# استخدام نموذج فضاء الحالة State Space في التنبؤ بإنتاج القمح في سورية

الدكتور عثمان نقار الدكتور منذر العواد

كلية الاقتصاد

جامعة دمشق

## الملخص

تعدُّ زراعة القمح من الزراعات الإستراتيجية في سورية نظراً إلى دورها الكبير في تحقيق الاكتفاء الذاتي والأمن الغذائي المرتبطين ارتباطاً وثيقاً بالأمن القومي، كما يعدُّ محصول القمح الأكثر أهمية في سورية ويحتل المرتبة الأولى من حيث المساحة المزروعة وقد أسهمت زيادة إنتاجه في تامين حاجة الاستهلاك المحلي والاستغناء عن الاستيراد. وباستعراض العوامل التي تؤثر في حجم إنتاج القمح كالمساحة وطريقة الزراعة والري والمناخ والآفات.. نرى أنها عوامل عشوائية مما يجعل إنتاج القمح هو عملية عشوائية أيضاً، ومن ثمَّ يمكن نمذجتها بنماذج قياسية من أجل التنبؤ بها.

هدفت هذه الدراسة إلى وضع نموذج قياسي للتنبؤ بحجم إنتاج القمح في سورية مبني على أساس نموذج فضاء الحالة State Space. وخلصت الدراسة إلى وضع نموذج قياسي مبني على نموذج فضاء الحالة والتنبؤ بحجم الإنتاج من القمح في الجمهورية العربية السورية حتى عام 2016. كما تبيّن من مقارنة نموذج فضاء الحالة SSM (State Space Model) بالنماذج المستخدمة في تحليل السلاسل الزمنية أفضلية نموذج فضاء الحالة عليها لنمذجة إنتاج القمح في سورية.

## المقدمة:

تعدُّ عمليات التنبؤ الإحصائي باستخدام النماذج الرياضية والقياسية من أولويات اهتمام الإحصائيين والمختصين، ويكون ذلك بالبحث عن النموذج المناسب ولكل عملية؛ وذلك بحسب خصوصية تطور العملية. وإذا أخذنا زراعة القمح في سورية التي تعدُّ من الزراعات الإستراتيجية نظراً إلى دورها الكبير في تحقيق الاكتفاء الذاتي والأمن الغذائي المرتبطين ارتباطاً وثيقاً بالأمن القومي، إذْ يعدُّ محصول القمح الأكثر أهمية في سورية ويحتل المرتبة الأولى من حيث المساحة المزروعة، وقد أسهمت زيادة إنتاجه في تأمين حاجة الاستهلاك المحلي والاستغناء عن الاستيراد. وباستعراض سريع لإنتاج القمح خلال العقود الثلاثة الماضية في سورية نرى أنه يتميّز بما يأتي:

- يتحقق معظم الإنتاج من الزراعة المروية إذْ تشكل نسبة 70-90 % من إجمالي الإنتاج، في حين يبقى إنتاج الزراعة البعلية مرهوناً بهطول الأمطار من حيث كميتها وتوزيعها خلال مراحل النمو وغالباً لا تصل معظم الزراعة البعلية إلى مرحلة الإنتاج في ظل ظروف الجفاف وارتفاع درجات الحرارة بشكل مبكر.
- ازداد الإنتاج من 2.070 مليون طن عام 1990 إلى 4 مليون طن عام 2011 وتحولت سورية منذ الثمانينيات من مستورد للقمح إلى مصدر له.
- تطور مردود القمح المروي من 2.5 طن /هكتار عام 1990 إلى 4.5 طن/ هكتار تقريباً عام 2011.
- كما تطور مردود القمح البعلي من 1.1 طن / هكتار عام 1990 ليصل إلى 1.4 طن / هكتار تقريباً عام 2011.

كما هدفت الخطة الإنتاجية في موسم 2011-2012 إلى:

- زراعة مساحة ( 1662182) هكتار قمح لإنتاج كمية 4.584702 مليون طن منها :
- مساحة 816999 هكتار مروي لإنتاج كمية 3.418346 مليون طن بمردود 4184 كيلوغرام/ هكتار.
- ومساحة 845183 هكتار بعل لإنتاج كمية 1.166356 مليون طن بمردود 1380 كغ [1]/ هكتار.

تسود في سورية ظروف مناخية ملائمة لزراعة القمح تتميّز بكمية جيدة من الهطول المطري وتوزعها واستقرار دراجات الحرارة حول معدلها الطبيعي.

[1] المجموعة الإحصائية السورية 1990-2011

يتأثر إنتاج القمح بمجموعة من الآفات الزراعية التي تصيب المنطقة بين عام وآخر مما يؤدي إلى انخفاض حجم الإنتاج في تلك الأعوام.

يمكن القول: إنَّ إنتاج القمح في سورية يتأثر بعدد من العوامل العشوائية كالمساحة المزروعة وكمية الهطولات المطرية والإصابة بالآفات الزراعية والمناخ...، مما يجعل عملية إنتاج القمح عملية عشوائية وهذا ما يؤكده التفاوت الكبير في حجم الإنتاج بين عام وآخر (جدول رقم 1) ، وكذلك الاختبارات الإحصائية التي قمنا بها.

## أولاً: الإطار العام للبحث:

### 1-1- مشكلة البحث:

تعدُّ مشكلة التنبؤ الدقيق بقيم ظاهرة ما من المشكلات المهمة التي تلفت اهتمام الباحثين على مر العصور. وإذا ما أخذنا بالحسبان إحدى الطرائق العلمية للتنبؤ المبنية على تحليل السلاسل الزمنية ونمذجتها وإسقاط النتائج على المستقبل، نرى أنَّ النجاح في التنبؤ مبني على نجاحنا بالوصول إلى النموذج المناسب.

تكمن مشكلة البحث بالوصول إلى النموذج الأفضل لنمذجة إنتاج القمح في سورية الذي يعطي أفضل النتائج في التنبؤ.

### 1-2- أهمية البحث:

تكمن أهمية البحث باستنتاج نموذج قياسي يستخدم للتنبؤ بحجم إنتاج القمح المتوقع في سورية وذلك باستخدام نموذج فضاء الحالة SSM ( State Space Model)، ومن ثم التنبؤ بحجم الإنتاج حتى عام **2016**.

### 1-3- أهداف البحث:

هَدَفَ البحث إلى:

- التعريف بنموذج فضاء الحالة SSM في تحليل السلاسل الزمنية.
- اختبار إمكانية تطبيق نموذج فضاء الحالة SSM في تحليل السلاسل الزمنية في التنبؤ بحجم إنتاج القمح في سورية.
- وضع نموذج قياسي للتنبؤ بحجم إنتاج القمح في سورية.
- التنبؤ بحجم إنتاج القمح في سورية.

## 1-4- منهجية البحث:

استُخدِمَ المنهج الوصفي التحليلي في إنجاز هذا البحث من خلال الاطلاع على عدد من المراجع (باللغة العربية، والفرنسية، والإنكليزية) تناولت نموذج فضاء الحالة SSM في تحليل السلاسل الزمنية، ومن ثم تم الحصول على بيانات السلسلة الزمنية لإنتاج القمح في سورية من المجموعة الإحصائية السورية، وطُبِّقَ عليها. واستخدمت الحزم البرمجية SPSS و6.0 EViews version في تحليلها.

## 1-5- الدراسات السابقة:

يوجد العديد من الدراسات السابقة التي استخدمت نموذج فضاء الحالة في التنبؤ باستخدام السلاسل الزمنية، نذكر منها :

- بحث بعنوان[2]:

One-step approximations for detecting regime changes in the state space model with application to the influenza data.

من إعداد: Zhou T. & Shumway R.

استخدم الباحثان نموذج فضاء الحالة في التحليل والتنبؤ للسلاسل الزمنية التي تحتوي على تغيّرات خلال الزمن في طبيعة النظام مثل بعض السلاسل البيولوجية أو الطبية. وقد قاما بتطبيق النموذج SSM على سلسلة زمنية شهرية مدة 11 سنة تمثل الوفيات التي يسببها مرض الانفلونزا في الولايات المتحدة، وقد استطاعا الحصول على تنبؤات قريبة جداً من القيم الواقعية.

- بحث بعنوان[3]:

- A state space framework for automatic forecasting using exponential smoothing methods.

من إعداد: Hyndman R.J., Koehler A.B., Snyder R.D., Grose S.

قام الباحثون باستخدام نموذج SSM للحصول على تنبؤات مكافئة لطرائق التمهيد الأسي, وقد قاموا بدراسة مقارنة لهذه الطريقة بالطرائق الأخرى المستخدمة في التنبؤ؛ وذلك باستخدام 1001 سلسلة

[2] Zhou T. & Shumway R. (2008), " One-step approximations for detecting regime changes in the state space model with application to the influenza data ", Computational Statistics & Data Analysis,52, pp. 2277 – 2291.

[3] Hyndman R.J., Koehler A.B., Snyder R.D., Grose S. (2002), " A state space framework for automatic forecasting using exponential smoothing methods ", International Journal of Forecasting, n 18 , pp. 439–454 .

زمنية، منها 504 سلسلة زمنية غير موسمية، و89 سلسلة ربع سنوية، و406 سلسلة شهرية. وقد توصلوا إلى أن طريقة SSM تتفوق على باقي الطرائق بسهولة الحسابات، وبأنها تعطي مدد ثقة (بعض الطرائق لا تعطي مدد ثقة), كما أنها تعطي تنبؤات ذات دقة تضاهي أفضل الطرائق المنافسة وبشكل خاص للتنبؤات قصيرة الأجل مع بيانات موسمية.

ونحب أن نشير هنا إلى أنه لم يتمكن الباحثان من الوصول إلى أية دراسة سابقة تناولت موضوع استخدام نموذج فضاء الحالة في التنبؤ بحجم إنتاج القمح في سورية .

## ثانياً: التعريف بنموذج فضاء الحالة

### 2-1 نموذج فضاء الحالة SSM (State Space Model):

إن نموذج فضاء الحالة للسياق العشوائي المستقر $y_t$ من المرتبة الثانية يعطى بالمعادلتين الآتيتين[4]:

$$X_{t+1} = A.X_t + B.e_t$$
$$y_t = C.X_t + e_t$$

إذْ:

A وB وC : مصفوفات النظام أبعادها على التوالي (k × k) و(k × 1) و (1 × k)، وهي مصفوفات محددة أي مستقلة عن الزمن، وفي هذه الحالة نقول: إنَّ أن النظام ثابت بالنسبة إلى الزمن. يمكن أيضاً بحسب الحالة المدروسة عدّ هذه المصفوفات ديناميكية أي مرتبطة بالزمن.

$X_t$ : هو شعاع عمودي أبعاده (k × 1) يمثل متغيّرات الحالة.

$e_t$ : هو سياق الضجة البيضاء انحرافه المعياري $\sigma$ . ويفسر هذا السياق بأنَّه تجديد (innovation) للسياق العشوائي $y_t$ . ويسمى أيضاً بالدخل.

المعادلة الأولى تسمى معادلة الحالة، وهي تبيّن كيف أن الشعاع $X_t$ (و هو متغيّر نظري غير ملاحظ) يتطور خلال الزمن. في هذه المعادلة المصفوفة A هي مصفوفة الانتقال وقيمها محددة مسبقاً (أو مقدرة) وهي توضح العلاقة الديناميكية بين متغيّرات الحالة.

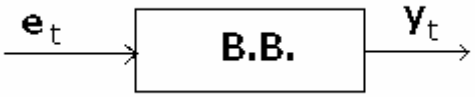
[4] GOURIEROUX C. et MONFORT A., (1990) "Séries Temporelles et Modèles Dynamiques " Ed. Economica-Paris. pp. 332-333.

المعادلة الثانية تسمى معادلة الملاحظة وهي توضح العلاقة بين المعطيات والشعاع $X_t$ . المتغيّر $y_t$ يمثل المعطيات، ويسمى أيضاً بالخرج.

## 2-2 آلية عمل النموذج:

معادلة الحالة توضّح كيف أنّ متغيّر الحالة يتطور بدلالة التجديد $e_t$ .

معادلة الملاحظة تحدد $y_t$ بدلالة حالة النظام $X_t$ . بالنتيجة فإن النظام يعطي تطوراً وحيداً للخرج $y_t$ بدلالة تطور معين لـ $e_t$ إذا كانت المصفوفات A وB وC محددة، إذا كانت الحالة الابتدائية للنظام $X_0$ معروفة. يمكن توضيح ذلك بمخطط الصندوق الأسود (Black Box) الآتي:




تؤدي الحالة الابتدائية دوراً مهماً في النظام يكون من الأنسب تحديد الفرضيات الخاصة بها:

- $X_0$ تتبع التوزيع الطبيعي.
- التوقع الرياضي لها هو الشعاع : $E(X_0) = m$ أبعاده $(k \times 1)$
- مصفوفة تبايناتها هي: $V(X_0) = P$ أبعادها $(k \times k)$

إذا كان لدينا هذه العناصر كلّها فإن تحديد $y_t$ يكون ممكناً إلا أن $X_t$ غير ملاحظ ويجب تقديره بدءاً من $y_t$ و $e_t$ . ولتحديد أبعاد شعاع الحالة يوجد مفهومان يؤديان دوراً مهماً في ذلك، وهما قابلية الملاحظة وقابلية التحكم سنقوم بشرحهما على التوالي.

### 2-2-1 قابلية الملاحظة[5] (Observability) :

نقول عن نظام: إنَّه قابل للملاحظة إذا كان بالإمكان بناء الشعاع $X_t$ بشكل دقيق بالاعتماد على الملاحظات $y_t$ والدخل $e_t$ ضمن مجال محدد (منتهي) من الزمن.

[5] GREWAL M.S. and ANDREWS A.P. (2008), "KALMAN FILTERING- Theory and Practice Using MATLAB", John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey. pp. 55-57.

**النظام سيكون قابلاً للملاحظة فقط إذا كانت المصفوفة O من رتبة k . إذْ k هي حجم شعاع الحالـــة. المصفوفة O تسمى مصفوفة الملاحظة و لها الشكل الآتي:**

$$O = \begin{bmatrix} C \\ C.A \\ C.A^2 \\ C.A^3 \\ : \end{bmatrix}$$

### 2-2-2 قابلية التحكم[6] (Controllability) :

**نقول عن نظام: إنَّه قابل للتحكم إذا كان بالإمكان تعديل مكونات شعاع الحالة جميعها بواسطة إشـــارة الدخل $e_t$ من أجل نقل النظام من الحالة الابتدائية $X_i$ إلى الحالة النهائية $X_f$ .**

**النظام سيكون قابلاً للتحكم فقط إذا كانت المصفوفة C من رتبة k . إذْ k هي حجم شـــعاع الحالـــة. المصفوفة C تسمى مصفوفة التحكم ولها الشكل الآتي:**

$$C = \begin{bmatrix} B & A.B & A^2.B & A^3.B & ... \end{bmatrix}$$

### 2-3 نظام فضاء الحالة الأدنى[7] (Minimality):

**نقول عن نظام فضاء الحالة: إنَّه أدنى ما يمكن إذا كان حجم شعاع الحالة أقل ما يمكن، مما يجنبنـــا إدخال متغيّرات غير معنوية أو قليلة المعنوية في النظام.**

**النظام سيكون في حده الأدنى فقط إذا كان قابلاً للملاحظة وقابلاً للتحكم:**

$$rank(O) = rank(C) = k$$

[6] - Williams R.L. and Lawrence D.A. (2007), "LINEAR STATE-SPACE CONTROL SYSTEMS", JOHN WILEY & SONS, INC., New Jersey. pp. 109-110

[7] نفس المرجع السابق الصفحات 190-191 .

## 4-2 التقدير باستخدام مرشح كالمان :

كما سبق وأشرنا إلى أن متغيّر الحالة $X_t$ غير ملاحظ، ويجب تقديره، لذلك نبحث عن أفضل تقدير له (يمكن تصغير متوسط مجموع مربعات الأخطاء MSE ) بالاعتماد على الملاحظات الحالية والماضية، هذه المشكلة تعرف بمشكلة الترشيح، وقد قدم كالمان (Kalman) حلاً لها[8].

إن تقدير متغيّر الحالة يتم باستخدام حساب تراجعي (عودي) الذي يمكن تكراره إلى مالا نهاية. مبدأ الطريقة يقوم على إمكانية تعديل تقدير متغيّرات الحالة عندما نحصل على ملاحظة جديدة $y_t$ . هذا المبدأ يظهر بشكل واضح من خلال معادلات "تحديث القياسات".

إن الفائدة، كما سنرى، تكمن في خاصة ملائمة التقديرات كلما كانت المعلومات عن المتغيّر $y_t$ أكثر أهمية كان تقدير متغيّر الحالة أفضل. وبالنتيجة يمكن أن نتوقع أن التنبؤ بخرج النظام سيكون أفضل.

أفضل تقدير يمكن أن نحصل عليه لمتغيّر الحالة هو التوقع الرياضي له بشرط معرفة القيمة الحالية والقيم الماضية للمتغيّر $y_t$ ونكتبه بالشكل الآتي:

$$_t\hat{X}_t = E(X_t \mid y_0,...,y_t)$$

إذا $_t\hat{X}_t$ هو تقدير متغيّر الحالة الذي تم في الزمن t و لأجل اللحظة t .

يمكن أيضاً أن نحسب تقدير متغيّر الحالة في الزمن (t-1) ولأجل اللحظة t، ونكتبه بالشكل الآتي:

$$_{t-1}\hat{X}_t = E(X_t \mid y_0,...,y_{t-1})$$

مع كل تقدير من التقديرات السابقة يمكن أن نحسب التوقع الرياضي لمربع الخطأ المرتكب أو ما يعرف بمصفوفة التباينات والتغايرات لمتغيّر الحالة المقدر التي يمكن حسابها بالشكل الآتي:

- إن تقدير متغيّر الحالة في اللحظة t ولأجل اللحظة t هو $_t\hat{X}_t$ وتكون مصفوفة التباينات والتغايرات هي: $_tP_t = E[(X_t - {}_t\hat{X}_t).(X_t - {}_t\hat{X}_t)']$

[8] Bain A. and Dan Crisan D. (2009), " Fundamentals of Stochastic Filtering" , Springer Science+Business Media, New York. pp. 148-154.

- إن تقدير متغيّر الحالة في اللحظة (t-1) و لأجل اللحظة t هـو $_{t-1}\hat{X}_t$ و تكـون مـصفوفة التباينات والتغايرات هي: $_{t-1}P_t = E[(X_t - _{t-1}\hat{X}_t).(X_t - _{t-1}\hat{X}_t)']$

## 2-5 مرشح كالمان[9] (Kalman Filter):

يتضمن مرشح كالمان أربع معادلات هي:

$$(1) \quad _t\hat{X}_t = _{t-1}\hat{X}_t + K(y_t - C._{t-1}\hat{X}_t)$$

إذْ K يسمى ربح المرشح، وهو يحسب من العلاقة الآتية:

$$K = _{t-1}P_t.C'.[C._{t-1}P_t.C' + Q]^{-1}$$

$$Q = E[B.e_t^2.B']$$

$$(2) \quad _tP_t = [I - K.C]._{t-1}P_t$$

$$(3) \quad _t\hat{X}_{t+1} = A._t\hat{X}_t$$

$$(4) \quad _t\hat{P}_{t+1} = A._tP_t.A' + Q$$

تسمى المعادلتان (1) و(2) بمعادلات التحديث. عندما نحصل على ملاحظة جديدة $y_t$ يمكن أن نحدث تقدير متغيّر الحالة، وكذلك مصفوفة التباينات والتغايرات.

تسمى المعادلتان (3) و(4) بمعادلات التنبؤ، إذْ تعطي المعادلة (3) التنبؤ بمتغيّر الحالة للحظة (t+1) بالاعتماد على متغيّر الحالة المحدث في اللحظة t، أي بعد الأخـذ بالحـسبان للملاحظـات الجديـدة. وتعطي المعادلة (4) التنبؤ بمصفوفة التباينات والتغايرات للحظة (t+1) بالاعتمـاد علـى مـصفوفة التباينات والتغايرات المحدثة في اللحظة t.

[9] Bertein J.C. and Ceschi R. (2007) ,"Discrete Stochastic Processes and Optimal Filtering", ISTE Ltd, London. pp. 260-261.

إن مرشح كالمان يعطي أفضل تقدير لحالة النظام $X_t$ في الزمن t. مع ذلك فإن تقدير متغيّر الحالة في اللحظة t يأخذ بالحسبان التقدير الناتج في اللحظة (t-1) ممَّا يدلُّ على ضرورة تحديد القيم الابتدائية للمرشح.

## 2-6 القيم الابتدائية للمرشح (The initial values) :

القيم الابتدائية التي يجب توافرها هي $_{-1}\hat{X}_0$ و $_{-1}P_0$ . إذْ $_{-1}\hat{X}_0$ يجب أن تكون أفضل تقدير لـ $X_0$ .

عندما لا يكون لدينا أية معلومات عن المتغيّر الملاحظ فإن هذه القيمة تقدر كما يأتي:

$$_{-1}\hat{X}_0 = E(X_0) = m$$

ومصفوفة التباينات والتغايرات المرافقة هي:

$$_{-1}P_0 = V(X_0) = P$$

## 2-7 بناء النموذج State Space :

إن بناء النموذج State Space يتطلب ما يأتي:

1- أنْ تكون السلاسل الزمنية المستخدمة مستقرة أي إنَّها لا تحوي جذر الوحدة.
2- تحديد أبعاد شعاع الحالات.
3- تقدير معاملات النموذج باستخدام طريقة الإمكانية القصوى.
4- تطبيق مرشح كالمان في التنبؤ و التحديث.

### 2-7-1 الاستقرار Stationarity[10] :

نقول عن السياق العشوائي $Y_t$ إنه مستقر من المرتبة الثانية إذا كان التوقع الرياضي لـ $Y_t$ و $Y_{t+h}$ هو نفسه من أجل كل t وكل عدد صحيح h ، وكذلك الأمر بالنسبة إلى التباين:

$$E(Y_t) = E(Y_{t+h})$$

$$V(Y_t) = V(Y_{t+h})$$

[10] Kirchgässner G. and Wolters J. (2007) "Introduction to Modern Time Series Analysis", SPRINGER-Verlag, Berlin Heidelberg. pp. 13-14.

وإذا كان التباين المشترك لـــ $Y_t$ و $Y_{t+h}$ مستقلاً عن الزمن. أي إذا كان:

$$\frac{d[Cov(Y_t, Y_{t+h})]}{dt} = 0$$

**2-7-2 اختبار ديكي فيلر المحسن** A.D.F. (Augmanted Dickey & Fuller )[11]:

يرجع عدم الاستقرار في السلاسل الزمنية -في كثير من الأحيان- إلى وجود جذر الوحدة، وقد اقترح Dickey & Fuller اختباراً يكشف وجود جذر الوحدة أو عدم وجوده، ثم قاما بتحسينه لاحقاً؛ لـــذلك سنستخدم الاختبار المحسن.

بفرض أنَّ لدينا السياق العشوائي $X_t$ ، نقوم بحساب الانحدار الآتي:

$$\Delta X_t = j X_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} a_i (X_{t-i} - X_{t-i-1}) + e_t$$

يقوم اختبار A.D.F. على اختبار قيمة $j$ فيما إذا كانت $j = 0$ أي إنَّ فرضيات الاختبار هي:

قبول هذه الفرضية يعني قبول عدم الاستقرار ووجود جذر الوحدة $H_0 : j = 0$

قبول هذه الفرضية يعني قبول الاستقرار وعدم وجود جذر الوحدة $H_1 : j < 0$

نحسب إحصائية الاختبار $t^*$ ثم نقوم بمقارنتها مع $t$ الجدولية التي قدمها Dickey & Fuller .

يمكن أن نضيف إلى المعادلة السابقة حداً ثابتاً، أو حداً ثابتاً وانحداراً خطياً بالزمن بحـــسب طبيعـــة السلسلة الزمنية المدروسة، وفي هذه الحالة تكون القيم الجدولية مختلفة بحسب المعادلة المستخدمة.

إذا تبيّن لنا نتيجة الاختبار أن السلسلة الزمنية غير مستقرة وتحوي جذر الوحدة نقوم بتحويلها إلـــى سلسلة مستقرة بتطبيق مرشح الفروق الأولى[12] $\Delta = (1-B)$ ، ثم نقوم باختبار السلسلة الناتجة،

[11] Dickey D. and Fuller W.(1981) 'The likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a unit Root", Econometrica ,n49: pp .1057-1072

[12] HENIN P.Y. (1989), "Bilans et essais sur la non-Stationnarité des séries Macroéconomiques" révue d' économie politique – n5-pp 661-691

**فإذا لم تكن مستقرة نطبق مرشح الفروق من الدرجة ثانية، ونعيد الكرة حتى تصبح السلسلة مستقرة.**

## ثالثاً: الحالة التطبيقية:

**حصلنا على سلسلة زمنية تمتد من عام 1974 إلى عام 2011 لإجمالي إنتاج القمح (y) في سورية ، مقدرة بآلاف الأطنان، كما يبيّن الجدول (1):**

**الجدول (1): إجمالي إنتاج القمح في سورية . (مقدرة بآلاف الأطنان)**

| العام | y | العام | y | العام | y |
|---|---|---|---|---|---|
| 1974 | 314 | 1987 | 1656 | 2000 | 3106 |
| 1975 | 286 | 1988 | 2067 | 2001 | 4745 |
| 1976 | 496 | 1989 | 1020 | 2002 | 4775 |
| 1977 | 366 | 1990 | 2070 | 2003 | 4913 |
| 1978 | 358 | 1991 | 2140 | 2004 | 4538 |
| 1979 | 458 | 1992 | 3045 | 2005 | 4669 |
| 1980 | 2226 | 1993 | 3627 | 2006 | 4932 |
| 1981 | 2087 | 1994 | 3703 | 2007 | 4041 |
| 1982 | 1556 | 1995 | 4184 | 2008 | 2139 |
| 1983 | 1612 | 1996 | 4080 | 2009 | 3702 |
| 1984 | 1068 | 1997 | 3031 | 2010 | 3083 |
| 1985 | 1714 | 1998 | 4112 | 2011 | 4000[13] |
| 1986 | 1969 | 1999 | 2692 | | |

**المصدر: المجموعة الإحصائية في سورية للأعوام:1978-2010**

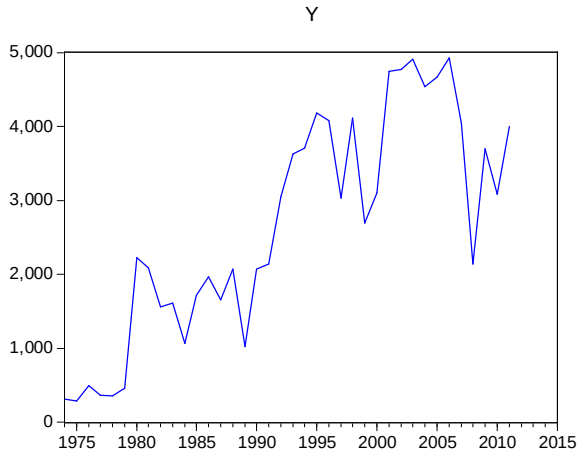
**سنستخدم في تحليلنا لهذه السلسلة الزمنية الحزمة البرمجية:** EViews version 6.0 .

### 3-1 عرض السلسلة الزمنية :

**يظهر الشكل البياني (1) للسلسلة الزمنية بصورة واضحة عدم استقرار السلسلة، ولكنه لا يبيّن هل كان عدم الاستقرار يعود لوجود جذر الوحدة أم لا؟ ومن ثمَّ لابدَّ لنا من اختبار جذر الوحدة.**

[13] بيانات غير منشورة ، من مقابلة مع رئيس اتحاد الفلاحين

**الشكل (1): تطور إجمالي إنتاج القمح في سورية من عام 1974 إلى 2011**




**المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على البيانات عن إنتاج القمح في سورية**

## 3-2 اختبار الاستقرار:

**نطبق اختبار جذر الوحدة أو ما يعرف باختبار ديكي-فيللر الموسع ADF على السلسلة التـــي لـــدينا فنجد النتائج الآتية المبينة في الجدول رقم (2):**

**الجدول (2) : اختبار ديكي-فيللر الموسعِ ADF للسلسلة y**

Null Hypothesis: Y has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=9)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -0.307843 | 0.5675 |
| Test critical values: | 1% level | -2.632688 | |
| | 5% level | -1.950687 | |
| | 10% level | -1.611059 | |

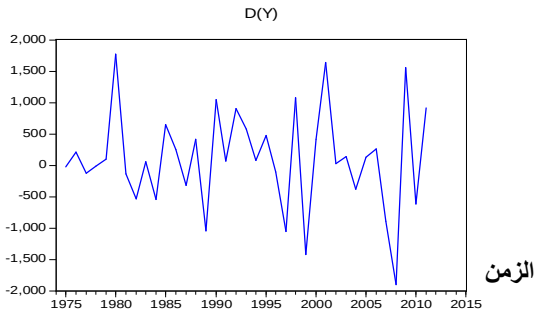
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**المصدر:نتائج حسابات برنامج** EViews 6

نجد من الجدول (2) أن القيمة المطلقة لـــADF المحسوبة (0.307843) أصغر من القيم المطلقة لقيم Mackinnon النظرية عند مستويات الدلالة المختلفة. إذا نقبل فرضية العدم، أي: نقبل وجـــود جـــذر الوحدة في السلسلة y .

للتخلص من جذر الوحدة نطبق مرشح الفروق الأولى على السلسلة فنحـــصل علـــى سلـــسلة شـــبه مستقرة، كما يبيّن الشكل (2) :

الشكل (2): سلسلة الفروق الأولى لإجمالي إنتاج القمح




المصدر: نتائج الحسابات باستخدام البرنامج EViews 6

وبتطبيق اختبار جذر الوحدة مرة أخرى على سلسلة الفروق الأولى نجد أن النتائج تؤكد وجود جـــذر الوحدة وعدم استقرار هذه السلسلة، كما يظهر الجدول (3):

الجدول (3) : اختبار ADF للسلسلة D(y)

Null Hypothesis: D(Y) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -1.490622 | 0.1253 |
| Test critical values: | 1% level | -2.634731 | |
| | 5% level | -1.951000 | |
| | 10% level | -1.610907 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

المصدر :نتائج حسابات برنامج EViews 6

**للتخلص من جذر الوحدة نطبق مرة ثانية مرشح الفروق الأولى على سلسلة الفروق الأولى فنحـــصل على سلسلة مستقرة، كما يبيّن الجدول (4) و الشكل (3) :**

**الجدول (4) : اختبار ADF للسلسلة $D^2(y)$**

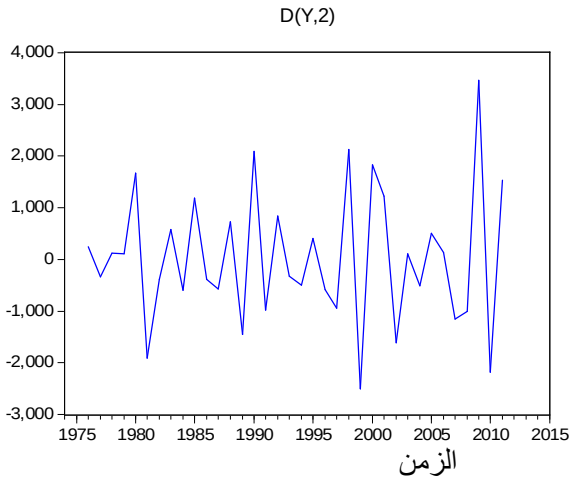
Null Hypothesis: D(Y,2) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=8)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -7.676942 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -2.639210 | |
| | 5% level | -1.951687 | |
| | 10% level | -1.610579 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

**المصدر :نتائج حسابات برنامج** EViews 6

**الشكل (3): سلسلة الفروق الثانية لإجمالي إنتاج القمح**




**المصدر : نتائج حسابات برنامج** EViews 6

## 3-3 تحديد حجم شعاع الحالة:

لتحديد حجم شعاع الحالة نعتمد على الشرط الذي ذكرناه فيما سبق عن تمثيل شعاع الحالة في حده الأدنى وهو: $rank(O) = rank(C) = k$

- نفترض أن k=3 ثم نقوم بتقدير النموذج باستخدام برنامج EViews 6 ، ومن ثم حساب مصفوفة الملاحظة ومصفوفة التحكم فنجد:

$$O = \begin{bmatrix} -0.970 & 0.002 & 0.966 \\ 0.548 & -0.054 & 1.023 \\ 1.585 & 13.772 & -0.575 \end{bmatrix}, \quad rank(O) = 3$$

$$C = \begin{bmatrix} 0.001 & 0.006 & 0.007 \\ 0.012 & -3.069 & -4.615 \\ -0.011 & 1E-04 & 0.011 \end{bmatrix}, \quad rank(C) = 2$$

لمّا كانت: $rank(O) \neq rank(C)$ فإن k=3 ليست التمثيل الأدنى لفضاء الحالات.

- نفترض الآن أن k=2 ثم نقوم بتقدير النموذج وحساب مصفوفة الملاحظة ومصفوفة التحكم فنجد:

$$O = \begin{bmatrix} 0.058652 & 0.120221 \\ -0.748411 & -0.656223 \end{bmatrix}, \quad rank(O) = 2$$

$$C = \begin{bmatrix} -54.40381 & -29.71249 \\ 57.17527 & 41.08556 \end{bmatrix}, \quad rank(C) = 2$$

لمّا كانت: $rank(O) = rank(C) = 2$ فإن k=2 هي التمثيل الأدنى لفضاء الحالات. أي إنَّ حجم شعاع الحالة هو: **2** .

## 4-3 تقدير نموذج فضاء الحالة SSM :

نستخدم برنامج (EViews 6) من أجل تقدير نموذج فضاء الحالة المقترح لتمثيل تطور إنتاج القمح في سورية، وعُرِضَتِ النتائج في الجدول (5):

**الجدول(5): المعاملات المقدرة للنموذج** SSM

Sspace: SSM2
Method: Maximum likelihood (Marquardt)
Date: 03/07/12 Time: 18:21
Sample: 197**4** 2011
Included observations: 38
Valid observations: 3**6**
User prior mean: V1
User prior variance: P
Convergence achieved after 7 iterations

| | Coefficient | Std. Error | z-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| C(1) | 0.058652 | 0.789112 | 0.074327 | 0.9408 |
| C(2) | 0.120221 | 0.726037 | 0.165585 | 0.8685 |
| C(3) | 7.851686 | 0.188073 | 41.74800 | 0.0000 |
| C(4) | 6.951417 | 1.155519 | 6.015840 | 0.0000 |
| C(5) | -10.05588 | 1.898984 | -5.295397 | 0.0000 |
| C(6) | -8.849851 | 0.344481 | -25.69040 | 0.0000 |
| C(7) | -54.40381 | 85.74210 | -0.634505 | 0.5258 |
| C(8) | 57.17527 | 101.2875 | 0.564485 | 0.5724 |

| | Final State | Root MSE | z-Statistic | Prob. |
|---|---|---|---|---|
| SV1 | 1643.016 | 8585.209 | 0.191378 | 0.8482 |
| SV2 | -1628.544 | 10161.42 | -0.160267 | 0.8727 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| Log likelihood | -296.7124 | Akaike info criterion | 16.47094 |
| Parameters | 8 | Schwarz criterion | 16.81925 |
| Diffuse priors | 0 | Hannan-Quinn criter. | 16.59373 |

**المصدر**: **نتائج حسابات برنامج** EViews 6

**أمَّا نموذج** SSM **المقدر فهو**:

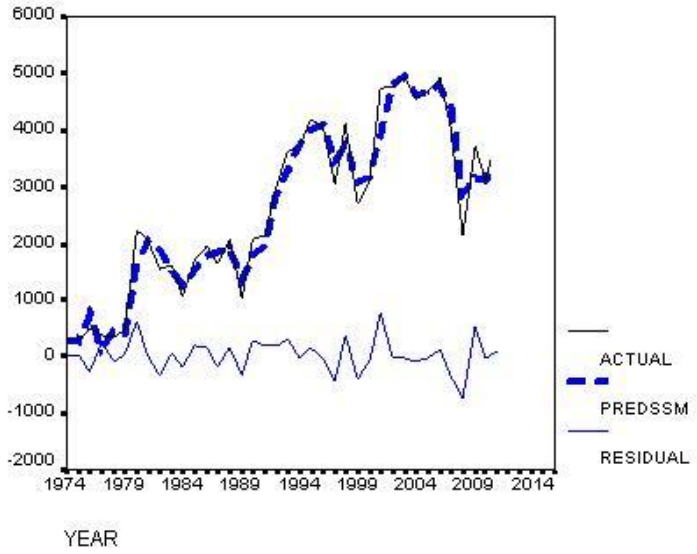
$$\begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix}_{t+1} = \begin{bmatrix} 7.851686 & 6.951417 \\ -10.0559 & -8.849851 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix}_t + \begin{bmatrix} -54.4038 \\ 57.17527 \end{bmatrix} \cdot e_t$$

$$D^2(y_t) = [0.058652 \quad 0.120221] \cdot \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix}_t + e_t$$

## 3-5 تطبيق مرشح كالمان:

**يقوم برنامج (EViews 6) بعد تقدير معاملات نموذج فضاء الحالة، بتطبيق مرشح كالمان من أجـل تقدير متغيّر الحالة، ومن ثم تقدير متغيّر الملاحظة الذي يمثل تطور إنتاج القمح في سورية، والنتيجة وعُرِضَتِ في الشكل (4) إلى جانب القيم الفعلية والفروقات بين السلسلتين.**

**الشكل (4): القيم الفعلية لإجمالي إنتاج القمح والقيم المقدرة والبواقي**



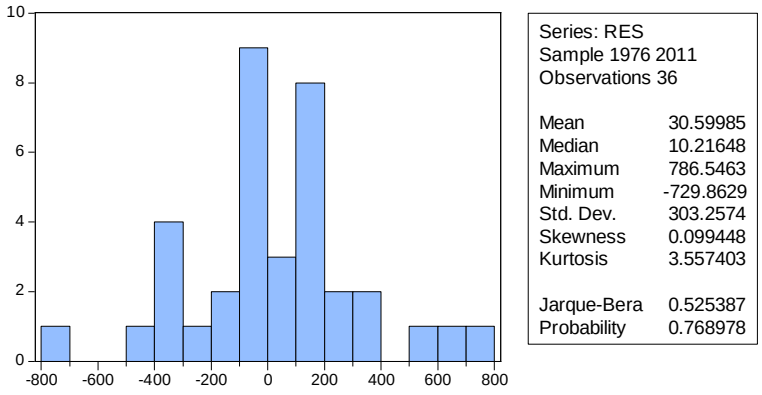

**المصدر: نتائج حسابات برنامج EViews 6. اعتماداً على بيانات إنتاج القمح في سورية**

## 3-6 اختبارات البواقي[14]:

**من أجل التحقق من صحة النموذج المقدر يجب أن نتأكد من خضوع البواقي للتوزيع الطبيعي وأنهـا غير مرتبطة ذاتياً.**

**1- التوزيع الاحتمالي للبواقي: نستخدم اختبار** Jarque-Bera[15] **كما يظهر في الشكل (5)**

**الشكل (5): المدرج التكراري واختبار التوزيع الطبيعي للبواقي**




**المصدر: نتائج حسابات برنامج** EViews 6

**يشير الاختبار إلى قبول فرضية العدم. أي قبول فرضية التوزيع الطبيعي للبواقي عند مستوى دلالـة 1% و 5%.**

**2- اختبار الارتباط الذاتي للبواقي: نستخدم اختبار** Ljung-Box[16]**، كما يبيّن الجدول** (6).

[14] LARDIC S. et MIGNON V. ,(2002) "Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières" Ed. Economica-Paris, pp. 44-46.

[15] BERA, A.K. and Jarque .C.M.(1981), "An efficient large Sample test for normality of observations and regression residuals ", Working paper in Econometrics No 40,Australion National university, Canberra.

[16] Ljung, G.M., and Box G.E.P. (1978) "on a measure of the lack of fit in time Series models". Biometrika, n65:PP.297-303

**الجدول(6): اختبار الارتباط الذاتي للبواقي**

Date: 03/28/12 Time: 09:43
Sample: 1976 2011
Included observations: 36

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **\|. \| | **\|. \| | 1 | -0.234 | -0.234 | 2.1478 | 0.143 |
| .*\|. \| | **\|. \| | 2 | -0.157 | -0.224 | 3.1360 | 0.208 |
| .\|*. \| | .\|. \| | 3 | 0.161 | 0.070 | 4.2071 | 0.240 |
| **\|. \| | **\|. \| | 4 | -0.315 | -0.321 | 8.4577 | 0.076 |
| .\|*. \| | .\|. \| | 5 | 0.143 | 0.037 | 9.3541 | 0.096 |
| .*\|. \| | **\|. \| | 6 | -0.074 | -0.205 | 9.6043 | 0.142 |
| **\|. \| | **\|. \| | 7 | -0.241 | -0.267 | 12.350 | 0.090 |
| .\|** \| | .\|. \| | 8 | 0.332 | 0.069 | 17.738 | 0.063 |
| .*\|. \| | .*\|. \| | 9 | -0.140 | -0.140 | 18.725 | 0.058 |
| .\|. \| | .\|. \| | 10 | 0.043 | 0.034 | 18.820 | 0.053 |

**المصدر**: **نتائج حسابات برنامج** EViews 6

**يشير اختبار الارتباط الذاتي** Q-Stat **إلى قبول فرضية العدم لأنَّ قيم الاحتمالات جميعها في العمود الأخير أكبر من** 5%؛ **وهذا يعني عدم وجود ارتباط ذاتي عند مستوى دلالة** 1% **أو** 5%.

## 3-7 التنبؤ :

**باستخدام النموذج المقدر قمنا بالتنبؤ بحجم إنتاج القمح في سورية حتى عام 2016، وذلك كما في الجدول (7).**

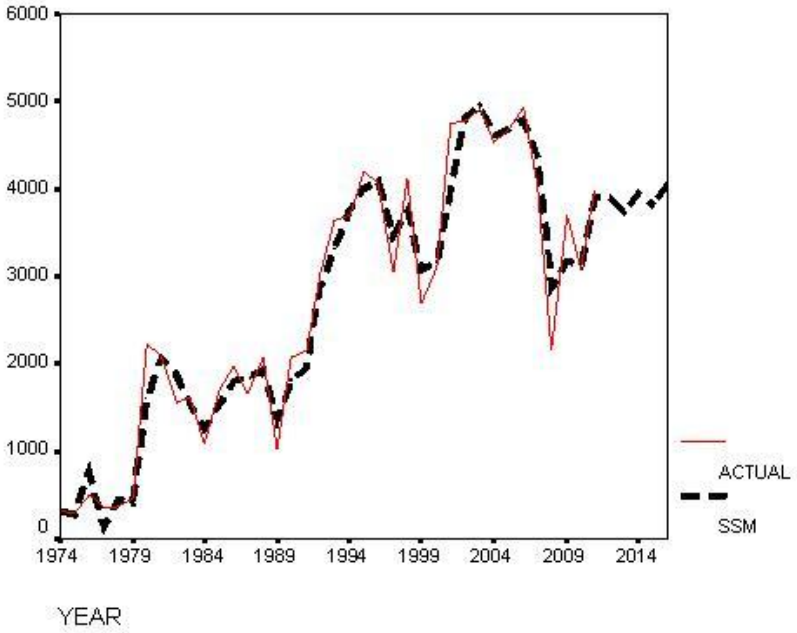
**الجدول (7):التنبؤات بقيم** y **(حجم إنتاج القمح ) حتى عام 2016 مع حدي الثقة بدرجة 95%**

| Year | L_y | y | U_y |
|---|---|---|---|
| 2012 | 3303.2 | 3900.6 | 4497.9 |
| 2013 | 3142.3 | 3739.6 | 4337 |
| 2014 | 3344.3 | 3941.7 | 4539 |
| 2015 | 3209.7 | 3807 | 4404.4 |
| 2016 | 3391 | 3988.4 | 4585.7 |

**المصدر**: **نتائج حسابات برنامج** EViews 6

نبيّن في الشكل (6) القيم الفعلية و القيم المقدرة (النظرية ) و القيم المتنبأ بها لإجمالي إنتاج القمح:

الشكل (6): القيم الفعلية لإجمالي إنتاج القمح و القيم النظرية والمتنبأ بها




المصدر:نتائج حسابات برنامج EViews 6، اعتماداً على بيانات إنتاج القمح في سورية

## 3-8 اختبار جودة نموذج فضاء الحالة SSM ومقارنته بنماذج الانحدار البسيط

نبيّن فيما يأتي جودة التمثيل بنموذج فضاء الحالة، من خلال حساب الخطأ المعياري للتقدير ومعامل ارتباط بيرسون بين القيم المقدرة والفعلية -إذْ يمكن استخدام معامل ارتباط بيرسون لاختبار جودة التمثيل مهما كان نوع النموذج لتمثيل العلاقة [17]- ونقارنه بعدد من النماذج كما هي في الجدول رقم (8). نرى من القيم في الجدول إن أفضل النماذج هو نموذج فضاء الحالة بأقل خطأ معياري للتقدير وأكبر قيمة لمعامل ارتباط بيرسون، وإنَّ الفرق بين نموذج فضاء الحالة وأفضل النماذج المتبقية

[17] العلي ،ابراهيم نظرية الارتباط .منشورات جامعة حلب 1981

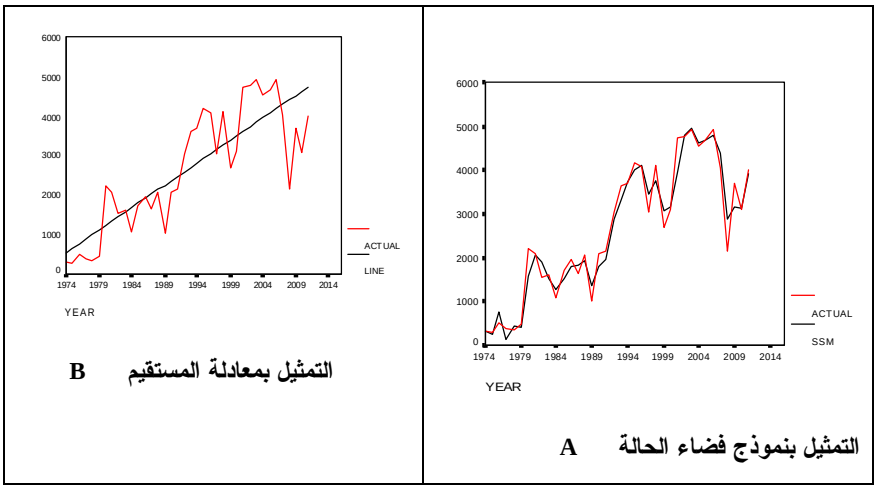
وهو النموذج المبني على معادلة من الدرجة الثالثة هو فرق كبير، إذْ يبلغ الخطأ المعيـــاري للتقـــدير للمعادلة من الدرجة الثالثة أكثر من ضعفي الخطأ المعياري للتقدير لنموذج فضاء الحالة. وتبدو هذه الحقيقة واضحة أيضاً من خلال العرض البياني لكل من النماذج المقارنة في الشكل (7 ).

الجدول (8 ): الخطأ المعياري للتقدير ومعامل ارتباط بيرسون للنماذج المقارنة

| | النموذج | الخطأ المعياري للتقدير | معامل الارتباط بيرسون بين القيم النظرية والفعلية[18] |
|---|---|---|---|
| 1 | فضاء الحالة | **304.77** | **0.98** |
| 2 | المعادلة من الدرجة الثالثة | 702.46887 | **0.89** |
| 3 | المعادلة من الدرجة الثانية | 748.1871 | **0.87** |
| 4 | المعادلة الاسية | 825.0439 | **0.84** |
| 5 | معادلة المستقيم | 827.9811 | **0.84** |
| 6 | المعادلة اللوغاريتمية | 865.6348 | **0.82** |

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على الدراسة التطبيقية .

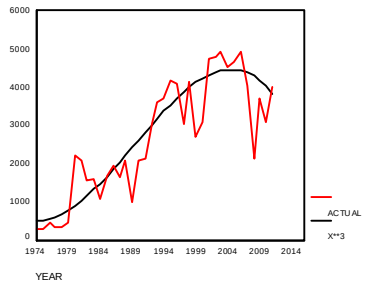
الشكل (7): مقارنة الخطوط البيانية للنماذج المقارنة الواردة في الجدول 8



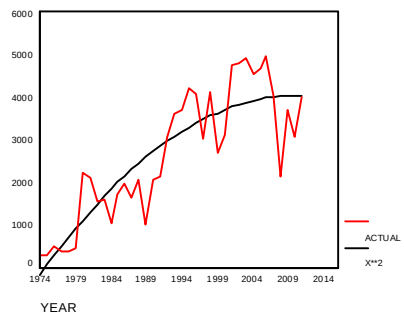

A التمثيل بنموذج فضاء الحالة

B التمثيل بمعادلة المستقيم

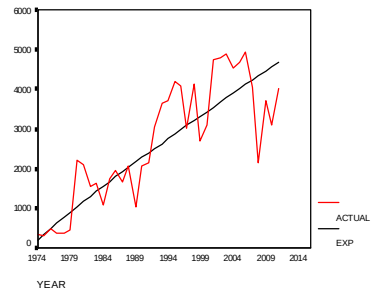
[18] استُخدِمَ معامل الارتباط بين القيم الفعلية والنظرية كمقياس لجودة التمثيل لأنَّ بعض العلاقات خطيـــة وبعـــضها غيـــر خطـــي الرجع السابق .



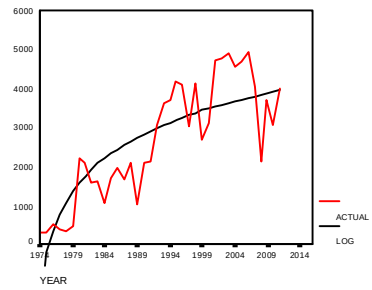

C التمثيل بمعادلة من الدرجة الثالثة




**D التمثيل بمعادلة من الدرجة الثانية**




**E التمثيل بالمعادلة الأسية**




**F التمثيل بالمعادلة اللوغاريتمية**

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على الدراسة التطبيقية .

## رابعاً: النتائج والتوصيات:

**1- تم التوصل إلى نموذج قياسي مبني على نموذج فضاء الحالة وهذا النموذج هو:**

$$\begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix}_{t+1} = \begin{bmatrix} 7.851686 & 6.951417 \\ -10.0559 & -8.849851 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix}_t + \begin{bmatrix} -54.4038 \\ 57.17527 \end{bmatrix} e_t$$

$$D^2(y_t) = \begin{bmatrix} 0.058652 & 0.120221 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \end{bmatrix}_t + e_t$$

2- تبيّن من مقارنة نموذج فضاء الحالة SSM (State Space Model) بالنماذج المستخدمة في تحليل السلاسل الزمنية أفضلية نموذج فضاء الحالة عليها.

3- نوصي باستخدام النموذج الذي تم التوصل إليه في التنبؤ بحجم الإنتاج من القمح ،واعتماد التنبؤات التي يعطيها بوضع الخطط المستقبلية للجهات كلّها ذات المصلحة بحجم الإنتاج من القمح في سورية.

4- نوصي باستخدام فضاء الحالة في استنتاج النموذج القياسي وتطويره للتنبؤ بحجم إنتاج القمح المتوقع في سورية من كل عام، وذلك بحسب تطور السلسلة الفعلية لحجم الإنتاج .

5- تبيّن من دراسة السلسلة الزمنية لتطور إنتاج القمح في سورية خلال السنوات الماضية والقيم المتنبأ بها، أن هناك إمكانيات متاحة لزيادة إنتاج القمح حتى 5 مليون طن سنويا فيما لو تم التخفيف من تأثير العوامل العشوائية المؤثرة في حجم الإنتاج كالمساحة المزروعة وكمية الهطولات المطرية والإصابة بالآفات الزراعية والمناخ....

# المراجع


**أولاً: المراجع باللغة العربية:**

**1- بري، عدنان ماجد عبد الرحمن، طرق التنبؤ الإحصائي ( الجزء الأول).جامعة الملك سعود,2002 م .**

**2- شعراوي ،سمير مصطفى ،مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية .جامعة الملك عبد العزيز ،1426 هـ (2005 م ) .**

**3- العلي ،إبراهيم ، نظرية الارتباط .جامعة حلب 1981.**

**4- المجموعة الإحصائية السورية 1990-2011 .**

**ثانياً: المراجع باللغة الانكليزية:**

1- Alpay D. and Gohberg I. (2006), "The State Space Method Generalizations and Applications", Birkhäuser Verlag, Berlin.

2- Bain A. and Crisan D. (2009), " Fundamentals of Stochastic Filtering" , Springer Science+Business Media, New York.

3- BERA, A.K. and Jarque .C.M.(1981), "An efficient large Sample test for normality of observations and regression residuals ", Working paper in Econometrics No 40,Australion National university, Canberra.

4- Bertein J.C. and Ceschi R. (2007) ,"Discrete Stochastic Processes and Optimal Filtering", ISTE Ltd, London.

5- Cromwell, J. B., Hannan M. J., Labys W. C. and Terraza M. (1994), "Multivariate tests for Time Series Models", SAGE publications, Inc. California.

6- Dickey D. and Fuller W.(1979), " Distribution of the estimators for Autoregressive Time Series With a unit Root ", Journal of the American Statistical Association, n74: pp .427-431.

7- Dickey D. and Fuller W.(1981) 'The likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a unit Root", Econometrica ,n49: pp .1057-1072.

8- GREWAL M.S. and ANDREWS A.P. (2008), "KALMAN FILTERING- Theory and Practice Using MATLAB", John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey.

9- Hyndman R.J., Koehler A.B., Snyder R.D., Grose S. (2002), " A state space framework for automatic forecasting using exponential smoothing methods ", International Journal of Forecasting, n 18 , pp. 439–454 .

10- Kirchgässner G. and Wolters J. (2007) "Introduction to Modern Time Series Analysis", SPRINGER-Verlag, Berlin Heidelberg.

11- Ljung, G.M., and Box G.E.P. (1978) "on a measure of the lack of fit in time Series models". Biometrika, n65:PP.297-303.

12- Williams R.L. and Lawrence D.A. (2007), "LINEAR STATE-SPACE CONTROL SYSTEMS", JOHN WILEY & SONS, INC., New Jersey.

13 - Zhou T. & Shumway R. (2008), " One-step approximations for detecting regime changes in the state space model with application to the influenza data", Computational Statistics & Data Analysis,52, pp. 2277 – 2291.

**ثالثا: المراجع باللغة الفرنسية :**

1- GOURIEROUX C. et MONFORT A., (1990) "Séries Temporelles et Modèles Dynamiques " Ed. Economica-Paris.

2- HENIN P.Y. (1989), "Bilans et essais sur la non-Stationnarité des séries Macroéconomiques" révue d' économie politique – n5-pp 661-691.

3- LARDIC S. et MIGNON V. ,(2002) "Econométrie des séries temporelles macroéconomiques et financières" Ed. Economica-Paris. .

تاريخ ورود البحث إلى مجلة جامعة دمشق 2012/4/2