

"استخدام مرشح كالمان في رصد الحالة الحركية للمنشآت الهندسية"

الدكتور إياد إسماعيل فحصة*

الدكتور محسن مزيد أحمد**

تمام فريد سخية***

(تاريخ الإيداع 2 / 12 / 2014. قُبل للنشر في 19 / 1 / 2015)

□ ملخص □

يجب أن تحقق شبكات المراقبة الجيوديزية شروط الدقة والديمومة والقوة والحساسية والكلفة. وعلى هذا الأساس يتم تصميم شبكات المراقبة الجيوديزية. تتحكم الأجهزة المساحية الأرضية الحديثة بالعمليات الحركية ويتردد عالي من القياسات، وبالتالي يمكن تحديد حالة النظام، ودقته في الزمن الحقيقي وفقاً لنموذج التشوه المناسب. في هذا البحث، تم تقييم كفاءة مرشح كالمان الخطي في تحسين أداء شبكات المراقبة الجيوديزية خاصة المستخدمة حالياً في مراقبة المنشآت الاستراتيجية في القطر، وتحقيق أعلى مستوى من الأمان في مراقبتها وتطوير مستوى الموثوقية والمتانة فيها، وتطبيق ذلك على الحالة الحركية المرصودة لمنشأة سد 16 تشرين في محافظة اللاذقية. ومن ثم التحقق من كفاءة التقييم، بتطبيق معايير الموثوقية، ومدى ملاءمة تطبيق مرشح كالمان في تحليل التشوه. وقدّم البحث مجموعة من الاستنتاجات والتوصيات.

الكلمات المفتاحية: النماذج الحركية، التشوه، مرشح كالمان، الموثوقية.

*أستاذ مساعد - قسم الهندسة الطبوغرافية، كلية الهندسة المدنية - جامعة تشرين - اللاذقية - سورية.

**أستاذ مساعد - قسم الهندسة الطبوغرافية، كلية الهندسة المدنية - جامعة تشرين - اللاذقية - سورية.

***طالب دراسات عليا (ماجستير) - قسم الهندسة الطبوغرافية - كلية الهندسة المدنية - جامعة تشرين - اللاذقية - سورية.

"Use A Kalman Filter in Monitoring The Kinematic Case of Engineering Structures"

Dr. Iyad Fahsa*
Dr. Mouhsen Ahmad**
Tammam Skhiiah***

(Received 2 / 12 / 2014. Accepted 19 / 1 / 2015)

□ ABSTRACT □

Geodetic monitoring networks should check the requirements of precision, stability, durability, strength, sensitivity and cost. Depending on this basis design the geodetic monitoring networks. Terrestrial surveying instruments adjust kinematic processes by high frequency measurements; therefore can select system state and its precision in real time depending on appropriate deformation model.

In this research, liner kalman filter will be evaluated to improve the performance of geodetic monitoring networks, especially the currently used in monitoring of strategic infrastructure in the country, and achieve the highest level of security in the monitoring and development level of reliability and durability where, and apply it to the observed kinematic situation in 16 tishreen dam in lattakia city. Then check the efficiency of the evaluation by applied standards reliability, and the appropriateness of the application of kalman filter in deformation analysis. Finally, this research offers a set of conclusions and recommendations.

Keywords: Kinematic Models, Deformation, Kalman filter, Reliability.

*Associate Professor, Department of Topographic Engineering Management, Faculty of Civil Engineering, Tishreen University, Lattakia, Syria.

**Associate Professor, Department of Topographic Engineering Management, Faculty of Civil Engineering, Tishreen University, Lattakia, Syria.

***Postgraduate Student, Department of Topographic Engineering Management, Faculty of Civil Engineering, Tishreen University, Lattakia, Syria.

مقدمة:

إنّ التطور الكبير الحاصل في تصميم واستثمار ومراقبة المنشآت الهندسية، يتطلب استخدام نماذج معالجة عددية تأخذ بالاعتبار المتحولات المكانية والزمانية والحركية والفيزيائية في بعض الأحيان، من أجل مراقبة تطور وسلوك هذه المنشآت.

باعتبار أنّ الأجسام في حالة حركة مستمرة، فإنه لا يمكن إجراء القياسات المطلوبة وتحديد الحالة الهندسية للنقاط الممثلة للمنشأة في لحظة القياس، الأمر الذي يحدّ من فعالية طرق المعالجة التقليدية لشبكات المراقبة الجيوديزية، وبالتالي يجب استخدام طرق تعديل، تأخذ بالاعتبار المتحولات الحركية والزمانية، وتطبيق طرق تفعيل الحالة الهندسية للمنشأة. يمكن أن يتم ذلك بإدخال خوارزمية مرشح كالمان، التي تمكّن التحليل الجيوديزي المتقدّم للحالات الحركية (النموذج الكينيماتيكي)، ويتم التحقق من كفاءة المعالجة باستخدام مفهوم الموثوقية. يعتمد التقييم على توقع حالة النظام المستقبلية باستخدام سلوك المنشأة المعروف مسبقاً.

أهمية البحث وأهدافه:**أهمية البحث:**

نتيجة للضعف الحاصل في شبكات المراقبة الجيوديزية المستخدمة حالياً في مراقبة المنشآت الاستراتيجية في القطر. والحاجة الملحة لتحقيق أعلى مستوى من الأمان في مراقبة المنشآت الاستراتيجية، والإنذار المبكر بوقوع الحادثة، والتطور التكنولوجي والتمكّن من التكنولوجيا، وإمكانية الحصول عليها بأسرع وأدق الطرق وأقل التكاليف مقارنة مع الماضي؛ ظهرت الأهمية الاقتصادية والهندسية الكبيرة لشبكات المراقبة الجيوديزية للمنشآت الاستراتيجية والمشاريع المتعلقة بها، وتطوير مستوى الموثوقية والمتانة فيها.

أهداف البحث:

يهدف البحث بشكل رئيسي إلى:

- استخدام نماذج معالجة عددية حديثة في مراقبة المنشآت الهندسية الاستراتيجية.
- دراسة الحالة الهندسية للمنشأة الهندسية بشكل عام، بغية الوصول إلى التشوه المطلق الافتراضي
- تحليل النموذج الحركي للمنشأة، وإدخاله في نموذج المعالجة العددية لشبكة مراقبة المنشأة، وتطوير أداء

هذا النموذج.

طرائق البحث ومواده:**اختيار نموذج المعالجة العددية**

لكل منشأة نموذج حركي خاص بها، قد يكون نموذجاً خطياً أو لا خطياً. يتعلّق اختيار نموذج المعالجة العددية بسلوك المنشأة وطبيعة حركة النقاط الممثلة للمنشأة (يتم اختيار هذه النقاط بالاتفاق مع مجموعة من الاختصاصيين المسؤولين عن تصميم وإنشاء واستثمار وصيانة ومراقبة المنشأة الهندسية) وتغيّرات القوى والظواهر المؤثرة على حركة المنشأة.

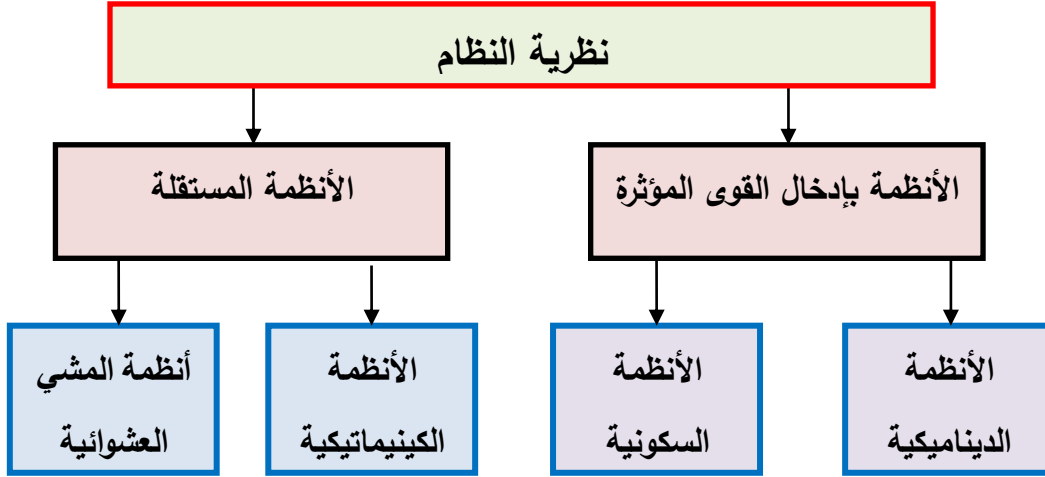
في نظرية النظام (systems theory)، تتميز الأنظمة الديناميكية (الحركية) بالإشارات المدخلة (سبب)، الانتقال خلال النظام (عملية نقل) والإشارات الناتجة (الاستجابة). يمكن أن يعتبر الجسم الذي سيراقب كنظام

ديناميكي، حيث تعتبر القوى المؤثرة (أحمال داخلية وخارجية) كإشارات داخلية، والتي تؤدي إلى تغييرات هندسية (انزياحات والتواءات) تعتبر كإشارات خارجة.



الشكل (1) التشوهات كعنصر في الحالة الحركية (الديناميكية)

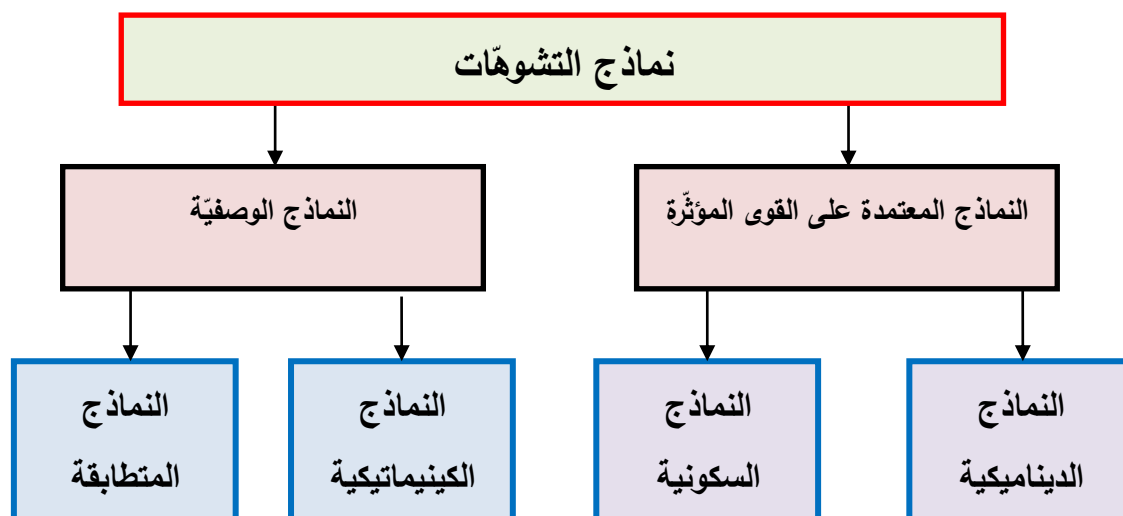
تغيّرات الإشارات الداخلة ستطلق الحالة المعتمدة على الوقت الملائمة للنظام، وبالنتيجة ستتأخر استجابة الجانب الخارج: أي النظام الديناميكي له ذاكرة، هذا في الحالة العامة. يوضّح الشكل (2) السلسلة الهرمية العامة في نظرية النظام.



الشكل (2) السلسلة الهرمية العامة في نظرية النظام (Heunecke 1995, Welsch 1996)

الخطوة الأولى في تحليل التشوه، هي فحص الهوية الهندسية للجسم على أساس الاختبارات الإحصائية ودراسة المخططات المرسومة للانزياحات لجميع نقاط الشبكة الممتلئة للمنشأة. تحلّل التشوهات المكتشفة فيما بعد إما عالمياً أو إقليمياً أو محلياً. حيث تصف التشوهات المحلية حركات نقطة وحيدة، التشوهات الإقليمية أو العالمية يمكن أن تعمّم وتوصف بحركات الجسم الصلب.

فيما يلي النماذج المستخدمة في التحليل الجيوديزي للتشوه.



الشكل (3) السلسلة الهرمية لنماذج التحليل الجيوديزي للتشوه (Heunecke 1995, Welsch 1996)

نماذج التشوه	النموذج المتطابق	النموذج الكينيماتيكي	النموذج الساكن	النموذج الديناميكي
الزمن	غير ممثل	الحركات ممثلة كتابع للومن	غير ممثل	الحركات ممثلة كتابع للزمن والحمولات
القوى المؤثرة	غير ممثلة	غير ممثلة	الانزياحات ممثلة كتابع للحمولات	
حالة الجسم	متوازن كفاية	متحرك دائماً	متوازن كفاية تحت الحمولات	متحرك دائماً

الشكل (4) تصنيف نماذج التشوه (Heunecke 1995; Heunecke, Pelzer 1998)

سيتم استخدام النموذج الكينيماتيكي لأنه يواكب التطورات الحاصلة على الحالة الهندسية مع تغير الزمن (تغير تأثير القوى المؤثرة خلال الفترات الزمنية المختلفة). كما يجب أن نشير إلى أن جميع النماذج الحركية تعين معاملات الحركة الصحيحة تبعاً للفترة المرجعية، والتي تتطابق عادةً مع فترة القياس الأولى. وبالنسبة لفترات القياس الأخرى، ستحسب إحداثيات النقاط وسرعات حركاتها تبعاً للفترة المرجعية كتوقع. كما يمكن حساب المعاملات الجديدة هذه، بتطبيق تقنية مرشح كالمان، وبهذا تُختبر ثباتية النموذج المستخدم.

مرشح كالمان:

إن مرشح كالمان هو مجموعة من المعادلات الرياضية التي تؤمن وسائل حسابية فعالة لتقييم الحالة الهندسية للمنشأة بطريقة تقلل من متوسط الأخطاء المربعة. هذا المرشح فعال جداً من عدة نواحي: يستطيع أن يقيم حالة الجملة

في الماضي وفي الحاضر وحتى في المستقبل. كما أنه يستطيع أن يفعل ذلك حتى لو كانت الطبيعة الدقيقة للحالة غير معروفة.

وهو خوارزمية معالجة بيانات تتابعية أمثلية (Optimal Recursive Data Processing Algorithm)، ومع أنه حديث نسبياً (1960) إلا أن جذوره تعود إلى غوص، وتم تطبيقه في مجالات متعددة مثل: الفضاء الخارجي، الملاحة البحرية، الطاقة النووية،... إلخ.

يعالج مرشح كالمان الحالة العشوائية التي تحدد بمعادلة الحالة الخطية (Welch, Bishop, 2004):

$$x_{k+1} = A * x_k + w_k \quad (1)$$

ومعادلة القياسات:

$$z_k = H * x_k + v_k \quad (2)$$

حيث:

x_k شعاع حالة النظام في الزمن t_k	A مصفوفة نقل الحالة
H مصفوفة القياسات	w_k الضجيج الأبيض للحالة
v_k الضجيج الأبيض للقياسات	z_k شعاع الأرصاد في الزمن t_k

الهدف عند اشتقاق مرشح كالمان، إيجاد المعادلات التي تحسب تخمين حالة النظام الاستقرائي كمجموع خطي من التخمين السابق X_{P_k} والفرق الموزون بين القياسات الفعلية Z_k والقياسات المتوقعة $H_k X_{P_k}$:

$$X_{C_k} = X_{P_k} + K_k (Z_k - H_k X_{P_k}) \quad (3)$$

السؤال الذي يظهر كيف ستعرف المصفوفة K_k -عامل كالمان- الذي يمكن من الحصول على أفضل تخمين لحالة النظام المثالي الاستقرائي. بما أن المعيار المختار هو مجموع المربعات الصغرى للفروقات، نحصل على حل لعامل كالمان المثالي كما يلي:

$$K_k = P_{P_{k-1}} H_k^T (H_k P_{P_{k-1}} H_k^T + R_k)^{-1} \quad (4)$$

مرشح كالمان يصحح بشكل تكراري عامل كالمان الذي يجعل تخمين شعاع الحالة يميل نحو حل مثالي. يكون التخمين مثالياً إذا كان مجموع متوسطات الضجيج w_k و v_k يساوي الصفر وفق توزيع غاوص (Wira, Urban, 2000).

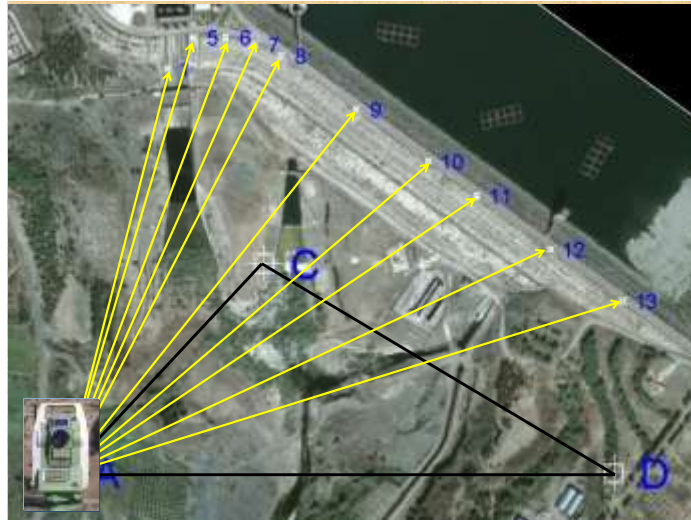
خطة القياس

هناك مجموعة من الأمور تؤخذ بعين الاعتبار عند وضع خطة القياس وهي:

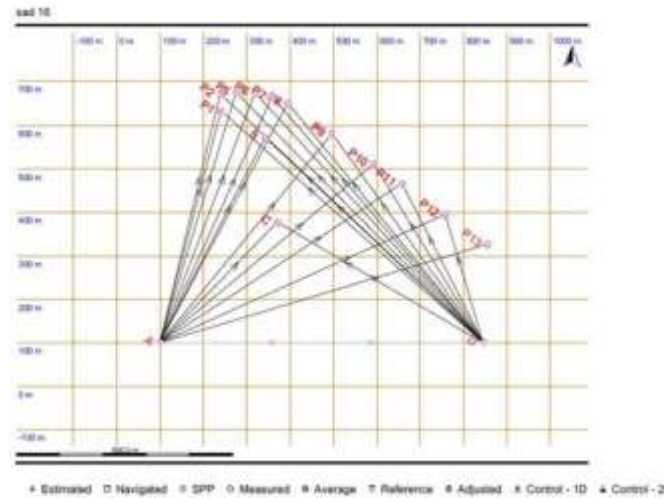
- ❖ هندسية الشبكة
- ❖ القياسات الضرورية لانجاز الهدف
- ❖ الأجهزة المستخدمة.

تأسيس الشبكة ومعالجة نتائج القياسات الأجهزة وتأسيس شبكة المراقبة

تم تأسيس شبكة مراقبة جيوديزية، وفق نظام إحداثيات محلي، في المنطقة الواقعة خلف جسم سد 16 تشرين. تتألف الشبكة من ثلاث نقاط استناد A,B,C خارج منطقة السد وخلف جسم السد مباشرة، وعشرة نقاط مراقبة مثبتة على طول جسم السد 1,5,6,7,8,9,10,11,,12,13. يوضح الشكل (5) منطقة السد وشبكة المراقبة الجيوديزية.



الشكل (5) شبكة المراقبة الجيوديزية المؤسسة في منطقة سد 16 تشرين



الشكل (6) شبكة المراقبة الجيوديزية وفق برنامج LEICA Geo Office Tools

أنجزت قياسات المراقبة باستخدام جهاز المحطة الشاملة Leica FlexLine TS09، وتم نقل القياسات من الجهاز ورسم الشبكة بواسطة برنامج LEICA Geo Office Tools. يوضح الشكل (6) شبكة المراقبة والأرصاد وفق البرنامج المذكور سابقاً. أثناء القياسات، ركّب الجهاز قسرياً على عمود القياس للنقطة A ذو الإحداثيات الخاصة والمعلومة في الجملة المحلية (100,100). حدّد المحور X باتجاه عمود القياس للنقطة D.

نموذج مرشح كالمان الخطي

من خلال القياسات نحصل على شعاع الأرصاد $L_K = [h_z \quad d \quad z_r]^T$ ، الذي يتضمن الزاوية الأفقية h_z والمسافة المائلة d والزاوية السمتية z_r . ومصفوفة تباينه $R_L = \begin{bmatrix} \sigma_{h_z}^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_d^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{z_r}^2 \end{bmatrix}$. يوضح الجدول (1) الأرصاد في الدورة الأولى للقياسات.

تمثل القياسات في مرشح كالمان الخطي بالاحداثيات المكانية، التي يتم حسابها $Z_K = [x \quad y]^T$ ، ويتم حساب مصفوفة تباين القياسات $R_K = D_K R_L D_K^T$. حيث D_K مصفوفة المشتقات الجزئية، وبالتالي فإن مصفوفة تباين القياسات R_K ليست ثابتة خلال العملية، ولكن ذلك يعتمد على دقة القياسات المباشرة، المعطاة بالانحرافات المعيارية.

تتطلب عناصر شعاع الحالة $x = [x \quad v_x \quad y \quad v_y]^T$ بنفس الوقت المقادير التالية (الإحداثيات المكانية لحالة العاكس في اللحظة الزمنية المعطاة و السرعة في كل الاتجاهات).

نفترض في حساب مرشح كالمان للحركة الغير متسارعة أن $a_x = a_y = 0 \text{ m/s}^2$ من المعادلة المعروفة للحركة $s = s_0 + v * \Delta t$ ، وبالتالي يمكن اشتقاق معادلة الحالة كمصفوفة من العلاقة $x_{k+1} = A_k * x_k$

$$\text{حيث } A_k \text{ مصفوفة نقل الحالة } A_k = \begin{bmatrix} 1 & \Delta t & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & \Delta t \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \text{ حيث } \Delta t = t_{k+1} - t_k$$

ومن ثم نشق معادلة القياسات Z_k كما يلي: $Z_k = H_k X_{k+1}$ حيث:

$$H_k = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \text{ وعناصرها ثابتة في جميع مراحل العملية.}$$

لتنفيذ مرشح كالمان، يجب معرفة بعض البيانات السابقة. التقريب الأولي لشعاع الحالة X_{p_k} ومصفوفة التباين المسبقة P_{p_k} المعرفة من الأرصاد ومن تكرار بعض القياسات. مصفوفة تباين ضجيج الحالة Q_k . إن مصفوفة تباين ضجيج الحالة Q_k هي مصفوفة قطرية $Q_k = q^2 * \text{diag}(1)$ ، حيث q مقدار عددي مناسب.

الإجراءات الحسابية لترشيح كالمان

1- يحسب معامل كالمان من المعادلة:

$$K_k = P_{p_{k-1}} H_k^T (H_k P_{p_{k-1}} H_k^T + R_k)^{-1} \quad (5)$$

سنفرض في أول فترة، أن قيم مصفوفة تباين شعاع الحالة المتوقع $P_{p_{k-1}}$ تساوي لقيم مصفوفة تباين القياسات R_k مع اعتبار الخطأ في تحديد سرعة النقاط يساوي $\sigma_v = 0.0005 \text{ mm/month}$.

2- تحسب القيمة المفعلة لشعاع الحالة من المعادلة:

$$X_{c_k} = X_{p_k} + K_k (Z_k - H_k X_{p_k}) \quad (6)$$

سنفرض في أول فترة، أن قيم مصفوفة شعاع الحالة المتوقع X_{P_k} تساوي لقيم مصفوفة القياسات Z_k مع اعتبار سرعة النقاط وفق الاتجاهين X,Y تساوي $V_X = V_Y = 0.001$ m/month.

$$-3 \quad \text{يحسب التباين في خطأ التصحيح لشعاع الحالة من المعادلة:}$$

$$P_{C_k} = (I - K_k H_k) P_{P_k} (I - K_k H_k)^T + K_k R_k K_k^T \quad (7)$$

$$-4 \quad \text{يحسب شعاع الحالة المتوقع من المعادلة:}$$

$$X_{P_{k+1}} = A_k X_{C_k} \quad (8)$$

$$-5 \quad \text{يحسب التباين في خطأ التقييم لشعاع الحالة من المعادلة:}$$

$$P_{P_{k+1}} = A_k P_{C_k} A_k^T + Q_k \quad (9)$$

تم تنفيذ ثلاث دورات قياس مراقبة في منطقة العمل. يوضح الجدول (2) عينة من النتائج في كافة المراحل.

التحقق من صحة القياسات والحسابات بتطبيق اختبارات الموثوقية في مرشح كالمان

تم التحقق بتطبيق نموذج المعالجة العددية المختار على سد 16 تشرين الثاني (تقع منطقة البحث شمال غرب سورية، سد 16 تشرين الثاني في مدينة اللاذقية، في موقع (خط طول "05.85'35°55، وخط عرض "09.97'38°35). حيث تمت القياسات باستخدام جهاز المحطة المتكاملة Leica FlexLine TS09. حيث تم الحصول بذلك على شعاع الإحداثيات المقاسة Z وعلى شعاع الإحداثيات المتوقع X_p (وفقاً لمعادلة الحركة الممثلة للنقاط) وعلى شعاع الإحداثيات المفعل X_c (الناتج بعد المعالجة وتطبيق مرشح كالمان). وتمت الاستفادة من عدة برامج في مجال إدخال وإخراج البيانات مثل: Auto Cad, Microsoft Office, MathCAD 14, vb 10.

تتطلب دراسة الموثوقية في مرشح كالمان مجموعة من الأمور الآتية:

• إيجاد صيغة تكرارية تكون قادرة على أن توفّق بين نظرية الموثوقية لطريقة المربعات الصغرى ونظرية مرشح كالمان.

• إيجاد صيغة مناسبة لتوزيع القيم الفائزة للقياسات المستقلة في ترشيح كالمان. لا شك أن تحليل شامل للموثوقية يمكن أن يستخدم في تطبيقات عملية تعتمد على توزيع القيم الفائزة المشتقة من مرشح كالمان.

الاشتقاق البديل لمرشح كالمان

يتم الاشتقاق بتحليل مصادر الأخطاء في مرشح كالمان بطريقة أخرى، حيث يرتبط التخمين الأمثل لشعاع الحالة بالبيانات العشوائية التي تقسم إلى ثلاث مجموعات مستقلة:

a. ضجيج القياسات الحقيقية v_k .

b. ضجيج الحالة w_k .

c. الضجيج الناتج عن التوقع $X_{P_{k+1}}$ من الشعاع X_{P_k} ، حيث تنتشر الأخطاء العشوائية

$\{v_1, v_2, \dots, v_k\}, \{w_0, w_1, w_2, \dots, w_{k-1}\}$ حسب نموذج حالة النظام.

يتطلب تقييم أداء النظام في مرشح كالمان دراسة مصادر الأخطاء بشكل مفصل. لذلك يجب صياغة نموذج الحالة من خلال ثلاث مجموعات للأرصاء أو معادلات الرواسب كما يلي:

$$V_{I_x(k)} = X_{c_k} - w(k) - I_x(k) \quad (10)$$

$$V_{I_w(k)} = w(k) - I_w(k) \quad (11)$$

$$V_{I_z(k)} = H_k X_{c_k} - I_z(k) \quad (12)$$

$$V(k) = [V_{I_x(k)}^T \quad V_{I_w(k)}^T \quad V_{I_z(k)}^T]^T \quad (13)$$

تكتب مجموعة الأرصاد المستقلة (الأولية) كما يلي:

$$I_x(k) = A_k X_{p_k} \quad (14)$$

$$I_w(k) = w_0(k) \quad (15)$$

$$I_z(k) = Z_k \quad (16)$$

وتكتب مصفوفات تباينها كما يلي:

$$P_{I_x(k)} = A_k P_{p_k} A_k^T \quad (17)$$

$$P_{I_w(k)} = Q_k \quad (18)$$

$$P_{I_z(k)} = R_k \quad (19)$$

$$P_{I(k)} = \text{diag} [P_{I_x(k)} \quad P_{I_w(k)} \quad P_{I_z(k)}] \quad (20)$$

عادةً يكون $w_0(k) = 0$. تفصيل الاشتقاق البديل لمرشح كالمان وميزاته في كتاب [Wang, 1997; Caspary and Wang, 1998].

سيتيح لنا الاشتقاق البديل لمرشح كالمان، الحصول على أشعة راسب القياسات بسهولة، من أجل تحليل الأخطاء. كما يمكننا من تطبيق الاختبارات الاحصائية، طالما أنه يعتمد على أشعة راسب القياسات. إذاً يمكن تحليل أي شعاع من أشعة القياسات الثلاثة بواسطة أشعة راسبها. كما يمكن أن تكتب أشعة راسب القياسات كتتابع من شعاع التجديد في كل فترة [Pelzer, 1987; Tao, 1992; Wang, 1997].

يعطى شعاع التجديد وتباينه بالمعادلتين التاليتين:

$$d_k = Z_k - H_k X_{p_k} \quad (21)$$

$$P_{d_k} = H_k P_{p_{k-1}} H_k^T + R_k \quad (22)$$

وتكون معادلات الرواسب بدلالة توابع التجديد:

$$P_{I_{x(k)}} P_{P_k}^{-1} K_k d_k \quad V_{I_{x(k)}} = \quad (23)$$

$$Q_k P_{P_k}^{-1} K_k d_k \quad V_{I_{w(k)}} = \quad (24)$$

$$d_k \quad V_{I_{z(k)}} = (H_k K_k - I) * \quad (25)$$

ومصفوفات التباين لأشعة الرواسب بدلالة توابع التجديد:

$$A_k P_{C_k} A_k^T H_k^T P_{d_k}^{-1} H_k A_k P_{C_k} A_k^T \quad P_{V_{I_{x(k)}}} = \quad (26)$$

$$Q_k H_k^T P_{d_k}^{-1} H_k Q_k \quad P_{V_{I_{w(k)}}} = \quad (27)$$

$$R_k \quad P_{V_{I_{z(k)}}} = (I - H_k K_k) * \quad (28)$$

معامل التباين المحلي لواحدة الوزن

إنّ التخمين المسبق لواحدة الوزن σ_0^2 مهم جداً في العلوم المساحية. وبما أنّ مصفوفات التباين-الفرق تستعمل مباشرةً في مرشّح كالمان، ظهر بعض التشويش في تطبيقات مرشّح كالمان. يجب أن يكون تباين واحدة الوزن σ_0^2 ، المسمّى بمعامل التباين قريب من الواحد من أجل النموذج المثالي للحالة. عملياً، هذا يحدث بالكاد. بنيت خوارزمية حساب معامل التباين المجهول σ_0^2 على أساس توزيع غاما الطبيعي [Koch, 1990]. باستخدام ميزات سلاسل التجديد أو أشعة الرواسب القياسات، يمكن حساب معامل التباين [Wang1997, etc]. من أجل حساب معامل التباين σ_0^2 في فترة واحدة، يدعى معامل التباين المحلي، ويعطى بالعلاقة:

$$\frac{V_{(k)}^T P_I^{-1} V_{(k)}}{r(k)} \quad \sigma_{I_0}^2 = \quad (29)$$

$r(k)$ هو عدد القياسات الفائضة في الفترة k حيث $k(t_0 < t_k \leq t_N)$.

تعطى الصيغة البديلة لمعامل التباين المحلي بدلالة توابع التجديد [Wang, 1992; Tao, 1987; Pelzer, 1997]:

$$\frac{d_{(k)}^T P_{d(k)}^{-1} d_{(k)}}{r(k)} \quad \sigma_{I_0}^2 = \quad (30)$$

احصائيات الاختبار في مرشّح كالمان

سندرس احصائيات الاختبار المستخدمة لتجديد الحالة ولأشعة الرواسب، تحت فرضية أنّه لا توجد أغلاط في القياسات. نشخص أنّ الفشل المحتمل للاختبار سببه معادلات الحالة غير الملائمة. وبالعكس يمكن تعريف الغلط المحتمل تحت الفرضية إذا كان نموذج الحالة المفترض صحيح. تقدّم الاختبارات الاحصائية في ثلاثة مستويات مختلفة

هي: العام لكل الفترات الزمنية السابقة k ، الاقليمي لمجموعة فترات زمنية مستمرة اعتباطية، s فترة في الماضي، والاختبار المحلي لفترة زمنية مفردة، غالباً ما تكون الحالية. إن للاختبارين الأوليين أهمية كبيرة في تعريف الأخطاء النظامية، في حين يشير الاختبار المحلي إلى الأعلاط المحتملة أو تغيرات الحالة المفاجئة غير المتوقعة. من أجل دراستنا، سوف نقوم بتطبيق الاختبارات المحلية في جميع مراحل القياس.

الاختبارات المحلية لكل العناصر (القياسات)

1. الاختبار المحلي لتجديد الحالة

من خلال تشخيص النظام المحلي، يطبق الاختبار على شعاع التجديد ككل، وعلى مكوناته على التوالي. من أجل فترة اعتباطية k ، تعطى فرضية العدم للشعاع $d_{(k)}$:

$$H_0: d_{(k)} = 0 \quad (31)$$

$$H_1: d_{(k)} \neq 0 \quad \text{البديلة} \quad \text{والفرضية} \quad (32)$$

وينجز الاختبار الاحصائي كما يلي:

$$d_{(k)}^T P_{d_{(k)}}^{-1} d_{(k)} \sim \chi_{r_{(k)}}^2 \quad (33)$$

وذلك عند مستوي أهمية α_l ودرجة حرية $r_{(k)}$.

ii. الاختبار المحلي لأشعة الرواسب

ينجز الاختبار الاحصائي كما يلي:

$$(34)$$

$$V_{(k)}^T P_l^{-1} V_{(k)} \sim \chi_{r_{(k)}}^2$$

وذلك عند مستوي أهمية α_l ودرجة حرية $r_{(k)}$.

الاختبارات المحلية لعنصر واحد (قياس واحد)

i. الاختبار المحلي لتجديد الحالة

تطبق احصائية الاختبار لمكون واحد من $d_{(k)}$ على أساس التوزيع الطبيعي N أو توزيع الطالب t . وتكون

فرضية العدم:

$$H_0: E(d_i(k)) = 0 \quad (35)$$

$$H_1: E(d_i(k)) \neq 0 \quad \text{البديلة} \quad \text{وفرضيتها} \quad (39)$$

ينجز الاختبار الاحصائي كمايلي:

$$N_{d_i(k)} = \quad (36)$$

$$\frac{d_i(k)}{\sigma_{d_i(k)}} \sim N(0,1)$$

عند مستوي أهمية α_{l_i} . يجب تحقيق اختبار الجانب الثاني، من أجل تحقيق فرضية العدم:

$$-u_{1-\frac{\alpha_i}{2}} \geq \frac{d_i(k)}{\sigma_{d_i(k)}} \geq u_{1-\frac{\alpha_i}{2}} \quad (37)$$

حيث $u_{1-\frac{\alpha_i}{2}}$ هي القيمة الحدية لمستوي الأهمية $1 - \frac{\alpha_i}{2}$ من التوزيع الطبيعي القياسي.

ii. الاختبار المحلي لأشعة الرواسب

يصاغ اكتشاف غلط مفرد في فترة واحدة وفق فرضية العدم كما يلي:

$$H_0: v_i(k) = 0 \quad (38)$$

والفرضية البديلة لها: $H_1: v_i(k) \neq 0$ (39)

$$N_{v_i(k)} =$$

$$\frac{v_i(k)}{\sigma_{v_i(k)}} \sim N(0,1) \quad (40)$$

عند مستوي أهمية α_i ، سترفض فرضية العدم إذا لم يتحقق اختبار الجانب الثاني:

$$-u_{1-\frac{\alpha_i}{2}} \leq \frac{v_i(k)}{\sigma_{v_i(k)}} \leq u_{1-\frac{\alpha_i}{2}} \quad (41)$$

حساب انزياحات النقاط

سيتم اكتشاف الانزياحات باستخدام النتائج من فترتين زمنيتين محددتين $i-1$ ، i من مرحلة مرشح كالمان.

تسبب مكونات شعاع الازاحة بين الفترتين المذكورتين باستخدام المعادلات التالية:

$$\varepsilon_{X_{i,i-1}} = X_i - X_{i-1} \quad (42)$$

$$\varepsilon_{Y_{i,i-1}} = Y_i - Y_{i-1} \quad (43)$$

$$\varepsilon_{S_{i,i-1}} =$$

$$\sqrt{(\varepsilon_{X_{i,i-1}})^2 + (\varepsilon_{Y_{i,i-1}})^2} \quad (44)$$

حيث $\varepsilon_{X_{i,i-1}}$ ، $\varepsilon_{Y_{i,i-1}}$ الانزياح للإحداثي X والانزياح للإحداثي Y، وهي مكونات شعاع الازاحة في الفترة i على التوالي.

من أجل تحديد الازاحة المهمة التي يمكن اعتبارها تشوهاً، نطبق اختبار النقطة الوحيدة للمكونين كما يلي:

$$\begin{bmatrix} T_{X_{i,i-1}} \\ T_{Y_{i,i-1}} \end{bmatrix} =$$

$$\begin{bmatrix} \frac{(\varepsilon_{X_{i,i-1}})^2}{(\sigma_{\varepsilon_{X_{i,i-1}}})^2} \\ \frac{(\varepsilon_{Y_{i,i-1}})^2}{(\sigma_{\varepsilon_{Y_{i,i-1}}})^2} \end{bmatrix} \quad (45)$$

حيث $\sigma_{\varepsilon_{X_{i,i-1}}}$ ، $\sigma_{\varepsilon_{Y_{i,i-1}}}$ تباينات شعاع الازاحة للمكونين X, Y على التوالي.

نقارن القيمتين $T_{X_{i,i-1}}$ ، $T_{Y_{i,i-1}}$ مع القيمة الحديّة من جدول الاختبار t - بالاعتماد على قيمة للأهمية $\alpha = 0.05$ ودرجة حرية f_0 . فإذا كان $T_{X_{i,i-1}} \geq F(1 - \alpha, t, f_0)$ أو $T_{Y_{i,i-1}} \geq F(1 - \alpha, t, f_0)$ ، فإنّ شعاع الازاحة مهم وبالتأكيد يوجد تشوّه في المكون (Ince and Sahin, 2000; Ince, 1999).

يبين الجدول (3) انزياحات النقاط في الفترتين الثانية والثالثة قبل ترشيح كالمان. في حين انزياحات النقاط في الفترتين الثانية والثالثة بعد ترشيح كالمان في الجدول (4). كما يبين الجدول (5) مثلاً عن الاختبار الاحصائي للنقطة الوحيدة للفترة الثانية بعد ترشيح كالمان.

الجدول (1) الأرصاد في الدورة الأولى للقياسات

Point ID	Hz(Gr)	V(Gr)	Slope Dist(m)	X(m)	Y(m)	Code
1	16.3620	99.0204	551.551	240.184	633.371	P1
11	370.0948	95.4170	288.897	240.105	633.413	P1
21	346.0173	100.7537	806.409	240.096	633.414	P1
2	18.8364	96.9210	602.251	275.401	675.407	P5
12	380.3738	91.6491	316.489	275.333	675.453	P5
22	350.3306	99.1299	809.692	275.300	675.450	P5
3	23.1954	96.9858	615.431	319.059	674.386	P6
13	389.0902	91.2877	305.251	318.970	674.443	P6
23	352.8071	99.0910	778.867	318.928	674.425	P6
4	27.2340	97.0207	622.795	358.090	666.051	P7
14	397.1732	90.9210	293.006	357.665	666.221	P7
24	354.7830	99.0543	746.737	357.959	666.105	P7
5	31.2500	97.0296	624.683	394.153	650.322	P8
15	5.4581	90.4293	278.045	394.080	650.375	P8
25	356.3136	99.0052	711.486	394.048	650.369	P8
6	43.8389	97.0207	622.941	495.428	580.461	P9
16	34.9482	89.0818	242.770	495.359	580.536	P9
26	359.9710	98.8105	594.280	495.338	580.540	P9
7	55.7065	97.1145	643.067	593.089	511.763	P10
17	65.2090	89.9583	263.712	593.044	511.825	P10
27	365.0673	98.5340	482.837	593.025	511.843	P10
8	63.0778	97.2216	668.189	658.393	465.820	P11
18	80.8276	91.2620	304.244	658.357	465.875	P11
28	369.9963	98.2741	410.824	658.342	465.901	P11

Point ID	Hz(Gr)	V(Gr)	Slope Dist(m)	X(m)	Y(m)	Code
9	73.1176	97.4290	722.038	758.079	395.672	P12
19	96.8362	93.1960	390.208	758.041	395.750	P12
29	381.8312	97.7012	308.440	758.024	395.771	P12
10	81.4454	97.6481	789.854	856.027	326.807	P13
20	106.4862	94.5753	489.764	855.995	326.844	P13

يوضّح الجدول (1) الأرصاد المقاسة في شبكة المراقبة وهي الزاوية الأفقية والسمنية والمسافة المائلة، واحداثيات نقاط المراقبة، ونلاحظ أن لكل نقطة ثلاثة أزواج من الاحداثيات المقاسة ما عدا النقطة 13 فلها زوجين.

الجدول (2) نتائج القياسات والترشيح

	دورة القياس الأولى			دورة القياس الثانية			دورة القياس الثالثة		
	المتوقع	المقاس	المفعل	المتوقع	المقاس	المفعل	المتوقع	المقاس	المفعل
X_{p1A}	240.1	240.1	240.18	240.18	240.0	240.14	240.14	240.0	240.13
X_{p1D}	240.0	240.0	240.06	240.07	240.1	240.08	240.08	240.1	240.09
X_{p1C}	240.0	240.0	240.09	240.09	240.0	240.09	240.09	240.1	240.10
V_{Xp1}	0.001		0.0005	0.0005		0.0003	0.0003		0.0021
Y_{p1A}	633.3	633.3	633.37	633.37	633.4	633.38	633.38	633.3	633.38
Y_{p1D}	633.3	633.3	633.38	633.38	633.3	633.38	633.38	633.4	633.39
Y_{p1C}	633.4	633.4	633.41	633.41	633.3	633.40	633.40	633.4	633.41
V_{Yp1}	0.001		0.0005	0.0005		0.0007	0.0007		0.0019
X_{p5A}	275.4	275.4	275.40	275.40	275.2	275.36	275.36	275.3	275.36
X_{p5D}	275.2	275.2	275.29	275.29	275.3	275.29	275.29	275.3	275.31
X_{p5C}	275.3	275.3	275.30	275.30	275.3	275.30	275.30	275.3	275.31
V_{Xp5}	0.001		0.0005	0.0005		0.0002	0.0002		0.0020

يوضّح الجدول (2) الاحداثيات السينية والعينية المقاسة والمتوقعة والفعلية لكل نقطة وسرعاتها المتوقعة والفعلية في كل دورة قياس.

الجدول (3) انزياحات النقاط في الفترتين الثانية والثالثة قبل ترشيح كالمان

انزياحات النقاط في الدورة الثانية للقياس					انزياحات النقاط في الدورة الثالثة للقياس				
Point	$\epsilon_X(m)$	$\sigma_{\epsilon_X}(m)$	$\epsilon_Y(m)$	$\sigma_{\epsilon_Y}(m)$	Point	$\epsilon_X(m)$	$\sigma_{\epsilon_X}(m)$	$\epsilon_Y(m)$	$\sigma_{\epsilon_Y}(m)$
1	0.0063	0.0962	0.0017	0.0648	1	0.0107	0.0410	0.0031	0.0283
5	-0.0017	0.1054	-0.0002	0.0595	5	0.0142	0.0446	0.0018	0.0255
6	-0.0046	0.1054	-0.0040	0.0554	6	0.0086	0.0446	-0.0026	0.0233
7	0.1504	0.1034	-0.0816	0.0532	7	0.0029	0.0439	-0.0034	0.0227
8	0.0210	0.0990	0.0025	0.0532	8	-0.0011	0.0418	-0.0020	0.0227

9	0.0029	0.0804	-0.0071	0.0626	9	-0.0013	0.0340	-0.0017	0.0269
10	-0.0013	0.0554	-0.0040	0.0544	10	-0.0002	0.0233	-0.0068	0.0233
11	-0.0051	0.0522	-0.0029	0.0576	11	0.0020	0.0227	-0.0047	0.0248
12	-0.0066	0.0522	-0.0017	0.0595	12	0.0024	0.0219	-0.0025	0.0255
13	0.0009	0.0563	0.0058	0.0764	13	-0.0014	0.0241	-0.0223	0.0800

الجدول (4) انزياحات النقاط في الفترتين الثانية والثالثة بعد ترشيح كالمان

انزياحات النقاط في الدورة الثانية للقياس					انزياحات النقاط في الدورة الثالثة للقياس				
Point	$\epsilon_X(m)$	$\sigma_{\epsilon_X}(m)$	$\epsilon_Y(m)$	σ_{ϵ_Y}	Point	$\epsilon_X(m)$	$\sigma_{\epsilon_X}(m)$	$\epsilon_Y(m)$	$\sigma_{\epsilon_Y}(m)$
1	0.0037	0.1093	0.0017	0.0738	1	0.0083	0.0748	0.0039	0.0506
5	0.0004	0.1201	0.0017	0.0680	5	0.0081	0.0826	0.0015	0.0470
6	0.0000	0.1201	0.0002	0.0630	6	0.0036	0.0820	-0.0014	0.0428
7	0.0569	0.1179	-0.0264	0.0607	7	0.1038	0.0806	-0.0267	0.0414
8	0.0092	0.1129	0.0020	0.0607	8	0.0094	0.0770	0.0052	0.0414
9	0.0019	0.0918	-0.0017	0.0716	9	0.0003	0.0634	-0.0029	0.0492
10	0.0011	0.0621	0.0000	0.0621	10	-0.0010	0.0428	-0.0083	0.0428
11	-0.0005	0.0594	0.0004	0.5512	11	0.0002	0.0406	-0.0070	0.0456
12	-0.0012	0.0594	0.0008	0.0680	12	-0.0006	0.0406	-0.0056	0.0464
13	0.0017	0.0644	0.0029	0.2133	13	-0.0011	0.0442	-0.0087	0.1468

الجدول (5) اختبار النقطة الوحيدة للفترة الثانية بعد ترشيح كالمان.

Point#	$T_{X_{2,1}}$	$T_{Y_{2,1}}$	القيمة الحدية	الحالة
1	0.0011	0.0005	0.576	ساكن
5	0.0000	0.0006	0.576	ساكن
6	0.0000	0.0000	0.576	ساكن
7	0.2330	0.1889	0.576	ساكن
8	0.0066	0.0011	0.576	ساكن
9	0.0004	0.0006	0.576	ساكن
10	0.0003	0.0000	0.576	ساكن
11	0.0001	0.0000	0.576	ساكن
12	0.0004	0.0001	0.576	ساكن
13	0.0007	0.0002	0.576	ساكن

الاستنتاجات والتوصيات:

- 1) يتطلب بناء ورصد المنشآت الهندسية الاستراتيجية (السدود، قنوات الري، السكك الحديدية والجسور... إلخ)، تأسيس الشبكات الجيوديزية وقياسها وتقييمها، وذلك بالاعتماد على بعض تقنيات المعالجة العددية وتطعيمها بنماذج من بينها مرشح كالمان ومفهوم الموثوقية، وقد ساعد على ذلك التطور الكبير في جيوديزيا المسح الأرضية كنيجة للكفاءة العالية لأجهزة القياس وبرامج الحاسوب وإمكانية التحكم بالحالات الحركية.
- 2) بما أنه في حالة القياسات الحركية لا يمكن تنفيذ القياسات الفائضة اللازمة لتقليل أو حذف تأثير بيئة العمل وأخطاء الأجهزة والتأثيرات السلبية للنموذج الرياضي، بالتالي كان لابد من اختيار نماذج متطورة للشبكات الجيوديزية (كينيماتيكية وديناميكية) قادرة على التحكم بالحالات الحركية بالإضافة إلى اختيار إجراءات صحيحة للتقييم، تحسب القيم المجهولة كتابع للزمن بالاعتماد على ترشيح الأرصاد، كما في خوارزمية مرشح كالمان.
- 3) إن مرشح كالمان سهل التنفيذ، ويتطلب معرفة تفصيلية للعملية وقياسات الضجيج. وقد تم التحقق من صحة المرشح في بحثنا الحالي من خلال مجموعة من المعايير هي:
 - التقارب بين آثار مصفوفة تباين حالة النظام والانحرافات المعيارية لمكونات حالة النظام
 - المسافة الأفقية للمسافة المرشحة عن المسار المرجعي صغيرة جداً
 - الاختيار المناسب لقيمة الكثافة العددية لضجيج الحالة $q = 0.001$.
- 4) مدى ملائمة تطبيق مرشح كالمان العادي في تحليل التشوه، حيث تكون عملية القياس مضبوطة وفق نظام خطي، وهذا ما توضحه حسابات الانزياحات وجداول الاختبارات الاحصائية.
- 5) في المستقبل، لابد من بحث بعض التقنيات الأخرى وخصوصاً مرشح كالمان الموسع، بحيث يمكن معالجة الأرصاد مباشرة من المسافات والزوايا في الترشيح. وأن يطور ويقارن مع المرشحات الأخرى غير الخطية. كما يجب أن يكتف مرشح كالمان نفسه بحيث يعكس ديناميكية النظام دون أي معرفة مسبقة، وبالتالي يتغلب على القيود المعروفة بأنه يجب معرفة الاحصاءات السابقة لوصف العملية، وحقيقة أن النموذج غير متوفر دائماً.

المراجع:

- 1.CASPARY, WILHELM; WANG, JIANGUO (1998). *Redundanzanteile und Varianzkomponenten im Kalman Filter*. Vol.123, No.4, 1998, pp.121-128.
- 2.HEUNECKE, O, 1995. *On the identification and verification of deformation processes by adaptive KALMAN-Filtering (Hannover Filter)*. Wissenschaftliche Arbeiten der Fachrichtung Vermessungswesen der Universität Hannover, No. 208, Hannover (in German).
- 3.HEUNECKE, O, PELZER, H. AND WELSCH, W., 1998. *On the classification of deformation models and identification methods in engineering surveying*. XXI. FIG-Congress 1998, Brighton. Proceedings Commission 6, pp. 230-245.
- 4.INCE, C. D, AND SAHIN, M, 2000. *Real-time deformation monitoring with GPS and Kalman filtering*. Earth lanet Space, 52, pp. 837-840.
- 5.Koch, K. Rudolf (1990). *Bayesian Inference with Geodetic Applications*, 2 nd edition, Springer-Verlag, Berlin, 1990.
- 6.PELZER, HANS (1987). *Deformationsuntersuchungen auf der Basis kinematischer Bewegungsmodelle*. AVN, Year 94, No. 2, February 1987, pp. 49~62.

7.TAO, BENZAO (1992). *Statistic Analysis of Measurements*. Publishing house of Surveying and Mapping, Beijing, June 1992.

8.WANG, JIANGUO (1997). *Filtermethoden zur fehlertoleranten kinematischen Positions-bestimmung*. Schrittenreihe Studiengang Vermessungswesen, Federal Arm-Forced University Munich, Germany, No 52, Neubiberg, 1997.

9.WELCH, G., BISHOP, G. (2004). *An Introduction to the Kalman Filter*. Updated: 5.4.2004 http://www.cs.unc.edu/~welch/media/pdf/kalman_intro.pdf.

10.WELSCH, W, 1996. *Geodetic analysis of dynamic processes: classification and terminology*, 8 th FIG International Symposium on Deformation Measurements, Hong Kong, pp.147-156.

11.WIRA, P, URBAN, J.P. (2000). *A New Adaptive Kalman Filter Applied To Visual Servoing Tasks*. Fourth Int.Conf. on Knowledge-Based Intelligent Engineering Systems & Applied Technologies, Proceedings of the KES'2000, University of Brighton, UK, Aug.20-Sept.1.