# دراسة التقلبات الموسمية في أسعار و كميات الطماطم الواردة إلى سوق العبور باستخدام النماذج المتحركة

**فاتن محمد الهادي**

**معهد بحوث الاقتصاد الزراعي – مركز البحوث الزراعية**

**مقدمة :**

ترتكز غالبية طرق الضبط الموسمي التي طورت على مر الزمان على نماذج السلاسل الزمنية وحيدة المتغير. وذلك لسهولتها وإمكان استخدامها دون معرفة متخصصة في هذا المجال. وهناك العديد من المحاولات التي تم عملها لتقدير الموسمية ترتكز على التفسير السببي، لم يصل أي منها لأبعد من المرحلة التجريبية.

إن طرق الضبط الموسمي للسلاسل الزمنية وحيدة المتغير ، تحاول تقدير الآلية المتولدة للمشاهدات ، تحت الفروض البسيطة التي توضح أن السلسلة تتكون من جزء منتظم يحدد جيدا دالة الزمن ، وجزء عشوائي يخضع لقانون الاحتمالات والذي يفترض فيه أن يكون توزيعه معتدل ، ومتوسط وتباين ثابت ، وارتباطا داخليا يساوي صفر (Anderson , Dagum 1974 ) . ويمكن تجميع طرق تقدير هذه المكونات في مجموعتين كبيرتين هما طرق الانحدار وأساليب المتوسط المتحرك والذي يطلق عليه أيضا أساليب التمهيد الخطي(Dagum 1974,1978). وتفترض طرق الانحدار أن الموسمية والمكونات المنتظمة الأخرى وهي الاتجاه العام– الدورية دوال حتمية على المدى الكلي للسلسلة. أما أساليب المتوسط المتحرك أو التمهيد الخطي المنقح فتفترض انه بالرغم من أن مكونات السلسلة دالة ممهدة للزمن إلا أنها لا تكون متقاربة مع الدوال البسيطة للمدى الكلي للزمن محل الاعتبار، حيث أن الفروض التي تتضمنها أساليب المتوسط المتحرك هي أن الاتجاه العام– الدورية والموسمية متغيرات تصادفيه(عشوائية) وليست حتمية.

**مشكلة والهدف من الدراسة:**

هناك قصور في النماذج المستخدمة في تحليل السلاسل الزمنية، وهي طرق الانحدار الخطي والمتوسطات المتحركة حيث يكون القصور واضحا على المدى الكلي للسلسلة. فعند استخدام الانحدار الخطي في تحليل السلسلة والتنبؤ المستقبلي قد تبتعد القيم المتنبأ بها عن الواقع كثيرا ، حيث تتضاعف هذه القيم في حالة معامل الانحدار الموجب ، أو تصل إلي ما دون الصفر في حالة معامل الانحدار السالب . أما أسلوب المتوسطات المتحركة واستخدام الدليل الموسمي في تعديل السلسلة الزمنية وبالتالي التنبؤ بسنوات قادمة فيهتم بمكونات السلسلة الزمنية والتي تكون صحيحة فقط خلال مدى معين من مجموعة أوزان المتوسطات المتحركة ، وهذا القصور ملازم لجميع أساليب التمهيد الخطي طالما أن المشاهدتين الأولى والأخيرة لا يمكن تمهيدها بنفس مجموعة الأوزان المتماثلة المستخدمة في المشاهدات المركزية ( متوسط متحرك ثلاثة أشهر) وتزيد هذه المشاهدات عند استخدام أوزان أكبر، وبسبب هذا فان تقدير المشاهدات الجارية يجب تعديلها طالما كانت هناك بيانات أكثر يمكن إضافتها إلي السلسلة الأصلية . إلا أن التعديلات المتكررة تربك مستخدم بيانات الضبط الموسمي خاصة إذا كانت التعديلات كثيرة نسبيا أو إذا سببت تغيرات في اتجاه الحركة العامة للسلسلة المعدلة . وفي الحقيقة إن مواجهة مشكلة التحكم في مستوى النشاط الاقتصادي يصعب على صانعي القرار تأسيس قراراتهم على بيانات الضبط الموسمي التي كثيرا ما تكون عرضة لتعديلات معنوية طالما كانت هناك معلومات جديدة متاحة بمكن إضافتها .

لذلك فقد هدفت الدراسة إلي تحليل السلاسل الزمنية بانحدار ذاتي ووسط متحركة متكامل ، وذلك باستخدام أسلوب إحصائي خاص لتحليل التحركات السعرية يوفق ويتنبأ جيدا بالسلسلة الأصلية سواء تنبؤ

للأمام(fore-cast) أو تنبؤ للخلف(back-cast) حيث تضبط موسمية السلسلة الأصلية بمتوسطات متحركة متعددة الأشكال.

**مصادر البيانات والطريقة البحثية:**

اعتمدت الدراسة على البيانات الشهرية خلال الفترة من يناير ٢٠١١ إلى ديسمبر ٢٠١٥ الخاصة بأسعار وكميات الطماطم الواردة الي سوق الجملة بمدينة العبور.

**وقد استخدم نموذج الضرب .**

$$O_t = C_t * S_t * I_t$$

**حيث :**

$O_t$ السلسلة الأصلية

$C_t$ الاتجاه العام– الدورية

$S_t$ التغيرات الموسمية

$I_t$ التغيرات العرضية

**في التعرف على مكونات التحركات السعرية . هذا وقد استخدم في تقدير هذه المكونات أسلوب**

X-12-ARIMA وهو عبارة عن اسلوب ادمج فين برنامج X-12 مع نموذج ARIMA وهو نموذج إحصائي يستخدم في تحليل السلاسل الزمنية والمتوسطات المتحركة والضبط الموسمي .

**وهنا يلزم التعرف على الطريقة المستخدمة ، فالمصطلح ARIMA هو اختصار**

Auto Regressive Integrated Moving Average والذي يعني انحدار ذاتي ووسط متحرك متكامل . إن الجزء من ARIMA المندمج مع برنامج X-12 يلعب دورا هاما في التنبؤ بتقدير العامل الموسمي والعوامل الأخرى المرافقة ، وذلك عندما تتحرك الموسمية سريعا في نمط تصادفي (Dagum 1978) . وحيث أن السلسلة تتسع بزيادة البيانات فان المرشحات التي استخدمت بواسطة برنامج X-12 لضبط موسمية المشاهدات الجارية و المولدة للتنبؤ الموسمي تكون مقاربة للمرشحات التي استخدمت في المشاهدات المركزية . وبناء على ذلك فان درجة الوثوق في التقديرات الجارية للسلسلة الطويلة (خمس سنوات فأكثر) تكون أكبر من تلك التي في السلسلة القصيرة( سنتين إلي ثلاث سنوات) ، كما أن الانخفاض في عدد التعديلات يكون معنويا.

وقد أوضح (Pierce 1978) أن الاستقراء بواسطة ARIMA جعل لبرنامج X-12 أدنى متوسط مربعات خطأ في طرق الضبط الموسمي. لذلك فان هذا النوع من الاستقراء سوف يدني متوسط مربعات الخطأ في السلسلة المعدلة لأي أسلوب متوسط متحرك للضبط الموسمي. كما يمكن عمل تعديل معنوي للسلاسل الزمنية التي تكون فيها الموسمية مستقرة وذلك عندما يكون هناك نمو سريع للاتجاه العام– الدورية ، أو أن السنة الأخيرة للبيانات فيها نقطة انقلاب . كما أن الوزن الأخير في أسلوب X-12-ARIMA لتقدير الاتجاه العام– الدورية هو تركيبة من أوزان Henderson المتماثلة وأوزان أخرى غير متماثلة من نموذج ARIMA المستخدم في استقراء البيانات، و حيث أن الأوزان الأخيرة تتغير بتغير النموذج الموفق للسلسلة فإنها تعكس التغيرات القريبة جدا من السلسلة، ونتيجة لهذا نادرا ما توجد نقطة انقلاب خطأ. وهناك ميزة أخرى لطريقة ARIMA وهي أنها تقدم نموذج إحصائي واحد للمدى الكلي للسلسلة، كما تولد هذه الطريقة قيم مستقرأة من البيانات الخام يكون لها أدنى متوسط مربعات خطأ، وهذا يفيد منتجي البيانات الذين يحصلون عليها من كشوف غير كاملة كما هو الحال في معظم السلاسل المتدفقة Flow series .

إن الخطوة الأساسية في تحسين الضبط الموسمي بواسطة برنامج X-12 هو تقرير أي من طرق الاستقراء يتم استخدامه لتوسعة السلسلة الأصلية . فبالنسبة لطريقة X-12-ARIMA تم عمل انتخاب طبقا للمتطلبات التالية(Dagum1978) :

- يجب أن تنتمي طريقة الاستقراء للرتبة الأقل بالنسبة لوصفها للعالم الحقيقي ولا تتضمن متغيرات مستقرأة، كما يجب توصيف السلسلة ببساطة بواسطة قيمها الماضية والاضطرابات العشوائية المبطئة، وهذا المطلب ضروري لتسهيل دمج الاستقراء في برنامج X-12 .
- يجب أن تكون البرامج المعرفة قوية لدمج بيانات سنة أو سنتين إضافيتين ، وأن القيمة المستقرأة المقابلة لن تتغير معنويا بتباين مساوي للصفر للقيم التي يتم قياسها ، وهذه الحالة ضرورية لتحاشي التغيرات المتكررة للنماذج و التعديلات المعنوية التي تسبب بلبلة لمستخدمي بيانات الضبط الموسمي .
- يجب أن تنتج الطريقة قيم مستقرأة تتبع الحركة داخل السنة بمنطقية جيدة.
- يجب أن تولد قيم مستقرأة مثلى وبأقل متوسط مربعات خطأ ملموس، وتسمح هذه الحالة باستخدام القيم المستقرأة كعلامة للبيانات الأولية المتحصل عليها من الكشوف والقوائم عير التامة.
- يجب أن تكون عدد مقاييسها قليلة جدا ، حيث يتم تلخيص الصفات الرئيسية للسلسلة في عدد قليل من المقاييس.

هذه المجموعة من الشروط أدت إلي اختيار طريقة المتغير الواحد في التنبؤ . وأنه على طول الطرق العديدة المطورة المستخدمة في التنبؤ تعتبر طريقة X-12-ARIMA أسلوب قوي جدا للتنبؤ لمدى واسع من السلاسل الزمنية المختلفة .

و قد عبر (Box and Jankins 1970) عن نموذج ARIMA لحاصل الضرب لسلسلة بها موسمية بهذا النموذج: $(p,d,q)$ $(P,D,Q)_s$

**حيث :**

P, p توضح رتبة مقياس الانحدار الذاتي العادي والموسمي على الترتيب ، وبمعنى آخر هي عدد الفترات التي تبطئها $Z_t$ ، فإذا كانت p=1 فان المتغير التابع $Z_t$ يعني فترة إبطاء تساوي ١ أي $Z_{t-1}$ ، وإذا كانت P=1 فان المتغير التابع $Z_t$ يعني أيضا فترة إبطاء تساوي ١ ولكن في الفترات الموسمية( ١٢ شهرا أو ٤ أرباع السنة) أي $Z_{t-s}$ وهذه المتغيرات المبطئة تتأثر بمقاييس الانحدار الذاتي $\phi,\Phi$ التي تقيس تأثير قيمة المشاهدة السابقة(شهر أو ربع سنة) وقيمتها في السنة السابقة على المتغير التابع $Z_t$ .

D, d توضح رتبة الفرق العادي والموسمي المستخدم في السلسلة الأصلية التي يجعلها ثابتة ، وبتعبير آخر يجب أن يكون البناء الإحصائي للسلسلة مستقل عن الزمن ، ويتضمن هذا أيضا استقراء النموذج. ومن أجل تصحيح أي تغير مستمر في المستوى راجع إلي الاتجاه العام(لأعلى أو لأسفل) يستخدم الفرق الأول d=1 في السلسلة الأصلية $Z_t$ وهذا يعني أن السلسلة الجديدة تصبح $W_t = Z_t - Z_{t-1}$ ويوضحها النموذج $W_t = (1-B)\, Z_t$

**حيث B هي عامل الإبطاء وعلى ذلك فان** $B_n\, Z_t = Z_{t-n}$

وللحالات الأكثر تعقيدا من التغيرات الحتمية أو التصادفية تستخدم رتبة فروق أعلى . ومن أجل تصحيح موسمية ثابتة نجعل قوة الفرق D مساويا لواحد وبالتالي فان السلسلة المحولة تصير

$W_t = Z_t - Z_{t-s} = (1-B^s)\, Z_t$ **حيث s هي الفترة الموسمية.**

Q,q هي رتبة مقاييس المتوسطات المتحركة وتوضح عدد الفترات التي تبطئها البواقي (Residual) المشاهدة، فإذا كانت q=1 فان البواقي $A_t$ سوف تبطئ فترة واحدة $A_{t-1}$ ، وإذا كانت Q=1 فان البواقي سوف تبطئ فترة واحدة أيضا ولكن بالمعيار الموسمي $A_{t-s}$ وتتأثر هذه البواقي المبطئة بالمقاييس $\theta,\Theta$ على الترتيب والتي تقيس بواقي القيمة السابقة (شهر أو ربع سنة) وقيمة نفس الشهر أو ربع السنة في السنة السابقة على المتغير التابع $Z_t$ .

وعلى ذلك فان العامل المتغير $Z_t$ في نماذج ARIMA هو دالة للمتغيرات التابعة المبطئة والبواقي المبطئة . فمثلا نموذج ARIMA البسيط $(0,1,1)_4$ $(0,1,1)$ للمتغير التابع $Z_t$

ينخفض إلي (1) Or $(1- B)(1-B_4)Z_t = (1-\theta B)(1-\Theta B_4)a_t$

$$Z_t=Z_{t-1}+(Z_{t-4}-Z_{t-5})+(a_t-\theta a_{t-1})-(\Theta a_{t-4})+(\theta\Theta a_{t-5}) \quad (2)$$

وتوضح الدالة(2) أن $Z_t$ تساوي قيمة ربع السنة السابقة $Z_{t-I}$ مضافا إليه الفرق بين قيمة ربع السنة الأخير وربع السنة السابق له مضافا إليه الأحداث الحالية البواقي المبطئة.

وتأخذ كل من$\theta,\Theta$ قيما بين الصفر والواحد الصحيح ، وعندما تساوي كل منهما الواحد الصحيح فان البواقي يكون لها أقصى تأثير على تقدم الارتقاء التالي للسلسلة. ومن ثم تصير العملية حتمية ، أما إذا ساوى كل منهما الصفر فان البواقي يكون لها تأثير عرضي أو فجائي فقط وتكون العملية في هذه الحالة تصادفيه. إن قيم مقاييس الانحدار الذاتي $\phi,\Phi$ ومقاييس المتوسط المتحرك $\theta,\Theta$ تختلف من سلسلة إلي أخرى ، ولذلك فان نماذج ARIMA تعتبر مرنة جدا ويمكنها أن تتبع جيدا الحركة المنتظمة لمجموعة كبيرة جدا من السلاسل.

إن نماذج ARIMA المستخدمة في برنامج X-12 يجب أن تحقق شرط التوفيق الجيد للبيانات وتولد تنبؤ منطقي مقبول للثلاث سنوات الأخيرة ، ويقصد بالتنبؤ المنطقي ألا يزيد الخطأ المطلق للمتوسط عن ٥% للسلسلة الجيدة وأقل من ١٢% للسلاسل ذات الاختلافات العرضية العالية.

**الفترة الزمنية المستخدمة:**

تتوقف المقاييس الناتجة من التحليل الزمني وبالتالي دقة التنبؤات للسنوات المقبلة على مدى تمثيل الفترة الزمنية المختارة لمرحلة التطور التي تمر بها أسعار الطماطم ومدى استمرار هذه المرحلة خارج حدود هذه الفترة ، وعلى ذلك فقد اختيرت الفترة من يناير ٢٠١١ إلي ديسمبر ٢٠١٥ لكي تمثل البيانات الشهرية لأسعار الجملة وكميات الطماطم الواردة لسوق العبور للتعرف على مكونات و تأثير التغيرات الدورية– الاتجاه العام والموسمية والعرضية وبالتالي التنبؤ بإنتاجها و أسعارها.

**نتائج التحليل الزمني**

**أولا: بالنسبة لأسعار الطماطم**

أوضح التحليل الزمني أن النماذج التي اختيرت بواسطة طريقة X-12-ARIMA لضبط موسمية السلسلة الزمنية هي النموذج s ( 1 1 0) (1 1 0 ) والنموذج s (1 1 0 ) ( 0 2 2) والنموذج s ( 1 1 0) ( 2 1 2) حيث كانت أفضل النماذج والتي سوف يتم اختيار الأفضل منها لعملية التنبؤ.

**١- اختبار (ف) لوجود الموسمية في السلسلة بفرض ثباتها.**

اتضح عدم وجود موسمية ثابتة بين الأشهر عند مستوى معنوية ١% حيث بلغت قيم (ف) المحسوبة ٢,٥٧٦ .

**٢- اختبار (ف) لوجود الموسمية في نسبة SI النهائية بفرض ثباتها.**

اتضح وجود موسمية بين الأشهر عند مستوى معنوية ١% وقد بلغت قيمة (ف) ٧,٣٥٢ .

**٣- اختبار Kruskal-Wallis لوجود الموسمية في نسبة SI بفرض ثباتها**

وهذا اختبار غير قياسي (Nonparametric) حيث اتضح وجود موسمية أيضا عند مستوى معنوية ١% حيث بلغت قيمة الدليل الإحصائي ٤١,٦٢ % عند درجات حرية ١١ . بمستوى احتمالي ٠,٠٠٢

**٤- اختبار الموسمية المتحركة بين السنوات.**

أوضح اختبار الموسمية بين السنوات عدم وجود موسمية متحركة بين السنوات حيث بلغت قيم (ف) المحسوبة بين السنوات ٠,١٥٧ وذلك عند مستوى معنوية ٥%.

**جدول (١) التغيرات العرضية و الموسمية من سنة إلى أخرى و معدل التحرك الموسمي خلال الفترة من يناير ٢٠١١ –ديسمبر ٢٠١٥.**

| البيان / الأشهر | أسعار الطماطم | | |
|---|---|---|---|
| | عرضية | موسمية | معدل التحرك الموسمي |
| يناير | ٢١,٩٦ | ٢,٤٤٠ | ٨,٩٩٩ |
| فبراير | ٢٠,٣٢٦ | ٠,٨٣٩ | ٢٤,٢٤٠ |
| مارس | ٥,٣٤٤ | ٠,٨٩٨ | ٥,٩٥٠ |
| ابريل | ١٧,٥٠١ | ٠,٩٠٩ | ١٩,٢٥٥ |
| مايو | ١٠,٢٩٣ | ١,٠٩٦ | ٩,٣٨٨ |
| يونيو | ١٣,٤٩٧ | ١,٣٦٠ | ٩,٩٢١ |
| يوليو | ١٥,٦٧٦ | ١,٣٤٣ | ١١,٦٧٣ |
| أغسطس | ٢٥,٧٥٢ | ٠,٦٢٩ | ٤٠,٩٢٣ |
| سبتمبر | ١٩,٠٧٥ | ٤,٧٠٦ | ٤,٠٥٤ |
| أكتوبر | ١٤,٠٢٠ | ٤,٥٣٨ | ٣,٠٨٩ |
| نوفمبر | ٣٠,٤٨٩ | ٢,٩٥٩ | ١٠,٣٠٤ |
| ديسمبر | ٢٠,٢٥١ | ١,٠٢٣ | ١٩,٧٩١ |

**المصدر : احتسب من البيانات الشهرية الخاصة بأسعار وكميات الطماطم الواردة الي سوق الجملة العبور جدول رقـم(١) بالملحق.**

**٥- التغيرات من سنة إلي أخرى في المكونات العرضية والموسمية ومعدل التحرك الموسمي.**

يلاحظ من الجدول إن معدل التحرك الموسمي وهو النسبة بين التغيرات العرضية إلى الموسمية قد بلغ أقصاه في أشهر أغسطس وفبراير وديسمبر وابريل حيث بلغت ٤٠,٩٢٣،٢٤,٢٤٠ ، ١٩,٧٩١، ١٩,٢٥٥ على الترتيب في حين كانت أدناها في أشهر أكتوبر وسبتمبر ومارس حيث بلغت ٣,٠٨٩ ، ٤,٠٥٤ ، ٥,٩٥٠ على التوالي. وهذا يعنى أن التغيرات العرضية أو الفجائية كانت كبيرة جدا بالنسبة للتغيرات الموسمية وأن التغيرات فى الاسعار خلال هذه الشهور أيضا كانت كبيرة جدا والسبب فى ذلك يرجع الى قلة الكميات الموردة الى السوق خلال هذه الشهور أما لتأثير التغيرات الجوية السيئة بانخفاض الحرارة خلال شهر فبراير الى شهر ابريل حيث تقل الكميات الموردة الى السوق بالتالى تزداد الأسعار فجأة خلال هذه الاشهر، أو لزيادة درجة الحرارة خلال شهر أغسطس حيث كان التغير العرضى فى الأسعار كبيرا جدا وذلك أيضا لقلة الكميات الموردة.وحيث أن الطماطم من المحاصيل سريعة التلف فلا يمكن التغلب على هذه التغيرات العرضية.

هذا وقد بلغت نسبة التغيرات العرضية/الدورية النهائية للسلسلة ٢,٥٧ في حين بلغت نسبة التغيرات العرضية/الموسمية ٩,٤٢.

**٦- اختبار وجود الموسمية في البواقي(Residuals) .**

أ- اتضح عدم وجود موسمية في البواقي على المدى الكلي للسلسلة عند مستوى معنوية ١% حيث بلغت قيمة (ف) المحسوبة ٠,٨١ .

ب- اتضح عدم وجود موسمية في البواقي في الثلاث سنوات الأخيرة حيث بلغت قيمة (ف) ٠,٩٦ وذلك عند مستوى معنوية ١%.

**٧- النسبة المئوية للمشاركة النسبية للمكونات العرضية والدورية والموسمية في السلسلة الأصلية في أسعار الطماطم وذلك كما يوضحها الجدول رقم(٢).**

يتضح من الجدول أن التغيرات العرضية قد بلغت حدها الأقصى في أشهر يناير ومايو وديسمبر حيث بلغت نسبتها ٣٨,٥٨ % و ٣٣,٨٨% و ٣٢,٨٨% ثم أخذت في الانخفاض التدريجي حتى بلغت حدها الأدنى شهر سبتمبر بنسبة ١١,١٨%وذلك للاختلاف الكبير فى الكميات الموردة خلال هذه الأشهر مما يعمل على زيادة الأسعار.

أما بالنسبة للتغيرات الدورية – الاتجاه العام فقد كان هناك ارتفاع تدريجي بالنسبة خلال أشهر السنة أدناه في شهر يناير بنسبة ٢,٢١% وأقصاه في شهر ديسمبر بنسبة ٦٧,٠٦%.

أما بالنسبة للتغيرات الموسمية فقد اتضح أن التأثير الموسمي كنا متذبذبا بين الارتفاع والانخفاض خلال العام حيث تزايد من يناير إلى ابريل ثم انخفض في شهر مايو وهكذا إلى نهاية العام حيث بلغ أدناه في شهر ديسمبر حيث بلغت ٠,٠٦% وهو ما يتوافق مع الكميات الموردة خلال هذه الأشهر .

**جدول (٢) النسبة المئوية للمشاركة النسبية للمكونات العرضية و الدورية والموسمية خلال الفترة من يناير ٢٠١١ – ديسمبر ٢٠١٥.**

| الأشهر البيان | اسعار الطماطم | | |
|---|---|---|---|
| | عرضية | دورية | موسمية |
| يناير | ٣٨,٥٨ | ٢,٢١ | ٥٩,٢١ |
| فبراير | ٢٧,٤١ | ٤,٣٤ | ٦٨,٢٥ |
| مارس | ٢٣,٦٩ | ٦,٩٠ | ٦٩,٤١ |
| ابريل | ٢٨,٢١ | ١٣,٧٧ | ٥٨,٠٢ |
| مايو | ٣٣,٨٨ | ٢٥,٧٤ | ٤٠,٣٧ |
| يونيو | ٢٣,٥٧ | ٣٠,٦٠ | ٤٥,٨٣ |
| يوليو | ٢١,٩٥ | ٣٤,٥٧ | ٤٣,٤٨ |
| أغسطس | ١٥,٧٦ | ٢٧,٦٨ | ٥٦,٥٧ |
| سبتمبر | ١١,١٨ | ٢٧,٠٤ | ٦١,٧٨ |
| أكتوبر | ١٤,١٩ | ٣٢,٢٦ | ٥٣,٥٥ |
| نوفمبر | ٢٢,٣٢ | ٥٠,١٠ | ٢٧,٥٨ |
| ديسمبر | ٣٢,٨٨ | ٦٧,٠٦ | ٠,٠٦ |

**المصدر : احتسب من البيانات الشهرية الخاصة بأسعار وكميات الطماطم الواردة الي سوق الجملة بمدينة العبور جـــدول رقم(١) بالملحق.**

**ثانيا: بالنسبة لكميات الطماطم الموردة**

أوضح التحليل الزمني أن النماذج التي اختيرت بواسطة طريقة X-12-ARIMA لضبط موسمية السلسلة الزمنية لمحصول الطماطم هي النموذج و s (1 1 0 ) (1 1 0) والنموذج s (1 1 0) ( 2 2 0) والنموذج s ( 1 1 0) ( 2 1 2) حيث كانت أفضل النماذج والتي سوف يتم اختيار الأفضل منها لعملية التنبؤ.

**١ – اختبار (ف) لوجود الموسمية في السلسلة بفرض ثباتها.**

اتضح عدم وجود موسمية ثابتة بين الأشهر عند مستوى معنوية ١% حيث بلغت قيمة (ف) المحسوبة ٠,٨٢٩

**٢ – اختبار (ف) لوجود الموسمية في نسبة SI النهائية غير المعدلة بفرض ثباتها.**

اتضح عدم وجود موسمية ثابتة بين الأشهر عند مستوى معنوية ١% حيث بلغت قيمة (ف) ٢,٠١٣

**٣ – اختبار Kruskal-Wallis لوجود الموسمية في نسبة SI بفرض ثباتها المحسوبة**

وهذا اختبار غير قياسي (Nonparametric) حيث اتضح وجود موسمية عند مستوى معنوية ١% حيث بلغت قيمة الدليل الإحصائي ٢٥,٥٣٣ % عند درجات حرية ١١ ومستوى احتمالي ٠,٧٦١%.

**٤ – اختبار الموسمية المتحركة بين السنوات.**

أوضح اختبار الموسمية بين السنوات عدم وجود موسمية متحركة بين السنوات عند مستوى معنوية ٥% حيث بلغت قيمة (ف) المحسوبة بين السنوات ٢,٤٣٢.

**٥- التغيرات من سنة إلي أخرى في المكونات العرضية والموسمية ومعدل التحرك الموسمي.**

يلاحظ من الجدول (٣) إن معدل التحرك الموسمي في الإنتاج وهو النسبة بين التغيرات العرضية إلى الموسمية قد بلغ أقصاه في شهر نوفمبر حيث بلغ ٤٧,٥٣٢ يليه أشهر فبراير ومارس ويونيو حيث بلغ ١٨,١٠ ، ١٧,٣٤١ ، ١٤,٤٠٨ في حين كانت أدناها في أشهر أكتوبر ويوليو وأغسطس وابريل ويناير حيث بلغت ١,٨٥٧ ، ٣,١٣١ ، ٣,١٤٦ ،٣,٤٩٢ على الترتيب والذي يعني أن التغيرات العرضية أو الفجائية كانت كبيرة جدا بالنسبة للكميات الموردة إلى السوق والذي يوضح عدم توريد كميات متناسقة أو نسبة ثابتة للحفاظ على مستوى الأسعار وبالتالي استقرارها في أسواق التجزئة. هذا وقد بلغت نسبة التغيرات العرضية/الدورية النهائية للسلسلة الزمنية ٢,٢٤ والتغيرات العرضية /الموسمية ٦,٣٠.

**جدول (٣) التغيرات العرضية و الموسمية من سنة إلى أخرى و معدل التحرك الموسمي للكميات الموردة خلال الفترة من يناير ٢٠١١ –ديسمبر ٢٠١٥.**

| البيان / الأشهر | الكميات الموردة | | |
|---|---|---|---|
| | عرضية | موسمية | معدل التحرك الموسمي |
| يناير | ٤,٥٠٩ | ١,٢٤٩ | ٣,٦١٠ |
| فبراير | ٥,٣١٧ | ٠,٢٩٤ | ١٨,١٠٠ |
| مارس | ٤,٩١٩ | ٠,٢٨٤ | ١٧,٣٤١ |
| ابريل | ٦,٣٤٩ | ١,٨١٨ | ٣,٤٩٢ |
| مايو | ٦,٢٩٩ | ٠,٤٦٥ | ١٣,٥٣٥ |
| يونيو | ١٣,٢٣٧ | ٠,٩١٩ | ١٤,٤٠٨ |
| يوليو | ٤,٢٧١ | ١,٣٦٤ | ٣,١٣١ |
| أغسطس | ٤,١٩٠ | ١,٣٣٢ | ٣,١٤٦ |
| سبتمبر | ١٤,١٥٠ | ٢,٢١٦ | ٦,٣٨٧ |
| أكتوبر | ٣,٢٥٦ | ١,٧٥٣ | ١,٨٥٧ |
| نوفمبر | ٧,٨٤٨ | ٠,١٦٥ | ٤٧,٥٣٢ |
| ديسمبر | ٥,٥٩١ | ٠,٨٣٣ | ٦,٧١٤ |

**المصدر : احتسب من البيانات الشهرية الخاصة بأسعار وكميات الطماطم الواردة الي سوق الجملة بمدينة العبور جدول رقم(١) بالملحق.**

**٦- اختبار وجود الموسمية في البواقي .**

أ- اتضح عدم وجود موسمية في البواقي على المدى الكلي لسلسلة عند مستوى معنوية ١% حيث بلغت قيمة (ف) المحسوبة ٠,١٩.

ب- اتضح عدم وجود موسمية في البواقي في الثلاث سنوات الأخيرة حيث بلغت قيمة (ف) المحسوبة ٠,٧٤ عند مستوى معنوية ١%.

**٧- النسبة المئوية للمشاركة النسبية للمكونات العرضية والدورية والموسمية للكميات الموردة في السلسلة الأصلية كما في جدول (٤).**

يتضح من الجدول أن التغيرات العرضية قد بلغت حدها الأقصى في أشهر من يناير الى يوليو حيث بلغت نسبتها ٥٥,٥٤ % و ٥٠,١٠% و ٤٦,٠١% و٤٠,٨٥% و٥٠,٩٩% و٤٢,٥١ على الترتيب ثم أخذت في الانخفاض التدريجي حيث بلغت ٢٦,٥٦% في شهر سبتمبر وقد يفسر هذا لعدم انتظام الكميات الموردة الى السوق خلال أشهر السنة اما بالزيادة أو بالنقصان.

أما بالنسبة للتغيرات الدورية – الاتجاه العام فقد كان هناك اتجاه للارتفاع تدريجي خلال أشهر السنة اعتبارا من يناير الى ديسمبر وهوما يتوافق مع الكميات الموردة خلال هذه الأشهر .

أما التغيرات الموسمية فقد اتضح أن التأثير الموسمي كان أقصاه من يناير إلى ابريل حيث تراوحت نسبته بين ٤٢,٩٣% و ٣٩,٧٥ % ثم أخذ في الانخفاض المتذبذب اعتبارا من شهر مايو إلى نهاية العام حيث بلغ أدناه في شهر ديسمبر ٠,٠٨ .

**جدول (٤) النسبة المئوية للمشاركة النسبية للمكونات العرضية و الدورية والموسمية خلال الفترة من يناير٢٠١١ –ديسمبر٢٠١٥.**

| البيان / الأشهر | الكميات الموردة | | |
|---|---|---|---|
| | عرضية | دورية | موسمية |
| يناير | ٥٥,٥٤ | ٢,٢٠ | ٤٢,٢٦ |
| فبراير | ٥٠,١٠ | ٦,٩٨ | ٤٢,٩٣ |
| مارس | ٤٦,٠١ | ١٠,٠١ | ٤٣,٩٨ |
| ابريل | ٤٠,٨٥ | ١٩,٤٠ | ٣٩,٧٥ |
| مايو | ٥٠,٩٩ | ٢٩,٦٧ | ١٩,٣٤ |
| يونيو | ٤٢,٥١ | ٣٤,٢٦ | ٢٣,٢٣ |
| يوليو | ٤٧,٣٠ | ٣٦,٢٩ | ١٦,٤١ |
| أغسطس | ٣٠,٤٤ | ٣٣,٣٤ | ٣٦,٢٢ |
| سبتمبر | ٢٦,٥٦ | ٣٥,٠٢ | ٣٨,٤٢ |
| أكتوبر | ٣٩,٩٢ | ٣٢,٥٥ | ٢٧,٥٣ |
| نوفمبر | ٤٤,١٩ | ٣٣,٨٦ | ٢١,٩٥ |
| ديسمبر | ٥٩,٩٦ | ٣٩,٩٦ | ٠,٠٨ |

**المصدر : احتسب من البيانات الشهرية الخاصة بأسعار وكميات الطماطم الواردة الي سوق الجملة بمدينة العبور جدول رقم(١) بالملحق.**

يلاحظ من الجدول رقم(٥) تذبذب الدليل الموسمى لأسعار الجملة لمحصول الطماطم بين الأرتفاع والأنخفاض فقد بلغ نحو٦٣,٥ خلال شهر يناير ثم ارتفع ليصل أقصاه١٣٧,٧ خلال شهر ابريل ،وا نخفض ليصل الي٧٢,٢ شهر يوليو ،ثم ارتفع مرة أخرى ليصل الى١٣٦,٥شهر نوفمبر.،ويقابل ذلك تذبذب الدليل الموسمى للكميات الموردة من محصول الطماطم حيث بلغ نحو١٠٤,٥شهر يناير ثم انخفض ليصل أدناه٨٠,٢ خلال شهر ابريل ثم ارتفع ليصل ١١٦,٦ شهر يوليو ،ثم انخفض مرة أخرى ليصل ٩٣ شهر نوفمبر.وهذا يتفق مع المنطق الأقتصادى و الذى يعكس العلاقة العكسية بين أسعار الجملة لمحصول الطماطم وبين الكميات الموردة من المحصول خلال فترة الدراسة كما في الشكل (١).

**جدول (٥) الدليل الموسمي للأسعار و والكميات الموردة خلال الفترة من يناير٢٠١١ –ديسمبر٢٠١٥**

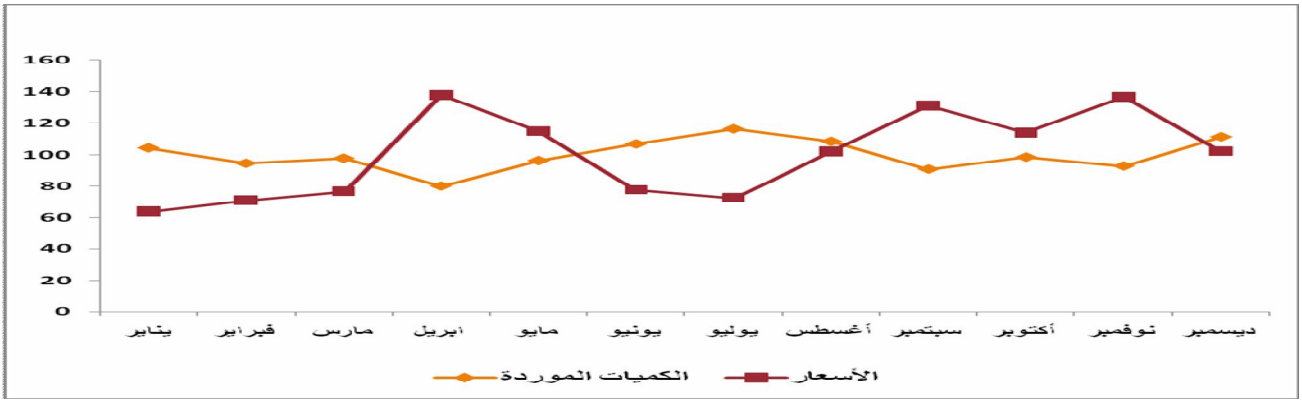
| البيان / الأشهر | محصول الطماطم | |
|---|---|---|
| | الأسعار | الكميات الموردة |
| يناير | ٦٣,٥ | ١٠٤,٥ |
| فبراير | ٧٠,٦ | ٩٤,٧ |
| مارس | ٧٦,٧ | ٩٧,٩ |
| ابريل | ١٣٧,٧ | ٨٠,٢ |
| مايو | ١١٤,٨ | ٩٦,٤ |
| يونيو | ٧٧,٦ | ١٠٧,٠ |
| يوليو | ٧٢,٢ | ١١٦,٦ |
| أغسطس | ١٠٢,٠ | ١٠٨,٦ |
| سبتمبر | ١٣٠,٩ | ٩١,٠ |
| أكتوبر | ١١٣,٩ | ٩٨,٦ |
| نوفمبر | ١٣٦,٥ | ٩٣,٠ |
| ديسمبر | ١٠٢,٢ | ١١١,٥ |

**المصدر : احتسب من البيانات الشهرية الخاصة بأسعار وكميات الطماطم الواردة الي سوق الجملة بمدينة العبور جدول رقم(١) بالملحق.**

**التنبؤ بأسعار وكميات الطماطم بسوق العبور**

من أغراض التحليل الزمني الذي أجري لوصف السلاسل الزمنية والتعرف على مكوناتها العرضية – الموسمية – الدورية والاتجاه العام هو استخدام نتائجها كأساس لإصدار تنبؤات دقيقة بقدر الإمكان عن الكميات والأسعار المستقبلية للطماطم حتى يمكن رسم السياسات الاقتصادية ألتي تكفل تواجدها بأسعار في متناول الجميع. ولا يخلو التنبؤ الإحصائي من الحكم الشخصي للقائمين بإصداره بالرغم من موضوعية

**شكل (١) الشكل الإنتشارى للدليل الموسمي للأسعار و والكميات الموردة خلال الفترة من يناير ٢٠١١– ديسمبر ٢٠١٥**




الظاهرة . وطالما أن التنبؤ الدقيق يتوقف على مدى صحة الحكم على مكونات السلسلة الزمنية وعلى نتائج الاختبارات السابقة فانه يتوقع استمرار زيادة أسعار الطماطم خلال السنوات القادمة إذا لم تتدخل الدولة بمشاريع جديدة لدعم المزارعين بدلا من الغاء الدعم خاصة مستلزمات الانتاج وعلى رأسها الأسمدة بالإضافة إلي التوسع في مساحة عرواتها بقدر الامكان وبما لا يضر المحاصيل المنافسة لها في عرواتها المختلفة لكي تحد من الزيادة في الأسعار.

هذا وقد تم التنبؤ بأسعار الجملة وكمية الإنتاج خلال السنوات ٢٠١٧ و ٢٠١٨ و ٢٠١٩ وذلك كما هو موضح بالجدولين (٦–٧).

يتوقع أن يرتفع ألمتوسط العام للأسعار عام ٢٠١٨ عما كانت عليه عام ٢٠١٧ بنحو ٢٥,٦% وفي عام ٢٠١٩ بنحو ٢٩,٤% عن عام ٢٠١٨ وبنحو ٦٢,٥% خلال ثلاث سنوات التوقع.

**جدول (٦) أسعار الجملة المتوقعة للطماطم جنيه/طن خلال السنوات ٢٠١٧ و ٢٠١٨ و ٢٠١٩**

| البيان / الأشهر | الدليل الموسمي | ٢٠١٧ | | ٢٠١٨ | | ٢٠١٩ | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | بدون | بالموسمية | بدون | بالموسمية | بدون | بالموسمية |
| يناير | ٦٣,٥ | ١٤٦١ | ٩٢٨ | ٢٠٤٣ | ١٢٩٧ | ٢٨١٣ | ١٧٨٦ |
| فبراير | ٧٠,٦ | ١٥٩٨ | ١١٢٨ | ٢١٩٢ | ١٥٤٨ | ٢٩٧٧ | ٢١٠٢ |
| مارس | ٧٦,٧ | ١٩٨٧ | ١٥٤٢ | ٢٦١٠ | ٢٠٠٢ | ٣٤٠٩ | ٢٦١٥ |
| ابريل | ١٣٧,٧ | ٢٥٢٩ | ٣٤٨٢ | ٣١٧١ | ٤٣٦٦ | ٣٩٨٤ | ٥٤٨٥ |
| مايو | ١١٤,٨ | ٢٢٤٢ | ٢٥٧٤ | ٢٨٩٧ | ٣٣٢٦ | ٣٧٢٤ | ٤٢٧٥ |
| يونيو | ٧٧,٦ | ١٧٢٣ | ١٣٣٧ | ٢٣٩٠ | ١٨٥٥ | ٣٢٣٣ | ٢٥٠٩ |
| يوليو | ٧٢,٢ | ١٧٠٢ | ١٢٢٩ | ٢٣٨٤ | ١٧٢١ | ٣٢٤١ | ٢٣٤٠ |
| أغسطس | ١٠٢,٠ | ٢٢٤٥ | ٢٢٩٠ | ٢٩٤٢ | ٣٠٠١ | ٣٨١٤ | ٣٨٩٠ |
| سبتمبر | ١٣٠,٩ | ٢٩٩٧ | ٣٩٢٣ | ٣٧٠٩ | ٤٨٥٥ | ٤٥٩٤ | ٦٠١٤ |
| أكتوبر | ١١٣,٩ | ٢٣٤٣ | ٣٦٦٩ | ٣٠٦٩ | ٣٤٩٥ | ٣٩٦٩ | ٤٥٢١ |
| نوفمبر | ١٣٦,٥ | ٢٥٤٠ | ٣٤٦٧ | ٣٢٨٠ | ٤٤٧٢ | ٤١٩٤ | ٥٧٢٥ |
| ديسمبر | ١٠٢,٢ | ٢٢٥٦ | ٢٣٠٦ | ٣٠١٢ | ٣٠٧٨ | ٣٩٤٠ | ٤٠٢٧ |

**المصدر : احتسب من البيانات الشهرية الخاصة بأسعار وكميات الطماطم الواردة الي سوق الجملة بمدينة العبور.**

يتوقع زيادة المتوسط العام للكميات الموردة عام ٢٠١٨ عما كانت عليه عام ٢٠١٧ بنحو ١٨,١% وفي عام ٢٠١٩ بنحو ١٧,٩% عما كانت عليه ٢٠١٨ وبنحو ٣٩,٢% خلال ثلاث سنوات التوقع.

هذا ويلاحظ من جدولي ٦ و ٧ أن الزيادة في الأسعار تفوق الزيادة في الكميات الموردة حيث بلغت خلال سنوات التوقع ٦٢,٥% مقابل ٣٩,٢% والذي يعني وجود تدهور في المساحة المخصصة للطماطم مما يستدعي العمل على تشجيع المزارعين على تخصيص مساحات اضافية على مستوى العروات الثلاثة بخفض تكاليف الانتاج وخاصة الأسمدة وتوفير هامش ربح مناسب للمزارع.

**جدول (٧) الكميات المتوقع توريدها من الطماطم خلال السنوات ٢٠١٧ و ٢٠١٨ و ٢٠١٩**

| البيان / الأشهر | الدليل الموسمي | ٢٠١٧ | | ٢٠١٨ | | ٢٠١٩ | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | بدون | بالموسمية | بدون | بالموسمية | بدون | بالموسمية |
| يناير | ١٠٤,٥ | ٢٧٥٧٣ | ٢٨٨١٤ | ٣٢٣٢٠ | ٣٣٧٧٤ | ٣٨٩٨٦ | ٤٠٧٤٠ |
| فبراير | ٩٤,٧ | ٣١٣٧١ | ٢٩٧٠٨ | ٣٦٧٥٤ | ٣٤٨٠٦ | ٤٢٥٩٢ | ٤٠٣٣٥ |
| مارس | ٩٧,٩ | ٢٧٦٥٤ | ٢٧٠٧٣ | ٣٢٧٣٦ | ٣٢٠٤٨ | ٣٨٦٤٠ | ٣٧٨٢٩ |
| ابريل | ٨٠,٢ | ٢٢٦٨٨ | ١٨١٩٦ | ٢٧٨٩٣ | ٢٢٣٧٠ | ٣٣٨٧٥ | ٢٧١٦٨ |
| مايو | ٩٦,٤ | ٢٧٦٥٣ | ٢٦٦٥٧ | ٣٢٨٠٦ | ٣١٦٢٥ | ٣٨٨٥٧ | ٣٧٤٥٨ |
| يونيو | ١٠٧,٠ | ٣٠٦٣٠ | ٣٢٧٧٤ | ٣٥٩١٩ | ٣٨٤٣٣ | ٤٢٠٤٥ | ٤٤٩٨٨ |
| يوليو | ١١٦,٦ | ٣٢٣٥٦ | ٣٧٧٢٧ | ٣٧٨٣٨ | ٤٤١١٩ | ٤٤٠٣٥ | ٥١٣٤٥ |
| أغسطس | ١٠٨,٦ | ٣١٠٩٤ | ٣٣٧٦٨ | ٣٦٥١١ | ٣٩٦٥١ | ٤٢٧٨٢ | ٤٦٤٦١ |
| سبتمبر | ٩١,٠ | ٢٨٠٠٢ | ٢٥٤٨٢ | ٣٣٤٥٧ | ٣٠٤٤٥ | ٣٩٨٠٠ | ٣٦٢١٨ |
| أكتوبر | ٩٨,٦ | ٢٨٠٨٤ | ٢٧٦٩١ | ٣٣٦٣٨ | ٣٣١٦٧ | ٤٠٠٥٤ | ٣٩٤٩٣ |
| نوفمبر | ٩٣,٠ | ٣١٠٢٥ | ٢٨٨٥٣ | ٣٦٦٣٢ | ٣٤٠٦٨ | ٤٣١٢١ | ٤٠١٠٣ |
| ديسمبر | ١١١,٥ | ٣٤٤٧٨ | ٣٨٤٤٣ | ٤٠١٧٢ | ٤٤٧٩٢ | ٤٦٧٣٥ | ٥٢١١٠ |

**المصدر : احتسب من البيانات الشهرية الخاصة بأسعار وكميات الطماطم الواردة الي سوق الجملة بمدينة العبور.**


**الملخص**

ترتكز غالبية طرق الضبط الموسمي على نماذج السلاسل الزمنية وحيدة المتغير ، وذلك لسهولتها ولإمكانية استخدامها بدون معرفة متخصصة في هذا المجال. وتحاول هذه الطرق جميعها تقدير الآلية المتولدة للمشاهدات تحت الفروض البسيطة التي توضح أن السلسلة تتكون من جزء منتظم يحدد جيدا دالة الزمن ، وجزء عشوائي يخضع لقانون الاحتمالات ، ويفترض في العنصر العشوائي أن يكون توزيعه معتدلا ، ومتوسط وتباين ثابت ، وارتباط داخلي مساويا للصفر. هذا ويمكن تجميع طرق تقدير هذه المكونات في مجموعتين كبيرتين هما طرف الانحدار وأساليب المتوسط المتحرك والذي يطلق عليها أيضا أساليب التمهيد الخطي . حيث تفترض طرق الانحدار أن الموسمية والمكونات المنتظمة الأخرى دوال حتمية على المدى الكلي للسلسلة ، أما أساليب المتوسط المتحرك أو التمهيد الخطي المنقح فتفترض أنها متغيرات تصادفيه .وتنحصر مشكلة الدراسة في قصور نماذج التحليل الزمني المستخدمة في التعرف الجيد على مكونات السلسلة الزمنية وبالتالي إمكانية التنبؤ المستقبلي بالظاهرة محل الدراسة. و هذا القصور ملازم لجميع أساليب التمهيد الخطي سواء طرق الانحدار أو الأوساط المتحركة.وبسبب هذا فان تقدير المشاهدات الجارية يجب تعديلها طالما كانت هناك بيانات أخرى يمكن إضافتها إلي السلسلة الأصلية. إلا أن التعديلات المتكررة تربك مستخدم بيانات الضبط الموسمي خاصة إذا كانت التعديلات كثيرة نسبيا أو إذا سببت تغيرا في اتجاه الحركة العامة للسلسلة المعدلة.لذلك هدفت الدراسة إلي تحليل السلاسل الأصلية بتكامل عملية الانحدار الذاتي للأوساط ألمتحركة باستخدام أسلوب إحصائي جديد لتحليل التحركات السعرية يوفق ويتنبأ جيدا بالسلسلة الأصلية سواء كان تنبؤ للأمام أو تنبو للخلف ، حيث تضبط موسمية السلسلة الأصلية بمتوسطات متحركة متعددة الأشكال.


**وتتلخص نتائج الدراسة فيما يلي:**

**أولا : الأسعار**

**١- اختبار (ف) لوجود الموسمية في السلسلة بفرض ثباتها:**

اتضح عدم وجود موسمية ثابتة بين الأشهر عند مستوى معنوية ١% حيث بلغت قيم (ف) المحسوبة ٢,٥٧٦ أي توجد موسمية متحركة.

**٢- اختبار (ف) لوجود الموسمية في نسبة SI النهائية بفرض ثباتها:**

اتضح وجود موسمية بين الأشهر عند مستوى معنوية ١% وقد بلغت قيمة (ف) ٧,٣٥٢ .

**٣- اختبار Kruskal-Wallis لوجود الموسمية في نسبة SI بفرض ثباتها**

وهذا اختبار غير قياسي (Nonparametric) حيث اتضح وجود موسمية أيضا عند مستوى معنوية ١% حيث بلغت قيمة الدليل الإحصائي ٤١,٦٢ % عند درجات حرية ١١ . بمستوى احتمالي ٠,٠٠٢

**٤- اختبار الموسمية المتحركة بين السنوات:**

أوضح اختبار الموسمية بين السنوات عدم وجود موسمية متحركة بين السنوات حيث بلغت قيم (ف) المحسوبة بين السنوات ٠,١٥٧ وذلك عند مستوى معنوية ٥%.

**٥- التغيرات من سنة إلي أخرى في المكونات العرضية والموسمية ونسبة الموسمية المتحركة حيث**

معدل التحرك الموسمي قد بلغ أقصاه في أشهر أغسطس وفبراير وديسمبر وابريل حيث بلغت ٤٠,٩٢٣، ٢٤,٢٤٠، ١٩,٧٩١ ، ١٩,٢٥٥ على الترتيب في حين كانت أدناها في أشهر أكتوبر وسبتمبر ومارس حيث بلغت ٣,٠٨٩ ، ٤,٠٥٤ ، ٥,٩٥٠ على التوالي.

هذا وقد بلغت نسبة التغيرات العرضية/الدورية النهائية للسلسلة ٢,٥٧ في حين بلغت نسبة التغيرات العرضية/الموسمية ٩,٤٢.

**٦- اختبار وجود الموسمية في البواقي(Residuals) :**

(أ) اتضح عدم وجود موسمية في البواقي على المدى الكلي للسلسلة عند مستوى معنوية ١% حيث بلغت قيمة (ف) المحسوبة ٠,٨١ .

(ب) اتضح عدم وجود موسمية في البواقي في الثلاث سنوات الأخيرة حيث بلغت قيمة (ف) ٠,٩٦ وذلك عند مستوى معنوية ١%.

**٧- النسبة المئوية للمشاركة النسبية للمكونات العرضية والدورية والموسمية في السلسلة الأصلية**

حيث اتضح أن التغيرات العرضية قد بلغت حدها الأقصى في أشهر يناير ومايو وديسمبر حيث بلغت نسبتها ٣٨,٥٨ % و ٣٣,٨٨% و ٣٢,٨٨% ثم أخذت في الانخفاض التدريجي حتى بلغت حدها الأدنى شهر سبتمبر بنسبة ١١,١٨% .

أما بالنسبة للتغيرات الدورية – الاتجاه العام فقد كان هناك ارتفاع تدريجي بالنسبة خلال أشهر السنة أدناه في شهر يناير بنسبة ٢,٢١% وأقصاه في شهر ديسمبر بنسبة ٦٧,٠٦%.

أما التغيرات الموسمية فقد اتضح أن التأثير الموسمي كنا متذبذبا بين الارتفاع والانخفاض خلال العام حيث تزايد من يناير إلى ابريل ثم انخفض في شهر مايو وهكذا إلى نهاية العام حيث بلغ أدناه في شهر ديسمبر حيث بلغت ٠,٠٦% .

**ثانيا :الإنتاج**

**١- اختبار (ف) لوجود الموسمية في السلسلة بفرض ثباتها:**

اتضح عدم وجود موسمية ثابتة بين الأشهر عند مستوى معنوية ١% حيث بلغت قيمة (ف) المحسوبة ٠,٨٢٩

**٢- اختبار (ف) لوجود الموسمية في نسبة SI النهائية غير المعدلة بفرض ثباتها:**

اتضح عدم وجود موسمية ثابتة بين الأشهر عند مستوى معنوية ١% حيث بلغت قيمة (ف) ٢,٠١٣

**٣- اختبار Kruskal-Wallis لوجود الموسمية في نسبة SI بفرض ثباتها المحسوبة موسمية عند مستوى معنوية ١%.**

وهذا اختبار غير قياسي (Nonparametric) حيث اتضح وجود موسمية عند مستوى معنوية ١% حيث بلغت قيمة الدليل الإحصائي ٢٥,٥٣٣ % عند درجات حرية ١١ ومستوى احتمالي ٠,٧٦١%.

**٤- اختبار الموسمية المتحركة بين السنوات:**

أوضح اختبار الموسمية بين السنوات عدم وجود موسمية متحركة بين السنوات عند مستوى معنوية ٥% حيث بلغت قيمة (ف) المحسوبة بين السنوات ٢,٤٣٢.

**٥- التغيرات من سنة إلي أخرى في المكونات العرضية والموسمية ومعدل التحرك الموسمي.**

لوحظ إن معدل التحرك الموسمي في الانتاج قد بلغ أقصاه في شهر نوفمبر حبث بلغ ٤٧,٥٣٢ يليه أشهر فبراير ومارس ويونيو حيث بلغ ١٨,١٠ ، ١٧,٣٤١ ، ١٤,٤٠٨ في حين كانت أدناها في أشهر اكتوبر ويوليو وأغسطس وابريل ويناير حيث بلغت ١,٨٥٧ ، ٣,١٣١ ، ٣,١٤٦ ،٣,٤٩٢ على الترتيب.

هذا وقد بلغت نسبة التغيرات العرضية/الدورية النهائية للسلسلة الزمنية ٢,٢٤ والتغيرات العرضية / الموسمية ٦,٣٠ .

**٦- اختبار وجود الموسمية في البواقي :**

(أ) اتضح عدم وجود موسمية في البواقي على المدى الكلي لسلسلة عند مستوى معنوية ١% حيث بلغت قيمة (ف) المحسوبة ٠,١٩.

(ب) اتضح عدم وجود موسمية في البواقي في الثلاث سنوات الأخيرة حيث بلغت قيمة (ف) المحسوبة ٠,٧٤ عند مستوى معنوية ١%.

**٧- النسبة المئوية للمشاركة النسبية للمكونات العرضية والدورية والموسمية للكميات الموردة**

في السلسلة الأصلية . حيث اتضح أن التغيرات العرضية قد بلغت حدها الأقصى في أشهر من يناير الى يوليو حيث بلغت نسبتها ٥٥,٥٤ % و ٥٠,١٠% و ٤٦,٠١% و٤٠,٨٥% و٥٠,٩٩% و ٤٢,٥١ على الترتيب ثم أخذت في الانخفاض التدريجي حيث بلغت ٢٦,٥٦% في شهر سبتمبر.

أما بالنسبة للتغيرات الدورية – الاتجاه العام فقد كان هناك اتجاه للارتفاع تدريجي خلال أشهر السنة اعتبارا من يناير الى ديسمبر.

أما التغيرات الموسمية فقد اتضح أن التأثير الموسمي كان أقصاه من يناير إلى ابريل حيث تراوحت نسبته بين ٤٢,٩٣% و ٣٩,٧٥ % ثم أخذ في الانخفاض المتذبذب اعتبارا من شهر مايو إلى نهاية العام حيث بلغ أدناه في شهر ديسمبر ٠,٠٨ .

**التنبؤ بأسعار وكميات الطماطم بسوق العبور**

يتوقع أن يرتفع ألمتوسط العام للأسعار عام ٢٠١٨ عما كانت عليه عام ٢٠١٧ بنحو ٢٥,٦ % وفي عام ٢٠١٩ بنحو ٢٩,٤% عن عام ٢٠١٨ وبنحو ٦٢,٥% خلال ثلاث سنوات التوقع.

كما يتوقع زيادة المتوسط العام للكميات الموردة عام ٢٠١٨ عما كانت عليه عام ٢٠١٧ بنحو ١٨,١ % وفي عام ٢٠١٩ بنحو ١٧,٩% عما كانت عليه ٢٠١٨ وبنحو ٣٩,٢% خلال ثلاث سنوات التوقع.

هذا ويلاحظ من جدولي ٦ و٧ أن الزيادة في الأسعار تفوق الزيادة في الكميات الموردة حيث بلغت خلال سنوات التوقع ٦٢,٥% مقابل ٣٩,٢% والذي يعني وجود تدهور في المساحة المخصصة للطماطم مما يستدعي العمل على تشجيع المزارعين على تخصيص مساحات إضافية على مستوى العروات الثلاثة بخفض تكاليف الانتاج وخاصة الأسمدة وتوفير هامش ربح مناسب للمزارع.

**المراجع**


1- Anderson, T.W (1971) “The statistical Analysis of time series “ New York.
2- Anderson, T.W and C. Hsiao(1981) "Estimation of Dynamic Models with Error Components" American Statistical Association>
3- Box, G.E.P. and Pierce D.A. (1970) “Distribution of Residual Autocorrelation in Autoregressive Integrated Moving Average Time series”.
4- Box, G.E.P.and Jenkins, G.M. (1970)”Time series Analysis forecast and control. Sanfransisco.

5- Dagum, E.B. (1978) 'The Estimate of Changing Seasonal Variation in Economic Time Series with the X-12-ARIMA Method.
6- Dagum,E,B.(1978) " Further Modifications in the Selection of ARIMA models for X-12- ARIMA ",Research Paper Seasonal Adjustment and Time Series Staff, Statistics Canada.
7- Dagum,E.B.(1979): "The seasonal Adjustment of Economic Time Series Aggregates: A cace study : The Unemployment Rate " , Background paper No. 31, The U.S. National Commission of Employment and Unemployment Statistics .Washington,D.C.
8- Dezhbaksh, Hashem (1990) " he Inappropriate Use of Serial Correlation Tests in Dynamic Linear Models" Review of Economics and Statistics .
9- Harvey , Andrew C. (1998). "Forecasting, Structural Time Series Models and the karmen Filter, Cambridge University Press.
١٠- مختار السيد(دكتور) ١٩٩٩: "تحليل السلاسل الزمنية للتحركات السعرية للحوم الحمراء في السوق المصرية والتنبؤ بأسعارها باستخدام أسلوب X-11-ARIMA " المجلة المصرية للاقتصاد الزراعي – المجلد التاسع العدد الأول مارس–١٩٩٩

**الملاحق**

**جدول (١) أسعار وكميات الطماطم الموردة إلي سوق العبور خلال الفترة من يناير ٢٠١١–ديسمبر ٢٠١٥**

| الأشهر | الأسعار بالجنيه للكجم | | | | | | الكميات بالطن | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | ٢٠١١ | ٢٠١٢ | ٢٠١٣ | ٢٠١٤ | ٢٠١٥ | متوسط | ٢٠١١ | ٢٠١٢ | ٢٠١٣ | ٢٠١٤ | ٢٠١٥ | متوسط |
| يناير | ١,٤٢ | ١,٢٢ | ١,٣٣ | ١,٢٧ | ١,٦٣ | ١,٣٧٤ | ٢٧١٣٠ | ٢٤١٩٠ | ٢١٨٥٠ | ١٨٥٦٠ | ١٧٧٢٥ | ٢١٨٩١ |
| فبراير | ١,٣٤ | ١,٢٤ | ١,١٩ | ١,٥٢ | ١,٦٣ | ١,٣٨٤ | ٢٢٨١٥ | ٢٤٧٩٠ | ٢٢٠٤٥ | ١٩٥٠٠ | ١٦١٠٠ | ٢١٠٥٠ |
| مارس | ١,٤٩ | ١,٤٥ | ١,٢٧ | ١,٢٦ | ١,٣١ | ١,٣٥٦ | ٢٥٥٤٥ | ٢٥٦٨٠ | ٢٢٠٨٥ | ٢٠٤٠٠ | ١٨٣٧٥ | ٢٢٤١٧ |
| ابريل | ١,٦٨ | ١,٠٤ | ١,٣٣ | ١,٠٥ | ١,٨١ | ١,٣٨٢ | ٢٠٨٦٥ | ٢٢٧٨١ | ٢١٦٢٥ | ٢٢٣٧٥ | ١٥٨٧٥ | ٢٠٧٧٤,٢ |
| مايو | ١,٥١ | ١,٢٧ | ١,١٩ | ١,٢٥ | ١,٩٧ | ١,٤٣٨ | ٢٧١٥٠ | ٢٦٨٨٦ | ٢٢٥٩٠ | ٢٥٢٥٠ | ١٨٩٧٥ | ٢٤١٧٠,٢ |
| يونيه | ١,٤٣ | ١,١٨ | ١,٢٧ | ١,٢٥ | ١,٤٣ | ١,٣١٢ | ٢٨٦٤٢ | ٣٠١٧٠ | ٢١٢٣٠ | ٢٤٧٥٠ | ٢١٣٢٥ | ٢٥٢٢٣,٤ |
| يوليو | ١,٩٢ | ١,١٥ | ١,٦٣ | ١,٧٢ | ١,٩٢ | ١,٦٦٨ | ٣٠٢٩٠ | ٢٨٤٧٠ | ٢٠٧٥٠ | ٢٠٧٢٥ | ١٩٧٥٠ | ٢٣٩٩٧ |
| أغسطس | ١,٩٩ | ١,٣٨ | ١,٨٣ | ١,٧١ | ١,٩٩ | ١,٧٨ | ٣١٢١٠ | ٢٧١٨٥ | ٢٠٥٦٥ | ٢١٣٥٠ | ٢٠٣٥٠ | ٢٤١٣٢ |
| سبتمبر | ٢,١٥ | ١,٥٥ | ٢,١٩ | ١,٨١ | ٢,١٥ | ١,٩٧ | ٢٥٤٤٠ | ٢٠١٢٠ | ٢٠٦٢٥ | ٢١٦٢٥ | ٢٠٥٢٥ | ٢١٦٦٧ |
| أكتوبر | ٢,٢١ | ١,٧٣ | ٢,٣٤ | ١,٨١ | ٢,٢١ | ٢,٠٦ | ٢٧٢٩٠ | ٢٤٥٦٧ | ١٧٨٧٠ | ١٥٨٣٠ | ١٥٦٢٥ | ٢٠٢٣٦,٤ |
| نوفمبر | ١,٥٩ | ٢,٠٧ | ٢,٠٧ | ١,٦١ | ١,٥٩ | ١,٦٨٦ | ٢٣٠٦٨ | ٢٧٦٧٠ | ٢٠٦٦٥ | ٢٠٥٥٠ | ٢٠١٤٥ | ٢٢٤١٩,٦ |
| ديسمبر | ١,٦٠ | ١,٥٨ | ١,١٥ | ١,٢٦ | ١,٦٠ | ١,٤٣٨ | ٢٥٧٩٥ | ٢٧٠٧١ | ٢١٨٠١ | ٢١٧٠٠ | ٢١٣٣٥ | ٢٣٤٥٠,٤ |
| متوسط | ٢٠,٣٣ | ١٦,٨٦ | ١٨,٧٩ | ١٧,٥٢ | ٢١,٢٤ | | ٣١٥٢٤٠ | ٣٠٩٥٨٠ | ٢٥٣٧٠١ | ٢٥٢٦١٥ | ٢٢٦١٠٥ | |

**المصدر : (١) مركز البحوث الزراعية، معهد بحوث الاقتصاد الزراعي، قسم بحوث التسويق الزراعي، الدليل التسويقى الداخلى، ٢٠١٤.**

**(٢) سوق العبور،بيانات غير منشورة**

# Seasonality Study of Tomato Prices and Quantities in Eloboor Wholesale market Using Dynamic Models

**Faten Mohamed Elhady**
**Institute Of Agric. Economic Researches - Department of Statistical Researches**

**Summary**

The majority of the seasonal adjustment methods so far developed are based on univariate time series models. They are selected mainly for their simplicity and can be applied without specialized knowledge in a subject matter field. A few attempts have been made to estimate seasonal factors based on causal explanations but none of them reached further than the experimental stage.

Univariate time series methods of seasonal adjustment try to estimate the generating mechanism of the observations under the simple assumption that the series is composed of a systematic part, which is well-determined function of time, and a random part, which obeys a probability law.

The random element is assumed to be identically distributed with constant variance and zero auto-correlation.

The method of estimation of the components of a time series can be grouped into two categories, regression methods and moving average techniques also called linear smoothing procedures.

The problem lays in the lack of an explicit model applies to the whole range of the time series components, but the assumptions are valid only within the span of the set of weights of the moving average. So the study aimed to decomposition the original time series by the autoregressive integrated moving average (X-12-ARIMA) method, which fit and extrapolate well with the original time series and adjust the series by multi-forms of moving average.

**The results summarize in:**

**(1) Tomatoes wholesale price**

1- Seasonality presented between months in the original series at 0.1% level.
2- There was a seasonality between months in SI ratio at 0.1% level..
3- The Kruskal-Wallis test (non-parametric) for the presence of seasonality assuming stability in the ratio of SI indicated that there is a seasonal factors at the 1% level. at d.f. 11.
4- There was a moving seasonality from year to year at 1% level.
5- There was no residual seasonality in the entire series at 1% level and in the last three years.
6- The irregular changes in the price of Tomato was max. in January, May and December then it takes regular decrease to the end of the year. As for the cycle – trend changes it gradually increased from January to December. As for the seasonal changes, it was zigzagged along the year.
7- There were expectation of price increase with about 25.6%,29.4%between 2017,2018 and 2018,2019 and by 62.5% through the whole three years

**(2) Tomatoes Quantity**

1- There was a seasonality between months in the original series at 0.1% level.
2- There was a seasonality between months in the SI ratio at 0.1% level .
3- The Kruskal-Wallis test (non-parametric) for the presence of seasonality assuming stability in the ratio of SI indicated that there is a seasonal factors at the 1% level. at d.f. 11.
4- There was a moving seasonality from year to year at 5% level.
5- There was no residual seasonality in the entire series at 1% level and in the last three years.
6- The irregular changes in the quantity of tomatoes was max. in January and min. in September. As for the cycle – trend changes it were gradually increased within the months of the year. As for the seasonal changes, increased gradually from January, to June and decrease from July to the end of the year .
7- There were an expected increase of quantity reached to Eloboor market with about 18.1% , 17.9%between 2017,2018 and 2018,2019 and by 39.2% through the whole three years.