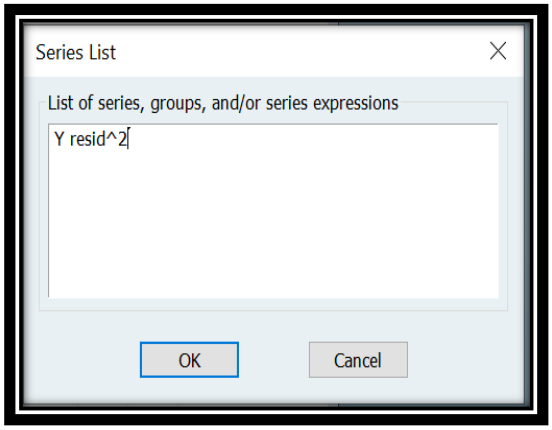
-انشاء سلسلة لقيم المتغير المقدر $\hat{Y}$ ففي نافذة التقدير ومن خلال الامر Forecast نقوم بكتابة Yf في Forecast name كما يلي:



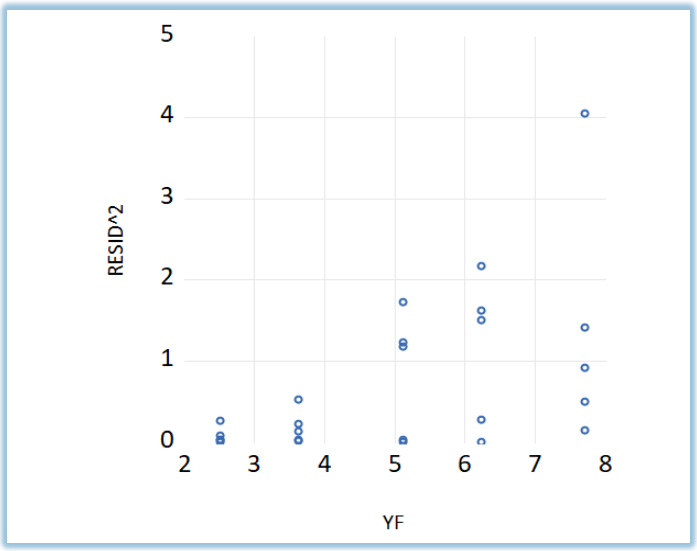
بالضغط على ok نجد أن البرنامج تم انشاء السلسة في ملف العمل, وبعد ذلك نذهب إلى:

Quick→Graph

في مربع الحوار الذي يظهر لدينا نكتب كما هو مبين أدناه:



بالضغط على ok ومن مربع الحوار الذي يظهر نختار Scatter وبالضغط على ok من جديد نتحصل على الشكل التالي:



2-2-الكشف عن عدم تجانس تباين الاخطاء باستخدام الاختبارات الاحصائية:

فرضيات الاختبار هي كما يلي:

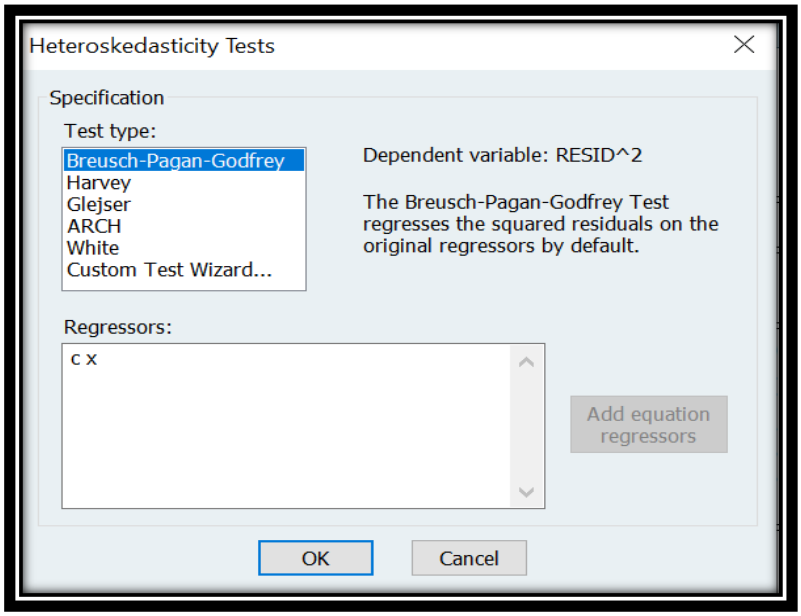
-**التباين ثابت (متجانس)**: $H_0: \sigma_{u_1}^2 = \sigma_{u_2}^2 = \cdots = \sigma_{u_k}^2 = \sigma_u^2$

-**التباين غير ثابت (غير متجانس)**: واحد على الأقل من التباينات مختلف عن البقية: H_1

-من نافذة التقدير نذهب إلى :

View→Residual Diagnostics→Heteroskedasticity Tests

نتحصل على مربع الحوار أدناه:



-من خلال Test type نحدد نوع الاختبار كما يلي:

2-2-1-اختبار Glejser Test (1969): يسمح اختبار جليسر بالكشف عن وجود مشكل عدم تجانس تباين ويسمح ايضا بتحديد الشكل الذي يبرز الظاهرة، ويستند هذا الاختبار إلى تحديد العلاقة بين بواقي نموذج التقدير للنموذج الأساسي والمتغير التفسيري X_j المفترض أنه سبب عدم ثبات التباين (من خلال انحدار القيمة المطلقة للبواقي على المتغير المستقل وفقا لشكل معين لدالة الانحدار)، غير أنه يعاب هذا الاختبار على أنه قد لا تتوافر في حد الخطأ العشوائي قد لا تتوافر فيه افتراضات طريقة المربعات الصغرى (قيمته المتوقعة لا تساوي الصفر، عدم تجانس تباين والارتباط الذاتي بين الخطأ العشوائي)، ويقترح هذا الاختبار الاشكال التالية ليحدد نمط عدم ثبات التباين كما يلي:

نمط عدم ثبات التباين	الشكل المقترح
$\hat{\sigma}_u^2 = k^2 X_{1t}^2$	$\lvert e_t \rvert = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + v_t$
$\hat{\sigma}_u^2 = k^2 X_{1t}$	$\lvert e_t \rvert = \beta_0 + \beta_1 X_{1t}^{0.5} + v_t$
$\hat{\sigma}_u^2 = k^2 X_{1t}^{-2}$	$\lvert e_t \rvert = \beta_0 + \beta_1 X_{1t}^{-1} + v_t$

إذا كانت قيمة المقدرة للمعلمة β_1 في النماذج السابقة معنوية فإن ذلك يدل على وجود مشكل عدم تجانس التباين ويتم اختيار النموذج الذي لديه أكبر قيمة لاحصائية ستيودنت المقابلة للمعلمة β_1

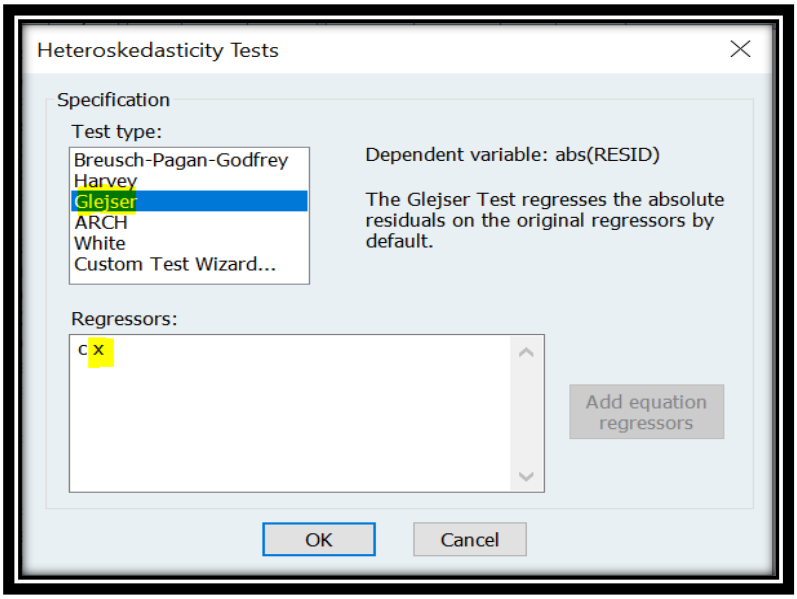
-لتنفيذ ذلك في البرنامج من نافذة التقدير نذهب إلى:

View→Residual Diagnostics→Heteroskedasticity Tests

من مربع الحوار الذي يظهر ومن خلال Test type نحدد نوع الاختبار Glejser Test كما نحدد الشكل المناسب لعدم تجانس التباين ضمن Regressors حسب كل حالة كأن نكتب:

X أو X^-1 أو X^.5

وذلك وفقا لكل نموذج كما يلي:



بالضغط على ok نتحصل على النتائج التالية:

Heteroskedasticity Test: Glejser
Null hypothesis: Homoskedasticity

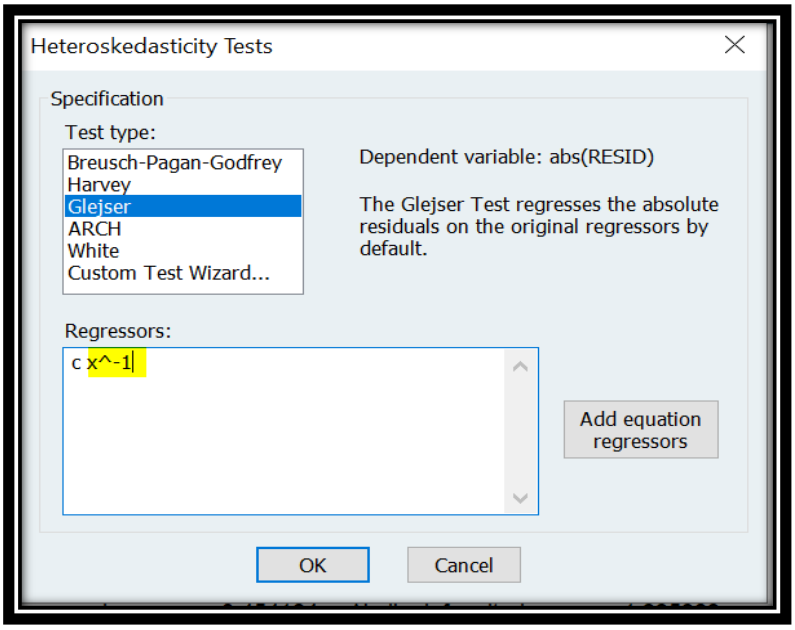
F-statistic	11.35281	Prob. F(1,23)	0.0026
Obs*R-squared	8.261923	Prob. Chi-Square(1)	0.0040
Scaled explained SS	8.167498	Prob. Chi-Square(1)	0.0043

Test Equation:
Dependent Variable: ARESID
Method: Least Squares
Date: 04/02/24 Time: 11:34
Sample: 1 25
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.187073	0.268761	-0.696056	0.4934
X	0.123518	0.036659	3.369393	0.0026

R-squared	0.330477	Mean dependent var	0.665199
Adjusted R-squared	0.301367	S.D. dependent var	0.543385
S.E. of regression	0.454184	Akaike info criterion	1.335989
Sum squared resid	4.744509	Schwarz criterion	1.433499
Log likelihood	-14.69987	Hannan-Quinn criter.	1.363034

أو نكتب كما يلي:



بالضغط على ok نتحصل على النتائج التالية:

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

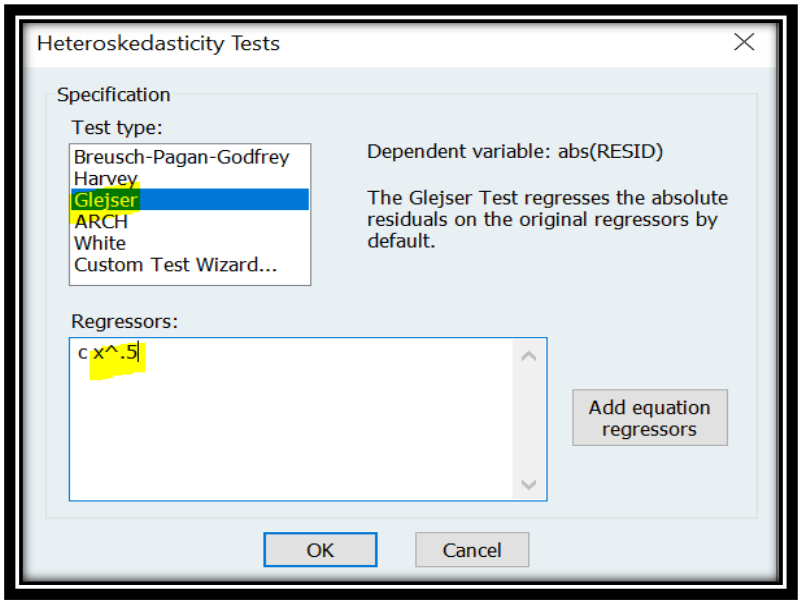
F-statistic	8.102476	Prob. F(1,23)	0.0091
Obs*R-squared	6.512726	Prob. Chi-Square(1)	0.0107
Scaled explained SS	4.674247	Prob. Chi-Square(1)	0.0306

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 04/02/24 Time: 10:59
Sample: 1 25
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.914432	0.450627	4.248374	0.0003
X^-1	-7.062075	2.480981	-2.846485	0.0091

R-squared	0.260509	Mean dependent var	0.725946
Adjusted R-squared	0.228357	S.D. dependent var	0.964873
S.E. of regression	0.847576	Akaike info criterion	2.583745
Sum squared resid	16.52284	Schwarz criterion	2.681255
Log likelihood	-30.29681	Hannan-Quinn criter.	2.610790

أو نكتب كما يلي:



بالضغط على ok نتحصل على النتائج التالية:

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	9.289699	Prob. F(1,23)	0.0057
Obs*R-squared	7.192464	Prob. Chi-Square(1)	0.0073
Scaled explained SS	5.162102	Prob. Chi-Square(1)	0.0231

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 04/02/24 Time: 10:57
Sample: 1 25
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.975539	0.901822	-2.190609	0.0389
X^.5	1.046398	0.343318	3.047901	0.0057

R-squared	0.287699	Mean dependent var	0.725946
Adjusted R-squared	0.256729	S.D. dependent var	0.964873
S.E. of regression	0.831848	Akaike info criterion	2.546284
Sum squared resid	15.91533	Schwarz criterion	2.643794
Log likelihood	-29.82855	Hannan-Quinn criter.	2.573329

ومن خلال النماذج الثلاثة أعلاه المقدرة نلاحظ أن قيمة المقدرة للمعلمة β_1 معنوية في كافة النماذج وبالتالي فإن ذلك يدل على وجود مشكل عدم تجانس التباين ونقوم باختيار النموذج الذي لديه أكبر قيمة لاحصائية ستيودنت المقابلة للمعلمة β_1 وهو النموذج الاول لان قيمة $[t_{statistic} = 3{,}36]$ هي الاكبر بين النماذج الثلاثة والمقابلة للمعلمة المقدرة.

2-2-2-اختبار Breusch Pagan Goldfrey (1979): يستخدم هذا الاختبار في العينات الكبيرة وكلما كان حجم العينة اكبر زادت قوة هذا الاختبار، غير أنه حساس جدا في حالة عدم تحقق فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي كما انه يتطلب معرفة سبب مشكلة عدم تجانس التباين من خلال نتائج الاختبار التي تظهر كما يلي ومن

خلال قيمة الاحتمال المقابل لاحصائية الاختبار (F-Statistic) وبمقارنته مع مستوى المعنوية $\alpha = 0.05$ مثلا، نحدد قرار الاختبار بخصوص رفض فرضية العدم (عدم تجانس التباين) فإذا كانت:

$$Prob(\mathrm{F-Statistic}) < \alpha = 0.05$$

نرفض فرضية العدم ونقبل الفرضية البديلة بوجود مشكل عدم تجانس تباين الاخطاء

بالتطبيق عن مثالنا السابق نتحصل على نتائج الاختبار التالية:

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	9.337669	Prob. F(1,23)	0.0056
Obs*R-squared	7.218879	Prob. Chi-Square(1)	0.0072
Scaled explained SS	5.181061	Prob. Chi-Square(1)	0.0228

إذ يتبين أن:

$$Prob(\mathrm{F-Statistic}) = 0.0056 < \alpha = 0.05$$

وبالتالي نرفض فرضية العدم أي أن هناك مشكل عدم تجانس تباين الاخطاء للنموذج المقدر

كما يمكن تحديد قرار قبول (رفض) فرضية العدم من خلال الاحتمال المقابل لاختبار كي دو لـ Obs*R-squared فإننا **نرفض فرضية العدم** (تجانس التباين) إذا كان:

$$Prob(\mathrm{chi-square}) < \alpha = 0.05$$

من خلال النتائج أعلاه يتبين أن:

$$Prob(\mathrm{chi-square}) = 0.0072 < \alpha = 0.05$$

وبالتالي نرفض فرضية العدم أي أن النموذج المقدر يعاني من مشكل عدم تجانس التباين الاخطاء

2-2-3-اختبار White: من مميزات هذا الاختبار أنه لا يعتمد على فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي، إلا أنه يصلح للعينات الكبيرة، ولإجراء هذا الاختبار بافتراض أنه لدينا متغيرين مستقلين في نموذج الانحدار نتبع الخطوات التالية:

-تقدير نموذج الانحدار التالي والحصول على سلسلة البواقي ε_t :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_t$$

- تقدير نموذج الانحدار المساعد التالي وحساب قيمة معامل التحديد R^2 :

$$\varepsilon_t^2 = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_1^2 + \beta_4 X_2^2 + \beta_5 X_{1t} X_{2t} + v_t$$

-إذا كانت: $LM = nR^2 > \mathcal{X}_k^2$ (حيث k: يمثل عدد المتغيرات المستقلة المدرجة في نموذج الانحدار)

فإننا نرفض فرضية العدم التي تنص على ثبات تباين الاخطاء ونقر بعدم تجانس تباين الأخطاء للنموذج المقدر.

-لتنفيذ ذلك في البرنامج من نافذة التقدير نذهب إلى:

View→Residual Diagnostics→Heteroskedasticity Tests

من مربع الحوار الذي يظهر ومن خلال Test type نحدد نوع الاختبار وهنا نختار White بالضغط على ok نتحصل على النتائج التالية:

Heteroskedasticity Test: White
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	4.474837	Prob. F(2,22)	0.0234
Obs*R-squared	7.229216	Prob. Chi-Square(2)	0.0269
Scaled explained SS	5.188479	Prob. Chi-Square(2)	0.0747

ويتحدد قرار الاختبار بنفس الطريقة السابقة كما يلي:

-من خلال الاحتمال المقابل لاختبار فيشر يتبين أن:

$$Prob(\text{F} - \text{Statistic}) = 0.0234 < \alpha = 0.05$$

وبالتالي نرفض فرضية العدم ونقر بوجود مشكل عدم تجانس تباين الاخطاء للنموذج المقدر

-من خلال الاحتمال المقابل لاختبار كي دو لـ Obs*R-squared يتبين أن:

$$Prob(\text{chi} - \text{square}) = 0.0269 < \alpha = 0.05$$

وبالتالي نرفض فرضية العدم ونقر بوجود مشكل عدم تجانس تباين الاخطاء للنموذج المقدر

3- معالجة مشكل عدم ثبات (تجانس) تباين الاخطاء:

هناك طرق مختلفة لمعالجة مشكل عدم تجانس تباين الاخطاء نذكر منها ما يلي:

3-1-طريقة المربعات الصغرى المرجحة Weighted Least Squares (WLS): وفقا لهذه الطريقة يتم معالجة مشكل عدم تجانس تباين الاخطاء من خلال اجراء تحويل للنموذج الاصلي بطريقة تجعل تباين الاخطاء متجانس ولتنفيذ ذلك لا بد من تحديد المتغير المستقل المسؤول عن حدوث مشكلة عدم تجانس تباين الاخطاء، ويتوقف شكل النموذج المحول على نمط عدم ثبات التباين المكتشف في النموذج الاصلي (تحديد سبب مشكل عدم تجانس التباين وفقا لاختبار Glejser الذي يسمح بتحديد ذلك)، ويتم تنفيذ ذلك في برنامج كما يلي:

-بعد تقدير نموذج الانحدار بطريقة المربعات الصغرى العادية السابق ونتحصل على النتائج التالية -كما في السابق-:

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/30/24 Time: 23:24
Sample: 1 25
Included observations: 25

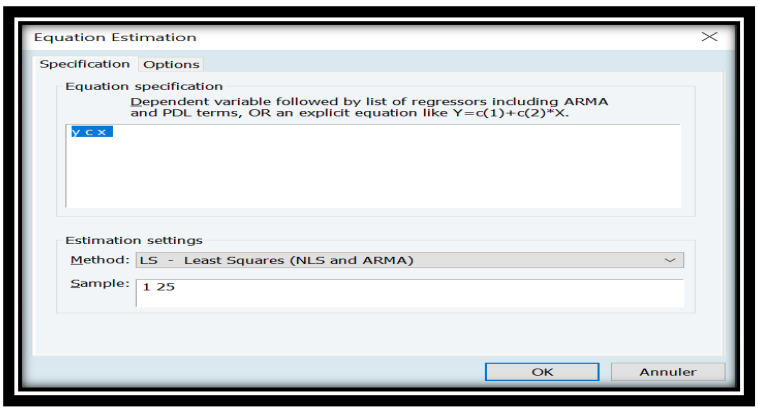
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.085270	0.525646	-0.162220	0.8725
X	0.742619	0.071698	10.35767	0.0000

R-squared	0.823459	Mean dependent var	5.038800
Adjusted R-squared	0.815783	S.D. dependent var	2.069634
S.E. of regression	0.888297	Akaike info criterion	2.677597
Sum squared resid	18.14865	Schwarz criterion	2.775108
Log likelihood	-31.46997	Hannan-Quinn criter.	2.704643
F-statistic	107.2813	Durbin-Watson stat	2.415743
Prob(F-statistic)	0.000000		

من خلال نافذة النموذج المقدر نذهب إلى:

Proc→Spesify⁄Estimate

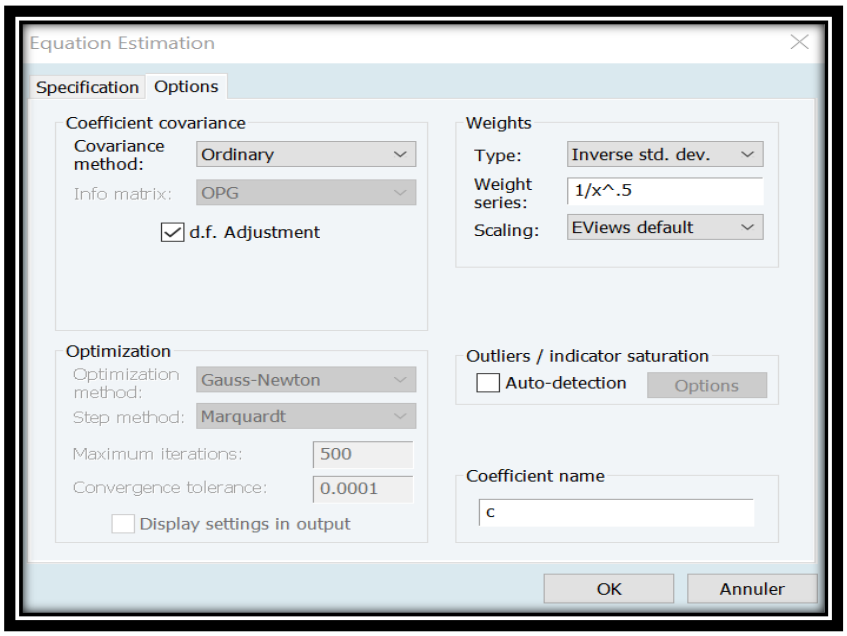
يظهر لنا ما يلي:



-من خلال مربع الحوار الذي أعلاه نذهب إلى Options نختار:

-من خلال Coefficient Covariance نختار Ordinary في خانة Covariance method

-من خلال Weights نختار Inverse std.dev في خانة Type كما نكتب 1/X^.5 في خانة Weight series كما يظهر أدناه: (هنا وفقا لاختبار سبب مشكل عدم تجانس التباين وفقا لاختبار Glejser الذي يسمح بتحديد ذلك هو النموذج الاول)



بالضغط على ok نتحصل على ما يلي:

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/02/24 Time: 16:55
Sample: 1 25
Included observations: 25
Weighting series: 1/X^.5
Weight type: Inverse standard deviation (EViews default scaling)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.063678	0.407403	-0.156302	0.8772
X	0.739490	0.063625	11.62255	0.0000

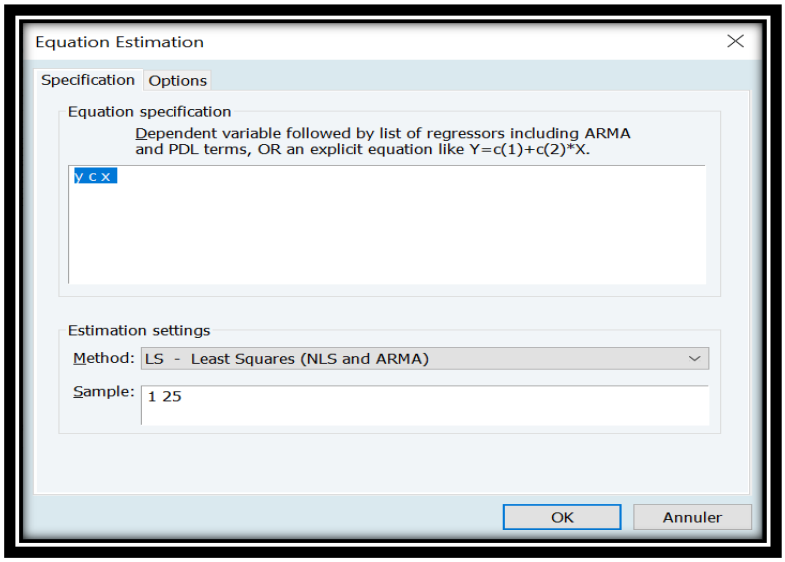
3-2-طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized Least Squares (GLS): وفقا لهذه الطريقة يتم معالجة مشكل عدم تجانس تباين الاخطاء من خلال الخطوات التالية:

-تحديد قيمة تباين الاخطاء وبعد ذلك نقوم بقسمة حدود المعادلة للنموذج المقدر على قيمة الانحراف المعياري للبواقي النموذج وبعد ذلك نقوم بتقدير النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى كما يلي:

من خلال نافذة النموذج المقدر نذهب إلى:

Proc→Spesify/Estimate

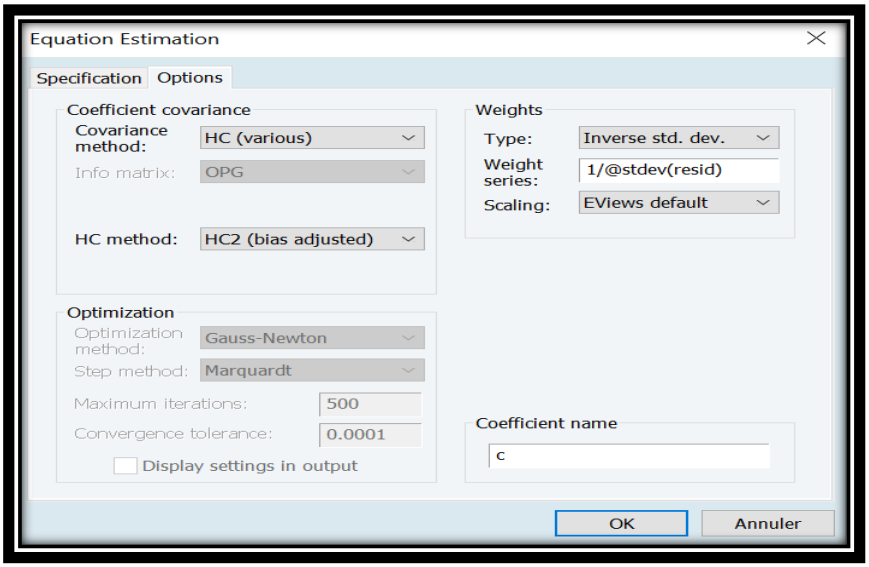
يظهر لنا ما يلي:



-من خلال مربع الحوار الذي أعلاه نذهب إلى Options نختار:

-من خلال Coefficient Covariance نختار HC(various) في خانة Covariance method

-من خلال Weights نختار Inverse std.dev في خانة Type كما نكتب 1/@stdev(resid) في خانة Weight series كما يظهر أدناه:



بالضغط على ok نتحصل على ما يلي:

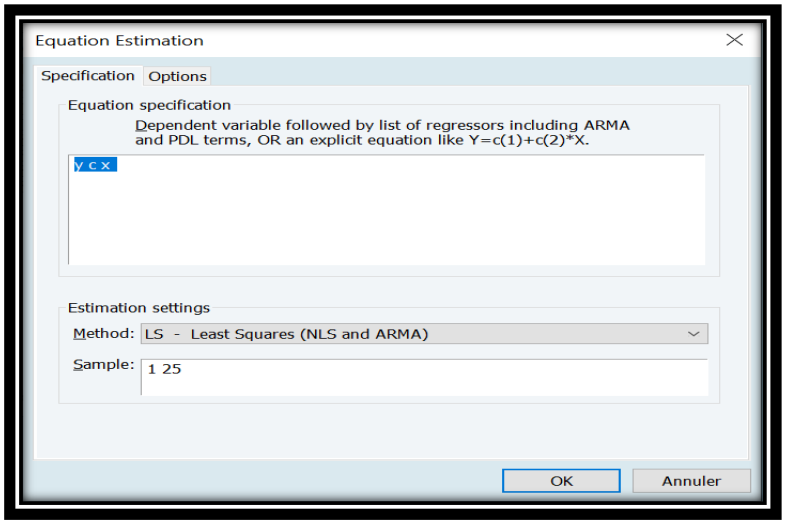
Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/02/24 Time: 17:29
Sample: 1 25
Included observations: 25
Weighting series: 1/@STDEV(RESID)
Weight type: Inverse standard deviation (EViews default scaling)
MacKinnon-White (HC2) heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.085270	0.404920	-0.210585	0.8351
X	0.742619	0.073803	10.06222	0.0000

3-3- طريقة تصحيح الأخطاء المعيارية White: وفقا لهذه الطريقة يتم تقدير النموذج باستخدام طريقة المربعات الصغرى العادية كما فعلنا في السابق ثم من خلال نافذة النموذج المقدر نذهب إلى:

Proc→Spesify⁄Estimate

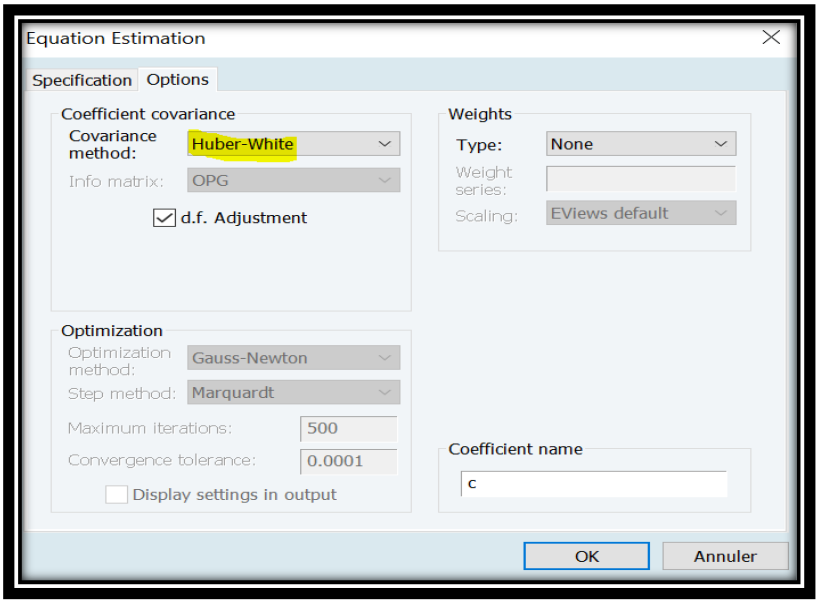
يظهر لنا ما يلي:



-من خلال مربع الحوار أعلاه نذهب إلى Options نختار:

-من خلال Coefficient Covariance نختار Huber-White في خانة Covariance method

كما يظهر أدناه:



بالضغط على ok نتحصل على ما يلي:

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/03/24 Time: 10:36
Sample: 1 25
Included observations: 25
Huber-White-Hinkley (HC1) heteroskedasticity consistent standard errors and covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.085270	0.397750	-0.214382	0.8321
X	0.742619	0.072413	10.25529	0.0000

R-squared	0.823459	Mean dependent var	5.038800
Adjusted R-squared	0.815783	S.D. dependent var	2.069634
S.E. of regression	0.888297	Akaike info criterion	2.677597
Sum squared resid	18.14865	Schwarz criterion	2.775108
Log likelihood	-31.46997	Hannan-Quinn criter.	2.704643
F-statistic	107.2813	Durbin-Watson stat	2.415743
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic	105.1710
Prob(Wald F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/30/24 Time: 23:24
Sample: 1 25
Included observations: 25

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.085270	0.525646	-0.162220	0.8725
X	0.742619	0.071698	10.35767	0.0000

R-squared	0.823459	Mean dependent var	5.038800
Adjusted R-squared	0.815783	S.D. dependent var	2.069634
S.E. of regression	0.888297	Akaike info criterion	2.677597
Sum squared resid	18.14865	Schwarz criterion	2.775108
Log likelihood	-31.46997	Hannan-Quinn criter.	2.704643
F-statistic	107.2813	Durbin-Watson stat	2.415743
Prob(F-statistic)	0.000000		

لنأخذ مثالا ثاني ونقوم بتنفيذ مختلف الخطوات السابقة لاكتشاف مشكل عدم تجانس تباين الأخطاء في النموذج المقدر وكيفية معالجته.

المثال 08: لتكن لدينا المعطيات التالية التي تمثل الانفاق على الغذاء (Y) والدخل (X) لاقتصاد ما خلال الفترة 1984-2023.

T	**1984**	**1985**	**1986**	**1987**	**1988**	**1989**	**1990**	**1991**	**1992**	**1993**
X	3.69	4.39	4.75	6.03	12.47	12.98	14.2	14.76	15.32	16.39
Y	115.22	135.98	119.34	114.96	187.05	243.92	267.43	238.71	295.94	317.78
T	**1994**	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**
X	17.35	17.77	17.93	18.43	18.55	18.8	18.81	19.04	19.22	19.93
Y	216	240.35	386.57	261.53	249.34	309.87	345.89	165.54	196.98	395.26
T	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**	**2010**	**2011**	**2012**	**2013**
X	20.12	20.33	20.37	20.43	21.45	22.52	22.55	22.86	24.2	24.39

Y	406.34	171.92	303.23	377.04	194.35	213.48	293.87	259.61	323.71	275.02
T	**2014**	**2015**	**2016**	**2017**	**2018**	**2019**	**2020**	**2021**	**2022**	**2023**
X	24.42	25.2	25.5	26.61	26.7	27.14	27.16	28.62	29.4	33.4
Y	109.71	359.19	201.51	460.36	447.76	482.55	438.29	587.66	257.95	375.73

المطلوب:

1-قدر نموذج الانحدار التالي: $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + U_t$

2-تأكد من وجود مشكل عدم تجانس تباين الأخطاء من خلال فحص سلسلة بواقي النموذج المقدر؟

3-اختبر وجود مشكل عدم تجانس تباين الأخطاء باستخدام اختبار Glejser Test، اختبار Breusch Pagan Goldfrey، اختبار White؟

4-قم بمعالجة مشكل عدم تجانس تباين الأخطاء باستخدام كل من:

- طريقة المربعات الصغرى المرجحة Weighted Least Squares (WLS)؟

- طريقة المربعات الصغرى المعممة Generalized Least Squares (GLS)؟

الحل:

-تقدير نموذج الانحدار:

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 03/30/25 Time: 11:13
Sample: 1984 2023
Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X	10.20903	2.093352	4.876882	0.0000
C	83.43058	43.41149	1.921855	0.0621

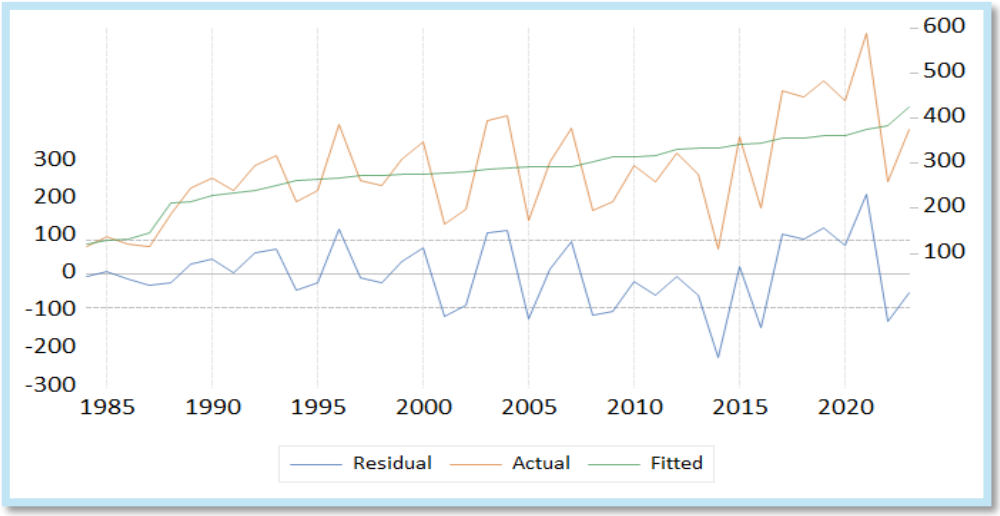
R-squared	0.384954	Mean dependent var	283.5735
Adjusted R-squared	0.368768	S.D. dependent var	112.6752
S.E. of regression	89.52053	Akaike info criterion	11.87552
Sum squared resid	304529.2	Schwarz criterion	11.95996
Log likelihood	-235.5104	Hannan-Quinn criter.	11.90605
F-statistic	23.78398	Durbin-Watson stat	1.893898
Prob(F-statistic)	0.000019		

- الكشف عن وجود مشكل عدم ثبات تباين الأخطاء من خلال فحص سلسلة البواقي :

من خلال نافذة التقدير نذهب إلى:

View→ Actual, Fitted-Residual→ Residual Graph

يظهر لدينا الشكل التالي:



يتبين من خلال الشكل أعلاه أن قيم البواقي النموذج المقدر تزداد بزيادة قيم الدخل فالمنحنى له أتجاه أكبر كلما كان عدد المشاهدات أكبر وذلك لأن المشاهدات مرتبة وفقا لزيادة في قيم الدخل، ومنه كلما كانت قيم الدخل كبيرة كلما كنت للبواقي قيم كبيرة (بالقيمة المطلقة) وهذا ما يدل على وجود مشكل عدم ثبات تباين الأخطاء في النموذج المقدر.

- **-اختبار تجانس تباين الاخطاء:**
- **3-1-اختبار Breusch Pagan Goldfrey:**

بالتطبيق عن مثالنا نتحصل على نتائج الاختبار التالية:

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	8.601881	Prob. F(1,38)	0.0057
Obs*R-squared	7.383291	Prob. Chi-Square(1)	0.0066
Scaled explained SS	6.626359	Prob. Chi-Square(1)	0.0100

إذ يتبين أن:

$$Prob(\mathrm{F}-\mathrm{Statistic}) = 0.0057 < \alpha = 0.05$$

وبالتالي نرفض فرضية العدم أي أن هناك مشكل عدم تجانس تباين الاخطاء في النموذج المقدر

3-2-اختبار White: نتائج الاختبار تعطى كما يلي:

Heteroskedasticity Test: White
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	4.306868	Prob. F(2,37)	0.0208
Obs*R-squared	7.553633	Prob. Chi-Square(2)	0.0229
Scaled explained SS	6.779238	Prob. Chi-Square(2)	0.0337

-من خلال الاحتمال المقابل لاختبار فيشر يتبين أن:

$$Prob(\mathrm{F}-\mathrm{Statistic}) = 0.0208 < \alpha = 0.05$$

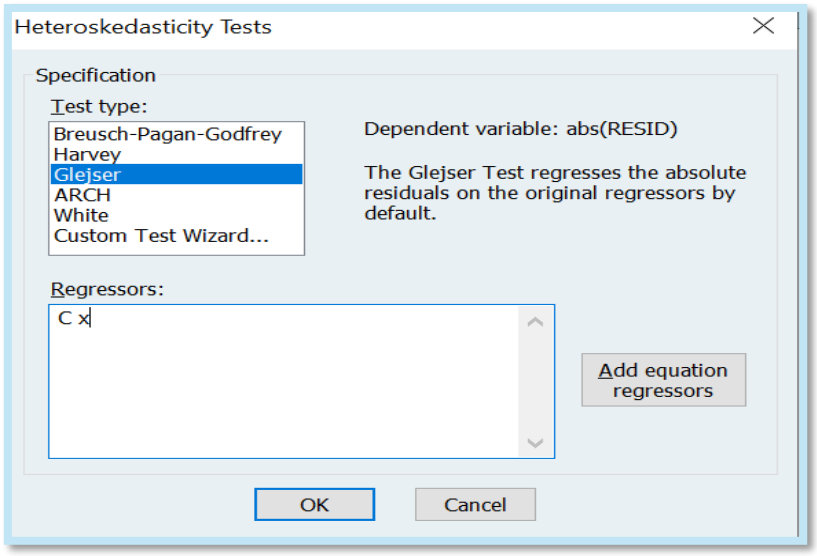
وبالتالي نرفض فرضية العدم ونقر بوجود مشكل عدم تجانس تباين الاخطاء للنموذج المقدر

3-3-اختبار Glejser Test:

-نحدد نوع الاختبار Glejser Test كما نحدد الشكل المناسب لعدم تجانس التباين ضمن Regressors حسب كل حالة كأن نكتب:

X أو X^-1 أو X^.5

وذلك وفقا لكل نموذج كما يلي:



-بالضغط على ok نتحصل على النتائج التالية:

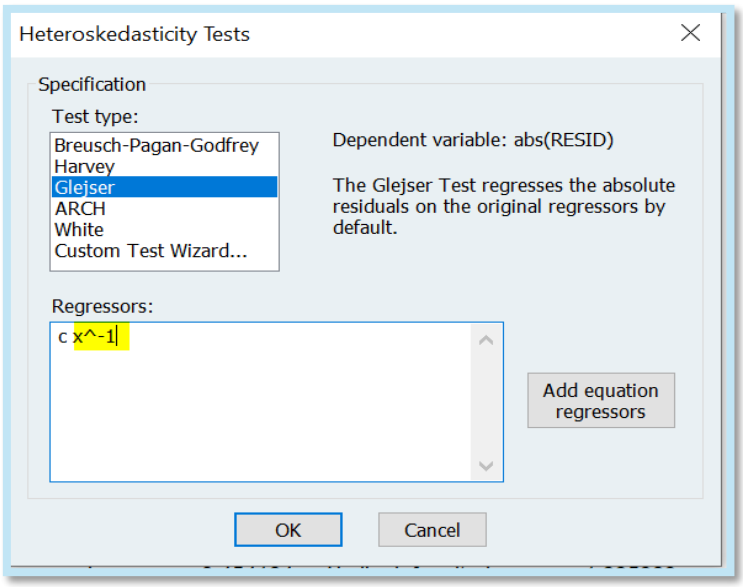
Heteroskedasticity Test: Glejser
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	14.50431	Prob. F(1,38)	0.0005
Obs*R-squared	11.04999	Prob. Chi-Square(1)	0.0009
Scaled explained SS	10.89021	Prob. Chi-Square(1)	0.0010

Test Equation:
Dependent Variable: ARESID
Method: Least Squares
Date: 03/30/25 Time: 11:31
Sample: 1984 2023
Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12.76768	22.67540	-0.563063	0.5767
X	4.164290	1.093434	3.808452	0.0005

أو نكتب كما يلي:



بالضغط على ok نتحصل على النتائج التالية:

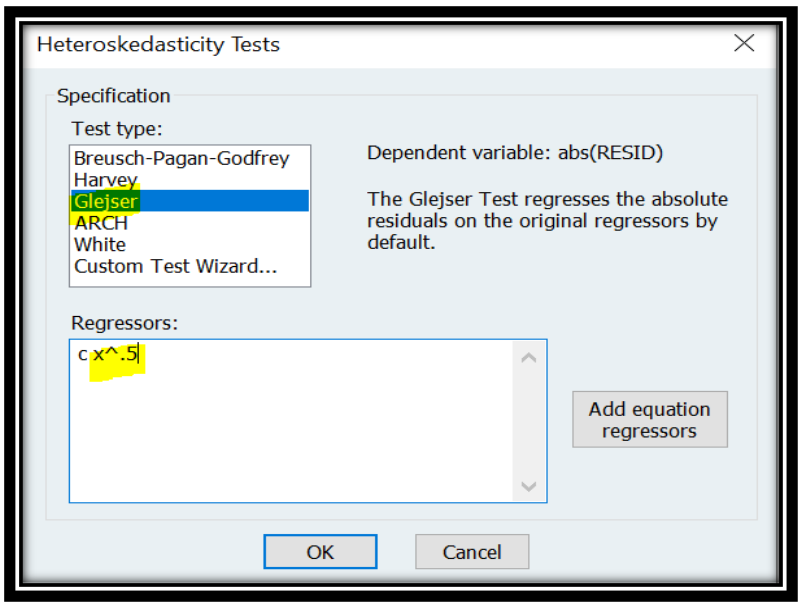
Heteroskedasticity Test: Glejser
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	8.362466	Prob. F(1,38)	0.0063
Obs*R-squared	7.214858	Prob. Chi-Square(1)	0.0072
Scaled explained SS	7.110531	Prob. Chi-Square(1)	0.0077

Test Equation:
Dependent Variable: ARESID
Method: Least Squares
Date: 03/30/25 Time: 11:34
Sample: 1984 2023
Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	97.26187	12.58135	7.730639	0.0000
X^-1	-426.6728	147.5461	-2.891793	0.0063

أو نكتب كما يلي:



بالضغط على ok نتحصل على النتائج التالية:

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey
Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	7.643420	Prob. F(1,38)	0.0087
Obs*R-squared	6.698376	Prob. Chi-Square(1)	0.0097
Scaled explained SS	6.011662	Prob. Chi-Square(1)	0.0142

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 03/30/25 Time: 11:37
Sample: 1984 2023
Included observations: 40

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-14005.73	7979.573	-1.755199	0.0873
X^.5	4982.480	1802.195	2.764674	0.0087

ومن خلال النماذج الثلاثة أعلاه المقدرة نلاحظ أن قيمة المقدرة للمعلمة β_1 معنوية في كافة النماذج وبالتالي فإن ذلك يدل على وجود مشكل عدم تجانس التباين ونقوم باختيار النموذج الذي لديه أكبر قيمة لاحصائية ستيودنت المقابلة للمعلمة β_1 وهو النموذج الأول لأن قيمة $[t_{statistic} = 3{,}80]$ المقابلة للمعلمة المقدرة.

تاسعا–التعدد (الازدواج، الاشتراك، التداخل) الخطي: إختبارات الكشف عنه ومعالجته

1–تعريف التعدد الخطي:

التعدد الخطي (Multicollinearity) مصطلح إحصائي يشير إلى وجود علاقة خطية قوية بين متغيرين مستقلين أو أكثر في نموذج الانحدار. بعبارة أخرى، عندما يمكن التعبير عن أحد المتغيرات المستقلة كدالة خطية لمتغير مستقل آخر، فإننا نقول إن هناك تداخلا خطيا بين هذين المتغيرين.

لماذا يعتبر التعدد الخطي مشكلة؟

يعتبر التعدد الخطي مشكلا لأنه يؤدي إلى:

- عدم استقرار المعاملات :يؤدي التعدد الخطي إلى زيادة تباين معاملات الانحدار، مما يجعلها أقل دقة وأكثر حساسية للتغيرات الصغيرة في البيانات.
- صعوبة تفسير المعاملات :يصعب تفسير المعاملات بشكل فردي، حيث يصعب تحديد تأثير كل متغير مستقل على المتغير التابع بشكل منفصل.
- زيادة احتمال الخطأ من النوع الثاني :قد يؤدي التعدد الخطي إلى قبول فرضية العدم الخاطئة، أي رفض وجود علاقة بين متغير مستقل والمتغير التابع، حتى لو كانت العلاقة موجودة بالفعل.

2–أسباب مشكل التعدد الخطي: التعدد الخطي يظهر نتيجة الاسباب التالية:

- طبيعة البيانات :قد تكون البيانات نفسها تحتوي على متغيرات مترابطة بشكل طبيعي، مثل الدخل والاستهلاك.
- نمذجة غير مناسبة :قد يؤدي تضمين متغيرات متشابهة أو متكررة في النموذج إلى حدوث التعدد الخطي.
- حجم العينة الصغير :قد يؤدي حجم العينة الصغير إلى تضخيم تأثير التعدد الخطي.

3–أنواع التعدد الخطي: يمكن تصنيف التعدد الخطي إلى نوعين رئيسيين:

3–1–التعدد الخطي الكامل (Perfect Multicollinearity): يظهر هذا النوع عندما تكون هناك علاقة خطية مثالية بين متغيرين مستقلين أو أكثر، بحيث يمكن التعبير عن أحد المتغيرات كتركيبة خطية دقيقة لباقي

المتغيرات. أو يظهر نتيجة عدم القدرة على تقدير معاملات الانحدار، حيث تصبح مصفوفة المعلومات مفردة (Singular)

3-2-التعدد الخطي الجزئي(Imperfect Multicollinearity) : يحدث هذا النوع عندما يكون هناك ارتباط خطي قوي ولكنه غير مثالي بين المتغيرات المستقلة. أو يكون تباين معاملات الانحدار مرتفع، مما يجعل من الصعب تفسير نتائج التحليل .

4-النتائج المترتبة عن وجود مشكل التعدد الخطي: تتمثل النتائج الرئيسية المترتبة على وجود مشكلة **التعدد الخطي** (Multicollinearity) في نماذج الانحدار الخطي المتعدد في:

- **زيادة تباينات و أخطاء المعاملات المقدرة:** تصبح **تباينات** (Variances) والأخطاء المعيارية (Standard Errors) لمقدارات (Estimates) معلمات الانحدار كبيرة جدا (أي تكون التقديرات غير دقيقة). وهذا يقلل من كفاءة مقدرات المربعات الصغرى العادية (OLS)، حيث تفقد خاصية كونها صاحبة أقل تباين ممكن.
- **فشل اختبارات الدلالة الإحصائية:** يسبب كبر الأخطاء المعيارية، تنخفض قيمة إحصائية ستيودنت مما يؤدي غالبا إلى عدم معنوية (Insignificant) معظم معاملات الانحدار المقدرة (قبول الفرضية الصفرية التي تنص على أن المعامل يساوي صفرا)، حتى لو كان للمتغيرات المستقلة تأثير حقيقي على المتغير التابع.
- **اتساع فترات الثقة:** تصبح **فترات الثقة** (Confidence Intervals) لمعاملات الانحدار واسعة جدا، مما يجعل تحديد القيمة الحقيقية للمعاملات صعبا وغير دقيق.
- **صعوبة في تفسير المعاملات:** يصبح من الصعب جدا فصل الآثار الفردية لكل متغير مستقل على المتغير التابع بسبب ارتباطها القوي ببعضها البعض. فقد تظهر **إشارات مخالفة** (Signs) لبعض المعاملات المقدرة عن التوقعات النظرية أو المنطقية.
- **حساسية التقديرات:** تكون تقديرات المعاملات حساسة جدا لأي تغير بسيط في البيانات (مثل إضافة أو حذف مشاهدة واحدة) أو لتغيير في مواصفات النموذج (مثل إضافة أو حذف متغير مستقل آخر).
- **معامل التحديد مرتفع مع عدم معنوية المعاملات:** من الملاحظات الشائعة أنه قد تكون قيمة معامل التحديد عالية (مما يشير إلى أن النموذج ككل يفسر جزءا كبيرا من التباين في المتغير التابع)، ولكن في المقابل تكون معظم اختبارات ستيودنت غير معنوية.

5-اختبارات الكشف عن مشكل التعدد الخطي:

المثال 09: لتكن لدينا المعطيات التالية التي توضح المتغير التابع Y وبعض المتغيرات المفسرة X1, X2, X3, X4 كما هو مبين ادناه:

Model	X1	X2	X3	X4	Y
1	11600	846	32	650	5.7
2	12490	993	39	790	5.8
3	10450	899	29	730	6.1
4	17140	1390	44	955	6.5
5	14825	1195	33	895	6.8
6	13730	658	32	740	6.8
7	19490	1331	55	1010	7.1
8	25000	1597	74	1080	7.4
9	22350	1761	74	1100	9
10	36600	2165	101	1500	11.7
11	22500	1983	85	1075	9.5
12	31580	1984	85	1155	9.5
13	28750	1998	89	1140	8.8
14	22600	1580	65	1080	9.3
15	20300	1390	54	1110	8.6
16	19900	1396	66	1140	7.7
17	39800	2435	106	1370	10.8
18	19740	1242	55	940	6.6
19	38990	2972	107	1400	11.7
20	50800	2958	150	1550	11.9
21	36200	2497	122	1330	10.8
22	47700	2496	125	1670	11.3
23	36950	1998	89	1560	10.8
24	26950	1997	92	1240	9.2
25	36400	1984	85	1635	11.6
26	50900	2438	97	1800	12.8
27	49300	2473	125	1570	12.7

الحل:

1-نقوم بتقدير النموذج الانحدار الخطي المتعدد: كما يلي

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/20/24 Time: 17:34
Sample: 1 27
Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	3.39E-05	4.51E-05	0.752739	0.4596
X2	0.001208	0.000722	1.672661	0.1086
X3	-0.003742	0.015030	-0.248956	0.8057
X4	0.003728	0.001300	2.868568	0.0089
C	1.838006	0.793367	2.316716	0.0302

R-squared	0.929520	Mean dependent var	9.129630
Adjusted R-squared	0.916706	S.D. dependent var	2.256242
S.E. of regression	0.651169	Akaike info criterion	2.145480
Sum squared resid	9.328454	Schwarz criterion	2.385450
Log likelihood	-23.96398	Hannan-Quinn criter.	2.216835
F-statistic	72.53647	Durbin-Watson stat	1.974524
Prob(F-statistic)	0.000000		

5-1-قاعدة أولى: قاعدة حساب معاملات الارتباط الجزئية بين المتغيرات المفسرة:

ولغرض ايجاد مصفوفة معاملا ت الارتباط الجزئية نتبع الخطوات التالية:

open→as group→ok

view →covarionce analysis →correlation

Covariance Analysis: Ordinary
Date: 04/20/24 Time: 17:36
Sample: 1 27
Included observations: 27

Covariance Correlation	X1	X2	X3	X4
X1	1.53E+08 1.000000			
X2	7071293. 0.918481	387582.4 1.000000		
X3	368815.3 0.926920	19147.21 0.955880	1035.237 1.000000	
X4	3609666. 0.946676	165280.1 0.861033	8452.126 0.851975	95068.79 1.000000

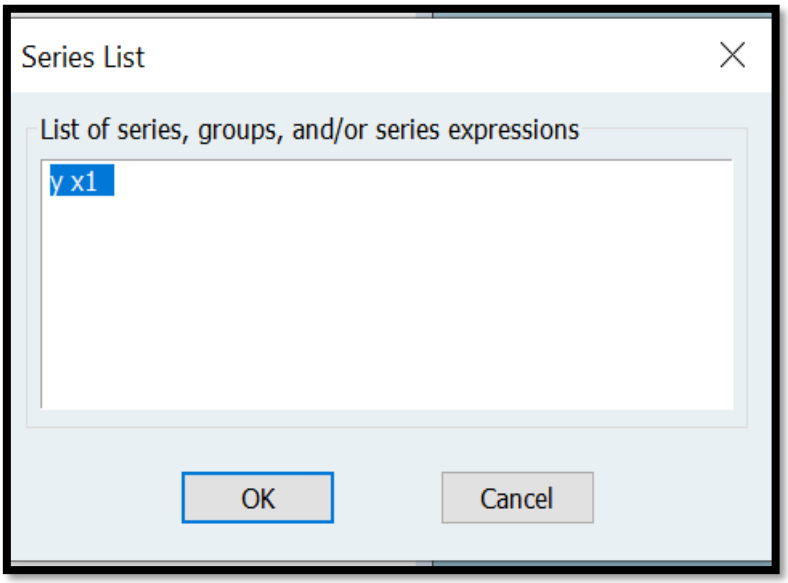
5-2-القاعدة الثانية: قاعدة التوافق في الاشارات:

نعلم أن اشارة معامل الارتباط بين المتغير التابع والمتغير المستقل هي نفس اشارة معامل الانحدار أو اشارة المعلمة المقدرة (معامل ميل)، ومن مثالنا السابق نقوم بايجاد اشارات قيم معاملات الارتباط بين كل متغير مستقل والمتغير التابع ونقوم بمقارنتها باشارة كل معلمة مقدرة:

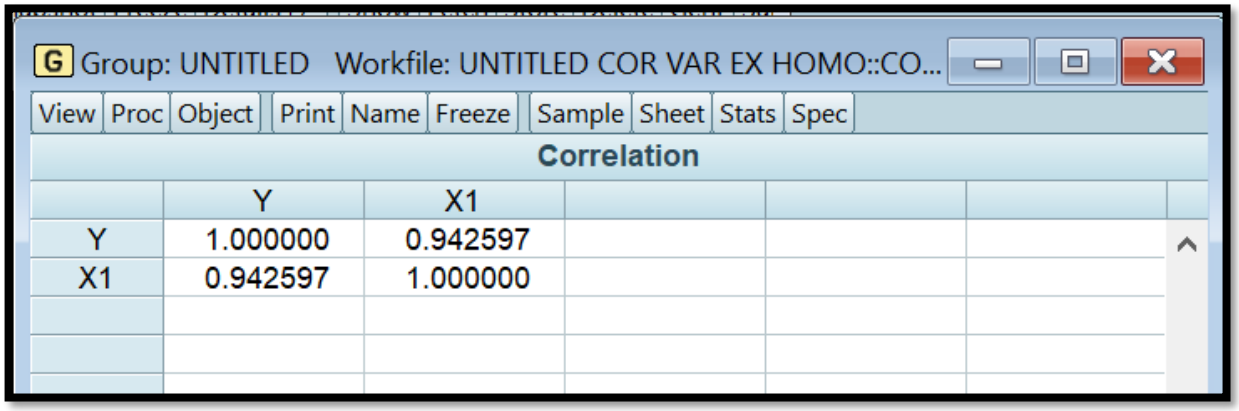
لغرض ايجاد قيمة معامل الارتباط بين المتغير المستقل الاول والمتغير التابع نقوم بتضليل السلستين معا ثم نذهب إلى:

Quick→group statistics→correlation

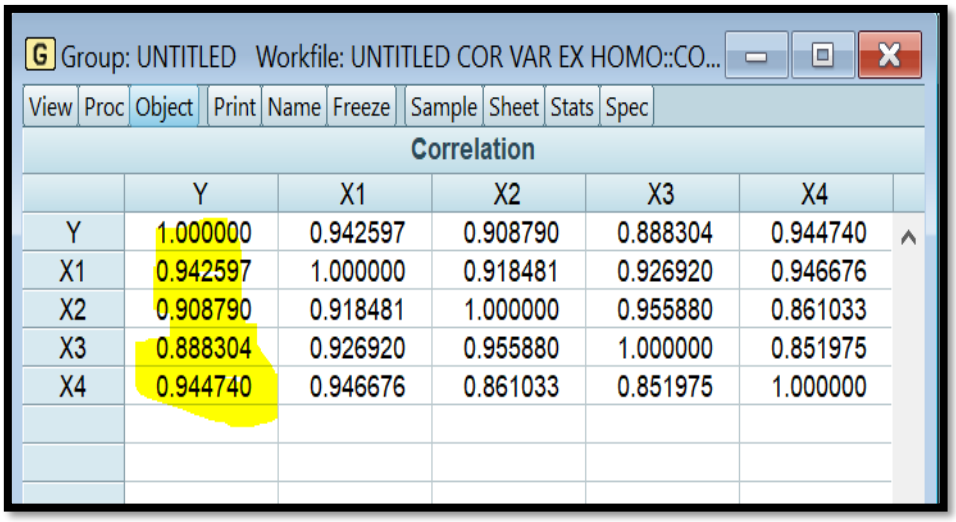
ونتصحل على مايلي:



بالضغط على ok نتحصل على قيمة معامل الارتباط بين المتغيرين كما يلي:



وبنفس الطريقة نجد قيم باقي معاملات الارتباط بين المتغير التابع وباقي المتغيرات المستقلة، كما يمكن ايجاد مصفوفة معاملات الارتباط بين كل من المتغير التابع وباقي المتغيرات المستقلة ونقوم باستخراج قيم معاملات الارتباط المعنية كما يظهر ادناه:


Group: UNTITLED Workfile: UNTITLED COR VAR EX HOMO::CO...

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

Correlation

	Y	X1	X2	X3	X4
Y	1.000000	0.942597	0.908790	0.888304	0.944740
X1	0.942597	1.000000	0.918481	0.926920	0.946676
X2	0.908790	0.918481	1.000000	0.955880	0.861033
X3	0.888304	0.926920	0.955880	1.000000	0.851975
X4	0.944740	0.946676	0.861033	0.851975	1.000000

ونلخص ذلك في الجدول التالي مع اضافة قيم معالم المقدرة لغرض المقارنة بين الاشارات:

	Y	
	$\hat{\beta}_j$	r_{yx}
X1	0.000034	0.942
X2	0.001208	0.908
X3	**-0.0037**	**0.888**
X4	0.0037	0.944

من خلال الجدول أعلاه نلاحظ أن اشارة معامل الارتباط $r_{Y,X3}$ موجبة غير أن اشارة معامل الميل جاءت سالبة، وهذا يدلنا على وجود مشكل التعدد الخطي في النموذج المقدر.

5-3-القاعدة الثالثة: معامل تضخيم التباين VIF

نقوم من خلال برنامج Eviews بحساب قيم معامل تضخيم التباين VIF كما يلي:

من نافذة تقدير النموذج نذهب إلى:

view →Coefficient diagnostics →Variance inflation factors

Variance Inflation Factors
Date: 04/27/24 Time: 21:58
Sample: 1 27
Included observations: 27

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
X1	2.03E-09	123.1529	19.79194
X2	5.21E-07	120.6943	12.86886
X3	0.000226	102.7455	14.89225
X4	1.69E-06	163.3543	10.22598
C	0.629431	40.07976	NA

نلاحظ من الجدول اعلاه المتحصل عليه الذي يحتوى على قيم VIF للنموذج يحتوى على ثابت (Centered VIF) وقيم VIF لنموذج لا يحتوى على ثابت (Uncentered VIF)

والنموذج المقدر الذي لدينا به الحد الثابت وبالتالي فنقوم بقراءة قيم VIF في العمود الاخير للجدول كما تظهر باللون الأصفر، ونلاحظ أن قيم VIF لجميع المتغيرات أكبر من 10 وهذا يدل على وجود التعدد الخطي في النموذج المقدر.

6-معالجة مشكل التعدد الخطي: نعتمد على الطرق أدناه لمعالجة ذلك.

6-1-الاختيار الامثل لمتغيرات عن طريق معيار AIC

6-1-1-باستخدام طريق الذهاب إلى الخلف Backward Elimination Method:

- نقوم بتقدير النموذج بادراج كل المتغيرات المستقلة ونقوم باستخراج قيمة معيار AIC كما يلي:

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/27/24 Time: 21:58
Sample: 1 27
Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	3.39E-05	4.51E-05	0.752739	0.4596
X2	0.001208	0.000722	1.672661	0.1086
X3	-0.003742	0.015030	-0.248956	0.8057
X4	0.003728	0.001300	2.868568	0.0089
C	1.838006	0.793367	2.316716	0.0302

R-squared	0.929520	Mean dependent var	9.129630
Adjusted R-squared	0.916706	S.D. dependent var	2.256242
S.E. of regression	0.651169	Akaike info criterion	2.145480
Sum squared resid	9.328454	Schwarz criterion	2.385450
Log likelihood	-23.96398	Hannan-Quinn criter.	2.216835
F-statistic	72.53647	Durbin-Watson stat	1.974524
Prob(F-statistic)	0.000000		

- نقوم بتقدير النموذج بحذف متغير تفسيري واحد في كل خطوة مثلا (في بداية نحذف متغير X1) ونقوم باستخراج قيمة معيار AIC وهكذا ونتحصل على النماذج التالية:

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

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/27/24 Time: 22:05
Sample: 1 27
Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X2	0.001257	0.000712	1.765101	0.0908
X3	0.001209	0.013387	0.090348	0.9288
X4	0.004491	0.000807	5.565140	0.0000
C	1.411427	0.549973	2.566357	0.0173

R-squared	0.927705	Mean dependent var	9.129630
Adjusted R-squared	0.918275	S.D. dependent var	2.256242
S.E. of regression	0.645005	Akaike info criterion	2.096835
Sum squared resid	9.568710	Schwarz criterion	2.288811
Log likelihood	-24.30727	Hannan-Quinn criter.	2.153919
F-statistic	98.38018	Durbin-Watson stat	1.976572
Prob(F-statistic)	0.000000		

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

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/27/24 Time: 22:05
Sample: 1 27
Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	4.08E-05	4.66E-05	0.875120	0.3906
X3	0.014052	0.011025	1.274478	0.2152
X4	0.003986	0.001340	2.974306	0.0068
C	2.123046	0.804563	2.638758	0.0147

R-squared	0.920557	Mean dependent var	9.129630
Adjusted R-squared	0.910195	S.D. dependent var	2.256242
S.E. of regression	0.676139	Akaike info criterion	2.191118
Sum squared resid	10.51478	Schwarz criterion	2.383094
Log likelihood	-25.58009	Hannan-Quinn criter.	2.248202
F-statistic	88.83863	Durbin-Watson stat	2.153690
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/27/24 Time: 22:06
Sample: 1 27
Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	2.90E-05	3.97E-05	0.731055	0.4721
X2	0.001081	0.000500	2.162834	0.0412
X4	0.003803	0.001238	3.071555	0.0054
C	1.824167	0.775111	2.353427	0.0275

R-squared	0.929322	Mean dependent var	9.129630
Adjusted R-squared	0.920103	S.D. dependent var	2.256242
S.E. of regression	0.637752	Akaike info criterion	2.074219
Sum squared resid	9.354734	Schwarz criterion	2.266195
Log likelihood	-24.00196	Hannan-Quinn criter.	2.131304
F-statistic	100.8059	Durbin-Watson stat	1.990364
Prob(F-statistic)	0.000000		

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/27/24 Time: 22:07
Sample: 1 27
Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	0.000135	3.24E-05	4.158221	0.0004
X2	0.001453	0.000822	1.767754	0.0904
X3	-0.013739	0.016762	-0.819653	0.4208
C	3.777881	0.475614	7.943175	0.0000

R-squared	0.903158	Mean dependent var	9.129630
Adjusted R-squared	0.890527	S.D. dependent var	2.256242
S.E. of regression	0.746516	Akaike info criterion	2.389154
Sum squared resid	12.81758	Schwarz criterion	2.581130
Log likelihood	-28.25359	Hannan-Quinn criter.	2.446239
F-statistic	71.50048	Durbin-Watson stat	1.612164
Prob(F-statistic)	0.000000		

بعد ذلك نقوم بتحديد المتغير الذي يخرج أولا من النموذج وهو المتغير الذي إذا حذفناه من النموذج يجب أن تكون قيمة معيار AIC له أقل من قيمة معيار AIC للنموذج ككل.

ففي المرحلة الأولى: المتغير الذي يخرج أولا هو X3 لأن عند حذفه تكون قيمة معيار AIC تساوي 2,074 وهي أقل من قيمة معيار AIC للنموذج ككل والتي تساوي 2.1454

في المرحلة الثانية: المتغير الذي يخرج هو X1 لأن عند حذفه تكون قيمة معيار AIC تساوي 2,023 وهي أقل من قيمة معيار AIC للنموذج ككل والتي تساوي 2,074

في المرحلة الثالثة: عند حذف أي متغير نجد أن قيمة معيار AIC له أكبر من النموذج ككل والتي تساوي 2,023 ومنه في هذه المرحلة لا نقوم بحذف أي متغير ومنه النموذج الأمثل في هذه الحالة هو النموذج الذي يحتوي على متغيرين تفسيريين ممثلين في كلا من المتغير X2 و X4 ، ونقوم بتلخيص كل ذلك في الجدول أدناه:

المرحلة	النموذج	قيمة AIC	قيمة AIC في حالة حذف المتغير
1	Y (C, X1, X2, X3, X4)	**2.1454**	X1 :2,096 X2 :2,191 **X3 :2,074** X4 :2,389
2	Y (C, **X1**, X2, X4)	**2,074**	**X1 :2,023** X2 :2,185 X4 :2,343
3	Y (C, X2, X4)	**2,023**	X2 :2,345 X4 :2,827

ومنه النموذج المقدر الأمثل هو:

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 04/27/24 Time: 22:59
Sample: 1 27
Included observations: 27

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X2	0.001311	0.000384	3.415122	0.0023
X4	0.004505	0.000775	5.811720	0.0000
C	1.392276	0.496884	2.802013	0.0099

R-squared	0.927679	Mean dependent var	9.129630
Adjusted R-squared	0.921653	S.D. dependent var	2.256242
S.E. of regression	0.631536	Akaike info criterion	2.023116
Sum squared resid	9.572106	Schwarz criterion	2.167098
Log likelihood	-24.31206	Hannan-Quinn criter.	2.065929
F-statistic	153.9275	Durbin-Watson stat	1.972076
Prob(F-statistic)	0.000000		

6-1-2-باستخدام طريق الذهاب إلى الأمام Forwad Selection Method:

في هذه الطريقة نقوم بتقدير النموذج للمتغير التابع وكل متغير تفسيري على حدى في المرحلة الأولى نقوم بتحديد قيمة معيار AIC لكل نموذج وهنا لدينا أربعة متغيرات مفسرة إذن نقوم بتقدير أربعة نماذج ونستخرج قيمة معيار AIC لكل نموذج.

ففي المرحلة الأولى: نحدد المتغير الذي له أقل قيمة لمعيار AIC وهو المتغير الذي يدخل للنموذج أولا ومما سبق أقل قيمة معيار AIC تساوي 2,345 إذن المتغير الذي يدخل للنموذج أولا هو X4.

في المرحلة الثانية: نقوم بادخال الى النموذج باقي المتغيرات المفسرة كل على حدى ونستخرج قيمة معيار AIC والنموذج ذي أقل قيمة هو الذي نحتفظ به مقارنة بالنموذج المقدر في وجود المتغير الذي ادخل اولا وهنا اقل قيمة لمعيار AIC تساوي 2,023 وهي اقل من 2,34 إذن المتغير الذي يتم ادخاله إلى النموذج هو X2.

في المرحلة الثالثة: في هذه المرحلة نلاحظ أنه عند ادخال متغير X1 أو X3 تكون قيمة معيار AIC أكبر من قيمة معيار للنموذج السابق في وجود "X2 " و "X4 " إذن في هذه المرحلة لا نقوم بادخال أي متغير، ومنه النموذج الأمثل في هذه الحالة النموذج الذي يحتوي على متغيرين X2 و X4 ، ونقوم بتلخيص كل ذلك في الجدول أدناه:

المرحلة	النموذج	قيمة AIC	قيمة AIC في حالة اضافة المتغير
1	Y (C)	//	X1 :2,382 X2 :2,827 X3 :3.019 **X4 :2,345**
2	Y (C, X4)	**2,345**	X1 : 2,185 X2 : **2,023** X3 :2,149
3	CONS (C, POIDS, CYL)	**2,023**	X1 :2,074 X3 :2,096

عاشرا– الكشف عن المركبة الفصلية، طرق نزع الفصلية

تمهيد: يعد تحليل السلاسل الزمنية أداة أساسية في فهم البيانات التي تتغير بمرور الوقت، حيث تظهر هذه البيانات غالبا أنماطا وتغيرات موسمية تؤثر بشكلٍ كبير على دقة التحليلات والتنبؤات. من بين هذه الأنماط، تبرز المركبة الفصلية كعنصر حاسم يجب فهمه وإزالته لتحقيق نتائج أكثر دقة وموثوقية.

لذا يهدف هذا الفصل إلى استكشاف مفهوم السلسلة الزمنية وأهم مكوناتها ثم المركبة الفصلية في السلاسل الزمنية كأحدى مكونات السلسلة الزمنية وهو الذي همنا هنا، وتوضيح أهمية الكشف عنها وإزالتها. سنتناول بالتفصيل الطرق المختلفة للكشف عن هذه المركبة، سواء كانت طرقا تحليلية أو إحصائية، بالإضافة إلى استعراض أساليب نزع الفصلية الشائعة التي تستخدم لتنقية البيانات من تأثيرات التغيرات الموسمية. وذلك بالتطرق للعناصر التالية:

- **مفهوم السلسلة الزمنية في العنصر الأول.**
- **تعريف المركبة الفصلية للسلسة الزمنية في العنصر الثاني.**
- **الكشف عن المركبة الفصلية للسلسة الزمنية في العنصر الثالث.**
- **طرق إزالة المركبة الفصلية للسلسة الزمنية في العنصر الرابع.**

1– مفهوم السلسلة الزمنية: نحاول من خلال هذا العنصر التطرق لتعريف السلسلة الزمنية والتطرق لأهم مكوناتها وأهمية وأهداف استخدام السلاسل الزمنية في التحليل كما يلي:

1–1–تعريف السلسلة الزمنية:

السلسلة الزمنية هي مجموعة من المشاهدات التي تُسجل بالتتابع خلال فترة زمنية محددة. وتتميز أي سلسلة زمنية بأن بياناتها مرتبة ترتيبا زمنيا، وأن المشاهدات فيها غالبا ما تكون غير مستقلة، أي أنها تعتمد على بعضها البعض. يستغل هذا الاعتماد الزمني بين المشاهدات في التنبؤ بالقيم المستقبلية. كما يستخدم الترتيب الزمني للإشارة إلى تسلسل المشاهدات.

كما يمكن تعريف السلسلة الزمنية علا أنها مجموعة من البيانات أو القيم التي يتم تسجيلها على مدار فترة زمنية معينة، وبترتيب زمني محدد. يمكن أن تكون هذه البيانات متعلقة بأي متغير قابل للقياس، مثل المبيعات الشهرية، أو

أسعار الأسهم اليومية، أو درجات الحرارة السنوية. كما يمكن تعريفها على أنها مجموعة من المعطيات لظاهرة ما مشاهدة عبر الترتيب التصاعدي للزمن.

ومن المهم التمييز بين العملية التي تولد السلسلة الزمنية (Time Series Process) وبين القيم المشاهدة (Realization) للسلسلة. فالسلسلة الزمنية المشاهدة هي القيمة التي تولدت من عملية السلسلة. وإن كلمة «قيمة» تعني جميع المشاهدات النظرية وليس مشاهدة واحدة. ويهدف تحليل السلاسل الزمنية إلى وصف العملية النظرية التي تتولد منها السلسلة في صيغة نموذج مشاهد له خصائص مشابهة لخصائص العملية نفسها.

تكون مشاهدات السلسلة الزمنية تابعة للزمن الذي يحدد خاصيتها وتلك العلاقة الزمنية تأخذ اشكالا مختلفة، إذ عادة ما تكون السلسلة الزمنية ذات إتجاه واحد منتظم حيث يتكرر دوريتها بنفس الصيغة كل وحدة زمنية، أو ذات تغير عشوائي لعناصر مرتبطة ذاتيا، وعموما نقصد بذلك العناصر المكونة للسلسلة الزمنية التي يتطلب منا معرفتها وتحديد مقدار تغييرها حتى يتسنى لنا القيام بالتقديرات اللازمة والتنبؤات الضرورية.

1-2-العناصر المكونة للسلسلة الزمنية: السلسلة الزمنية تتكون من العناصر التالية:

1-2-1-الاتجاه العام (Trend):

- يمثل الاتجاه العام الحركة طويلة الأجل للبيانات، سواء كانت تصاعدية أو تنازلية أو ثابتة.
- يعكس الاتجاه العام التغيرات الأساسية في البيانات على مدى فترة زمنية طويلة.

1-2-2-التغيرات الدورية (Cyclical Variations):

- تمثل التغيرات الدورية الأنماط المتكررة التي تحدث في البيانات على فترات زمنية أطول من التغيرات الموسمية، مثل الدورات الاقتصادية.
- تعكس التغيرات الدورية تأثير العوامل الاقتصادية أو الاجتماعية على البيانات.

1-2-3-التغيرات العشوائية (Irregular Variations):

- تمثل التغيرات العشوائية التقلبات العشوائية أو غير المتوقعة في البيانات.
- تعكس التغيرات العشوائية تأثير الأحداث العرضية أو غير المنتظمة على البيانات.

وأخير التغيرات الموسمية والتي سنتطرق لها بشكل من التفصيل لأنها هي المعنية بالدراسة في هذا الفصل.

1-3-أهداف تحليل السلاسل الزمنية: غالبا ما تؤدي أسباب دراسة أية سلسلة زمنية إلى تحديد الطرق المستخدمة في دراستها. لذا، يستحسن إعطاء نظرة عامة لبعض أهداف دراسة السلاسل الزمنية وهي:

- الحصول على وصف دقيق للملامح الخاصة للعملية التي تتولد منها السلسلة الزمنية.
- إنشاء نموذج لتفسير وشرح سلوك السلسلة بدلالة متغيرات أخرى تربط القيم المشاهدة ببعض قواعد سلوك السلسلة.
- استخدام النتائج التي نحصل عليها من تحليل السلاسل الزمنية للتنبؤ بسلوك السلسلة في المستقبل وذلك اعتمادا على معلومات الماضي.

1-4-أهمية تحليل السلاسل الزمنية:

- التنبؤ بالمستقبل: يمكن استخدام تحليل السلاسل الزمنية للتنبؤ بالقيم المستقبلية للبيانات.
- فهم الأنماط: يمكن استخدام تحليل السلاسل الزمنية لفهم الأنماط والاتجاهات في البيانات.
- اتخاذ القرارات: يمكن استخدام تحليل السلاسل الزمنية لاتخاذ قرارات مستنيرة بناءً على البيانات التاريخية.

1-5-النماذج العامة للسلسلة الزمنية: تحليل السلاسل الزمنية يتطلب صياغة نموذج رياضي يحدد العلاقة بين قيم المشاهدات ومركبات السلسلة الزمنية. يوجد نموذجان شائعان للاستخدام:

1-5-1-النموذج التجميعي (Additive Model) : يفترض هذا النموذج وجود علاقة **جمعية** بين مركبات السلسلة الزمنية Y_t بحيث تكون كل مركبة مستقلة عن الأخرى. يعبر عنه رياضيا بالمعادلةالتالية:

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + \varepsilon_t$$

حيث :

T_t : تمثل الاتجاه العام (Trend)

C_t : تمثل التغيرات الدورية (Cyclical)

S_t :التغيرات الموسمية (Seasonal)

ε_t: الخطأ العشوائي (Random Error)

في هذا النموذج، تكون قيمة السلسلة الزمنية هي مجموع جميع المركبات.

1-5-2-النموذج الجدائي أو المضاعف (Multiplicative Model) : يفترض هذا النموذج وجود علاقة **ضربية** بين مركبات السلسلة الزمنية Y_t، مع وجود ارتباط بينها. يعبر رياضيا عن هذا النموذج بالمعادلةالتالية:

$$Y_t = T_t \times C_t \times S_t \times \varepsilon_t$$

ويمكن تمييز في هذا النموذج إلى نوعينمن النماذج:

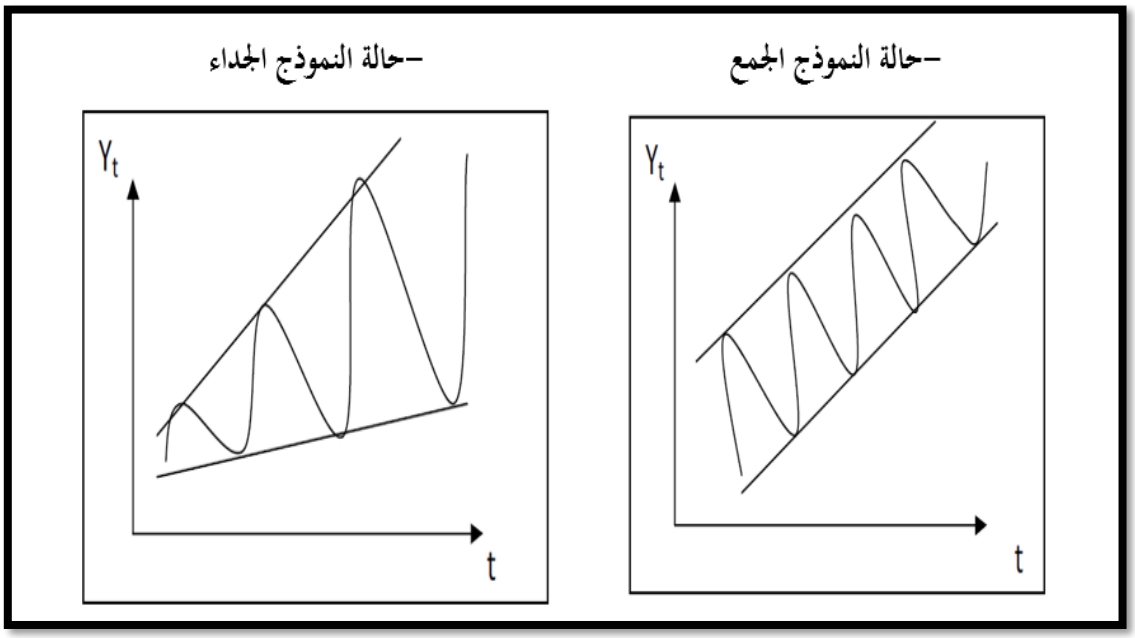
-الشكل الجدائي المختلط: ويكتب من الشكل:

$$Y_t = T_t \times C_t \times S_t + \varepsilon_t$$

-الشكل الجدائي التام: ويكتب من الشكل:

$$Y_t = T_t \times C_t \times S_t \times \varepsilon_t$$

هناك العديد من الأساليب الاحصائية للكشف عن نوع نموذج الذي تتبعه السلسلة الزمنية وإن أبسط تلك الأساليب هو الشكل البياني للسلسلة، فإذا كان منحنى السلسلة الزمنية محصور بين خطين متوازيين نقول أن السلسلة من الشكل التجميعي، أما إذا كان منحنى السلسلة الزمنية محصور بين خطين منفرجين أو غير متوازيين إذ تظهر قيم السلسلة بوجود تذبذبات في تطور قيمها مع الزمن ففي هذه الحالة نقول أن السلسلة من النوع الجدائي، والشكلين أدناه يوضحان ذلك:

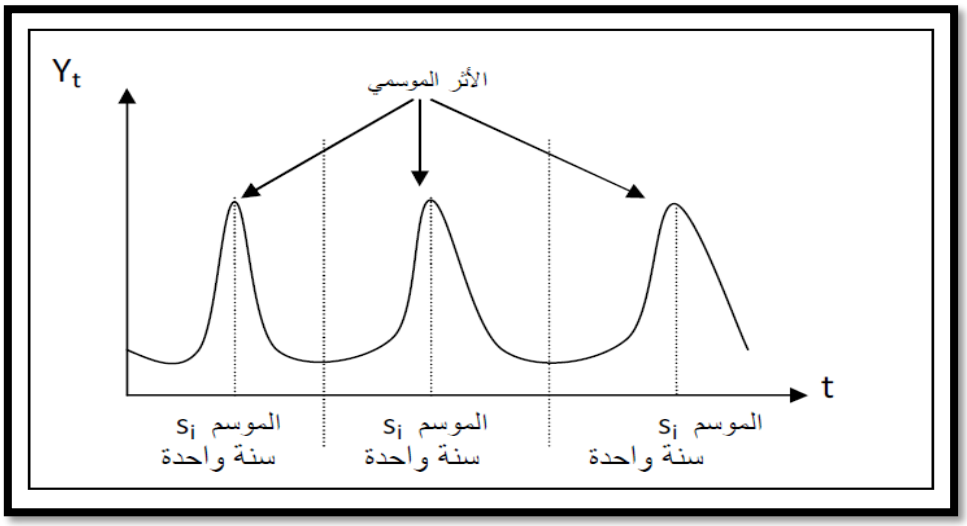


غير أنه على العموم يصعب تحديد الشكل العام للسلسلة الزمنية من خلال التمثيل البياني لها، لذلك يتم الاعتماد على مجموعة من الاختبارات الاحصائية والتي نتطرق لها لاحقا.

2-تعريف المركبة الفصلية للسلسلة الزمنية: كما يصطلح عليها أيضا بالتغيرات الموسية (Seasonal Variations) والتي تمثل الأنماط المتكررة التي تحدث في البيانات على فترات زمنية منتظمة، مثل الفصول أو الأشهر أو الأيام، ...ويرمز لها بالرمز **S**. إذ تعكس تأثير العوامل الموسمية على البيانات. وكمثال عن تلك التغيرات الاقبال على نوع من الألبسة أو سلعة ما في فصل ما. زيادة استهلاك الغاز في فصل الشتاء مقارنة بالفصول الأخرى، زيادة الطلب على الحجوزات الفندقية في فصل الصيف، ...الخ.

والشكل أدناه يبين وجود المركبة الفصلية في السلسلة الزمنية كما يلي:

الشكل يمثل المركبة الفصلية في السلسلة الزمنية



3-الكشف عن المركبة الفصلية للسلسلة الزمنية:

التغيرات الموسمية تحدث في فترات زمنية لا تفوق السنة، فقد تكون أسبوعية، شهرية أو كل ثلاثة أشهمر...وغيرها، ويقصد بتقدير التأثيرات الموسمية: معرفة قيم الظاهرة لو لم تتأثر إلا بالمتغير الموسمي فقط، أي تقدير قيمة الظاهرة بعد استبعاد كل العوامل المؤثرة الأخرى.

يتم الكشف عن التغيرات الموسمية وحسابها بعدة طرق، أهمها:

- طريقة النسب الموسمية (متوسطات كل موسم)
- طريقة النسبة إلى الاتجاه العام.
- طريقة النسبة إلى المتوسطات المتحركة.

3-1-طريقة النسب الموسمية (متوسطات كل موسم): تتم هذه الطريقة وفقا للخطوات التالية:

-أولا/ حساب متوسط قيم كل موسم من مواسم السلسلة الزمنية بغض النظر عن كون الموسم ربع سنة أو شهر أو أسبوع....إلخ:

$$\bar{X} = \Sigma X_i / n$$

-ثانيا/ حساب متوسط المتوسطات كما يلي:

$$\bar{\bar{X}} = \frac{\bar{X}_1 + \bar{X}_2 + \ldots + \bar{X}_n}{n}$$

-ثالثا/ حساب التغير الموسمي عن طريق الانحرافات (النسب): حيث:

- **التغير عن طريق الانحرافات** (D_i): يحسب بطرح متوسط المتوسطات من متوسط كل موسم كما يلي:

$$D_i = \bar{X}_i - \bar{\bar{X}}$$

- **التغير النسبي** (P_i): يحسب عن طريق قسمة متوسط كل موسم على متوسط المتوسطات، ثم نضرب الناتج في مائة.

$$P_i = {\bar{X}_i}/{\bar{\bar{X}}} \times 100$$

لتوضيح ذلك نأخذ المثال التالي:

المثال 10: البيانات أدناه تمثل الإنتاج الموسمي لأحد المصانع خلال الفترة (2019-2022) بآلاف الوحدات ونقوم بتطبيق طريقة النسب الموسمية لتقدير المركبة الموسمية.

السنة / الموسم	2019	2020	2021	2022
الموسم الأول	90	80	94	96
الموسم الثاني	78	82	86	90
الموسم الثالث	80	76	84	80
الموسم الرابع	88	96	82	94

الحل:

1-حساب متوسط قيمة كل موسم من مواسم السلسلة:

$$\bar{X}_1 = \frac{90 + 80 + 94 + 96}{4} = 90$$

$$\bar{X}_2 = \frac{78+82+86+90}{4} = 84$$

$$\bar{X}_3 = \frac{80+76+84+80}{4} = 80$$

$$\bar{X}_4 = \frac{88+96+82+94}{4} = 90$$

2-حساب متوسط المتوسطات:

$$\bar{\bar{X}} = \frac{\bar{X}_1 + \bar{X}_2 + \ldots + \bar{X}_n}{n} = \frac{90+84+80+90}{4} = 86$$

3-حساب التغير الموسمي:

3-1-باستخدام طريقة الانحرافات:

التغير الموسمي (D_i)		متوسط المتوسطات $(\bar{\bar{X}})$	متوسط الموسم $(\bar{X}_i)$
في الموسم الأول	4	86	90
في الموسم الثاني	-2	86	84
في الموسم الثالث	-6	86	80
في الموسم الرابع	4	86	90

3-2-باستخدام طريقة النسب المؤوية:

$$P_i = \bar{X}_i / \bar{\bar{X}} \times 100$$

مثلا في الموسم الأول:

$$P_1 = \bar{X}_1 / \bar{\bar{X}} \times 100 = \frac{90}{86} \times 100 = 104{,}65$$

التغير الموسمي (P_i)		متوسط المتوسطات $(\bar{\bar{X}})$	متوسط الموسم $(\bar{X}_i)$
في الموسم الأول	104,65	86	90
في الموسم الثاني	97,67	86	84

في الموسم الثالث	93,02	86	80
في الموسم الرابع	104,65	86	90

ومنه مجموع النسب الموسمية يساوي:

$$\Sigma P_i = 104,65 + 97,67 + 93,02 + 104,65 = 399,99 = 400$$

فمجموع النسب الموسمية الأربعة تساوي 400، وهذا يدل على أنه إذا كانت المواسم كلها متساوية من حيث الإنتاج، فإن التغيرات الموسمية تكون معدومة. ومنه فمتوسط كل موسم يساوي المتوسط العام ويساوي:

$$\frac{400}{4} = 100$$

-فالنسبة الموسمية الأولى تساوي 106,97%: معناه أن متوسط الإنتاج في هذا الموسم يزيد عن المتوسط العام تقريبا بـ 7%، أي ما يعادل 7 وحدات من الإنتاج.

-النسبة الموسمية الثانية 96.51%: وهذا يعني أن متوسط الإنتاج في هذا الموسم يقل عن المتوسط العام بـ 3.49%، أي ما يعادل 3 وحدات من الإنتاج.

-النسبة الموسمية الثالثة 91.90%: وهذا يعني أن متوسط الإنتاج في هذا الموسم يقل عن المتوسط العام بـ 8.10%، أي ما يعادل 7 وحدات من الإنتاج.

-النسبة الموسمية الرابعة 104.65%: وهذا يعني أن متوسط الإنتاج في هذا الموسم يزيد عن المتوسط العام بـ 4.65%، أي ما يعادل 4 وحدات من الإنتاج.

مع العلم أنه إذا ما جمعنا النقص والزيادة في متوسطات النسب عن المتوسط العام أو مجموع الانحرافات يكون الناتج صفر.

إستبعاد الأثر الموسمي: إذا أردنا إيجاد القيم اللاموسمية، أي تخليص قيم الظاهرة من أثر التغيرات الموسمية. نقسم قيمة الظاهرة الحقيقية على النسبة المقابلة لها، أي:

$$\frac{X_{ij}}{P_i} \times 100$$

فنحصل على قيمة الظاهرة خالية من الأثر الموسمي.

المثال 11: بالعودة للمثال السابق، أوجد القيم بعد إستبعاد الأثر الموسمي.

الحل:

السنة / الموسم	التغير الموسمي (P_i)	2019	سلسلة منزوعة الأثر الموسمي في 2019	2020	سلسلة منزوعة الأثر الموسمي في 2020	2021	سلسلة منزوعة الأثر الموسمي في 2021	2022	سلسلة منزوعة الأثر الموسمي في 2022
الموسم الأول	104,65	90	$\frac{90 \times 100}{104,65} = 86$	80	76,44	94	89,82	96	91,73
الموسم الثاني	97,67	78	$\frac{78 \times 100}{97,67} = 79,86$	82	83,95	86	88,05	90	92,14
الموسم الثالث	93,02	80	$\frac{80 \times 100}{93,02} = 86$	76	81,70	84	90,30	80	86
الموسم الرابع	104,65	88	$\frac{88 \times 100}{104,65} = 84,08$	96	91,73	82	78,35	94	89,82

3-2-طريقة النسبة إلى الاتجاه العام: يتم تنفيذ هذه الطريقة وفقا للخطوات التالية:

-إيجاد قيم الاتجاه العام باستخدام طريقة المربعات الصغرى.

-قسمة القيم المشاهدة للسلسلة على القيم المقدرة في حالة النموذج الجدائي وحالة النموذج التجميعي نقوم بطرح القيم الحقيقية من القيم المقدرة.

-حساب المعاملات الموسمية، حيث المعامل الموسمي لكل موسم يقابل متوسط المعاملات الموسمية لهذا الموسم في كل سنة.

-القيام بتصحيح المعاملات الموسمية إذا كان مجموعها يختلف عن طول الفترة إذا كانت السلسلة من الشكل الجدائي أو يختلف عن الصفر إذا كانت السلسلة من النموذج التجميعي.

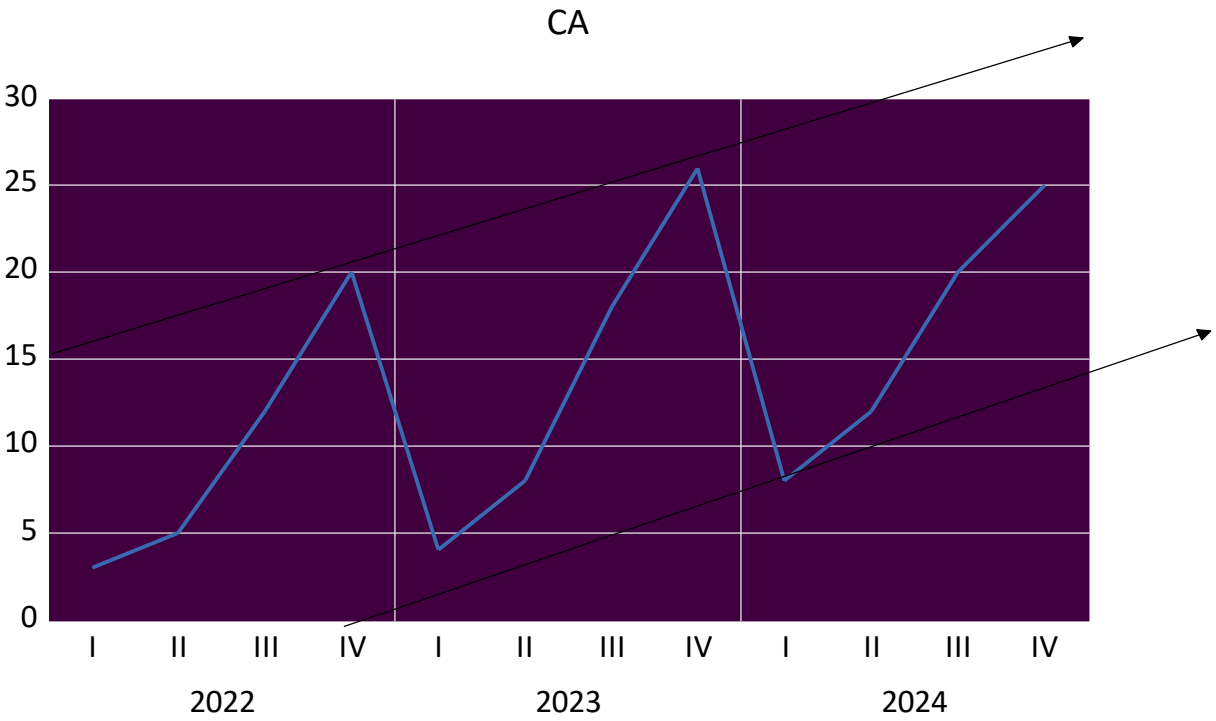
مثال 12: الجدول التالي يبين تطور قيم الفصلية لرقم أعمال (CA) لمؤسسة ما خلال الفترة 2022- 2024 بالمليون دولار.

السنة / الموسم	2022	2023	2024
الموسم الأول	3	4	8
الموسم الثاني	5	8	12
الموسم الثالث	12	18	20
الموسم الرابع	20	26	25

أوجد المعاملات الموسمية بطريقة النسبة إلى الإتجاه العام؟.

الحل:

1. **تحديد نوع السلسلة من خلال الشكل البياني:**



من خلال فحص الشكل أعلاه يتبين أن:

-سلسلة رقم الأعمال يمكن كتابتها على شكل النموذج التجميعي لأن لها تغيرات ثابتة حول إتجاهها العام.

-من خلال تطور قيم سلسلة يتبن وجود مركبة فصلية تظهر مرافقة للإتجاه العام للسلسة.

2. تقدير قيم الإتجاه العام للسلسة:

نقوم بتقدير إنحدار سلسلة رقم الأعمال CA على الزمن T وفي وجود الثابت (C) :

$$CA_t = T_t + C + e_t$$

ونتحصل على النموذج المقدر التالي:

Dependent Variable: CA
Method: Least Squares
Date: 10/21/25 Time: 11:08
Sample: 2022Q1 2024Q4
Included observations: 12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
T	1.374126	0.567722	2.420420	0.0360
C	4.484848	4.178321	1.073361	0.3083

والذي يمكن كتابته كما يلي:

$$\widehat{CA}_t = 1.3741T_t + 4.4848$$

بعد تقدير النموذج قيم المقدرة $\widehat{CA}_t$ تأخذ القيم التالية:

obs	CA_t	$\widehat{CA}_t$
2022Q1	3	5.8589
2022Q2	5	7.2331
2022Q3	12	8.6072

2022Q4	20	9.9813
2023Q1	4	11.3554
2023Q2	8	12.7296
2023Q3	18	14.1037
2023Q4	26	15.4778
2024Q1	8	16.8519
2024Q2	12	18.2261
2024Q3	20	19.6002
2024Q4	25	20.9743

–حساب المعاملات الموسمية ((Seasonal Indices (S): بما أن السلسلة يمكن كتابتها من الشكل التجميعي فإن المعاملات الموسمية تمثل الفرق بين القيم الفعلية للسلسلة والقيم المقدرة لها وعليه تعطى في الجدول أدناه:

obs	CA_t	$\widehat{CA}_t$	$CA_t - \widehat{CA}_t$
2022Q1	3	5.8589	-2.8589
2022Q2	5	7.2331	-2.2331
2022Q3	12	8.6072	3.3927
2022Q4	20	9.9813	10.018
2023Q1	4	11.3554	-7.3554
2023Q2	8	12.7296	-4.7296
2023Q3	18	14.1037	3.8962
2023Q4	26	15.4778	10.5221
2024Q1	8	16.8519	-8.8519
2024Q2	12	18.2261	-6.2261
2024Q3	20	19.6002	0.3997
2024Q4	25	20.9743	4.0256

بعد ذلك نقوم بحساب المتوسط الحسابي لقيم كل فصل على مدار السنوات الثلاثة كما يلي:

$$S_{Q1} = \frac{-2,8589 - 7,3554 - 8,8519}{3} = -6,3554$$

$$S_{Q2} = \frac{-2,2331 - 4,7296 - 6,2261}{3} = -4,3962$$

$$S_{Q3} = \frac{3,3927 + 3,8962 + 0,3997}{3} = 2,5628$$

$$S_{Q4} = \frac{10,018 + 10,5221 + 4,0256}{3} = 8,1885$$

نقوم بجمع قيم المعاملات أعلاه نجد:

$$\sum_{i=1}^{i=4} S_{Qi} = S_{Q1} + S_{Q2} + S_{Q3} + S_{Q4}$$

$$\sum_{i=1}^{i=4} S_{Qi} = -6,3554 - 4,3962 + 2,5628 + 8,1885 = 0,0003$$

نلاحظ أن مجموع قيم المعاملات الموسمية يساوي الصفر وعليه لا نقوم بتصحيح المعاملات الموسمية. وفي الحالة العكسية نقوم بتصحيح المعاملات الموسمية كما يلي:

$$P = {\sum_{i=1}^{i=4} S_{Qi}}/{4}$$

ونجد قيم المعاملات الموسمية المصححة وفقا للعلاقة التالية:

$$S'_{Qi} = S_{Qi} - P$$

4-إزالة الأثر الموسمي من السلسلة الزمنية (Seasonal Adjustment): أسلوب إحصائي يهدف إلى إزالة أو تقليل تأثير التغيرات الموسمية المنتظمة والمتكررة من بيانات السلسلة الزمنية. تجرى هذه العملية للحصول على سلسلة زمنية "مُعدلة موسميا (Seasonally Adjusted) "لا تظهر فيها التقلبات الدورية قصيرة المدى المرتبطة بالمواسم (مثل الشهر، ربع سنوي، أو الأيام)،ى يتم إزالة التغيرات الموسمية من السلسلة الزمنية بقسمة قيم السلسلة الأصلية على قيم المعاملات الموسمية إذا كانت السلسلة من الشكل الجدائي وطرح قيم المعاملات الموسمية من البيانات الأصلية للسلسة الزمنية إذا كانت هذه الأخيرة من الشكل التجميعي. تساعد البيانات المعدلة موسميا المحللين على رؤية الأداء الحقيقي للظاهرة دون تشتيت التقلبات الموسمية، مما يسهل تحديد ما إذا كان التغير في البيانات يمثل نموا أو انخفاضا حقيقيا (اتجاه عام) أو مجرد تباين موسمي متوقع. كما تعد السلسلة الزمنية الخالية من الموسمية أكثر ملاءمة لبناء نماذج التنبؤ، حيث يتم التنبؤ بالاتجاه والعناصر الدورية أولا، ثم تعاد إضافة الأثر الموسمي المتوقع إلى التنبؤ النهائي إعادة التموسم (Reseasonalization).

مثال 13: باستخدام معطيات **المثال 12** أوجد قيم السلسلة الزمنية لرقم الأعمال (CA) الخالية من الأثر الموسمي؟.

الحل:

مما سبق تبين أن سلسلة رقم الأعمال تأخذ الشكل التجميعي وعليه نقوم بطرح قيم المعاملات الموسمية من القيم الأصلية للسلسلة الزمنية (CA_t) للحصول على سلسلة رقم الاعمال منزوعة الأثر الموسمي (CA_t^*) كما يلي:

-قيمة السلسلة في **الفصل الأول** من سنة 2022 منزوعة الأثر الموسمي تعطى كما يلي:

$$-\boldsymbol{CA^*_{Q12022}} = CA_{\boldsymbol{Q12022}} - S_{Q1}$$

$$\boldsymbol{CA^*_{Q12022}} = \mathbf{3} - (-6{,}3554) = 9{,}3554$$

-قيمة السلسلة في **الفصل الثاني** من سنة 2022 منزوعة الأثر الموسمي تعطى كما يلي:

$$-\boldsymbol{CA^*_{Q22022}} = CA_{\boldsymbol{Q22022}} - S_{Q2}$$

$$\boldsymbol{CA^*_{Q22022}} = \mathbf{5} - (-4{,}3962) = 9{,}3962$$

-قيمة السلسلة في **الفصل الثالث** من سنة 2022 منزوعة الأثر الموسمي تعطى كما يلي:

$$-\boldsymbol{CA^*_{Q32022}} = CA_{\boldsymbol{Q32022}} - S_{Q3}$$

$$\boldsymbol{CA^*_{Q32022}} = 12 + 2{,}5628 = 14{,}5628$$

-قيمة السلسلة في **الفصل الرابع** من سنة 2022 منزوعة الأثر الموسمي تعطى كما يلي:

$$-\boldsymbol{CA^*_{Q42022}} = CA_{\boldsymbol{Q42022}} - S_{Q4}$$

$$\boldsymbol{CA^*_{Q42022}} = 20 + 8{,}1885 = 28{,}1885$$

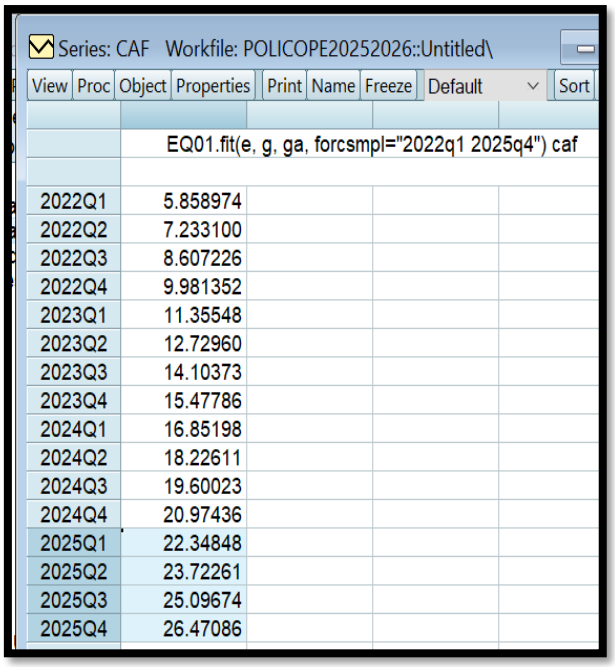
وبنفس الطريقة نجد قيم باقي السلسة ونلخص كل ذلك في الجدول التالي:

2024		2023		2022		السنة / الموسم
CA_t^*	CA_t	CA_t^*	CA_t	CA_t^*	CA_t	
14,3554	8	10,3554	4	9,3554	3	**Q1**
16,3962	12	12,3962	8	9,3962	5	**Q2**
22,5628	20	20,5628	18	14,5628	12	**Q3**
33,1885	25	34,1885	26	28,1885	20	**Q4**

5-التنبؤ: يتم التنبؤ بقيم السلسة الزمنية المعدلة موسميا (D_t) في المستقبل للحصول على $(\widehat{D}_{t+k})$ وبعد ذلك تعاد إضافة الأثر الموسمي المتوقع للفترة المستقبلية (باستخدام المعامل الموسمي المناسب (S_i) لكل فترة) إلى قيمة التنبؤ المعدلة. إذ نقوم بضرب القيم الاتجاهية في قيمة المعاملات الموسمية إذا كانت السلسة من الشكل الجدائي بينما في حالة النموذج التجميعي نقوم بإضافة قيم المعاملات الموسمية للقيم الاتجاهية.

مثال 14: باستخدام معطيات **المثال 12** أوجد القيم المتنبؤ بها لسنة 2025؟.

-نقوم بحساب القيم الاتجاهية لسلسلة رقم الأعمال من خلال تعويض الفترات الزمنية الموسمية لسنة 2025 في معادلة الاتجاه العام فنحصل على القيم التالية:



ولحساب قيم السلسة الزمنية للمواسم الأربعة في سنة 2025 نقوم بإضافة قيم المعاملات الموسمية للقيم الاتجاهية للسلسلة المتنبؤ بها ونلخص ما سبق في ما يلي:

السنة / الموسم	2025			
	T	القيم الاتجاهية	S_{Q1}	القيم المتنبؤ بها
Q12025	13	22.3484	−6,3554	15,993
Q22025	14	23.7226	−4,3962	19,3264
Q32025	15	25.0967	2,5628	27,6595
Q42025	16	26.4708	8,1885	34,6593

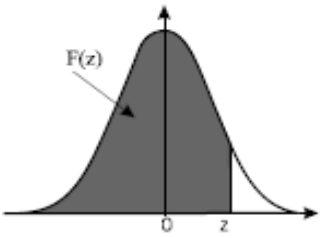
المراجع

- خالد محمد السواعي، أساسيات القياس الاقتصادي باستخدام برنامج Eviews، دار الكتاب الثقافي للنشر والتوزيع، أربد، الأردن 2011.
- سامير خالد صافي، مقدمة في تحليل نماذج الانحدار باستخدام برنامج Eviews، الجزء الأول 2015.
- خالد محمد السواعي، Eviews والقياس الاقتصادي، طبعة أولى، الأردن 2012.
- عمار حمد خلف، تطبيقات الاقتصاد القياسي باستخدام برنامج Eviews، أمثلة–تقدير نماذج–تطبيقات–تفسير نتائج–تنبؤ، كلية الادراة والاقتصاد. جامعة بغداد 2015.
- أحمد أديب أحمد: تطبيقات في الاقتصاد القياسي باستخدام برنامج Eviews المستوى الأول، كلية الاقتصاد جامعة تشرين، طبعة أولى، سوريا 2020.
- مها محمد زكي، ترجمة كتاب الاقتصاد القياسي بالأمثلة لـ Damodar Gujarati، مكتبة الاقتصاد طبعة أولى، مصر، 2019.
- محمد شسخي، دروس وأمثلة محلولة في الاقتصاد القياسي، طبعة أولى 2010.
- عبيد عبد حميد، الاقتصاد القياسي، دار الكتب، الطبعة الأولى،العراق 2017.
- عبد المحمود محمد عبد الرحمن، مقدمة في الاقتصاد القياسي، جامعة الملك سعود، الرياض 1995,

- Damodar Gujarati, Econometrics by example,Palgrave, Second edition 2015.
- Abdulrazzak Charbaji, Econometrics Using EViews, SPSS and Excel with Applications in Arab Countries.
- Dimitrios Asteriou & Stephen G. Hall, Applied Econometrics, Palgrave, 4th Edition 2012.
- Richard Startz, EViews Illustrated for Version 9, University of California, Santa Barbara, Meredith Startz and IHS Global Inc 2015.

الملاحق

الملحق رقم 01: جدول التوزيع الطبيعي



z	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
0,0	0,5000	0,5040	0,5080	0,5120	0,5160	0,5199	0,5239	0,5279	0,5319	0,5359
0,1	0,5398	0,5438	0,5478	0,5517	0,5557	0,5596	0,5636	0,5675	0,5714	0,5753
0,2	0,5793	0,5832	0,5871	0,5910	0,5948	0,5987	0,6026	0,6064	0,6103	0,6141
0,3	0,6179	0,6217	0,6255	0,6293	0,6331	0,6368	0,6406	0,6443	0,6480	0,6517
0,4	0,6554	0,6591	0,6628	0,6664	0,6700	0,6736	0,6772	0,6808	0,6844	0,6879
0,5	0,6915	0,6950	0,6985	0,7019	0,7054	0,7088	0,7123	0,7157	0,7190	0,7224
0,6	0,7257	0,7291	0,7324	0,7357	0,7389	0,7422	0,7454	0,7486	0,7517	0,7549
0,7	0,7580	0,7611	0,7642	0,7673	0,7704	0,7734	0,7764	0,7794	0,7823	0,7852
0,8	0,7881	0,7910	0,7939	0,7967	0,7995	0,8023	0,8051	0,8078	0,8106	0,8133
0,9	0,8159	0,8186	0,8212	0,8238	0,8264	0,8289	0,8315	0,8340	0,8365	0,8389
1,0	0,8413	0,8438	0,8461	0,8485	0,8508	0,8531	0,8554	0,8577	0,8599	0,8621
1,1	0,8643	0,8665	0,8686	0,8708	0,8729	0,8749	0,8770	0,8790	0,8810	0,8830
1,2	0,8849	0,8869	0,8888	0,8907	0,8925	0,8944	0,8962	0,8980	0,8997	0,9015
1,3	0,9032	0,9049	0,9066	0,9082	0,9099	0,9115	0,9131	0,9147	0,9162	0,9177
1,4	0,9192	0,9207	0,9222	0,9236	0,9251	0,9265	0,9279	0,9292	0,9306	0,9319
1,5	0,9332	0,9345	0,9357	0,9370	0,9382	0,9394	0,9406	0,9418	0,9429	0,9441
1,6	0,9452	0,9463	0,9474	0,9484	0,9495	0,9505	0,9515	0,9525	0,9535	0,9545
1,7	0,9554	0,9564	0,9573	0,9582	0,9591	0,9599	0,9608	0,9616	0,9625	0,9633
1,8	0,9641	0,9649	0,9656	0,9664	0,9671	0,9678	0,9686	0,9693	0,9699	0,9706
1,9	0,9713	0,9719	0,9726	0,9732	0,9738	0,9744	0,9750	0,9756	0,9761	0,9767
2,0	0,9772	0,9778	0,9783	0,9788	0,9793	0,9798	0,9803	0,9808	0,9812	0,9817
2,1	0,9821	0,9826	0,9830	0,9834	0,9838	0,9842	0,9846	0,9850	0,9854	0,9857
2,2	0,9861	0,9864	0,9868	0,9871	0,9875	0,9878	0,9881	0,9884	0,9887	0,9890
2,3	0,9893	0,9896	0,9898	0,9901	0,9904	0,9906	0,9909	0,9911	0,9913	0,9916
2,4	0,9918	0,9920	0,9922	0,9925	0,9927	0,9929	0,9931	0,9932	0,9934	0,9936
2,5	0,9938	0,9940	0,9941	0,9943	0,9945	0,9946	0,9948	0,9949	0,9951	0,9952
2,6	0,9953	0,9955	0,9956	0,9957	0,9959	0,9960	0,9961	0,9962	0,9963	0,9964
2,7	0,9965	0,9966	0,9967	0,9968	0,9969	0,9970	0,9971	0,9972	0,9973	0,9974
2,8	0,9974	0,9975	0,9976	0,9977	0,9977	0,9978	0,9979	0,9979	0,9980	0,9981
2,9	0,9981	0,9982	0,9982	0,9983	0,9984	0,9984	0,9985	0,9985	0,9986	0,9986

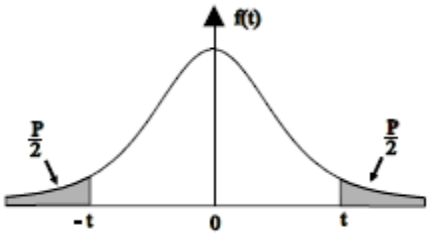
Table pour les grandes valeurs de z

z	3,0	3,1	3,2	3,3	3,4	3,5	3,6	3,7	3,8	3,9
F(z)	0,998650	0,999032	0,999313	0,999517	0,999663	0,999767	0,999841	0,999892	0,999928	0,999952
z	4,0	4,1	4,2	4,3	4,4	4,5	4,6	4,7	4,8	4,9
F(z)	0,999968	0,999979	0,999987	0,999991	0,999995	0,999997	0,999998	0,999999	0,999999	1,000000

Nota. La table donne F(z) pour Z positif. Pour Z négatif, il faut prendre le complément à l'unité de la valeur lue dans la table. Exemple :

$$F(-1,37) = 1 - F(1,37) = 1 - 0,9147 = 0,0853$$

الملحق رقم 02: جدول توزيع ستيودنت



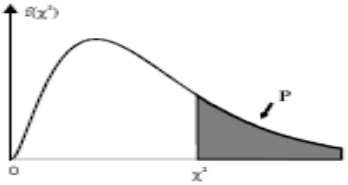
ν	P =0,90	0,80	0,70	0,60	0,50	0,40	0,30	0,20	0,10	0,05	0,02	0,01
1	0,158	0,325	0,510	0,727	1,000	1,376	1,963	3,078	6,314	12,706	31,821	63,657
2	0,142	0,289	0,445	0,617	0,816	1,061	1,386	1,886	2,920	4,303	6,965	9,925
3	0,137	0,277	0,424	0,584	0,765	0,978	1,250	1,638	2,353	3,182	4,541	5,841
4	0,134	0,271	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
21	0,127	0,257	0,391	0,532	0,686	0,859	1,063	1,323	1,721	2,080	2,518	2,831
22	0,127	0,256	0,390	0,532	0,686	0,858	1,061	1,321	1,717	2,074	2,508	2,819
23	0,127	0,256	0,390	0,532	0,685	0,858	1,060	1,319	1,714	2,069	2,500	2,807
24	0,127	0,256	0,390	0,531	0,685	0,857	1,059	1,318	1,711	2,064	2,492	2,797
25	0,127	0,256	0,390	0,531	0,684	0,856	1,058	1,316	1,708	2,060	2,485	2,787
26	0,127	0,256	0,390	0,531	0,684	0,856	1,058	1,315	1,706	2,056	2,479	2,779
27	0,127	0,256	0,389	0,531	0,684	0,855	1,057	1,314	1,703	2,052	2,473	2,771
28	0,127	0,256	0,389	0,530	0,683	0,855	1,056	1,313	1,701	2,048	2,467	2,763
29	0,127	0,256	0,389	0,530	0,683	0,854	1,055	1,311	1,699	2,045	2,462	2,756
30	0,127	0,256	0,389	0,530	0,683	0,854	1,055	1,310	1,697	2,042	2,457	2,750
∞	0,126	0,253	0,385	0,524	0,674	0,842	1,036	1,282	1,645	1,96	2,326	2,576

Nota. V est le nombre de degrés de liberté.

Le quantile d'ordre $(1-\alpha/2)$ se lit dans la colonne $P=\alpha$

Le quantile d'ordre $(1-\alpha)$ se lit dans la colonne $P=2\alpha$

الملحق رقم 03: جدول التوزيع كي دو $(\chi^2\ Khi - deux)$



ν	P = 0,995	0,99	0,975	0,95	0,90	0,10	0,05	0,025	0,01	0,005
1	0,00004	0,0002	0,001	0,0039	0,0158	2,706	3,841	5,024	6,635	7,879
2	0,010	0,020	0,051	0,103	0,211	4,605	5,991	7,378	9,210	10,597
3	0,072	0,115	0,216	0,352	0,584	6,251	7,815	9,348	11,345	12,838
4	0,207	0,297	0,484	0,711	1,064	7,779	9,488	11,143	13,277	14,860
5	0,412	0,554	0,831	1,145	1,610	9,236	11,070	12,833	15,086	16,750
6	0,676	0,872	1,237	1,635	2,204	10,645	12,592	14,449	16,812	18,548
7	0,989	1,239	1,690	2,167	2,833	12,017	14,067	16,013	18,475	20,278
8	1,344	1,646	2,180	2,733	3,490	13,362	15,507	17,535	20,090	21,955
9	1,735	2,088	2,700	3,325	4,168	14,684	16,919	19,023	21,666	23,589
10	2,156	2,558	3,247	3,940	4,865	15,987	18,307	20,483	23,209	25,188
11	2,603	3,053	3,816	4,575	5,578	17,275	19,675	21,920	24,725	26,757
12	3,074	3,571	4,404	5,226	6,304	18,549	21,026	23,337	26,217	28,300
13	3,565	4,107	5,009	5,892	7,042	19,812	22,362	24,736	27,688	29,819
14	4,075	4,660	5,629	6,571	7,790	21,064	23,685	26,119	29,141	31,319
15	4,601	5,229	6,262	7,261	8,547	22,307	24,996	27,488	30,578	32,801
16	5,142	5,812	6,908	7,962	9,312	23,542	26,296	28,845	32,000	34,267
17	5,697	6,408	7,564	8,672	10,085	24,769	27,587	30,191	33,409	35,718
18	6,265	7,015	8,231	9,39	10,865	25,989	28,869	31,526	34,805	37,156
19	6,844	7,633	8,907	10,117	11,651	27,204	30,144	32,852	36,191	38,582
20	7,434	8,260	9,591	10,851	12,443	28,412	31,410	34,170	37,566	39,997
21	8,034	8,897	10,283	11,591	13,240	29,615	32,671	35,479	38,932	41,401
22	8,643	9,542	10,982	12,338	14,041	30,813	33,924	36,781	40,289	42,796
23	9,260	10,196	11,689	13,091	14,848	32,007	35,172	38,076	41,638	44,181
24	9,886	10,856	12,401	13,848	15,659	33,196	36,415	39,364	42,980	45,559
25	10,520	11,524	13,120	14,611	16,473	34,382	37,652	40,646	44,314	46,928
26	11,160	12,198	13,844	15,379	17,292	35,563	38,885	41,923	45,642	48,290
27	11,808	12,879	14,573	16,151	18,114	36,741	40,113	43,195	46,963	49,645
28	12,461	13,565	15,308	16,928	18,939	37,916	41,337	44,461	48,278	50,993
29	13,121	14,256	16,047	17,708	19,768	39,087	42,557	45,722	49,588	52,336
30	13,787	14,953	16,791	18,493	20,599	40,256	43,773	46,979	50,892	53,672

Nota. V est le nombre de degrés de liberté. Pour V> 30, on peut admettre que la quantité $\sqrt{2\chi^2} - \sqrt{2V-1}$ suit la loi normale centrée réduite.

الملحق رقم 04: جدول توزيع فيشر

$$P(X \geq a), X \rightsquigarrow F(0,05, v_1, v_2)$$

ϑ_2 \ ϑ_1	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	15
1	161.4	199.5	215.7	224.6	230.2	234.0	236.8	238.9	240.5	241.9	243.9	245.9
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.35	19.37	19.38	19.40	19.41	19.43
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85	8.81	8.79	8.74	8.70
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	6.00	5.96	5.91	5.86
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	4.77	4.74	4.68	4.62
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	4.10	4.06	4.00	3.94
7	5.59	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	3.68	3.64	3.57	3.51
8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	3.39	3.35	3.28	3.22
9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	3.18	3.14	3.07	3.01
10	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	3.02	2.98	2.91	2.85
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95	2.90	2.85	2.79	2.72
12	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	3.00	2.91	2.85	2.80	2.75	2.69	2.62
13	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.92	2.83	2.77	2.71	2.67	2.60	2.53
14	4.60	3.74	3.34	3.11	2.96	2.85	2.76	2.70	2.65	2.60	2.53	2.46
15	4.54	3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.71	2.64	2.59	2.54	2.48	2.40
16	4.49	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.59	2.54	2.49	2.42	2.35
17	4.45	3.59	3.20	2.96	2.81	2.70	2.61	2.55	2.49	2.45	2.38	2.31
18	4.41	3.55	3.16	2.93	2.77	2.66	2.58	2.51	2.46	2.41	2.34	2.27
19	4.38	3.52	3.13	2.90	2.74	2.63	2.54	2.48	2.42	2.38	2.31	2.23
20	4.35	3.49	3.10	2.87	2.71	2.60	2.51	2.45	2.39	2.35	2.28	2.20
21	4.32	3.47	3.07	2.84	2.68	2.57	2.49	2.42	2.37	2.32	2.25	2.18
22	4.30	3.44	3.05	2.82	2.66	2.55	2.46	2.40	2.34	2.30	2.23	2.15
23	4.28	3.42	3.03	2.80	2.64	2.53	2.44	2.37	2.32	2.27	2.20	2.13
24	4.26	3.40	3.01	2.78	2.62	2.51	2.42	2.36	2.30	2.25	2.18	2.11
25	4.24	3.39	2.99	2.76	2.60	2.49	2.40	2.34	2.28	2.24	2.16	2.09
26	4.23	3.37	2.98	2.74	2.59	2.47	2.39	2.32	2.27	2.22	2.15	2.07
27	4.21	3.35	2.96	2.73	2.57	2.46	2.37	2.31	2.25	2.20	2.13	2.06
28	4.20	3.34	2.95	2.71	2.56	2.45	2.36	2.29	2.24	2.19	2.12	2.04
29	4.18	3.33	2.93	2.70	2.55	2.43	2.35	2.28	2.22	2.18	2.10	2.03
30	4.17	3.32	2.92	2.69	2.53	2.42	2.33	2.27	2.21	2.16	2.09	2.01
40	4.08	3.23	2.84	2.61	2.45	2.34	2.25	2.18	2.12	2.08	2.00	1.92
60	4.00	3.15	2.76	2.53	2.37	2.25	2.17	2.10	2.04	1.99	1.92	1.84
120	3.92	3.07	2.68	2.45	2.29	2.17	2.09	2.02	1.96	1.91	1.83	1.75
inf	3.84	3.00	2.60	2.37	2.21	2.10	2.01	1.94	1.88	1.83	1.75	1.67

تابع للملحق رقم 04: جدول توزيع فيشر

$$P(X \geq a), X \rightsquigarrow F(0,05, v_1, v_2)$$

ϑ_2 \ ϑ_1	20	24	30	40	60	120	inf
1	248.0	249.1	250.1	251.1	252.2	253.3	254.3
2	19.45	19.45	19.46	19.47	19.48	19.49	19.50
3	8.66	8.64	8.62	8.59	8.57	8.55	8.53
4	5.80	5.77	5.75	5.72	5.69	5.66	5.63
5	4.56	4.53	4.50	4.46	4.43	4.40	4.36
6	3.87	3.84	3.81	3.77	3.74	3.70	3.67
7	3.44	3.41	3.38	3.34	3.30	3.27	3.23
8	3.15	3.12	3.08	3.04	3.01	2.97	2.93
9	2.94	2.90	2.86	2.83	2.79	2.75	2.71
10	2.77	2.74	2.70	2.66	2.62	2.58	2.54
11	2.65	2.61	2.57	2.53	2.49	2.45	2.40
12	2.54	2.51	2.47	2.43	2.38	2.34	2.30
13	2.46	2.42	2.38	2.34	2.30	2.25	2.21
14	2.39	2.35	2.31	2.27	2.22	2.18	2.13
15	2.33	2.29	2.25	2.20	2.16	2.11	2.07
16	2.28	2.24	2.19	2.15	2.11	2.06	2.01
17	2.23	2.19	2.15	2.10	2.06	2.01	1.96
18	2.19	2.15	2.11	2.06	2.02	1.97	1.92
19	2.16	2.11	2.07	2.03	1.98	1.93	1.88
20	2.12	2.08	2.04	1.99	1.95	1.90	1.84
21	2.10	2.05	2.01	1.96	1.92	1.87	1.81
22	2.07	2.03	1.98	1.94	1.89	1.84	1.78
23	2.05	2.01	1.96	1.91	1.86	1.81	1.76
24	2.03	1.98	1.94	1.89	1.84	1.79	1.73
25	2.01	1.96	1.92	1.87	1.82	1.77	1.71
26	1.99	1.95	1.90	1.85	1.80	1.75	1.69
27	1.97	1.93	1.88	1.84	1.79	1.73	1.67
28	1.96	1.91	1.87	1.82	1.77	1.71	1.65
29	1.94	1.90	1.85	1.81	1.75	1.70	1.64
30	1.93	1.89	1.84	1.79	1.74	1.68	1.62
40	1.84	1.79	1.74	1.69	1.64	1.58	1.51
60	1.75	1.70	1.65	1.59	1.53	1.47	1.39
120	1.66	1.61	1.55	1.50	1.43	1.35	1.25

تابع للملحق رقم 04: جدول توزيع فيشر

$$P(X \geq a), X \rightsquigarrow F(0,1,v_1,v_2)$$

ϑ_2 \ ϑ_1	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	15
1	39.86	49.5	53.59	55.83	57.24	58.2	58.91	59.44	59.86	60.19	60.71	61.22
2	8.53	9	9.16	9.24	9.29	9.33	9.35	9.37	9.38	9.39	9.41	9.42
3	5.54	5.46	5.39	5.34	5.31	5.28	5.27	5.25	5.24	5.23	5.22	5.2
4	4.54	4.32	4.19	4.11	4.05	4.01	3.98	3.95	3.94	3.92	3.9	3.87
5	4.06	3.78	3.62	3.52	3.45	3.4	3.37	3.34	3.32	3.3	3.27	3.24
6	3.78	3.46	3.29	3.18	3.11	3.05	3.01	2.98	2.96	2.94	2.9	2.87
7	3.59	3.26	3.07	2.96	2.88	2.83	2.78	2.75	2.72	2.7	2.67	2.63
8	3.46	3.11	2.92	2.81	2.73	2.67	2.62	2.59	2.56	2.54	2.5	2.46
9	3.36	3.01	2.81	2.69	2.61	2.55	2.51	2.47	2.44	2.42	2.38	2.34
10	3.29	2.92	2.73	2.61	2.52	2.46	2.41	2.38	2.35	2.32	2.28	2.24
11	3.23	2.86	2.66	2.54	2.45	2.39	2.34	2.3	2.27	2.25	2.21	2.17
12	3.18	2.81	2.61	2.48	2.39	2.33	2.28	2.24	2.21	2.19	2.15	2.1
13	3.14	2.76	2.56	2.43	2.35	2.28	2.23	2.2	2.16	2.14	2.1	2.05
14	3.1	2.73	2.52	2.39	2.31	2.24	2.19	2.15	2.12	2.1	2.05	2.01
15	3.07	2.7	2.49	2.36	2.27	2.21	2.16	2.12	2.09	2.06	2.02	1.97
16	3.05	2.67	2.46	2.33	2.24	2.18	2.13	2.09	2.06	2.03	1.99	1.94
17	3.03	2.64	2.44	2.31	2.22	2.15	2.1	2.06	2.03	2	1.96	1.91
18	3.01	2.62	2.42	2.29	2.2	2.13	2.08	2.04	2	1.98	1.93	1.89
19	2.99	2.61	2.4	2.27	2.18	2.11	2.06	2.02	1.98	1.96	1.91	1.86
20	2.97	2.59	2.38	2.25	2.16	2.09	2.04	2	1.96	1.94	1.89	1.84
21	2.96	2.57	2.36	2.23	2.14	2.08	2.02	1.98	1.95	1.92	1.87	1.83
22	2.95	2.56	2.35	2.22	2.13	2.06	2.01	1.97	1.93	1.9	1.86	1.81
23	2.94	2.55	2.34	2.21	2.11	2.05	1.99	1.95	1.92	1.89	1.84	1.8
24	2.93	2.54	2.33	2.19	2.1	2.04	1.98	1.94	1.91	1.88	1.83	1.78
25	2.92	2.53	2.32	2.18	2.09	2.02	1.97	1.93	1.89	1.87	1.82	1.77
26	2.91	2.52	2.31	2.17	2.08	2.01	1.96	1.92	1.88	1.86	1.81	1.76
27	2.9	2.51	2.3	2.17	2.07	2	1.95	1.91	1.87	1.85	1.8	1.75
28	2.89	2.5	2.29	2.16	2.06	2	1.94	1.9	1.87	1.84	1.79	1.74
29	2.89	2.5	2.28	2.15	2.06	1.99	1.93	1.89	1.86	1.83	1.78	1.73
30	2.88	2.49	2.28	2.14	2.05	1.98	1.93	1.88	1.85	1.82	1.77	1.72
40	2.84	2.44	2.23	2.09	2	1.93	1.87	1.83	1.79	1.76	1.71	1.66
60	2.79	2.39	2.18	2.04	1.95	1.87	1.82	1.77	1.74	1.71	1.66	1.6
120	2.75	2.35	2.13	1.99	1.9	1.82	1.77	1.72	1.68	1.65	1.6	1.55
inf	2.71	2.3	2.08	1.94	1.85	1.77	1.72	1.67	1.63	1.6	1.55	1.49

تابع للملحق رقم 04: جدول توزيع فيشر

$$P(X \geq a), X \rightsquigarrow F(0,1,v_1,v_2)$$

ϑ_2 \ ϑ_1	20	24	30	40	60	120	inf
1	61.74	62	62.26	62.53	62.79	63.06	63.33
2	9.44	9.45	9.46	9.47	9.47	9.48	9.49
3	5.18	5.18	5.17	5.16	5.15	5.14	5.13
4	3.84	3.83	3.82	3.8	3.79	3.78	3.76
5	3.21	3.19	3.17	3.16	3.14	3.12	3.11
6	2.84	2.82	2.8	2.78	2.76	2.74	2.72
7	2.59	2.58	2.56	2.54	2.51	2.49	2.47
8	2.42	2.4	2.38	2.36	2.34	2.32	2.29
9	2.3	2.28	2.25	2.23	2.21	2.18	2.16
10	2.2	2.18	2.16	2.13	2.11	2.08	2.06
11	2.12	2.1	2.08	2.05	2.03	2	1.97
12	2.06	2.04	2.01	1.99	1.96	1.93	1.9
13	2.01	1.98	1.96	1.93	1.9	1.88	1.85
14	1.96	1.94	1.91	1.89	1.86	1.83	1.8
15	1.92	1.9	1.87	1.85	1.82	1.79	1.76
16	1.89	1.87	1.84	1.81	1.78	1.75	1.72
17	1.86	1.84	1.81	1.78	1.75	1.72	1.69
18	1.84	1.81	1.78	1.75	1.72	1.69	1.66
19	1.81	1.79	1.76	1.73	1.7	1.67	1.63
20	1.79	1.77	1.74	1.71	1.68	1.64	1.61
21	1.78	1.75	1.72	1.69	1.66	1.62	1.59
22	1.76	1.73	1.7	1.67	1.64	1.6	1.57
23	1.74	1.72	1.69	1.66	1.62	1.59	1.55
24	1.73	1.7	1.67	1.64	1.61	1.57	1.53
25	1.72	1.69	1.66	1.63	1.59	1.56	1.52
26	1.71	1.68	1.65	1.61	1.58	1.54	1.5
27	1.7	1.67	1.64	1.6	1.57	1.53	1.49
28	1.69	1.66	1.63	1.59	1.56	1.52	1.48
29	1.68	1.65	1.62	1.58	1.55	1.51	1.47
30	1.67	1.64	1.61	1.57	1.54	1.5	1.46
40	1.61	1.57	1.54	1.51	1.47	1.42	1.38
60	1.54	1.51	1.48	1.44	1.4	1.35	1.29
120	1.48	1.45	1.41	1.37	1.32	1.26	1.19
inf	1.42	1.38	1.34	1.3	1.24	1.17	1

تابع للملحق رقم 04: جدول توزيع فيشر

$$P(X \geq a), X \rightsquigarrow F(0,01, v_1, v_2)$$

ϑ_2 \ ϑ_1	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	12	15
1	4052.18	4999.5	5403.35	5624.58	5763.65	5858.99	5928.36	5981.07	6022.47	6055.85	6106.32	6157.29
2	98.5	99	99.17	99.25	99.3	99.33	99.36	99.37	99.39	99.4	99.42	99.43
3	34.12	30.82	29.46	28.71	28.24	27.91	27.67	27.49	27.35	27.23	27.05	26.87
4	21.2	18	16.69	15.98	15.52	15.21	14.98	14.8	14.66	14.55	14.37	14.2
5	16.26	13.27	12.06	11.39	10.97	10.67	10.46	10.29	10.16	10.05	9.89	9.72
6	13.75	10.93	9.78	9.15	8.75	8.47	8.26	8.1	7.98	7.87	7.72	7.56
7	12.25	9.55	8.45	7.85	7.46	7.19	6.99	6.84	6.72	6.62	6.47	6.31
8	11.26	8.65	7.59	7.01	6.63	6.37	6.18	6.03	5.91	5.81	5.67	5.52
9	10.56	8.02	6.99	6.42	6.06	5.8	5.61	5.47	5.35	5.26	5.11	4.96
10	10.04	7.56	6.55	5.99	5.64	5.39	5.2	5.06	4.94	4.85	4.71	4.56
11	9.65	7.21	6.22	5.67	5.32	5.07	4.89	4.74	4.63	4.54	4.4	4.25
12	9.33	6.93	5.95	5.41	5.06	4.82	4.64	4.5	4.39	4.3	4.16	4.01
13	9.07	6.7	5.74	5.21	4.86	4.62	4.44	4.3	4.19	4.1	3.96	3.82
14	8.86	6.52	5.56	5.04	4.7	4.46	4.28	4.14	4.03	3.94	3.8	3.66
15	8.68	6.36	5.42	4.89	4.56	4.32	4.14	4	3.9	3.81	3.67	3.52
16	8.53	6.23	5.29	4.77	4.44	4.2	4.03	3.89	3.78	3.69	3.55	3.41
17	8.4	6.11	5.19	4.67	4.34	4.1	3.93	3.79	3.68	3.59	3.46	3.31
18	8.29	6.01	5.09	4.58	4.25	4.02	3.84	3.71	3.6	3.51	3.37	3.23
19	8.19	5.93	5.01	4.5	4.17	3.94	3.77	3.63	3.52	3.43	3.3	3.15
20	8.1	5.85	4.94	4.43	4.1	3.87	3.7	3.56	3.46	3.37	3.23	3.09
21	8.02	5.78	4.87	4.37	4.04	3.81	3.64	3.51	3.4	3.31	3.17	3.03
22	7.95	5.72	4.82	4.31	3.99	3.76	3.59	3.45	3.35	3.26	3.12	2.98
23	7.88	5.66	4.77	4.26	3.94	3.71	3.54	3.41	3.3	3.21	3.07	2.93
24	7.82	5.61	4.72	4.22	3.9	3.67	3.5	3.36	3.26	3.17	3.03	2.89
25	7.77	5.57	4.68	4.18	3.86	3.63	3.46	3.32	3.22	3.13	2.99	2.85
26	7.72	5.53	4.64	4.14	3.82	3.59	3.42	3.29	3.18	3.09	2.96	2.82
27	7.68	5.49	4.6	4.11	3.79	3.56	3.39	3.26	3.15	3.06	2.93	2.78
28	7.64	5.45	4.57	4.07	3.75	3.53	3.36	3.23	3.12	3.03	2.9	2.75
29	7.6	5.42	4.54	4.05	3.73	3.5	3.33	3.2	3.09	3.01	2.87	2.73
30	7.56	5.39	4.51	4.02	3.7	3.47	3.3	3.17	3.07	2.98	2.84	2.7
40	7.31	5.18	4.31	3.83	3.51	3.29	3.12	2.99	2.89	2.8	2.67	2.52
60	7.08	4.98	4.13	3.65	3.34	3.12	2.95	2.82	2.72	2.63	2.5	2.35
120	6.85	4.79	3.95	3.48	3.17	2.96	2.79	2.66	2.56	2.47	2.34	2.19
inf	6.64	4.61	3.78	3.32	3.02	2.8	2.64	2.51	2.41	2.32	2.19	2.04

تابع للملحق رقم 04: جدول توزيع فيشر

$$P(X \geq a), X \rightsquigarrow F(0,01, v_1, v_2)$$

ϑ_2 \ ϑ_1	20	24	30	40	60	120	inf
1	6208.73	6234.63	6260.65	6286.78	6313.03	6339.39	6365.86
2	99.45	99.46	99.47	99.47	99.48	99.49	99.5
3	26.69	26.6	26.51	26.41	26.32	26.22	26.13
4	14.02	13.93	13.84	13.75	13.65	13.56	13.46
5	9.55	9.47	9.38	9.29	9.2	9.11	9.02
6	7.4	7.31	7.23	7.14	7.06	6.97	6.88
7	6.16	6.07	5.99	5.91	5.82	5.74	5.65
8	5.36	5.28	5.2	5.12	5.03	4.95	4.86
9	4.81	4.73	4.65	4.57	4.48	4.4	4.31
10	4.41	4.33	4.25	4.17	4.08	4	3.91
11	4.1	4.02	3.94	3.86	3.78	3.69	3.6
12	3.86	3.78	3.7	3.62	3.54	3.45	3.36
13	3.67	3.59	3.51	3.43	3.34	3.26	3.17
14	3.51	3.43	3.35	3.27	3.18	3.09	3
15	3.37	3.29	3.21	3.13	3.05	2.96	2.87
16	3.26	3.18	3.1	3.02	2.93	2.85	2.75
17	3.16	3.08	3	2.92	2.84	2.75	2.65
18	3.08	3	2.92	2.84	2.75	2.66	2.57
19	3	2.93	2.84	2.76	2.67	2.58	2.49
20	2.94	2.86	2.78	2.7	2.61	2.52	2.42
21	2.88	2.8	2.72	2.64	2.55	2.46	2.36
22	2.83	2.75	2.67	2.58	2.5	2.4	2.31
23	2.78	2.7	2.62	2.54	2.45	2.35	2.26
24	2.74	2.66	2.58	2.49	2.4	2.31	2.21
25	2.7	2.62	2.54	2.45	2.36	2.27	2.17
26	2.66	2.59	2.5	2.42	2.33	2.23	2.13
27	2.63	2.55	2.47	2.38	2.29	2.2	2.1
28	2.6	2.52	2.44	2.35	2.26	2.17	2.06
29	2.57	2.5	2.41	2.33	2.23	2.14	2.03
30	2.55	2.47	2.39	2.3	2.21	2.11	2.01
40	2.37	2.29	2.2	2.11	2.02	1.92	1.81
60	2.2	2.12	2.03	1.94	1.84	1.73	1.6
120	2.04	1.95	1.86	1.76	1.66	1.53	1.38
inf	1.88	1.79	1.7	1.59	1.47	1.33	1

الملحق رقم 05: جدول داربين واتسون

TABLE DE DURBIN-WATSON
Risque $\alpha = 5$ %

n	$k=1$		$k=2$		$k=3$		$k=4$		$k=5$	
	d_1	d_2	d_1	d_2	d_1	d_2	d_1	d_2	d_1	d_2
15	1,08	1,36	0,95	1,54	0,82	1,75	0,69	1,97	0,56	2,21
16	1,10	1,37	0,98	1,54	0,86	1,73	0,74	1,93	0,62	2,15
17	1,13	1,38	1,02	1,54	0,90	1,71	0,78	1,90	0,67	2,10
18	1,16	1,39	1,05	1,53	0,93	1,69	0,82	1,87	0,71	2,06
19	1,18	1,40	1,08	1,53	0,97	1,68	0,86	1,85	0,75	2,02
20	1,20	1,41	1,10	1,54	1,00	1,68	0,90	1,83	0,79	1,99
21	1,22	1,42	1,13	1,54	1,03	1,67	0,93	1,81	0,83	1,96
22	1,24	1,43	1,15	1,54	1,05	1,66	0,96	1,80	0,86	1,94
23	1,26	1,44	1,17	1,54	1,08	1,66	0,99	1,79	0,90	1,92
24	1,27	1,45	1,19	1,55	1,10	1,66	1,01	1,78	0,93	1,90
25	1,29	1,45	1,21	1,55	1,12	1,66	1,04	1,77	0,95	1,89
26	1,30	1,46	1,22	1,55	1,14	1,65	1,06	1,76	0,98	1,88
27	1,32	1,47	1,24	1,56	1,16	1,65	1,08	1,76	1,01	1,86
28	1,33	1,48	1,26	1,56	1,18	1,65	1,10	1,75	1,03	1,85
29	1,34	1,48	1,27	1,56	1,20	1,65	1,12	1,74	1,05	1,84
30	1,35	1,49	1,28	1,57	1,21	1,65	1,14	1,74	1,07	1,83
31	1,36	1,50	1,30	1,57	1,23	1,65	1,16	1,74	1,09	1,83
32	1,37	1,50	1,31	1,57	1,24	1,65	1,18	1,73	1,11	1,82
33	1,38	1,51	1,32	1,58	1,26	1,65	1,19	1,73	1,13	1,81
34	1,39	1,51	1,33	1,58	1,27	1,65	1,21	1,73	1,15	1,81
35	1,40	1,52	1,34	1,58	1,28	1,65	1,22	1,73	1,16	1,80
36	1,41	1,52	1,35	1,59	1,29	1,65	1,24	1,73	1,18	1,80
37	1,42	1,53	1,36	1,59	1,31	1,66	1,25	1,72	1,19	1,80
38	1,43	1,54	1,37	1,59	1,32	1,66	1,26	1,72	1,21	1,79
39	1,43	1,54	1,38	1,60	1,33	1,66	1,27	1,72	1,22	1,79
40	1,44	1,54	1,39	1,60	1,34	1,66	1,29	1,72	1,23	1,79
45	1,48	1,57	1,43	1,62	1,38	1,67	1,34	1,72	1,29	1,78
50	1,50	1,59	1,46	1,63	1,42	1,67	1,38	1,72	1,34	1,77
55	1,53	1,60	1,49	1,64	1,45	1,68	1,41	1,72	1,38	1,77
60	1,55	1,62	1,51	1,65	1,48	1,69	1,44	1,73	1,41	1,77
65	1,57	1,63	1,54	1,66	1,50	1,70	1,47	1,73	1,44	1,77
70	1,58	1,64	1,55	1,67	1,52	1,70	1,49	1,74	1,46	1,77
75	1,60	1,65	1,57	1,68	1,54	1,71	1,51	1,74	1,74	1,77
80	1,61	1,66	1,59	1,69	1,56	1,72	1,53	1,74	1,51	1,77
85	1,62	1,67	1,60	1,70	1,57	1,72	1,55	1,75	1,52	1,77
90	1,63	1,68	1,61	1,70	1,59	1,73	1,57	1,75	1,54	1,78
95	1,64	1,69	1,62	1,71	1,60	1,73	1,58	1,75	1,56	1,78
100	1,65	1,69	1,63	1,72	1,61	1,74	1,59	1,76	1,57	1,78

k est le nombre de variables exogènes (constante exclue).
n est la taille de l'échantillon.