# نمذجة الانحدار الذاتي للعتبة غير المتجانس للاسهم المتداولة لبعض الشركات في سوق العراق للاوراق المالية مع تطبيق عملي

الباحثة: انوار داخل هندول

أ.د. جواد كاظم خضير الموسوي / الجامعة المستنصرية / كلية الادارة والاقتصاد

P: ISSN: 1813-6729

E: ISSN: 2707-1359

http://doi.org/10.31272/JAE.45.2022.132.16

تأريخ أستلام البحث : 2021/7/25 مقبول للنشر بتأريخ :2021/8/16

#### المستخلص

على الرغم من ان نماذج السلاسل الزمنية الخطية لها تطبيقات واسعة للظواهر الاقتصادية عموماً, الا انها غير قادرة على التقاط سلوك العديد من الظواهر والتطبيقات الاقتصادية وبخاصة المالية منها. حيث ان هذا النوع من السلاسل يمتاز بنمذجة الحالة الحركية الخاصة بظواهر عدم التماثل و التغيرات الهيكلية والعتبة وغيرها. لذا فان هذا القصور في النمذجة الخطية ادى الى ظهور النمذجة غير الخطية التي هي عبارة عن نماذج متنوعة الصيغ وليس انموذج بصيغة عامة واحدة كما هو الحال في النمذجة الخطية.

ومن اجل تذليل هذا القصور, فقد تبنت معظم الدراسات الحديثة النمذجة غير الخطية , وكان (Tong,1978) من الاوائل الذين احدثوا نقلة نوعية في تطبيق هذا النوع من النماذج التي تعتمد على تحليل حركية السلاسل الزمنية المالية والنقدية وغيرها, ومنها أنموذج العتبة للانحدار الذاتي غير المتجانس (HTAR).

ُ ان بحثنًا هذا يهدف الى تطبيق الانموذج (HTAR) لعينه تمثل السلسلة الخاصة بنسبة التغيير في اسهم سوق العراق للاوراق المالية للمؤشر (ISX60) لمجموعة من الشركات .



مجله الادارة والاقتصاد العدد 132 / اذار/ 2022 الصفحات: 223 - 233

## نمذجة الانحدار الذاتي للعتبة غير المتجانس للاسعُم المتداولة لبعض الشركاتُ في سوقه العراقه للاوراقه المالية مع تطبيقه عملي

#### 1- المقدمــة:

لقد أصبح تحليل السلاسل الزمنية غير الخطية موضع اهتمام الكثير من الباحثين والمتخصصين في مجال التنبوء للسلاسل الزمنية ، ذلك لانها نماذج السلاسل الزمنية الخطية غير قادرة على التقاط سلوك العديد من الظواهر الاقتصادية وبخاصة السلاسل الزمنية المالية ، كما هو حال في سلاسل اسعار الصرف وبيانات سوق الاوراق المالية ، حيث ان بعض الظواهر مثل التقلبات والتوقفات في بيانات السلاسل الزمنية لا يمكن نمذجتها ضمنيا باستخدام السلاسل الزمنية الخطية ، وبذلك تم تصميم نماذج السلاسل الزمنية غير الخطية لتلائم هذه الميزات.

ولأن الهياكل المالية والاقتصادية تتميز بالتقلبات ، فمن المهم ملاحظة أن طرائق السلاسل الزمنية غير الخطية قد تكون حيوية لوصف البيانات الاقتصادية خاصةً في حالة فشل افتراض الخطية. وفي الوقت الحاضر ، يتم تطبيق نماذج العتبة للسلاسل الزمنية بشكل فعال على العديد من مشاكل الحياة الواقعية في القطاع الاقتصادي والمالي ، حيث أن فلسفة العتبة تقوم بتقديم مساهمات ذات مغزى في تحليل السلاسل الزمنية المالية والاقتصادية. فمثلا ، يرتفع سعر الصرف بشكل مفاجئ أثناء الركود أفضل مما يحدث أثناء فترات التعافي. وبذلك فان هذه التفاعلات تجعل السلسلة الزمنية غير مستقرة ، اضافة الى حدوث قفزات في بنية مجموعة البيانات . ومن ثم فإن الطرائق غير الخطية تلتقط هذه الأنواع من الديناميكيات بدقة أكبر من الطرائق الخطية والأهم من ذلك ، إذا كان اسلوب توليد البيانات يتميز بعدم الاستقرار الهيكلي ولم يتم تسجيله في وصف أو مواصفات اختبار جذر الوحدة ، فإن النتيجة التي يتم الحصول عليها بعد ذلك قد تكون متحيزة في عدم رفض فرضية الاستقرارية او عدم الثبات (Perron 2018).

وتجدر الاشارة هنا ، أن المعنى الضمني لمثل هذه النتيجة يشير إلى أن أي صدمة سواءً كانت تغيير اوتحفيز أو تقلب سعر الصرف أو الركود الاقتصادي سيكون لها بالتأكيد تأثيراً سلبياً في المتغير على المدى الطويل. في المقابل، قد تؤثر هذه الميزات على الدقة في التنبؤ. وبناءً على هذه المبادئ ، نمت النماذج غير الخطية بشكل كبير على مدى ثلاثة عقود. ولعل اهم هذه النماذج هو ما قدمه (Tong,1990) (12) الذي يظهر غالبًا في الأدبيات الاقتصادية هو انموذج عتبة الانحدار الذاتي (Threshold autoregressive model). (TAR)

ففي الاونة الاخيرة, اكتسبت نماذج العتبة الكثير من الاهتمام في علم الاقتصاد التطبيقي لنمذجة السلوك غير الخطي منذ مساهمات (Tong and Lim,1980). وتعود جاذبية هذه النماذج الى النمط الملحوظ الذي تتبعه المتغير ات الاقتصادية.

كما أظهرت بعض أدبيات السلاسل الزمنية المالية ,أن هذه السلاسل تسلك السلوك غير الخطي اضافة الى انها تبدي تقلبات محددة في فترات زمنية مختلفة مما يؤدي الى ظهور حالة من عدم التجانس في التباين لأنموذج السلسة الزمنية ,وبذلك تم توظيف نوع اخر من التقنيات التي تعالج هذا السلوك كأنموذج العتبة للانحدار الذاتي غير المتجانس (Heteroscedasticity Threshold Autoregressive Model) ويرمز له غير المتجانس (Chappell et al. , 1996), (4) (Dacorogna et al. , 1998), (HTAR) و (9) al. , 1997),

# 2- انموذج الانحدار الذاتي للعتبة غير المتجانس (HTAR) (8,3)

#### **Heterogeneous Threshold Autoregressive Model**

اهتم الباحثون في ايجاد تطبيقات عديدة في النمذجة والتنبؤ ببيانات التقلب وبالاخص تلك التي تحتوي على اطراف سميكة وخصائص الذاكرة الطويلة. فقد قدم الباحث ( 2009، Corsi ) انموذج الانحدار الذاتي الخطي غير المتجانس (HAR) ، وهو انموذج بسيط للذاكرة الطويلة المتتالية المستخدم لالتقاط بعض الحقائق التي تلاحظ في التردد العالي للبيانات المالية. كما ان هذا الانموذج يأخذ في نظر الاعتبار مكونات التقلب المحددة خلال فترات زمنية مختلفة . وقد اقترح الباحث انموذج يدمج فيه الذاكرة الطويلة والخاصية غير الخطية في ان واحد. اما الباحث (Khan , 2014) اقترح توسيع الانموذج (HAR) لـ (Corsi) الى اطار غير خطي وهو انموذج الانحدار الذاتي للعتبة غير المتجانس (HTAR) ، وهو انموذج قادر على الوصف في وقت واحد تأثير خاصية الذاكرة الطويلة و عدم التماثل في السلسلة الزمنية.

ان كُل نظام من انظُمة (HTAR) يمثّل انموذج (HAR) ، ونظرا لكون هذه الانظمة هي عمليات الانحدار الذاتي (AR) التي تتصف بخاصية الاستقرارية ، فان الجذور المميزة لمتعددات الحدود لـ (AR) تقع خارج الدائرة التي نصف قطرها يساوي واحد.

t=1,2,...,n بنظامین عندما  $\{y_t\}$  بنظامین عندما مختلفة خلال السلسلة الزمنیة  $\{y_t\}$  بنظامین عندما ، فان انموذج (HTAR) یمکن کتابة صیغته علی النحو الاتی :

## نمذجة الانحدار الذاتي للعتبة غير المتجانس للأسكم المتداولة لبعض الشركات في سوقه العراقه للأوراقه المائية مع تطبيقه عملي

$$y_{t} = \left(h_{1} + \alpha^{(d)}y_{t-1}^{(d)} + \alpha^{(w)}y_{t-1}^{(w)} + \alpha^{(m)}y_{t-1}^{(m)}\right)(y_{t-d} \leq \gamma) + \left(h_{2} + \beta^{(d)}y_{t-1}^{(d)} + \beta^{(w)}y_{t-1}^{(w)} + \beta^{(m)}y_{t-1}^{(m)}\right)(y_{t-d} > \gamma) + \epsilon_{t}$$

تمثل المعلمات في النظام الادنى المقابلة لمكونات التقلبات المجمعة اليومية والاسبوعية  $lpha^{(d)}, lpha^{(w)}, lpha^{(m)}$ 

تمثل المعلمات في النظام الاعلى المقابلة لمكونات التقلبات المجمعة اليومية والاسبوعية  $eta^{(d)},eta^{(w)},eta^{(m)}$ 

نمثل الحدود الثابتة في النظامين الادنى والاعلى.  $h_1, h_2$ 

بمثل معلمة تأخير العتبة ل

 $\gamma$  تمثل قيمة العتبة المقابلة الى متفير العتبة  $y_{t-d}$  . وتعرف التقابات المشاهدة عبر فترات زمنية مختلفة على النحو الاتي :

$$y_{t-1}^{(w)} = \frac{(y_{t-1} + y_{t-2} + y_{t-3} + y_{t-4} + y_{t-5})}{5} \qquad \dots \dots (2)$$

$$y_{t-1}^{(m)} = \frac{(y_{t-1} + y_{t-2} + \dots + y_{t-22})}{22} \qquad \dots \dots (3)$$

$$y_{t-1}^{(m)} = \frac{(y_{t-1} + y_{t-2} + \dots + y_{t-22})}{22} \dots \dots \dots (3)$$

ين. كلا النظامين التقلبات المشاهدة اليومية والاسبوعية والشهرية لكلا النظامين  $y_{t-1}^{(d)}$  ,  $y_{t-1}^{(w)}$  ,  $y_{t-1}^{(m)}$ 

وَقَدْ افترضُ الباحثُ (Khan,2015) ان التباين في النظامين يكون متجانس وممكا ان يكوت غير متجانس, اضافة الى ذلك ان الانموذج (HTAR) بيمكن توسيعه الى اكثر من نظامين.

ان الخطوة الرئيسة في تحديد انموذج (HTAR) لسلسلة زمنية معينة يعتمد مبدئيا على تحديد كل من متغير العتبة  $(\gamma_{t-d})$  ، معلمة تأخير العتبة (d) وقيمة العتبة (r). وطبقا لمواصفات الانموذج  $(\gamma_{t-d})$  فان متغير العتبة ممكن ان يكون  $y_{t-1}^{(m)}$ ,  $y_{t-1}^{(m)}$ ,  $y_{t-1}^{(m)}$ , ومن ثم فإن  $y_{t-1}^{(m)}$ , او اختيار اي ازاحة (تأخير زمني) ولغاية (22). ومن ثم فإن انموذج (HTAR) يكون مُفيد تُفي الحالة الَّذي تمتلك فيها السلسلة الزمنية الأساسية سلوك تبديل النظام مع مكونات غير متجانسة.

والجدير بالذكر ان انموذج (HTAR) يسمح بنمذجة السلسلة الزمنية بتنسيق طريقة مرنة تحتوي في نفس الوقت على انموذج الذاكرة الطويلة واطراف سميكة وخصائص عدم التماثل.

#### تقدير معلمات الاتموذج HTAR: (8,3,7) -3

#### طريقة المربعات الصغرى المتعاقبة (Successive Least Squares Method) 1-3

على فرض أن النماذج مؤلّفة من نظامين وان معلمة التأخير (d) في كلا النظامين متساوية ، وان معلمات , (d) بنظامين هي  $\sum_{i=1}^{p_2} \beta_i^{(2)}$  ,  $\sum_{i=1}^{p_1} \beta_i^{(1)}$  , قيمة معلمة التأخير (SETAR) الانموذج .  $N(0,\sigma_e^2)$  وأن متغير الخطأ العشو أني  $(\epsilon_t)$  يتبع التوزيع الطبيعي  $(\hat{\sigma}^2)$  وأن متغير الخطأ العشو أبي العشو أبي يتبع التوزيع الطبيعي

وباستخدام طريقة المربعات الصغرى المتعاقبة (Successive Least Squares Method) فان تقدير معلمات الانموذج تكون كما يأتى:

$$\widehat{\omega} = (\sum_{t=1}^{n} X_t(\gamma) \ X_t(\gamma)')^{-1} (\sum_{t=1}^{n} X_t(\gamma) \ Y_t) \qquad \dots \dots (4)$$

$$\widehat{\omega} = (\sum_{t=1}^{n} X_t(\gamma) \ X_t(\gamma)')^{-1} (\sum_{t=1}^{n} X_t(\gamma) \ Y_t) \qquad \dots \dots (5)$$

وان تباين الخطأ:

$$\sigma_n^2(\gamma) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{\epsilon}(\gamma)^2 \qquad \dots (6)$$

كما ان تقدير قيمة العتبة تكون على النحو الاتى:

$$\hat{\gamma} = \arg\min \hat{\sigma}_n^2(\gamma) \qquad \dots (7)$$

# نمذجة الانحدار الذاتي للعتبة غير المتجانس للأسكم المتداولة لبعض الشركات في سوقه العراقه للأوراقه المائية مع تطبيقه عملي

 $\widehat{\sigma}_n^2(\gamma)$  هي قيمة  $(\gamma)$  التي ستقال  $\widehat{\sigma}_n^2(\gamma)$  .

# maximum Likelihood Method : (6) طريقة الامكان الاعظم 2-3

ان الانموذج (1) له المعلمات الذي صيغته في المعادلة (1) له المعلمات الاتية: SETAR(K; $p_1,p_2,...p_k,d$ )

 $lpha_{p_1,p_2,\dots p_k,d}=(m{eta}_{p_1,p_2,\dots p_k,d}^\prime, m{\sigma}_1^2, m{\sigma}_{pk}^2)^\prime$  : نا منجه المعلمات من الرتبة  $\{p_{j+1},p$ 

$$\boldsymbol{\beta}_{p_1,p_2,\dots p_k,d} = \left( \underbrace{\boldsymbol{\emptyset}_{10},\boldsymbol{\emptyset}_{11},\dots,\boldsymbol{\emptyset}_{1p_1},\boldsymbol{0},\dots,\boldsymbol{o};\boldsymbol{\emptyset}_{k0},\boldsymbol{\emptyset}_{k1},\dots,\boldsymbol{\emptyset}_{kp_k},\boldsymbol{0},\dots,\boldsymbol{0}}_{1X\sum_{j=1}^k \left(p_j^{max}+1\right)},\underbrace{\boldsymbol{\gamma}_0,\dots,\boldsymbol{\gamma}_k}_{1X(k+1)},\boldsymbol{d} \right)$$

علما ان استخدام دالة الامكان الاعظم المضبوطة لتقدير معلمات الانموذج (5) تكون غاية في التعقيد. فعلى فرض أن معلمة التأخير ( d ) تكون معلومة فان دالة الامكان الاعظم الشرطية للانموذج (1) تعطى على

$$Log f_c(X | \alpha_0, \alpha_1, \dots \alpha_p, \beta_0, \beta_1, \dots \beta_p, d)$$

$$= -\frac{T}{2} Log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{j=1}^k \left( T_j Log\left(\sigma_{p_j}^2\right) + \frac{S(\emptyset_j, \gamma_{j-1}, \gamma_j)}{\sigma_{p_j}^2} \right)$$

... ... ... ... (8)

يمثل عدد المشاهدات في كل نظام,  $\phi_{jp_i}$ , ...,  $\phi_{jp_i}$ , ...,  $\phi_{jp_i}$  يمثل متجه المعلمات وان  $T_i$ 

 $S(\phi_j, \gamma_{j-1}, \gamma_j) = \sum_{\gamma_{k-1} < \gamma_t < \gamma_t < \gamma_t} S(\phi_j, \gamma_{j-1}, \gamma_j) = \sum_{\gamma_{k-1} < \gamma_t < \gamma_t < \gamma_t} \varepsilon_{jt}^2$  : ان مقدر ات دالة الامكان الاعظم الشرطية للمعلمات يشار لها

 $\hat{\alpha}_{p_1,p_2,\dots p_k,d} = (\hat{\beta}'_{p_1,p_2,\dots p_k,d},\hat{\sigma}^2_1,\hat{\sigma}^2_{pk})'$ 

$$_{d}=(\hat{eta}_{p_{1},p_{2},\ldots p_{k},d}^{\prime},\hat{\sigma}_{1}^{2},\hat{\sigma}_{p_{k}}^{2})^{\prime}$$
و هي القيم الذي تعظم دالة الامكان مع تباين البواقي : 
$$\hat{\sigma}_{j}^{2}=\frac{S(\widehat{\emptyset}_{j},\widehat{\gamma}_{j-1},\widehat{\gamma}_{j})}{T_{j}} , j=1,2,\ldots,k \qquad \qquad \ldots \ldots \ldots (9)$$

# 4- مرحلة التنبؤ (5,2,8)

بعد اختيار الانموذج للسلسلة الزمنية ، فإن الخطوة التالية هي التنبؤ بالمشاهدات المستقبلية لسلسلة زمنية اعتمادا على أفضل مطابقة لانموذج السلسلة. وان هذه التنبؤات سوف تستخدم في سياسة اتخاذ القرار. علاوة على ذلك ، فان التنبؤ خارج نطاق العينة يمكن ان يستخدم كأداة لتقييم انموذج تبديل النظام ، خاصة عند مقارنة التنبؤات من النماذج غير الخطية مع النماذج الخطية. وبشكل عام ، مع ان الانموذج الملائم قد يصف ميزات السلسلة الزمنية بشكل أفضل باستخدام المشاهدات داخل نطاق العينة ، الا انه ليس هناك ما يضمن أن هذا الانموذج سيعطى أفضل التنبؤات المستقبلية (Frances and Van Dijk, 2000)<sup>(5)</sup>.

ان التنبؤات من نماذج السلاسل الزمنية غير الخطية مهمة ليست بسهلة وتتطلب الكثير من الحسابات. فعلى فرض ان  $(y_t)$  تمثل انموذج انحدار ذاتى غير خطى مع ازاحة زمنية واحدة:

$$y_t = F(y_{t-1}; \psi) + \epsilon_t \qquad \dots \dots (10)$$

دالة غير خطية .  $F(y_{t-1};\psi)$  حيث ان

وباستخدام معيار المربع الاصغر ، فان التوقع المستقبلي يعد بمثابة التنبؤات المثلى للقيم المُستقبلية للسلسلة الزمنية . أن قيمة التنبؤ المثلى للخطوة (h) الى الامام للسلسلة ( $y_{t+h}$ ) عند الزمن (t) يكون على النحو الاتى:

 $\hat{y}_{t+h/h} = E(y_{t+h}|\Omega_t)$ 

حيث  $\Omega_t$  تمثل التاريخ الزمني للسلسلة حتى الوصول للزمن ( t ). وبافتراض ان الأخطاء تكون مستقلة وموزعة بشكل متماثل وباستخدام المعادلة (10) ، فان قيمة التنبؤ المثلى للخطوة الواحدة للامام المثلى تكون على النحوالاتي :

$$\hat{y}_{t+1/t} = E(y_{t+1}|\Omega_t) = F(y_t;\psi)$$
 ......(12)

## نمذجة الانحدار الذاتي للعتبة غير المتجانس للأسكم المتداولة لبعض الشركات في سوقه العراقه للأوراقه المائية مع تطبيقه عملي

وهو ما يعادل التنبؤ بخطوة واحدة للأمام من انموذج السلاسل الزمنية الخطية. كما ان حساب التنبؤ يصبح أكثر تعقيدًا في نماذج السلاسل الزمنية غير الخطية لأكثر من تنبؤات بخطوة واحدة . فعلي سبيل المثال يكون التنبؤ الأمثل بخطوتين للأمام باستخدام المعادلتين (10) و (11) على النحو الاتي :

 $\hat{y}_{t+2/t} = E(y_{t+2}|\Omega_t) = E[F(y_{t+1};\psi|\Omega_t)]$ 

وبشكل عام , ان عامل التوقع الشرطى الخطي (E) لا يمكن تبادله مع عامل التوقع الشرطي غير الخطي (F) ذلك لان :

 $E[F(y_{t+1};\psi|\Omega_t) \neq F[E(y_{t+1};\Omega_t|\psi)$  ...... (14) : نا العلاقة بين التنبؤ بالخطوة الواحدة للامام وخطوتين تكون كما يأتي

 $\hat{y}_{t+2/t} = E[F(F(y_t; \psi) + \epsilon_{t+1}; \psi) | \Omega_t]$ 

$$\hat{y}_{t+2/t} = E[F(\hat{y}_{t+1/t} + \epsilon_{t+1}; \psi) | \Omega_t]$$
 ....... (15)   
e Ukamed also litive or a section of the definition of the section of  $\hat{y}_{t+2/t}^{(n)} = F(\hat{y}_{t+1/t}; \psi)$  ....... (16)

وقد أظهر (Brown and Mariano ,1989) أن هذا النهج يجعل التنبؤ متحيرًا. ولذلك يتم استخدام طريقتي (Monte Carlo) و (Bootstrap) للتنبؤات متعددة الخطوات للأمام. ففي طريقة ( Monte (Carlo) يتم تقريب التوقع الشرطي للمعادلة (15). من خلال :

$$\hat{\mathbf{y}}_{t+2/t}^{(mc)} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} F(\hat{\mathbf{y}}_{t+1/t} + \epsilon_{i+1}; \psi) \qquad \dots \dots (17)$$

اذ ان :

ارقام عشوائية تؤخذ من التوزيع المفترض لـ  $(m{\epsilon}_{t+1})$ .

اماً التنبؤ بطريقة (Bootstrap) فانها تشأبه التنبؤ في المعادلة (17) عدا أن البواقي يتم إعادة عيناتها من البواقي التجريبية  $(\hat{\epsilon}_i)$  للانموذج المقدر. وبذلك فان التنبؤ بخطوتين يكون من خلال:

$$\hat{\mathbf{y}}_{t+2/t}^{(b)} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^{k} F(\hat{\mathbf{y}}_{t+1/t} + \hat{\epsilon}_{i+1}; \psi) \qquad \dots \dots (18)$$

ان ما يميز هذه الطريقة عن طريقة (Monte Carlo) هو انها لا تفترض اي توزيع احتمالي لـ  $(\epsilon_{t+1})$  . اما معايير التقييم للمقارنة بين التنبؤ الخطى وغير الخطى هي:

## متوسط مربع خطأ التنبؤ (MSFE)

الذي يعرف علَّى النحو الاتي:

MSFE = 
$$\frac{\sum_{t=1}^{h} (y_t - \hat{y}_t)^2}{h} \qquad .....(19)$$

اذ ان :

h فترة التنبؤ

(t) عند الزمن  $\hat{y}_t$  القيمة التنبؤية لـ  $\hat{y}_t$ 

مُتُوسط نسبة الخطأ المُطْلَق : Mean Absolute Percentage Error ويرمز له بالرمز (MAPE). ويعرف على النحو الاتي:

MAPE = 
$$\frac{1}{n} \sum_{t=0}^{n} \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right|$$
 ...... (20)

#### معايير اختيار رتبة النموذج 1-4

لقد وضعت معايير عدة لمقارنة النماذج واختيار رتبها ، ويعود ذلك الى اهمية اختيار الرتبة بشكل دقيق . فزيادتها يؤدي الى زيادة تباين الانموذج المرشح ، وتقليصها يؤدي الى فقدان خاصية الاتساق . ولذلك تم اعتماد مجموعة من المعابير الاحصائية التي تساعد في المفاضلة بين النماذج المرشحة ، حيث يتم اختيار النموذج الأفضل الذي يملك أقل قيمة لهذه المعايير، ومنها:

## 4-1-1 معيار معلومة أكيكي (Akaike Information Criterion AIC معيار معلومة أكيكي

## نمذجة الانحدار الذاتي للعتبة غير المتجانس للاسكم المتداولة لبعض الشركات في سوقه العراقه للاوراقه المالية مع تطبيقه عملي

اقترح هذا المعيار من قبل (Akaike)(1) عام (1973), ويعرف على النحو الاتي: (21)

 $AIC(P) = n Ln(\hat{\sigma}_{\epsilon}^2) + 2p \qquad \dots \dots (21)$ 

اذ ان

تمثل عدد المعلمات في الانموذج. p

n عدد المشاهدات

 $\hat{\sigma}_{\epsilon}^{2}$ مقدر تباین الخطأ

## 2-1-4: معيار معلومة بيز (BIC) Bayesian Information Criterion

اقترح هذا المعيار من قبل كل من (Schwarz,1978) و (Akaike,1973) ، وقام الباحثان بتطوير معيار (AIC) الى معيار جديد سمي بمعيار معلومات بيز (BIC). ويعرف على النحو الاتي:

$$BIC(P) = n Ln(\hat{\sigma}_{\epsilon}^2) + mLn(n)$$

اذ ان

تمثل عدد المعلمات في الانموذج.

n عدد المشاهدات

مقدر تباین الخطأ  $\hat{\sigma}^2_{\epsilon}$ 

# 3-1-4 معيار معلومة أكيكي المدمج 3-1-4

ويستخدم هذا المعيار عندما يتألف الانموذج من نظّامين احدهما يسمى النظام الادنى والاخر النظام الاعلى. وعادة ما بستخدم نماذج العتبة في السلاسل الزمنية غير الخطية. ويعرف على النحو الاتي:

pooled - AIC(P) = AIC(Low regime model) + AIC(High regime model)(2:

### 2-4 اختبار Ljung-Box

يعد هذا الاختبار من الاختبارات التي تستخدم في التحقق من عشوائية أخطاء السلسلة الزمنية ، من خلال حساب معاملات دالة الارتباط الذاتي لبواقي الانموذج المرشح. وان فرضية الاختبار تكتب على النحو الاتي:

 $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = 0$  $H_0: \rho_k \neq 0$  ,  $k = 1, 2, \dots, m$ 

وان احصاءة الاختبار تكتب كما يأتى:

$$Q_m = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \sim \chi_{(m-p)}^2 \qquad \dots \dots (24)$$

اذ ان :

n يمثل حجم العينة.

m يمثل عدد ازاحات الارتباط الذاتي.

يمثل مقدرات معاملات الارتباط الذاتي.  $\hat{
ho}_k$ 

p يمثل عدد معلمات الانموذج المقدر.

ومن ثم يتم مقارنة الاحصاءة  $(Q_m)$  مع القيمة الجدولية لـ $(\chi^2_{(m-p)})$  عند مستوى المعنوية  $(\alpha)$  . فعندما يكون  $Q_m < \chi^2_{(m-p)}$  فان ذلك يدل على رفض فرضية العدم وان البواقي عشوائية.

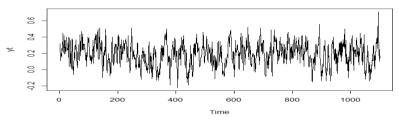
#### 5- الجانب التطبيقي:-

بعد ان تم عرض الجانب النظري, فان هذة الفقرة سوف يتضمن عرض الخطوات العملية لتوضيح كيفية تطبيق الانموذج ( $\epsilon_t$ ) تتبع التوزيع الطبيعي تطبيق الانموذج ( $N(0,\sigma_\epsilon^2)$ ) تتبع التوزيع الطبيعي N(0, $\sigma_\epsilon^2$ ). كما سيتم في هذا الفصل تحليل السلسلة الخاصة بنسبة التغيير في اسهم سوق العراق للاوراق المالية للمؤشر (ISX60) لمجموعة من الشركات، حيث تم استخدام البرنامج (Version 4.0.2) في تنفيذ التطبيق العملي.

#### 5-1 وصف وخصائص البيانات:

ان عينة البحث تتألف من سلسلة المشاهدات اليومية للمدة 8/6/2015 ولغاية 24/11/2019 مع استثناء ايام عدم التداول في سلسلة الاسعار اليومية للاسهم, وكانت بواقع (1100) مشاهدة. والجدول رقم (1- ملحق) يبين مشاهدات عينة السلسلة الزمنية ، فيما تم رسمها بالشكل (1).

## نمذجة الانحدار الذاتي للعتبة غير المتجانس للاسهم المتداولة لبعض الشركات في سوقه العراقه للاوراقه المالية مع تطبيقه عملي



شكل (1) يمثل رسم مشاهدات السلسلة الزمنية الخاصة باسهم سوق العراق للاوراق المالية ويلاحظ من الشكل (1) ان السلسلة تتجسد فيها تقلبات محققة في بعض الفترات الزمنية ، فضلا عن ان قيم السلسلة الزمنية تتذبذب حول المتوسط وهذا يشير بشكل اولى الى عدم وجود اتجاه عام وان السلسلة مستقرة.

#### 2-5 اختبار الاستقرارية:

للتحقق من صحة الاستقرارية لسلسلة المشاهدات تم اجراء اختبار جذر الوحدة وهو اختبار (ADF) (P-value). ومن خلال قيم الجدول (1) في ادناه يتبين ان قيمة (P-value). للاختبار تساوي (0.000) وهي اقل مستوى المعنوية ( $\alpha = 0.05$ ) ، وبذلك ترفض فرضية العدم التي تنص على وجود جذر الوحدة وهذا يؤكد استقرارية السلسلة الزمنية.

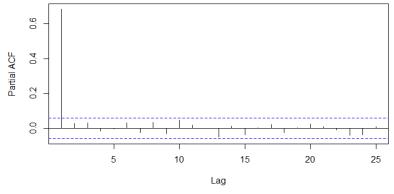
الجدول (1) يبين نتائج اختبار ديكي – فولر

Null Hypothesis  $H_0$ : The series has a unit root Alternative Hypothesis  $H_1$ : The series has a unit root

|                      |           | t-S       | Prob. |  |
|----------------------|-----------|-----------|-------|--|
| Augmented Dickey-Ful | -14.31824 | 0.0000    |       |  |
| Test critical values | 1% level  | -3.436084 |       |  |
|                      | 5% level  | -2.863960 |       |  |
|                      | 10% level | -2.568109 |       |  |

وقبل البدء باختبار الخاصية غير الخطية لبيانات التقلب المحققة للسلسلة الزمنية ، فانه ينبغي حساب معاملات دالتي الارتباط الذاتي (ACF) والارتباط الذاتي الجزئي (PACF) لتحديد وجود مركبة الانحدار الذاتي وتحديد رتبتها . وبناءً عليه تم حساب معاملات الدالتين (ACF) و(PACF) ومن ثم رسمهما في الشكلين (2) و(3) على

#### Series yt



شكل (2) يمثل رسم معاملات دالة الارتباط الذاتي للسلسلة الزمنية الاصلية

شكل (3) يوضح رسم معاملات دالة الارتباط الذاتي الجزئي للسلسلة الزمنية الاصلية

ومن خلال الشكل (2) يتضح ان معاملات دالة الارتباط الذاتي تتناقص اسياً وبشكل بطيء نحو الصفر وهذا يدل على وجود مركبة الانحدار الذاتي (AR) لبيانات سلسلة التقلب ، فيما يلاحظ من خلال الشكل (3) لرسم معاملات دالة الارتباط الذاتي الجزئي ، ان هذه المعاملات لا تنحدراسيا ولا تعطي شكلا واضحا طبقا للمنطوق النظري لاسلوب (Box - Jenkins)، وان المعامل عند الازاحة الاولى كان معنويا بدرجة عالية، وهذا يشير بعدم وجود مركبة المتوسط التحرك (MA)، وبذلك فان السلسلة تخضع لانموذح الانحدار الذاتي AR ومن الرتبة الاولى .

## نمذجة الانحدار الذاتي للعتبة غير المتجانس للاسعَم المتداولة لبعض الشركاتُ في سوقه العراقه للاوراقه المالية مع تطبيقه عملي

وللتحقق بشكل نهائي من دقة تحديد الانموذج ، فقد تم توفيق مجموعة من النماذج المقترحة والمذكورة في الجدول (2). ومن خلال الجدول يتضح ان الانموذج ARMA(1,0) يمتلك اقل القيم للمعايير المذكورة ( AIC , AIC ). وبناءً عليه فان الانموذج ARMA(1,0) يكون مرشح لعملية التقدير.

جدول (2) يبين توافيق مجموعة من النماذج مع بعض معايير اختيار الانموذج الملائم ARMA

| Model     | AIC       | AICc      | BIC       |
|-----------|-----------|-----------|-----------|
| ARMA(2,2) | -1930.106 | -1930.029 | -1900.088 |
| ARMA(0,0) | -1238.991 | -1238.980 | -1228.985 |
| ARMA(1,0) | -1933.726 | -1933.704 | -1918.717 |
| ARMA(0,1) | -1707.557 | -1707.535 | -1692.547 |
| ARMA(2,0) | -1932.215 | -1932.179 | -1912.203 |
| ARMA(1,1) | -1932.651 | -1932.613 | -1912.638 |
| ARMA(2,1) | -1932.255 | -1932.205 | -1907.240 |
| ARMA(1,2) | -1930.229 | -1930.283 | -1901.283 |

وباستخدام طريقة الامكان الاعظم تم تقدير معلمات الانموذج والموضحة في الجدول (3).

#### 6- تقدير الانموذج HTAR:

بعد ان تم التعرف على خصائص السلسلة الزمنية قيد البحث بما في ذلك امتلاكها مركبة الانحدار الذاتي , فانه ينبغي تحديد قيمة معلمة العتبة اضافة الى عدد الانظمة للانموذج . وبناءً عليه فقد تم استخدام صيغة الانموذج (1) , حيث ان عدد الانظمة تساوي (2) وان معلمة التأخير ((d=1)). اما قيمة العتبة ( $(\tau)$ ) فقد تم استخدام اسلوب البحث الشبكي ( Grid Search ) فقد تم استخدام اسلوب البحث الشبكي (  $(\tau)$ ) ويضا للتوصل الى تقديرات المعلمات اتي يتضمنها الانموذج ( $(\tau)$ , p, d ).

وبناءً عليه ، تم استخدام ثلاثة معايير عند تطبيق اسلوب البحث الشبكي ومن ثم اختيار اقل قيمة للمعايير وهي (AIC, BIC, Pooled-AIC) .

جدول (5) يبين قيم معلمات التأخير ورتبة الانحدار الذاتي للنظامين مع قيم العتبة باستخدام المعايير , AIC

| 210 , 1 00100 7 110 |    |    |      |          |          |            |
|---------------------|----|----|------|----------|----------|------------|
| delay               | ML | МН | Th.  | AIC      | BIC      | Pooled-AIC |
| 1                   | 3  | 3  | 0.23 | -4996.77 | 4958.28  | -1928.95   |
| 1                   | 3  | 3  | 0.25 | -4995.74 | -4951.16 | -1925.95   |
| 1                   | 3  | 3  | 0.22 | -4996.20 | -4952.20 | -1925.48   |
| 2                   | 3  | 3  | 0.23 | -4987.29 | 4943.23  | -1919.24   |
| 2                   | 3  | 3  | 0.25 | -4981.52 | -4940.60 | -1914.08   |

ومن ثم تم تقدير معلمات الانموذج HTAR باستخدام طريقة المربعات الصغرى المتعاقبة والجدول التالي يوضح نتائج عملية التقدير:

الجدول (6) بيين تقدير معلمات الانموذح HTAR مشاهدات السلسلة الزمنية المدروسة

|                | Variable                   |          | Coefficient Std.E |         | Std.Erro | r t-Stat | istic P       | rob. |
|----------------|----------------------------|----------|-------------------|---------|----------|----------|---------------|------|
|                |                            |          |                   |         |          | L        | ow regime     | )    |
|                | $h_1$                      |          | 0.0643            |         | 0.0070   | 9.204    | 3 0.0         | 0000 |
|                | $\alpha^{(d)}$             |          | 0.6138            |         | 0.0498   | 12.328   | 9 0.0         | 0000 |
|                | $\alpha^{(w)}$             |          | 0.0264            |         | 0.0452   | 0.584    | <b>17</b> 0.5 | 5590 |
| $\alpha^{(m)}$ |                            | 0.0110   |                   | 0.0371  | 0.29     | 60 0     | .7673         |      |
|                |                            |          |                   |         |          | High     | n regime      |      |
|                | $h_2$                      |          | 0.1570            |         | 0.0267   | 5.8810   | 0.0           | 0000 |
|                | $oldsymbol{eta}^{(d)}$     |          | 0.4519            |         | 0.0854   | 5.2898   | 3 0.0         | 0000 |
|                | $\boldsymbol{\beta}^{(w)}$ |          | -0.1249           |         | 0.0582   | -2.1452  | 2 0.0         | 326  |
|                | $\boldsymbol{\beta}^{(m)}$ |          | -0.0267           |         | 0.0544   | -0.4902  | 2 0.6         | 5243 |
|                |                            | 0.099258 | Th                | reshold | l value  | 0.23     | RMSE          | =    |
|                |                            | 0.9837   | -4996.7           | 77      | MAPE     | AIC      |               |      |
|                | 1                          | Delay pa | Delay parameter   |         | BIC      | -4       | 958 .28       |      |
|                |                            |          |                   |         | -        | -1928.95 | Pooled-A      | IC   |

وعليه فان الصيغة التقديرية للانموذج تكون على النحو الاتي:

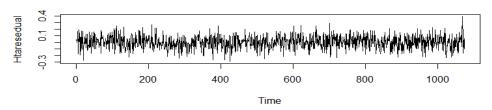
$$y_{t} = \left(0.0643 + 0.6138y_{t-1}^{(d)} + 0.0264y_{t-1}^{(w)} + 0.0110y_{t-1}^{(m)}\right)(y_{t-1} \le 0.23) + \left(0.1570 + 0.4519y_{t-1}^{(d)} - 0.1249y_{t-1}^{(w)} - 0.0267y_{t-1}^{(m)}\right)(y_{t-1} > 0.23) + \epsilon_{t}$$

## نمذجة الانحدار الذاتي للعتبة غير المتجانس للاسعُم المتداولة لبعض الشركاتُ في سوقه العراقه للاوراقه المالية مع تطبيقه عملي

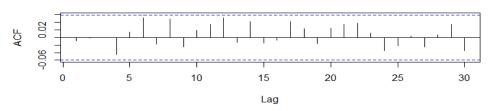
حيث يلاحظ ان مقدرات معلمات الانموذج المقترح  $(h_1, h_2, \alpha^{(d)}, \beta^{(d)}, \beta^{(w)})$  كانت معنوية بسبب ان قيمها الاحتمالية (p-value) كانت اقل من (0.05) ، بينما كانت المعلمات ( $\alpha^{(w)}, \alpha^{(m)}, \beta^{(m)}$ ) للنظام الاعلى غير معنوية. والجدير بالذكر ان العتبة المقدرة قد قسمت سلسلة التقلب المحقق بنسبة (46.2%) للنظام الادنى.

كما تم التحقق من مدى ملائمة الانموذج المقدر وذلك من خلال خصائص سلسلة البواقي الناتجة عن مطابقة الانموذج المقدر . حيث تم ايجاد قيم هذه السلسلة ومن ثم حساب معاملات دالة الارتباط الذاتي لتلك القيم ورسمهما كما في الشكل الاتي :

#### **Hetar Residuals Fit**



#### Series Htaresedual



شكل (11) يمثل الرسم البياني لقيم سلسلة البواقي ومعاملات دالة الارتباط الذاتي للبواقي الناتجة عن مطابقة الانموذج المقدر HTAR

ومن خلال رسم معاملات دالة الارتباط الذاتي يلاحظ ان جميع هذه المعاملات تقع داخل حدي الثقة مما يدل على عشوائية سلسلة البواقي ، كما تم استخدام الاحصاءة  $(Q_m)$  فكانت قيمتها تساوي (6.1964) بدرجة حرية (df = 8) وباحتمال (0.6252) وهو اكبر من (0.05) مما يدل على استقلالية البواقي وبذلك فان الانموذج المقدر بعد انموذجا ملائما لمشاهدات السلسلة الزمنية.

اما فيما يخص مقارنة الاداء التنبؤي الانموذج HTAR ومع اضافة الانموذج الخطي (1) AR فقد كانت النتائج وفقا للجدول الاتي :

جدول (7) يبين معايير مقارنة الاداء التنبؤي AR(1),HTAR

|        | ( . / )  | ., ., . <del>.</del> | J J**    |         |
|--------|----------|----------------------|----------|---------|
| Models | AIC      | BIC                  | Pooled-  | MAPE    |
|        |          |                      | AIC      |         |
| HTAR   | -        | -4958 .28            | -1928.95 | 0.9837  |
|        | 4996.770 |                      |          |         |
| AR(1)  | -        | -1934.730            | -        | 1.06451 |
|        | 1934.730 |                      |          |         |

#### الاستنتاجات:

- 1- ان سلسلة نسبة التغيير في اسهم سوق العراق للاوراق المالية للمؤشر (ISX60) لمجموعة من الشركات تظهر فيها تقلبات محققة في بعض الفترات الزمنية كما في الشكل (1) ، وهي سلسلة مستقرة في المتوسط طبقا لاختبار جذر الوحدة (Augmented Dickey-Fuller) كما في الجدول (1).
- 2- تبين ان السلسلة الزمنية قيد البحث تمتلك مركبة الانحدار الذاتي فقط عند مطابقة مشاهدات السلسلة للانموذج المختلط (p,q) كما توضحه قيم معايير التحديد في الجدول (2). ولكون السلسلة الزمنية غير خطية وتمتلك هذه المركبة ، فان مشاهداتها يمكن ان تكون منطلق زمني في نمذجتها والتنبؤ باقيامها المستقبلية باستخدام الانموذج HTAR.
- **3-** بعد تطبيق الانموذج HTAR تم تحديد المعلمات الخارجية لتكون (d=1) و(p=2) النظامين وان (p=2) اعتمادا على اقل قيمة للمعيار AIC كما في الجدول (p=2).

## نمذجة الانحدار الذاتي للعتبة غير المتجانس للاسكم المتداولة لبعض الشركات في سوقه العراقه للاوراقه المالية مع تطبيقه عملي

بعد تقدير الانموذج HTAR تبين ان معلمتين في النظام الادنى ومعلمة واحدة في النظام الاعلى كانت غير معنوية كما في الجدول (10).

#### التوصيات:

- 1. نوصي بدراسة الانموذج عندما تتبع الاخطاء اشكال مختلقة من التوزيعات ، ومنها توزيع Student-t و Skewed Student-t
  - 2. نوصي باستخدام طرائق تقدير اخرى سواء كانت معلمية ام غير معلمية.
    - 3. نوصى باستخدام متغيرات عتبة خارجية عند تطبيق الانموذج.
  - 4. نوصي بتوسيع الانموذج HTAR ليشتمل على تأثير متغير موسمي اوفصلي. المصادر --
- Chappell , D., Padmore , J., Mistry, P., Ellis, C., (1996), "A Threshold Model for the French France-Deutschmark Exchange Rate", *Journal of Forecasting*, c. 15: 155-164.
   Brown ,B.Y. and Marino, R.S. (1989)."Predictors in dynamic nonlinear models: large sample behavior", *Econometrics Theory*,5,pp 430-452
- 3. Crosi, F. (2009)." A Simple Approximate Long-Memory Model of Realized Volatility", *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 7, No. 2, 174–196.
- 4. Dacorogna, M., U. Muller, R. Dav, R. Olsen, and O. Pictet. (1998). "Modelling short term volatility with GARCH and HARCH models." *In Nonlinear Modelling of High Frequency Financial Time Series*, ed. C. Dunis and B. Zhou, 161–76. Chichester, UK:Wiley.
- 5. Frances, H.P. & Van Dijk, D. (2000). "Nonlinear Time Series in Empirical Finance". Cambridge: Cambridge University Press.
- 6. Galeanoa,P. and Peñab,D.(2007)." Improved model selection criteria for SETAR time series models .", Journal of Statistical Planning and Inference , 137 pp.2802 2814.
- 7. Hansen, B. E.(1999) ." Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference ", *Journal of Econometrics* 93, 345}368.
- 8. Khan, M. H. (2015). "Advances in Applied Nonlinear Time Series Modeling", Pakistan
- 9. Muller, U., M. Dacorogna, R. Dav, R. Olsen, O. Pictet, and J. von Weizsacker. (1997) . "Volatilities of different time resolutions Analysing the dynamics of market components." *Journal of Empirical Finance* 4: 213–239.
- 10. Perron, P. (2018). "Unit Root and Structural Breaks". Econometrics, 1(8): 1-169.
- 11. Tong, H. & Lim, K.S. (1980), "Threshold Auto-regression, Limit Cycles and Cyclial Data". *Journal of the Royal Statistical Society*, B42, 245-292.
- 12. Tong, H. (1990). Non-linear time series. A dynamical system approach. Oxford University Press, Oxford.
- 13. Chan, K. S. (1993). Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive Model, *The Annals of Statistics* 21, 520-533.
- 14. Schwarz, G. (1978). "Estimating the dimension of a model". Ann. Statist. 6, 461–464.

# Autoregressive modelling of the heterogeneous threshold of the shares traded for some companies in the Iraqi Stock Exchange with a practical application

The researcher Anwar Dakhel Handool

P. Dr. Lovad Kazem Khudair Al-Musawi / College of Adminis

P. Dr Jawad Kazem Khudair Al-Musawi / College of Administration and Economics / Al-Mustansiriya University

#### **Abstract**

Although linear time series models have wide applications for economic phenomena in general, they are not able to capture the behaviour of many economic phenomena and applications, especially financial ones. This type of series is characterized by modelling the kinetic state of the phenomena of asymmetry, structural changes, threshold, and others. Therefore, this shortcoming in linear modelling led to the emergence of non-linear models, which are models of various formats and not a model in one general format, as is the case in linear modelling.

In order to overcome this shortcoming, most recent studies have adopted non-linear modelling, and (Tong, 1978) was one of the first who made a qualitative leap in the application of this type of model that depends on the analysis of the dynamics of financial and monetary time series and others, including the threshold model for non-self-regression homogeneous (HTAR).

Our research aims to apply the (HTAR) model to a sample that represents the series of percentage changes in the shares of the Iraq Stock Exchange for the index (ISX60) for a group of companies.

Research extracted from a master's thesis.

| <b>Keywords:</b>                                    | Bayesian | Information | Criterion, | Ljung-Box, | maximum | Likelihood |  |  |
|---|----------|-------------|------------|------------|---------|------------|--|--|
| Nethod ,Successive Least Squares Method,Forecasting |          |             |            |            |         |            |  |  |
|   |          |             |            |            |         |            |  |  |
|   |          |             |            |            |         |            |  |  |
|   |          |             |            |            |         |            |  |  |