المحور03: تطبيقات برمجية التحليل الإحصائي EViews

المحاضرة 02 : الإنحدار المتعدد

قبل الدخول في تفاصيل تطبيق النموذج الخطي المتعدد على البرنامج الاحصائي EViews، نذكّر ببعض المفاهيم والنتائج المتعلقة بهذا النموذج والتي تعتبر مهمة في استيعاب الطالب لكيفية بناء هذا النموذج، تقدير معلماته وتفسير مخرجاته على البرنامج.

أولا: تقديم نموذج الانحدار الخطي المتعدد

1- الشكل العام: النموذج الخطي المتعدد يأخذ الشكل التالي:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \cdots\cdots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t$$

ويمكن كتابته على شكل المصفوفات كالتالي:

$$\begin{array}{l}
Y_1 = \beta_1 + \beta_2 X_{21} + \beta_3 X_{31} + \cdots\cdots + \beta_k X_{k1} + \varepsilon_1 \\
Y_2 = \beta_1 + \beta_2 X_{22} + \beta_3 X_{32} + \cdots\cdots + \beta_k X_{k2} + \varepsilon_2 \\
\vdots \quad\quad \vdots \quad\quad \vdots \quad\quad\quad \vdots \quad\quad\quad\quad\quad\quad \vdots \quad\quad \vdots \\
\vdots \quad\quad \vdots \quad\quad \vdots \quad\quad\quad \vdots \quad\quad\quad\quad\quad\quad \vdots \quad\quad \vdots \\
Y_n = \beta_1 + \beta_2 X_{2n} + \beta_3 X_{3n} + \cdots\cdots + \beta_k X_{kn} + \varepsilon_n
\end{array}$$

$$\begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ Y_n \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & X_{21} & X_{31} & \cdots & X_{k1} \\ 1 & X_{22} & X_{32} & \cdots & X_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \ddots \\ 1 & X_{2n} & X_{3n} & \cdots & X_{kn} \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \beta_k \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}$$

$$Y = X \beta + \varepsilon$$

حيث: Y: شعاع مشاهدات المتغير التابع $(n\times1)$.

X: مصفوفة مشاهدات المتغيرات المستقلة $(n\times k)$.

β: شعاع المعلمات $(k\times1)$.

ε: شعاع المتغير العشوائي $(n\times1)$.

2- الفرضيات الاحتمالية التي يقوم عليها النموذج الخطي المتعدد:

-1 $$E(\varepsilon)=0=\begin{pmatrix}E(\varepsilon_1)\\E(\varepsilon_2)\\\vdots\\\vdots\\E(\varepsilon_n)\end{pmatrix}=\begin{pmatrix}0\\0\\\vdots\\\vdots\\0\end{pmatrix}$$

-2 $$\Omega_\varepsilon=E(\varepsilon\varepsilon')=\delta_\varepsilon^2 I_n$$

-3 $$\mathrm{Cov}(X.\varepsilon)=0$$

-4 $\left(\frac{X'X}{n}\right)$: تؤول إلى مصفوفة منتهية وغير أحادية.

-5 أشعة المصفوفة X مستقلة، هذا ما يسمح بالتخلص من مشكل التعدد الخطي (Multicolenearity) وحساب $(X'X)^{-1}$.

ثانيا: مقدرات معلمات النموذج الخطي المتعدد:

مقدرات النموذج الخطي المتعدد (بدون برهان) بطريقة OLS هي:

$$\hat{\beta}=(X'X)^{-1}X'Y$$

ثالثا: نتائج وخواص مقدرات طريقة OLS

1- خاصية عدم التحيز (Unbiased):

β مقدر غير متحيز لـ $\widehat{\boldsymbol{\beta}}$ حيث:

$$E(\widehat{\beta})=\beta$$

2-مقدرات OLS أفضل مقدرات خطية غير متحيزة 'BLUE' Best Linear Unbiased Estimators :

مقدرات طريقة المربعات الصغرى العادية هي أفضل مقدرات خطية غير متحيزة، حيث أن لها أصغر تباين ممكن مقارنة بباقي المقدرات الخطية وغير المتحيزة الأخرى:

$$\Omega_{\hat{\beta}}=V(\hat{\beta})=\delta_\varepsilon^2(X'X)^{-1}$$

وبذلك خاصية أقل تباين ممكن تكون كمايلي:

$$\Omega_{\hat{\beta}} = \frac{\delta_{\varepsilon}^{2}}{n}\left(\frac{X'X}{n}\right)^{-1} \Rightarrow \lim_{n\to+\infty}\Omega_{\hat{\beta}} = 0$$

3- خاصية الاتساق (CONSISTENT):

نقول عن مقدر $\hat{\theta}$ بأنه مقدر متسق (CONSISTENT ESTIMATOR)، إذا حقق الشرطين التاليين:

$$i/\quad E(\hat{\theta}) = \theta \qquad\qquad ii/\quad \lim_{n\to+\infty} V(\hat{\theta}) = 0$$

مما سبق نجد أن:

المقدر $\hat{\beta}$ يحقق الشرطين:

$$i/\quad E(\hat{\beta}) = \beta \qquad\qquad ii/\quad \lim_{n\to+\infty} V(\hat{\beta}) = 0$$

إذن نستنتج أن المقدر $\hat{\beta}$ هو مقدر متسق لشعاع المعلمات β

4- مقدّر تباين المتغير العشوائي ε_t:

يعطى مقدر أو تقدير تباين المتغير العشوائي (بدون برهان) وهو مقدر غير متحيز، كمايلي:

$$\hat{\delta}_{\varepsilon}^{2} = e'e \big/ n-k$$

5- بناء مجالات ثقة لمعلمات النموذج:

تعطى مجالات الثقة لمعلمات النموذج الخطي المتعدد بالصيغة التالية:

$$P\left(\beta_i \in \left[\hat{\beta}_i - St_{n-k}^{\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\hat{\delta}_{\hat{\beta}_i}^{2}} \quad . \quad \hat{\beta}_i + St_{n-k}^{\frac{\alpha}{2}} \cdot \sqrt{\hat{\delta}_{\hat{\beta}_i}^{2}} \right]\right) = 1-\alpha$$

رابعا: تقييم النموذج المقدر للنموذج الخطي المتعدد

يتم تقييم النموذج المقدر للنموذج الخطي المتعدد بنفس المراحل السابقة في تقييم النموذج الخطي البسيط:

1- المعايير الاقتصادية:

تتعلق بحجم وإشارة المعلمات المقدرة، لأن النظرية الاقتصادية تضع قيودا مسبقة على حجم وإشارة المعلمات، فإذا ما جاءت هذه المعلمات على عكس ما تقرره النظرية مسبقا فإن هذا يمكن أن يكون مبررا كافيا لرفض هذه المعلمات.

2- المعايير الإحصائية:

تتمثل هذه المعايير فيما يلي:

2-1- تحليل التباين ومعامل التحديد:

يمكن صياغة معادلة تحليل التباين على الشكل التالي:

$$(Y-\overline{Y})'(Y-\overline{Y}) = (\hat{Y}-\overline{Y})'(\hat{Y}-\overline{Y}) + e'e$$
$$TSS \quad = \quad ESS \quad + RSS$$
$$\sum(Y_t-\overline{Y})^2 \quad = \quad \sum(\hat{Y}_t-\overline{Y})^2 \quad + \sum e_t^2$$

حيث:

$\sum(Y_t-\overline{Y})^2 = (Y-\overline{Y})'(Y-\overline{Y})$: مجموع مربعات الانحرافات الكلية (TOTAL SUM OF SQUARES (TSS)).

$\sum(\hat{Y}_t-\overline{Y})^2 = (\hat{Y}-\overline{Y})'(\hat{Y}-\overline{Y})$: مجموع مربعات الانحرافات المفسرة (EXPLAINED SUM OF SQUARES (ESS)).

$\sum e_t^2 = e'e$: مجموع مربعات البواقي (RESIDUAL SUM OF SQUARES (RSS))

أما جدول تحليل التباين ANALYSIS OF VARIANCE (ANOVA) فيأخذ الشكل التالي:

مصدر التغير	مجموع المربعات	درجة الحرية	متوسط المربعات
المتغيرات المستقلة	$ESS = \sum(\hat{Y}_t-\overline{Y})^2$	k	$\sum(\hat{Y}_t-\overline{Y})^2/k$
البواقـــي e_t	$RSS = \sum e_t^2$	$n-k$	$\sum e_t^2/n-k$
المجـــموع	$TSS = \sum(Y_t-\overline{Y})^2$	$n-1$	

في حالة النموذج الخطي المتعدد يمكن قياس القدرة التفسيرية للنموذج وجودة توفيقه من خلال معامل التحديد المتعدد R^2، حيث يشير هذا المعامل إلى النسبة التي يمكن تفسيرها من التغير الكلي في المتغير التابع بدلالة المتغيرات التفسيرية المدرجة في نموذج الانحدار المتعدد، ويمكن حسابه انطلاقا من معادلة تحليل التباين التي تعطى بالشكل التالي:

$$R^2 = \frac{(\hat{Y}-\overline{Y})'(\hat{Y}-\overline{Y})}{(Y-\overline{Y})'(Y-\overline{Y})} = \frac{\sum(\hat{Y}_t-\overline{Y})^2}{\sum(Y_t-\overline{Y})^2}$$
$$= \frac{\hat{\beta}'X'X\hat{\beta}-\overline{Y}^2}{\sum(Y_t-\overline{Y})^2}$$
$$= 1-\frac{(e-\overline{e})'(e-\overline{e})}{(Y-\overline{Y})'(Y-\overline{Y})} = 1-\frac{\sum e_{t2}}{\sum(Y_t-\overline{Y})^2}$$

وبما أنّ قيمة معامل التحديد تتأثر بعدد المتغيرات المستقلة المدرجة في النموذج، فإنه يمكن أن نصحح قيمة معامل التحديد عن طريق أخذ درجات الحرية في الحسبان عند حسابه، حيث أن درجة الحرية $(n-k)$ تقل مع زيادة عدد المتغيرات التفسيرية وثبات حجم العينة.

وتصبح قيمة معامل التحديد المعدل $\overline{R}^2$ كما يلي:

$$\overline{R}^2 = 1-\frac{n-1}{n-k}(1-R^2)$$

تتراوح قيمة معامل التحديد بين الصفر والواحد، فإذا كان يساوي الواحد فهذا يعني أن القدرة التفسيرية جيدة، وأن جودة التوفيق عند حدها الأقصى، أما إذا كان يساوي الصفر فهذا يعني أن القدرة التفسيرية للنموذج منعدمة، وأن جودة التوفيق عند حدها الأدنى.

2-2- اختبارات المعنوية:

2-2-1- اختبار STUDENT: يستعمل هذا الاختبار لدراسة المعنوية الجزئية لمعلمات النموذج عند مستوى معنوية معين.

لاختبار العلاقة الموجودة بين المتغير التابع Y_t والمتغير المستقل X_{it} (معنوية كل معلمة على حدى)، نقوم بإجراء الاختبار التالي:

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

مما سبق لدينا:

$$\frac{\hat{\beta}_i-\beta_i}{\sqrt{\hat{\delta}^2_{\hat{\beta}_i}}} \rightarrow St(n-k)$$

تحت ظل الفرضية $H_0:\beta_i=0$ نجد أن $\frac{\hat{\beta}_i-0}{\sqrt{\hat{\delta}^2_{\hat{\beta}_i}}}$ تتبع أيضا توزيع STUDENT بدرجة حرية تساوي $(n-k)$، حيث يقوم هذا الاختبار على مقارنة إحصائية STUDENTالمحسوبة $St_{cal}=\left|\frac{\hat{\beta}_i}{\sqrt{\hat{\delta}^2_{\hat{\beta}_i}}}\right|$ مع الإحصائية المجدولة من جدول STUDENT عند درجة حرية $(n-k)$ ومستوى معنوية $\alpha/2$، أي $St_{tab}=St^{\alpha/2}_{n-k}$. (في حالة $(n-k)>30$ فإن $St_{tab}=1.96$).

أما قرار الاختبار فيكون كما يلي:

- نرفض الفرضية H_0 إذا كانت $St_{cal}\geq St_{tab}$، و منه $\beta_i\neq 0$، وبالتالي وجود علاقة ذات دلالة احصائية بين المتغير التابع Y_t والمتغير المستقل X_{it}.
- نقبل الفرضية H_0 إذا كانت $St_{cal}<St_{tab}$، و منه $\beta_i=0$، وبالتالي عدم وجود علاقة ذات دلالة احصائية بين المتغير التابع Y_t والمتغير المستقل X_{it}.

2-2-2- اختبارFISHER : يوضح لنا هذا الاختبار المعنوية الكلية للنموذج بصورة عامة، و يأخذ الشكل التالي:

$$\begin{cases} H_0:\beta_1=\beta_2=\cdots=\beta_k=0 \\ H_1:\exists\,\beta_i\neq 0 \end{cases}$$

نقوم بحساب إحصائيةFISHER التي تعطى بالعلاقة التالية:

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

الإحصائية F_{cal} تتبع توزيع FISHER بدرجة حرية $v_1=k-1$ و $v_2=n-k$، أي $F_{tab}=F^{\alpha=5\%}_{(k-1.n-k)}$.

ويكون قرار الاختبار كمايلي:

- نرفض الفرضية H_0 إذا كانت $F_{cal}\geq F^{\alpha=5\%}_{(k-1.n-k)}$، ومنه: $\exists\beta_i\neq 0$، وبالتالي فالنموذج ككل له معنوية احصائية.

- نرفض الفرضية H_1 إذا كانت $F_{cal}<F^{\alpha=5\%}_{(k-1.n-k)}$، ومنه: $\forall i=1......k$ $\beta_i=0$، وبالتالي فالنموذج ككل ليس له معنوية احصائية.

2-3- اختبار WALD (فيشر للقيود المتعددة):

يستعمل اختبار STUDENT لاختبار فرضية من قيد واحد، أما في حالة القيود المتعددة فالواجب تطبيق اختبار فيشر. لتكن عندما تكون فرضية العدم والفرضية البديلة في شكل مصفوفات والتي تضع قيودا على مجموعة من المعلمات، فإننا نستخدم إختبار WALD الذي يعتمد على إحصائية فيشر.

ويقوم هذا الاختبار على اختبار الفرضية التالية:

$$\begin{cases} H_0 : R\beta = r \\ H_1 : R\beta \neq r \end{cases}$$

حيث:

R: مصفوفة بعدها $(q \times k)$، β: شعاع المعلمات $(k \times 1)$.

r: شعاع بعده $(q \times 1)$، ويمثل عدد القيود، وهو أيضا عدد أسطر المصفوفة R.

أما إحصائية الاختبار فهي:

$$F_{cal} = \frac{(R\hat{\beta} - r)'(R'(X'X)^{-1}R)^{-1}(R\hat{\beta} - r) / q}{e'e / n-k} \rightarrow F^{\alpha}_{(q\,.\,n-k)}$$

القرار ويكون:

- نرفض الفرضية H_0 إذا كانت $F_{cal} \geq F^{\alpha=5\%}_{(q.n-k)}$، ومنه: $R\beta \neq r$.
- نرفض الفرضية H_1 إذا كانت $F_{cal} < F^{\alpha=5\%}_{(q.n-k)}$، ومنه: $R\beta = r$.

2-4- إختبارات التغير الهيكلي (أو اختبارات استقرارية معلمات النموذج عبر الزمن)

عند استخدام نموذج انحدار على بيانات سلاسل زمنية، يمكن أن يحدث تغير هيكلي في العلاقة بين المتغير التابع والمتغيرات المفسرة، ويقصد بالتغير الهيكلي في هذه الحالة أن قيمة معلمات النموذج لا تبقى كما هي خلال كل الفترة الزمنية، فقد يحدث التغير الهيكلي نتيجة لقوة خارجية، أو نتيجة لتغير السياسات الاقتصادية، كالتحول من نظام اقتصادي إلى آخر، أو أي أسباب أخرى.

من أهم هذه الاختبارات نذكر:

2-4-1- اختبار "CHOW"" CHOW TEST":

يسمح هذا الاختبار بمعرفة إذا ما كانت معلمات النموذج تتغير مع الزمن أم لا، ولتطبيق هذا الاختبار يجب معرفة وتحديد زمن التغير في حالة بيانات السلاسل الزمنية، أو معرفة المفردة التي حصل عندها التغير في حالة البيانات المقطعية. وبالتالي فهذا الاختبار يسمح بمعرفة إذا كانت المعلمات المقدرة قبل التغير هي نفسها بعد التغير. ويمر هذا الاختبار بالمراحل التالية:

- **المرحلة الأولى:**

- تقسيم المشاهدات إلى عينتين، العينة الأولى طولها n_1 مشاهدة، والعينة الثانية طولها n_2 مشاهدة، حيث: $n_1 + n_2 = n$.
- تقدير نموذجين لكل عينة بطريقة المربعات الصغرى العادية:

$$Y_t = \beta_1^{(1)} + \beta_2^{(1)} X_{2t} + \beta_3^{(1)} X_{3t} + \cdots\cdots + \beta_k^{(1)} X_{kt} + \varepsilon_t \qquad / t = 1 \cdots\cdots n_1$$
$$Y_t = \beta_1^{(2)} + \beta_2^{(2)} X_{2t} + \beta_3^{(2)} X_{3t} + \cdots\cdots + \beta_k^{(2)} X_{kt} + \varepsilon_t \qquad / t = n_1 + 1 \cdots\cdots n_2$$

- ✓ حساب مجموع مربعات بواقي التقدير للنموذجين السابقين، أي حساب RSS_1 و RSS_2.
- ✓ تقدير النموذج على طول الفترة الزمنية الكلية والمقدرة بـ: n مشاهدة:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \cdots\cdots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t \qquad / t = 1 \cdots\cdots n$$

- ✓ حساب مجموع مربعات بواقي التقدير للنموذج السابق، أي حساب RSS.

- **المرحلة الثانية**: نقوم باختبار الفرضيات التالية:

$$\begin{cases} H_0 : \begin{cases} \beta_1 = \beta_1^{(1)} = \beta_1^{(2)} \\ \beta_2 = \beta_2^{(1)} = \beta_2^{(2)} \\ \vdots \quad \vdots \quad \vdots \\ \beta_k = \beta_k^{(1)} = \beta_k^{(2)} \end{cases} \\ H_1 : \quad \exists i \quad / \beta_i \neq \beta_i^{(1)} \neq \beta_i^{(2)} \end{cases}$$

مقارنة إحصائية FISHER المحسوبة (برنامج EVIEWS يقوم بحسابها أوتوماتيكيا)، والتي تعطى بالعلاقة التالية:

$$F_{cal} = \frac{[RSS - (RSS_1 + RSS_2)] / df_1}{(RSS_1 + RSS_2) / df_2}$$

حيث:

$$df_1 = (n - k) - [(n_1 - k) + (n_2 - k)] = k$$
$$df_1 = (n_1 - k) + (n_2 - k) = n - 2k$$

نقوم بمقارنة الإحصائية المحسوبة مع إحصائية FISHER المجدولة بدرجة حرية $v_1 = k$ و $v_2 = n - 2k$، أي $F_{tab} = F_{(k.n-2k)}^{\alpha=5\%}$.

القرار:

- نرفض الفرضية H_0 إذا كانت $F_{cal} \geq F^{\alpha=5\%}_{(k.n-2k)}$، ومنه: $\exists i \quad / \beta_i \neq \beta_i^{(1)} \neq \beta_i^{(2)}$، وبالتالي فالنموذج غير مستقر، أي هناك تغير هيكلي.

2-4-2- اختبارات الاستقرارية المعتمدة على البواقي المتكررة:

يفترض اختبار التغير الهيكلي لـ:CHOW أن نقطة التغير معلومة، بالمقابل فإن الاختبارات المتعمدة على البواقي المتكررة فهي تسمح بتحديد هل هناك تغير هيكلي أم لا من جهة، كما تسمح بتحديد نقطة التغير الهيكلي من جهة أخرى. ومن أهمها نجد: اختبار البواقي المتكررة RECURSIVE RESIDUALS:

تعتمد فكرة البواقي المتكررة على التنبؤ بالقيم المستقبلية للمتغير التابع Y_t لما نستعمل $r-1$ مشاهدة فقط.، ثم حساب بواقي التقدير، أي:

$$e_r = Y_r - \left[\hat{\beta}_1^{r-1} + \hat{\beta}_2^{r-1} X_{2r} + \hat{\beta}_3^{r-1} X_{3r} + \dots + \hat{\beta}_k^{r-1} X_{kr}\right]$$

حيث: $\hat{\beta}_i^{r-1}$: هي مقدرات طريقة المربعات الصغرى العادية للنموذج من خلال عينة مشاهدات حجمها $r-1$.

بداية التقدير تكون من $r = k+1$.

تباين التنبؤ يكون: $V(e_r) = \hat{\delta}^2_{\varepsilon_{r-1}}\left[1 + X_r'(X_{r-1}'X_{r-1})^{-1}X_r\right]$

البواقي المتكررة w_r تعطى بالعلاقة التالية:

$$w_r = \frac{e_r}{\sqrt{1 + X_r'(X_{r-1}'X_{r-1})^{-1}X_r}}$$

تحت فرضية الاستقرارية البواقي المتكررة تتبع التوزيع الطبيعي، أي: $w_r \to N(0.\delta^2_{w_r})$

ويكون قرار الاختبار كمايلي:

$$\text{si } w_r \in \left[-2\sqrt{\hat{\delta}^2_{\varepsilon_{r-1}}\left[1 + X_r'(X_{r-1}'X_{r-1})^{-1}X_r\right]} \quad . \quad +2\sqrt{\hat{\delta}^2_{\varepsilon_{r-1}}\left[1 + X_r'(X_{r-1}'X_{r-1})^{-1}X_r\right]}\right] \qquad \forall\, r = k+1 \dots n$$

فيكون النموذج مستقرا، وبالتالي عدم وجود تغير هيكلي.

$$\text{si } \exists\, r / w_r \notin \left[-2\sqrt{\hat{\delta}^2_{\varepsilon_{r-1}}\left[1+X'_r(X'_{r-1}X_{r-1})^{-1}X_r\right]} \quad . \quad +2\sqrt{\hat{\delta}^2_{\varepsilon_{r-1}}\left[1+X'_r(X'_{r-1}X_{r-1})^{-1}X_r\right]} \right] \quad \forall\, r = k+1 \ldots n$$ فيكون

النموذج غير مستقر، وبالتالي وجود تغير هيكلي عند النقطة r.

مثال تطبيقي على برمجية EViews:

لتكن لديك البيانات الافتراضية التالية الخاصة باقتصاد ما للفترة 2014 -2023 :

t	Y_t	X_{2t}	X_{3t}
1	4	4	0.9
2	4.5	5	0.8
3	5	6	0.9
4	5.5	7	0.8
5	6	9	0.7
6	7	8	0.6
7	6.5	10	0.6
8	6.5	11	0.8
9	7.5	12	0.5
10	7.5	13	0.5

1- إدخال هذه البيانات يدويا في برمجية EViews، موضحا مختلف التعليمات التي تم اتباعها.

2- إعادة إدخال هذه البيانات في برمجية EViews من خلال إستيراد ملف بصيغة EXCEL موضحا التعليمة التي تم اتباعها.

3- إعادة تسمية المتغيرات المستقلة في برمجية EViews.

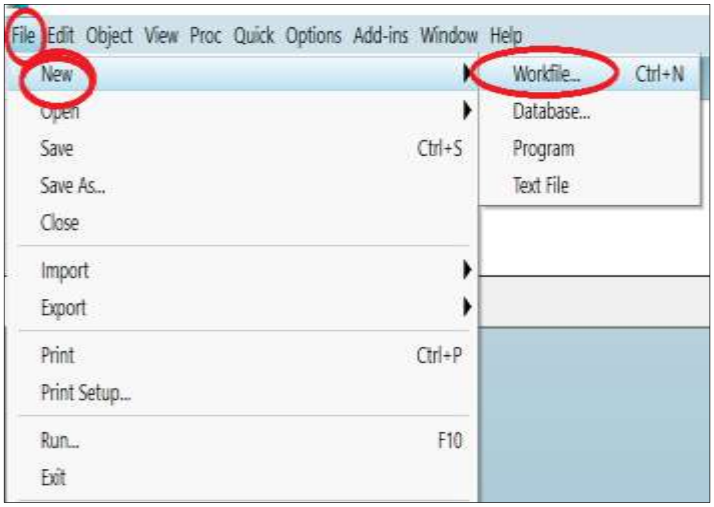
4- تقدير النموذج، كتابته في شكله المقدر وتفسير النتائج، موضحا التعليمات والأوامر المستخدمة في برمجية EViews.

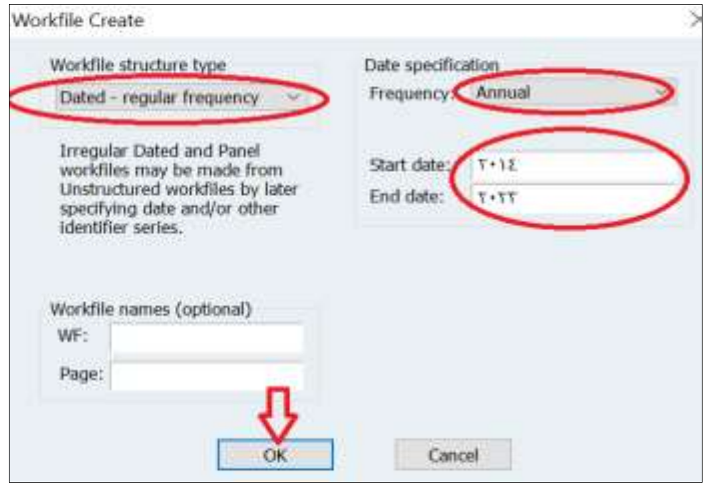
5- إيجاد القيم المقدرة للمتغير التابع وأيضا البواقي، مع توضيح مختلف التعليمات والأوامر المستحدمة على برمجية EViews.

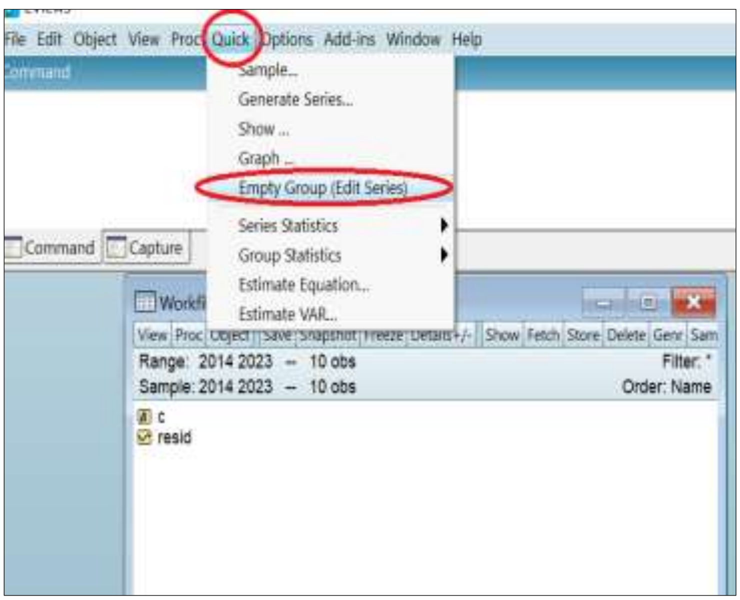
6- إختبر فرضية وجود تغير هيكلي في النموذج موضحا مختلف التعليمات والأوامر التي تم استخدامها على برمجية EVIEWS.

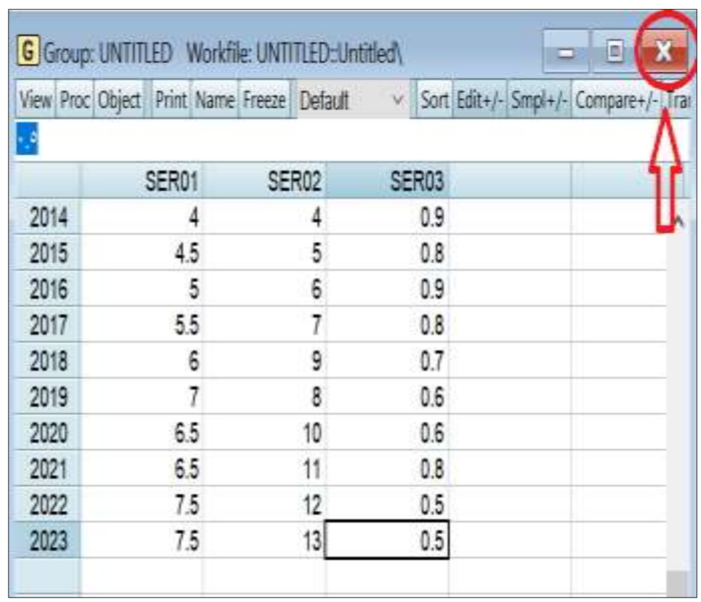
الحل:

1- إدخال البيانات يدويا: نتبع التعليمات التالية من اليسار لليمين:

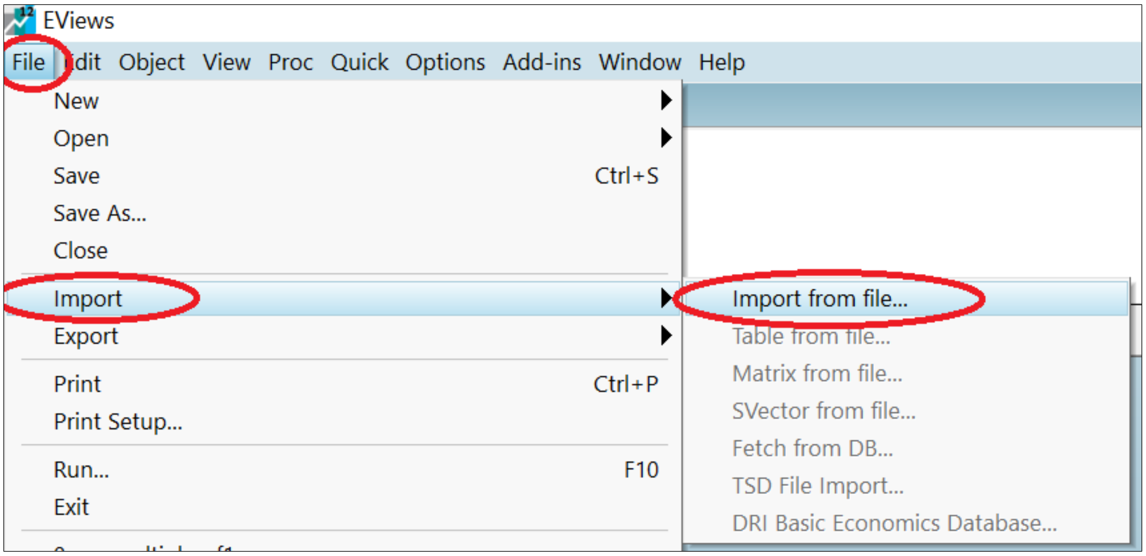


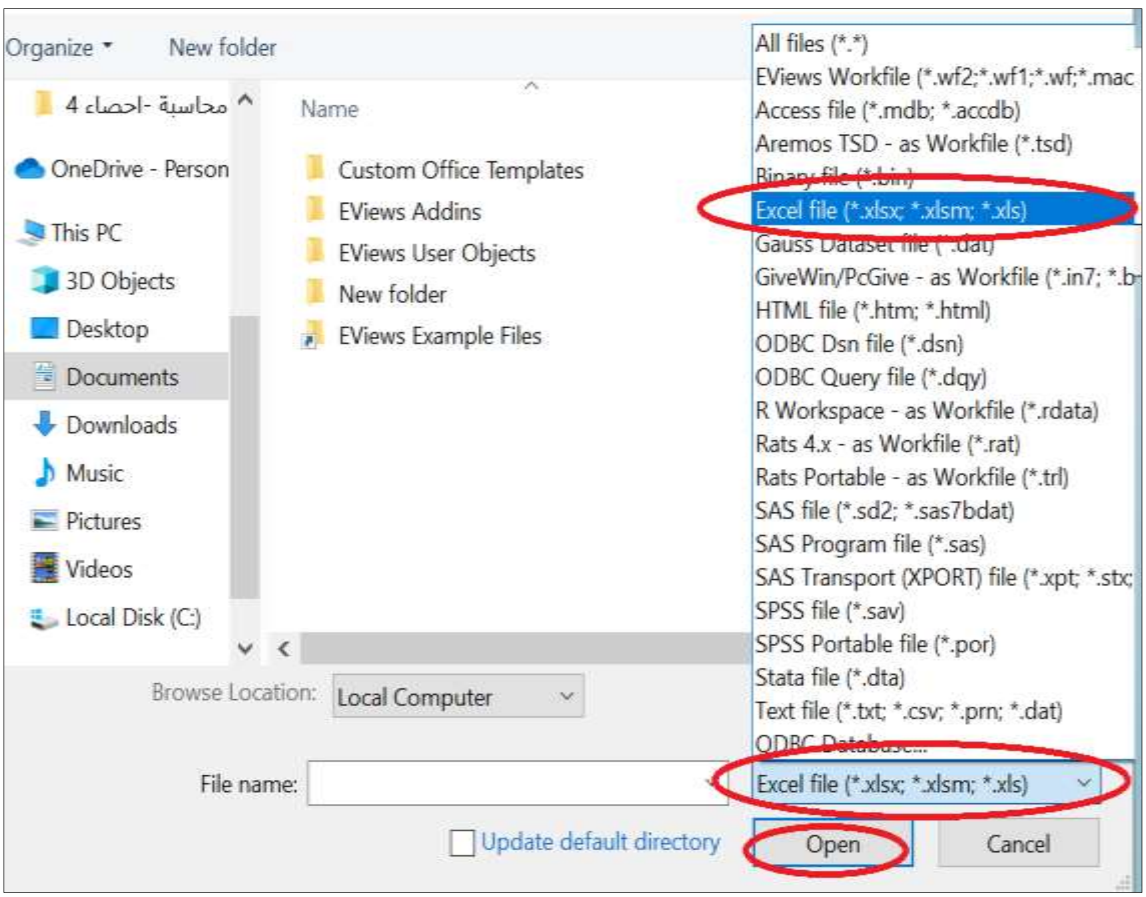




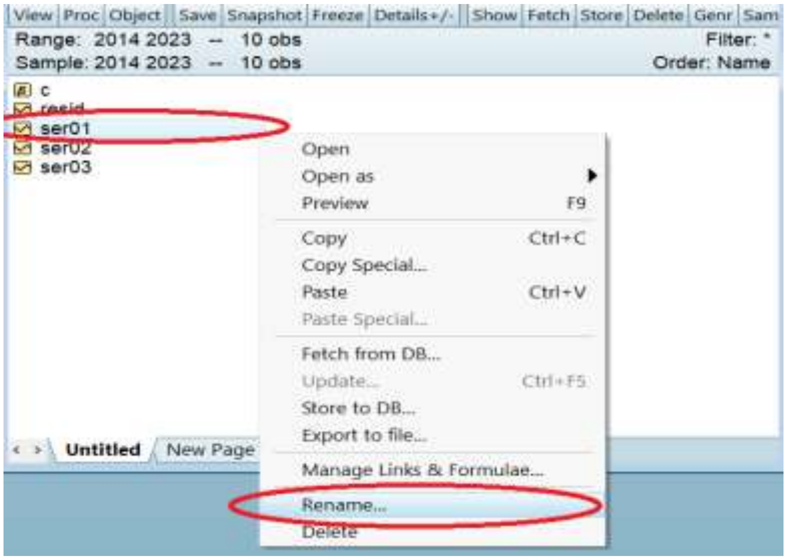


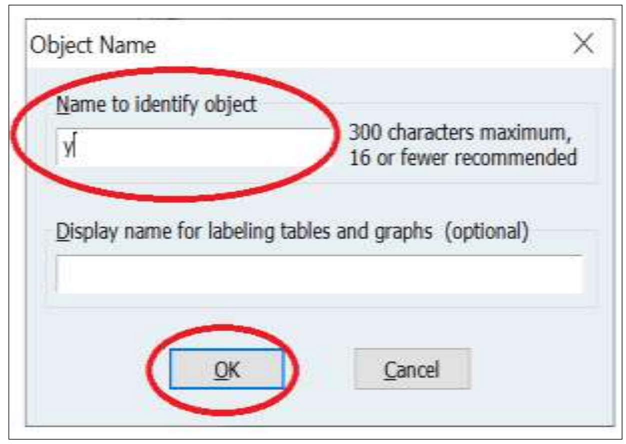
2- استيراد ملف EXCEL الى البرنامج:

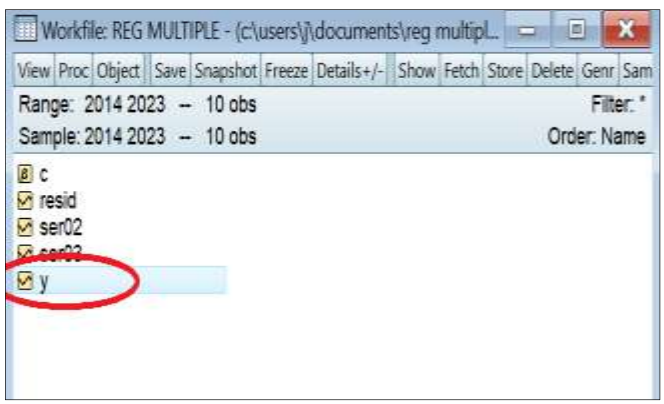

EViews
File
Edit
Object
View
Proc
Quick
Options
Add-ins
Window
Help
New
Open
Save Ctrl+S
Save As...
Close
Import
Export
Print Ctrl+P
Print Setup...
Run... F10
Exit
Import from file...
Table from file...
Matrix from file...
SVector from file...
Fetch from DB...
TSD File Import...
DRI Basic Economics Database...


Organize
New folder
Name
محاسبة -احصاء 4
OneDrive - Person
This PC
3D Objects
Desktop
Documents
Downloads
Music
Pictures
Videos
Local Disk (C:)
Custom Office Templates
EViews Addins
EViews User Objects
New folder
EViews Example Files
All files (*.*)
EViews Workfile (*.wf2;*.wf1;*.wf;*.mac
Access file (*.mdb; *.accdb)
Aremos TSD - as Workfile (*.tsd)
Binary file (*.bin)
Excel file (*.xlsx; *.xlsm; *.xls)
Gauss Dataset file (*.dat)
GiveWin/PcGive - as Workfile (*.in7; *.b
HTML file (*.htm; *.html)
ODBC Dsn file (*.dsn)
ODBC Query file (*.dqy)
R Workspace - as Workfile (*.rdata)
Rats 4.x - as Workfile (*.rat)
Rats Portable - as Workfile (*.trl)
SAS file (*.sd2; *.sas7bdat)
SAS Program file (*.sas)
SAS Transport (XPORT) file (*.xpt; *.stx;
SPSS file (*.sav)
SPSS Portable file (*.por)
Stata file (*.dta)
Text file (*.txt; *.csv; *.prn; *.dat)
ODBC Database...
Browse Location:
Local Computer
File name:
Excel file (*.xlsx; *.xlsm; *.xls)
Update default directory
Open
Cancel

3- **إعادة تسمية المتغيرات:** باتباع التعليمات التالية:







وبنفس الطريقة باقي المتغيرات الأخرى.

4- تقدير النموذج بطريقة المربعات الصغرى العادية OLS:

Dependent Variable: Y
Method: Least Squares
Date: 02/18/24 Time: 11:26
Sample: 2014 2023
Included observations: 10

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.294020	1.563534	4.025509	0.0050
X2	0.241528	0.072307	3.340337	0.0124
X3	-3.305648	1.436586	-2.301045	0.0549

R-squared	0.921915	Mean dependent var	6.000000
Adjusted R-squared	0.899604	S.D. dependent var	1.224745
S.E. of regression	0.388063	Akaike info criterion	1.188029
Sum squared resid	1.054153	Schwarz criterion	1.278805
Log likelihood	-2.940147	Hannan-Quinn criter.	1.088449
F-statistic	41.32272	Durbin-Watson stat	2.410244
Prob(F-statistic)	0.000133		

التعليمة المستعملة في عملية التقدير:

click in order on the variables $\boldsymbol{Y}, \boldsymbol{X2}, \boldsymbol{X3} \rightarrow$ *open as equation* $\rightarrow$ *ok*

ويكتب النموذج في شكله المقدر بالصيغة التالية:

$$\boldsymbol{\hat{Y}_t = 6.29 + 0.24 X_{2t} - 3.30 X_{3t}}$$

$$\text{Std. Error}: \quad (1.563) \quad (0.072) \quad (1.436)$$

$$\text{t} - \text{Statistic}: \quad (4.025) \quad (3.340) \quad (-2.30)$$

$$\text{R}^2 = 0.9219 \qquad \text{F} - \text{statistic} = 41.32 \qquad \text{DW} = 2.41$$

ويتضح من نتائج التقدير مايلي:

- قيمة المعامل الثابت $\boldsymbol{\hat{\beta}_1 = 6.29}$، تمثل القيمة المتوقعة للمتغير التابع عندما تكون المتغيرات المستقلة مساوية للصفر. وتعتبر قيمة هذا المعامل معنوية، حيث جاءت قيمة إحصائية ستودنت المحسوبة $(\text{t} - \text{Statistic} = 4.02)$ أكبر من القيمة الجدولية لها عند مستوى معنوية 5% $(St_{10-3}^{0.025} = 2.365)$.
- قيمة المعامل $\boldsymbol{\hat{\beta}_2 = 0.24}$ تقيس التغير في المتغير التابع $\boldsymbol{\hat{Y}_t}$ الناتج عن التغير في المتغير المستقل $\boldsymbol{X_{2t}}$. وتوجد علاقة طردية بين المتغيرين، فزيادة المتغير المستقل بوحدة واحدة سوف تؤدي إلى الزيادة في المتغير التابع بـ **0.24** وحدة. وتعتبر قيمة هذا المعامل هي

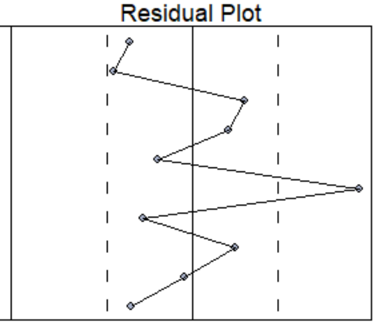
الأخرى معنوية، حيث جاءت قيمة إحصائية ستودنت المحسوبة $(\text{t} - \text{Statistic} = 3.34)$ أكبر من القيمة الجدولية لها عند مستوى معنوية 5% $(St_{10-3}^{0.025} = 2.365)$.

- قيمة المعامل $\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\mathbf{3}} = \mathbf{-3.30}$ تقيس التغير في المتغير التابع $\widehat{\boldsymbol{Y}}_{\boldsymbol{t}}$ الناتج عن التغير في المتغير المستقل $\boldsymbol{X}_{\mathbf{3}\boldsymbol{t}}$. وتوجد علاقة عكسية بين المتغيرين، فزيادة المتغير المستقل بوحدة واحدة سوف تؤدي إلى الانخفاض في المتغير التابع بـ 3.30 وحدة. غير أنّ هذه المعلمة تعتبر غير معنوية عند 5% (القيمة المحسوبة أقل من الجدولية) ولكنها معنوية عند 10% $(St_{10-3}^{0.05} = 1.89)$.
- قيمة إحصائية فيشر المحسوبة تدل على معنوية النموذج ككل، إذ جاءت القيمة المحسوبة $(\text{F} - \text{statistic} = 41.32\ )$ أكبر من القيمة الجدولية $\left(\text{F}_{\text{tab}} = \text{F}_{(\text{k}-1.\text{n}-\text{k})}^{\alpha=5\%} = \text{F}_{(2.7)}^{\alpha=5\%} = 4.737 \right)$.
- قيمة معامل التحديد $\mathbf{R^2 = 0.9219}$ تقيس جودة التوفيق. ويقيس هذا المعامل نسبة التباين التي يفسرها نموذج الانحدار لاجمالي التباين في قيم المتغير التابع $\boldsymbol{Y}$. اقتصاديا تعني قيمة معامل التحديد أنّ **92.19%** من التغيرات التي تحدث في المتغير التابع سببها التغيرات التي تحدث في المتغيرات المستقلة، والباقي يمكن إرجاعها إلى متغيرات أخرى لم يتم إدراجها في النموذج.
- قيمة إحصاءة دربن واتسن DW = 2.41، تشير إلى خو النموذج من الارتباط الذاتي للأخطاء، حيث تقع هذه القيمة في منطقة الرفض (رفض وجود إرتباط ذاتي للأخطاء).

5- إيجاد القيم المقدرة للمتغير التابع وللبواقي:

$$Table\ Estimation \rightarrow View \rightarrow Actual, Fitted, Residual \rightarrow Actual, Fitted, Residual\ Table \rightarrow Ok$$

obs	Actual	Fitted	Residual	Residual Plot
2014	4.00000	4.28505	-0.28505	
2015	4.50000	4.85714	-0.35714	
2016	5.00000	4.76811	0.23189	
2017	5.50000	5.34020	0.15980	
2018	6.00000	6.15382	-0.15382	
2019	7.00000	6.24286	0.75714	
2020	6.50000	6.72591	-0.22591	
2021	6.50000	6.30631	0.19369	
2022	7.50000	7.53953	-0.03953	
2023	7.50000	7.78106	-0.28106	



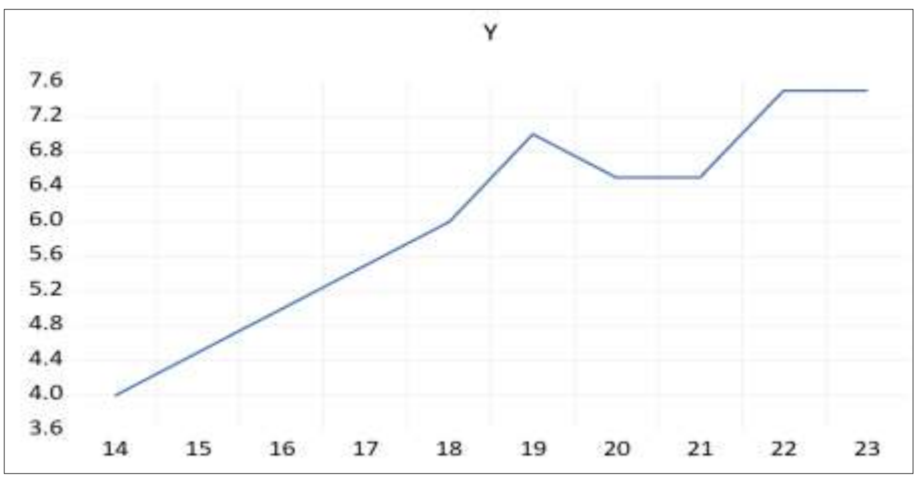
6- اختبار وجود تغير هيكلي (استقرار معلمات النموذج): من بين الاختبارات المعدة لهذا الغرض نجد اختبار Chow، ولتطبيقه على برمجية EViews:

- استخدم الشكل البياني للسلاسل للكشف عن وجود نقطة إنكسار.
- الرجوع إلى جدول نتائج التقدير.
- استخدم التعليمة:

$$Table\ EStimation \rightarrow View \rightarrow Stability\ Diagnostics \rightarrow Chow\ Breakpoint\ Test$$
$$\rightarrow Enter\ one\ or\ more\ breakpoint\ dates\ \left[2019\ \text{مثلا}\right] \rightarrow ok$$

- إذا كانت قيمة F- Statistic معنوية (أو قيمة الاحتمال أقل من 0.05) فإنه يوجد تغير هيكلي في النموذج (قبول H_1 وجود تغير هيكلي في النموذج والمعلمات غير مستقرة).
- استخدم اختبار CUSUM of squares test في التأكد. فإذا كان هناك تغير هيكلي أو عدم استقرار للمعالم فسترى أن المخطط ينحرف عن حدود المعنوية 5%.

فمثلا من الشكل البياني للمتغير التابع Y نجد وجود انكسار في سنة 2019.



نتائج اختبار Chow عند أخذ 2019 كنقطة انكسار (نقطة تحول) جاءت كمايلي:

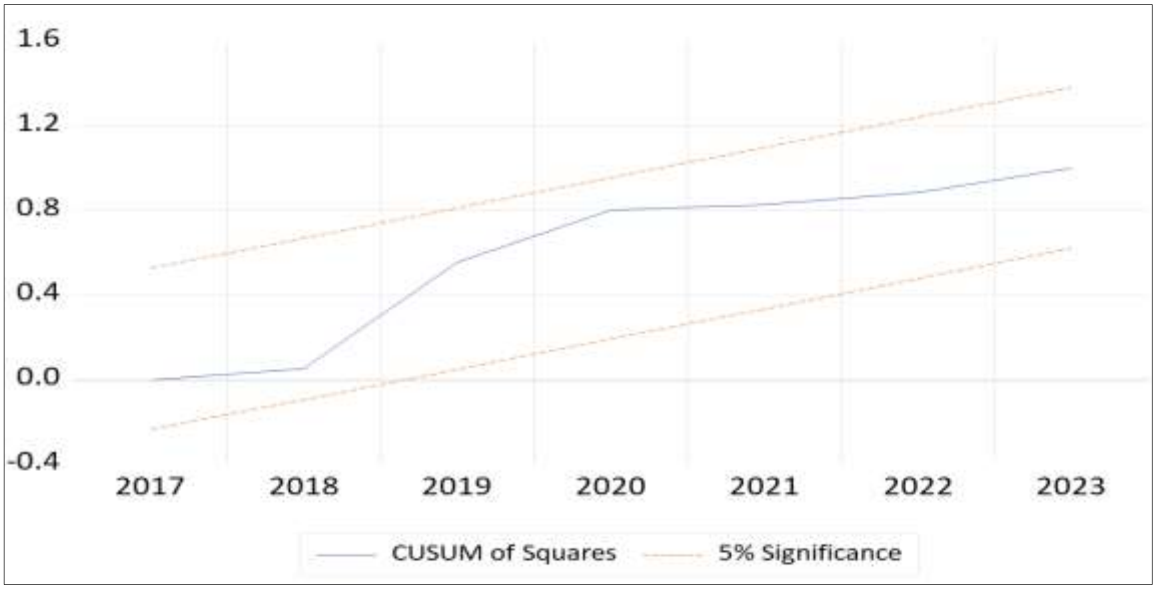
Chow Breakpoint Test: 2019
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 2014 2023

F-statistic	3.147167	Prob. F(3,4)	0.1485
Log likelihood ratio	12.12053	Prob. Chi-Square(3)	0.0070
Wald Statistic	9.441501	Prob. Chi-Square(3)	0.0240

ويتضح من خلال نتائج اختبار Chow رفض فرضية وجود تغير هيكلي في النموذج (غياب التغير الهيكلي في النموذج ومعلمات النموذج على طول الفترة 2014 -2023 يفترض أنها مستقرة).

- نستخدم اختبار CUSUM of squares test للتأكد من نتيجة اختبار Chow. ويتم ذلك من خلال تطبيق التعليمة:

$$Table\ EStimation \rightarrow View \rightarrow Stability\ Diagnostics \rightarrow Recursive\ Estimates\ (OLS\ only) \rightarrow CUSUM\ of\ squares\ test \rightarrow ok$$



ويتضح من خلال الشكل البياني أنّ المخطط لم ينحرف عن حدود المعنوية 5%، أي لا يوجد تغير هيكلي في النموذج كما أنّ معلمات النموذج مستقرة على طول فترة الدراسة.

خامسا: الارتباط الذاتي للأخطاء

- من بين الشروط الأساسية لتطبيق طريقة المربعات الصغرى العادية OLS عدم وجود ارتباط ذاتي أو تسلسلي بين حدود الخطأ:

$$E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = \sigma^2 \qquad i = j$$

$$E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0 \qquad i \neq j$$

وفي حالة عدم توفر هذا الشرط سنواجه مشكلة تعرف بالارتباط الذاتي (Autocorrelation).

- يشير الارتباط الذاتي بشكل عام إلى وجود إرتباط بين قيم المشاهدات المتسلسلة لنفس المتغير خلال فترة زمنية معينة.

- في تحليل الانحدار يعبّر عن الارتباط الذاتي بين قيم حدود الخطأ المتتالية، أي:

$$E\left(\varepsilon_i \varepsilon_j\right) \neq 0 \qquad i \neq j \quad i,j = 1,2,\ldots.,N$$

وباستخدام المصفوفات (مصفوفة التباينات والتباينات المشتركة):

$$E(\varepsilon'\varepsilon) = \begin{bmatrix} \sigma^2 & E(\varepsilon_1\varepsilon_2) & E(\varepsilon_1\varepsilon_3) & \ldots & E(\varepsilon_1\varepsilon_N) \\ E(\varepsilon_2\varepsilon_1) & \sigma^2 & E(\varepsilon_2\varepsilon_3) & \ldots & E(\varepsilon_2\varepsilon_N) \\ E(\varepsilon_3\varepsilon_1) & E(\varepsilon_3\varepsilon_2) & \sigma^2 & \ldots & E(\varepsilon_3\varepsilon_N) \\ . & . & . & \ldots & . \\ E(\varepsilon_N\varepsilon_1) & E(\varepsilon_N\varepsilon_2) & E(\varepsilon_N\varepsilon_3) & \ldots & \sigma^2 \end{bmatrix}$$

بحيث:

$$E\left(\varepsilon_i \varepsilon_j\right) \neq 0 \qquad i \neq j$$

$$E\left(\varepsilon_i \varepsilon_j\right) = \sigma^2 \qquad i = j$$

ويتضح من هذه المصفوفة أنّ قيم معامل الارتباط بين حدود الخطأ لا تساوي 0، وأنّ الارتباط الذاتي بين حدود الخطأ يأخذ أشكالا مختلفة:

✓ فقد يكون الارتباط الذاتي من الرتبة الأولى (First order autoregressive Process AR(1))، وفي هذه الحالةكل قيمة من قيم حدود الخطأ مرتبطة بالقيمة التي تسبقها فقط، وتأخذ العلاقة الصيغة التالية:

$$\boldsymbol{\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + u_t} \qquad |\rho| < 1, \quad u_t \sim N(0,\sigma^2)$$

حيث: **ρ**: معامل الارتباط الذاتي للأخطاء.

✓ قد يكون الارتباط الذاتي من الرتبة الثانية (Second order autoregressive Process AR(2))، وفي هذه الحالةكل قيمة من قيم حدود الخطأ مرتبطة بالقيمتين السابقتين لها، وتأخذ العلاقة الصيغة التالية:

$$\boldsymbol{\varepsilon_t = \rho_1\varepsilon_{t-1} + \rho_2\varepsilon_{t-2} + u_t} \qquad |\rho| < 1, \quad u_t \sim N(0,\sigma^2)$$

وهكذا، قد يكون الارتباط الذاتي من درجات أعلى.

2- أسباب وجود الارتباط الذاتي للأخطاء:

توجد عدة أسباب لظهور الارتباط الذاتي للأخطاء، نذكر من بينها:

- حذف بعض المتغيرات التفسيرية ذات القيم المرتبطة ذاتيا، فحذف بعض المتغيرات من نموذج الانحدار يترتب عليه ما يسمى بخطأ الحذف، وهذا ينعكس بدوره في قيم الحد العشوائي. فإذا افترضنا أن المتغير التابع Y_t مرتبط بالمتغيرين X_{2t} و X_{3t}، وأننا اسقطنا بطريق الخطأ المتغير X_{3t} ولم ندرجه في النموذج، فسيتم إلتقاط تأثير المتغير X_{3t} بحد الخطأ أو المتغير العشوائي ε_t، خاصة اذا كان المتغير X_{3t} يمثل سلسلة زمنية عبارة عن امتداد لماضيها القريب، أي X_{3t} يعتمد على X_{3t-1} و X_{3t-2}، هذا ما يؤدي وبشكل قطعي الى ظهور الارتباط بين ε_t و ε_{t-1} و ε_{t-2}.

- سوء توصيف النموذج (Mis- specification)، كأن يرتبط المتغير التابع Y_t بالمتغير X_{2t} بعلاقة تربيعية من الشكل: $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t}^2 + \varepsilon_t$، في حين أننا حددنا وقدرنا نموذجا خطيا من الشكل: $Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \varepsilon_t$ فإننا سنحصل على حدود خطأ توصيف خطي يعتمد في الأساس على X_{2t}^2، فإذا زاد X_{2t} أو تناقص خلال الزمن فإن ε_t ستتصرف بنفس التصرف، محدثة ارتباطا ذاتيا.

- عدم دقة بيانات السلاسل الزمنية، أي الأخطاء المنهجية في قياس بعض متغيرات النموذج.

- طبيعة بيانات السلاسل الزمنية، فمن المعلوم أنّ بعض متغيرات السلاسل الزمنية كالناتج المحلي الإجمالي Gross Domestic Production، الأرقام القياسية للأسعار Price Index Numbers، معدلات البطالة Unemployment وغيرها غالبا ما تتغير معا في فترات الرخاء وفترات الركود الاقتصادي. ولذلك من المتوقع أن نواجه مشكلة الارتباط الذاتي في حالة بناء نموذج يتضمن مثل هذه المتغيرات.

- عدم إدراج المتغير التابع كمتغير مفسر بدرجات تأخير $(Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 Y_{t-1} + \varepsilon_t)$ في بعض الحالات التي تتطلب ذلك .

3- آثار مشكلة الارتباط الذاتي للأخطاء:

تتمثل أهم الآثار الناتجة عن مشكل الارتباط الذاتي للأخطاء فيمايلي:

- لا يؤثر وجود الارتباط الذاتي على تحيز المعلمات المقدرة بطريقة المربعات الصغرى العادية (OLS)، حيث تبقى هذه المقدرات مقدرات غير متحيزة. كما تبقى متسقة، إلا أنها تفقد خاصية الكفاءة.

- ينتج عن مشكل الارتباط الذاتي صغر حجم الأخطاء المعيارية للمعلمات المقدرة بطريقة (OLS)، ما يؤدي إلى:

- ✓ تضخيم معنوية المعلمات المقدرة، المبالغة في قيمة معامل التحديد.
- ✓ عدم دقة مجالات الثقة للمعلمات المقدرة، لإعتمادها على الأخطاء المعيارية في حسابها.عدم صلاحية اختباري Student وFisher، كون تباين المتغير العشوائي المقدر يكون متحيزا نحو الأسفل، وبالتالي تكون تباين المتغير العشوائي أقل من تباينه الفعلي.
- ✓ يصبح التنبؤ غير دقيق، لاعتماده على التباين المقدر للمتغير العشوائي، حيث يمكن الحصول على تنبؤات أكثر دقة باستخدام طرق أخرى في تقدير النموذج، كطريقة المربعات الصغرى المعممة Method of Generalized Least Square (GLS).
- ✓ تصبح التقديرات حساسة للتقلب من عينة إلى أخرى.

4- طرق الكشف عن ظاهرة الارتباط الذاتي:

للكشف عن وجود هذا المشكل يتعين علينا التمييز بين درجات الارتباط الذاتي كما يلي:

1-4 : اختبارات الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى:

للكشف عن الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى هناك العديد من الاختبارات، لعل أهمها ما يلي:

1-1- اختبار Durbin-Watson:

يعتبر هذا الاختبار أكثر الاختبارات استخداما في مختلف العينات، حيث توجد اختبارات أخرى أقوى من اختبار DW من الناحية الاحصائية، إلا أنها تكتسب هذه القوة في حالة العينات كبيرة الحجم فقط، لذلك يفضل اختبار DW على الكثير من الاختبارات الأخرى، فضلا على أنه سهل وبسيط الفكرة والتطبيق، مع الاشارة إلى أنه مخصص للكشف عن الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى فقط.

اختبار DW يستخدم لاختبار ثلاث فروض كمايلي:

- وجود ارتباط ذاتي موجب، فيأخذ الاختبار الشكل التالي:

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

- وجود ارتباط ذاتي سالب، فيأخذ الاختبار الشكل التالي:

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

- وجود ارتباط ذاتي موجب أو سالب، فيأخذ الاختبار الشكل التالي:

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

إحصائية DW تعطى بالعلاقة التالية:

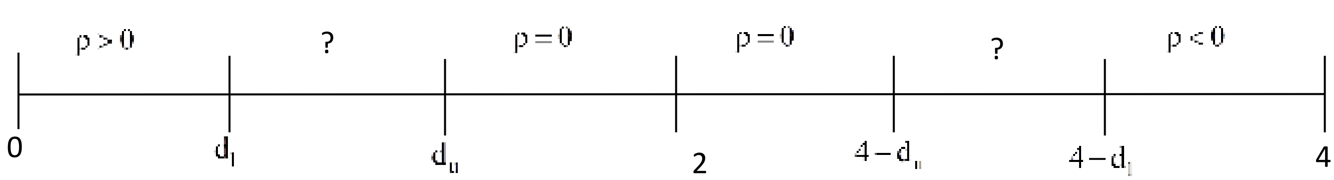
$$DW = \sum_{t=2}^{n} (e_t - e_{t-1})^2 \bigg/ \sum_{t=1}^{n} e_t^2$$

أو إختصارا بـ:

$$DW = 2(1 - \rho)$$

برنامج EViews لتحليل السلاسل الزمنية يقوم بحساب هذه الإحصائية بطريقة أوتوماتيكية. ويبقى على الباحث سوى مقارنة هذه القيمة المحسوبة مع القيمتين الجدوليتين d_L التي تمثل الحد الأدنى لانعدام الارتباط الذاتي، و d_U التي تمثل الحد الأقصى لانعدام الارتباط الذاتي، وذلك حسب عدد المشاهدات n، وعدد المتغيرات التفسيرية في النموذج عند درجة معنوية 5%.

ويتم قبول ورفض الفرضيتين حسب المخطط التالي:



قيمة DW الوسطية هي 2 وعندها ينعدم الارتباط الذاتي، أي: $\rho = 0$.

ويتم قبول ورفض H_0 حسب الحالات التالية:

$0 < DW < d_l$ وجود ارتباط ذاتي موجب

$d_l < DW < d_u$ مجال غير محسوم، هناك شك في وجود أو عدم وجود ارتباط ذاتي.

$d_u < DW < 4 - d_u$ عدم وجود ارتباط ذاتي.

$4 - d_u < DW < 4 - d_l$ مجال غير محسوم، هناك شك في وجود أو عدم وجود ارتباط ذاتي.

$4 - d_l < DW < 4$ وجود ارتباط ذاتي سالب.

شروط استخدام اختبار Durbin-Watson:

هناك عدد من الشروط الواجب توفرها ليكون استخدام هذا الاختبار صحيحا، وهي:

1. الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى فقط، ولا يصلح للكشف عن الارتباط الذاتي من درجة أعلى من الدرجة الأولى.
2. لابد أن يحتوى النموذج على حد ثابت. فإذا كان النموذج لا يحتوي على حد ثابت، فيتعين إعادة تقديره بوجود هذا الحد، للتأكد من وجود أو عدم وجود الارتباط الذاتي للأخطاء.
3. أن لا يظهر المتغير التابع بفترات إبطاء في جملة المتغيرات المستقلة.
4. أن لا توجد مشاهدات مفقودة Missing Observations سواء في المتغير التابع أو في المتغيرات المستقلة، فمثلا لا يصلح تطبيق هذا الاختبار ولدينا مشاهدات مفقودة لسنة أو سنوات لبيانات سلسلة زمنية.
5. حجم العينة يجب أن يساوي أو يفوق 15 مشاهدة $(n \geq 15)$، لأن القيم الجدولية لهذا الاختبار تبدأ من 15 مشاهدة.

مثال تطبيقي:

البيانات التالية خاصة بتطور كل من الناتج المحلي الإجمالي (GDP) و الواردات (M) في إقتصاد ما بالمليار دينار خلال الفترة 2019-2000 كمايلي:

الواردات	الناتج المحلي الاجمالي	السنة	الواردات	الناتج المحلي الاجمالي	السنة
58.5	982.4	2010	23.2	506	2000
64	1063.4	2011	23.1	523.3	2001
75.9	1171.1	2012	25.2	563.8	2002
94.4	1306.6	2013	26.4	594.7	2003
131.9	1412.9	2014	28.4	635.7	2004
126.9	1528.8	2015	32	688.1	2005
155.4	1702.2	2016	37.7	753	2006
185.8	1899.5	2017	40.6	796.3	2007
217.5	2127.6	2018	47.7	868.5	2008
260.9	2368.5	2019	52.9	935.5	2009

المطلوب:

- ✓ تقدير إنحدار الناتج المحلي الإجمالي على الواردات على إفتراض أن العلاقة خطية.
- ✓ إختبار وجود الارتباط الذاتي من عدمه باستخدام اختبار DW.

الحل:

1- نتائج التقدير:

Dependent Variable: M
Method: Least Squares
Date: 02/25/24 Time: 05:21
Sample: 2000 2019
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP	0.126230	0.004365	28.91680	0.0000
C	-56.13319	5.439948	-10.31870	0.0000

R-squared	0.978927	Mean dependent var	85.42000
Adjusted R-squared	0.977756	S.D. dependent var	71.14985
S.E. of regression	10.61147	Akaike info criterion	7.656388
Sum squared resid	2026.861	Schwarz criterion	7.755962
Log likelihood	-74.56388	Hannan-Quinn criter.	7.675826
F-statistic	836.1815	Durbin-Watson stat	0.647239
Prob(F-statistic)	0.000000		

2- اختباروجود الارتباط الذاتي:

تظهر من نتائج التقدير أن DW = 0.64، بمقارنة هذه القيمة مع القيمتين الجدوليتين لـ d_L و d_U عند حجم عينة $n = 20$ نجد:

$$DW = 0.64 < d_L = 1.20$$

وبذلك يوجد إرتباط ذاتي للأخطاء في هذه البيانات. سوف نقوم بمعالجته (تصحيحه) فيما بعد.

1-2- اختبار h- Durbin لإبطاء المتغير التابع:

كما تم التطرق إليه سابقا، فإن اختبار DW غير قابل للتطبيق عندما يتضمن النموذج إبطاء (تأخير) للمتغير التابع كمتغير تفسيري. فإذا كان النموذج المراد اختباره يأخذ الشكل التالي:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \beta_3 X_{3t} + \cdots\cdots + \beta_k X_{kt} + \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

فإنه لا يمكننا تطبيق اختبار DW، وعليه صمم Durbin (1970) إحصائية اختبار يمكن استخدامها لمثل هذا النموذج، وتأخذ هذه الاحصائية الشكل التالي:

$$h = \left(1 - \frac{DW}{2}\right)\sqrt{\frac{n}{1 - n\hat{\delta}^2_{\hat{\gamma}}}}$$

حيث: n عدد المشاهدات، DW : إحصائية Durbin-Watson، $\hat{\delta}^2_{\hat{\gamma}}$: التباين المقدر لمعلمة إبطاء المتغير التابع، مع ملاحظة أن هذه الإحصائية في العينات الكبيرة تتبع التوزيع الطبيعي.

و الفرضية التي يقوم عليها هذا الاختبار تكون كمايلي:

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

أما إحصائية الاختبار فهي:

$$h = \left(1 - \frac{DW}{2}\right)\sqrt{\frac{n}{1 - n\hat{\delta}^2_{\hat{\gamma}}}}$$

- **قرار الاختبار:** من خلال مقارنة الاحصائية h بالقيم الحرجة (في العينات الكبيرة وعند مستوى معنوية $\alpha = 5\%$ تكون القيمة الحرجة $Z = \pm 1.96$:

✓ نرفض H_0 إذا كان $|h| \geq 1.96$ ، أي وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

✓ نرفض H_1 إذا كان $|h| < 1.96$ ، أي عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء.

مثال تطبيقي (نفس المثال السابق): مع افتراض وجود فترة تأخير (إبطاء) في المتغير التابع وإدراجها كمتغير مستقل في النموذج:

1- نتائج التقدير:

Dependent Variable: M
Method: Least Squares
Date: 02/25/24 Time: 05:23
Sample (adjusted): 2001 2019
Included observations: 19 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
M(-1)	0.692369	0.197459	3.506388	0.0029
GDP	0.054502	0.021242	2.565810	0.0207
C	-26.93617	10.10539	-2.665526	0.0169

R-squared	0.989213	Mean dependent var	88.69474
Adjusted R-squared	0.987865	S.D. dependent var	71.53424
S.E. of regression	7.880195	Akaike info criterion	7.110522
Sum squared resid	993.5596	Schwarz criterion	7.259644
Log likelihood	-64.54996	Hannan-Quinn criter.	7.135759
F-statistic	733.6457	Durbin-Watson stat	2.392572
Prob(F-statistic)	0.000000		

2- **اختبار الارتباط الذاتي:** نستعمل في هذه الحالة اختبار h- Durbin:

برنامج EViews لايوفر هذا الاختبار، ولكنه بسيط ويمكن حسابه من خلال نتائج التقدير، كمايلي:

$$h = \left(1 - \frac{DW}{2}\right)\sqrt{\frac{n}{1 - n\hat{\sigma}_y^2}} = \left(1 - \frac{2.392572}{2}\right)\sqrt{\frac{19}{1 - 19(0.197459)^2}} = -0.83$$

القرار:

نرفض H_1 إذا كان $|h| < 1.96$ ، أي عدم وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء، وهو ما ينطبق على حالتنا هذه، أي لا يوجد إرتباط ذاتي للأخطاء.

4- 2: اختبارات الارتباط الذاتي من الدرجة الأعلى:

من بين الاختبارات التي تستخدم للكشف عن الارتباط الذاتي من درجة أعلى نجد مايلي:

1- اختبار Breusch-Godfrey للارتباط التسلسلي

نظرا للعيوب الناتجة عن اختبار Durbin-Watson طور كل من Breusch (1978) و Godfrey (1978) اختبار LM ، والذي يتميز بكونه يسمح باختبار الارتباط الذاتي لدرجات مختلفة، حيث أن الارتباط الذاتي من الدرجة k يمكن صياغته وفق العلاقة التالية:

$$\boldsymbol{\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots + \rho_k \varepsilon_{t-k} + u_t}$$

بالتعويض في النموذج الخطي المتعدد نجد:

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \cdots + \beta_k X_{kt} + \boldsymbol{\rho_1 \varepsilon_{t-1} + \rho_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots + \rho_k \varepsilon_{t-k} + u_t}$$

وتكون فرضية استقلالية الأخطاء (عدم وجود ارتباط ذاتي) كمايلي:

$$H_0;\ \rho_1 = \rho_2 = \cdots = \rho_k = 0$$

في مقابل الفرضية البديلة:

$$H_0;\ \rho_1 \neq \rho_2 \neq \cdots \neq \rho_k \neq 0$$

إحصائية هذا الاختبار تعتمد على مضاعف لاغرانج والتي تكون مساوية إلى:

$$LM = n \cdot R^2$$

الاحصائية LM تتبع توزيع $khi-deux$ بدرجة حرية k.

- **القرار:**

✓ إذا كانت $LM \geq \chi_k^2$ عند مستوى معنوية معين، فإننا نقبل الفرضية H_1، أي وجود إرتباط ذاتي.

✓ إذا كانت $LM < \chi_k^2$ عند مستوى معنوية معين، فإننا نقبل الفرضية H_0، أي لا يوجد إرتباط ذاتي.

مثال تطبيقي: نفس المثال السابق:

اختبر فرضية وجود ارتباط ذاتي للأخطاء من الدرجة الثانية، بشرط استخدام اختبار Breusch-Godfrey للارتباط التسلسلي.

الحل:

نستخدم التعليمة التالية:

$$Table\ Estimation\ \rightarrow View \rightarrow Residual\ Diagnostics \rightarrow Serial\ Correlation\ LM\ test \rightarrow lags\ to\ include\ [2] \rightarrow ok$$

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

F-statistic	5.659529	Prob. F(2,16)	0.0138
Obs*R-squared	8.286565	Prob. Chi-Square(2)	0.0159

Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 02/25/24 Time: 05:59
Sample: 2000 2019
Included observations: 20
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP	0.004483	0.003876	1.156721	0.2644
C	-4.198297	4.659603	-0.900999	0.3810
RESID(-1)	0.554432	0.259296	2.138223	0.0483
RESID(-2)	0.284236	0.275287	1.032506	0.3172

R-squared	0.414328	Mean dependent var	-1.42E-15
Adjusted R-squared	0.304515	S.D. dependent var	10.32845
S.E. of regression	8.613489	Akaike info criterion	7.321392
Sum squared resid	1187.075	Schwarz criterion	7.520539
Log likelihood	-69.21392	Hannan-Quinn criter.	7.360268
F-statistic	3.773019	Durbin-Watson stat	1.779014
Prob(F-statistic)	0.031944		

ويتضح من خلال نتائج الاختبار، أنّ هذا الاختبار على برمجية EViews يقوم ببناءنموذج إنحدار البواقي على الناتج المحلي الإجمالي والبواقي المبطأة بفترتين متتاليتين (كما هو مبين في الجزء السفلي). ومن نتائج النموذج في الجزء العلوي، جاءت قيمة إحصائية $LM = n\,R^2 = 8.286565$. أما القيمة الجدولية لـ مربع كاي بدرجة واحدة عند مستوى معنوية 5% فهي: $\chi_1^2 = 3.83$. وبذلك: $LM > \chi_1^2$ وبالتالي نقبل الفرضية H_1، أي وجود إرتباط ذاتي تسلسلي من الدرجة الثانية.

1-2- اختبار $\mathbf{Ljung-Box}$:

- هو اختبار إحصائي يستخدم في التحقق من وجود الارتباط الذاتي في سلسلة زمنية. يُستخدم اختبار Ljung-Box على نطاق واسع في الاقتصاد القياسي وفي المجالات الأخرى التي تكون فيها بيانات السلاسل الزمنية شائعة. يعتمد هذا الاختبار في حسابه على شكل بياني يسمى Correlogram (معاملات الارتباط الذاتي بين البواقي مع فجوات زمنية).

يقوم هذا الاختبار باختبار الفرضية التالية:

$$\begin{cases} H_0; & \text{البواقي مستقلة} \left(\text{لا يوجد ارتباط تسلسلي}\right) \\ H_1; & \text{البواقي مترابطة} \left(\text{يوجد ارتباط تسلسلي}\right) \end{cases}$$

- تعطى احصائية الاختبار بالصيغة التالية:

$$\boldsymbol{Q - Stat = n(n+2)\frac{\sum_{k=1}^{h}\hat{\rho}_k^2}{n-k}}$$

حيث: n: حجم العينة، h: عدد التأخيرات التي نريد اختبارها، $\hat{\rho}$ الارتباط الذاتي في الفترة k.

- تتبع إحصائية Ljung- Box توزيع مربع كاي بدرجة حرية h.

$$\boldsymbol{Q - Stat} \sim \chi_h^2$$

- القرار: نرفض الفرضية H_0 إذا كان $\boldsymbol{Q - Stat} > \chi_h^2$، أي يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء (ارتباط تسلسلي).

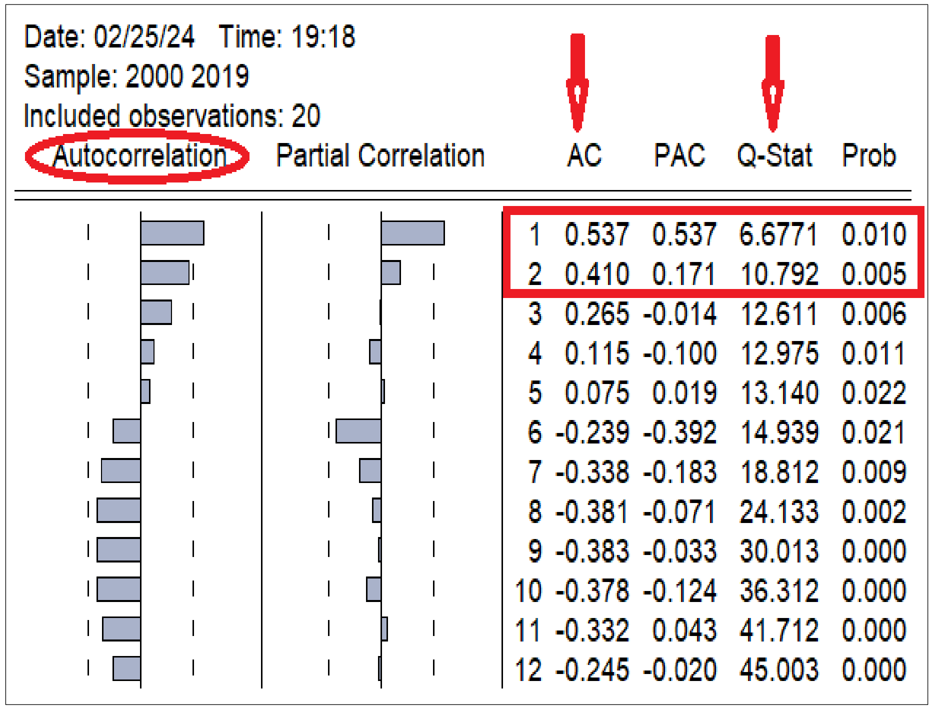
مثال تطبيقي: (نفس المثال السابق):

اختبر فرضية وجود الارتباط الذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى والثانية باستخدام اختبار Ljung-Box.

الحل:

نستخدم التعليمة التالية:

$$Table\ Estimation\ \rightarrow View \rightarrow Residual\ Diagnostics \rightarrow Correlogram - Q - statistics \rightarrow ok$$



Date: 02/25/24 Time: 19:18
Sample: 2000 2019
Included observations: 20

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.537	0.537	6.6771	0.010
		2	0.410	0.171	10.792	0.005
		3	0.265	-0.014	12.611	0.006
		4	0.115	-0.100	12.975	0.011
		5	0.075	0.019	13.140	0.022
		6	-0.239	-0.392	14.939	0.021
		7	-0.338	-0.183	18.812	0.009
		8	-0.381	-0.071	24.133	0.002
		9	-0.383	-0.033	30.013	0.000
		10	-0.378	-0.124	36.312	0.000
		11	-0.332	0.043	41.712	0.000
		12	-0.245	-0.020	45.003	0.000

$$\boldsymbol{Q-Stat = n(n+2)\frac{\sum_{k=1}^{h}\hat{\rho}_k^2}{n-k}}$$

✓ اختبار الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى:

- القيمة المحسوبة:

$$\Rightarrow \boldsymbol{Q-Stat = 6.6771 = 20(22)\frac{(0.537)^2}{19}}$$

- القيمة الجدولية عند مستوى معنوية 5%:

$$\chi_h^2 = \chi_1^2 = 3.841$$

- القرار: القيمة المحسوبة أكبر من الجدولية، وبالتالي نرفض الفرضية الصفرية، أي أنه يوجد إرتباط ذاتي للأخطاء من الدرجة الأولى.

✓ اختبار الارتباط الذاتي من الدرجة الثانية:

- القيمة المحسوبة:

$$\Rightarrow \mathbf{10.792 = 20(22)\frac{(0.537)^2 + (0.410)^2}{18}}$$

- القيمة الجدولية عند مستوى معنوية 5%:

$$\chi_h^2 = \chi_2^2 = 5.991$$

- القرار: القيمة المحسوبة أكبر من الجدولية، وبالتالي نرفض الفرضية الصفرية، أي أنه يوجد إرتباط ذاتي للأخطاء من الدرجة الثانية.

وما يدعم قرار وجود إرتباط ذاتي للأخطاء هو أن قيم معاملات الارتباط الذاتي تتناقص ببطء وتقترب من 0 بزيادة طول الفجوات.