

## تمثيل فضاء الحالة لنماذج السلاسل الزمنية التركيبية ونماذج بوكس جكينز مع تطبيق في سوق العراق للأوراق المالية

أ.م. د. افتخار عبد الحميد النقاش

هدى عدنان توفيق

الجامعة المستنصرية-كلية الادارة والاقتصاد

قسم الاحصاء

### الملخص

تعد نماذج فضاء الحالة إحدى طرائق تحليل السلاسل الزمنية التي تتناول سلوك الظواهر وتفسيرها عبر حقب زمنية مختلفة ، وقد بدأ استخدام هذه النماذج في حقل الهندسة وذلك بعد نشر Kalman لبحثه في عام (1960) وقد توسع استخدامها في العلوم الأخرى كالإقتصاد ، الطب ، العلوم الفيزيائية ، السيطرة النوعية وغيرها. يهدف البحث الى استخدام نماذج فضاء الحالة في التنبؤ بسلسلة أعداد الأسهم المتداولة اليومية لقطاع المصارف في سوق العراق للأوراق المالية ، إذ تم نمذجة كل مركبة ( الأتجاه ، الموسمية ، الدورية ) ونماذج هذه المركبات ركبت بأنموذج فضاء الحالة .

كما تم بناء أنموذج بوكس - جنكينز (1,1) ARMA للسلسلة المدروسة بأنموذج فضاء الحالة . وقد توصل البحث الى أن الأنموذج المشخص ARMA (1,1) والذي تم صياغته بأنموذج فضاء الحالة هو أنموذج ملائم لوصف بيانات السلسلة وذلك من خلال إعطائه قيم تنبؤية أقرب الى الواقع بينما أعطى أنموذج المستوى المحلي قيم تنبؤية ثابتة ومساوية الى (6.0112e+008) ، لذا يوصي الباحث باعتماد أنموذج (1,1) ARMA .

### Abstract

The State space models is one of the ways of time series analysis which deals with the phenomena manner and its explanation through different times, these models have been used in the field of Engineering after Kalman (1960) has published his research , its using has been expanded in the other sciences such as Economics ,Medicine ,Physical Sciences ,Quality Controlling and others.

The research aims to use The State space models in the forecasting by series of numbering the daily traded shares for the Banks Sector in Iraq Stocks Exchange, it has been model every component (Trend, Seasonal and Cyclical) these components have been put in The State space model .

It has been built Box-Jenkins model ARMA (1, 1) for the studies series by State space model .

The Research has resulted to the Identified Model ARMA (1, 1) which has been formed by State space model is a suitable model to describe the series data during noticing results and giving it forecasting values nearer to the real while Local Level Model gave stable forecasting values and equal to (6.0112e+008), so the Researcher has recommended to depend the ARMA (1, 1).

## هدف البحث

يهدف البحث الى استخدام منهجية فضاء الحالة في صياغة نماذج السلاسل الزمنية التركيبية ونماذج بوكس - جنكينز والحصول على تقدير متجه الحالة بالاعتماد على الأسلوب التكراري لتنقية وتمهيد كالماتن لأيجاد قيم تنبؤية لسلسلة أعداد الأسهم المتداولة اليومية لقطاع المصارف في سوق العراق للأوراق المالية .

## مفهوم الحالة ونماذج فضاء الحالة: The Concept of State and State Space Models

عرف Wei<sup>(13)</sup> حالة النظام بأنها عبارة عن أقل مجموعة معلومات عن الماضي والحاضر يمكن من خلالها وصف السلوك المستقبلي لنظام وصفاً كاملاً عند معرفة الحالة في الحاضر ومدخلات المستقبل بإذ يتم دمج كل المعلومات الماضية في متغيرات الحالة الحالية وهذا يجعلها تخضع للخاصية الماركوفية لذا نجد بأن تمثيل فضاء الحالة سمي أيضاً بالتمثيل الماركوفي للنظام .

وقد عرف Durbin & Koopman<sup>(3)</sup> أنموذج فضاء الحالة بأنه أنموذج حركي خطي (DLM) وأن المشاهدات التي يتعامل معها تتألف من مركبات الاتجاه Trend ، الموسمية Seasonal ، الدورية Cycle ، المتغيرات التقويمية Calendar variations ، المتغيرات التوضيحية فضلاً عن حد الخطأ Error term وأن كل من هذه المركبات تنمذج بشكل منفصل وأن نماذج هذه المركبات تتركب معاً لتشكيل أنموذج واحد .

مما سبق يمكن القول أن أنموذج فضاء الحالة هو أنموذج يمكن صياغته لأي أنموذج سلسلة زمنية يربط متجه المشاهدات (  $y_t$  ) مع متجه الحالة (  $\alpha_t$  ) بعلاقة يستدل من خلالها على الخصائص المناسبة ( المتوسط والتباين ) لـ (  $\alpha_t$  ) بالاعتماد على المشاهدات وذلك باستخدام المعادلات التكرارية لتنقية وتمهيد كالماتن .

## أنموذج فضاء الحالة الخطي الطبيعي The Linear Gaussian State Space Model (3,4,9,10,13)

عبارة عن أنموذج خطي يربط متجه الحالة غير المشاهد مع متجه المشاهدات . يكمن الهدف من دراسة هذا الأنموذج في الاستدلال عن الخصائص المناسبة لـ (  $\alpha_t$  ) الغير المشاهد من خلال معرفة المشاهدات (  $y_t$  )

ويتكون هذا الأنموذج من معادلتين هما :

$$(1) \text{ معادلة المشاهدات Observation Equation}$$

وتسمى أيضاً بمعادلة المخرجات أو معادلة القياس وصيغتها :

$$y_t = Z_t \alpha_t + \varepsilon_t \quad \dots\dots(1)$$

إذ أن

$y_t$  يمثل متجه المشاهدات من الدرجة  $n \times 1$

$Z_t$  يمثل مصفوفة المخرجات من الدرجة  $n \times m$

$\alpha_t$  يمثل متجه الحالة State Vector للمدة الزمنية  $t$  من الدرجة  $(m \times 1)$

$\varepsilon_t$  الخطأ العشوائي لمعادلة المشاهدة من الدرجة  $n \times 1$  ويتوزع توزيعاً طبيعياً بوسط حسابي (0)

ومصفوفة تباين  $H_t$  أي أن  $\varepsilon_t \sim N(0, H_t)$

ويمكن أن نلاحظ بأن هذه المعادلة تمتلك تركيبة الأنحدار الخطي العام عندما متجه المعاملات  $\alpha_t$  ( يتغير عبر الزمن .

## (2) معادلة الحالة State Equation

وتسمى بمعادلة النظام أو معادلة المدخلات أو المعادلة الانتقالية وصيغتها هي :

$$\alpha_{t+1} = T_t \alpha_t + R_t \eta_t \quad \dots\dots(2)$$

إذ أن

$\alpha_{t+1}$  يمثل متجه الحالة للمدة الزمنية  $t+1$  من الدرجة  $(m \times 1)$

$T_t$  مصفوفة انتقالية من الدرجة  $(m \times m)$

$R_t$  مصفوفة المدخلات من الدرجة  $(m \times r)$

$\eta_t$  الخطأ العشوائي لمعادلة الحالة من الدرجة  $r \times 1$  ويتوزع توزيعاً طبيعياً بوسط حسابي (0)

ومصفوفة تباين  $Q_t$  أي أن  $\eta_t \sim N(0, Q_t)$

تقدير متجه الحالة : Estimation of State Vector

إن متجه الحالة غير المشاهد  $(\alpha_t)$  يتم تقديره بالأعتماد على المشاهدات  $(y_1, y_2, \dots, y_t)$

باستخدام المعادلات التكرارية لتنقية كالمان إذ يتم إيجاد متجه المتوسط  $(a_{t+1})$  ومصفوفة التباين  $(P_{t+1})$

الشرطيان لمتجه الحالة غير المشاهد ، ومن ثم يتم حساب متجه المتوسط  $(\hat{\alpha}_t)$  ومصفوفة التباين  $(V_t)$

للحالة غير المشاهدة شرطياً مع مجموعة كاملة من المشاهدات  $(y_1, y_2, \dots, y_n)$  باستخدام المعادلات

التكرارية لتمهيد كالمان وكالاتي :

## 1. تنقية كالمان Kalman Filter (3,4,9,10,13)

إن تنقية كالمان عبارة عن خوارزمية تكرارية تستخدم لتحديث الوسط والتباين للحالة غير المشاهدة

بالاعتماد على المشاهدات  $(y_1, y_2, \dots, y_t)$  .

ليكن  $Y_{t-1}$  عبارة عن متجه من المشاهدات السابقة  $(y_{t-1}, \dots, y_2, y_1)$

وأن متجه الحالة غير المشاهد  $(\alpha_t / Y_{t-1})$  يتوزع توزيعاً طبيعياً بمتوسط  $(\hat{a}_t)$  وتباين  $(P_t)$  أي أن :  
 $(\alpha_t / Y_{t-1}) \sim N(\hat{a}_t, P_t)$

وعليه فإن

$$a_{t+1} = E(\alpha_{t+1} / Y_t)$$

$$a_{t+1} = T_t a_t + K_t e_t \quad \text{متجه متوسط الحالة سيكون}$$

$$P_{t+1} = \text{var}(\alpha_{t+1} / Y_t)$$

$$P_{t+1} = T_t P_t L_t' + R_t Q_t R_t' \quad \text{مصفوفة تباين الحالة سيكون}$$

$(K_t)$  تسمى بربحية كالمان Kalman Gain أو عامل كالمان Kalman factor وهي عبارة عن نسبة تباين متجه الحالة الى تباين خطأ التنقية وأن قيمتها تتراوح بين الصفر والواحد الصحيح ، وتعد هذه النسبة مؤشراً الى سير عملية التنقية وذلك عندما تستقر قيمتها ، ففي حالة استقرار قيمة ربحية التنقية  $(K_t)$  واقترب كل من مصفوفة تباين الحالة  $(P_t)$  وتباين خطأ التنقية الى مصفوفة ثابتة تتوقف التنقية وهذا يؤدي الى الأنموذج يمتلك حلول حالة ثابتة وتتقلص معادلات التنقية الى معادلة واحدة . أي أن الحالة غير المشاهدة يتم حسابها بالأعتماد على متجه المشاهدات باستخدام المعادلات التكرارية أعلاه ، وأن أفضل تقدير لـ  $(Y_t)$  هو  $(Z_t a_t)$  وعند وصول مشاهدة جديدة فإنه سوف يتم حساب خطأ التنقية  $(e_t)$  ومن ثم تباينه  $(F_t)$  فيصبح أفضل مقدر للحالة  $(a_{t+1})$  متكون من المقدر القديم (السابق)  $(a_t)$  فضلا عنالمعلومة الجديدة عن خطأ التنقية  $(e_t)$  مضروبة في ربحية التنقية  $(K_t)$  .

مما سبق يتضح أن متجه الحالة غير المشاهد يتم حسابه بالأعتماد على المشاهدات باستخدام المعادلات التكرارية لمجموعة علاقات التحديث لتنقية كالمان من الزمن  $(t)$  الى  $(t+1)$  الموضحة أدناه :

1. $e_t = y_t - Z_t a_t$	4. $F_t = Z_t P_t Z_t' + H_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, n$
2. $K_t = T_t P_t Z_t' F_t^{-1}$	5. $L_t = T_t - K_t Z_t$
3. $a_{t+1} = T_t a_t + K_t e_t$	6. $P_{t+1} = T_t P_t L_t' + R_t Q_t R_t' \quad \dots (3)$

### 2. تمهيد كالمان Kalman Smoother (3.9)

بعد أن يتم حساب التنقية فإن تكرارات التمهيد تبدأ عند آخر مشاهدة ثم تنفذ حتى الوصول الى أول مشاهدة

إذ أن  $N_n = 0$  عندما لا تتوفر مشاهدة بعد الزمن  $n$   
 إذ أن

$$M_{t-1} = Z'_t F_t^{-1} e_t + L'_t Z'_{t+1} F_{t+1}^{-1} e_{t+1} + \dots + L'_t L'_{t+1} \dots L'_{n-1} Z'_n F_n^{-1} e_n \quad \dots(4)$$

$$M_t = Z'_{t+1} F_{t+1}^{-1} e_{t+1} + L'_{t+1} Z'_{t+2} F_{t+2}^{-1} e_{t+2} + \dots + L'_{t+1} L'_{t+2} \dots L'_{n-1} Z'_n F_n^{-1} e_n \quad \dots(5)$$

وأن  $(M_{t-1})$  تمثل المجموع الموزون لأخطاء الأنموذج عند الزمن  $(t-1)$  أما عند الزمن  $(t)$  فتكون قيمتها:

عندما لا تتوفر مشاهدات بعد الزمن  $(n)$  فإن  $M_n = 0$  وأن المعادلة (4) تصبح :

$$M_{t-1} = Z'_t F_t^{-1} e_t + L'_t M_t \quad \dots\dots\dots(6)$$

مما سبق يتضح أن المعادلات التكرارية لأيجاد متوسط وتباين الحالة باستخدام تمهيد كالمان ستكون :

$$\begin{aligned} 1. \quad M_{t-1} &= Z'_t F_t^{-1} e_t + L'_t M_t & 3. \quad N_{t-1} &= Z'_t F_t^{-1} Z_t + L'_t N_t L_t \\ 2. \quad \hat{\alpha}_t &= a_t + P_t M_{t-1} & 4. \quad V_t &= P_t - P_t N_{t-1} P_t \quad t = n, n-1, \dots, 1 \\ & & & \dots\dots\dots(7) \end{aligned}$$

وأن المعادلات أعلاه تسمى في بعض الأحيان بتمهيد المجال الثابت. **Fixed Interval Smoothe.**

3. التنبؤ Forecasting (3.9)

يعد التنبؤ آخر مرحلة من مراحل تحليل السلاسل الزمنية إذ يتم إيجاد القيم المستقبلية للسلسلة المدروسة باستخدام أفضل أنموذج ملائم للسلسلة .

وعلى أساس أن التنبؤ هو عبارة عن التوقع الشرطي لـ  $y$  في المدة  $n+j$  وكالاتي :

$$\begin{aligned} \bar{y}_{n+j} &= E(y_{n+j} / Y_n) \\ &= E(Z_{n+j} \alpha_{n+j} + \varepsilon_{n+j} / Y_n) \\ &= Z_{n+j} \bar{\alpha}_{n+j} \quad \dots\dots\dots(8) \end{aligned}$$

إذ أن

$\bar{a}_{n+j}$  يمثل تقدير  $\alpha_{n+j}$  والذي تم أيجاده باستخدام تنقية كالمان  
المتوسط الشرطي  $\bar{y}_{n+j}$  يمتلك أقل متوسط لمربعات الخطأ وهو  $\bar{F}_{n+j}$  مساوي الى

$$\bar{F}_{n+j} = Z_{n+j} \bar{P}_{n+j} Z'_{n+j} + H_{n+j} \dots (9)$$

وأن  $\bar{a}_{n+j}, \bar{P}_{n+j}$

$$\bar{a}_{n+j+1} = T_{n+j} \bar{a}_{n+j} \quad j = 1, \dots, J-1$$

$$\bar{P}_{n+j+1} = T_{n+j} \bar{P}_{n+j} T'_{n+j} + R_{n+j} Q_{n+j} R'_{n+j} \dots (10)$$

أولاً: صياغة نماذج السلاسل الزمنية التركيبية بأنموذج فضاء الحالة (3,5,9)

باستخدام منهجية فضاء الحالة فإن كل مركبة من المركبات يتم نمذجتها بشكل منفصل ومن ثم تركيب النماذج الفرعية بأنموذج واحد ألا وهو أنموذج فضاء الحالة وكالاتي :

1. أنموذج المستوى المحلي : **Local Level Model**

ويسمى أيضا أنموذج المشية العشوائية

ليكن أنموذج فضاء الحالة الخطي الطبيعي

$$y_t = z_t \alpha_t + \varepsilon_t$$

$$\alpha_{t+1} = T_t \alpha_t + R_t \eta_t$$

وعندما يكون

$$T_t = R_t = Z_t = I$$

$$\alpha_t = \mu_t$$

يصبح الأنموذج

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t$$

$$\mu_{t+1} = \mu_t + \eta_t \dots (11)$$

إذ أن الخطأ العشوائي  $(\varepsilon_t)$  يتوزع توزيعاً طبيعياً أي أن  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  ، الخطأ العشوائي

$(\eta_t)$  يتوزع توزيعاً طبيعياً أي أن  $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$

2. نمذجة مركبة الاتجاه ( أنموذج الاتجاه الخطي المحلي )

عند إضافة مركبة الاتجاه الى المعادلة (2) نحصل على :

$$\begin{aligned} y_t &= \mu_t + \varepsilon_t \\ \mu_{t+1} &= \mu_t + \beta_t + \eta_t \quad \dots\dots\dots(12) \\ \beta_{t+1} &= \beta_t + \zeta_t \end{aligned}$$

وأن الأخطاء العشوائية  $(\varepsilon_t, \eta_t)$  معرفة سابقاً في (11) ، الخطأ العشوائي  $(\zeta_t)$  يتوزع توزيعاً طبيعياً أي أن  $\zeta_t \sim N(0, \sigma_\zeta^2)$  ، وبكتابتها بصيغة أنموذج فضاء الحالة نحصل على :

$$\begin{aligned} y_t &= [1 \quad 0] \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \end{bmatrix} + \varepsilon_t \\ \begin{bmatrix} \mu_{t+1} \\ \beta_{t+1} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \end{bmatrix} \quad \dots\dots\dots(13) \end{aligned}$$

3. نمذجة المركبة الموسمية :

هناك ثلاث نماذج للتعبير عن المركبة الموسمية وهي :

$$1. \quad \gamma_{t+1} = -\sum_{j=1}^{s-1} \gamma_{t+1-j} + \omega_t \quad , \quad \forall t = 1, 2, \dots, n \quad \dots\dots\dots(14)$$

إذ أن S يمثل عدد المواسم ، وأن الخطأ العشوائي  $\omega_{jt}$  يتوزع توزيعاً طبيعياً أي أن  $\omega_{jt} \sim N(0, \sigma_\omega^2)$

$$2. \quad \gamma_{j,t+1} = \gamma_{jt} + \omega_{jt} \quad \forall t = (i-1)s + j \quad , i = 1, 2, \dots \quad , j = 1, \dots, s \quad \dots\dots(15)$$

$$3. \quad \gamma_t = \sum_{j=1}^{s/2} (\tilde{\gamma}_j \cos \lambda_{jt} + \tilde{\gamma}_j^* \sin \lambda_{jt}) \quad , j = 1, 2, \dots, s/2 \quad , \lambda_j = \frac{2\pi j}{s} \quad \dots\dots(16)$$

1. نمذجة المركبة الدورية :

عند إضافة المركبة الدورية الى الأنموذج نحصل على :  $t = 1, \dots, n$   $y_t = \mu_t + \gamma_t + c_t + \varepsilon_t$

إذ أن  $C_t$  تمثل الموجة الجيبية Sin Wave والتي تتولد من خلال العلاقة الآتية :

$$\begin{bmatrix} C_{t+1} \\ C_{t+1}^* \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C_t \\ C_t^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \tilde{\omega}_t \\ \tilde{\omega}_t^* \end{bmatrix} \quad \dots\dots\dots(17)$$

وأن كل من  $\tilde{\omega}_j$  ،  $\tilde{\omega}_j^*$  مستقلان ولهما توزيع  $N(0, \sigma_{\tilde{\omega}}^2)$

Frequency of the cycle  $\lambda_c$  تمثل التكرار الدوري

Damping factor  $\rho$  يمثل عامل الأضمحلال

ثانياً : صياغة نماذج الأنحدار الذاتي - الأوساط المتحركة بأنموذج فضاء الحالة<sup>(3,9,13)</sup>

ليكن أنموذج ARMA (p,q)

$$y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \zeta_t - \vartheta_1 \zeta_{t-1} - \vartheta_2 \zeta_{t-2} - \dots - \vartheta_q \zeta_{t-q}$$

ليكن أنموذج فضاء الحالة الخطي الطبيعي

$$y_t = Z_t \alpha_t + \varepsilon_t$$

$$\alpha_{t+1} = T_t \alpha_t + R_t \eta_t$$

إذ أن :  $T_t$  تمثل معاملات AR ،  $R_t$  تمثل معاملات MA

$$Z_t = [1 \quad 0 \quad \dots \quad 0]$$

$$\alpha_t = \begin{bmatrix} y_t \\ \varphi_2 y_{t-1} + \dots + \varphi_m y_{t-m+1} + \vartheta_1 \zeta_t + \dots + \vartheta_{m-1} \zeta_{t-m+2} \\ \varphi_3 y_{t-1} + \dots + \varphi_m y_{t-m+2} + \vartheta_2 \zeta_t + \dots + \vartheta_{r-1} \zeta_{t-m+3} \\ \vdots \\ \varphi_m y_{t-1} + \vartheta_{m-1} \zeta_t \end{bmatrix}$$

$m \times 1$

وأن  $m = \max(p, q + 1)$

بيانات البحث :

من خلال مراجعتنا المتكررة الى سوق العراق للأوراق المالية تم التعرف على طبيعة البيانات المتوفرة التي تبين حجم وطبيعة التداول للشركات المساهمة المدرجة في السوق ، لذا فإن البيانات التي تم اعتمادها في البحث تتمثل بأعداد الأسهم المتداولة اليومية<sup>1</sup> لقطاع المصارف وقد تم جمعها بعد كل جلسة تداول<sup>2</sup> .

<sup>1</sup> أعداد الأسهم المتداولة : مجموع الأسهم التي تم التداول بها خلال مدة معينة لكل شركة مساهمة مدرجة في السوق .



أولاً : صياغة نماذج السلاسل الزمنية التركيبية بأنموذج فضاء الحالة :

باستخدام التطبيق الجاهز Ssfpack تم صياغة نماذج السلاسل الزمنية التركيبية بأنموذج فضاء الحالة لسلسلة أعداد الأسهم المتداولة اليومية لقطاع المصارف إذ تم نمذجة كل مركبة من مركبات السلسلة ( الأتجاه ، الموسمية ، الدورية ) وفيما يأتي استعراض النتائج التي تم الحصول عليها :

### 1. أنموذج المستوى المحلي

وهو من أبسط نماذج فضاء الحالة إذ تمثل قيم السلسلة الزمنية بالمستوى العام ( $\mu_t$ ) مضاف اليه

الخطأ العشوائي ( $\varepsilon_t$ ) وكما موضح بالمعادلة ( 11 ) .

وباستخدام طريقة (BFGS) تم تقدير تباين حد الخطأ لمعادلة المشاهدة ( $\sigma_\varepsilon^2 = 1.4780e+017$ )

وتباين حد الخطأ لمعادلة الحالة ( $\sigma_\eta^2 = 1.8566e+015$ )

وباستخدام المعادلات التحديثية لتنقية كالمان ( 3 ) وبالأعتماد على تقديرات تباينات الأنموذج التي حصلنا

عليها بطريقة (BFGS) تم تقدير متجه الحالة والنتائج التي حصلنا عليها موضحة في الجدول أدناه

### جدول ( 1 )

تقدير متجه الحالة ومصفوفة تباين الحالة وخطأ التنقية وتباينه وربحية تنقية كالمان لأنموذج المستوى المحلي

المدة الزمنية t	تقدير متجه الحالة $a_t$	تباين الحالة $P_t$	خطأ تنقية كالمان $e_t$	تباين خطأ تنقية كالمان $F_t$	ربحية تنقية كالمان $K_t$
0	0	1.4780e+022	3.6123e+008	1.4780e+022	0.99999
1	3.6123e+008	1.4965e+017	8.6010e+007	2.9745e+017	0.50312
2	4.0450e+008	7.6217e+017	4.2986e+008	2.2402e+017	0.34023
3	5.5075e+008	5.2142e+016	1.9860e+008	1.9994e+017	0.26079
4	6.0255e+008	4.0401e+016	1.0929e+008	1.8820e+017	0.21467
37	6.4708e+008	1.7528e+016	-3.4212e+008	1.6533e+017	0.10602
38	6.1081e+008	1.7526e+016	-2.9214e+008	1.6532e+017	0.10601
39	5.7984e+008	1.7525e+016	1.7892e+007	.	0.10600
40	5.8174e+008	1.7524e+016	-2.6922e+008	.	0.10600

<sup>2</sup> النشرات اليومية : وهي التي تصدر بعد كل جلسة تداول والغرض منها بيان حجم وطبيعة التداول وتتضمن : عدد الأسهم لكل شركة داخلية ضمن التداول , حجم التداول بالدينار العراقي , سعر الافتتاح للسهم الواحد بالدينار , سعر الأغلاق , معدل السعر الحالي , معدل السعر السابق , أعلى وأدنى سعر نفذ أثناء التداول , سعر آخر طلب شراء وطلب بيع , عدد العقود المنفذة لكل شركة .

0.10599	.	-2.7969e+008	1.7523e+016	5.5320e+008	41
0.10599	.	-3.1496e+008	1.7522e+016	5.2355e+008	42
0.10597	.	1.9871e+008	1.7520e+016	3.5982e+008	52
.	.	-1.3063e+008	1.7520e+016	3.8088e+008	53
.	.	-2.445e+008	1.7519e+016	3.6704e+008	54
.	.	2.3683e+006	.	3.4113e+008	55
.	.	-1.6287e+007	.	6.8358e+008	87
.	.	-3.4976e+008	.	6.8186e+008	88
0.10597	1.6532e+017	-4.1208e+008	1.7519e+016	6.4479e+008	89

من ملاحظة الجدول أعلاه يتضح ما يأتي :

تباين خطأ تنقية كالمان لأنموذج المستوى المحلي ( $F_t$ ) كانت قيمته كبيرة في البداية ومساوية الى  $(1.4780e + 22)$  ثم بدأ بالتناقص السريع لتصل الى  $(1.9994e + 17)$  في التحديث الثالث بعد ذلك بدأ يتناقص بشكل ضئيل حتى استقر في التحديث رقم (38) وكانت قيمته  $(1.6532e + 17)$  واستمر بالاستقرار الى آخر مشاهدة ، والشكل (2-3) يوضح ذلك .

أما تباين متجه الحالة لأنموذج المستوى المحلي ( $P_t$ ) كانت قيمته كبيرة في البداية ومساوية الى  $(1.4780e + 22)$  ثم بدأ بالتناقص السريع لتصل الى  $(5.2142e + 16)$  في التحديث الثالث بعد ذلك بدأ يتناقص بشكل ضئيل حتى استقر في التحديث رقم (54) وكانت قيمته  $(1.7519e + 16)$  واستمر بالاستقرار الى آخر مشاهدة ، والشكل (3-3) يوضح ذلك .

كما أن ربحية تنقية كالمان لأنموذج المستوى المحلي ( $K_t$ ) كانت قيمتها في البداية مساوية الى  $(0.99999)$  ثم بدأت بالتناقص حتى استقرت في التحديث رقم (52) وكانت قيمتها  $(0.10597)$  واستمرت بالاستقرار الى آخر مشاهدة ، مما سبق يتضح أن التنقية تسير بصورة كفوءة وأن الأنموذج يمتلك حلول حالة ثابتة وهو ملائم لوصف بيانات السلسلة ، وبعد وصول الأنموذج الى الحالة الثابتة فإن معادلة التنقية تصبح :

$$a_{t+1} = a_t + (0.10597) (y_t - a_t)$$

بعد الحصول على نتائج التنقية نقوم بأحساب

الخوارزمية التراجعية لتمهيد كالمان عند آخر مشاهدة وصولاً الى أول مشاهدة وكما مبين في المعادلات (4) وأن نتائج تمهيد كالمان لأنموذج المستوى المحلي موضح في الجدول أدناه .

جدول (2)

تقدير متجه الحالة ومصفوفة تباين الحالة والمجموع الموزون للأخطاء والمجموع الموزون لمعكوس تباينات الأخطاء بتمهيد كالمان لأنموذج المستوى المحلي

المدة الزمنية t	تقدير متجه الحالة $\hat{\alpha}_t$	تباين الحالة $V_t$	المجموع الموزون للأخطاء $M_t$	المجموع الموزون لمعكوس تباينات الأخطاء $N_t$
0	6.1653e+008	1.5663e+016	4.1714e-014	6.7659e-023
1	6.1974e+008	1.4179e+016	1.7274e-009	6.0490e-018
2	6.2511e+008	1.2993e+016	2.8945e-009	1.0884e-017
3	6.2785e+008	1.2045e+016	1.4787e-009	1.4748e-017
4	6.2907e+008	1.1287e+016	6.5662e-010	1.7837e-017
5	6.2925e+008	1.0681e+016	9.6683e-011	2.0306e-017
6	6.2871e+008	1.0197e+016	-2.9254e-010	2.2279e-017
47	3.5504e+008	8.2703e+015	-2.6090e-009	3.0134e-017
48	3.5173e+008	8.2705e+015	-1.7845e-009	3.0134e-017
49	3.4788e+008	8.2706e+015	-2.0745e-009	3.0133e-017
50	3.4564e+008	8.2708e+015	-1.2050e-009	3.0133e-017
85	6.3356e+008	1.1287e+016	-7.9131e-009	2.0306e-017
86	6.2121e+008	1.2045e+016	-6.6532e-009	1.7837e-017
87	6.1381e+008	1.2993e+016	-3.9823e-009	1.4748e-017
88	6.0575e+008	1.4179e+016	-4.3442e-009	1.0884e-017
89	6.0112e+008	1.5663e+016	-2.4926e-009	6.0489e-017
90			0	0

نجد بأن المجموع الموزون لمعكوس تباينات أخطاء الأنموذج  $(N_t)$  تزداد قيمها في البداية ثم بعد ذلك تستقر في منتصف السلسلة ترجع بعد ذلك بالأزدياد ، كما نجد بأن تباين متجه الحالة بتمهيد كالمان  $(V_t)$  لأنموذج المستوى المحلي تناقصت قيمه في البداية لتستقر بعد ذلك في منتصف السلسلة ترجع بعد ذلك بالأزدياد

وتم أيجاد القيم التنبؤية ومتوسط مربعات الخطأ لأنموذج المستوى المحلي وكما مبين في الجدول (3) .

جدول (3)

القيم التنبؤية  $\bar{y}_{n+j}$  ومتوسط مربعات الخطأ  $\bar{F}_{n+j}$

متوسط مربعات الخطأ $\bar{F}_{n+j}$	القيم التنبؤية $\bar{y}_{n+j}$	المدة الزمنية t
1.6532e+017	6.0112e+008	90
1.6717e+017	6.0112e+008	91
1.6903e+017	6.0112e+008	92
1.7089e+017	6.0112e+008	93
1.7274e+017	6.0112e+008	94
1.7460e+017	6.0112e+008	95
1.7646e+017	6.0112e+008	96
1.7831e+017	6.0112e+008	97
1.8017e+017	6.0112e+008	98
1.8203e+017	6.0112e+008	99

2. نمذجة مركبة الاتجاه

تم إضافة مركبة الاتجاه العام الى أنموذج المستوى المحلي وكما موضح بالمعادلة (2-41) .

وباستخدام طريقة BFGS تم تقدير تباين خطأ معادلة المشاهدة  $(\sigma_\epsilon^2 = 0.25)$

وتباين خطأ معادلة الحالة  $(\sigma_\eta^2 = 3.2641e + 017 , \sigma_\zeta^2 = 5.8871e + 013)$

وتم حساب المعادلات التحديثية لتنقية كالمان وكما موضح في الجدول.

نلاحظ من خلال نتائج الجدول تذبذب قيم تباين خطأ تنقية كالمان ( $F_t$ ) وتباين متجه الحالة ( $P_t$ ) وعدم وصولها الى حالة الاستقرار والذي يؤدي الى تذبذب قيم ربحية تنقية كالمان ( $K_t$ ) وهذا يدل على عدم ملائمة أنموذج الاتجاه الخطي المحلي لوصف البيانات أي أن البيانات لا تحتوي على مركبة الاتجاه العام ليتم نمذجتها .

3. نمذجة المركبة الموسمية وعندما ( $s=2$ )

سيتم نمذجة المركبة الموسمية وبأستخدام طريقة BFGS تم تقدير تباين خطأ معادلة المشاهدة ( $\sigma_e^2 = 0.25$ ) وتباين خطأ معادلة الحالة ( $\sigma_\eta^2 = 9.4452e + 016$  ,  $\sigma_\epsilon^2 = 8.2306e + 017$  ,  $\sigma_\omega^2 = 0.04$ )

وتم حساب المعادلات التحديثية لتنقية كالمان وكما موضح في الجدول .

نلاحظ من خلال نتائج الجدول تذبذب قيم تباين خطأ تنقية كالمان ( $F_t$ ) وتباين متجه الحالة ( $P_t$ ) وعدم وصولها الى حالة الاستقرار والذي يؤدي الى تذبذب قيم ربحية تنقية كالمان ( $K_t$ ) وهذا يدل على عدم ملائمة الأنموذج لوصف البيانات ، أي أن البيانات لا تحتوي على مركبتي الاتجاه والموسمية ليتم نمذجتها .

4. نمذجة المركبة الدورية

سيتم نمذجة المركبة الدورية مع افتراض ( $s = 2, \lambda = 1, \rho = 0.5$ ) وبأستخدام طريقة BFGS تم تقدير تباين خطأ معادلة المشاهدة ( $\sigma_e^2 = 0.25$ )

وتباين خطأ معادلة الحالة ( $\sigma_\eta^2 = 9.5025e + 016$  ,  $\sigma_\epsilon^2 = 8.2614e + 017$  ,  $\sigma_\omega^2 = 0.04$  ,  $\sigma_\delta^2 = 0.03$ )

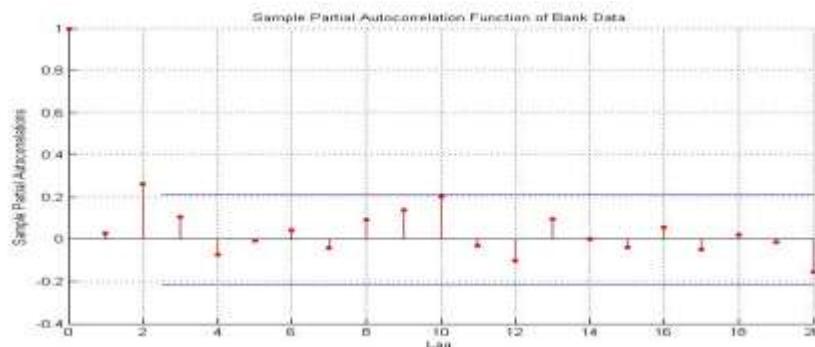
وتم حساب المعادلات التحديثية لتنقية كالمان وكما موضح في الجدول.

نلاحظ من خلال نتائج الجدول تذبذب قيم تباين خطأ تنقية كالمان ( $F_t$ ) وتباين متجه الحالة ( $P_t$ ) وعدم وصولها الى حالة الاستقرار والذي يؤدي الى تذبذب قيم ربحية تنقية كالمان ( $K_t$ ) وهذا يدل على عدم ملائمة الأنموذج لوصف البيانات ، أي أن البيانات لا تحتوي على مركبة الاتجاه والموسمية والدورية ليتم نمذجتها .

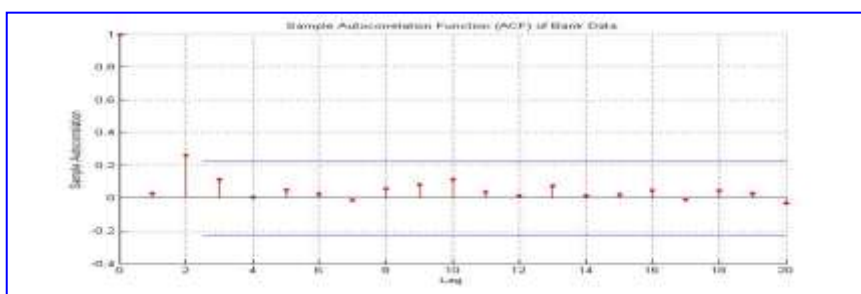
ثانيا صياغة نماذج الأنحدار الذاتي - الأوساط المتحركة بأنموذج فضاء الحالة :

1. بناء أنموذج الأنحدار الذاتي - الأوساط المتحركة

إن الخطوة الأولى لتحليل السلسلة هوالتحقق من استقرارية السلسلة إذ تم حساب معاملات الارتباط الذاتي والارتباط الذاتي الجزئي لسلسلة أعداد الأسهم المتداولة اليومية لقطاع المصارف لعام 2006.



الشكل (1) دالة الارتباط الذاتي لسلسلة أعداد الأسهم المتداولة اليومية



الشكل (2) دالة الارتباط الذاتي الجزئي لسلسلة أعداد الأسهم المتداولة اليومية

من خلال الرسم يتضح أن قيم معاملات الارتباط الذاتي للسلسلة تقترب من الصفر بعد الأزاحة الثالثة وهذا مؤشر على استقرار السلسلة الزمنية ، وذلك لأن قيم المعاملات تقع ضمن حدود الثقة .

ولتحديد درجة أنموذج الأنحدار الذاتي - الأوساط المتحركة الملائم للسلسلة من خلال دالتي الارتباط الذاتي ACF والارتباط الذاتي الجزئي PACF نلاحظ أن قيمة  $(p = 2)$  لوجود قيمة أكبر من الصفر وهي  $(0.2627)$  و  $(q = 2)$  لوجود قيمة أكبر من الصفر وهي  $(0.2617)$  وهذا يدل على أن السلسلة تسلك سلوك  $ARMA(2,2)$  ، وللمزيد من الدقة في توفيق أفضل أنموذج من نماذج بوكس - جنكينز تم حساب معيار معلومات أكياي AIC ومعيار MSE ولكافة النماذج الممكنة لـ  $ARMA(p,q)$  وكما مبين في جدول (4) تبين أن الأنموذج  $ARMA(1,1)$  هو الذي يقابل القيمة الأقل للمعيار .

جدول رقم (4) مقارنة مجموعة من نماذج بوكس - جنكينز لقيم AIC

MSE	AIC (M)	النماذج
1.8833e+017	39.7974	ARMA (1,1)
1.8881e+017	39.8107	ARMA (1,2)
1.8796e+017	39.8035	ARMA (1,3)
1.9083e+017	39.8093	ARMA (2,1)
1.8990e+017	39.8312	ARMA (2,2)
1.8897e+017	39.8159	ARMA (2,3)
1.9149e+017	39.8417	ARMA (3,1)
1.9569e+017	39.8601	ARMA (3,2)
1.9263e+017	39.8561	ARMA (3,3)

وتم تقدير معلمات الأنموذج وتباين الخطأ باستخدام طريقة العزوم (معادلات يول - والكر) النموذج المقدر هو :

$$y_t = 0.965y_{t-1} + \zeta_t - 0.7499\zeta_{t-1}$$

$$\hat{\sigma}_\zeta^2 = 1.8789e+017$$

وللتأكد من صحة الأنموذج المقترح سنقوم بحساب معاملات الارتباط الذاتي للبواقي والتي كانت قيمها قريبة من الصفر وهذا يشير الى عشوائية سلسلة الأخطاء وأن الأنموذج المشخص كفوء وعليه فإن الأنموذج (1,1) ARMA هو أنموذج ملائم للبيانات .

2. صياغة أنموذج الأنحدار الذاتي - الأوساط المتحركة بأنموذج فضاء الحالة : باستخدام البرنامج الجاهز Ssfpack سوف يتم صياغة أنموذج ARMA (1,1) والذي تم توفيقه في الفقرة السابقة بأنموذج فضاء الحالة لسلسلة أعداد الأسهم المتداولة اليومية لقطاع المصارف وكما يأتي :

$$m = \max(1,2) = 2$$

$$T_t = \begin{bmatrix} 0.956 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}, R_t = \begin{bmatrix} 1 \\ -0.7499 \end{bmatrix}$$

$$Z_t = [1 \ 0]$$

$$\alpha_t = \begin{bmatrix} y_t \\ -0.7499\zeta_t \end{bmatrix}$$

وأن معادلة المشاهدة تكون :

$$y_t = [1 \ 0] \begin{bmatrix} y_t \\ -0.7499\zeta_t \end{bmatrix}$$

أما معادلة الحالة فتكون :

$$\begin{bmatrix} y_{t+1} \\ -0.7499\zeta_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.965 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ -0.7499\zeta_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ -0.7499 \end{bmatrix} \zeta_{t+1}$$

بعد أن تم صياغة أنموذج ARMA (1,1) فضاء الحالة سوف نقوم بحساب المعادلات

التكرارية لتتقنية كالمان (3) والنتائج التي حصلنا عليها موضحة في الجدول (5)

جدول (5) تقدير متجه الحالة ومصفوفة تباين الحالة و خطأ التنقية وتباينه وربحية تنقية كالمان لأنموذج ARMA(1,1) الذي تم صياغته بأنموذج فضاء الحالة

ربحية تنقية كالمان K <sub>t</sub>	تباين خطأ تنقية كالمان F <sub>t</sub>	خطأ تنقية كالمان e <sub>t</sub>	تباين الحالة P <sub>t</sub>	تقدير متجه الحالة a <sub>t</sub>	المدة الزمنية t
0.96500 0	1.8789E+22	3.612E+08	1.8789e+022 1.8789e+022	0 0	0
0.96499 0	1.8789E+22	9.865E+07	1.8789e+022 1.0566e+017	3.4859e+008 0	1
0.48502 0	2.9355E+17	4.028E+08	2.9355e+017 1.0566e+017	4.3159e+008 0	2
0.34134 0	2.2592E+17	1.375E+08	2.2592e+017 1.0566e+017	6.1183e+008 0	3
0.27995 0	2.0568E+17	7.447E+07	2.0568e+017 1.0566e+017	6.3736e+008 0	4
0.21512 0	1.8789E+17	4.30E+08	1.8789e+017 1.0566e+017	5.5270e+008 0	18
0.21511 0	.	-2.24E+08	.	6.2594e+008 0	19
0.21511 0	.	-1.40E+08	.	5.5594e+008 0	20
0.21510 0	.	4.76E+07	.	5.0641e+008 0	21
.	.	-9.26E+07	.	4.9892e+008 0	22
.	.	-6.02E+08	.	8.2888e+008 0	86
.	.	-3.00E+06	.	6.7029e+008 0	87
.	.	-3.14E+08	.	6.4619e+008 0	88
0.21510 0	1.8789E+17	-3.23E+08	1.8789e+017 1.0566e+017	5.5601e+008 0	89



من ملاحظة الجدول أعلاه يتضح ما يأتي :

تباين خطأ تنقية كالمان ( $F_t$ ) كانت قيمته كبيرة في البداية ومساوية الى ( $1.8789e + 22$ ) ثم بدأ بالتناقص السريع لتصل الى ( $2.9355e + 17$ ) في التحديث الثاني بعد ذلك بدأ يتناقص بشكل ضئيل حتى استقر عند التحديث رقم (18) وكانت قيمته ( $1.8789e + 17$ ) .

تباين متجه الحالة لأنموذج ( $P_t$ ) كانت قيمته كبيرة في البداية ومساوية الى  $\begin{bmatrix} 1.8789e + 22 \\ 1.8789e + 22 \end{bmatrix}$  ثم بدأ بالتناقص السريع لتصل الى  $\begin{bmatrix} 2.9355e + 17 \\ 1.0566e + 17 \end{bmatrix}$  في التحديث الثاني بعد ذلك بدأ يتناقص بشكل ضئيل حتى استقر في التحديث رقم (18) وكانت قيمته  $\begin{bmatrix} 1.8789e + 017 \\ 1.0566e + 017 \end{bmatrix}$

ربحية تنقية كالمان ( $K_t$ ) كانت قيمتها في البداية  $\begin{bmatrix} 0.965 \\ 0 \end{bmatrix}$  ثم بدأت بالتناقص حتى استقرت في التحديث رقم (21) وكانت قيمتها  $\begin{bmatrix} 0.21510 \\ 0 \end{bmatrix}$  ، مما سبق يتضح بأن التنقية تسير بصورة كفوءة وأن الأنموذج يمتلك حلول حالة ثابتة وهو ملائم لوصف بيانات السلسلة ، وأن معادلة التنقية بعد وصول الأنموذج الى الحالة الثابتة هي :

$$a_{t+1} = \begin{bmatrix} 0.965 & 1 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} a_t + \begin{bmatrix} 0.21510 \\ 0 \end{bmatrix} + (y_t - a_t)$$

بعد الحصول على نتائج تنقية كالمان نقوم بحساب الخوارزمية التكرارية التراجعية لتمهيد كالمان عند آخر مشاهدة وصولاً الى أول مشاهدة وكما في المعادلات ( 4 ) ، والجدول (6) يوضح نتائج تمهيد كالمان .

جدول رقم (6) تقدير متجه الحالة ومصفوفة تباين الحالة والمجموع الموزون للأخطاء والمجموع الموزون لمعكوس تباينات الأخطاء بتمهيد كالمان لأنموذج  $ARMA(1,1)$  الذي تم صياغته بأنموذج فضاء الحالة

المدة الزمنية $t$	$\hat{\alpha}_t$ تقدير متجه الحالة	تباين الحالة $V_t$	المجموع الموزون للأخطاء $M_t$	المجموع الموزون لمعكوس تباينات الأخطاء $N_t$
0	3.6123e+008 3.8628e+008	7.2092e+005 8.2230e+016	1.9226e-014 2.0559e-014	5.3223e-023 5.3222e-023
1	4.4724e+008 2.1569e+008	-5.2191e+010 4.6242e+016	2.0559e-014 2.0414e-009	5.3222e-023 5.3223e-018
2	8.3436e+008 -1.4029e+008	20.563 2.6004e+016	2.0414e-009 1.3945e-009	5.3223e-016 8.3153e-018
3	7.4935e+008	-9.5000	1.3945e-009	8.3153e-018

9.9983e-018	1.2599e-009	1.4623e+016	-6.3355e+007	
9.9983e-018 1.0945e-017	1.2599e-009 1.3106e-009	24.031 8.2235e+015	7.1183e+008 -3.9042e+007	4
1.2161e-017 1.2161e-017	-1.2166e-009 -3.5575e-011	19.859 1.4627e+013	4.0236e+008 1.6766e+008	19
.	-3.5575e-011 9.4468e-010	-35.359 8.2255e+011	4.1615e+008 1.0483e+008	20
.	9.4468e-010 9.2200e-010	-50.375 4.6256e+011	5.5400e+008 -3.5685e+007	21
.	-8.0964e-010 -6.0155e-010	-59.422 4591.3	2.5025e+008 5.0518e+007	53
.	-6.0155e-010 4.0027e-010	-10.719 2585.3	1.2259e+008 1.2705e+008	54
8.3152e-018 5.3223e-018	-2.9620e-009 -1.7207e-009	2.3281 19.305	3.3210e+008 2.3553e+008	88
5.3223e-018 0	-1.7207e-009 0	4.6094 20.586	2.3271e+008 2.4244e+008	89
0 0	0 0			90

نجد أن المجموع الموزون لمعكوس تباينات أخطاء الأنموذج ( $N_t$ ) تزداد قيمتها في البداية ثم بعد ذلك تستقر في منتصف السلسلة ترجع بعد ذلك بالأنخفاض .

نجد أن تباين متجه الحالة بتمهيد كالمان ( $V_t$ ) تناقصت قيمه في البداية لتستقر بعد ذلك في منتصف السلسلة، وتم إيجاد القيم التنبؤية ومتوسط مربعات الخطأ وكما مبين في الجدول (10) .

جدول (10) القيم التنبؤية  $\bar{y}_{n+j}$  ومتوسط مربعات الخطأ  $\bar{F}_{n+j}$  لأنموذج ARMA (1,1) الذي تم صياغته بأنموذج فضاء الحالة

متوسط مربعات الخطأ $\bar{F}_{n+j}$	القيم التنبؤية $\bar{y}_{n+j}$	المدة الزمنية t
1.8789e+017	4.6701e+008	90
1.9658e+017	4.5066e+008	91
2.0468e+017	4.3489e+008	92
2.1222e+017	4.1967e+008	93
2.1924e+017	4.0498e+008	94
2.2577e+017	3.9081e+008	95
2.3186e+017	3.7713e+008	96
2.3753e+017	3.6393e+008	97
2.4281e+017	3.5119e+008	98
2.4773e+017	3.3890e+008	99

### الاستنتاجات : Conclusions

لقد تم التوصل في هذا البحث الى جملة من الاستنتاجات وهي :

1. من خلال رسم السلسلة تبين أن سلسلة أعداد الأسهم المتداولة اليومية لقطاع المصارف لاتحتوي على اتجاه عام أو موسمية أو دورية وأن التذبذب في قيم السلسلة يرجع الى الوضع الأمني والاقتصادي غير المستقر مضافاً اليه هجرة رؤوس الأموال الى الخارج .
2. تبين عند تمثيل نماذج السلاسل الزمنية التركيبية أن أنموذج المستوى المحلي هو أنموذج ملائم لوصف بيانات سلسلة أعداد الأسهم المتداولة اليومية لقطاع المصارف إذ استقر تباين خطأ التنقية ( $F_t$ ) في التحديث رقم (38) واستقر تباين الحالة ( $P_t$ ) في التحديث رقم ( 54 ) ، أما ربحية التنقية ( $K_t$ ) فقد استقر في التحديث رقم ( 52 ) وهذا مؤشر على أن التنقية تسير بصورة كفوءة ، بينما أظهرت نتائج تنقية كالمان عند نمذجة مركبة الاتجاه ، الموسمية ، الدورية تذبذب قيم تباين خطأ تنقية كالمان ( $F_t$ ) وتباين متجه الحالة ( $P_t$ )

- وعدم وصولها الى حالة الاستقرار والذي يؤدي الى تذبذب قيم ربحية تنقية كالمان (  $K_t$  ) وهذا يدل على عدم ملائمة الأنموذج لوصف البيانات ، وهذا يؤكد على أن البيانات لا تحتوي على مركبة الاتجاه والموسمية والدورية .
3. تبين من خلال شكل دالة الارتباط الذاتي لقيم سلسلة أعداد الأسهم المتداولة اليومية لقطاع المصارف أن السلسلة مستقرة ولا تحتاج لأخذ الفروقات لها وأن الأنموذج (  $ARMA(1,1)$  ) هو أفضل أنموذج يمكن بناءه لتمثيل السلسلة لأمتلاكها أقل قيمة لمعيار أكياكي ومساوي الى (  $AIC=39.7974$  ) وأقل قيمة لمعيار متوسط مربعات الخطأ ومساوي الى (  $\sigma^2 = 1.8833e+017$  ) وكذلك تبين أن أخطاء الأنموذج كانت عشوائية وذلك من خلال ملاحظة شكل دالة الارتباط الذاتي لأخطاء الأنموذج والتي كانت واقعة ضمن حدي الثقة .
4. تبين أن أنموذج (  $ARMA(1,1)$  ) والذي تم صياغته بأسلوب فضاء الحالة وجرت عليه عملية التنقية كان ملائماً لوصف البيانات ، إذ استقر تباين خطأ تنقية كالمان في التحديث رقم (18) ومساوي الى (  $F_{18} = 1.8789e+017$  ) واستقر تباين متجه الحالة (  $P_t$  ) في التحديث رقم ( 18 ) ومساوي الى  $P_{18} = \begin{bmatrix} 1.8789e+017 \\ 1.0566e+017 \end{bmatrix}$  كما استقر ربحية التنقية (  $K_t$  ) في التحديث رقم ( 21 ) وكانت قيمته  $K_{21} = \begin{bmatrix} 0.21510 \\ 0 \end{bmatrix}$  وهذا مؤشر الى أن عملية التنقية تسير بصورة كفوءة وأن الأنموذج ملائم لوصف البيانات .
5. تبين أن القيم التنبؤية لجميع المدد الزمنية لأنموذج المستوى المحلي هي ثابتة ومساوية الى (  $6.0112e+008$  ) بينما أعطى أنموذج (  $ARMA(1,1)$  ) قيم تنبؤية مختلفة وأقرب الى الواقع .

## 4-2 التوصيات : Recommendations

أن من أهم التوصيات التي يوصي بها الباحثان هي :

1. استخدام أنموذج فضاء الحالة لأنموذج (  $ARMA(1,1)$  ) في التنبؤ بسلسلة أعداد الأسهم المتداولة لقطاع المصارف .
2. استخدام نماذج فضاء الحالة في الدراسات التنبؤية لكفاءتها .
3. دراسة نماذج فضاء الحالة الغير الخطية والغير الطبيعية .
4. دراسة أنواع أخرى لتنقية كالمان وهي (  $Extended K.F.$  ,  $Augment K.F.$  ,  $Modified K.F.$  ) (  $Adaptive K.F.$  ,  $Square root K.F.$  )
5. تطبيق أسلوب نماذج فضاء الحالة على نماذج التمهيد الأسي ، التمهيد المقطعي ،..

## المصادر

- 1) الكناني . ثناء عكاب (2005) " سوق العراق للأوراق المالية (الفكرة , النشأة , النشاط) " تقرير صادر من سوق العراق للأوراق المالية .
- 2) النشرات اليومية لتداول الأسهم لعام 2006 الصادرة من سوق العراق للأوراق المالية / العلاقات العامة .
- 3) Durbin, J. and Koopman, S.J. (2001) "Time Series Analysis by State Space Methods "Oxford University Press.
- 4) Hamilton, J. D. (1994) "Time Series Analysis "Princeton University Press, New Jersey.
- 5) Harvey, A. C. (2006) "Forecasting with unobserved components Time Series Models " Handbook of Economic Forecasting North Holland .
- 6) Janacek ,G. (2001) " Practical Time Series " Oxford University Press Inc. New York.
- 7) Kalman ,R. E. (1960) " A new approach to Linear Filtering and Prediction Problems" Transaction of the ASME , Journal of Basic Engineering ,vol. 82, pp. 35-45
- 8) Kalman, R.E. and Busy, R.S. (1961) "New results in Linear Filtering and Prediction Theory "Transaction of the ASME , Journal of Basic Engineering , vol.83, pp. 95-107 .
- 9) Koopman ,S. J. , Shephard , N. and Doornik ,J.A. (1999) " Statistical algorithms for models in state space form using SsfPack 2.2 " Econometrics journal , volume 2 .
- 10) Makridakis ,S. Wheelwright , S. C. and Hyndman, R. J. (1998) " Forecasting Methods and application " 3<sup>rd</sup> edition ,John Wiley & Sons Inc. New York.
- 11) Snyder, R.D. (2004) "Exponential Smoothing: A prediction Error Decomposition Principle " .
- 12) Thanoon ,B. , Saied,B.M. and Wagih,K.S. (2006) "Application of Kalman and Extended Kalman Filtering to Target Tracking "المجلة العراقية للعلوم الإحصائية العدد 9
- 13) Wei, W.W.S. (1990) "Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods "Addison –Wesley Publishing Company.
- 14) Welch , G. & Bishop , G. (2004) " An Introduction to the Kalman Filter " , Press of university of North Carolina at Chapel Hill.
- 15) Wiener ,N.(1949) "Extrapolation ,Interpolation and Smoothing of Time Series" John Wiley & Sons , Ins. , New York.

