

# استخدام طريقة المربعات الصغرى المعمومية اللاخطية لتقدير أنموذج الانحدار في حالة وجود مشكلة عدم تجانس التباين الشرطي - مع تطبيق عملي لبيانات عرض النقد

علي حسين محمد علي\*\*

أ.د. سلمى ثابت ذاكر\*

المستخلص

يستهدف هذا البحث كيفية بناء أنموذج انحدار بمتغير معتمد ومتغيرات توضيحية لبيانات سلاسل زمنية مالية واقتصادية وذلك في حالة وجود مشكلة عدم تجانس التباين الشرطي (ARCH)، الى جانب بناء أنموذج للتباين الشرطي غير المتجانس، والذي ينمذج تقلبات تباين خطأ التنبؤ، وذلك من خلال تطبيق طريقة المربعات الصغرى المعمومية اللاخطية (Non Linear - FGLS). ولأجل تحقيق هدف البحث تم تهيئة آلية عمل تتضمن (9) مراحل متسلسلة، تأخذ بنظر الاعتبار تحقيق الشروط والفرضيات المطلوبة لبناء أنموذج الانحدار، وأنموذج التباين الشرطي غير المتجانس (ARCH) بالشكل الذي يمكن الاعتماد عليه لوضع التقديرات، ولقد تم تطبيق هذه الطريقة على بيانات من داخل العراق والمتمثلة ببيانات عرض النقد  $y_t$ ، والموجودات والمطلوبات  $x_{t1}$ ،  $x_{t2}$ ، وذلك باستخدام البرامج الجاهزة (9) (EViews، STATISTICA، gretl).

**Use the non-linear least squares method to estimate the regression model if there is a problem of heterogeneity of conditional variance**

**(With practical application of cash presentation data)**

Ali Hussein Mohammed AL-zubaidy

Prof.Dr.Selma Thabet Al-Alousi

## Abstract

This research aims to construct a regression model with an dependent variable and independent variables for financial and economic time series data in case of existence of Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH), through the application of Non- Linear Feasible Generalized Least Squares (Non Linear – FGLS). In order to achieve the aim of the research, a working mechanism has been performed, including (9) successive stages, taking into account the conditions and assumption required to construct the regression model, and the heterogeneous conditional variation model (ARCH) In a manner that could be relied upon to make estimates, This method has been applied to data from within the country represented by cash presentation data  $y_t$ , Assets and liabilities  $x_{t1}$ ,  $x_{t2}$ , Using the statistical packages (EViews 9, STATISTICA, gretl).

\* الجامعة المستنصرية / كلية الادارة والاقتصاد .

\*\* باحث .

مستل من رسالة ماجستير

مقبول للنشر بتاريخ 2017/9/28

## الفصل الأول

### 1-1 المقدمة

كما هو معروف فإن التعامل مع بيانات لمتغير معتمد ومتغيرات توضيحية لبيانات سلاسل زمنية مالية واقتصادية بهدف بناء أنموذج انحدار لوضع التنبؤات لظواهر مثل معدلات التضخم ، أسعار الأسهم ، وغيرها ، تقود الى حدوث مشكلة عدم تجانس التباين الشرطي ، إذ ان أخطاء التنبؤ لبعض الفترات الزمنية يكون صغيراً نسبياً وللبعض الآخر يكون كبيراً نسبياً وان هذه التقلبات ناتجة عن الاضطرابات السياسية او تغيرات في سياسات الحكومة النقدية والمالية وغيرها ، وبالتالي فإن تباين أخطاء التنبؤ يكون في هذه الحالة غير ثابتة عبر الزمن وهناك نوع من الارتباط الذاتي في تباين أخطاء التنبؤ وهذا ما يعرف بـ ARCH أن هذه المشكلة تحدث في نماذج الانحدار ونماذج السلاسل الزمنية على السواء ، ولقد تناولت العديد من الدراسات والبحوث داخل العراق وخارجه هذه المشكلة في مجال نماذج السلاسل الزمنية واغلبها نمذجة  $E(Y)$  بالكامل بأنموذج ARCH او GARCH على وجه الخصوص ، في حين ان حدوث هذه المشكلة عند بناء نماذج الانحدار التقليدية المعروفة لم تتل الاهتمام الكافي ولم تحظ بدراسات تعمقية لكيفية التعامل مع مشكلة ARCH الى جانب حدوث مشاكل أخرى في أنموذج الانحدار والتي ابرزها الارتباط الذاتي ، وعلى هذا الأساس فقد تركّز هذا البحث على كيفية بناء أنموذج الانحدار عند حدوث هذه المشكلة الى جانب نمذجة التقلبات في تباين أخطاء التنبؤ من خلال تطبيق طريقة المربعات الصغرى العمومية اللاخطية القابلة للتطبيق (Non Linear- Feasible Generalized Least Squares) والتي يرمز لها (N – FGLS).

### 1-2 مشكلة البحث:

كيفية بناء أنموذج انحدار لمتغير معتمد ومتغيرات توضيحية لسلاسل زمنية وظواهر اقتصادية ومالية ، وذلك في حالة ظهور مشكلة عدم تجانس التباين الشرطي (ARCH)

### 1-3 الهدف :

يستهدف هذا البحث بالدرجة الأساس كيفية التعامل مع مشكلة عدم التجانس التباين الشرطي عند بناء أنموذج الانحدار وفق بيانات لمتغير معتمد ومتغيرات توضيحية لسلاسل زمنية اقتصادية ومالية ، وكيفية نمذجة التباين الشرطي غير المتجانس ، وذلك على أساس تم تطبيق طريقة المربعات الصغرى العمومية اللاخطية Non Linear- FGLS ، والتحقق من توفر شروط تطبيق هذه الطريقة على بيانات حقيقية تخص عرض النقد والمطلوبات والموجودات الشهرية للمدة (2003-2015).

## الفصل الثاني

### الجانب النظري

### 2-1 المقدمة

في هذا الفصل سوف يتم بيان مفهوم مشكلة عدم تجانس التباين الشرطي في أنموذج الانحدار ، والمراحل الخاصة ببناء أنموذج الانحدار في حالة وجود هذه المشكلة والتي تتضمن تشخيص الأنموذج ، والاختبارات الخاصة بوجود هذه المشكلة ، الى جانب مشاكل أخرى مثل الارتباط الذاتي وعدم استقرار السلسلة وكيفية إزالة هذه المشاكل فضلاً عن كيفية تقدير المعلمات الخاصة بأنموذج الانحدار ، ووضع النمذجة الملائمة للتقلبات (volatility) والتي تمثل أنموذج ARCH واختيار الأنموذج الأفضل من البدائل المتاحة لأنموذج ARCH على وفق معايير عديدة للاختيار .

### 2-2 مفهوم مشكلة عدم تجانس التباين الشرطي (ARCH) في أنموذج الانحدار [1,5,7,8]:

من المعروف انه عندما يكون لدينا أنموذج انحدار بمتغيرات توضيحية  $X_1, X_2, \dots, X_K$  ومتغير معتمد  $Y$  ، والبيانات الخاصة بهذه المتغيرات عبارة عن سلاسل زمنية ، فإن مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء تكون وارده جداً وعندما تكون هذه المتغيرات مالية مثل معدل التضخم ، أسعار صرف العملات الأجنبية ، أسعار الأسهم ، فإن مشكلة (عدم التجانس التباين الشرطي) او ما يسمى بالارتباط الذاتي المشروط بعدم التجانس (ARCH) يكون وارداً جداً ايضاً ، إذا ان (تباين أخطاء التنبؤ) يكون غير ثابت بل يختلف من فترة الى أخرى وهناك نوع من الارتباط الذاتي في تباين أخطاء التنبؤ ، والاتي يوضح مفهوم هذه المشكلة :-  
ليكن لدينا أنموذج انحدار :

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t \quad (2-1)$$

$$u_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = w + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p u_{t-p}^2 \quad (2-2)$$

إذا ان التباين  $h_t$  غير ثابت أولاً وان هذا التباين يمكن نمذجته بانحدار ذاتي من الدرجة (p) وهو يمثل أنموذج (ARCH) ثانياً. ولتوضيح مفهوم مشكلة عدم تجانس التباين الشرطي بشكل يمكن تعميمه سواء لنماذج الانحدار او نماذج السلاسل الزمنية فان الكثير من ادبيات البحث في هذا الموضوع مثلت أنموذج الانحدار على وفق الاتي :-

$$y_t = \mu_t + u_t \quad (2-3)$$

$$u_t = e_t \sqrt{h_t}$$

$$h_t = w + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p u_{t-p}^2 \quad (2-4)$$

حيث تم اعتبار الأنموذج (2-3) هو أنموذج المتوسط ( $EY = \mu_t$ )

وان الأنموذج (2-4) يمثل أنموذج التقلبات (ARCH)

ففي مجال الانحدار فان أنموذج المتوسط (2-3) يكون ممثلاً بالمعادلة (2-1) وان  $\mu_t$  تمثل  $(\mu_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_{kt})$  اما في مجال السلاسل الزمنية فان أنموذج المتوسط يكون أنموذج ARIM فاذا افترضنا ان أنموذج السلسلة الزمنية  $y_t$  يمكن تمثيله  $AR(q)$  :

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_q y_{t-q} + u_t \quad (2-5)$$

هنا المتوسط  $\mu_t$  يمثل  $(\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_q y_{t-q})$

وعندما يكون أنموذج المتوسط ممثلاً  $\mu_t = \beta_0$  أي ان :-

$$y_t = \beta_0 + u_t$$

فان الأنموذج المتمثل للبيانات يكون بالكامل نموذج التقلبات ، وما يسمى بأنموذج ARCH ، وبخلافه فإنه يعرف على انه أنموذج انحدار (او انحدار ذاتي) بوجود مشكلة عدم تجانس التباين الشرطي ، وعليه فان هذه المشكلة ممكن ان تحدث سواء في نماذج الانحدار او في نماذج السلاسل الزمنية .

ومن الجدير بالذكر ان اغلب ادبيات البحث الخاصة بمشكلة عدم تجانس التباين الشرطي (ARCH) سواء داخل العراق او خارجه وقد تناولت الموضوع على وفق نماذج السلاسل الزمنية ، وتحديداً عندما يكون أنموذج المتوسط ممثلاً بـ :

$$y_t = \beta_0 + u_t$$

أي انها تناولت فقط نماذج ARCH وكل بدائلها المختلفة مثل GARCH ، وغيرها في مجال نماذج السلاسل الزمنية ، وعلى هذا الأساس فان هذا البحث قد تركّز على كيفية التعامل مع مشكلة (ARCH) في أنموذج الانحدار وكيفية تقدير معلماته عند وجود هذه المشكلة ، فضلاً عن تقدير معلمات أنموذج ARCH والمراحل الخاصة ببناء كلاً منها .

### 2-3 المراحل الخاصة ببناء أنموذج الانحدار في حالة وجود مشكلة عدم تجانس التباين الشرطي ARCH [6,2] :

كما اوضحنا أعلاه انه عندما يكون هدف الباحث هو بناء أنموذج انحدار من متغير معتمد وعدد من المتغيرات التوضيحية على وفق بيانات سلاسل زمنية مالية فأن مشكلة عدم تجانس التباين الشرطي ومشكلة الارتباط الذاتي تكون وارده جداً . وعليه لا بد من أنجاز المراحل الاتية بهدف بناء أنموذج الانحدار :-

- 1- توصيف أنموذج المتوسط (Specification) .
- 2- اختبار وجود الارتباط الذاتي .
- 3- اختبار وجود مشكلة عدم تجانس التباين الشرطي ARCH .
- 4- اختبار استقراريه السلاسل الزمنية للمتغيرات الأنموذج (Stationary) .
- 5- إزالة الارتباط الذاتي .
- 6- نمذجة التقلبات (Modeling) .
- 7- تقدير المعلمات لأنموذج الانحدار (المتوسط) وأنموذج التقلبات (Estimation) .
- 8- تشخيص أنموذج التقلبات (Identification) .
- 9- اختبار ملائمة الأنموذج (اختبارات التشخيص) (Goodness of fit) .

والاتي التفاصيل الخاصة بالمراحل أعلاه .

### 2-3-1 توصيف أنموذج المتوسط ( Specification mean model ) [6,2] :

أن الخطوة الأولى المهمة في بناء كل أنموذج انحدار هي توصيف الانموذج بشكل جيد وصحيح ، أي اختيار المتغيرات التوضيحية  $X_1, \dots, X_K$  المهمة المؤثرة في  $Y$  أي ذات العلاقة المعنوية معه ودقة هذه الخطوة من اهم المراحل ، إذ أن عدم التشخيص الجيد والصحيح لانموذج الانحدار (المتوسط ) ينطوي على آثار سلبية كبيرة على أنموذج التقلبات حيث انه يعتمد بالدرجة الأساس على الأخطاء  $\hat{u}_t$  التي يتم تربيعها والنتيجة من

$$\hat{u}_t = y_t - \hat{y}_t$$

وعليه لا بد من العناية ببناء أنموذج الانحدار اولاً بغية الحصول على البواقي  $\hat{u}_t$  صحيحة لبناء أنموذج التقلبات ، وان عملية التشخيص الصحيح لانموذج الانحدار تجري على وفق الخطوات والمعايير المعروفة في تحليل الانحدار .

### 2-3-2 اختبار وجود مشكلة الارتباط الذاتي في أنموذج الانحدار [8,2] :

يمكن اختبار وجود الارتباط الذاتي في أنموذج الانحدار معادلة (2-1) ، وذلك وفق العديد من الاختبارات منها :-

- اختبار التعاقب

- اختبار Durbin-Watson (D.W) التقليدي

- اختبار Durbin-Watson (D.W) المعدل

- اختبار Breusch- Godfrey

- اختبار Ljung-Box

والاتي شرح مفصل للاختبار Breusch - Godfrey حيث تم استخدامه في الجانب العملي .

### 2-3-2-1 اختبار Breusch-Godfrey [10] :

وضع هذا الاختبار في عام 1978 من قبل (Breusch and Godfrey) ، حيث يعتمد هذا الاختبار على مضاعف لاكرانج ، ويستخدم للكشف عن الارتباط الذاتي من الدرجات العليا لسلسلة البواقي ويتم عن طريق تقدير أنموذج الانحدار باستخدام OLS واستخراج البواقي  $\hat{u}_t = y_t - \hat{y}_t$  ومن ثم يتم بناء أنموذج انحدار البواقي على وفق الاتي :

$$\hat{u}_t = \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + \rho_p \hat{u}_{t-p} \quad (2-6)$$

حيث يتم اختبار فرضية عدم الاتية :

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$$

$$H_1 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \dots \neq \rho_p \neq 0$$

وذلك باستخدام احصاءة الاختبار هي

$$(T - p)R^2 \sim \chi^2_p \quad (2-7)$$

T : يمثل عدد المشاهدات

P : عدد المعالم

$$R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST} \quad (2-8)$$

يمثل مجموع مربعات البواقي : SSE

يمثل مجموع المربعات الكلي : SST

يستخدم هذا الاختبار عندما يكون الارتباط الذاتي من الدرجات العليا عكس اختبار داربين واتسون الذي يختبر الارتباط الذاتي من الدرجة الأولى فقط ، ويمكن استخدامه عندما يحتوي الانموذج على متغيرات مترددة زمنية .

القرار يكون اذا كانت القيمة المحسوبة اكبر من الجدولية ترفض فرضية عدم أي يوجد ارتباط ذاتي والعكس هو الصحيح .

### 2-3-3 اختبار وجود مشكلة عدم التجانس التباين الشرطي ARCH [8,5,1] :

يتم اختبار وجود مشكلة (ARCH) وفق الطرق الاتية :-

1- اختبار مضاعف لاكرانج (ML) .

2- اختبار ليونغ بوكس (Ljung-Box) .

والاتي شرح مفصل للاختبار ARCH:-

### 2-3-3-1 اختبار ARCH باستخدام مضاعف لاكرانج (ML) [8, 5, 1]:

وضع هذا الاختبار من قبل العالم Engle في عام 1982 وهو أول اختبار يكشف مشكلة عدم تجانس التباين الشرطي من خلال اختبار الارتباط الذاتي بين مربع البواقي  $\hat{u}_t^2$  ، ويتم ذلك على وفق بناء نموذج انحدار  $\hat{u}_t^2$  وكالاتي :-

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{u}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \hat{u}_{t-p}^2 \quad (2-9)$$

حيث يتم اختبار فرضية العدم الاتية :

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p$$

$$H_1 : \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_p$$

ومن خلال استخدام إحصاءة الاختبار الاتية :

$$T R^2 \sim \chi^2_p \quad (2-10)$$

T : يمثل عدد المشاهدات

P : يمثل عدد المعالم

القرار يكون اذا كان القيمة المحسوبة  $\chi^2_p$  اكبر من القيمة الجدولية لمربع كأي ترفض فرضية العدم ويوجد مشكلة ARCH ، اما اذا كان القيمة المحسوبة  $\chi^2_p$  اقل من القيمة الجدولية لمربع كأي تقبل الفرضية ولا يوجد هنالك مشكلة ARCH .

### 2-3-4 إزالة الارتباط الذاتي من النموذج [9]:

يمكن إزالة الارتباط الذاتي وفق اسلوبين :-

الأسلوب الأول :

يمكن تنقية البيانات من الارتباط الذاتي وذلك وفق أسلوب كوكران (Cochran - Orcutt) والذي يتضمن الخطوات الاتية .

ليكن لدينا نموذج الانحدار الاتي :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + U_t$$

وفي ظل وجود مشكلة الارتباط الذاتي سوف يتم تنفيذ ما يأتي :

1- احتساب مقدرات النموذج  $(\hat{\beta}_0)$  ،  $(\hat{\beta}_1)$  بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) ، ثم احتساب البواقي  $(\hat{U}_t)$  ثم يتم استخدام قيم  $(\hat{U}_t)$  لأيجاد المرحلة الأولى لتقدير  $(\rho)$  ويتم احتساب البواقي  $(\rho)$  كالآتي:

$$\hat{Y}_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_t$$

وباستخدام المقدرين يمكن الحصول على البواقي الناتجة من الفرق بين القيمة التقديرية  $(\hat{Y}_t)$  والقيمة الحقيقية  $(Y_t)$  للمتغير المعتمد .

$$\hat{U}_t = Y_t - \hat{Y}_t$$

ومن الفروق الأولى يمكن احتساب معامل الارتباط الذاتي  $(\hat{\rho})$  وبموجب الصيغة التالية:

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^n \hat{U}_t \hat{U}_{t-1}}{\sum_{t=2}^n \hat{U}_{t-1}^2} \quad t = 2, 3, \dots, n$$

2- بناء نموذج انحدار بالمتغير التوضيحي  $(X_t - \hat{\rho} X_{t-1})$  والمتغير المعتمد

$(Y_t - \hat{\rho} Y_{t-1})$  والخطأ العشوائي  $(U_t - \hat{\rho} U_{t-1})$  والمتمثل بالمعادلة الاتية:

$$Y_t - \hat{\rho} Y_{t-1} = \beta_0^* + \beta_1 (X_t - \hat{\rho} X_{t-1}) + \epsilon_t \quad (2-11)$$

إذ أن:

$$\beta_0^* = \beta_0 (1 - \hat{\rho}) \quad , \quad \epsilon_t = (U_t - \hat{\rho} U_{t-1}) \quad , \quad \epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$$

وتحسب مقدرات النموذج باستخدام طريقة (OLS) وهي مقدرات المرحلة الثانية (Second stage)

والمقدرات هي  $(\hat{\beta}_0)$  ،  $(\hat{\beta}_1)$  ثم يتم احتساب  $(\hat{U}_t)$  إذ أن:

$$\hat{\hat{U}}_t = Y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_t$$

وتستخدم البواقي هذه في إيجاد مقدر جديد لـ  $(\rho)$  بالأعتماد على الصيغة الاتية:

$$\hat{\hat{\rho}} = \frac{\sum_{t=2}^n \hat{\hat{U}}_t \hat{\hat{U}}_{t-1}}{\sum_{t=2}^n \hat{\hat{U}}_{t-1}^2}$$

3- يتم بناء انموذج انحدار بالمتغير التوضيحي  $(X_t - \hat{\rho}X_{t-1})$  والمتغير المعتمد  $(Y_t - \hat{\rho}Y_{t-1})$  والخطأ العشوائي  $(U_t - \hat{\rho}U_{t-1})$  ثم يعاد تكرار الخطوة (2).  

$$Y_t - \hat{\rho}Y_{t-1} = \beta_0^{**} + \beta_1(X_t - \hat{\rho}X_{t-1}) + \epsilon_t^* \quad (2 - 12)$$

$$\beta_0^{**} = \beta_0^*(1 - \hat{\rho}) \quad , \quad \epsilon_t^* = (U_t - \hat{\rho}U_{t-1}) \quad , \quad \epsilon_t^* \sim N(0, \sigma_{\epsilon}^2)$$
ويتم الاستمرار بتكرار الخطوات الى ان تكون قيم المقدرات متقاربة، وأن تكرار العمليات يمكن ان ينحصر بمرحلتين (Two-stage) وذلك بالتوقف بعد الحصول على مقدرات المرحلة الثانية (Second stage) هي  $(\hat{\beta}_1)$ ،  $(\hat{\beta}_0)$  وعلى أساس قيمة المرحلة الأولى لد  $(\rho)$ .

### الأسلوب الثاني :

يتمثل بتحويل السلاسل الزمنية الخاصة بالمتغيرات المستقلة والمتغير المعتمد من غير مستقرة الى مستقرة وعادة تجري هذا النوع من التحويلات على بيانات الظواهر الاقتصادية .  
 وليكن لدينا الانموذج الاتي :

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + u_t$$

وعلى فرض ان  $x_{1t}$  ،  $y_t$  لسلسله زمنية غير مستقرة يتم تحويلها الى سلسله مستقرة من خلال الاتي :

$$R_t = \log(y_t) - \log(y_{t-1})$$

$$Q_t = \log(x_{1t}) - \log(x_{1t-1})$$

### 2-3-5-1 تقدير معلمات أنموذج الانحدار وأنموذج التقلبات [1,5] :

في حالة وجود مشكلة عدم تجانس التباين الشرطي في أنموذج الانحدار ، فإنه يمكن استخدام طريقة المربعات الصغرى العمومية اللاخطية (N- FGLS) لتقدير أنموذج الانحدار وأنموذج التقلبات والاتى شرح مفصل لهذه الطريقة .

2-3-5-1 طريقة المربعات الصغرى العمومية الغير خطية Non linear-FGLS [1,3 , 5]  
 وضعت هذه الطريقة من قبل الباحثين (Engle and Judge) وتتصف هذه الطريقة بخصائص تقاربية كونها متسقة (Consistent) وكفاءة تقاربية (asymptotical efficient) ، وتتصف هذه الطريقة بكونها تقدر معلمات أنموذج الانحدار (المتوسط) وأنموذج التقلبات من نوع ARCH(P) وتتضمن اربع مراحل ، ولتوضيح تفاصيل هذه المراحل يفترض انه لدينا :-

$$y_t = \beta' x_t + u_t \quad (2 - 13)$$

إذ ان  $\beta'$  : موجه المعلمات

$$\beta' = (\beta_0, \beta_1, \dots, \dots, \beta_k)$$

وان  $x_t$  هو :

$$x_t = \begin{bmatrix} 1 \\ x_{1t} \\ \vdots \\ x_{kt} \end{bmatrix} \quad y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{nt} \end{bmatrix}$$

$$u_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ \vdots \\ u_{nt} \end{bmatrix} \quad t = 0, \dots, \dots, T$$

### المرحلة الأولى

يتم تقدير موجه معلمات أنموذج الانحدار (المتوسط) معادلة (2-13) باستخدام OLS ، ويرمز ب الموجه b ثم يتم إيجاد البواقي  $u_t$  :

$$u_t = y_t - \hat{y}_t \quad (2 - 14)$$

## المرحلة الثانية

بناء أنموذج للتقلبات من نوع ARCH ويتم تحديد رتبة الانموذج (P) في ضوء بعض طرق تحديد الرتبة لانموذج السلسلة الزمنية المعتادة ، وعلى فرض ان الرتبة  $P=1$  فإن أنموذج التقلبات هو :-

وباستخدام طريقة OLS يتم تقدير موجه معلمات أنموذج التقلبات معادله (2-15) والذي يرمز له بالموجه  $a$  والذي يمثل التقديرات الأولية لمعلمات الانموذج :

$$a = \begin{bmatrix} \hat{w} \\ \hat{\alpha}_1 \end{bmatrix}$$

## المرحلة الثالثة

يتم حساب قيم  $f_t$  وفق المعادلة الآتية :

ثم يتم إيجاد انحدار المتغير المعتمد  $\left[ \left( \frac{u_t^2}{f_t} \right) - 1 \right]$  على المتغيرين التوضيحين  $\left( \frac{1}{f_t} \right)$  و  $\left( \frac{u_{t-1}^2}{f_t} \right)$  ، حيث يتم استخدام طريقة OLS لتقدير موجه معلمات هذا الانموذج والذي يرمز له  $d_\alpha$  ، حيث يتم إيجاد موجه المقدرات الكفوة التقاربية (asymptotical efficient) والذي يرمز له  $\hat{\alpha}$  وفق المعادلة الآتية :

إذ ان  $\hat{\alpha}$  المقدر النهائي لموجه معلمات أنموذج التقلبات معادلة (2-16) ، اما مصفوفة التباين والتباين المشترك لموجه  $\hat{\alpha}$  تكون  $2(z'z)^{-1}$  وهي تقاربية وتحسب على أساس المتغيرات التوضيحية لهذه المرحلة.

## المرحلة الرابعة

يتم إعادة حساب قيمة  $f_t$  ولكن باعتماد قيم الموجه  $\hat{\alpha}$  معادلة (2-16) :  
ثم يتم حساب  $s_t$  و  $r_t$  وفق الآتي :

$$r_t = \sqrt{\left( \frac{1}{f_t} + 2 \left[ \frac{\hat{\alpha}_1 u_t}{f_{t+1}} \right]^2 \right)}$$

$$s_t = \frac{1}{f_t} - \frac{\hat{\alpha}_1}{f_{t+1}} \left( \frac{u_{t+1}^2}{f_{t+1}} - 1 \right)$$

ثم يتم إيجاد انحدار المتغير المعتمد  $\left( \frac{u_t s_t}{r_t} \right)$  ، على  $(x_t' * r_t)$  ، ويتم استخدام طريقة OLS أيضاً لتقدير موجه معلمات هذا الانموذج والذي يرمز  $d_\beta$  وبعد ذلك يتم إيجاد التقدير النهائي لموجه معلمات نموذج الانحدار (المتوسط) والذي يرمز له  $\hat{\beta}$  على وفق الآتي :

$$\hat{\beta} = b + d_\beta \quad (2-17)$$

كما ان مصفوفة التباين والتباين المشترك للموجه المعلمات  $\hat{\beta}$  هي تقاربية وتحسب على أساس  $(w'w)^{-1}$  إذ ان (w) تتضمن المتغيرات التوضيحية لانموذج المرحلة الرابعة هذه.

## 6-3-2 تشخيص أنموذج التقلبات [10,4,3]:

يتم تشخيص أنموذج التقلبات الأفضل وذلك من خلال العرض البياني لمعاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي .



## الفصل الثالث

### الجانب التطبيقي

#### 3-1 المقدمة :

في هذا الفصل سوف يتم توضيح كيفية بناء أنموذج الانحدار الذي تكون فيه المتغيرات التوضيحية والمتغير المعتمد عبارة عن سلاسل زمنية لظواهر اقتصادية ومالية والتي تفرز بدورها مشكلتين أساسيتين هما مشكلة الارتباط الذاتي ومشكلة عدم تجانس التباين الشرطي وتوضيح كيفية التعامل معها عند بناء الانموذج ، وسيتم توضيح ذلك عبر بيانات مالية داخل العراق والتي تمثل بيانات عرض النقد ، الموجودات و المطلوبات حيث تم تطبيق طريقة التقدير (Non Linear – FGLS) ، في بناء أنموذج الانحدار (المتوسط) ، وبناء أنموذج التقلبات من نوع (ARCH).

#### 3-2 التطبيق الخاص بعرض النقد :

تتمثل متغيرات أنموذج هذا التطبيق بعرض النقد كمتغير معتمد والذي يشمل (العملة خارج البنك والودائع الجارية) ، والمطلوبات ، والموجودات كمتغيرات توضيحية إذ أن المطلوبات تشمل (الودائع الحكومية وشبه النقد) ، والموجودات تشمل (الديون الحكومية وديون القطاعات الخاصة والقطاعات الأخرى وصافي الموجودات الأجنبية) ، والبيانات هي شهرية وحجمها ( 156 ) مشاهدة للفترة (2003-2015) ، وعليه فإن أنموذج الانحدار سيمثل بالآتي :-

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + u_t$$

إذ أن :

$y_t$  : عرض النقد

$x_{1t}$  : الموجودات

$x_{2t}$  : المطلوبات

3-2-1 المرحلة الأولى توصيف الانموذج :

تم توصيف أنموذج الانحدار الذي يربط الظاهره موضوعه البحث عرض النقد  $y_t$  بالموجودات  $x_{1t}$  والمطلوبات  $x_{2t}$  كما في المعادلة أعلاه .

#### 3-2-2 المرحلة الثانية اختبار وجود الارتباط الذاتي :

لقد تم فحص وجود الارتباط الذاتي وفق اختبار (Godfrey) وكما هو مذكور في الجانب النظري (3-2-1) وقد تم استخدام برنامج (9) eviews حيث تم الحصول على النتائج المبينة في جدول (1) والخاصة باختبار (Godfrey) :-

جدول (1)

نتائج اختبار Godfrey

F-statistic	110.6392	Prob. F(1,153)	0.0000
Obs*R-squared	65.04750	Prob. Chi-square(1)	0.0000

وعند مقارنة قيمة الاحتمال (p) المحتسبة في جدول (1) مع مستوى المعنوية (  $\alpha$  - level = 0.05 ) نجد  $p < 0.05$  وعليه ترفض فرضية العدم  $H_0$  الخاصة باختبار (Godfrey) ، والفروق معنوية وتوجد (مشكلة الارتباط الذاتي) .

#### 3-2-3 المرحلة الثالثة اختبار وجود مشكلة عدم تجانس التباين الشرطي ARCH :

في هذه المرحلة تم اختبار وجود مشكلة عدم التجانس التباين الشرطي ، وذلك بتطبيق اختبار مضاعف لكرانج (ML) وكما هو موضح في الجانب النظري مبحث (1-3-3-2) ، وباستخدام البرنامج الجاهز eviews (9) حيث تم الحصول على النتائج الموضحة في جدول (2) :



جدول (2)  
نتائج اختبار مضاعف لاكرانج

F-statistic	72.94424	Prob. F(1,117)	0.0000
Obs*R-squared	45.69954	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

وعند مقارنة قيمة الاحتمال (p) الموضحة في جدول (2) مع (  $\alpha$  - level = 0.05 ) نجد ان  $p < 0.05$  وعلية الفروق معنوية وترفض فرضية العدم وتوجد مشكلة ARCH.

#### 2-4-3 المرحلة الرابعة إزالة الارتباط الذاتي :

بعد التأكد من وجود مشكلة الارتباط الذاتي وفق الاختبارات الخاصة بها يتم في هذه المرحلة إزالة الارتباط الذاتي بين البواقي  $\hat{u}_t$  وذلك للحصول على بواقي غير مترابطة وتحقيق فرضية استقلالية الأخطاء ، وسوف يتم الاعتماد على طريقة كوكران (Cochran - orcutt) المذكورة تفصيلها في مبحث (2-3-4) ، ولقد تم استخدام برنامج (gretl) الجاهز للحصول على نتائج هذه الطريقة ، حيث تم الاعتماد على أعلى تقدير للارتباط الذاتي (  $\hat{\rho}$  ) عند التكرار (5) وكما هو موضح في جدول (3) :

جدول (3)  
نتائج العملية التكرارية لتقدير  $\rho$  بطريقة كوكران

ITER	RHO
1	0.89416
2	0.98077
3	0.98836
4	0.99023
5	0.99120

بعد إزالة الارتباط الذاتي في اغلب الاحيان أن عدم التجانس الشرطي يزول أيضاً وللتأكد من أن مشكلة عدم تجانس الشرطي (ARCH) لا تزال موجودة في النموذج يتم اجراء اختبار (ARCH) وفق مضاعف لاكرانج ML مرة أخرى حيث تم الحصول على النتائج المحتسبة في جدول (4) ، والتي تشير نتائجها الى ان مشكلة عدم التجانس الشرطي لا تزال موجودة ، إذ ان الاحتمال P المحتسبة للمؤشر اقل من (0.05) وترفض  $H_0$  .

جدول (4)  
نتائج اختبار ARCH بعد إزالة الارتباط الذاتي

F-statistic	12.13220	Prob. F(5,149)	0.0006
Obs*R-squared	11.38326	Prob. chi-square(5)	0.0007

3-3-5 تقدير معلمات نموذج الانحدار ، وأنموذج التقلبات باستخدام طريقة Non Linear -FGLS  
لقد تم تطبيق هذه الطريقة وفق المفهوم النظري الخاص بهذه الطريقة والمذكورة في الجانب النظري والذي يتضمن المراحل الأربعة ، حيث تم الحصول على النتائج الخاصة بكل مرحلة ، باستخدام البرنامج الجاهز (10) STATISTICA :-

## المرحلة الأولى

أن النتائج الخاصة بهذه المرحلة التي تم التوصل إليها موضحة في جدول (5) والخاصة بالانموذج الآتي .

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + u_t$$

جدول (5)

نتائج المرحلة الأولى

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
$\beta_0$	-1403204	1348624.	-1.040471
$\beta_1$	0.034955	0.016889	2.069683
$\beta_2$	1.239578	0.061986	19.99757

## المرحلة الثانية

أن هذه المرحلة تقتضي معرفة درجة نموذج الانحدار الذاتي لسلسلة البواقي  $u_t^2$  التي تم الحصول عليها من المرحلة الأولى ، وبعد العمل على جعل هذه السلسلة مستقرة بأخذ الفرق الأول لها ثم افتراض درجة الانموذج  $p=2$  وذلك في ضوء العرض البياني لمعاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي الذي على أساسه تم افتراض  $(p=2)$  وكما هو موضح في شكل (1) ، (2) ، وعليه فقد تم افتراض أنموذج التقلبات هو:-

$$u_t^2 = w + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2$$

ولقد تم استخدام طريقة OLS للحصول على المقدرات الأولية لمعطيات أنموذج التقلبات أعلاه وكما مبينة في جدول (6) .

جدول (6)

نتائج المرحلة الثانية

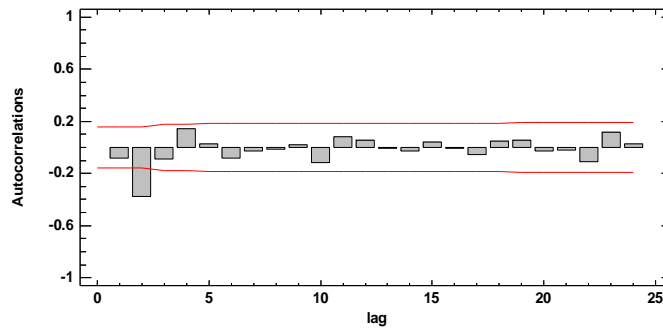
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
constant	3.01E+13	8.72E+12	3.447362
$u_{t-1}^2$	0.719662	0.080858	8.900359
$u_{t-2}^2$	-0.112658	0.080858	-1.393279

وعليه فإن الموجه

$$a = \begin{bmatrix} \hat{w} \\ \hat{\alpha}_1 \\ \hat{\alpha}_2 \end{bmatrix}$$

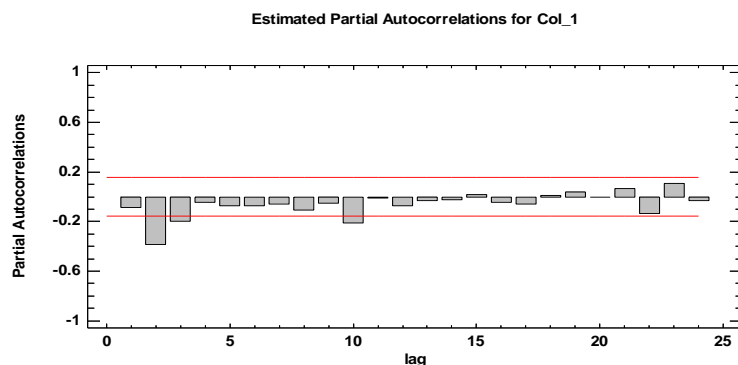
حيث الموجه (a) يمثل مقدرات (الأولية) لمعطيات أنموذج التقلبات

Estimated Autocorrelations for Col\_1



الشكل (1)

يوضح سلسلة الارتباط الذاتي



الشكل (2)  
يوضح سلسلة الارتباط الذاتي الجزئي

### المرحلة الثالثة

تم إيجاد تقدير موجه لمعاملات لنموذج انحدار المتغير المعتمد  $\left[\left(\frac{u_t^2}{f_t}\right) - 1\right]$  على المتغيرات التوضيحية  $\left(\frac{1}{f_t}\right)$  و  $\left(\frac{u_{t-1}^2}{f_t}\right)$  و  $\left(\frac{u_{t-2}^2}{f_t}\right)$  ، وكما هو موضح في جدول (7) .

جدول (7)  
نتائج المرحلة الثالثة

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
$\frac{1}{f_t}$	-1.19E+13	7.27E+12	-1.639681
$\frac{u_{t-1}^2}{f_t}$	0.113660	0.219602	0.517574
$\frac{u_{t-2}^2}{f_t}$	0.088774	0.085944	1.032922

وعليه فإن موجه المعاملات المقدرة  $d_\alpha$  لالنموذج هذه المرحلة هو

$$d_\alpha = \begin{bmatrix} -1.19E + 13 \\ 0.113660 \\ 0.088774 \end{bmatrix}$$

في ضوء قيم موجه  $a$  وموجه  $d_\alpha$  يتم الحصول على المقدّر النهائي لموجه معاملات أنموذج التقلبات  $\hat{\alpha}$  وكالاتي .

$$a + d_\alpha = \hat{\alpha}$$

$$\hat{\alpha} = \begin{bmatrix} 18160657457453.2 \\ 0.833322254287615 \\ -0.0238844770217403 \end{bmatrix}$$

اما مصفوفة التباين والتباين المشترك لمعاملات أنموذج التقلبات هي :-

$$2(z'z)^{-1} = \begin{bmatrix} 3.10420830E + 25 & -222323491924 & -111641696372 \\ -222323491924 & 0.0283419436 & -0.0051322012 \\ -111641696372 & -0.0051322012 & 0.00434099568 \end{bmatrix}$$

### المرحلة الرابعة

لقد تم تقدير موجه معاملات انحدار المتغير المعتمد  $\left(\frac{u_t s_t}{r_t}\right)$  على المتغيرات التوضيحية  $r_t$  ،  $r_t x_{t1}$  ،  $r_t x_{t2}$  وكما هو موضح في جدول (8) .

جدول (8)  
نتائج المرحلة الرابعة

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
$r_t$	2523223	958656.6	2.632040
$r_t x_1$	0.071329	0.027915	2.555246
$r_t x_2$	-0.238776	0.084088	-2.839582

وعلى أساس فقد تم إيجاد  $d_\beta$  وكالاتي

$$d_\beta = \begin{bmatrix} 2523223 \\ 0.071329 \\ -0.238776 \end{bmatrix}$$

وعلى أساس مقدر موجة  $d_\beta$  ومقدرات المعلمات النموذج  $b$  يتم إيجاد التقدير النهائي لموجه المعلمات  $\hat{\beta}$  كالاتي :

$$\hat{\beta} = b + d_\beta$$

$$\hat{\beta} = \begin{bmatrix} 2523222.659849843 \\ 0.1062839435945542 \\ 1.00080157249728 \end{bmatrix}$$

اما مصفوفة التباين والتباين المشترك لموجه المعلمات المقدر  $\hat{\beta}$  النهائية هي .

$$(w'w)^{-1} = \begin{bmatrix} 566589973732 & 6957.30496 & -31517.8271 \\ 6957.30496 & 0.000480410779 & -0.00137151398 \\ -31517.8271 & -0.00137151398 & 0.00435929153 \end{bmatrix}$$

وعلى أساس فأن نموذج الانحدار المقدر للبيانات هو

$$\hat{y}_t = 2523222.659849843 + 0.1062839435945542 x_{1t} + 1.00080157249728 x_{2t}$$

## الفصل الرابع الاستنتاجات والتوصيات

### الاستنتاجات

- 1- ان طريقة N-FGLS تسمح بالتعامل مع نوع واحد من نماذج التقلبات وهو نموذج ARCH (P).
- 2- لقد تم بناء نموذج انحدار لتقدير ظاهرة عرض النقد في ضوء المتغيرات المستقلة الموجودة  $X_1$  ، والمطلوبات  $X_2$  في ضوء وجود مشكلة عدم التجانس التباين الشرطي ومشاكل أخرى .
- 3- تم بناء نموذج للتقلبات من نوع ARCH(2) فلا يمكن الاعتماد عليه لمخالفة الشروط او القيود للمعلمات بالموجب .

### التوصيات

- عند بناء أنموذج الانحدار لبيانات متغير معتمد ومتغيرات توضيحية لسلاسل زمنية مالية واقتصادية وفي حالة وجود مشكلة عدم التجانس الشرطي نوصي بما يأتي :
- 1- أن التعامل مع مشكلة عدم التجانس الشرطي عند بناء أنموذج الانحدار يقتضي اتباع آلية عمل تتضمن مراحل متسلسلة تأخذ بنظر الاعتبار وجود هذه المشكلة الى جانب وجود مشاكل أخرى في الأنموذج لضمان بناء أنموذج انحدار يمكن الاعتماد عليه.
  - 2- استخدام طريقة N-FGLS لبناء أنموذج انحدار بمتغير معتمد ومتغيرات توضيحية .
  - 3- إمكانية بناء أنموذج للتقلبات من نوع ARCH (P) يمكن الاعتماد عليه بالشكل الذي يحقق شروط أنموذج التقلبات بكون المعلمات اكبر من الصفر .

### المصادر

- 1 - Engle, Robert F. (1982) , "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation " *Econometrica* , Volume 50, Issue 4 (Jul., 1982), 987-1008.
- 2 - Greene, William H. (2000) , " *Econometric Analysis* " *New York University* .
- 3 - Handout, Optional TA, and TA Roberto Perrelli. (2001) , " *Introduction to ARCH & GARCH models* " Department of Economics , University of Illinois .

- 4 - KUAN, CHUNG-MING. (2003) , " Time series diagnostic tests " Institute of Economics , Academia Sinica .
- 5 - Lindberg, Jacob. (2016) , " Applying a GARCH Model to an Index and a Stock" Bachelor Thesis , Mathematical Statistics Stockholm University .
- 6- MONTGOMERY, DOUGLAS C. , PECK, ELIZABETH A. & VINING , G. GEOFFREY . (2012) , " INTRODUCTION TO LINEAR REGRESSION ANALYSIS " Copyright © 2012 by John Wiley & Sons, Inc. All rights reserved.
- 7 – Nielsen , Heino Bohn .(2005) , " Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (ARCH) " Econometrics 2 — Fall 2005 .
- 8 – Xekalaki , Evdokia . And Degiannakis , Stavros .(2010) , " ARCH Models for Financial Applications" Department of Statistics , Athens University of Economics and Business, Greece .
- 9 - Dufour, Jean-Marie, Marc JI Gaudry, and Tran Cong Liem. (1980) , " The Cochrane-Orcutt Procedure Numerical Examples Of Multiple Admissible Minima " *Universite de, Montreal , Montreal , H3C 3J7, Canada*
- 10 - Baum, Christopher F., and Mark E. Schaffer. (2013) , " A general approach to testing for autocorrelation " Boston College/DIW Berlin , Stata Conference, New Orleans, July 2013 .

.....  
.....  
.....