المحور03: الانحدار الخطي المتعدد

المحاضرة 03 :

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 $(n \times 1)$.

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

β: شعاع المعلمات $(k \times 1)$.

ε: شعاع المتغير العشوائي $(n \times 1)$.

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):

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

$$E(\hat{\boldsymbol{\beta}})=\boldsymbol{\beta}$$

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:

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

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 المقدرللنموذج 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:

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

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	$RSS = \sum e_t^2$	$n-k$	$\sum e_t^2 / n-k$
المجــــموع	$TSS = \sum(Y_t-\overline{Y})^2$	$n-1$	

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 STUDENT المحسوبة $St_{cal}=\left|\frac{\hat{\beta}_i}{\sqrt{\hat{\delta}^2_{\hat{\beta}_i}}}\right|$ 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: $\forall i=1......k \quad \beta_i=0$، 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 مصوفات 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:

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

حيث:

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

نقوم بمقارنة الإحصائية المحسوبة مع إحصائية FISHER المجدولة بدرجة حرية $\nu_1 = k$ و $\nu_2 = n - 2k$، أي $F_{tab} = F_{(k.n-2k)}^{\alpha=5\%}$.

القرار:

- نرفض الفرضية H_0 إذا كانت $F_{cal} \geq F_{(k.n-2k)}^{\alpha=5\%}$، 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 لـCHOW: 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:

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

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

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: $w_r \rightarrow N(0.\delta_{w_r}^2)$

ويكون قرار الاختبار كمايلي:

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

فيكون النموذج مستقرا، وبالتالي عدم وجود تغير هيكلي.

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

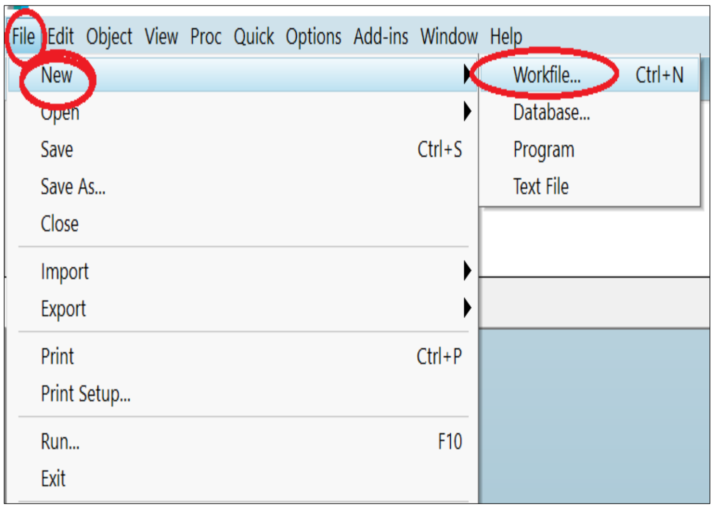
4- تقدير النموذج، كتابته في شكله المقدر وتفسير النتائج، موضحا التعليمات والأوامر المستخدمة في برمجية EViews.

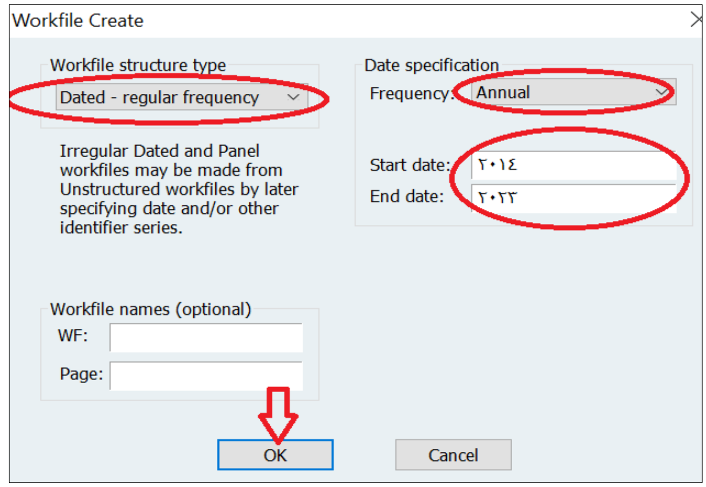
5- إيجاد القيم المقدرة للمتغير التابع وأيضا البواقي، مع توضيح مختلف التعليمات والأوامر المستحدمة على برمجية EViews.

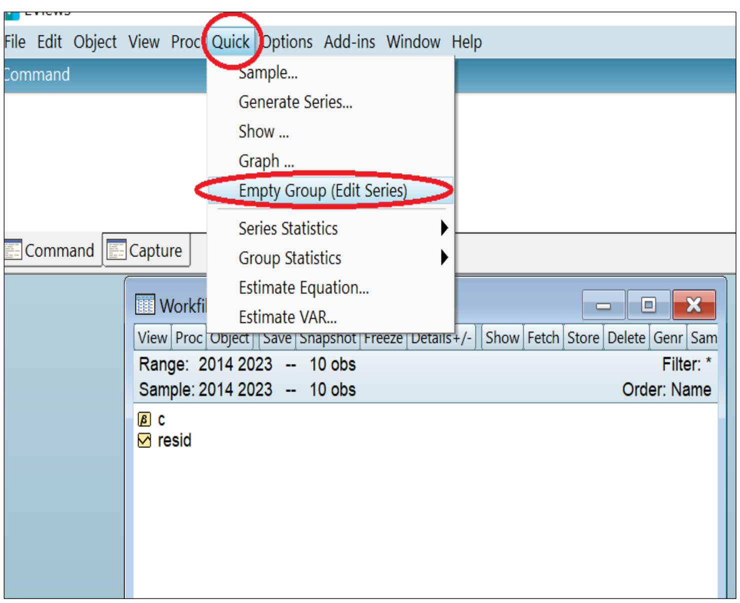
6- إختبر فرضية وجود تغير هيكلي في النموذج موضحا مختلف التعليمات والأوامر التي تم استخدامها على برمجية EVIEWS.

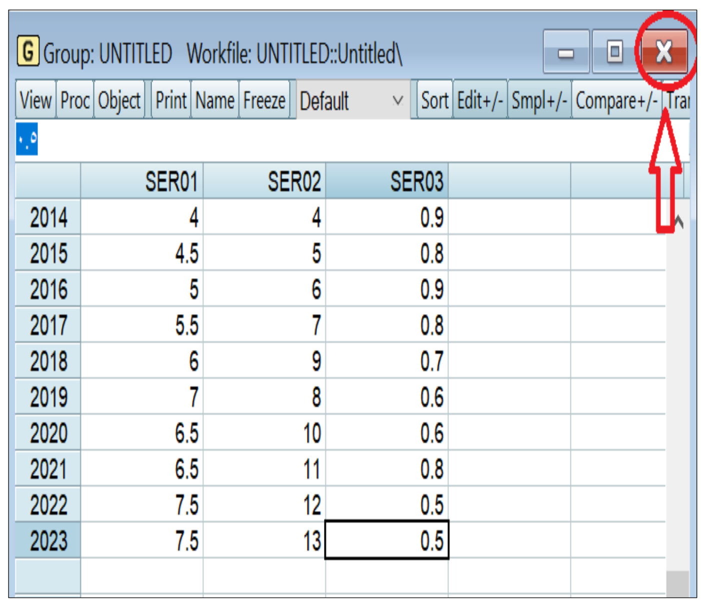
الحل:

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

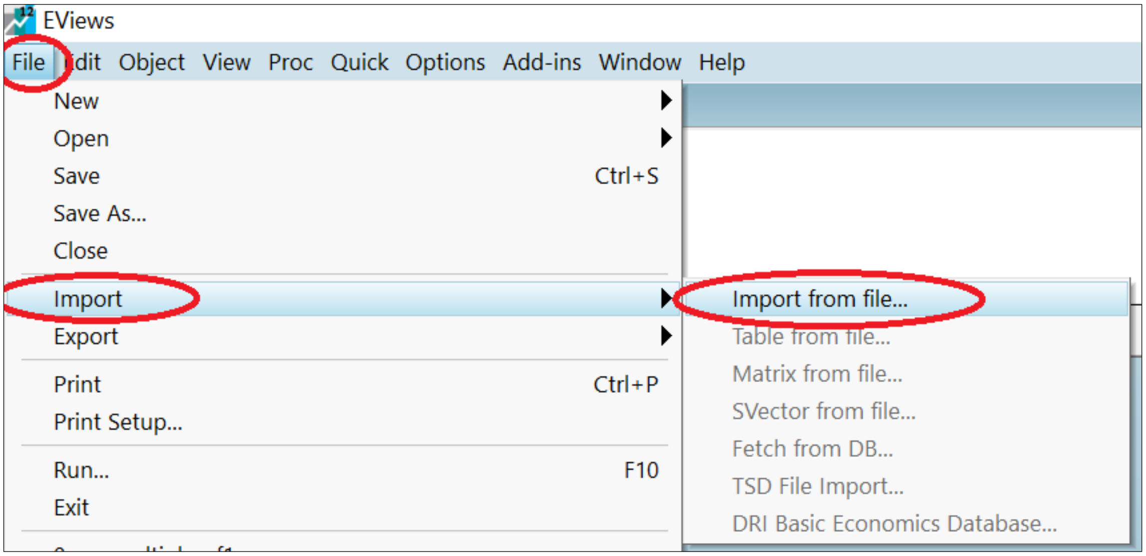


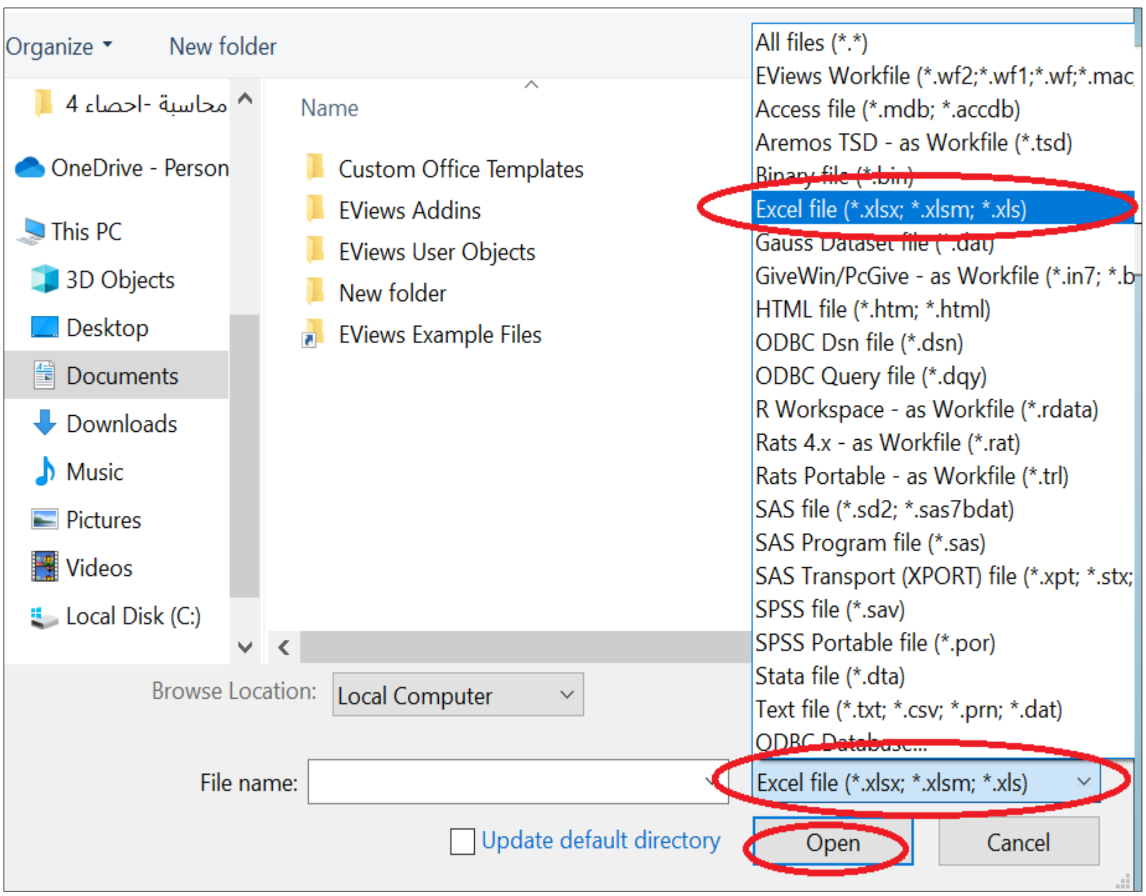




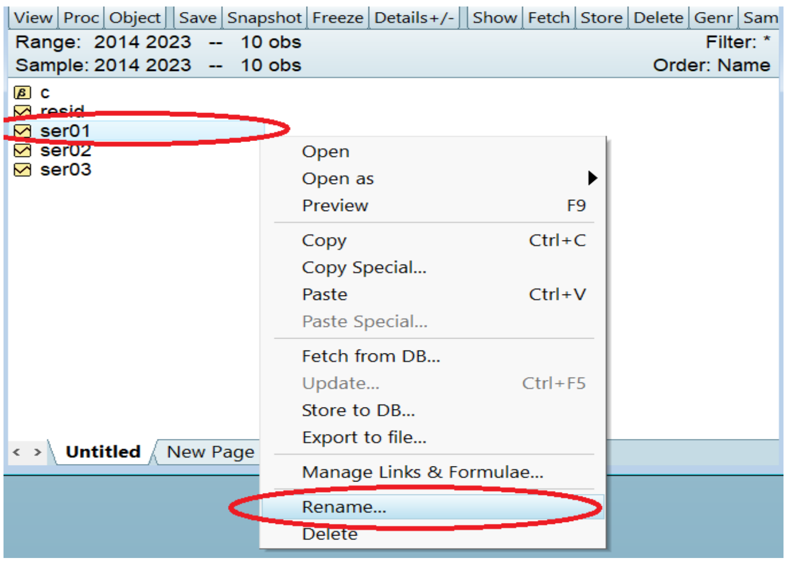


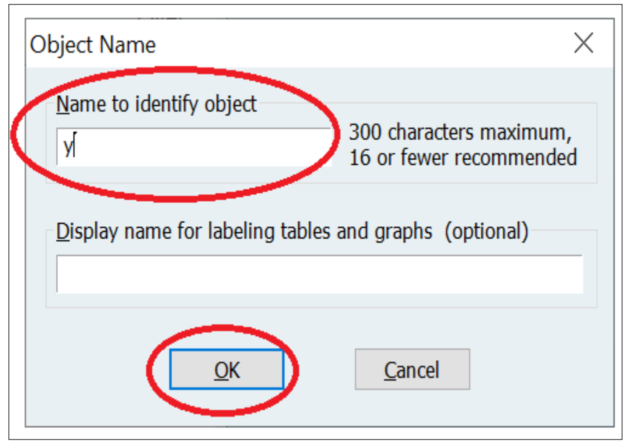
2- استيراد ملف EXCEL الى البرنامج:

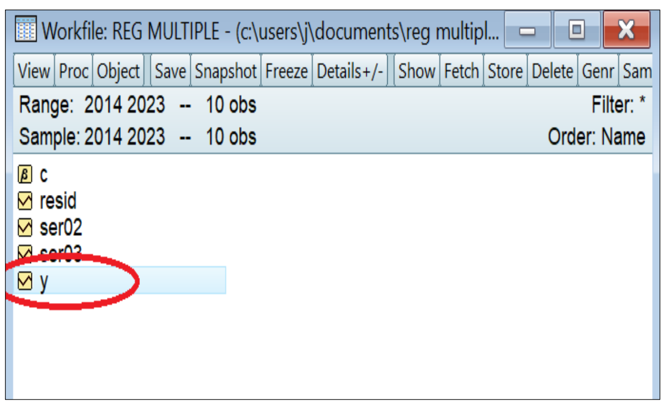




3- **إعادة تسمية المتغيرات:** باتباع التعليمات التالية:







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:

$$\widehat{\boldsymbol{Y}}_{\boldsymbol{t}} = \mathbf{6.29} + \mathbf{0.24}\boldsymbol{X}_{\boldsymbol{2t}} - \mathbf{3.30}\boldsymbol{X}_{\boldsymbol{3t}}$$

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

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

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

ويتضح من نتائج التقدير مايلي:

- قيمة المعامل الثابت $\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\boldsymbol{1}} = \mathbf{6.29}$، 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 $\widehat{\boldsymbol{\beta}}_{\boldsymbol{2}} = \mathbf{0.24}$ تقيس التغير في المتغير التابع $\widehat{\boldsymbol{Y}}_{\boldsymbol{t}}$ الناتج عن التغير في المتغير المستقل $\boldsymbol{X}_{\boldsymbol{2t}}$. 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

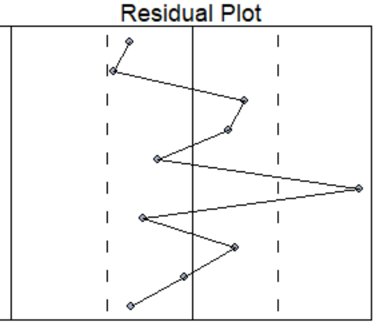
الأخرى معنوية، حيث جاءت قيمة إحصائية ستودنت المحسوبة $(t - \text{Statistic} = 3.34)$ أكبر من القيمة الجدولية لها عند مستوى معنوية 5% $(St_{10-3}^{0.025} = 2.365)$.

- قيمة المعامل $\widehat{\boldsymbol{\beta}}_3 = -3.30$ تقيس التغير في المتغير التابع $\widehat{\boldsymbol{Y}}_t$ الناتج عن التغير في المتغير المستقل $\boldsymbol{X_{3t}}$. 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 $(F - \text{statistic} = 41.32)$ أكبر من القيمة الجدولية $\left(F_{tab} = F_{(k-1.n-k)}^{\alpha=5\%} = F_{(2.7)}^{\alpha=5\%} = 4.737\right)$.
- 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	



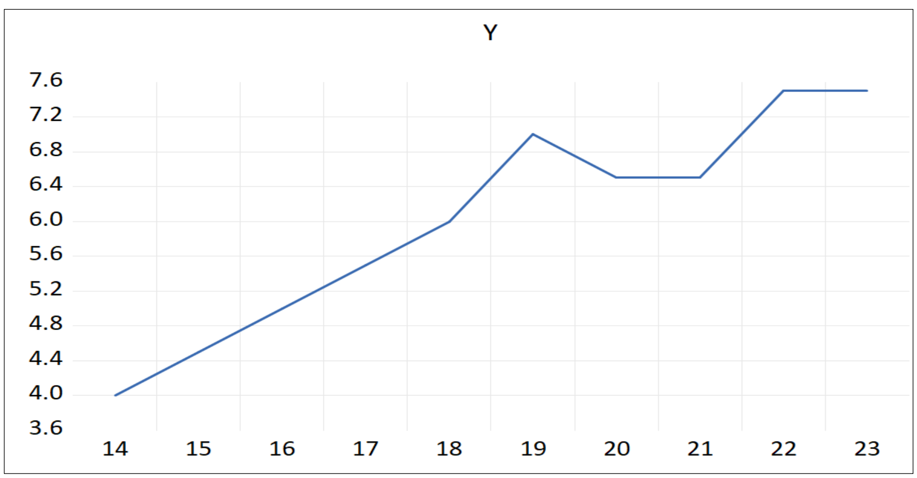
6- اختبار وجود تغير هيكلي (استقرار معلمات النموذج): من بين الاختبارات المعدة لهذا الغرض نجد اختبار Chow، ولتطبيقه على برمجية EViews:

- 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:

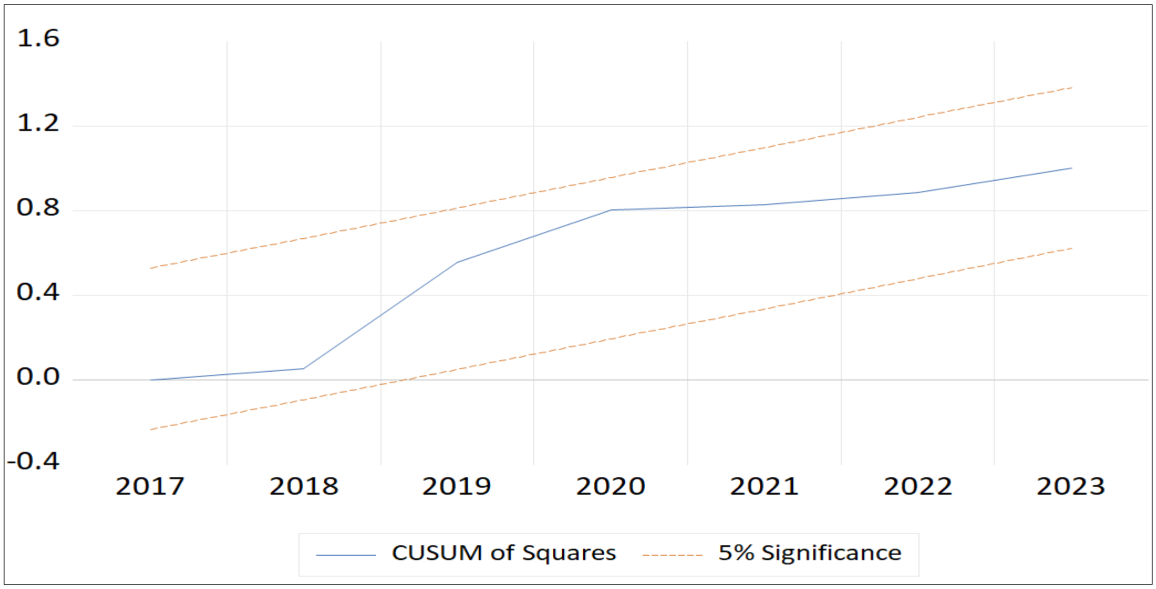
Chow Breakpoint Test: 2019
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 2014 2023

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.