

" Evaluation of Reliability in Geodetic Monitoring Networks Treated with Kalman Filter"

Tammam Skhiiah*

(Received 3 / 4 / 2024. Accepted 21 / 5 / 2024)

□ ABSTRACT □

Geodetic monitoring networks must fulfill conditions of accuracy, durability, strength, sensitivity, and cost. Mathematically, the optimal design of a geodetic network entails minimizing or maximizing a cost function that indicates the network's quality. Classically, the network can be improved using experimental methods, error methods, analytical methods, or by applying optimization techniques such as the Kalman filter algorithm. Therefore, the Kalman filter has been used in the design and processing of geodetic monitoring networks currently used in monitoring strategic facilities in Qatar, which also enables us to determine the system's state and its real-time accuracy according to the appropriate deformation model. This drives geodesists to develop statistical tests for this filter to verify processing efficiency.

In this study, the reliability and durability levels of geodetic monitoring networks processed by the linear Kalman filter were evaluated, exemplified by the monitoring network used to monitor the dynamic state of the Tishreen Dam in Latakia. This article also discusses the alternative derivation of the surplus value distribution, which represents the fundamental element in the reliability theory of the Kalman filter. The recursive formula of the filter enabled reliability analysis similar to the least squares method, as well as indicating different error sources in measurements and state noise and expectation. Statistical tests were applied to filtration measurements as a whole and to each element separately, resulting in a local statistical test outcome on the activated state ray as a whole when measurements were periodically repeated at 0.72053, and on the residuals ray as a whole at 0.02878, achieving a normal distribution. Additionally, the results of statistical tests on each element in the state and residuals rays were less than the normal distribution at 1.684.

Keywords: Geodetic networks, dynamic models, Kalman filter, reliability, statistical tests."

Copyright



:Tishreen University journal-Syria, The authors retain the copyright under a CC BY-NC-SA 04

* Master, Department of Topographic Engineering Management, Faculty of Civil Engineering, Tishreen University, Lattakia, Syria. tammamsk@gmail.com

"تقييم الموثوقية في شبكات المراقبة الجيوديزية المعالجة بمرشح كالمان"

تمام فريد سخيه*

(تاريخ الإيداع 3 / 4 / 2024. قبل للنشر في 21 / 5 / 2024)

□ ملخص □

يجب أن تحقق شبكات المراقبة الجيوديزية شروط الدقة والديمومة، والقوة، والحساسية، والكلفة. رياضياً، يقتضي التصميم المثالي للشبكة الجيوديزية تقليل أو تحقيق حد أقصى لتابع الكلفة الذي يدل على نوعية الشبكة. كلاسيكياً، يمكن تحسين الشبكة باستخدام الطريقة التجريبية أو طريقة الأخطاء أو الطرق التحليلية أو بتطبيق تقنيات تحقيق الأمثلية مثل خوارزمية مرشح كالمان، لذلك تم استخدام مرشح كالمان في تصميم ومعالجة شبكات المراقبة الجيوديزية المستخدمة حالياً في مراقبة المنشآت الاستراتيجية في القطر، والذي يمكننا أيضاً من تحديد حالة النظام، ودقته في الزمن الحقيقي وفقاً لنموذج التشوه المناسب. الأمر الذي يدفع الجيوديزيين إلى تطوير الاختبارات الإحصائية لهذا المرشح، للتحقق من كفاءة المعالجة.

في هذا البحث، تم تقييم مستوى الموثوقية والمتانة في شبكات المراقبة الجيوديزية المعالجة بمرشح كالمان الخطي، وكمثال عنها شبكة المراقبة المستخدمة لرصد الحالة الحركية في سد تشرين في اللاذقية. كما ناقشت هذه المقالة الاشتقاق البديل لتوزيع القيم الفائضة الذي يمثل العنصر الأساسي في نظرية الموثوقية لمرشح كالمان، فقد مكنت الصيغة التكرارية لمرشح من إنجاز تحليل الموثوقية كما في طريقة المربعات الصغرى، وأيضاً الدلالة على مصادر الأخطاء المختلفة في القياسات وضجيج الحالة والتوقع. فقد تم تطبيق الاختبارات الإحصائية لقياسات الترشيح ككل، ولكل عنصر بشكل منفصل، فقد كانت نتيجة الاختبار الإحصائي المحلي على شعاع الحالة المفعل ككل عندما تكررت القياسات بشكل دوري 0.72053، وعلى شعاع الرواسب ككل 0.02878 وهي محققة للتوزيع الطبيعي. كما كانت نتائج الاختبارات الإحصائية على كل عنصر في شعاعي الحالة والرواسب أقل من التوزيع الطبيعي 1.684.

الكلمات المفتاحية: شبكات جيوديزية، نماذج حركية، مرشح كالمان، موثوقية، اختبارات إحصائية.

حقوق النشر : مجلة جامعة تشرين- سورية، يحتفظ المؤلفون بحقوق النشر بموجب الترخيص  CC BY-NC-SA 04

*ماجستير، قسم الهندسة الطبوغرافية، كلية الهندسة المدنية - جامعة تشرين - اللاذقية - سورية. tammamsk@gmail.com

مقدمة:

تعتبر شبكات المراقبة الجيوديزية (Geodetic Networks) أحد العناصر الرئيسية في إدارة وصيانة السدود، حيث تساهم هذه الشبكات في تقييم حالة السد، والتنبؤ بأية مشاكل قد تحدث في المستقبل، لذلك أصبح من الضروري استخدام أحدث التقنيات لضمان سلامة هذه البنى التحتية الحيوية.

يعد مرشح كالمان واحداً من الأدوات التي تساهم في رفع كفاءة المراقبة وتحسين أداء السد، كما إنّ استخدام مرشح كالمان (Kalman Filter) في شبكات المراقبة الجيوديزية (Geodetic Networks) يزيد من فعالية طرق المعالجة وتفعيل الحالة الهندسية للمنشأة، ويمكن من التحليل الجيوديزي المتقدم للحالة الحركية، وتحليل البيانات الواردة من مختلف أنظمة المراقبة ويقدم تقارير دقيقة عن حالة المنشأة والمخاطر المحتملة، وبالتالي فإن مرشح كالمان يساهم في تحسين دقة التحليل، وتوفير الوقت والجهد والتكلف من خلال التدخل الفوري للإصلاح، وبالتالي تحسين استدامة السد. هذا الأمر الذي يحتم استخدام مفهوم الموثوقية (Reliability) والدقة (Accuracy) للتحقق من كفاءة المعالجة باستخدام المرشح وضبط الجودة [1].

ضبط الجودة (Quality Control) هو مجموعة من معايير الصيانة للأجهزة المصنعة والمعايرة [2]. حيث تعتبر أحد المهام الأساسية لتطبيقات مرشح كالمان. يشمل مصطلح الجودة كلاً من الموثوقية والدقة [9]. تدرس الموثوقية كفاءة توزيع القيم الفائضة (Redundancy Contribution) في فحص أخطاء النموذج، أو تهتم في تأثيرات إمكانية عدم التعيين في النموذج على نتائج الحساب، في حين أن الدقة تقيس انتشار نتائج الحساب تبعاً للنموذج العشوائي (Stochastic Model) وعادة تمثل في مصفوفة التباين (Covariance Matrix). تصف الموثوقية كفاءة توزيع القيم الفائضة في اختبار الأخطاء النظامية، كما تهتم في دراسة تأثير إمكانية عدم التعيين في النموذج على نتائج الحساب.

إنّ أساس نجاح شبكات المراقبة الجيوديزية المعالجة بمرشح كالمان هو تقييم الموثوقية ودقة البيانات المستخدمة فيها [10]، من أجل ضمان جودة النتائج ودقة التحليلات. يعتمد تقييم الموثوقية في مرشح كالمان على عدة عوامل مهمة، منها:

- توافق البيانات: يجب ان تكون البيانات المرشحة مطابقة تماماً للواقع من اجل استخدامها بشكل فعال في التحليلات.
- التغيرات الزمنية: بما أنّ طبيعة البيانات تتغير من فترة زمنية إلى أخرى، الأمر الذي يعكس على فعالية المرشح.
- تقييم الأداء: ينبغي إجراء اختبارات ومقارنات دورية لأداء المرشح من أجل تقييم الموثوقية.

سنتناول في هذه المقالة، أولاً تعريف المفهوم الأساسي للموثوقية وثانياً اشتقاق الصيغة التكرارية لمرشح كالمان، وثالثاً مثال عددي عن تحليل موثوقية قياسات ترشيح كالمان لقياسات شبكة المراقبة الجيوديزية المستخدمة لرصد الحالة الحركية في سد 16 تشرين.

أهمية البحث وأهدافه:

إنّ لاستخدام مرشح كالمان في شبكات المراقبة الجيوديزية المستخدمة حالياً في مراقبة المنشآت الحيوية في القطر أهمية اقتصادية وهندسية كبيرة، من أجل تحقيق أعلى مستوى من الأمان في مراقبة هذه المنشآت الاستراتيجية، والإنذار المبكر بوقوع الحادثة. هذا الأمر أدى إلى حاجة ملحة إلى تطوير مستوى الموثوقية والمتانة في هذا المرشح. بشكل عام، يهدف البحث بشكل رئيسي إلى:

a. تمثيل الأساسيات الرياضية والاحصائية في خوارزمية مرشح كالمان.

- b. إيجاد الصيغة التكرارية الرياضية لمرشح كالمان التي تمكّن من اشتقاق القيم الفائضة اللازمة لتطبيق الاختبارات الاحصائية.
- c. إمكانية الدلالة على مصادر الخطأ المختلفة باستخدام الصيغة التكرارية بما يخص البيانات العشوائية المتوقّرة (القياسات المتوقّرة، ضجيج الحالة الحالية، والحالات المتوقّعة في خطوة واحدة).

طرائق البحث ومواده:

1- مفهوم الموثوقية

أسست نظرية الموثوقية في طريقة المربعات الصغرى في البداية عن طريق Baarda [2]. يجب أن ندرك الفرق بين قياسات الموثوقية لحساب المربعات الصغرى وقياسات الموثوقية لعمليات التصنيع والإنتاج. عادةً تكون قياسات الموثوقية المستخدمة للأخيرة توابع زمنية لعامل مناسب مستمر للجهاز أو لقسم منه [4]، أمّا قياسات الموثوقية في طريقة المربعات الصغرى مختلفة جداً عن القياسات المستخدمة في العمليات الصناعية. تشير الموثوقية في حساب المربعات الصغرى إلى قابلية التحكم بالقياسات، هذا يعني القدرة على اكتشاف الأغلط، وحساب الأغلط غير المكتشفة التي يمكن أن تظهر في حلّ النظام. لذلك يمكن أن يصنّف مقياس الموثوقية في حساب المربعات الصغرى حسب [4] إلى: الموثوقية الداخلية، والموثوقية الخارجية.

2- الموثوقية في مرشح كالمان

- 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 الفائضة للقياسات المستقلة في ترشيح كالمان.
- لا شك أن تحليل شامل للموثوقية يمكن أن يستخدم في تطبيقات عملية تعتمد على توزيع القيم الفائضة المشتقة في مرشح كالمان.

1-2 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:

- ضجيج القياسات الحقيقية v_k ,
 - ضجيج الحالة w_k ,
 - 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 (3)، (2)، (3)، كالاتي:

$$V_{I_{x(k)}} = X_{c_k} - w_{(k)} - I_{x(k)} \quad (1)$$

$$V_{I_{w(k)}} = w_{(k)} - I_{w(k)} \quad (2)$$

$$V_{I_{z(k)}} = H_k X_{c_k} - I_{z(k)} \quad (3)$$

$$V_{(k)} = [V_{I_{x(k)}}^T \quad V_{I_{w(k)}}^T \quad V_{I_{z(k)}}^T]^T \quad (4)$$

تكتب مجموعة الأرصاد المستقلة (الأولية) كالآتي:

$$l_{x(k)} = A_k X_{c_k} \quad (5)$$

$$l_{w(k)} = w_{0(k)} \quad (6)$$

$$l_{z(k)} = Z_k \quad (7)$$

وتكتب مصفوفات تباينها كالآتي:

$$P_{l_{x(k)}} = A_k P_{p_k} A_k^T \quad (8)$$

$$P_{l_{w(k)}} = Q_k \quad (9)$$

$$P_{l_{z(k)}} = R_k \quad (10)$$

$$P_{l(k)} = \text{diag} [P_{l_{x(k)}} \quad P_{l_{w(k)}} \quad P_{l_{z(k)}}] \quad (11)$$

عادةً يكون $w_{0(k)} = 0$. تفصيل الاشتقاق البديل لمرشح كالمان وميزاته في [10; 4].

سيتيح لنا الاشتقاق البديل لمرشح كالمان، الحصول على أشعة رواسب القياسات بسهولة، من أجل تحليل الأخطاء. كما يمكننا من تطبيق الاختبارات الإحصائية، طالما أنه يعتمد على أشعة رواسب القياسات. إذاً يمكن تحليل أي شعاع من أشعة القياسات الثلاثة بواسطة أشعة رواسبها. كما يمكن أن نكتب أشعة رواسب القياسات كتتابع من شعاع التفعيل في كل فترة [6].

يعطى شعاع التفعيل وتباينه بالمعادلتين الآتيتين:

$$d_k = Z_k - H_k X_{p_k} \quad (12)$$

$$P_{d_k} = H_k P_{p_{k-1}} H_k^T + R_k \quad (13)$$

وتكون معادلات الرواسب بدلالة توابع التفعيل:

$$V_{l_{x(k)}} = P_{l_{x(k)}} P_{p_k}^{-1} K_k d_k \quad (14)$$

$$V_{l_{w(k)}} = Q_k P_{p_k}^{-1} K_k d_k \quad (15)$$

$$V_{l_{z(k)}} = (H_k K_k - I) * d_k \quad (16)$$

ومصفوفات التباين لأشعة الرواسب بدلالة توابع التفعيل:

$$P_{V_{l_{x(k)}}} = A_k P_{c_k} A_k^T H_k^T P_{d_k}^{-1} H_k A_k P_{c_k} A_k^T \quad (17)$$

$$P_{V_{l_{w(k)}}} = Q_k H_k^T P_{d_k}^{-1} H_k Q_k \quad (18)$$

$$P_{V_{l_{z(k)}}} = (I - H_k K_k) * R_k \quad (19)$$

2-2 التباين المحلي لوحدّة الوزن

إنّ التّخمين الابتدائي لوحدّة الوزن σ_0^2 مهم جداً في العلوم المساحية. وبما أنّ مصفوفات التباين-الفرق تستعمل مباشرةً في مرشح كالمان، ظهر بعض التشويش في تطبيقات مرشح كالمان. يجب أن يكون تباين وحدة الوزن σ_0^2 ، المسمّى بمعامل التباين قريباً 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 [7]. يمكن حساب معامل التباين باستخدام ميزات سلاسل التفعيل أو أشعة رواسب القياسات [10, etc.]. من أجل حساب معامل التباين σ_0^2 في فترة واحدة، يدعى معامل التباين المحلي، ويعطى بالعلاقة:

$$\sigma_0^2 = \frac{V_{(k)}^T P_{\Gamma}^{-1} V_{(k)}}{r_{(k)}} \quad (20)$$

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

تعطى الصيغة البديلة لمعامل التباين المحلي بدلالة توابع التفعيل [6; 10]:

$$\sigma_{I_0}^2 = \frac{d_{(k)}^T P_{d(k)}^{-1} d_{(k)}}{r_{(k)}} \quad (21)$$

2-3 إحصائيات الاختبار في مرشح كالمان

سندرس إحصائيات الاختبار المستخدمة لتفعيل الحالة ولأشعة الرواسب، تحت فرضية أنه لا توجد أغلاط في القياسات. نشخص أن الفشل المحتمل للاختبار سببه معادلات الحالة غير الملائمة. وبالعكس يمكن تعريف الغلط المحتمل تحت الفرضية إذا كان نموذج الحالة المفترض صحيح.

تقدم الاختبارات الإحصائية في ثلاثة مستويات مختلفة هي:

- العام لكل الفترات الزمنية السابقة k ,
- المرهلي 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 الأغلاط المحتملة أو تغيرات الحالة المفاجئة غير المتوقعة. في هذه المقالة، سوف نقوم بتطبيق الاختبارات المحلية في جميع مراحل القياس.

2-3-1 الاختبارات المحلية لكل العناصر (القياسات)

سوف نقوم بتطبيق الاختبارات المحلية على كافة عناصر شعاع تفعيل الحالة ككل وشعاع الرواسب ككل، كالآتي:

(1). الاختبار المحلي لتفعيل الحالة

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

$$H_0: d_{(k)} = 0 \quad (22)$$

والفرضية البديلة

$$H_a: d_{(k)} \neq 0 \quad (23)$$

وينجز الاختبار الإحصائي كالآتي:

$$\chi_{d(k)}^2 = d_{(k)}^T P_{d(k)}^{-1} d_{(k)} \sim \chi_{r(k)}^2 \quad (24)$$

وذلك عند مستوى أهمية α_1 ودرجة حرية $r_{(k)}$.

(2). الاختبار المحلي لأشعة الرواسب

ينجز الاختبار الإحصائي كالآتي:

$$V_{(k)}^T P_1^{-1} V_{(k)} \sim \chi_{r(k)}^2 \quad (25)$$

وذلك عند مستوى أهمية α_1 ودرجة حرية $r_{(k)}$.

2-3-2 الاختبارات المحلية لعنصر واحد (قياس واحد)

سوف نقوم بتطبيق الاختبارات المحلية على كل عنصر من عناصر شعاع تفعيل الحالة، وعلى كل عنصر من شعاع الرواسب كالآتي:

(1). الاختبار المحلي لتفعيل الحالة

تطبق إحصائية الاختبار لمكون واحد من $d_{(k)}$ على أساس التوزيع الطبيعي N أو توزيع الـ student. وتكون فرضية العدم:

$$H_0: E(d_i(k)) = 0 \quad (26)$$

وفرضيتها البديلة

$$H_a: E(d_i(k)) \neq 0 \quad (27)$$

ينجز الاختبار الإحصائي كالاتي:

$$N_{d_i(k)} = \frac{d_i(k)}{\sigma_{d_i(k)}} \sim N(0,1) \quad (28)$$

عند مستوي أهمية α_{1_i} . يجب تحقيق اختبار الجانب الثاني، من أجل تحقيق فرضية العدم:

$$-u_{1-\frac{\alpha_{1_i}}{2}} \geq \frac{d_i(k)}{\sigma_{d_i(k)}} \geq u_{1-\frac{\alpha_{1_i}}{2}} \quad (29)$$

حيث $u_{1-\frac{\alpha_{1_i}}{2}}$ هي القيمة الحدية لمستوي الأهمية $1 - \frac{\alpha_{1_i}}{2}$ من التوزيع الطبيعي القياسي.**(2). الاختبار المحلي لأشعة الرواسب**

يصاغ اكتشاف غلط مفرد في فترة واحدة وفق فرضية العدم كالاتي:

$$H_0: v_i(k) = 0 \quad (30)$$

والفرضية البديلة لها:

$$H_a: v_i(k) \neq 0 \quad (31)$$

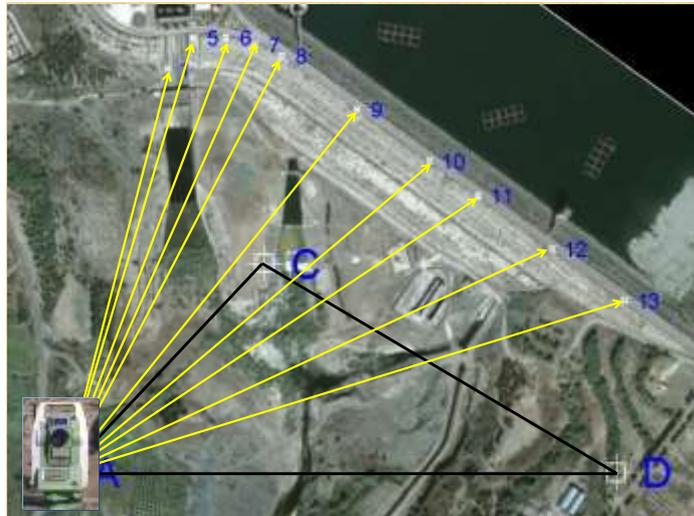
$$N_{v_i(k)} = \frac{v_i(k)}{\sigma_{v_i(k)}} \sim N(0,1) \quad (32)$$

عند مستوي أهمية α_{1_i} ، ستفرض فرضية العدم إذا لم يتحقق اختبار الجانب الثاني:

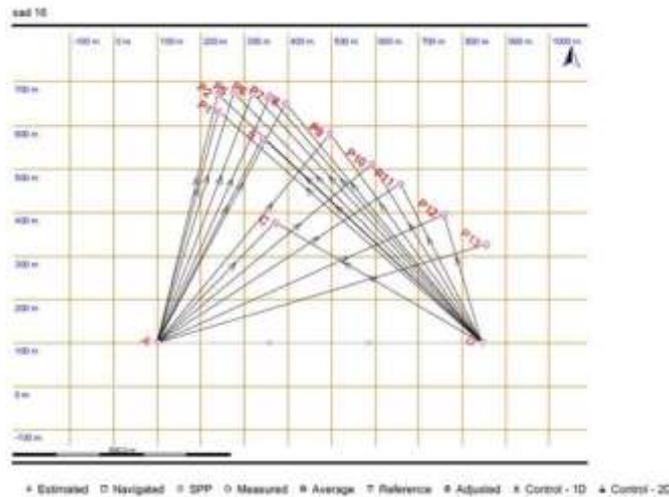
$$-u_{1-\frac{\alpha_{1_i}}{2}} \leq \frac{v_i(k)}{\sigma_{v_i(k)}} \leq u_{1-\frac{\alpha_{1_i}}{2}} \quad (33)$$

3- حالة الدراسة

سنتناول في هذه الفقرة مثلاً عددياً عن تحليل الموثوقية لنتائج ترشيح كالمان المطبق على قياسات شبكة المراقبة الجيوديزية في سد 16 تشرين [1]. فقد تم تأسيس هذه الشبكة، 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(1) منطقة السد وشبكة المراقبة الجيوديزية.



الشكل (1) شبكة المراقبة الجيوديزية المؤسسة في منطقة سد 16 تشرين



الشكل (2) شبكة المراقبة الجيوديزية وفق برنامج LEICA Geo Office Tools

أنجزت قياسات المراقبة في عام 2011م من خلال ثلاث دورات باستخدام جهاز المحطة الشاملة Leica Flex TS09 Line، أثناء القياسات، ركب الجهاز قسرياً على عمود القياس للنقطة A ذو الإحداثيات الخاصة والمعلومة في الجملة المحليّة (100,100) A. حدّد المحور X باتجاه عمود القياس للنقطة D. يوضّح الشكل (2) نتائج قياسات الشبكة وفق برنامج LEICA Geo Office Tools.

النتائج والمناقشة:

حصلنا من خلال القياسات 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 . ومصنوفة تباينه $R_L = \begin{bmatrix} \sigma_{h_z}^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_d^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{z_r}^2 \end{bmatrix}$. يوضّح الجدول (1) الأرصاد في الدورة الأولى للقياسات.

الجدول (1) الأرصاد في الدورة الأولى للقياسات

رقم النقطة	الزاوية الأفقية	الزاوية	المسافة المائلة	الإحداثيات الأفقية		الوصف
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
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

يوضح الجدول (1) الأرصاء المقاسة في شبكة المراقبة وهي الزاوية الأفقية والسمتية والمسافة المائلة، وإحداثيات نقاط المراقبة، ونلاحظ أن لكل نقطة ثلاثة أزواج من الإحداثيات المقاسة ما عدا النقطة P13 فلها زوجين. تمثل القياسات في مرشح كالمان الخطي بالإحداثيات المكانية، التي يتم حسابها $Z_K = [x \ y]^T$ ، 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 $x = [x \ v_x \ y \ v_y]^T$ بنفس الوقت المقادير التالية (الإحداثيات المكانية لحالة العاكس في اللحظة الزمنية المعطاة والسرعة في كل الاتجاهات).

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

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

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 الأرصاء 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.

1- الإجراءات الحسابية لترشيح كالمان

1- يحسب معامل كالمان من المعادلة:

$$K_k = P_{p_{k-1}} H_k^T (H_k P_{p_{k-1}} H_k^T + R_k)^{-1} \quad (34)$$

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:

$$X_{c_k} = X_{p_k} + K_k (Z_k - H_k X_{p_k}) \quad (35)$$

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 $V_X = V_Y = 0.001 \text{ m/month}$.

3- يحسب التباين في خطأ التصحيح لشعاع الحالة من المعادلة:

$$P_{c_k} = (I - K_k H_k) P_{p_k} (I - K_k H_k)^T + K_k R_k K_k^T \quad (36)$$

4- يحسب شعاع الحالة المتوقع من المعادلة:

$$X_{p_{k+1}} = A_k X_{c_k} \quad (37)$$

5- يحسب التباين في خطأ التقييم لشعاع الحالة من المعادلة:

$$P_{p_{k+1}} = A_k P_{c_k} A_k^T + Q_k \quad (38)$$

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

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}	240.185	240.184	240.1843	240.1863	240.062	240.1446	240.1448	240.095	240.1372
X_{p1D}	240.070	240.069	240.0693	240.0713	240.109	240.0839	240.0841	240.119	240.0981
X_{p1C}	240.097	240.096	240.0963	240.0983	240.079	240.0917	240.0920	240.108	240.1010
V_{Xp1}	0.001		0.0005	0.0005		0.0003	0.0003		0.0021
Y_{p1A}	633.372	633.371	633.3713	633.3733	633.401	633.3826	633.3832	633.387	633.3871
Y_{p1D}	633.382	633.381	633.3813	633.3833	633.396	633.3876	633.3883	633.403	633.3949
Y_{p1C}	633.415	633.414	633.4143	633.4163	633.388	633.4069	633.4075	633.409	633.4108
V_{Yp1}	0.001		0.0005	0.0005		0.0007	0.0007		0.0019
X_{p5A}	275.402	275.401	275.4013	275.4033	275.298	275.3680	275.3682	275.329	275.3629
X_{p5D}	275.292	275.291	275.2913	275.2933	275.312	275.2995	275.2997	275.324	275.3106
X_{p5C}	275.301	275.300	275.3003	275.3023	275.307	275.3037	275.3039	275.331	275.3154
V_{Xp5}	0.001		0.0005	0.0005		0.0002	0.0002		0.0020

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

2-التحقّق من صحّة القياسات والترشيح

كما وجدنا سابقاً أنّ التحقق سيتمّ بإنجاز الاختبارات الإحصائية لقياسات التّرشيح، وفيما يلي سنطبّق الاختبارات الإحصائية الآتية:

(1) إنجاز الاختبارات المحليّة لكل العناصر

سوف نقوم بتطبيق الاختبارات المحليّة على كافة عناصر شعاع تفعيل الحالة ككل، وشعاع الرواسب ككل، كالاتي:

أ. تطبيق الاختبار المحلي لتفعيل الحالة

وينجز الاختبار الإحصائي كالاتي:

$$\chi_{d(k)}^2 = d_{(k)}^T P_{d(k)}^{-1} d_{(k)} \sim \chi_{r(k)}^2$$

وذلك عند مستوي أهمية α_l ودرجة حرية $r(k)$.

فإذا كانت $\alpha_l = 95\%$ ، عدد درجات الحرية $r(k) = 38$ ، فإن $\chi_{r(k)}^2 = 24.49$

في الدورة الأولى كان $\chi_{d(k)}^2 = 0.80230$ وبالتالي الاختبار محقّق.

في الدورة الثانية كان $\chi_{d(k)}^2 = 19566.76$ وبالتالي الاختبار غير محقّق. وبالتالي لن يتحقق الاختبار في الدورة الثالثة، لأن شعاع الحالة المتوقّع في الدورة الثالثة سيعتمد على شعاع الحالة المفعل في الدورة الثانية. الأمر يعود إلى المدّة الزمنية الكبيرة الفاصلة بين دورتي القياس الأولى والثانية (19 أسبوعاً).

وبعد استبدال قيمة شعاع الحالة المفعل في الدورة الثانية بنتائج القياسات في الدورة الثالثة، كان الاختبار الإحصائي كالاتي:

في الدورة الثالثة كان $\chi_{d(k)}^2 = 0.72053$ وبالتالي الاختبار محقّق. وبالتالي نستنتج يجب أن تتكرر القياسات بشكل منتظم.

ب. تطبيق الاختبار المحلي لأشعة الرواسب ككل

ينجز الاختبار الإحصائي كالاتي:

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

وذلك عند مستوي أهمية α_l ودرجة حرية $r(k)$.

فإذا كانت $\alpha_l = 95\%$ ، عدد درجات الحرية $r(k) = 38$ ، فإن $\chi_{r(k)}^2 = 24.49$

مثلاً في الدورة الأولى كان $V_{(k)}^T P_l^{-1} V_{(k)} = 0.731034$ وبالتالي الاختبار محقّق.

في الدورة الثانية كان $\chi_{v(k)}^2 = 18865.6$ وبالتالي الاختبار غير محقّق.

وبعد استبدال قيمة شعاع الحالة المفعل في الدورة الثانية بنتائج القياسات في الدورة الثالثة، كان الاختبار الإحصائي كالاتي:

في الدورة الثالثة كان $\chi_{d(k)}^2 = 0.28780$ وبالتالي الاختبار محقّق.

(2) إنجاز الاختبارات المحليّة لعنصر واحد

سوف نقوم بتطبيق الاختبارات المحليّة على كل عنصر من عناصر شعاع تفعيل الحالة، وعلى كل عنصر من شعاع الرواسب كالاتي:

أ. تطبيق الاختبار المحلي لتفعيل الحالة

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

ينجز الاختبار الإحصائي كما يلي:

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

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

$$-u_{1-\frac{\alpha_{l_i}}{2}} \geq \frac{d_i(k)}{\sigma_{d_i(k)}} \geq u_{1-\frac{\alpha_{l_i}}{2}}$$

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

من جدول التوزيع الطبيعي نجد أن $N(0,1) = 1.684$

وتبين الجداول (3)، (4)، (5)، عينة من الاختبارات المحلية المطبقة على كل عنصر من عناصر شعاع التفعيل في دورات القياس الثلاث. حيث:

$d_i(k)$: عناصر شعاع التفعيل بالمتري.

$\sigma_{d_i(k)}$: الخطأ المتوسط التربيع في العنصر $d_i(k)$ بالمتري.

$N_{d_i(k)}$ ، $N(0,1)$: الاختبار المحلي لعنصر التفعيل، والقيمة الحدية الموافقة من جدول التوزيع الطبيعي على التوالي.

الجدول (3) الاختبار المحلي لشعاع التفعيل في الدورة الأولى

رقم القياس	$d_i(k)$	$\sigma_{d_i(k)}$	$N_{d_i(k)}$	$N(0,1)$	الحالة
Xp1(A)	-0.0004	0.003487	0.114709	1.684	محقق
Xp1(C)	-0.0004	0.002245	0.178145	1.684	محقق
Xp1(D)	-0.0004	0.005849	0.068391	1.684	محقق
Yp1(A)	-0.0004	0.005937	0.067374	1.684	محقق
Yp1(C)	-0.0004	0.002986	0.133957	1.684	محقق
Yp1(D)	-0.0004	0.005593	0.07152	1.684	محقق
XP5(A)	-0.0004	0.003799	0.105296	1.684	محقق
XP5(C)	-0.0004	0.002181	0.183392	1.684	محقق
XP5(D)	-0.0004	0.005723	0.069893	1.684	محقق
YP5(A)	-0.0004	0.00601	0.066555	1.684	محقق
YP5(C)	-0.0004	0.003161	0.126552	1.684	محقق
YP5(D)	-0.0004	0.005744	0.069635	1.684	محقق

نلاحظ من الجدول (4) أن الاختبار لم يتحقق عند معظم القياسات، والسبب يعود لوجود خطأ في القياسات وخطأ في شعاع التوقع. الخطأ في شعاع التوقع يعود إلى الفترة الزمنية الطويلة والتي خلالها حصلت تغيرات مهمة في مستوي منسوب المياه في السد الأمر الذي سيؤدي إلى تغيير اتجاه سرعة نقاط المراقبة. أما الخطأ في القياسات فقد كان مقصود من قبلنا. وعندما أخذت القياسات الصحيحة في الفترتين الثانية والثالثة، والفرض الصحيح لشعاع التوقع (المدة الزمنية قليلة 5 أسابيع، ومنسوب المياه في البحيرة لم يتغير بشكل كبير)، نجح الاختبار الإحصائي لعناصر شعاع التفعيل، وهذا ما يوضحه الجدول (5).

الجدول (4) الاختبار المحلي لشعاع التفعيل في الدورة الثانية

رقم القياس	$d_i(k)$	$\sigma_{d_i}(k)$	$N_{d_i(k)}$	$N(0,1)$	الحالة
Xp1(A)	-0.12406	0.003487	35.57757	1.684	غير محقق
Xp1(C)	-2.8E-05	0.002245	0.012587	1.684	محقق
Xp1(D)	-0.01908	0.005849	3.261702	1.684	غير محقق
Yp1(A)	0.027877	0.005937	4.695444	1.684	غير محقق
Yp1(C)	-0.0061	0.002986	2.042497	1.684	غير محقق
Yp1(D)	-0.02812	0.005593	5.028241	1.684	غير محقق
XP5(A)	-0.10507	0.003799	27.65743	1.684	غير محقق
XP5(C)	-0.02602	0.002181	11.93176	1.684	غير محقق
XP5(D)	0.004924	0.005723	0.86034	1.684	محقق
YP5(A)	0.020872	0.00601	3.472765	1.684	غير محقق
YP5(C)	-0.00811	0.003161	2.565008	1.684	غير محقق
YP5(D)	-0.00413	0.005744	0.718564	1.684	محقق

الجدول (5) الاختبار المحلي لشعاع التفعيل في الدورة الثالثة

رقم القياس	$d_i(k)$	$\sigma_{d_i}(k)$	$N_{d_i(k)}$	$N(0,1)$	الحالة
Xp1(A)	-0.0005	0.003487	0.143386	1.684	محقق
Xp1(C)	-0.0005	0.002245	0.222681	1.684	محقق
Xp1(D)	-0.0005	0.005849	0.085489	1.684	محقق
Yp1(A)	-0.0005	0.005937	0.084218	1.684	محقق
Yp1(C)	-0.0005	0.002986	0.167446	1.684	محقق
Yp1(D)	-0.0005	0.005593	0.0894	1.684	محقق
XP5(A)	-0.0005	0.003799	0.13162	1.684	محقق
XP5(C)	-0.0005	0.002181	0.229241	1.684	محقق
XP5(D)	-0.0005	0.005723	0.087366	1.684	محقق
YP5(A)	-0.0005	0.00601	0.083193	1.684	محقق
YP5(C)	-0.0005	0.003161	0.15819	1.684	محقق
YP5(D)	-0.0005	0.005744	0.087044	1.684	محقق

ب. تطبيق الاختبار المحلي لأشعة الرواسب

تطبق إحصائية الاختبار لمكون واحد من $V(k)$ على أساس التوزيع الطبيعي N أو توزيع t . ينجز الاختبار

$$N_{v_i(k)} = \frac{v_i(k)}{\sigma_{v_i(k)}} \sim N(0,1) \text{ كما يلي:}$$

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

$$-u_{1-\frac{\alpha_{l_i}}{2}} \leq \frac{v_i(k)}{\sigma_{v_i(k)}} \leq u_{1-\frac{\alpha_{l_i}}{2}}$$

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

من جدول التوزيع الطبيعي نجد أن $N(0,1) = 1.684$

وتبين الجداول (6)، (7)، (8)، الاختبارات المحلية المطبقة على كل عنصر من عناصر أشعة الرواسب في دورات

القياس الثلاث. حيث:

عناصر شعاع الرواسب بالمتر. $V_{Lz(k)}$ ، $V_{Lx(k)}$

$\sigma_{V_{Lx(k)}}$: الخطأ المتوسط التربيع في العنصر $V_{Lx(k)}$ بالمتر.

$\sigma_{V_{Lz(k)}}$: الخطأ المتوسط التربيع في العنصر $V_{Lz(k)}$ بالمتر.

الطبيعي على التوالي. $N(0,1)$ ، $N_{Vi(k)}$ لعنصر شعاع الرواسب الموافق، والقيمة الحدية الموافقة من جدول التوزيع

الجدول (6) الاختبار المحلي لأشعة الرواسب في الدورة الأولى

رقم القياس	$V_{Lx(k)}$	$\sigma_{V_{Lx(k)}}$	$N_{Vi(k)}$	$N(0, 1)$	الحالة	رقم القياس	$V_{Lz(k)}$	$\sigma_{V_{Lz(k)}}$	$N_{Vi(k)}$	$N(0, 1)$	الحالة
Xp1(A)	-	0.0060	0.0241	1.684	محقق	Xp1(A)	0.0002	0.0028	0.0897	1.684	محقق
Xp1(C)	-	0.0058	0.0305	1.684	محقق	Xp1(C)	0.0002	0.0016	0.1310	1.684	محقق
Xp1(D)	-	0.0065	0.0201	1.684	محقق	Xp1(D)	0.0002	0.0049	0.0548	1.684	محقق
Vxp1	0.00000	0.0010	0.0048	1.684	محقق	Yp1(A)	0.0002	0.0049	0.0552	1.684	محقق
Yp1(A)	-	0.0065	0.0190	1.684	محقق	Yp1(C)	0.0002	0.0023	0.1055	1.684	محقق
Yp1(C)	-	0.0059	0.0249	1.684	محقق	Yp1(D)	0.0002	0.0046	0.0585	1.684	محقق
Yp1(D)	-	0.0064	0.0194	1.684	محقق	XP5(A)	0.0002	0.0031	0.0828	1.684	محقق
Vyp1	0.00000	0.0010	0.0027	1.684	محقق	XP5(C)	0.0002	0.0016	0.1339	1.684	محقق
XP5(A)	-	0.0061	0.0233	1.684	محقق	XP5(D)	0.0002	0.0047	0.0559	1.684	محقق
XP5(C)	-	0.0058	0.0311	1.684	محقق	YP5(A)	0.0002	0.0050	0.0546	1.684	محقق
XP5(D)	-	0.0065	0.0202	1.684	محقق	YP5(C)	0.0002	0.0025	0.1005	1.684	محقق
VxP5	0.00000	0.0010	0.0048	1.684	محقق	YP5(D)	0.0002	0.0048	0.0571	1.684	محقق
YP5(A)	-	0.0065	0.0189	1.684	محقق	XP6(A)	0.0002	0.0032	0.0785	1.684	محقق
YP5(C)	-	0.0060	0.0241	1.684	محقق	XP6(C)	0.0002	0.0014	0.1401	1.684	محقق
YP5(D)	-	0.0065	0.0192	1.684	محقق	XP6(D)	0.0002	0.0046	0.0576	1.684	محقق
VyP5	0.00000	0.0010	0.0024	1.684	محقق	YP6(A)	0.0002	0.0049	0.0552	1.684	محقق

الجدول (7) الاختبار المحلي لأشعة الرواسب في الدورة الثانية

رقم القياس	$V_{Lx(k)}$	$\sigma_{V_{Lx(k)}}$	$N_{Vi(k)}$	$N(0, 1)$	الحالة	رقم القياس	$V_{Lz(k)}$	$\sigma_{V_{Lz(k)}}$	$N_{Vi(k)}$	$N(0, 1)$	الحالة
Xp1(A)	-0.06156	0.04702	1.30901	1.684	محقق	Xp1(A)	0.06251	0.00283	22.10282	1.684	غير محقق
Xp1(C)	-0.02037	0.04687	0.43465	1.684	محقق	Xp1(C)	-0.02034	0.00168	12.10925	1.684	غير محقق
Xp1(D)	-0.03159	0.04713	0.67026	1.684	محقق	Xp1(D)	-0.01251	0.00490	2.55214	1.684	غير محقق
Vxp1	-0.00163	0.00140	1.16088	1.684	محقق	Yp1(A)	-0.02477	0.00498	4.97527	1.684	غير محقق
Yp1(A)	0.00310	0.04748	0.06536	1.684	محقق	Yp1(C)	0.00108	0.00238	0.45615	1.684	محقق
Yp1(C)	-0.00502	0.04733	0.10596	1.684	محقق	Yp1(D)	0.01792	0.00468	3.82991	1.684	غير محقق
Yp1(D)	-0.01020	0.04747	0.21481	1.684	محقق	XP5(A)	0.04596	0.00311	14.79390	1.684	غير محقق
Vyp1	-0.00021	0.00141	0.14772	1.684	محقق	XP5(C)	-0.00819	0.00162	5.06125	1.684	غير محقق

XP5(A)	-0.05911	0.04704	1.25653	1.684	محقق	XP5(D)	-0.03517	0.00479	7.33648	1.684	غير محقق
XP5(C)	-0.03421	0.04685	0.73018	1.684	محقق	YP5(A)	-0.01763	0.00504	3.49666	1.684	غير محقق
YP5(C)	-0.00403	0.04739	0.08509	1.684	محقق	XP6(C)	-0.00831	0.00147	5.64320	1.684	غير محقق
YP5(D)	-0.00264	0.04751	0.05556	1.684	محقق	XP6(D)	-0.04050	0.00463	8.75369	1.684	غير محقق
VyP5	-0.00010	0.00141	0.07077	1.684	محقق	YP6(A)	-0.02756	0.00499	5.52004	1.684	غير محقق
XP5(D)	-0.03024	0.04712	0.64178	1.684	محقق	YP5(C)	0.00408	0.00253	1.60813	1.684	محقق
VxP5	-0.00189	0.00140	1.35012	1.684	محقق	YP5(D)	0.00149	0.00481	0.30917	1.684	محقق
YP5(A)	0.00324	0.04752	0.06816	1.684	محقق	XP6(A)	0.06295	0.00329	19.16313	1.684	غير محقق

الجدول (8) الاختبار المحلي لأشعة الرواسب في الدورة الثالثة

رقم القياس	$V_{I_x(k)}$	$\sigma_{V_{I_x(k)}}$	$N_{V_{I_x(k)}}$	$N(0, 1)$	الحالة	رقم القياس	$V_{I_z(k)}$	$\sigma_{V_{I_z(k)}}$	$N_{V_{I_z(k)}}$	$N(0, 1)$	الحالة
Xp1(A)	-0.00030	0.00808	0.03676	1.684	محقق	Xp1(A)	0.00020	0.00283	0.07179	1.684	محقق
Xp1(C)	-0.00037	0.00808	0.04549	1.684	محقق	Xp1(C)	0.00013	0.00168	0.07868	1.684	محقق
Xp1(D)	-0.00025	0.00823	0.03036	1.684	محقق	Xp1(D)	0.00025	0.00490	0.05100	1.684	محقق
Vxp1	-0.00005	0.00106	0.04869	1.684	محقق	Yp1(A)	0.00025	0.00498	0.04924	1.684	محقق
Yp1(A)	-0.00025	0.00845	0.03017	1.684	محقق	Yp1(C)	0.00020	0.00238	0.08401	1.684	محقق
Yp1(C)	-0.00030	0.00824	0.03648	1.684	محقق	Yp1(D)	0.00024	0.00468	0.05190	1.684	محقق
Yp1(D)	-0.00026	0.00841	0.03056	1.684	محقق	XP5(A)	0.00022	0.00311	0.07031	1.684	محقق
Vyp1	-0.00004	0.00107	0.03703	1.684	محقق	XP5(C)	0.00013	0.00162	0.08003	1.684	محقق

تابع الجدول (8) الاختبار المحلي لأشعة الرواسب في الدورة الثالثة

XP5(A)	-0.00028	0.00807	0.03488	1.684	محقق	XP5(D)	0.00025	0.00479	0.05312	1.684	محقق
XP5(C)	-0.00037	0.00807	0.04589	1.684	محقق	YP5(A)	0.00025	0.00504	0.04908	1.684	محقق
XP5(D)	-0.00025	0.00821	0.02991	1.684	محقق	YP5(C)	0.00021	0.00253	0.08263	1.684	محقق
VxP5	-0.00005	0.00106	0.04865	1.684	محقق	YP5(D)	0.00025	0.00481	0.05110	1.684	محقق
YP5(A)	-0.00025	0.00848	0.02977	1.684	محقق	XP6(A)	0.00024	0.00329	0.07221	1.684	محقق
YP5(C)	-0.00029	0.00827	0.03515	1.684	محقق	XP6(C)	0.00012	0.00147	0.07950	1.684	محقق
YP5(D)	-0.00025	0.00846	0.03005	1.684	محقق	XP6(D)	0.00027	0.00463	0.05806	1.684	محقق
VyP5	-0.00004	0.00107	0.03539	1.684	محقق	YP6(A)	0.00025	0.00499	0.04950	1.684	محقق

نلاحظ من الجدول (7) أن الاختبار لم يتحقق عند معظم مكونات شعاع الرواسب، والسبب يعود لوجود خطأ في القياسات وخطأ في شعاع التوقع. الخطأ في شعاع التوقع يعود إلى الفترة الزمنية الطويلة والتي خلالها حصلت تغيرات مهمة في مستوي منسوب المياه في البحيرة الأمر الذي سيؤدي إلى تغيير اتجاه سرعة نقاط المراقبة. أما الخطأ في القياسات فقد كان مقصود من قبلنا كما ذكرنا سابقاً. وعندما أخذت القياسات الصحيحة في الفترتين الثانية والثالثة، والفرض الصحيح لشعاع التوقع (المدة الزمنية قليلة 5 أسابيع، ومنسوب المياه في البحيرة لم يتغير بشكل كبير) نجح الاختبار الإحصائي لعناصر شعاع الرواسب وهذا ما يوضحه الجدول (8)، كما يوضحه الجدول (6).

الاستنتاجات والتوصيات:**الاستنتاجات:**

- بعد الدراسة المفصلة لنتائج الاختبارات الإحصائية لقياسات الترشيح في شبكة المراقبة الجيوديزية المؤسسة في سد 16 تشرين الثاني، وتحليل الجداول، يمكن تلخيص النتائج التي توصل إليها هذا البحث كما يلي:
- (1) إن الأساسيات الرياضية والإحصائية لتحليل الموثوقية في خوارزمية مرشح كالمان، مثلت بشكل منتظم في هذه المقالة. كما أن الصيغة التكرارية لمرشح كالمان جعلت من الممكن -وبدون ريب- اشتقاق توزيع القيم الفائضة لخوارزمية مرشح كالمان. بحيث تسمح هذه الصيغة للمستخدمين بإنجاز تحليل الموثوقية في مرشح كالمان تماماً بنفس الطريقة كما هي منجزة في حساب المربعات الصغرى.
 - (2) من ناحية أخرى، أن الصيغة التكرارية لخوارزمية مرشح كالمان تجعل من الممكن إجراء تحليل للنظام يدل على مصادر الخطأ المختلفة، لأنه يوجد ثلاثة أنواع للبيانات العشوائية المتوفرة (القياسات المتوفرة الحالية، ضجيج الحالة الحالية والحالات المتوقعة لخطوة واحدة)، تبقى منفصلة.
 - (3) مكنت آلية إدخال مفهوم الموثوقية من الكشف عن القياسات المحملة بالأغلاط، والتي يجب حذفها قبل مرحلة المعالجة العددية لحساب الانزياحات. فقد كانت نتيجة الاختبار الإحصائي المحلي على شعاع الحالة المفعّل ككل عندما تكررت القياسات بشكل دوري 0.72053، وعلى شعاع الرواسب ككل 0.02878 وهي محققة للتوزيع الطبيعي. كما كانت نتائج الاختبارات الإحصائية على كل عنصر في شعاعي الحالة والرواسب أقل من التوزيع الطبيعي 1.684. في حين فشلت الاختبارات عندما لم تكن القياسات دورية، حيث كانت نتيجة الاختبار الإحصائي المحلي على شعاع الحالة المفعّل ككل $24.49 < 19566.76$ ، وعلى شعاع الرواسب ككل $24.49 < 18865.6$ ، وكانت نتائج الاختبارات الإحصائية على كل عنصر في شعاعي الحالة والرواسب أقل من التوزيع الطبيعي 1.684 كما في الجدول (4).
 - (4) إلى الآن، يستعمل عموماً لضبط الجودة في مرشح كالمان، إما سلسلة تجديد النظام أو القياسات والحالات المتداخلة المندمجة مع ضجيج الحالة.

التوصيات:

1. إشارة إلى الفترات الزمنية المختلفة بين دورات القياس والتي كانت مقصودة من قبل الباحث، تبين أن المعالجة العددية في الدورة الأولى والثالثة أعطت نتائج إحصائية أفضل من الدورة الثانية، والسبب يعود إلى طول الفترة الزمنية بين كل دورتي قياس (الفترة الزمنية بين الدورة الابتدائية والأولى 4 أسابيع، والفترة بين الدورة الأولى والثانية 19 أسبوعاً، والفترة بين الدورة الثانية والثالثة 5 أسابيع)، لذلك نوصي بأهمية التكرار المنتظم للقياسات.
2. متابعة البحث في مجال تطبيق اختبارات الموثوقية لتشمل الاختبارات المرحلية والاختبارات العامة.

References:

- [1]Skhaya, Tammam; Ahmed Mohsen; Fahsa, Iyad. (2015). Improving the performance of geodetic monitoring networks by introducing the Kalman filter algorithm and the concept of reliability. A study prepared to obtain a master's degree in civil engineering, specializing in topographic engineering, Faculty of Civil Engineering, Tishreen University, Syria.
- [2]. Baarda, Willem (1968), A Testing Procedure for Use in Geodetic Networks, No. 5, Vol. 2, Publication on Geodesy, Netherlands Geodetic Commission, Delft, Netherlands, 1968.

- [3]. 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).
- [4]. 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.
- [5]. INCE, C. D, AND SAHIN, M, 2000. Real-time deformation monitoring with GPS and Kalman filtering. Earth lanet Space, 52, pp. 837-840.
- [6]. JIAN-GUO WANG. Reliability Analysis in Kalman filtering, Journal of Global Positioning Systems (2009) Vol.8, No.1 :101-111.
- [7]. KOCH, K. RUDOLF (1990). Bayesian Inference with Geodetic Applications, 2 nd edition, Springer-Verlag, Berlin, 1990.
- [8]. NATHAN L. KNIGHT, JINLING WANG , CHRIS RIZOS. Generalised Measures of Reliability for Multiple Outliers, Journal of Geodesy, Volume84, pages 625–635, (2010).
- [9] SALZMANN, MARTIN; TEUNISSEN, P.J.G. (1989), Quality Control in Kinematic Data Processing, LAND VEHICLE NAVIGATION 1989, DGON, VERLAG TÜV RHEINLAND, KÖLN, 1989, PP. 355–366.
- [10]. SY CHO, CH KANG, K SHIN. Reliability Analysis of the Kalman Filter for INS/GPS Integrated Navigation System Applied to Train, ICINCO (2), 2019 - scitepress.org.
- [11]. TAO, BENZAO (1992). Statistical Analysis of Measurements. Publishing house of Surveying and Mapping, Beijing, June 1992.
- [12]. 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.
- [13]. WELSCH, W, 1996. Geodetic analysis of dynamic processes: classification and terminology, 8 th FIG International Symposium on Deformation Measurements, Hong Kong, pp.147-156.
- [14]. 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.
- [15] ZHANG, Z. 2000. A flexible new technique for camera calibration. IEEE Trans. on PAMI, Vol. 22(11), pp. 1330-1334. 2000.

