

مؤشرات إحصائية للحوادث المرورية باستخدام تحليل السلاسل
الزمنية بمنطقة عسير السعودية للفترة من (١٤١٧ - ١٤٣٤)

محمد محمد أحمد المزاح^(١)، إسماعيل حسن عبد الطيف الصبري^(٢)
قسم الرياضيات - كلية العلوم والآداب - جامعة الملك خالد - المملكة
العربية السعودية، جامعة إب - الجمهورية اليمنية.

مؤشرات إحصائية للحوادث المرورية باستخدام تحليل السلاسل الزمنية بمنطقة عسير السعودية
للفترة من (١٤١٧-١٤٣٤)

محمد محمد أحمد المزاح^(١)، إسماعيل حسن عبد الطيف الصبري^(٢)
قسم الرياضيات - كلية العلوم والآداب - جامعة الملك خالد - المملكة العربية
السعودية، جامعة إب - الجمهورية اليمنية.

الملخص

تعتبر الحوادث المرورية من أكبر الأخطار التي تواجه المجتمع وتستنزف موارده وطاقاته البشرية، حيث تناول هذا البحث تحليلاً إحصائياً زمنياً لأعداد الحوادث المرورية بمنطقة عسير للفترة ١٤١٧-١٤٣٤هـ، مع التركيز على تعيين التوزيعات الاحتمالية المناسبة للبيانات، ومن ثم تقدير الطور (phase) العشوائي المولد للسلسلة الزمنية بهدف التعرف على الوضع الراهن لأعداد الحوادث، والتطورات المستقبلية لها، وإظهار السلوك المستقبلي لهذه الطوريات بناءً على النموذج المتنبأ به. وقد أظهر شكل الانتشار للسلسلة الزمنية وجود حركة اهتزازية أقرب ما تكون للاهتزازات التوافقية، والتي تمثل المركبة الدورية، وعدم وجود المركبة الموسمية، وأن النموذج المناسب لعرض بيانات السلسلة الزمنية هو النموذج التجميعي. وأن مركبة الاتجاه العام كانت بصورة نماذج غير خطية، أي أن النموذج المتنبأ به هو النموذج "اللاخطي". وتعد نتائج هذا البحث تقييماً لواقع فترة زمنية مهمة في تاريخ الحوادث، ونسبة الإصابة بالمنطقة. وأن أعداد الحوادث المرورية تسير بشكل متنامي، ومن المتوقع أن يزيد عدد الحوادث إلى حوالي (٦٦١٧٣) حادثة في حلول عام ١٤٤٣، ومتناقصة لنسبة الإصابة بالإضافة إلى وجود عوامل لها دور فاعل ومؤثر في الحوادث المرورية، وأن موضوع البحث بجانبه النظري والتطبيقي يفتح مجالاً واسعاً أمام الباحثين لاستخدام نماذج إحصائية تنبؤية أخرى.

الكلمات المفتاحية:

التذبذبات التوافقية، الحوادث المرورية، السلسلة الزمنية اللاخطية، نسبة الإصابة، النموذج

التجميعي.

إن المتأمل لسير الحوادث المرورية بالسعودية، يلاحظ أنها صارت تمثل هاجساً وقلقاً وشبحاً مخيفاً لكافة أفراد المجتمع، بل أضحت واحدة من أهم المشكلات التي تستنزف الموارد المادية والطاقات البشرية، وتستهدف أهم مقومات الحياة وهو العنصر البشري. وتتبع أهمية البحث من خطورة الدور الذي تلعبه الحوادث المرورية في الحياة العامة. وتشير الدراسات المرورية ومنها ما أوضحه رصد وحدة التقارير الاقتصادية بصحيفة الشرق الأوسط من تراجع الحوادث في المملكة بنسبة ٩% خلال العام ٢٠١٤م وانخفاض الوفيات إلى ٢٠،٥ حالة وفاة يومياً، وتصدرت منطقة الرياض من حيث الأكثر حوادث، ومنطقة مكة المكرمة من حيث الأكثر حالات الوفاة وتلتها منطقة الشرقية ثم منطقة عسير، كما تصدرت منطقة مكة المكرمة من حيث عدد الإصابات(الشرق الأوسط، ٢٠١٥).

وأوضحت الدراسة التي أجراها عصام وآخرون(٢٠١٣) أن ٨٠% من الحوادث المرورية تقع داخل المدن، في حين ١٨% فقط تقع خارج المدن أو على الخطوط السريعة، وقدرت الدراسة الخسائر الاقتصادية كاملة لوفيات الحوادث المرورية بحوالي ٧٩،٩٢ مليار ريال، في حين يقدر إجمالي تكاليف علاج الإصابات البسيطة بحوالي ١٧٠،٧٣ مليون ريال، والإصابات البليغة بـ ١٣٥ مليون ريال، وتكاليف الإضرار بالمتلكات "السيارات" ٦،٩٤ مليار ريال، أما إجمالي التكاليف الشاملة للحوادث المرورية تقدر بحوالي ٨٧،١٧ مليار ريال(jazirahonline.com/news).

يُعد تحليل السلاسل الزمنية من الأساليب العلمية والإحصائية لتفسير سلوك الظاهرة، حيث أشار الباحثان النعيمي والشاروط(٢٠٠٠) بدراستهما استخدام التدخل في السلاسل الزمنية لتقدير عدد المصابين بالأورام الخبيثة بتأثير عامل التدخل لتحديد أفضل نموذج للتنبؤ بعدد المصابين، ولاحظا أن أعداد المصابين بالأورام الخبيثة غير مستقرة في الوسط الحسابي والتباين، وأن هناك اتجاهًا عامًا واضحاً في السلسلة بعد عام ١٩٧٣. أيضاً استخدم العكلة (٢٠٠٩) السلاسل الزمنية للتنبؤ بأعداد

طلاب الماجستير ونسبة الخريجين منهم في الجامعات السورية، والذي توصل إلى أن أعداد طلاب الماجستير تسير بشكل متنامي (متزايد) في حين نسبة الخريجين منهم تتضاءل بشكل كبير. وقام الجبوري (٢٠٠٩) بدراسة السلاسل الزمنية ثنائية المتغيرات للتنبؤ بنسبة التضخم وعلاقته بسعر صرف الدولار الأمريكي مقابل الدينار العراقي، وتوصل إلى أن منحنى التضخم النقدي يتبع نموذج الانحدار الذاتي ثنائي المتغيرات غير المستقر من الرتبة الثانية. كما قام محمد (٢٠١٠) باقتراح نموذج إحصائي باستخدام تحليل السلاسل الزمنية لحوادث الحركة المرورية في ولاية الخرطوم، حيث قام بتقسيم بيانات السلاسل الزمنية إلى ثلاث سلاسل زمنية الأولى حوادث مرورية بسيطة، والثانية جسيمة، والثالثة حوادث أموات، وقد توصل إلى أن السلسلة الزمنية تسير بشكل متزايد وأن بعضها مستقر والبعض الآخر غير مستقر. أما طعمة (٢٠١٢) فقد حدد في دراسته أن أفضل نموذج للتنبؤ بأعداد المصابين بالأورام الخبيثة والذي أظهر تزايد أعداد المصابين بالأورام بتأثير عامل التدخل، وقد لوحظ أن أعداد المصابين بالأورام الخبيثة غير مستقرة في الوسط الحسابي، وأن هناك اتجاهًا عامًا واضحًا في السلسلة بعد عام ٢٠٠٩ وأن النموذج الملائم للبيانات هو نموذج الانحدار من الرتبة الثانية.

وسيقدم هذا البحث عرضاً وصفية مبسطة وبشكل أساسي على بحث سلوك السلسلة الزمنية الخاصة بالحوادث المرورية. وتعتبر نتائج هذا البحث أداة للتعرف على واقع فترة زمنية في تاريخ الحوادث المرورية، ويهدف هذا البحث إلى التنبؤ المستقبلي بأعداد الحوادث، والإصابات، والتطورات المستقبلية.

السلسلة الزمنية هي مجموعة المشاهدات مرتبة وفق حدوثها، فهي بذلك عبارة عن سجل تاريخي يتم اعتماده لبناء التوقعات المستقبلية (فاندل، ١٩٩٢)، وتتميز أي سلسلة زمنية بأن بياناتها مرتبة بالنسبة للزمن، وأن المشاهدات المتتالية عادة ما تكون غير مستقلة، مما يساعد على التوصل إلى تنبؤات موثوق بها (Kirchgssner and Wolters, 2007) والغرض الأساسي من تحليل

السلسلة هو الوصول لنموذج مناسب لتقدير أو قياس التغيرات، وبالتالي دراسة علاقاتها بالظروف المختلفة، من خلال التلخيص من آثار العوامل المؤثرة في التغيرات وخاصة الاتجاه العام والتغيرات الدورية (Quenouille, 1957 and Murray, 2003).

يفترض نموذج السلسلة الزمنية أن قيم السلسلة دالة في مجموعة من العناصر المكونة لها مع

الزمن: $Y = f(T_t, S_t, C_t, I_t)$ وفي هذا السياق يبرز نموذجان لتجسيد العلاقة بين العناصر

المتداخلة والتي بتفاعلها تتشكل السلسلة الزمنية (Larsen and Marx, 1993)، ومنها:

١. النموذج التجميبي: يقوم على افتراض أن كل قيمة لكل من مكونات السلسلة لا تؤثر ولا تتأثر

بقية غيرها من المكونات، ويكتب بالصيغة: $Y = T_t + S_t + C_t + I_t$.

٢. النموذج الضربي: يقوم على افتراض أن قيم الظاهرة تساوي حاصل ضرب مكوناتها وأنها تعتمد

على بعضها البعض أي: $Y = T_t \cdot S_t \cdot C_t \cdot I_t$ (Maestas and Robert, 2000)

قياس أثر الاتجاه العام T في حالة الاتجاهات غير الخطية Non-Linear Trends

يمكن تعيين عنصر الاتجاه العام بعدة طرق مختلفة منها طريقة المربعات

الصغرى (البلداوي، 1997)، وسنركز على النماذج اللاخطية لتقدير معالم مركبة الاتجاه العام

(1) $Y = ax^2 + bx + c$ حيث a, b, c معاملات النموذج اللاخطي Box and

(Jenkins, 1976). ويتم تعيين قيم a, b, c من خلال العلاقات الآتية:

$$\left. \begin{aligned} \sum y &= nc + b \sum x + a \sum x^2 \\ \sum xy &= c \sum x + b \sum x^2 + a \sum x^3 \\ \sum x^2 y &= c \sum x^2 + b \sum x^3 + a \sum x^4 \end{aligned} \right\} \rightarrow (2)$$

أي أن:

$$\hat{a} = \frac{n \sum x^2 y - (\sum x^2)(\sum y)}{n \sum x^4 - (\sum x^2)^2} \rightarrow (3)$$

$$\hat{b} = \frac{\sum x y}{\sum x^2} \rightarrow (4)$$

$$\hat{c} = \frac{\sum y \sum x^4 - \sum x^2 y \sum x^2}{n \sum x^4 - (\sum x^2)^2} \rightarrow (5)$$

ويشترط لتحليل أية سلسلة زمنية أن تكون ساكنة أو تتسم بالسكون أي تحقق الشروط: ثبات المتوسط الحسابي والتباين أي يحقق: $Var(Z_t) = E[(Z_t - \mu)^2] = \sigma^2$ (Davis,1991)، وقد أشار (شعراوي، ٢٠٠٥) وأيضاً (Shumway and Stoffer,2006; Mosteller and Tukey,1977; Clive and Granger,2004) أن الفرضية الأساسية لتطبيق طريقة المربعات الصغرى في النموذج الخطي هي عدم وجود ظاهرة الارتباط الذاتي. ونخلص مما سبق إلى أن الارتباط الذاتي يعتمد فقط على $(t-s)$ أي: $\rho_{t-s} = \frac{E[(Z_t - \mu)(Z_s - \mu)]}{\sigma^2} = \frac{\sigma_{ts}}{\sigma^2}$ وتستخدم دالة الارتباط الذاتي للبواقي (RACF) لفحص ملائمة النموذج عن طريق اختبار عشوائية أخطاء التنبؤ.

نتائج تحليل السلاسل الزمنية

منهجية البحث

اعتمد البحث على بيانات السلسلة الزمنية لأعداد الحوادث المرورية والإصابات والتي تم الحصول عليها من الإدارة العامة للمرور بمنطقة عسير للفترة (١٤١٧-١٤٣٤)، معتمداً المنهج الوصفي التحليلي من خلال الاطلاع على عدد من الأدبيات في هذا المجال، والتطبيق عليها وإجراء المعالجات الإحصائية

والعروض البيانية اللازمة من خلال بعض البرامج الحاسوبية والإحصائية (SPSS, Data Fit,

Easy fit)

أولاً: أعداد الحوادث المرورية

بالرجوع إلى الإحصاءات السنوية الصادرة عن الإدارة العامة للمرور بمنطقة عسير خلال الفترة من (١٤١٧-١٤٣٤) كانت بيانات الحوادث المرورية بمنطقة عسير كما هو موضح في جدول(١).

جدول (١): أعداد الحوادث المرورية خلال الفترة (١٤١٧ - ١٤٣٤)

العام	١٤١٧	١٤١٨	١٤١٩	١٤٢٠	١٤٢١	١٤٢٢	١٤٢٣	١٤٢٤	١٤٢٥
عدد الحوادث	٧٣٥١	٨٠٩	٧٩٣	٨٢٧	٩٢٧	٩٥٢	١٠٨	٢٠٠	١٨٤
العام	١٤٢٦	١٤٢٧	١٤٢٨	١٤٢٩	١٤٣٠	١٤٣١	١٤٣٢	١٤٣٣	١٤٣٤
عدد الحوادث	٢٢٣٤	١٩٥	٢٠٥	٢٢٩	٢٥٢	٢٩٤	٢٧٧	٣٠٥	٣١٢
	٨	٥٠	٥٣	٥٤	٨٩	٦٩	٩٤	٣٠	٧٩

وبناءً على تحليل البيانات نلاحظ أن التوزيع الاحتمالي التوفيقي

Distribution المناسب للبيانات المقدمة وفقاً لاختبار كلموجروف- سميرنوف هو توزيع

Johnson SB

ذو المعالم $\zeta, \gamma, \lambda, \delta > 0$ ، وأن دالة الكثافة الاحتمالية لهذا التوزيع تعطى بالصورة الآتية:

$$f(x) = \frac{1}{\lambda \sqrt{2\pi} z(1-z)} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\gamma + \delta \ln \left(\frac{z}{1-z} \right) \right)^2 \right] \rightarrow (6)$$

حيث $Z = \frac{X - \zeta}{\lambda}$ وأن مدى التوزيع الاحتمالي هو: $\zeta < X < \zeta + \lambda$ وأشارات البيانات تحت

الدراسة أن: $\lambda = 25230, \gamma = 0.02976, \delta = 0.4322, \zeta = 5955.4$

ومن الجدول (٢) نلاحظ أن توزيع بيانات الحوادث المرورية شبه ملتو ناحية اليمين التواء بسيطاً

موجباً، وهذا يعني أن عدد الحوادث المسجلة في السنوات الأولى للفترة قيد البحث سار بشكل رتيب

حول قيمة البدء، ومن ثم سار بشكل متذبذب في الفترات اللاحقة، ثم سار على نحوٍ مطرد في

السنوات الأخيرة للفترة الزمنية قيد البحث، أما من حيث النفرط فإننا نلاحظ تذبذباً قليلاً لتوزيع

البيانات قيد الدراسة وهذا يعني أن تشتت البيانات حول وسطها الحسابي قليل نسبياً.

جدول (٢): المقاييس الوصفية للبيانات الخاصة بالحوادث المرورية

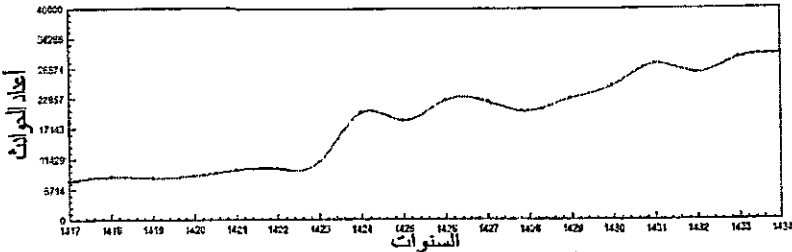
معامل التفرطح	معامل الانقواء	الانحراف المعياري	المتوسط الحسابي	المجموع	أكثر قيمة	أصغر قيمة
-1.528	٠,٠٠٤٥	8664.76	18305.67	٣٢٩٥٠.٢	٣١٢٧٩	٧٣٥١

التحليل الزمني للبيانات

إن دراسة السلسلة الزمنية تهدف إلى الحصول على وصف دقيق للملامح الخاصة

بالطور (phase)

العشوائي المولد للسلسلة الزمنية بغرض بناء نموذج رياضي لتفسير وشرح سلوك السلسلة، بالاعتماد على معلومات الماضي، كما يفيد النموذج الرياضي الذي سيتم بناءه في تحديد القوى المؤثرة في السلسلة الزمنية بغرض الحصول على تنبؤات أكثر دقة، ومن المعلوم أن كل سلسلة زمنية سيرافقها طور عشوائي $\{S_t\}_{t \in T}$ حيث يمكن تمثيل قيم هذه السلسلة الزمنية لقيم الطور العشوائي والتي يرمز لها بالرمز X_t من اجل $t \in T$ (العكلة، ٢٠٠٩)، وفي هذا البحث سنقوم بدراسة السلاسل الزمنية والتي أخذت مشاهداتها على فترات زمنية متساوية الطول (عام كامل) بحسب طبيعة البيانات قيد الدراسة، والعرض البياني الممثل بالشكل (١) يوضح انتشار السلسلة الزمنية الخاصة بأعداد الحوادث، حيث نلاحظ من الشكل وجود اتجاه عام Trend للسلسلة والذي يمثل تغيرات قيم الطور العشوائي المولد للسلسلة الزمنية على المدى البعيد.



شكل (١) الانتشار للسلسلة الزمنية الخاصة بأعداد الحوادث

ويعد أسلوب الانحدار من أكثر هذه الطرق شيوعاً في تحديد السلسلة الزمنية، ولاختبار الارتباط العشوائي للبيانات قيد الدراسة سوف نستخدم طريقة الفروق الأولى لـ مور ووليس Wallis-Moore عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$ ، لإزالة أثر الاتجاه العام (George Clive and Granger, 2004) and Canavos, 1984;

فرضية العدم: H_0 : البيانات قيد البحث تمثل بيانات مستقلة عشوائياً أي أن: $H_0: \rho = 0$.

الفرضية البديلة: H_1 : البيانات قيد البحث بيانات مرتبطة عشوائياً أي أن: $H_1: \rho > 0$.

وللتحقق من ذلك تم إنشاء الجدول (3) الذي يعرض الفروق الأولى (الفروق المتتالية)، والتي تتم بطرح قيم مشاهدات السلسلة من بعضها البعض في ترتيب زمني محدد (العكلة، ٢٠٠٩). والذي يبين أن عدد الإشارات الموجبة (+) يساوي $\zeta = 13$ (علماً بأن ζ هو متغير عشوائي يتوزع طبيعياً $\zeta \sim N\left(\frac{n-1}{2}, \frac{n+1}{12}\right)$ (Larsen and Marx, 1993)، وحيث $(n < 30)$ فإن الإحصاء الخاص بهذا الاختبار نحصل عليه من:

$$TG = \frac{\left| \zeta - \frac{n-1}{2} \right| - \frac{1}{2}}{\sqrt{\frac{n+1}{12}}} = \frac{\left| 13 - \frac{18-1}{2} \right| - \frac{1}{2}}{\sqrt{\frac{18+1}{12}}} = 3.1789 \rightarrow (7)$$

وبما أننا لاحظنا وجود اتجاه عام للسلسلة الزمنية فإننا سوف نستخدم اختبار ذو اتجاه واحد،

وتكون المنطقة الحرجة عند مستوى معنوية 5% هي 1.64

وبالمقارنة نجد أن $Z_{0.05} < TG$ وبناء على ذلك نرفض الفرضية الصفرية H_0 ونقبل بالفرضية

البديلة H_1 عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$ أي أن البيانات قيد الدراسة مرتبطة عشوائياً.

جدول (3): الفروق الأولى (الفروق المتتالية)

العام	١٤١	١٤١	١٤١	١٤٢	١٤٢	١٤٢	١٤٢	١٤٢	١٤٢
عدد الحوادث المرورية	٧٣٥	٨٠٩	٧٩٣	٨٢٧	٩٢٧	٩٥٢	١٠٨	٢٠٠	١٨٤
$Sig(x_{t-1}, x_t)$		+	-	+	+	+	+	+	-
العام	١٤٢	١٤٢	١٤٢	١٤٢	١٤٣	١٤٣	١٤٣	١٤٣	١٤٣
عدد الحوادث المرورية	٢٢٣	١٩٥	٢٠٥	٢٢٩	٢٥٢	٢٩٤	٢٧٧	٣٠٥	٣١٢
$Sig(x_{t-1}, x_t)$	+	-	+	+	+	+	-	+	+

وبعد تطبيق دالة الارتباط الذاتي ACF بواسطة برنامج SPSS على بيانات الجدول (١) حصلنا

على معاملات الارتباط الذاتي الموضحة في الجدول (٤) وكذلك من شكل (٢) نلاحظ أن دالة الارتباط

الذاتي تتناقص بشكل ملحوظ وهذا دليل على هدوء السلسلة، ولاختبار معنوية معاملات الارتباط

الذاتي عند الفجوة الأولى $k=1$ بفترة ثقة 95% نلاحظ أن القيمة الجدولية 1.96 والمحصوبة 3.43

حيث $[Z_c = \frac{r}{\sqrt{1/n}}$] وحيث أن القيمة المحسوبة أكبر من الجدولية نرفض فرضية انعدام

معاملات الارتباط عند $k=1$. وعند اختبار الفرضية عند $k=6$ نجد أن القيمة المحسوبة

0.229 وهذا يعني انعدام معاملات الارتباط الذاتي عند الفجوة 6، وبذلك يمكننا القول بهدوء

السلسلة الزمنية قيد البحث بعد الفجوة الخامسة. ومن شكل (١) نلاحظ ظهور حركة اهتزازية اقرب ما

تكون للاهتزازات التوافقية والتي تمثلها المركبة الدورية للسلسلة الزمنية، في حين نرى أن المركبة

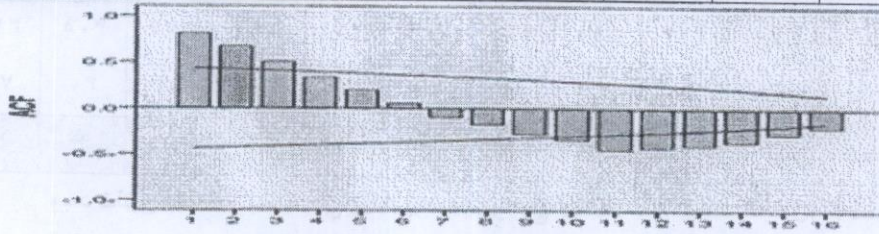
الموسمية لا وجود لها في شكل الانتشار، لأنه من المعلوم بأن المركبة الموسمية تعبر عن التغيرات

والتذبذبات الموسمية أو الفصلية الناتجة عن التغيرات في الفصول بسبب تأثير عوامل خارجية في

مواسم محددة تعيد نفسها بشكل شبه منتظم على فترات زمنية متساوية الطول. وأن النموذج التجميعي هو النموذج المناسب عند انعدام إحدى المركبات (Granger,1977).

جدول (٤) معاملات الارتباط الذاتي

Lag	1	2	3	4	5	6	7	8
Auto	0.808	0.669	0.502	0.334	0.200	0.054	-0.092	-0.171
Corr	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.003)	(0.000)
Lag	9	10	11	12	13	14	15	16
Auto	-0.274	-0.335	-0.442	-0.419	-0.397	-0.357	-0.273	-0.200
Corr	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.00)	(0.000)	(0.000)	(0.000)



شكل (٢) : دالة الارتباط الذاتي للبيانات للنموذج اللاخطي

تقدير عنصر الاتجاه العام للسلسلة الزمنية

لتقدير عنصر الاتجاه العام $T(t)$ سوف نفترض ضمناً أن المكونين الدوري والموسمي محتواة

في عنصر الخطأ (سواء كانت موجودة أم لا) وتكتب بالصورة الآتية: $\zeta_t = T(t) + I_t$ وفي هذه

الحالة يجب أن نُحَدِّد الخطأ العشوائي I_t أثناء عملية التقدير ويضاف كمتغير عشوائي بعد الانتهاء من

عملية التقدير. ولذلك لن يتم إدخاله في عملية تقدير عنصر الاتجاه العام والعنصر الدوري، ويعتمد

تقدير عنصر الاتجاه العام على التعرف على خط مستقيم يصف لنا حركة السلسلة الزمنية في فترة

زمنية طويلة نسبياً، وبما أن البيانات قيد الدراسة هي بيانات سنوية فإن انحرافات قيم السلسلة عن

خط الاتجاه العام لا تمثل فقط التغيرات العشوائية أو العرضية، بل تمثل التغيرات الدورية، وهذا يعني

تعيين خط انحدار مناسب لبيانات السلسلة قيد الدراسة، وهذا يتطلب منا توفيق منحنى $fitting\ curve$

لبيانات السلسلة الزمنية (Hamilton and James, 1994). ولتوفيق هذا المنحنى نستخدم برنامج

(Curve(Data fit)، الذي يقوم بتوفيق المنحنى اعتماداً على طريقة المربعات الصغرى من جهة،

ومن جهة أخرى يقوم البرنامج بتعيين المنحنى ذو الخطأ المعياري الأصغر أولاً، ومن ثم تعيين أكبر قيمة لمعامل الارتباط، حيث تم تقدير معالم نموذج الاتجاه التريبيعي، فقد أوضحت نتائج التحليل أن

القيم التقديرية لمعاملات النموذج في (٣،٤،٥) هي: a, b, c

$$\hat{a} = 13.416, \hat{b} = 3667.719, \hat{c} = 25038286.026$$

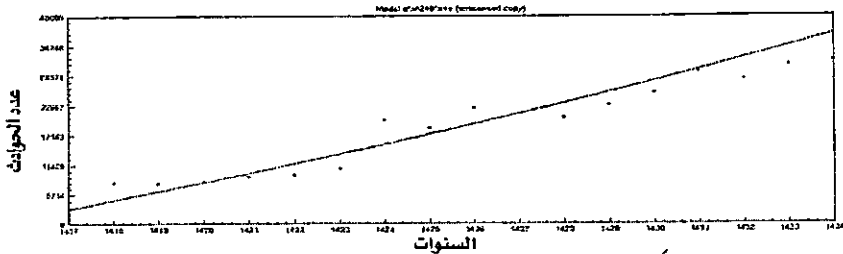
أي يأخذ النموذج اللاخطي الصورة:

$$\hat{T}(t) = 13.416t^2 - 3667.719t + 25038286.026$$

وبخطاً معياري $S = 94.04$ ومعامل ارتباط $r = 0.967$ ومعامل التحديد $R^2 = 0.94$ ، وأن كفاءة النموذج

حسب اختبار درين-وتسن الإحصائي هو: $d = 1.592$ وأن $d_u = 1.39$ ، $d_L = 1.16$ ، وحيث أن $d_u < d < d_L$ فلا يوجد لدينا ما يدفعنا لرفض الفرضية الصفرية H_0 عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$ ، و

الشكل (٣) يوضح مركبة الاتجاه العام لهذه السلسلة الزمنية.



شكل (3) الاتجاه العام لأعداد الحوادث المرورية

تقدير العنصر الدوري للسلسلة الزمنية

يمكن تقدير العنصر الدوري بطريقتين البواقي (Residual method) وذلك بفصله من عنصر الاتجاه العام وبالتالي يبقى اثر التغيرات الدورية لهذه السلسلة، ويصبح الطور العشوائي المُولد للسلسلة على

$$\zeta_t = \hat{T}(t) + C(t) + I(t) \rightarrow (8) \text{ الصورة:}$$

$$\tilde{\zeta}_t = \zeta_t - \hat{T}(t) = C(t) + I(t) \rightarrow (9) \text{ والذي يمكن كتابته بالصورة:}$$

تسمى هذه العلاقة باسم النموذج المختزل للسلسلة الزمنية، وبموجب الفرضيات الخاصة بالعنصر العشوائي، وحيث ($n < 30$) واهتزازات هذه السلسلة أقرب ما تكون إلى الاهتزازات التوافقية وبأدوار متساوية الطول ودورة كل منها تساوي $P = 5$ على وجه التقريب (وهو عدد القياسات في كل دورة) وبناء على ذلك فإن الطريقة المناسبة لتقدير العنصر الدوري هي طريقة جيب التمام لـ هالبرغ (Halberg Cosine method) والتي تقوم على عدد من الفرضيات (Hamilton and James, 1994)، وتكتب بالصيغة الآتية

$$C(t) = \mu + A \cos(\omega t + \psi) \rightarrow (10)$$

حيث μ : هي القيمة المتوسطة لقيم الفروق Residual Values وأن قيمتها نظرياً $\mu = 0$ لأن المعاملات \hat{a} , \hat{b} , \hat{c} اختيرت بشكل يحقق المعادلة (2) حتى وإن كانت قيمتها العددية $\mu \neq 0$ و A : سعة الاهتزاز و ω : السرعة الزاوية للاهتزاز والتي تساوي $\omega = \frac{2\pi}{P}$ أي أن: $\omega = \frac{2\pi}{5} = 1.257$ و ψ : فرق المسار (الطور) بين السلسلة الزمنية ودالة جيب التمام، وحيث أن السرعة الزاوية للاهتزاز ω معلوم دائماً من بيانات العينة المأخوذة من مسار السلسلة الزمنية. ويتم تقدير المعامل μ , A , ψ بالاعتماد على قيم الفروق \tilde{X} , بين القيم الفعلية X والقيم المقدرة \hat{X} وفقاً للمنحنى التوفيقي الخاص بالبيانات تحت الدراسة، وسنقدم هنا تقديرات لمعامل العنصر الدوري مباشرة دون اللجوء إلى العمليات الحسابية المطولة، وبفرض n حجم العينة المأخوذة من مسار السلسلة الزمنية وإن القيمة المقدرة لـ μ , α , ψ هي:

$$\mu = -1.36 \times 10^{-7}, A = 93.524, \psi = -1.431 \text{ علمياً بأن } \mu = -1.36 \times 10^{-7} \text{ تعتبر تافهة}$$

بالمقارنة مع بقية القيم وبالتعويض نجد أن الدالة المقدرة للمركبة الدورية $\hat{C}(t)$ هي:

$$\hat{C}(t) = -1.36 \times 10^{-7} + 93.524 \text{Cos}(\pi/2t - 1.431)$$

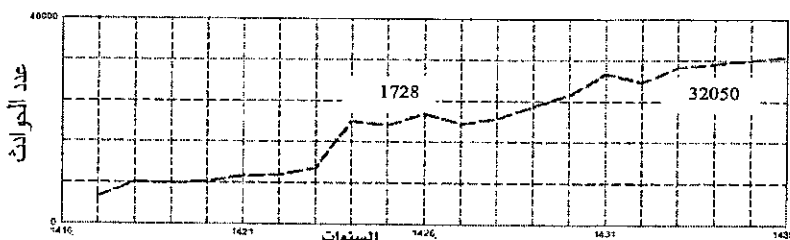
وبناءً على ما سبق نلاحظ أن الصيغة الممثلة للنموذج المقدر للطور (phase) العشوائي المولد

للسلسلة الزمنية لأعداد الحوادث المرورية يأخذ الصيغة الآتية:

$$\hat{\zeta}_r = 13.416t^2 - 36676.862t + 25038387.436 - 1.36 \times 10^{-7} + 93.524 \cos(\pi/2t - 1.431) + I(t)$$

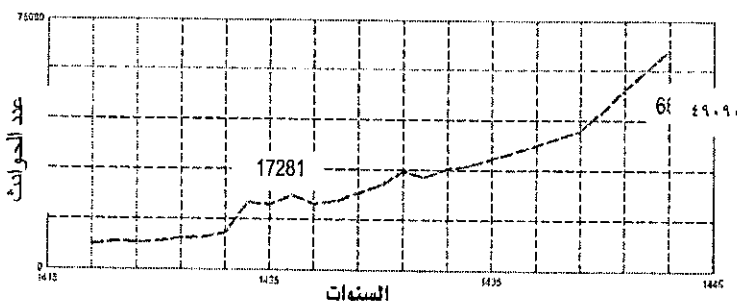
ومن خلال استعراضنا لأحد المسارات المقترنة للطور العشوائي المولد للسلسلة المعطاة نلاحظ أن القيمة المقترنة للعام ١٤٢٥ و ١٤٣٤ وفقاً للنموذج العشوائي المقتر للطور العشوائي المولد للسلسلة الزمنية هي على الترتيب (١٧٢٨١ و ٣٢٠٥٠) حيث كان الخطأ المعياري $S = 101.83$ والقيم الحقيقية لهذين العامين هي (١٩٣٤٢ و ٣١٢٧٩) ما زالتا تقعان ضمن التقدير الجيد، وفقاً للطور العشوائي المقتر الذي قمنا بتعيينه، مما يزيد ثقتنا في استخدامنا لهذا النموذج في التنبؤ، والشكل (٤)

يوضح ذلك:



شكل (4) أحد المسارات المقترنة لأعداد الحوادث المرورية

يمكن استخدام النموذج المقتر للطور العشوائي المولد للسلسلة للتنبؤ بمشاهدات السلسلة مستقلاً، ويعتبر التنبؤ في هذه الحالة من المستوى طويل الأمد، والذي يغطي فترة زمنية أكثر من خمس سنوات، ولهذا فإنه وعلى المدى المسموح به للتنبؤ وفي هذه الحالة (يجوز لنا استخدام هذا المنحنى للتنبؤ حتى نهاية فترة طولها يساوي نصف طول الفترة التي استخدمت للدراسة) ومن الشكل (٥) يلاحظ أن عدد الحوادث المرورية في المنطقة تظهر تماماً (تزايداً) واضحاً حتى على مدى السنوات المقبلة، والذي من المتوقع أن يزيد العدد إلى حوالي (٤٩٠٩٠) حادثة في عام ١٤٤٣هـ.



شكل (5) النموذج المقتر للتنبؤ بأعداد الحوادث المرورية

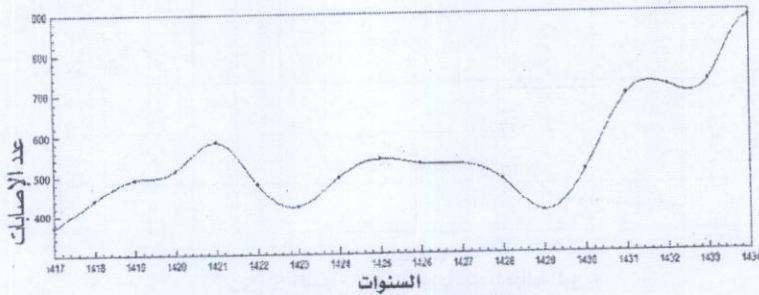
ثانياً: التحليل الزمني لأعداد الحوادث ذات الإصابات

بالرجوع إلى الإحصاءات السنوية الصادرة عن الإدارة العامة للمرور بمنطقة عسير خلال الفترة من (١٤١٧-١٤٣٤) فإن الجدول (٥) يبين الإحصاءات السنوية لأعداد الحوادث المرورية ذات الإصابات لمنطقة عسير

جدول (٥): أعداد الحوادث المرورية ذات الإصابات

العام	١٤١	١٤١	١٤١	١٤٢	١٤٢	١٤٢	١٤٢	١٤٢	١٤٢
عدد الإصابات	٣٦٩	٤٤١	٤٩٢	٥١٣	٥٨٤	٤٧٩	٤٢٢	٤٩٤	٥٣٨
العام	١٤٢	١٤٢	١٤٢	١٤٢	١٤٣	١٤٣	١٤٣	١٤٣	١٤٣
عدد الإصابات	٥٢٦	٤٧٠	٤٨٥	٤٠٧	٥٠٨	٦٩٤	٧١٤	٧٢٧	٨٨٤

العرض البياني المُمثل بالشكل (٦) يوضح الانتشار للسلسلة الزمنية الخاصة بأعداد الحوادث المرورية التي حدث فيها إصابات، يشير إلى وجود اتجاه عام Trend متزايد للسلسلة الزمنية يتوافق مع السلوك العام لأعداد الحوادث المرورية. حيث نلاحظ ظهور حركة اهتزازية اقرب ما تكون للاهتزازات التوافقية والتي تمثلها المركبة الدورية للسلسلة الزمنية، في حين أن المركبة الموسمية لا وجود لها في شكل الانتشار، وأن النموذج التجميعي هو النموذج المناسب لعرض هذه السلسلة الزمنية (Granger, 1977).



شكل (٦) الانتشار لإعداد الحوادث ذات الإصابة

ويلاحظ من خلال الشكل (٦) أن أعداد الإصابات بدءاً من العام ١٤٣٠ بدأت تتضاعف عن الأعوام السابقة وهذا يعود إلى أن إدارة المرور قد طورت نظام رصد الحوادث من خلال أمن الطرقات وكمرات المراقبة، والدوريات الأمنية. واختبار الارتباط العشوائي للبيانات قيد الدراسة نستخدم طريقة الفروق الأولى عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$ لإزالة أثر الاتجاه العام. ومن جدول (٦) نلاحظ أن عدد الإشارات الموجبة (+) يساوي $12 = \bar{c}$ فإن قيمة الفروق المحسوبة لهذا الاختبار يمكن الحصول عليها من العلاقة رقم (٧). وبما أننا لاحظنا وجود اتجاه عام للسلسلة الزمنية فإننا سوف نستخدم اختبار ذو اتجاه واحد، وتكون المنطقة الحرجة عند مستوى معنوية 5% هي 1.64. وبالمقارنة نجد أن $TG < z_{\alpha}$ وبناء على ذلك نرفض الفرضية الصفرية H_0 ونقبل بالفرضية البديلة H_1 عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$ أي أن البيانات قيد الدراسة مرتبطة عشوائياً، ويمكننا بحث هدوء (سكون) السلسلة الزمنية قيد الدراسة.

جدول (6): الفروق الأولى (الفروق المتتالية)

العام	١٤١٧	١٤١٨	١٤١٩	١٤٢٠	١٤٢١	١٤٢٢	١٤٢٣	١٤٢٤	١٤٢٥
عدد الإصابات	٣٦٩	٤٤١	٤٩٢	٥١٣	٥٨٤	٤٧٩	٤٢٢	٤٩٤	٥٣٨
$sig(x_{t-1}, x_t)$		+	+	+	+	-	-	+	+
العام	١٤٢٦	١٤٢٧	١٤٢٨	١٤٢٩	١٤٣٠	١٤٣١	١٤٣٢	١٤٣٣	١٤٣٤
عدد الإصابات	٥٢٦	٤٧٠	٤٨٥	٤٠٧	٥٠٨	٦٩٤	٧١٤	٧٢٧	٨٨٤
$sig(x_{t-1}, x_t)$	-	-	+	-	+	+	+	+	+

ومن خلال تفحص معاملات الارتباط الذاتي $\hat{\rho}_k$ الموضحة في جدول (٧) لبيانات العينة الممثلة

لمسار السلسلة الزمنية قيد الدراسة، وبتطبيق دالة الارتباط الذاتي ACF بواسطة برنامج SPSS على بيانات الجدول (٥) نلاحظ أن دالة الارتباط الذاتي تتناقص بشكل ملحوظ؛ وهذا دليل على هدوء السلسلة الزمنية، وإذا أردنا اختبار انعدام معاملات الارتباط الذاتي عند الفجوة الأولى $k=1$ بفترة ثقة 95% تكون القيمة المحسوبة 3.084 والقيمة الجدولية 1.96، وحيث أن القيمة المحسوبة أكبر من القيمة الجدولية نرفض فرضية انعدام معاملات الارتباط عند $k=1$ ، وبالمثل عند $k=5$ نجد أن

القيمة المحسوبة 0.127 وهذا يعني انعدام معاملات الارتباط الذاتي عند ٥ درجات، وبذلك يمكننا

القول بهدوء السلسلة الزمنية قيد البحث بعد الفجوة الرابعة، أي أن U_t مستقلة عن U_{t-1} .

جدول (٧) : معاملات الارتباط الذاتي

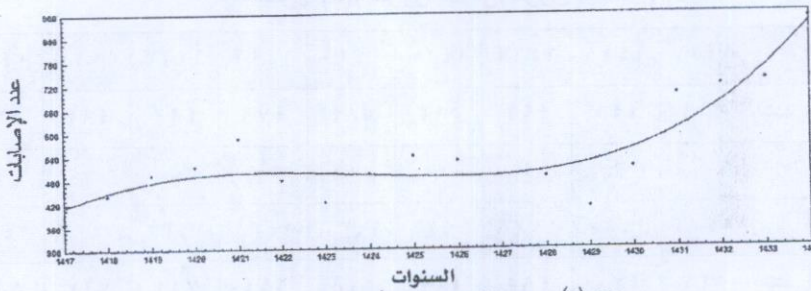
Lag	1	2	3	4	5	6	7	8
Auto	0.727	0.465	0.245	0.072	0.030	-0.015	-0.067	-0.094
Corr	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.007)	(0.013)	(0.020)
Lag	9	10	11	12	13	14	15	16
Auto	-0.110	-0.130	-0.164	-0.190	-0.214	-0.300	-0.299	-0.268
Corr	(0.029)	(0.036)	(0.036)	(0.028)	(0.01)	(0.002)	(0.000)	(0.000)

ولتقدير الطور (phase) العشوائي الموند للسلسلة الزمنية نقوم بتقدير العناصر التي يلاحظ وجودها.

تقدير عنصر الاتجاه العام للسلسلة الزمنية

بنفس الأسلوب السابق سنقوم بتقدير عنصر الاتجاه العام $T(t)$ ومن خلال الشكل (٧) نلاحظ أن

أحسن خط انحدار لبيانات السلسلة الزمنية باستخدام برنامج Curve(Data fit) هو:



شكل (٧) مركبة الاتجاه العام لأعداد الحوادث ذات الإصابة

$$T(t) = at^4 + bt^3 + ct^2 + dt + e \rightarrow (11) \quad \text{والذي معادلته}$$

حيث أوضحت نتائج التحليل أن القيم التقديرية لـ a, b, c, d, e هي:

$$\hat{a} = 3.8441 \times 10^{-3}, \quad \hat{b} = -21.52086, \quad \hat{c} = 45167.999,$$

$$\hat{d} = -42119619.28, \quad \hat{e} = 14724123400.3$$

وبناء على ذلك فإن نموذج اللاخطي يأخذ الصورة:

$$\hat{T}(t) = 3.8441 \times 10^{-3} t^4 - 21.52086 t^3 + 45167.999 t^2 - 42119619.28 t + 14724123400.3$$

وبخطاً معياري لمعادلة الانحدار مقداره: $S = 83.04$ وبمعامل ارتباط $r = 0.918$ ومعامل التحديد

$R^2 = 0.842$ ، وأن كفاءة النموذج حسب اختبار درين-وتسن الإحصائي هو: $d = 1.56$ وأن

الصفريه H_0 عند مستوى معنوية $\alpha = 0.05$. ومن العلاقة السابقة نلاحظ أن الاتجاه العام لهذه السلسلة الزمنية لها شكل دالة اهتزازية، ومتزايدة بدرجة ملحوظة خلال السنوات العشر القادمة.

تقدير العنصر الدوري للسلسلة الزمنية

وبشكل مماثل لما سبق يمكن تقدير العنصر الدوري، وتحت الفرضيات الخاصة بالعنصر العشوائي أن لهذا العنصر العرض الآتي وفقاً لطريقة التجيب لـ هالبرغ، وبافتراض أن العنصر الدوري العرض

المقدم في العلاقة $p(t) = \mu + \alpha \cos(\omega t + \psi)$ فنجد أن قيمة مقدر μ هي:

$$\hat{\mu} = -0.0001847 \text{ علماً بأن } \omega = \frac{2\pi}{p} = 1.257 \text{ وأن قيمة } \hat{\alpha} = 18.735, \hat{\psi} = 4.632$$

وبالتعويض في صيغة المركبة الدورية نجدها تعرض حسب الصيغة الآتية:

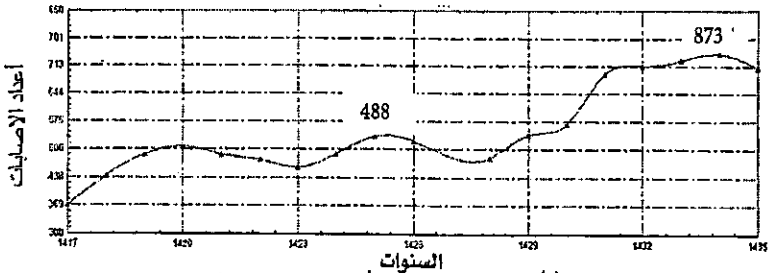
$$\hat{p}(t) = -0.0001847 + 18.735 \cos(1.257t + 4.632)$$

وبالتعويض في المعادلة (٨) نجد أن الصيغة الممثلة للنموذج المقتر للطور (phase) العشوائي المولد

للسلسلة الزمنية الخاص بأعداد الحوادث ذات الإصابات يأخذ الصورة الآتية:

$$\hat{X}_t = 3.8441 \times 10^{-3} T^4 - 21.52086 T^3 + 45167.999 T^2 - 42119619.28 T + 14724123400.3 - 0.0001647 + 18.735 \cos(1.257t + 4.632)$$

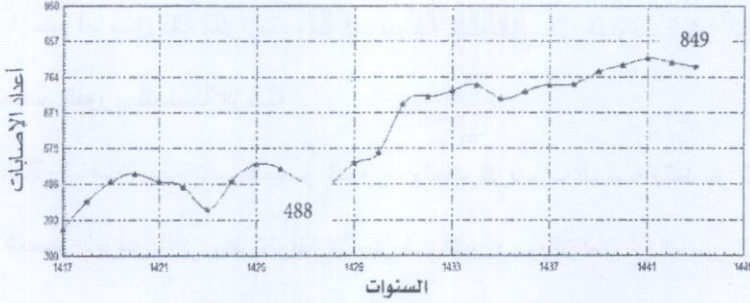
وبناءً على ما سبق يصبح لأحد المسارات المقتررة للطور العشوائي المولد للسلسلة قيد البحث بالشكل (٨)



شكل (٨) أحد المسارات المقتررة لأعداد الحوادث ذات الإصابة

ومن خلال استعراضنا لأحد المسارات المقتررة للطور العشوائي المولد للسلسلة الزمنية الموضح في

الشكل (٩) نلاحظ أن القيم المقدرة ما زالت تقع ضمن التقدير الجيد، وفقاً للطور العشوائي المقدر الذي قمنا بتعيينه، مما يزيد ثقتنا في استخدامنا لهذا النموذج في التنبؤ.



شكل (٩) النموذج المقدر للتنبؤ بأعداد الحوادث ذات الاصابة

ونلاحظ مما سبق أن أعداد المصابين في الحوادث المرورية بالمنطقة يظهر تماماً (تزايداً) واضحاً حتى على مدى السنوات المقبلة، والذي من المتوقع أن يزيد العدد إلى حوالي (٨٤٩) حادثة في حلول عام ١٤٤٣هـ (بفرض استقرار الظروف).

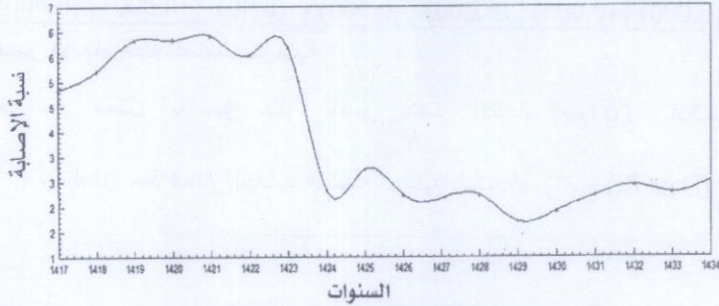
ثالثاً: التحليل الزمني للنسبة المئوية لأعداد الحوادث ذات الإصابات

من العوامل المهمة في مثل هذه المسائل معرفة النسب المئوية لأعداد الحوادث ذات الإصابة لأنها تعطينا تصوراً واضحاً حول طبيعة الحوادث في هذه المرحلة ومدى توفر وسائل الحماية والأمن والسلامة، ونوعية المركبة، وخدمات الطرق. والجدول (٨) يشير إلى النسب المئوية لأعداد الحوادث ذات الإصابات.

جدول (٨): النسب المئوية لأعداد الحوادث التي حدثت ذات الإصابات.

العام	١٤١٧	١٤١٨	١٤١٩	١٤٢٠	١٤٢١	١٤٢٢	١٤٢٣	١٤٢٤	١٤٢٥
نسبة الإصابات	5.019	5.448	6.203	6.200	٦,٢٩٨	٥,٨٣٣	٦,٠١٥	٢,٥٨١	٣,٠٨٩
العام	١٤٢٦	١٤٢٧	١٤٢٨	١٤٢٩	١٤٣٠	١٤٣١	١٤٣٢	١٤٣٣	١٤٣٤
نسبة الإصابات	2.469	2.528	2.478	1.843	٢,٠٩٢	٢,٤٦٢	٢,٧٠٧	2.528	٢,٨٢٦

العرض البياني في الشكل (١٠) الخاص بنسبة الإصابة يشير إلى أن الاتجاه العام لهذه السلسلة الزمنية متذبذباً بمدى ثابت وتردد ثابت، كما يبين ظهور حركة اهتزازية أقرب ما تكون للاهتزازات التوافقية. أي أنه يشير إلى أن النسبة المئوية لأعداد الحوادث ذات الإصابات بدأت من العام ١٤٣٤ هـ تتناقص عن الأعوام السابقة بشكل ملحوظ، وهذا قد يرجع إلى توافر بعض العوامل المؤثرة مثل وسائل الحماية وخدمات الطرق.



شكل (10) الانتشار لنسبة الحوادث ذات الاصابة

و يشير جدول (٩) إلى الارتباط العشوائي للبيانات باستخدام طريقة الفروق الأولى لإزالة أثر الاتجاه العام.

جدول (9): الفروق الأولى (الفروق المتتالية)

العام	١٤١٧	١٤١٨	١٤١٩	١٤٢٠	١٤٢١	١٤٢٢	١٤٢٣	١٤٢٤	١٤٢٥
نسب الإصابات	5.019	5.448	6.203	6.200	6.298	5.833	6.015	2.581	3.089
$sig(x_{t+1}, x_t)^*$		+	+	-	+	-	+	-	+
العام	١٤٢٦	١٤٢٧	١٤٢٨	١٤٢٩	١٤٣٠	١٤٣١	١٤٣٢	١٤٣٣	١٤٣٤
نسب الإصابات	2.469	2.528	2.478	1.843	2.092	2.462	2.707	2.528	2.826
$sig(x_{t+1}, x_t)^*$	-	+	-	-	+	+	+	-	+

ومن الجدول (٩) نلاحظ أن عدد الإشارات الموجبة (+) يساوي $\zeta = 10$ ، علماً بأن القيمة

المحسوبة للفروق الأولى وفقاً للمعادلة (٧) هي $TG = 0.7947$ وتكون المنطقة الحرجة عند مستوى

معنوية ٥% هي 1.64. وبالمقارنة نجد أن $TG < Z_\alpha$ ومن ثم ليس لدينا ما يدفعنا لرفض

الفرضية الصفرية H_0 عند مستوى $\alpha = 0.05$. وكما سبق ومن خلال تفحص معاملات الارتباط

الذاتي المتناقصة بشكل ملحوظ كما في جدول (١٠)، وبذا نستطيع القول بهدوء السلسلة الزمنية.

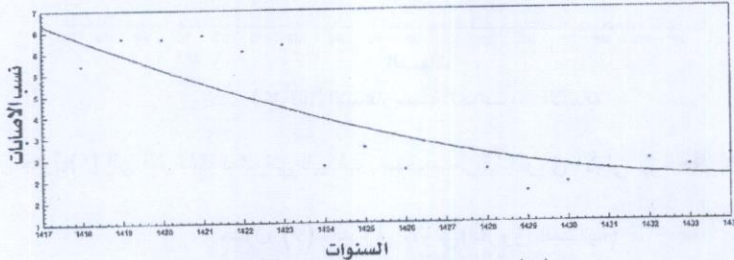
جدول (١٠) : يوضح معاملات الارتباط الذاتي

Lag	1	2	3	4	5	6	7	8
Auto	0.835	0.705	0.485	0.280	0.061	-0.138	-0.289	-0.338
Corr	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.020)
Lag	9	10	11	12	13	14	15	16
Auto	-0.372	-0.392	-0.390	-0.322	-0.246	-0.176	-0.115	-0.063
Corr	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.00)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

تقدير عنصر الاتجاه العام للسلسلة الزمنية

وعلى نحو مماثل لما سبق سنقوم بتقدير عنصر الاتجاه العام $T(t)$ فنلاحظ من خلال

الشكل (١١) أن أفضل خط انحدار لبيانات السلسلة الزمنية باستخدام برنامج (Data fit) Curve هو:



شكل (١١) مركبة الاتجاه العام لنسبة الحوادث ذات الاصابة

والذي معادلته (12) $T(t) = aX^3 + bX^2 + cx + d$ حيث أوضحت نتائج

التحليل أن القيم التقديرية

هي: $\hat{a} = 1.6066$, $\hat{b} = -0.67406$, $\hat{c} = 942.0416$, $\hat{d} = -436548.596$ وبناء على ذلك فإن

النموذج اللاخطي يأخذ الصورة: $\hat{T}(t) = 1.6066T^3 - 0.6741T^2 + 942.042T - 438548.596$

وبخطاً معياري $S = 23.04$ وبمعامل ارتباط $r = 0.837$ ومعامل التحديد $R^2 = 0.6998$ ، وأن كفاءة

النموذج حسب اختبار ديرين- وتسون الإحصائي هو $d = 1.001$ وأن $d_u = 1.39$, $d_L = 1.16$ ،

وحيث أن $d < d_L$ ومن ثم فلا يوجد لدينا ما يدفعنا لقبول الفرضية الصفرية H_0 عند مستوى

معنوية $\alpha = 0.05$. أي أنه لو استمر عدد الإصابات بالحوادث المرورية على النحو الذي تم في

الماضي فإن نسبة الإصابات ستتضاعف خلال العقد المقبل، نتيجة توافر بعض العوامل المؤثرة مثل وسائل الحماية، وخدمات الطرق.

تقدير العنصر الدوري للسلسلة الزمنية

بشكل مماثل لما سبق يمكن تقدير العنصر الدوري، وتحت نفس الفرضيات نلاحظ أن الدالة

المقدرة للمركبة الدورية لها الشكل الآتي:

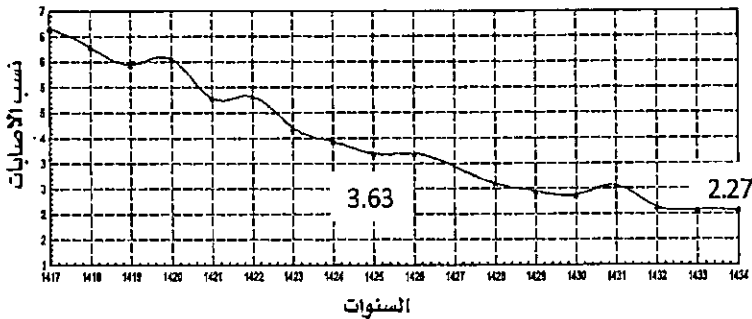
$$\hat{p}(t) = 2.2 \times 10^{-6} + 1.351 \cos(1.257t - 3.172)$$

وبالتالي يصبح لمقدر الطور العشوائي المولد للسلسلة الزمنية الصيغة الرياضية الآتية:

$$\hat{X}_t = 1.61X^3 - 0.67X^2 + 942.04X - 438548.6 + 2.2 \times 10^{-6} + 1.35 \cos(1.257t - 3.172)$$

ومن ثم يصبح لأحد المسارات المقدرة للطور العشوائي المولد للسلسلة الزمنية قيد البحث

بالشكل (١٢):

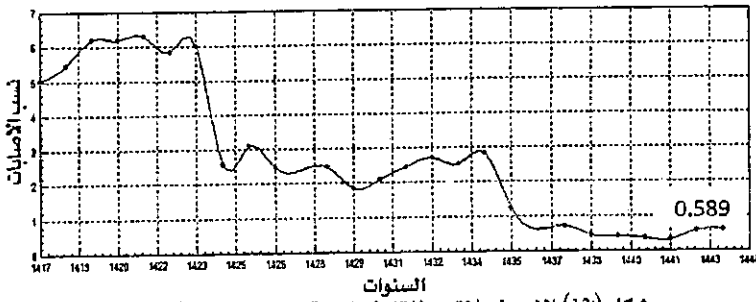


شكل (12) أحد المسارات المقدرة لنسبة الحوادث ذات الأصابة

وكما سبق سنستعرض أحد المسارات المقدرة للطور العشوائي المولد للسلسلة الزمنية في الشكل

(١٣) نلاحظ أن القيم المقدرة ما زالت تقع ضمن التقدير الجيد، وفقاً للطور العشوائي المقدر الذي

قمنا بتعيينه، مما يزيد ثقتنا في استخدامنا لهذا النموذج في التنبؤ على المدى المسموح به للتنبؤ.



شكل (13) النموذج المقدر للتنبؤ بنسبة الحوادث ذات الإصابات

ومما سبق نلاحظ أن نسبة المصابين في الحوادث المرورية يظهر تناقصاً واضحاً على مدى السنوات المقبلة، والذي من المتوقع أن تتضاءل نسبة الإصابات إلى حوالي 0.589 حادثة في حلول عام ١٤٤٣هـ.

٤. الاستنتاجات

نخلص إلى أن الحوادث المرورية بمنطقة عسير كانت خلال الفترة الزمنية ١٤١٧-١٤٣٤ تسير بشكل متنامي في معظم الحالات، إلا أن هذا السلوك المتنامي أشار إلى مستقبل غير متفائل في أعداد الحوادث، نتيجة الارتفاع المقدر إذا استمر الوضع على ما كان عليه في الماضي، إلا أنه متفائل بخصوص أعداد ونسبة الإصابات في الحوادث، نتيجة لتوفر وسائل الأمن والسلامة، والذي تجلى من خلال الصيغ الممثلة لمقدرات الاتجاه العام لكل من السلسلة الزمنية لأعداد الحوادث، والإصابات وكذا نسبة الإصابات، كما أظهرت النتائج وجود عوامل لها دور فاعل في زيادة أعداد الحوادث منها عدم الوعي بأخطار الحوادث، كما أدى توفر وسائل الحماية، وتطور المركبات إلى تناقص أعداد ونسبة الإصابات بشكل ملحوظ.

٥. المراجع

١. الإحصاء السنوي للفترة (١٤١٧-١٤٣٤). الإدارة العامة للمرور، منطقة عسير.
٢. عبد الحميد البلداوي. (١٩٩٧): الإحصاء للعلوم الإدارية والتطبيقية. ط١، دار الشروق، عمان. الأردن.
٣. وليد دهان الجبوري. (٢٠٠٩): التنبؤ بمستوى التضخم في أسعار المستهلك الشهرية في العراق
- باستخدام السلاسل الزمنية ثنائية المتغيرات. رسالة ماجستير في الإحصاء، جامعة المستنصرية.
٤. الشرق الأوسط. (٢٠١٥): جريدة العرب الدولية، العدد (٧٩٨١)، المملكة العربية السعودية، طبعة السعودية.
٥. سمير مصطفى شعراوي (٢٠٠٥): مقدمة في التحليل الحديث للسلاسل الزمنية. جامعة الملك عبد العزيز، جدة: السعودية.
٦. سعدية عبد الكريم طعمة. (٢٠١٢): استخدام السلاسل الزمنية لتنبؤ بأعداد المصابين بالأورام الخبيثة في محافظة الأنبار. مجلة جامعة الأنبار للعلوم الاقتصادية و الإدارية ، المجلد ٤ العدد ٨.
٧. حميد العكلة. (٢٠٠٩): تحليل إحصائي لطلاب دراسات الماجستير في الجامعات السورية بين (١٩٩١-٢٠٠٦). مجلة جامعة دمشق، المجلد ٢٥، العدد ١، علوم أساسية، سوريا.
٨. والتر فاندل. ترجمة عبدالمرضي حامد عزام، أحمد حسين هارون. (١٩٩٢): السلاسل الزمنية من الوجهة التطبيقية ونماذج بوكس-جنكنز - ، دار المريخ، الرياض، السعودية.
٩. عصام كوثر وآخرون. (٢٠١٣): الآثار المترتبة على الحوادث المرورية وسبل تقليصها تاريخ استرجاع 24/2/2014. نشر بموقع: <http://www.al-jazirahonline.com/news/2014/20140224/13208>
١٠. انتصار أبوته محمد. (٢٠١٠): استخدام تحليل السلاسل الزمنية لبناء نماذج الحركة لولاية الخرطوم. رسالة ماجستير في الإحصاء، كلية العلوم - جامعة السودان للعلوم والتكنولوجيا.
١١. محمد عبد العال النعيمي ومحمد حبيب الشاروط. (٢٠٠٠): استخدام التدخل في السلاسل الزمنية لتقدير عدد المصابين بالأورام الخبيثة. مجلة القادسية للعلوم الإدارية والاقتصادية، المجلد ٣ العدد ١. العراق.

12. Box G.E.P, and Jenkins, G.M .1976. Time Series Analysis Forecasting and Control (Rev. Ed.). San Francisco: Holden-Day, Inc. First Ed., 19.
13. Brockwell, P.J. and Davis, R.A .1991. Time Series Theory and Methods, 2nd ed , Springer Verlag New York Inc , New York .
14. Clive, W. and Granger .2004. Time Series Analysis Cointegration , and Applications. Paper 2004-02 University of California, San Diego.
15. George C. and Canavos, C .1984. Applied probability and Statistical Methods. Little , Brown and Company-Boston, Toronto 608.
16. Granger C.W.J .1977. Comment on Relationships-and the Lack Thereof-Between Economic Time Series with Special Reference to Money and Interest Rates. by D.A. Pierce. Journal of the American Statistical Association, 72, 357 (March),22-23.
18. Hamilton, J. and James .1994. Time Series Analysis, Princeton U. press, Princeton, NJ ISBN 0-691-04289-6[SJS].
19. Kirchgssner G. and Wolters J .2007. Introduction to Modern Time Series Analysis. SPRINGER-Verlag, Berlin Heidelberg.
20. Larsen, R. J. and Marx, M.L .1993. An introduction to Mathematical Statistics and its Applications. Prentice-Hall International, Inc. USA596.
21. Maestas, C. and Robert, R .2000. Modeling Volatility in Political Time Series. Electoral Studies 19:95–110.
22. Mosteller, F., and Tukey, J.W .1977. Data Analysis and Regressions :A Second Course in Statistics. Reading, MA: Addison-Wesley.
23. Murray, R.and Spiegel .2003. Theory and problems of statistics. Mc Graw Hill Edition, New York.
24. Quenouille, N.H .1957. Analysis of Multiple Time Series. New York, Hafner Publishing Co.
Shumway, R.H. and Stoffer, D.S .2006. Time Series Analysis and Its Applications. SPRINGER, New York.

Statistical Indicators of Traffic Accidents Using Time Series Analysis in Asir (KSA) during (1417-1434) Hijri

Mohammed M.A Almazah⁽¹⁾ and Esmail H. A. Alsabri⁽²⁾
Mathematics Dept., College of sciences and Arts (Muhiyl), King
Khalid Unvi., KSA; Ibb Unvi., Yemen.

ABSTRACT

Traffic accidents constitute one of the biggest safety threats facing community and have G big impair on its maternal and human resources. This research provides a time-based statistical analysis of the number of traffic accidents in Asir Region during 1417-1434 hijri (equivalent to 1996-2013), with a focus on determining appropriate probability distributions of the data. It then gives an estimate of the random phase generating the time series in order to reveal the current condition of accidents number, predict future expectations, and anticipate the future behavior of these phases based on a prediction model. The scatter diagram of the time series has revealed a vibrating movement somehow close to harmonic vibrations which represent a cyclical compound and also lack of seasonal compound. It has also been revealed that the appropriate model to display the time series data is the aggregation model. The general trend compound came in the form of non-linear models: that is, the prediction model is non-linear. The results of this research can be considered as an assessment of an important period of time in the history of the rate of traffic accidents and casualties in the region. It has been observed that the number of traffic accidents and casualties has been growing, and is expected to increase to about 66173 incidents by 1443 hijri (2021), despite the expected decrease in the rate of traffic casualties. In addition, the study has pointed out factors which have an active and influential role in traffic accidents rates. It is

hoped that this study- in its both theoretical and practical sides- would encourage researchers to apply various predictive models to discuss this subject sta.

Key Words: Aggregation model, Casualties rate , Harmonic oscillations

Nonlinear Time Series , Traffic accidents.