

العنوان:	تمهيد بيز لبعض النماذج الحركية الخطية مع التطبيق
المصدر:	المجلة العراقية للعلوم الإحصائية
الناشر:	جامعة الموصل - كلية علوم الحاسوب والرياضيات
المؤلف الرئيسي:	جليل، طالب شريف
مؤلفين آخرين:	العكاش، صفوان ناظم راشد(م. مشارك)
المجلد/العدد:	ع4
محكمة:	نعم
التاريخ الميلادي:	2002
الشهر:	كانون الأول
الصفحات:	115 - 97
رقم MD:	866466
نوع المحتوى:	بحوث ومقالات
قواعد المعلومات:	EcoLink
مواضيع:	الإحصاء التحليلي
رابط:	http://search.mandumah.com/Record/866466

تمهيد بيز لبعض النماذج الحركية الخطية مع التطبيق

صفوان ناظم راشد العكاش*

طالب شريف جليل*

الملخص

التمهيد (Smoothing) نوع من حالات التقدير لمعلمة أو متغير الحالة (State variable)، ويطلق عليه أيضا في أدبيات الموضوع (data-Smoothing). ففي هذا البحث قد تم الاهتمام بتمهيد بيز (Bayesian Smoothing) لبعض النماذج الحركية الخطية. وان استخدام أسلوب بيز في التمهيد يعني إعادة النظر في التقدير الترشحي (Filtering) في ضوء بيانات جديدة ذلك لتحسين التقدير (Enhancement) وتقليل نسبة الخطأ. إن توظيف بيانات جديدة في عملية التقدير هو نوع من الترشح العكسي (back ward filtering) للحصول على تقدير أدق لمعلمات النماذج (أو متغير الحالة). وتم تطبيق النتائج النظرية على بيانات حقيقية تمثل المعدلات الشهرية لدرجات الحرارة العظمى والصغرى لمحافظة نينوى.

Bayesian Smoothing Some Dynamic Linear Models

ABSTRACT

Smoothing is a kind of estimation for system parameter (or state variable); it is also known as data – Smoothing. In this work we are concerned with Bayesian Smoothing for some dynamic linear models (DLMs). Using Bayesian approach in dealing with this problem give us access to looking back in the current estimation (or Filtering) in the Light of more new information to enhance the estimation process and minimize the percentage of error. Utilizing observation in estimation is a kind of backward filtering to get more accurate estimate of parameters of models. The theoretical results will be applied to the real data which represent a monthly mean of maximum and minimum temperature of Mosul city.

* استاذ مساعد/ قسم الاحصاء/ كلية علوم الحاسبات والرياضيات.

* مدرس مساعد/ قسم الاحصاء/ كلية الادارة والاقتصاد - بحث مستل من رسالة ماجستير

المقدمة

يعد موضوع التمهيد من الاجراءات المهمة التي لا يمكن تجاهلها في التطبيقات الاحصائية في مجال الاستدلال وبالاخص في مجال هندسة الاتصالات لما تعطيه من دور للاقتراب من الحقيقة من خلال عملية التقدير التي اصبحت من اهم المواضيع في الاحصاء واكثرها تطوراً؛ لانها تمتلك القدرة على التوصل الى صورة أكثر دقة بالنسبة الى القيم التي تتعرض الى الأخطاء العشوائية حيث برز موضوع تقدير الحالة (State Estimation) أو تقدير المعلمة θ التي يمكن ان تتغير مع الزمن. ويعد التمهيد واحداً من المقدرات التي بينها الباحث (Kalman, 1960) والتي قسمها الى ثلاث حالات تقديرية، إذا تتوفر في ضوئها بيانات أو مشاهدات لغاية الزمن t ، فإذا كان تقدير θ_s عند الزمن $s = t$ تدعى بالترشيح (Filtering)، وعند $s > t$ تدعى بالتنبؤ (Prediction)، وعند $s < t$ تدعى بالتمهيد (Smoothing). وسوف يهتم هذا البحث بالحالة الثالثة عند $s < t$ التي تقدم لنا تسهيلات من خلالها اعادة النظر على القيم المرشحة في ضوء بيانات جديدة وذلك لتخليصها من الجزء المتبقي من التشويش بالشكل مناسب وحسب كمية المعلومات المتوافره في البيانات الجديدة حيث ان عملية التنبؤ التي تمثل الحالة الاولى في التقدير (ترشيح) التي درسها (الحمداي، 1996) تصبح اساساً لعملية تقدير تمهيد بيز في ضوء توفر بيانات أو مشاهدات حديثة متعاقبة حسب قيمة h ، كما ان الباحثين اللذين قدمهما (Blight, 1974) و (Bierman, 1973) يعتبران البداية الاولى لدراسة التقدير الاول لتقليل ما تبقى من تشويش أو ضوضاء في عملية تقدير مرشح كالمن من اجل الحصول على قيم مقدره اكثر دقة كما ان قاعدة السلسلة (Chain rule) والخاصية الماركوفية التي وضحها الباحث (Talib S. Jalil, 1996) فضلاً عن اسلوب بيز وتحليله المتسلسل مع استخدام بعض النماذج الحركية الخطية (Dynamic Linear Models) التي قدمها (Harrison and Stevens, 1976) ذات اهمية في عملية التقدير العكسي (back ward).

يرجع تاريخ ظهور التمهيد إلى العشرينات من القرن الماضي، لتضع بصمتها الأولى في نشوء هذه المسألة وتطورها، إذ قدم عدد كبير من الباحثين إسهاماتهم في هذا المجال ليكون لها دور أساسي في تطبيقها في مجالات الحياة المختلفة كافة (صناعية وعلمية)، حيث قدم الباحث (Whittaker, E.T.; 1923) النموذج الأول في عملية التمهيد التعاقبي وفق النموذج الرياضي، وقد قدم الباحث (Wiener, N., 1949) أفكاراً وحلولاً حول هذه المسألة في أثناء الحرب العالمية الثانية فضلاً عن التنبؤ والترشيح الذي أعطى جانباً كبيراً في استخدامه في الجانب التطبيقي، وفي عام (1960) قدم (Kalman, R.S.) بحثاً ناقش فيه أنواع المقدرات واستخدامها في

المجالات العلمية والهندسية والإحصائية ، فقد اهتم بتقدير الحالة للمعلمة θ_0 ووضع حلولاً جديدة بالنسبة إلى الترشيح والتمهيد والتنبؤ وفق صيغ عامة وشاملة معطياً طرائق أكثر مرونة في العمليات الحسابية وتوصل إلى صيغة تعاقبية (Recursive) والتي لها أهمية في معالجة البيانات عند توفرها أو توفر معلومات جديدة عند أي زمن ، وقد قدم (Glen et. Al, 1969, 1979) بحثين استخدموا فيه التمهيد في حالة التوزيعات المتقطعة باستخدام إحصاء بيز وتم تطبيقه مع استخدام توزيع (Poisson) لإيجاد المقدر لها ، وجرت مناقشة أسلوب التمهيد بطريقة جديدة من قبل الباحثين (Bierman , 1973) و (Blight, 1974) مقدمين حلولاً وصيغاً جديدة وشاملة لهذه المسألة التي تمت دراستها في إيجاد المقدرات لكل من الترشيح والتنبؤ والتمهيد ، بالنسبة الى متغير الحالة وقام الباحثان (Jerome, F. and Robert, T., 1984) بتقديم بحث يهتم بتمهيد منحني العزوم والتي تساعد في التوصل إلى معالجة المنحنيات مستخدماً نموذج الانحدار فضلاً عن استخدام التحويلات التي قدمها (Box and Cox) وفي (1984) قدم الباحثان (Genshiro, K. and Will, G., 1984) بحثاً تناولوا فيه تمهيد السلسلة الزمنية ذات الميل (Trend) والحالة الموسمية (Seasonality) وفق النموذج الأولي الذي قدمه (Whittaker) .

مفهوم التمهيد (Smoothing) :

إن كلمة التمهيد مقصود بها التتبع أو الصقل أو التعديل الذي يجري على القيم ذات التعرجات الناتجة من التثويش الموجود أو المتبقي فيها ، وهو نوع من عملية التقدير ، ويعتبر التمهيد إحدى الحالات المهمة في مجال الاستدلال الإحصائي وكذلك في مجالات متعددة في العلوم الأخرى منها هندسة الاتصالات ، حيث يبرز دورها في عملية المعالجة أو التدقيق من خلال دراسة الظواهر التي تتغير مع الزمن وذلك باستعادة الماضي (أي يعني أنه عند أية نقطة زمنية يمكن التوقف عندها وإعادة النظر في التقدير وكذلك لتخليصها من أي تشويش خارجي أو تقليلها). في بحثنا تمت دراسة التمهيد من خلال تقدير المعلمة أو إعادة التقدير في ضوء توفر بيانات جديدة ، وهذا يعني أن التمهيد هو نوع من التقدير الاسترجاعي (back ward process) لتوصلنا إلى تقدير أدق . في الحقيقة هنالك ثلاثة تقديرات وردت في أدبيات الاستدلال حول الحالة أو المعلمة والتي تكون غير معنومة حيث بينها لأول مرة الباحث (Kalman; 1960) وسميت بقيم التقديرات لـ θ_0 والتي هي الترشيح والتنبؤ والتمهيد معتمداً على البيانات المعطاة لحد الزمن t (y_1, y_2, \dots, y_t) فإذا كانت $s = t$ فتدعى هذه الحالة بالترشيح (Filtering)

أو تقدير المعلمة θ_t في أسلوب بيز يعني إيجاد التوزيع الاحتمالي النهائي $P(\theta_t | y_1, y_2, \dots, y_t); t=1, 2, \dots$. أما إذا كانت $s > t$ فتدعى هذه الحالة بالتنبؤ (Prediction) لقيمة المعلمة θ_{t+k} وإيجاد التوزيع الاحتمالي وفق أسلوب بيز $P(\theta_{t+k} | y_1, y_2, \dots, y_t); k=1, 2, \dots$ والحالة الأخيرة التي سوف نبني دراستنا عليها عندما $s < t$ فتدعى هذه الحالة بالتمهيد وهي عملية تقدير المعلمة θ_{t-h} وذلك بتوظيف المشاهدات الجديدة في إعادة النظر في التقدير الترشيحي ويعبر عنه كمياً بإيجاد التوزيع الاحتمالي النهائي لـ $P(\theta_{t-h} | y_1, y_2, \dots, y_t); h=1, 2, 3, \dots, t-1$ ونحن في هذه الدراسة سوف نستخدم أسلوب بيز مع بعض النماذج الحركية الخطية (Dynamic Linear Model) المقدمة من قبل (Harrison and Stevens; 1971, 1976) و (Harrison and West; 1989) ، فضلاً عن استنادنا إلى الأبحاث التي استخدمت هذه النماذج ومن هذه الأبحاث البحث الذي قدمه (Gamerman, D. ; 1993) والذي تطرق فيه إلى مسألة التمهيد مع النماذج الحركية الخطية ، وكذلك البحثان اللذان قدمهما (West Mike; 1985, 1995) معتمداً فيهما على هذه النماذج ودراسة التنبؤ . وسوف تكون انطلاقتنا في البحث في حساب مرشح كالمن وفق القوانين التي بينها الباحث (الحمداني ; 1996) إذ اقتص بحثه في دراسة مرشح كالمن والذي يكون حالة أساسية (أولية) لعملية التمهيد ، ولكي نتوصل إلى علاقات تعاقبية (Recursive) في تمهيد بيز لابد من الاعتماد على قاعدة السلسلة (chain rule) المبنية من قبل (Talib S. Jalil; 1999) وبالاعتماد على نظرية بيز وتحليله المتسلسل وفق الخاصية الماركوفية (Markov property) لتكون مفتاحاً أساسياً لتوصلنا إلى الهدف المطلوب ضمن دوال أساسية محددة ويمكن توضيحها بالخاصية التعاقبية لقانون قاعدة السلسلة عند أخذنا لمشاهدات عشوائية ولغاية الزمن t وبالاعتماد على النماذج الحركية الخطية ، يمكن أن نعبر عنها كما يأتي:

$$P(\theta_{t-h} | D_t, \sigma^2) \propto P(y_t | \theta_{t-h}, \sigma^2) P(y_{t-1} | \theta_{t-h}, \sigma^2) \dots P(y_{t-h+1} | \theta_{t-h}, \sigma^2) P(\theta_{t-h} | D_{t-h}, \sigma^2) \dots (1)$$

حيث أن:

h : عدد صحيح موجب ($h > 0$) ، وأن $D_t = \{y_t, y_{t-1}, \dots, y_1\}$ تمثل المشاهدات منذ أول

مشاهدة.

ومن خلال الصيغة (1) وبصورتها الشاملة لتحقيق الغاية الأساسية في حساب التمهيد الاسترجاعي (أي تقدير خلفي) وبشكل عام وعلى التوالي من أول مشاهدة مأخوذة في زمن $t=1$ إلى آخر مشاهدة بشكلها المتعاقب حسب قيمة h وباستخدام أسلوب التحليل المتسلسل في أخذ المشاهدات في كل مرحلة نبدأ بها الخاصة في عملية التقدير ، (أي عملية تعاقبية بعد كل مشاهدة يتم أخذها وفق

قيمة h لأجل إيجاد تمهيد-بيز)، أما الترشيح فإنه عملية مستقرة وتعاد بعد أخذ كل مشاهدة في عملية التحليل المتسلسل أو بعد كل عينة تعاد العملية الحسابية الخاصة بالتقدير.

تمهيد بيز Bayesian Smoothing

لقد أطلق اسم الترشيح العكسي على إعادة النظر في التقديرات الماضية في ضوء توفر معلومات جديدة وحسب النقاط الزمنية لها وبشكل متعاقب لتتم معالجة الاضطرابات التي حدثت سابقاً والأخطاء المتراكمة فيها إذا وجدت، وذلك من خلال تدقيق معالمها (μ_t) والتأكد من دقة هذه النتائج التي تم الحصول عليها سابقاً (أنظر (Talib S. Jalil; 1996))، ليكون هدفنا هو التطوير والتحسين وبأسلوب جديد معتمدين على توفر معلومات جديدة تساعدنا في عملية تقدير الحالة فضلاً عن استخدام طريقة تمتاز بالشمولية والكفاءة.

يتم الاستناد في إيجاد التمهيد إلى قاعدة السلسلة (chain rule) التي اعتمدت بوصفها أساساً على التوزيع اللاحق للمرشح $P(\theta_t | D_t, \sigma^2)$ والتي يجب الحصول عليها سابقاً حسب نظرية بيز وهذا ما أكدنا عليه بأن التمهيد هو إعادة النظر أو (تعديل) التقدير الترشيحي في ضوء بيانات جديدة وكما ذكرنا سابقاً بأننا سوف نقوم بإيجاد تمهيد بيز لبعض النماذج الحركية الخطية.

وسنبدأ بكتابة النموذج الحركي الخطي العام الموضح في المعادلتين الاتيين :

$$\text{معادلة المشاهدة} \quad y_{t-h+1} = F\theta_{t-h+1} + v_{t-h+1} \quad \dots\dots\dots (2)$$

$$\text{معادلة النظام} \quad \theta_{t-h+1} = G\theta_{t-h} + \omega_{t-h+1} \quad \dots\dots\dots (3)$$

$$t = 1, 2, 3, \dots \quad \text{الزمن : } t$$

$$h = 1, 2, 3, \dots, t-1 \quad \text{دليل التمهيد : } h$$

مبرهنة (1):

لتكن t زمناً ثابتاً، وأن $(h > 0)$ تمثل تسلسلاً لعملية التمهيد (عدد صحيح موجب) وتأخذ

$$h = 1, 2, \dots, t-1 \quad \text{فإن :}$$

أ - التوزيع النهائي في الزمن $t-h$ (State distribution) يكون :

$$(\theta_{t-h} | D_{t-h}, \sigma^2) \sim N(m_{t-h}, \sigma^2 A_{t-h})$$

ب - توزيع دالة الترجيح (Likelihood Function distribution) يكون :

$$(y_{t-h+1} | \theta_{t-h}, \sigma^2) \sim N(FG^h \theta_{t-h}, \sigma^2 d(h))$$

حيث أن:

$$d(h) = FG^{h-1}wG^{h-1}F' + FG^{h-2}wG^{h-2}F' + \dots + FGwG'F' + FwF' + 1$$

البرهان:

يتم تحديد الكثافة الاحتمالية (أي التوزيع النهائي لمرشح كالمن) والمدة الزمنية التي ستقف عندها عملية الترشيح عند الزمن t ، ثم يتم التعويض عن قيمة $(h=1,2, \dots, t-1)$ وبشكل متسلسل ومتعاقب في المعادلتين (2) و (3) اللتين سوف تظهران تطور الحالة (The State Evolution Equation) لنحصل على حالة عامة ومتعاقبة أساسية في حل المبرهنة بالاعتماد على المشاهدات أو المعلومات الجديدة المتوفرة لدينا $D_t = \{y_1, y_2, \dots, y_t\}$ وهي مشاهدات عشوائية مستقلة.

وللوصول الى الشطر الأول انظر الى (الحمداني ، 1996) لكي نحصل على التوزيع النهائي لـ θ_t وفق توفر المعلومات D_t أي أن $D_t = \{y_t, D_{t-1}\}$ عند الزمن t ويمكن التعبير عن التوزيع النهائي باستخدام التوزيع الطبيعي وصفيًا على النحو الآتي :

$$(\theta_t | D_t, \sigma^2) \sim N(m_t, \sigma^2 A_t)$$

حيث أن:

$$m_t = G m_{t-1} + K_t (y_t - F G m_{t-1})$$

$$\sigma^2 A_t = \sigma^2 [R_t - K_t F R_t] \quad ; \quad K_t = R_t F' (F R_t F' + 1)^{-1}$$

ويطلق على هاتين المعادلتين بمعادلة ترشيح كالمن.

وبذلك يصبح هذا التوزيع أساساً بالنسبة إلى التوزيع التمهيدي ليوصلنا الى مقدر تمهيد بيز عند تعويضنا بقيمة $h (h=1,2,\dots,t-1)$ وحسب خاصية التمهيد في تقدير الحالة θ_t التي ترجعنا بصورة عكسية إلى الخلف في عملية تقدير المعلمة θ_{t-h} عند الزمن $t-h$ ، ولهذا الغرض سوف نعبر عن التوزيع النهائي المذكور أعلاه في زمن $t-h$ كالآتي:

$$(\theta_{t-h} | D_{t-h}, \sigma^2) \sim N(m_{t-h}, \sigma^2 A_{t-h}) \dots \dots \dots (4)$$

الآن يتم تعويض قيمة h وبشكل متعاقب في معادلة النظام (3) والتي من خلالها سوف نحصل على المطلوب الثاني من البرهان كما يأتي :

$$\theta_t = G \theta_{t-1} + \omega_t \quad ; \quad h=1$$

$$\theta_{t-1} = G \theta_{t-2} + \omega_{t-1} \quad ; \quad h=2$$

فإن:

$$\theta_t = G [G \theta_{t-2} + \omega_{t-1}] + \omega_t = G^2 \theta_{t-2} + G \omega_{t-1} + \omega_t \quad ; \quad h=2$$

وإن:

$$\theta_{t-2} = G \theta_{t-3} + \omega_{t-2} \quad ; \quad h=3$$

$$\theta_t = G^2 [G \theta_{t-3} + \omega_{t-2}] + G \omega_{t-1} + \omega_t$$

$$\theta_t = G^3 \theta_{t-3} + G^3 \omega_{t-2} + G \omega_{t-1} + \omega_t$$

; h=3

ونستمر بالعملية ولغاية h = t-1

$$\theta_{t-t+1+1} = G \theta_{t-t+1} + \omega_{t-t+1+1}$$

; h = t-1

$$\theta_2 = G \theta_1 + \omega_2$$

ومنها نحصل على العلاقة الاتية والتي تربط الماضي θ_1 بالحاضر θ_t .

$$\theta_t = G^h \theta_1 + G^{h-1} \omega_2 + \dots + G^2 \omega_{t-2} + G \omega_{t-1} + \omega_t \dots \dots \dots (5)$$

وبذلك تصبح العلاقة (5) التي تمثل معادلة النظام بشكل جديد كالآتي :

$$\theta_{t-h+1} = G^h \theta_{t-h} + \sum_{j=1}^h G^{h-j} \omega_{t-h+j} \dots \dots \dots (6)$$

حيث أن h=1,2,3,...,t-1

الآن بالإمكان أن نحصل على توزيع المعلمة وذلك من خلال إيجاد التوقع والتغاير

المشترك (التباين المشترك) الشرطي الذي منه نحصل على المطلوب الثاني $(y_{t-h+1} | \theta_{t-h}, \sigma^2)$

ومن العلاقة (6) وكما يأتي :

التوقع :

$$E(\theta_{t-h+1} | \theta_{t-h}, \sigma^2) = G^h E(\theta_{t-h} | \theta_{t-h}, \sigma^2) + \sum_{j=1}^h G^{h-j} E(\omega_{t-h+j} | \theta_{t-h}, \sigma^2) = G^h \theta_{t-h}$$

التباين :

$$\text{Var}(\theta_{t-h+1} | \theta_{t-h}, \sigma^2) = G^h \text{Var}(\theta_{t-h} | \theta_{t-h}, \sigma^2) G^{h'} + \sum_{j=1}^h G^{h-j} \text{Var}(\omega_{t-h+j} | \theta_{t-h}, \sigma^2) G^{h-j'}$$

$$= 0 + \sum_{j=1}^h G^{h-j} \sigma^2 w G^{h-j'}$$

$$= \sigma^2 \sum_{j=1}^h G^{h-j} w G^{h-j'} = \sigma^2 W$$

حيث أن:

$$W = \sum_{j=1}^h G^{h-j} w G^{h-j'}$$

$$= G^{h-1} w G^{h-1} + G^{h-2} w G^{h-2} + \dots + G w G' + w$$

وأيضاً بالإمكان الحصول على توزيع المشاهدات الذي يتمثل بدالة التوزيع المشترك (التباين المشترك) الشرطي عند تعويضها بمعادلة المشاهدة (2) كما يأتي:
التوقع :

$$E(y_{t-h+1} | \theta_{t-h}, \sigma^2) = FE(\theta_{t-h+1} | \theta_{t-h}, \sigma^2) + E(v_{t-h+1} | \theta_{t-h}, \sigma^2) \\ = FE(\theta_{t-h+1} | \theta_{t-h}, \sigma^2)$$

ومن الحالة التي تم إيجادها مسبقاً بالنسبة إلى هذا التوقع فإن :

$$E(y_{t-h+1} | \theta_{t-h}, \sigma^2) = F G^h \theta_{t-h}$$

التباين:

$$\text{Var}(y_{t-h+1} | \theta_{t-h}, \sigma^2) = F \text{Var}(\theta_{t-h+1} | \theta_{t-h}, \sigma^2) F' + \text{Var}(v_{t-h+1} | \theta_{t-h}, \sigma^2) \\ = F \left[\sum_{j=1}^h G^{h-j} \sigma^2 w G^{h-j} \right] F' + \sigma^2$$

$$= \sigma^2 [FG^{h-1} w G^{h-1} F' + FG^{h-2} w G^{h-2} F' + \dots + FG w G F' + w F' + 1] = \sigma^2 d(h)$$

ومن هنا نحصل على توزيع دالة التوزيع $P(y_{t-h+1} | \theta_{t-h}, \sigma^2)$ الذي يمكن أن يوصف حسب التوزيع الطبيعي كما يأتي :

$$(y_{t-h+1} | \theta_{t-h}, \sigma^2) \sim N(FG^h \theta_{t-h}, \sigma^2 d(h)) \dots \dots \dots (7)$$

حيث أن :

$$G^h = \begin{bmatrix} 1 & h \\ 0 & 1 \end{bmatrix} ; \quad F = [1 \quad 0]$$

ملاحظة: وتكرر هذه العملية وفق قيمة h وبشكل متعاقب بالنسبة إلى المشاهدات.

الآن بعد أن تم إيجاد التوزيع النهائي (4) وكذلك توزيع دالة التوزيع لجميع المشاهدات الجديدة المعطاة في (7) وباستخدام نظرية بيز وأسلوب التحليل المتسلسل مع قاعدة السلسلة بالإمكان أن نحصل على التوزيع التمهيدي الذي يعبر عنه حسب التوزيع الطبيعي وصفاً كما يأتي:

$$(\theta_{t-h} | D_t, \sigma^2) \sim N(m_t(-h), \sigma^2 A_t(-h))$$

حيث أن:

$$m_t(-h) = m_{t-h} + A_t(-h) \sum_{j=1}^h G^{h-j+1} F' d^{-1}(j) (y_{t-j+1} - FG^{h-j+1} m_{t-h})$$

$$A_t(-h) = [A_{t-h}^{-1} + d(h) B(h)]^{-1}$$

بعد إيجاد هذا التوزيع للنموذج الحركي الخطي العام ، بالإمكان الآن إيجاد التوزيع التمهيدي لبعض النماذج الحركية معتمدين على هذه المبرهنة وقاعدة السلسلة باعتمادا أساسيا .

تمهيد بيز لنموذج التدرج (Step Model):

يمكن التعبير عن النموذج في الزمن $t-h+1$ وكما يأتي:

$$y_{t-h+1} = \mu_{t-h+1} + \varepsilon_{t-h+1}; \varepsilon_{t-h+1} \sim N(0, \sigma^2) \dots\dots\dots (8)$$

$$\mu_{t-h+1} = \mu_{t-h} + \delta \mu_{t-h+1}; \delta \mu_{t-h+1} \sim N(0, \sigma^2 r) \dots\dots\dots (9)$$

حيث أن:

r : تمثل معامل القياسي وهذا ثابت نفرض له قيمة معلومة .

h : تمثل دليل التمهيد إذ أن $h=1, 2, 3, \dots\dots, t-1$

من المعادلتين (8) و (9) نتبع إجراءات لإيجاد التوزيع النهائي التمهيدي معتمدين على الخواص التي استندنا إليها في العلاقة (1) ونتيجة المبرهنة (1) حيث نبدأ في أول خطوة من عمليتنا بإيجاد التوزيع النهائي للمعلمة μ_t التي تمثل مرشح كالمن انظر (الحمداني ، 1996) حسب نظرية بيز وتحليله المتسلسل عند توفر المعلومات D_t ، ويمكن التعرف على صيغة التوزيع النهائي من خلال التعبير الوصفي لهذا التوزيع وعلى النحو الآتي :

$$(\mu_t | D_t, \sigma^2) \sim N(m_t, \sigma^2 a_t) \dots\dots\dots (10)$$

حيث أن معادلة الترشيح لكالمن تكون:

$$m_t = m_{t-1} + k_t (y_t - m_{t-1}) ; \sigma^2 a_t = \frac{\sigma^2 r_t}{\sigma^2 + \sigma^2 r_t}$$

ومن هذه العلاقة (10) التي تمثل مرشح كالمن لهذا النموذج والذي سيصبح توزيعاً أساسياً للتمهيد ولهذا الغرض نعبّر عنه حسب تسلسل قيمة h وكما يأتي:

$$(\mu_{t-h} | D_{t-h}, \sigma^2) \sim N(m_{t-h}, \sigma^2 a_{t-h}) \dots\dots\dots (11)$$

حيث أن:

m_{t-h}, a_{t-h} : ذوات بعد واحد عند الزمن $t-h$.

ومن هنا نحدد الخطوات المتبعة في تعاقب التوزيع التمهيدي الذي منه يتم التوصل إلى دالة الترجيح وفق قيمة $h > 0$ ، وحسب الاستقراء الرياضي للملاحظات أو توفر المعلومات لدينا والتي تتمثل بـ $D_t = \{y_1, y_2, \dots, y_t\}$ حيث تمديد لغاية الزمن النهائي وفق نظرية بيز المستخدمة وقاعدة السلسلة والخاصية الماركوفية المتمثل بالعلاقة (1) والمعروف بالتوزيع الاحتمالي التمهيدي .

بعد إيجاد الاحتمال النهائي في العلاقة (11) نسعى في الحصول على دالة الترجيح $P(y_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2)$ التي تتسلسل (تعاقب) مع تغيير قيمة (h) لتكمل عمليتنا في إيجاد التوزيع التمهيدي وذلك من خلال إدخال التوقع والتباين على العلاقة $(y_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2)$ ووفق نموذج التدرج لمعادلة المشاهدة (8) ونتيجة المبرهنة (1) وكما يأتي:

التوقع :

$$\begin{aligned} E(y_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2) &= E(\mu_{t-h+1} + \varepsilon_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2) \\ &= E(\mu_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2) + E(\varepsilon_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2) \\ &= E(\mu_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2) \end{aligned}$$

ومن الحالة التعاقبية في العلاقة (6) نحصل على:

$$E(y_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2) = E(\mu_{t-h} | \mu_{t-h}, \sigma^2) + \sum_{j=1}^h E(\delta \mu_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2) = \mu_{t-h}$$

التباين:

$$\text{Var}(y_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2) = \text{Var}(\mu_{t-h+1} + \varepsilon_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2) = \text{Var}(\mu_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2) + \text{Var}(\varepsilon_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2)$$

ومن الحالة التعاقبية في العلاقة (6) نحصل على:

$$\begin{aligned} \text{Var}(y_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2) &= \text{Var}(\mu_{t-h} | \mu_{t-h}, \sigma^2) + \sum_{j=1}^h \text{Var}(\delta \mu_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2) + \text{Var}(\varepsilon_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2) \\ &= 0 + \sum_{j=1}^h \text{Var}(\delta \mu_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2) + \text{Var}(\varepsilon_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2) \\ &= \sigma^2 r + \sigma^2 r + \dots + \sigma^2 r + \sigma^2 = \sigma^2 d(h) \end{aligned}$$

حيث أن :

$$d(h) = r + r + \dots + r + 1 = h r + 1$$

وبذلك يمكن التعبير عنه وصفيًا وحسب التوزيع الطبيعي على النحو الآتي:

$$(y_{t-h+1} | \mu_{t-h}, \sigma^2) \sim N(\mu_{t-h}, \sigma^2 d(h)) \dots \dots \dots (12)$$

وبالتعويض عن كل من العلاقتين (11) ، (12) في العلاقة (1) لنحصل على التوزيع

التمهيدي $P(\mu_{t-h} | D_t, \sigma^2)$ بالنسبة الى المعلمة μ_{t-h} التي من خلالها نحصل على مقدر تمهيد بيز

وكما يأتي:

$$P(\mu_{t-h} | D_t, \sigma^2) \propto e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \left[\sum_{j=1}^h \frac{1}{d(j)} (y_{t-j+1} - \mu_{t-h})^2 + \frac{1}{a_{t-h}} (\mu_{t-h} - m_{t-h})^2 \right]}$$

وبالاعتماد على المتطابقة التربيعية الموضحة من قبل (الحمداني، 1996) نحصل على :

$$\sum_{j=1}^h \frac{1}{d(j)} (y_{t-j+1} - m_{t-h})^2 + \frac{1}{a_{t-h}} (y_{t-h} - m_{t-h})^2 = \left(\frac{1}{d(h)} + \frac{1}{a_{t-h}} \right) (y_{t-h} - m_{t-h})^2 + \frac{1}{\frac{1}{d(h)} + \frac{1}{a_{t-h}}} \sum_{j=1}^h (y_{t-j+1} - m_{t-h})^2$$

منه نحصل على توزيع الاحتمال التمهيدي أي:

$$P(\mu_{t-h} | D_t, \sigma^2) \propto e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \left(\frac{1}{d(h)} + \frac{1}{a_{t-h}} \right) (m_{t-h} - m_t(-h))^2} \dots\dots(13)$$

حيث أن:

$$\text{Var}(\mu_{t-h} | D_t, \sigma^2) = \sigma^2 a_t(-h) \dots\dots\dots(14)$$

$$a_t(-h) = \left(\frac{1}{d(h)} + \frac{1}{a_{t-h}} \right)^{-1}$$

$$m_t(-h) = m_{t-h} + a_t(-h) \sum_{j=1}^h d^{-1}(j) (y_{t-j+1} - m_{t-h}) \dots\dots\dots(15)$$

ومن العلاقة (13) ، (14) ، (15) سوف نتوصل إلى التوزيع التمهيدي $P(\mu_{t-h} | D_t, \sigma^2)$

لنموذج التدرج وبذلك يمكن التعبير عن التوزيع التمهيدي وصفاً كما يأتي:

$$(\mu_{t-h} | D_{t-h}, \sigma^2) \sim N(m_{t-h}, \sigma^2 a_t(-h)) .$$

يطلق على العلاقة (15) بمقدر تمهيد بيز (Bayesian Smoothing Estimate) بالنسبة

إلى المعلمة μ_{t-h} عند الزمن $t-h$ والتي من خلالها ستتم عملية التصيين والتعديل في إعادة النظر

في عملية التقدير وهذا ما يتبين عند مقارنتها مع مرشح كالمن الذي تمت دراسته سابقاً وفق

المشاهدات المتوافرة لدينا.

الجانب التطبيقي (البيانات الحقيقية)

تتضمن دراستنا التطبيقية المعدلات الشهرية لدرجات الحرارة العظمى والصغرى لمحافظة نينوى للمدة المحصورة بين عام 1987 وعام 1996 موضحة في الجدولين (1) و (2) حيث تم اختبار هذه البيانات لغرض الدراسة عليها، فقد تم استخدام احد النماذج الحركية الخطية (لنموذج التدرج) والموضحة صيغته على النحو الآتي:

$$\text{معادلة الملاحظة} \quad y_i = \mu_i + \varepsilon_i \quad ; \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$

$$\text{معادلة النظام} \quad \mu_i = \mu_{i-1} + \delta\mu_i \quad ; \quad \delta\mu_i \sim N(0, \sigma^2 r)$$

أن هدفنا الأساسي هو معالجة البيانات المرشحة أو التي تم تقديرها بواسطة مقدر مرشح كالمن لتخليصها من التشويش الذي قد تحتويه فيها نتيجة أسباب عدة في عملية القياس أو يكون متبقياً فيها بشكل أصح، وإن الترشيح الذي سيجري على البيانات الحقيقية عن طريق مقدر مرشح كالمن تمثل الخطوة الأولى في المعالجة معتمدين فيها على البرنامج الموضح في الملحق (1) حيث يتم تقليلها بنسبه من التشويش الذي تحتويه لنبدأ عملياتنا بتقدير تمهيد بيز للبيانات المرشحة من خلال إعادة النظر بعملية التقدير ليتم التدقيق والتعديل على البيانات المقدره سابقاً (البيانات المرشحة) لتقليل ما متبقٍ من تشويش في عملية الترشيح لتكون البيانات المعالجة أكثر دقة وهذا ما يتبين عند اخذ درجات الحرارة العظمى أولاً ليتم معالجتها حيث نلاحظ في الشكل (1) عملية المقارنة ما بين التمهيد والترشيح، وكذلك الشكل (2) الذي يوضح المقارنة بين التمهيد والبيانات المشوشة التي تعتبر عملية التمهيد بمثابة الترشيح العكسي في ضوء البيانات الحديثة ويمكن ملاحظة التعديل أو المعالجة بشكل واضح في الشكل (4) المأخوذة من الشكل العام (3) الذي يظهر المعالجة ما بين عمليتي تمهيد بيز ومرشح كالمن عند المقارنة فضلاً عن البيانات المشوشة التي تمثل المعدلات الشهرية لدرجات الحرارة العظمى قبل أية معالجة، ويمكن ملاحظة الأشكال (5)، (6)، (7)، (8) التي تبين معالجة المعدلات الشهرية لدرجات الحرارة الصغرى أيضاً.

الجدول (1) يوضح معدلات الشهرية لدرجات الحرارة العظمى في محافظة نينوى

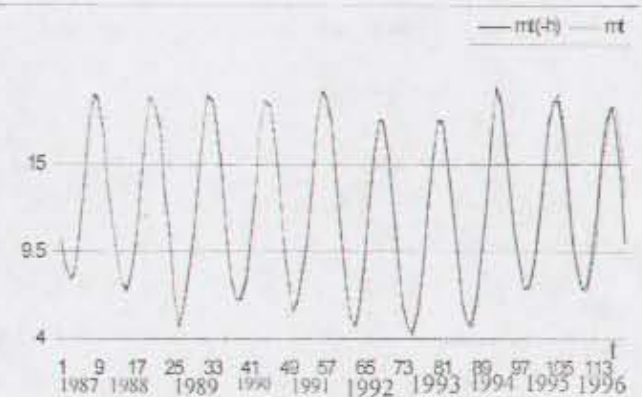
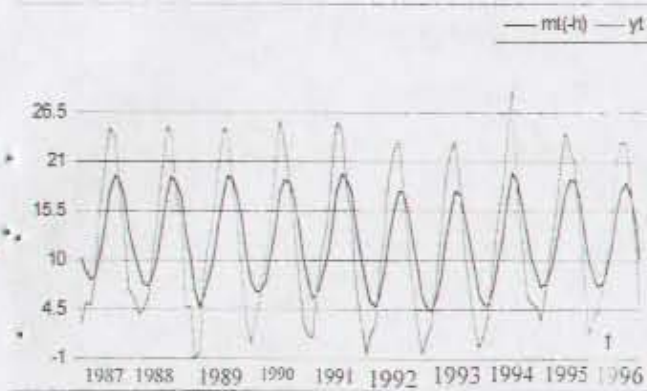
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1987	14.5	17.9	15.6	24.8	34.7	40.0	43.5	42.4	38.3	27.0	21.1	12.9
1988	10.5	14.4	16.9	23.3	32.5	37.7	43.2	42.0	37.8	29.2	18.7	14.6
1989	11.2	15.0	20.1	30.0	34.3	38.9	44.3	42.8	37.3	30.4	19.7	12.8
1990	10.7	13.0	20.3	23.4	33.6	39.7	43.8	41.9	38.3	31.2	24.4	15.9
1991	13.1	14.2	18.6	26.4	31.5	40.1	42.9	42.5	38.1	30.4	23.5	12.4
1992	8.3	9.7	16.0	23.6	29.0	37.0	41.2	42.1	37.1	31.6	19.0	11.1
1993	11.4	13.1	18.0	23.1	27.9	37.9	43.2	42.3	38.5	30.5	17.7	15.1
1994	14.9	14.7	19.5	27.1	33.8	39.6	42.9	42.3	39.3	30.6	19.0	10.6
1995	13.6	16.5	20.2	23.7	33.9	37.4	41.6	41.3	37.4	30.3	20.5	15.3
1996	13.1	16.8	17.7	23.3	34.5	38.6	44.8	43.0	37.0	29.8	23.5	16.4

الجدول (2) يوضح معدلات الشهرية لدرجات الحرارة الصغرى في محافظة نينوى

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1987	2.9	3.2	5.0	8.5	16.3	21.6	24.8	23.6	18.6	13.1	6.7	6.1
1988	4.0	4.3	5.9	10.0	14.8	19.7	25.0	24.3	17.5	14.6	4.9	4.7
1989	-1.0	-0.3	8.6	12.2	16.1	20.5	24.8	24.1	18.5	14.4	8.7	3.3
1990	0.7	3.6	6.4	9.8	14.4	20.0	25.8	23.0	18.5	13.4	7.8	3.0
1991	1.5	1.4	7.7	11.3	14.4	21.8	25.0	24.5	18.4	14.8	7.5	3.4
1992	-0.5	1.6	2.9	8.2	14.2	19.4	22.4	23.3	17.7	11.2	6.7	2.5
1993	0.2	2.0	3.8	10.2	14.3	18.2	23.3	29.5	17.1	12.2	6.1	5.2
1994	4.9	3.3	7.0	12.0	15.0	20.8	24.3	22.3	20.8	14.7	9.3	1.7
1995	3.5	4.3	6.7	10.3	15.5	20.7	23.2	23.0	18.4	11.8	5.3	0.2
1996	3.0	5.2	7.8	10.3	17.0	19.1	25.7	23.8	19.0	12.3	6.7	7.2

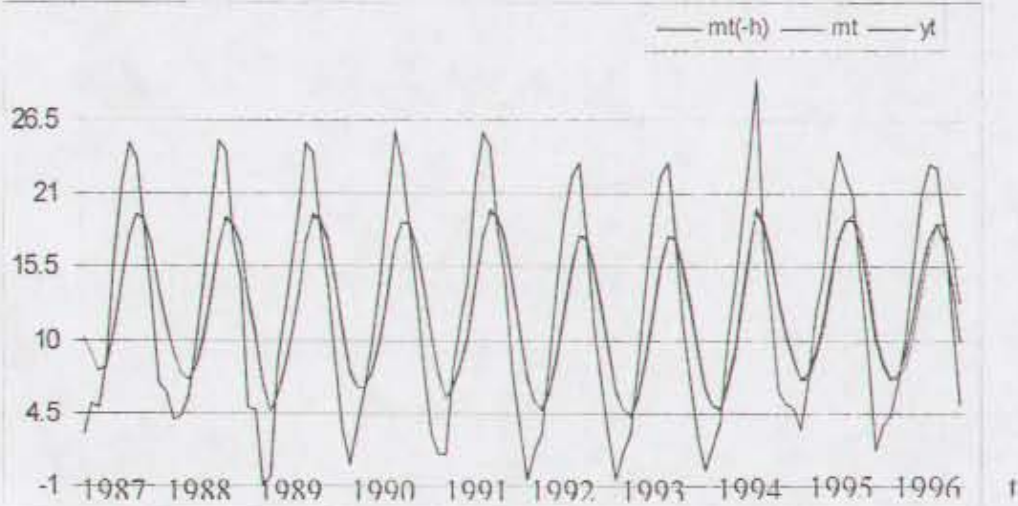
أشكال توضح المعالجة بالنسبة إلى المعدلات الشهرية لدرجات الحرارة العظمى في محافظة

نينوى.

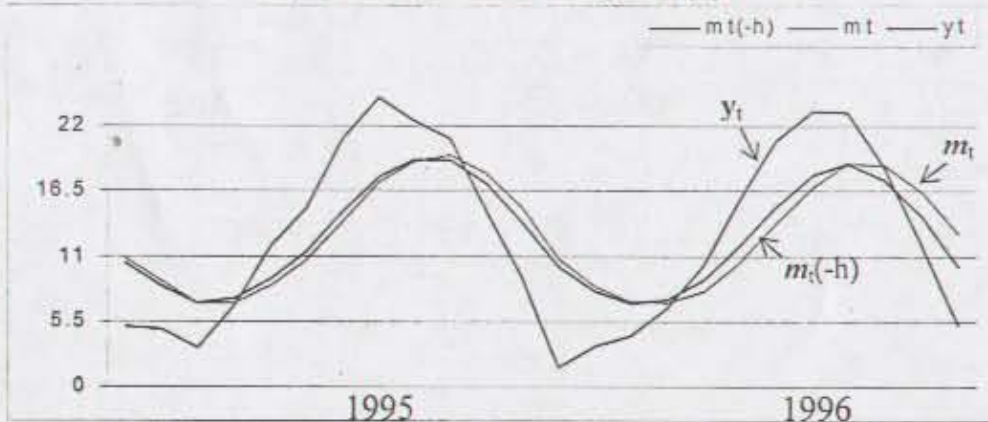


الشكل (2) يوضح الترشيح العكسي للبيانات

الشكل (1) يوضح المقارنة بين m_t , $m_t(-h)$

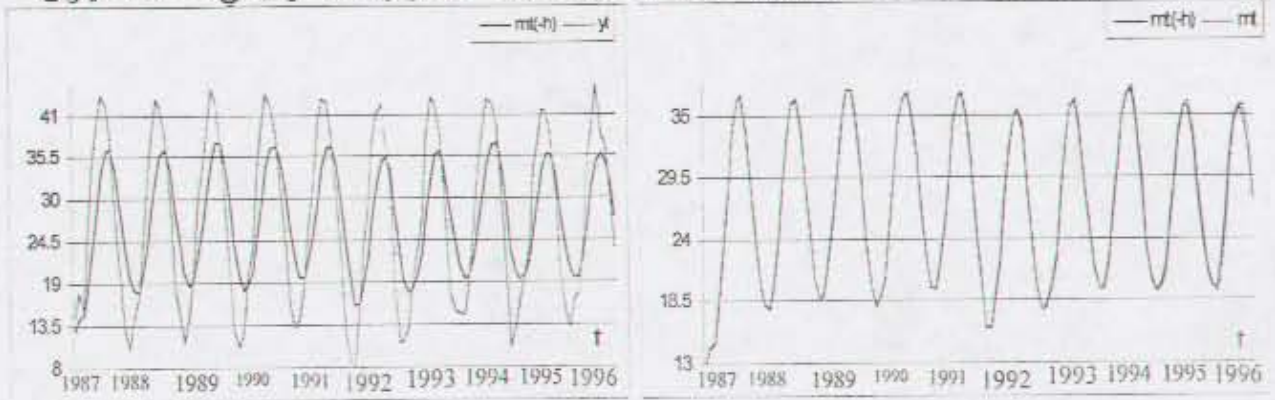


الشكل (3) يوضح المقارنة بين $m_t(-h)$, m_t , y_t



الشكل (4) يوضح المقطع المأخوذة من الشكل (3)

أشكال توضح المعالجة بالنسبة إلى المعدلات الشهرية لدرجات الحرارة الصغرى في محافظة نينوى.

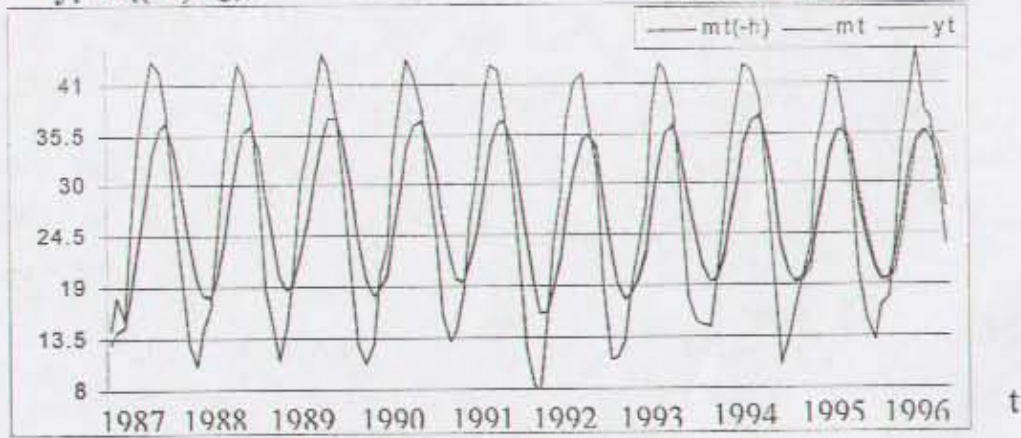


الشكل (6) يوضح المقارنة

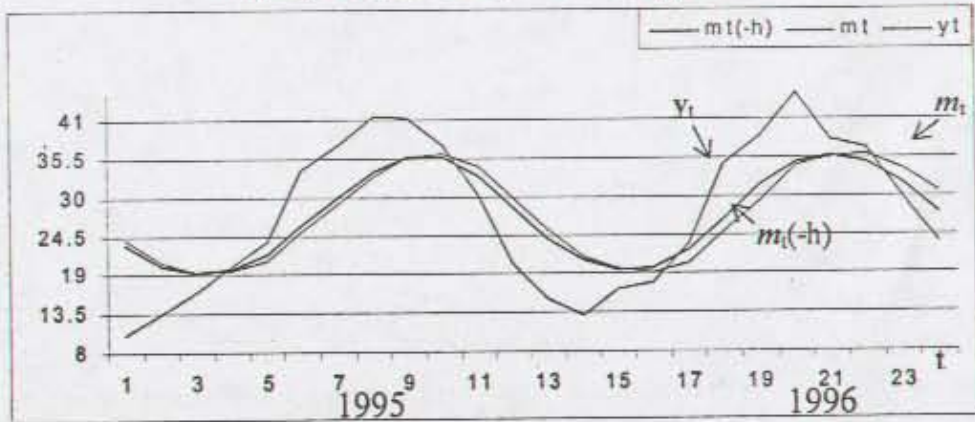
الشكل (5) يوضح المقارنة

بين y_t , $m_t(-h)$

بين m_t , $m_t(-h)$



الشكل (7) يوضح المقارنة بين $m_t(-h)$, m_t , y_t



(8) يوضح المقطع المأخوذة من الشكل (7)

يتبين من الاشكال الموضحة أنفاً المحصلة النهائية للمعدلات الشهرية لدرجات الحرارة العظمى والصغرى التي تظهر القراءة الدقيقة النهائية أو الأقرب الى الدقة التي تم التوصل إليها من خلال تقدير تمهيد بيز $m_1(-h)$ وفق النموذج المأخوذ في المعالجة معتمدين على مرشح كالمن أي عملية التقدير الترشيحي m_1 ومنه نستنتج الى ان عملية التمهيد هي العملية العكسية للترشيح والتي تجري على البيانات مرتين أو مرحلتين متعاقبتين لتوصلنا الى تقدير أدق وذلك بالاعتماد على مشاهدات أو بيانات جديدة أي قراءة جديدة تساعدنا في عملية المعالجة لكي تساعدنا للتخلص من الاخطاء التي تظهر فيها نتيجة اسباب عدة لنحصل على قراءة أكثر دقة عما هو عليه مسبقاً .

أولاً: المصادر العربية

1. أبو ناقوس، أحمد حسن عليان ، (1993) ، "إستخدام إحصاء بيز على النماذج الديناميكية الخطية مع تصميم لوحة بيز" ، رسالة ماجستير ، كلية الإدارة والاقتصاد ، جامعة الموصل.
2. الحمداني ، مهند سعد الله ، (1996) ، "مرشح كالمن لبعض النماذج الحركية الخطية مع المحاكاة" ، رسالة ماجستير ، كلية الإدارة والاقتصاد ، جامعة الموصل.
3. الرسام ، ريا سالم محمد ، (1996) ، "تكوين لوحة بيز ثنائية البعد لغرض مراقبة جودة الانتاج مع المحاكاة" ، رسالة ماجستير ، كلية الادارة والاقتصاد ، جامعة الموصل.

ثانياً: المصادر الأجنبية

4. Barnett, V., (1982), "Comparative Statistical Inference". John Wiley & Sons, New York.
5. Bierman, G.J., (1963), "Fixed – Interval Smoothing with Discrete Measurement", Int.J. Control, Vol.(18), No.(1). pp.65-72.
6. _____, (1973), "Sequential Square Root Filtering and Smoothing of Discrete Linear System", Automatic, No.(10), pp,147-158.
7. Blight, B.J.N., (1974) "Recursive Solutions for the Estimation of Stochastic", JASA, Vol. (69), No. (346), pp. 477-481.
8. Box, G.E. and Tiao, G.C., (1973), "Bayesian Inference In Statistical Analysis". Addison–Wesley Publishing company, Californial, London.

9. DeGroot, A.J., (1970), "Optimal Statistical Decision", McGraw Hill, New York.
10. Fahady, K.S. and Shamoan, P.J., (1990), "Probability", Ministry of Higher Education and Scientific Research, University of Mosul press.
11. Gamerman, D. and Migon, H.S., (1993), "Dynamic Hierarchical Models", JRSSB, Vol. (55), No. (3), pp. 629-642.
12. Genshiro, K. and Will, G., (1984), "A Smoothness Priors – State Space Modeling of Time Series with Trend and Seasonality", Journal of the American statist. Association, Vol. (79), No. (386), pp. 378-388.
13. Glen, N. et. al., (1969), "An empirical Bayes Smoothing technique", Biometrika, Vol. (56), No. (2), pp. 361-364.
14. _____, (1972), "A continuous empirical Bayes Smoothing technique", Biometrika, Vol. (59), No. (2), pp. 361-368.
15. Harrison, P.J. and Stevens, S.T., (1971), "A Bayesian Approach Short – term Forecasting", Operation Research Quarterly, Vol. (22), No. (2), pp. 341-362.
16. _____, (1976), "Bayesian Forecasting With Discussing", JRSSB, Vol. (38), No. (48), pp. 205-246.
17. Harrison, P.J. and West, M., (1989), "Bayesian Forecasting and Dynamic Models", Springer – Verlag, New York.
18. Kalman, R.S., (1960), "A New Approach to linear Filtering and prediction problems", Trans. J. and Basic. Eng. Series D., Vol. (82), pp. 35-45.
19. Kanjilal, P.P., (1995), "Adaptive prediction and predictive control", peter pereyrinus Ltd. U.K.
20. Jefferys, H., (1961), "Theory of Probability", Clarendon press, Oxford, London.
21. J. Susan. Milton and Chris P. Tsokos, (1976), "Probability theory with the Essential Analysis", Addison – Wesley publishing compong, London.
22. Jerome, F. and Robert, T., (1984), "The Monotone Smoothing of Scatterplots", Technometrics, Vol.(26), No.(3), pp. 243-250.
23. Lindgren, B.W., (1962), "Statistical theory", Collier Macmillan, New York.
24. Magbeck, P.S., (1979), "Stochastic Models Estimation and control", Mathematics in science and Eng., Vol. (141), Academic press Inc.
25. Mood, M. and Graybill, A. and Boes., (1971), "Introduction to theory of Statistical", McGraw Hill Book, New York.

26. Raiffa, H. and Schlaifer, R., (1961), "Application Statistical Decision theory", Division of Research, Harvard Business School, Boston.
27. Robert V., Hogg and Ellioth, Tanis, (1988), "Probability and Statistical Inference", New York, London.
28. R. A. Moyeed, (1995), "Spline Smoother As A Dynamic linear Model", Ausstral. J. statist., Vol. (37), No. (2), pp. 193-204.
29. Ronald, E.H., et. al., (1996), "One – step Fixed – lag Smoothers for Morkovian Switching systems", IEEE. Transactions on Automatic control, Vol. (41), No. (7), pp. 1051-1056.
30. Schmitt, S.A., (1969), "Measuring Uncertainty An Elementary Introduction to Bayesian Statistical", Addition – Wesley company Inc., London.
31. Smith, A.F. et. al., (1982), "Monitoring Kidney Transplants patients", the Statistion, Vol. (32), pp. 46-54.
32. Talib S., Jalil, (1996), "Bayesian Smoothing with simulation", Dirasat Natural and Eng. Sciences, Vol. (24), No. (1), pp. 73-87.
33. _____, (1988), "Sequential Inspection & Intervention policy for a Manufacturing process", Unpublished Ph. D. thesis, Dept. of Mathematics, Wales University.
34. Wald, A., (1947), "Sequential Analysis", Wiley & sons. Inc., New York.
35. West, M., Harrison, P.J. and Hellos, M., (1985), "Dynamic Generalized linear Models and Bayesian Forecasting", J. of the Anerlcan statist. Association, Vol. (80), No. (389), pp. 73-83.
36. West, M., (1995), "Bayesian Inference in Cyclical component Dynamic linear Models", J. of the Anerican Statist. Assiation December, Vol. (40), No. (432), pp. 1301-1312.
37. Whittaker, E. T. (1923), "On a new method of graduation", Proc. Of the Edingboriugh Mathematical Soc. No. (41) PP.63-75.
38. Wiener, N. (1949), "The Extrpolation, Interplation and Smoothing of Stationary Time series", John Wiley & sonc., New York.
39. Zacks, S., (1970), "Theory of Statistical Inference", New York, London.

(1) الملحق

```

DEF FNF(x)=FIX(x*1000000)/1000000
DEF FNNORMAL(MU,SS)
EXIT DEF: END DEF: Z =
DIM v(Z), w(Z), u(Z), y(Z), r(Z), k(Z), c(Z), m(Z)
DIM SS(Z), SSE(Z), SE(Z), SA(Z), SM(Z)
u(0) = 10: m(0) = 10: c(0)=0.15
READ v, w, y(t)
FOR t = 1 TO Z
A= (-1) ^ t
IF A = -1 THEN v = ELSE v =
IF t > 15 AND t < 29 THEN v =
IF t > 30 AND t < 51 THEN v =
Q = v * w
10 v(t)=FNF(FNNORMAL(0,v)):w(t)=FNF(FNNORMAL(0,Q))
u(t)=FNF(u(t-1)+w(t)):y(t)=FNF(u(t)+v(t))
r(t)=FNF(w+c(t-1))
k(t)=FNF(r(t)/(r(t)+1))
c(t)=FNF(r(t)-r(t)*k(t))
m(t)=FNF(m(t-1)+k(t)*(y(t)-m(t-1)))
L = t
NEXT t
PRINT TAB(20);"v=";v; TAB(40);"w=";w;TAB(60);"a(0)=";c(0)
PRINT TAB(46);"Pos.Mean";TAB(58);"Pos.Var.";TAB(70);"Filter G."
PRINT TAB(3);"t";TAB(10);"yt";TAB(22);"mt";TAB(31);"a(t)"
PRINT TAB(3);"-";TAB(10);"-----";TAB(22);"-----";TAB(31);"-----";
FOR t = 1 TO L
80 PRINT TAB(2);t;TAB(10);y(t);TAB(22);m(t);TAB(33);c(t)
NEXT t
*****FILTERING*****
PRINT TAB(1);"h";TAB(6);"mt(-h)";TAB(20);"at(-h)";TAB(32);"et(-h)"
PRINT TAB(1);"-";TAB(6);"-----";TAB(20);"-----";TAB(32);"-----"
P = L
FOR H = 1 TO L - 1
SS(1) = 0
FOR j = 1 TO H
SS(j)=FNF(SS(j)+(j*w+1)^-1*(y(P-j+1)-m(P-H)))
SE(H)=y(P-j+1)-m(P-H)
IF j=H THEN SSE(H)=SS(j)
NEXT j
SA(H)=(c(P-H)^-1+(H*w+1)^-1)^-1
SM(H)=m(P-H)+SA(H)*SSE(H)
PRINT TAB(1);H;TAB(7);SM(H);TAB(23);SA(H);TAB(33);SE(H)
NEXT H
*****SMOOTHING*****
DATA *,* ,*
END

```