

استخدام طريقة المنطقة الموثوقة لتحسين موثوقية المعلومات المستخدمة للتحكم المؤتمت بنظم القدرة الكهربائية

الدكتور هيثم دغرور*

(تاريخ الإيداع 13 / 12 / 2012. قُبِلَ للنشر في 14 / 1 / 2013)

□ ملخص □

يتم تشغيل نظم القدرة الحديثة والتحكم بها من خلال مراكز تحكم وتنسيق مركزية وإقليمية مؤتمتة تُسمى حديثاً "نظم إدارة الطاقة". التشغيل والتحكم الدقيقان بنظم القدرة يتطلبان معرفة دقيقة بحالة تشغيل النظام في الزمن الحقيقي، والشيء الذي يؤمنه تقييم الحالة. تقييم الحالة يعني الحساب الإحصائي لحالة النظام اعتماداً على قياسات من النظام. لأسباب عديدة، تكون القياسات مشوبة بأخطاء منها المتوقع، ومنها الشاذ، والقياسات الشاذة تؤدي إلى تشويه نتائج تقييم الحالة، الشيء الذي يمكن أن يقود إلى اتخاذ إجراءات تحكمية خاطئة قد تؤدي إلى حوادث كارثية في نظام القدرة. لذلك من الضروري أن تكون مقيّمات الحالة قادرة على اكتشاف وجود قياسات شاذة في مجموعة القياسات المتاحة وتحديد هويتها وإبعادها إذا أمكن. وتؤكد المراجع العلمية أن طريقة الراسب المعدل الأكبر هي الأكثر استخداماً لمعالجة القياسات الشاذة، ولكنها في الوقت نفسه تؤكد أن الطرق المتاحة في الحياة العملية والتي تستخدم طريقة الراسب المعدل الأكبر متطلبة زمنياً، ومعظمها فشلي تحديد هوية أحد الأنواع الصعبة من القياسات الشاذة. العمل الحالي يقترح خوارزمية مطورة لحل هذه المشكلة باستخدام طريقة الراسب المعدل الأكبر مع طريقة المنطقة الموثوقة للأمتلة من أجل تقييم الحالة. كتبت الخوارزمية بلغة البرمجة *MATLAB* وجربت على شبكات قياسية *IEEE-6-14-30*. تمت مقارنة النتائج بنتائج حصل عليها باحثون آخرون وبينت الخوارزمية المقترحة تميزها من حيث السرعة والفعالية.

الكلمات المفتاحية: تقييم الحالة - المعطيات الشاذة - المنطقة الموثوقة - الراسب المعدل الأكبر

* مدرس في قسم هندسة الطاقة الكهربائية - كلية الهندسة الميكانيكية والكهربائية - جامعة تشرين - اللاذقية - سورية

Using the Trust Region Method For Improving the Reliability of Information Used in Automated Control of Electrical Power Systems

Dr. Haitham Daghrou*^{*}

(Received 13 / 12 / 2012. Accepted 14 / 1 / 2013)

□ ABSTRACT □

Modern electrical power systems (PAS) are operated via central and regional control centers called Energy Management Systems (EMS). Accurate operating and controlling of PAS requires good acknowledgment of the PAS operating state in real time. State estimation methods provide the operating State in real time. State estimators use telemeasurements from the system. For many reasons measurements may be polluted with errors. Errors may be small (within the expected ranges), and may be big (bad, abnormal). Abnormal errors may yield wrong results of state estimation, which leads to wrong control commands, the role of which can cause catastrophic events in the system. For that reason, state estimators must be enough smart to detect, identify and remove the abnormal data. Available references confirm that the largest normalized residual (LNR) method is the most proper method for processing bad data, but the available practical methods are time demand and failed in detecting one of the difficult bad data.

This paper presents an improved algorithm for solving this problem using LNR method with the trust region method for optimization. The algorithm was written in MATLAB language and was tested on IEEE networks with 6, 14 and 30 nodes. By comparing the results with results of self-adaptive genetic algorithm [7] was found that our results have their positive properties.

Key Words: Bad data detection, trust region, state estimation, largest normalized residual

*Assistant professor, electrical power department - Faculty of Mech. & Elect. Engineering, Tishreen University, Syria

مقدمة:

يتم تشغيل نظم القدرة الحديثة والتحكم بها من خلال مراكز تحكم وتنسيق مركزية وإقليمية مؤتمتة (محوّسة) تُسمّى حديثاً "نظم إدارة الطاقة"، والهدف الرئيس لمشغلي النظام هو رفع مستوى اقتصادية التشغيل و موثوقيته. بما أن ظروف التشغيل تتغير بشكل دائم فإن تحقيق هدف المشغلين يتطلب مراقبة مستمرة لظروف التشغيل وتحديد هوية حالة التشغيل، هل هي آمنة أو حرجة أو طارئة الخ ؟، وتحديد الإجراءات الوقائية الضرورية لنقلها إلى حالة أمثل اقتصادياً، وإصدار أوامر التحكم المناسبة ومن ثم توزيعها على الحواكم حسب عناوينها المحددة في محطات التوليد والتحويل.

تعني مراقبة ظروف التشغيل مراقبة حالة عمل النظام القائمة في الزمن الحقيقي، أي مراقبة توترات العقد و سرينات الاستطاعة في الخطوط و استطاعات التوليد الخ. إن تحقيق مراقبة الحالة يتطلب تزويد نظام التحكم بنظام فعال لطلب القياسات والتحكم الإشرافي SCADA – Supervisory control and data acquisition، مهمته طلب معطيات (إشارات وقياسات) متنوعة من كل أجزاء الشبكة، وتقديمها لبرمجيات خاصة في حواسيب مراكز التحكم لمعالجتها بهدف إنتاج وصف حالة عمل النظام.

لأسباب عديدة، على سبيل المثال (دقة جهاز القياس وفشل خطوط الاتصالات والتشويش...) غالباً ما تكون القياسات مشوبة بأخطاء مجهولة القيمة ذات طبيعة عشوائية، وأحياناً تكون أخطاء القياسات كبيرة (شاذة) قد تفسد كل نتائج الحساب. بقدر ما يكون وصف الحالة أدق (أقرب إلى الحقيقة) بقدر ما ستكون الإجراءات التحكمية أسلم وأنجع، وبالتالي سيكون التشغيل على نحو أمثل.

الطرق المعروفة لتوصيف الحالة في مراكز التحكم اعتماداً على القياسات عن بعد هي: سريان الاستطاعة المباشر On Line Load Flow وتقييم الحالة State Estimation وباستخدام القياسات الطورية Phasor Measurements عن طريق منظومة التوضع العالمية (GPS) global positioning system بمساعدة الأقمار الصناعية.

كل المراجع تشير إلى أن أكثرها فعالية واقتصادية حتى الآن هي طرق تقييم الحالة، إذ تتميز عن طرق سريان الاستطاعة المباشر بقدرتها على تعميم آثار أخطاء القياسات إلى الحد الأدنى ولا تحتاج لقياس الحقونات في كل العقد ويمكنها استخدام قياسات متنوعة، ويمكن أن يكون عدد القياسات أكبر من عدد المجاهيل (متغيرات الحالة). الأهم من ذلك يمكنها اكتشاف وجود القياسات ذات الأخطاء الكبيرة (الشاذة) وتحديد هويتها وإبعادها. كذلك تتميز عن الطرق التي تستخدم القياسات الطورية بأنها أقل كلفة وأكثر دقة عندما نكون مهتمين بحساب الاستطاعات الرديئة و مطالات توترات العقد [1-4].

أهمية البحث وأهدافه:

تتبع أهمية البحث من كونه يهدف لرفع مستوى اقتصادية استثمار نظم القدرة الكهربائية و موثوقيته ، و يمكن تحقيق هذا الهدف باختيار عناصر ذات نوعية عالية في أثناء التصميم و بزيادة احتياطي العناصر (من خطوط ومحولات الخ)، وباستخدام نظم تحكم وتنسيق (نظم إدارة طاقة) مؤتمتة ذات موثوقية عالية.

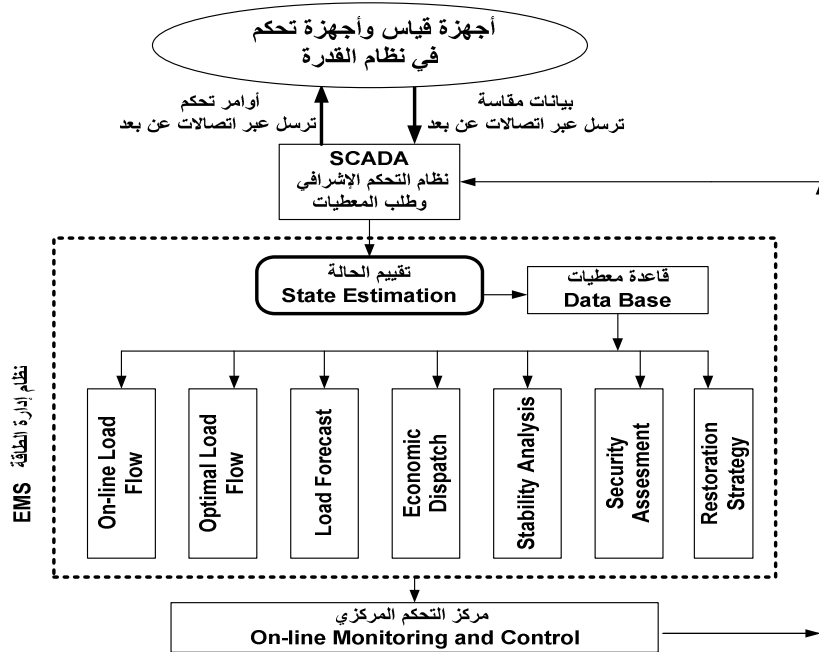
يمكن رفع موثوقية نظم التحكم والتنسيق المؤتمتة باختيار عناصر للنظام عالية الجودة و بزيادة احتياطي العناصر (من حواسيب وخطوط اتصالات الخ)، وباستخدام معلومات عالية الموثوقية، أما رفع مستوى موثوقية المعلومات فيتم باختيار أجهزة قياس معلومات عالية الجودة ونقلها والأهم باختيار طرق مناسبة و موثوقة لمعالجة

المعلومات (قياسات أجهزة القياس عن بعد). موثوقية طرق معالجة المعلومات مرتبطة بقدرتها على معالجة القياسات الشاذة بهدف اكتشاف وجودها وتحديد هويتها وإبعادها. إضافة لما ذكر، ومن أجل الوصول إلى الهدف الرئيسي سنعمل على إعداد طريقة مناسبة فعالة و موثوقة لاكتشاف وجود القياسات الشاذة بكافة أنواعها في مجموعة القياسات المدخلة إلى مقيم الحالة وفي أقل زمن ممكن، وذلك بهدف رفع مستوى موثوقية نظام المعلومات المستخدم في نظام التحكم بنظم القدرة وبالتالي رفع اقتصاديته و موثوقيته. (تصنيف القياسات الشاذة سيرد لاحقاً).

طريقة البحث ومواده:

• دور تقييم الحالة في نظم إدارة الطاقة:

إن الشيء الوحيد الذي نعرفه عن المنظومة في مراكز التحكم (نظم إدارة الطاقة) يأتي من قياسات مشوبة بأخطاء صغيرة (متوقعة) وكبيرة (شاذة)، أي أن القيمة التي حصلنا عليها من جهاز القياس تكون قريبة إلى القيمة الحقيقية للبارومتر المقيس ولكن تختلف عنها بقيمة مجهولة وعلينا استخدام هذه القياسات لإنتاج صورة عن حالة عمل النظام قريبة قدر الإمكان من الصورة الحقيقية. يتم البناء على هذه الصورة المنتجة عند تنفيذ كل الوظائف المباشرة لنظام إدارة الطاقة من خلال مراكز التحكم. الأنسب من بين الطرق المعروفة لإنتاج هذه الصورة كما أشرنا في المقدمة هي طرق تقييم الحالة. الشكل (1) يمثل مخططاً بسيطاً لنظام التحكم بنظم القدرة الكهربائية متضمناً وظائف نظام إدارة الطاقة ويبين أن نتائج تقييم الحالة تشكل الأساس لكل وظائف نظام إدارة الطاقة المباشرة [2,3].



الشكل (1) نظام التحكم بنظم القدرة متضمناً أهم وظائف نظام إدارة الطاقة EMS

من أهم طرق معالجة المعلومات التي تنتج وصيفاً رياضياً لحالة عمل النظام كما ذكرنا أعلاه هي طرق تقييم الحالة المعروفة في علم الإحصاء والاحتمالات. المعلومات التي علينا معالجتها في مراكز التحكم تكون من نوعين،

الأول: إشارات عن بعد (عن وضعيات القواطع) تستخدم لإنتاج التشكيلة الحالية للشبكة (الرسم الشبكة) وهي خارج مجال هذا البحث، والثاني: قياسات عن بعد (سريانات استطاعة، حقونات، توترات...) تستخدم لقياسات لإنتاج الوصف الرياضي لحالة عمل نظام القدرة أي حساب بارامترات حالة النظام (توترات العقد مطالاً وزاوية)، ومن ثم حساب كل ما يهمنا من بارامترات أخرى (سريانات الاستطاعة في الخطوط واستطاعات التوليد الخ)، وتسمى الحالة المقيمة. معالجة القياسات هي محل اهتمام البحث [1,3,4,5].

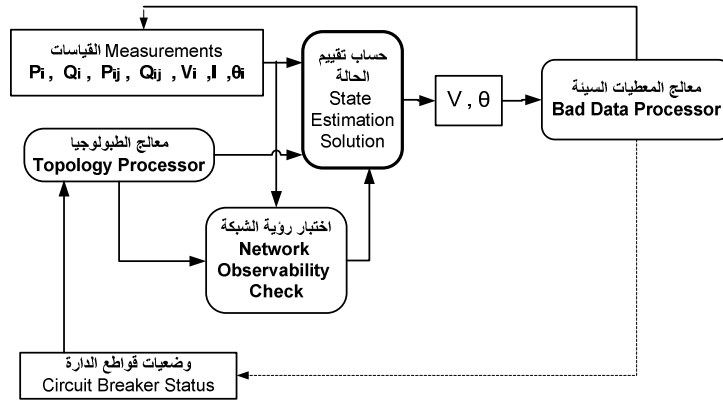
إن القياسات، كما ذكرنا أعلاه، غالباً ما تكون مشوبة بأخطاء وأحياناً تكون أخطاء كبيرة (شاذة). و الأخطاء الكبيرة يمكن أن تحدث في القياسات عندما يكون لأجهزة القياس انحيازات $biases$ أو انحرافات $drifts$ أو عندما تكون موصولة بشكل خاطئ. أيضاً حالات الفشل في أنظمة الاتصالات عن بعد أو التشويش نتيجة تداخلات غير متوقعة أيضاً تقود إلى انحرافات في القياسات المسجلة. كأمثلة على القياسات الشاذة يمكن أن نذكر مطالات الجهود السالبة، والقياسات التي تكون أكبر أو أصغر بعدة مرات من القيم المتوقعة، وكذلك الفروق الكبيرة بين التيارات الداخلة والخارجة في عقدة ارتباط ضمن محطة تحويل [2,3,5].

إن إحدى وظائف مقيم الحالة الأساسية هي اكتشاف وجود القياسات الشاذة وتحديد هويتها وحذفها عند الإمكان. بعض القياسات الشاذة تكون واضحة، ويمكن كشفها وحذفها قبيل تقييم الحالة وبتدقيق معقول. لكن لسوء الحظ ليست كل القياسات الشاذة قابلة للاكتشاف بسهولة بواسطة الطرق المعروفة، بالتالي يتوجب تزويد مقيم الحالة بسمات (بقدرات) أكثر تقدماً لتسهيل اكتشاف وتحديد هوية أي نوع من القياسات الشاذة وإبعادها. في حال لم تكتشف هذه الأخطاء الشاذة ولم تبعد قد تؤدي إلى تشويه نتائج تقييم الحالة وبالتالي لن نتمكن من البناء على تلك النتائج لاتخاذ إجراءات تحكمية تصحيحية سليمة، و لن يكون التشغيل اقتصادياً وموثوقاً هذا إن لم تؤدِّ الإجراءات التحكمية الخاطئة إلى نتائج كارثية في نظام القدرة. بالطبع إن حذف (ترشيح) القياسات الموصوفة بالشذوذ مرتبط بافتراض وجود فائض كافٍ في القياسات عن عدد المجاهيل [2,3].

• تقييم الحالة State Estimation

إن تقييم الحالة هو عبارة عن عملية تحديد n متغير حالة للنظام (مطالات وزوايا أطوار توترات كل العقد V و θ) اعتماداً على m قياس من ذلك النظام (مثل $\theta_i, V_i, Q_{ij}, P_{ij}, Q_i, P_i$ الخ) وفقاً لمعيار ما. عادة القياسات تكون فائضة ($m > n$) ومشوبة بأخطاء ذات طبيعة عشوائية بتوزيع احتمالي عادي (غاوسي) ذي انحراف معياري قيمته 1.0. بمعرفة التقييم الإحصائي لمتغيرات الحالة V و θ يمكن حساب كل تقييمات المتغيرات الأخرى التي تهمننا (مثل سريانات الاستطاعات والتيارات و الحقونات...) [2-5].

الشكل (2) يبين مكونات وظيفة تقييم الحالة. لاحظ أن معالجة المعطيات السيئة (الشاذة) تشكل مكوناً أساسياً من مكونات مقيم الحالة.



الشكل (2) مكونات وظيفية تقييم الحالة

يمكن تقديم موديل القياسات رياضياً كما يلي : $z_i^{meas} = z_i^{true} + e_i$ ، حيث : z_i^{meas} قيمة القياس المأخوذ من جهاز القياس، z_i^{true} القيمة الحقيقية للكمية المقاسة، و e_i الخطأ العشوائي للقياس. يمكن التعبير عن القيم الحقيقية z_i^{true} كتتابع لاختطية أو خطية لمتغيرات حالة النظام x : $z_i^{true} = h_i(x)$. حيث h_i هو التابع الذي يربط المتغير المقيس z_i بمتغيرات حالة النظام x . بافتراض أن مجموعة الكميات المقاسة موصوفة بمجموعة توابع $h(x) = z^{true}$ ، حيث : x هو شعاع حالة النظام بالأبعاد $n \times 1$ و z شعاع القياسات بالأبعاد $m \times 1$ و h شعاع توابع بالأبعاد $m \times 1$ ، يمكن أن نعرف شعاع أخطاء القياسات e للحالتين :

$$e = Hx - z^{meas} \quad \text{والخطية} \quad e = h(x) - z^{meas} \quad \text{اللاخطية} \quad (1)$$

حيث عناصر e تمثل الفروق بين القيم المقاسة والقيم الحقيقية $h(x) = z^{true}$ و H هي مصفوفة أمثال x أو مصفوفة جاكوبيان للحالة الخطية.

من المفيد الآن تعريف شعاع رواسب القياسات r الذي عناصره تمثل الفروق بين القيم المقاسة والقيم الحقيقية. الآن يمكن أن نعرف شعاع الرواسب r للحالتين :

$$r = H\hat{x} - z \quad \text{والخطية} \quad r = h(\hat{x}) - z^{meas} \quad \text{اللاخطية} \quad (2)$$

حيث \hat{x} شعاع الحالة المُقيّم. وشعاع الحالة المقيم هو الشعاع الذي ينهي شعاع الرواسب إلى الحد الأدنى وفق معيار ما. يوجد ثلاث معايير لحل هذه المسألة: (1) المربعات الأصغرية (الأكثر استخداماً)؛ (2) الانحراف المطلق الأصغري "مقاربة L_1 "؛ (3) معيار *Chebyshev or min-max* "مقاربة L_∞ " [3,4,5]. الحل وفق المربعات الأصغرية (LS) يعبر عنه رياضياً كما يلي :

$$\text{Minimize } J = \sum_{i=1}^m r_i^2 = r^T r = e^T e \quad (3)$$

الشكل الآخر لهذه الطريقة هو طريقة المربعات الأصغرية الموزونة (WLS) التي تنهي مجموع المربعات الموزونة لمركبات شعاع الرواسب r أو لمركبات شعاع أخطاء القياسات e . يعبر عن هذا الكلام رياضياً كما يلي :

$$\text{Minimize } J = \sum_{i=1}^m w_i r_i^2 = r^T W r = e^T W e \quad (4)$$

حيث $w_i = \frac{1}{\sigma_i^2}$ مقلوب الانحراف المعياري للقياس i ويسمى وزن الراسب r_i للقياس i ، و W = $\left\{ \frac{1}{\sigma_1^2}, \frac{1}{\sigma_2^2}, \dots, \frac{1}{\sigma_m^2} \right\}$ مصفوفة قطرية، عناصر قطرها هي w_i أوزان رواسب القياسات [4,5].

الحالة الأكثر اعتياداً للمربعات الأصغرية الموزونة تعرف كما يلي: نحن نسلم بأننا نريد حساب حالة النظام التي تجعل مجموع مربعات أخطاء القياسات الموزونة أو رواسبها الموزونة s_i أصغرياً، أي:

$$\text{Minimize } J = \sum_{i=1}^m \left[\frac{h_i(x) - z_i}{\sigma_i} \right]^2 = \sum_{i=1}^m s_i^2 = e^T W e = r^T W r \quad (5)$$

رواسب أخطاء القياسات الموزونة تعرف كما يلي: $s_i = \frac{h_i(x) - z_i}{\sigma_i} = \frac{e_i}{\sigma_i}$. بالطبع s_i قيمة عشوائية يفترض أنها موزعة حسب غاوص بقيمة متوسطة صفرية *zero main* وبانحراف معياري 1.0. بالتالي فإن المعادلة (5) تمثل صياغة مربعات أصغرية موزونة، علي حين (3) مكافئة لافتراض أن كل الانحرافات المعيارية متساوية.

باستخدام معادلات القياسات اللاخطية (1) والخطية (2) يمكن التعبير عن مسألة تقييم الحالة كما يلي:

$$\text{Minimize } J = (h(x) - z)^T W (h(x) - z) \quad \text{للحالة اللاخطية} \quad (6)$$

$$\text{Minimize } J = (Hx - z)^T W (Hx - z) \quad \text{للحالة الخطية} \quad (7)$$

الشعاع المجهول \hat{x} يتم الحصول عليه من حل الشرط اللازم الذي يعبر عنه بالترميز المصفوفي كما يلي:

$$\frac{dJ}{dx} = 0 \quad (8)$$

نحل هذه المسألة أولاً للحالة الخطية ومن ثم للحالة اللاخطية:

الحالة الخطية: بالاشتقاق المباشر لتابع الهدف J الموافق للحالة الخطية نحصل على:

$$\frac{dJ}{dx} = \frac{d}{dx} [(Hx - z)^T W (Hx - z)] = 2H^T W (Hx - z) = 0 \quad (9)$$

عند حل المعادلة الأخيرة نحصل على شعاع تقييم الحالة الخطي \hat{x} الذي يحقق المعادلة (9):

$$= (H^T W H)^{-1} H^T W z \quad (10)$$

الحالة اللاخطية: للحصول على حل مسألة تقييم الحالة اللاخطية نفترض أن تخميناً أولياً X^0 يكون معروفاً (معلوماً). بنشر معادلات تقييم الحالة اللاخطي حول X^0 وأخذ الحدود الأولى الخطية فقط نحصل على:

$$x^{\alpha+1} = x^\alpha - (H^T W H)^{-1} H^T W (h(x^\alpha) - z) \quad \text{(خوارزمية تكرارية)} \quad (11)$$

حيث α رقم التكرار، H هي المصفوفة $\partial h(x) / \partial x$ محسوبة عند $x = x^\alpha$. هذه هي مصفوفة جاكوبيان للتابع $h(x)$ ، أي أن حل مسألة تقييم الحالة اللاخطي يتم عبر خوارزمية تكرارية بواسطة الطرق المستخدمة نفسها في حساب سريان الاستطاعة التقليدي. نحسب في كل خطوة تكرارية تغير شعاع تقييم الحالة $\Delta \hat{x} = x^{\alpha+1} - x^\alpha$. نكرر الحساب حتى تصبح قيمة أكبر عنصر في الشعاع $\Delta \hat{x}$ أصغر من أو تساوي قيمة ϵ صغيرة جداً معتمدة [3,4,5].

• جودة تقييم الحالة *Quality of State Estimation*

تقييم الحالة يقدم حالة تشغيل النظام في الزمن الحقيقي، بالإضافة إلى أنه يوفر معلومات عن نوعية تقييم الحالة بطريقة كمية. مثل هذا التحليل يوفر مجالات ثقة *confidence intervals* للحالة المقيّمة المحسوبة.

بافتراض أن دقة المقياس معطاة فيظهر سؤالان: الأول: ما هو احتمال أن كل القياسات موجودة ضمن حدود متوقعة (جودة التطابق *goodness of Fit*)؟، والثاني: ما هي دقة الحل المحسوب؟

■ **جودة التطابق** تعرف بأنها احتمال أن يكون توزع أخطاء القياس ضمن الحدود المتوقعة. هذا الاحتمال يحسب كما يلي: افترض أن تقييم الحالة \hat{x} قد تم حسابه وفق معيار المربعات الأصغرية الموزونة WLS . اعتبر الرواسب المعدلة المحسوبة عند التقييم \hat{x} ، وقد سلمنا بأن الرواسب المعدلة s_i هي متغيرات عشوائية غاوصية. الآن اعتبر المتغير التالي $X^2 = \sum_{i=1}^m s_i^2$. لطالما أن المتغيرات $\{s_1, s_2, \dots, s_m\}$ هي متغيرات عشوائية

غاوصية ومرتبطة فقط بـ n متغير حالة مستقلة عبر مجموعة من التوابع $h(x)$ ، فإن المتغير X^2 أيضاً هو متغير عشوائي غاوصي موزع وفق توزيع $chi-square$ الذي يملك $m-n$ درجة حرية. تابع التوزيع الاحتمالي لمتغير عشوائي عام موزع وفق $chi-square$ هو كما يلي: $\Pr(\alpha, \epsilon) = \Pr[X^2 \leq \alpha]$ ، حيث α هي درجات حرية المتغير. من نظرية الاحتمالات الأساسية نحن نعلم أن القيمة المتوقعة لـ X^2 هي: $E[X^2] = \alpha = m - n$. الخواص الإحصائية أعلاه يمكن استخدامها لحساب احتمال أن القياسات Z دقيقة إحصائياً عند حساب الحالة X وفق معيار المربعات الأصغرية. تسمى هذه الاحتمالية بمستوى الثقة $confidence level$ بتقييم الحالة.

مستوى الثقة بحسب كما يلي: اعتبر حل تقييم الحالة وفق المربعات الأصغرية \hat{x} . هذا الحل ينهي مجموع مربعات s_i إلى الحد الأدنى، أي أن أي شعاع آخر سوف يعطي قيمة أكبر من X^2 ، أي أن:

$$\sum_{i=1}^m s_i^2(x) = X^2 \geq \epsilon \quad (12)$$

حيث $\epsilon = \sum_{i=1}^m s_i^2(\hat{x})$ احتمال أن الحادث أعلاه $X^2 \geq \epsilon$ يعطى بواسطة توزيع $chi-square$

$$Pr[X^2 \geq \epsilon] = 1.0 - Pr[X^2 \leq \epsilon] = 1.0 - Pr(\epsilon, \alpha) \quad (13)$$

هذه الاحتمالية تعبر عن جودة توزيع الرواسب المعدلة s_i ضمن الحدود المتوقعة. الاحتمالية العالية تشير إلى أن هذه الرواسب موزعة بشكل جيد ضمن الحدود الإحصائية، أي أن الرواسب المعدلة موزعة حسب غاوص ضمن المجال (1- إلى 1). هذا يعني أن الرواسب الفعلية قابلة للمقارنة مع الأخطاء المتوقعة. القيمة المنخفضة للاحتتمالية (الاحتمالية المنخفضة) تشير إلى أن قيم الرواسب أعلى من القيم المتوقعة إحصائياً. هذا هو سبب تسمية هذه الاحتمالية بمستوى الثقة $confidence level$ بنتائج التقييم. لاحظ أن مستوى الثقة يمكن حسابه لأجل الحل وفق المربعات الأصغرية فقط. على كل حال يمكن استخدام الإجراء أعلاه كتقريب لأجل حساب \hat{x} وفق المعايير الأخرى [4,5] (L_∞ & L_1).

■ **دقة الحل** يعبر عنها بمصفوفة التباين $Covariance matrix$ لتقييم الحالة \hat{x} . افترض أن \bar{x} هو الحل الحقيقي للمعادلة (9)، أي الحالة المقيمة، ولكنه مجهول، فتعرف مصفوفة التباين كما يلي:

$$C_s = E[(\hat{x} - \bar{x})(\hat{x} - \bar{x})^T] \quad (14)$$

بتطبيق خوارزمية تقييم الحالة في النقطة \bar{x} يمكن كتابة التعبير الخطي $\hat{x} - \bar{x}$ كما يلي: $\hat{x} - \bar{x} = (H^TWH)^{-1}H^TWr$ وباعتبار أن $r \cong e$ فإن القيم الإحصائية $statistics$ لخطأ القياس هي التالية: $E[ee^T] = W^{-1}$ & $E[e] = 0$ العلاقة (14) وبالتبسيط تصبح مصفوفة التباين بالصيغة التالية: $C_x = (H^TWH)^{-1}$.

حالما يتم حساب مصفوفة التباين يمكن حساب الانحراف المعياري لمركبة شعاع الحالة x كما يلي: $\sigma_{xi} = \sqrt{C_{x(i,i)}}$ ، حيث $C_{x(i,i)}$ هو العنصر القطري i في مصفوفة التباين. مصفوفة التباين تعرف أيضاً بمصفوفة المعلومات $information matrix$ لأنها توفر معلومات مفيدة عن الخطأ المتوقع في متغيرات الحالة المحسوبة (المقيمة) [7,8,4].

• تصنيف القياسات السيئة (الشاذة)

قد تظهر القياسات الشاذة بعدة طرق حسب نوعها أو مكانها أو عددها، ويمكن أن تُصنّف إلى:

1. قياسات شاذة مفردة (single): يكون في كامل النظام قياس واحد بخطأ كبيراً؛
2. قياسات شاذة مضاعفة (multiple): عندما يوجد أكثر من قياس واحد بخطأ كبير.

تصنف القياسات الشاذة المضاعفة بدورها كما يلي:

1. قياسات شاذة مضاعفة غير متبادلة التأثير: هي التي تكون رواسبها مترابطة ارتباطاً ضعيفاً،
2. قياسات شاذة مضاعفة متبادلة التأثير (برواسب مترابطة بقوة) لكنها غير متطابقة؛
3. قياسات شاذة مضاعفة متبادلة التأثير ومتطابقة (تحدث في وقت واحد أو في العقدة نفسها).

القياسات المترابطة بقوة *strongly correlated* هي تلك القياسات التي تؤثر أخطاؤها على القيمة المُقيمة لكل منها بشكل كبير مؤدية إلى ظهور القياسات الجيدة كقياسات شاذة عندما تحتوي الأخرى على خطأ كبير. التحديد الكمي لدرجة التأثير المتبادل بين القياسات وتحليل الأخطاء يمكن أن يُنفذ بالاعتماد على مدى حساسية رواسب القياسات لأخطاء القياسات [4,7,8].

• اكتشاف القياسات الشاذة وتحديد هويتها *Detection and Identification of Bad Data*

يمكن إنجاز عملية اكتشاف القياسات الشاذة وتحديد هويتها بشرط توفر قياسات فائضة ($m > n$) لدينا، وبشرط كون القياسات المتاحة موزعة في النظام بطريقة تؤمن رؤيته *observability* (إمكانية تقييم حالته من القياسات المتاحة).

هنا أمامنا مسألتان متعلق ببعضها ببعضهما الآخر، الأولى: اكتشاف وجود القياسات السيئة في مجموعة القياسات المدخلة إلى مقيم الحالة، والثانية: تحديد هوية القياسات السيئة، أي تحديد أي من القياسات هي السيئة.

■ **اكتشاف القياسات السيئة:** الطرق الأكثر استخداماً لاكتشاف وجود القياسات الشاذة هي [4,7,8]:

1. اختبار مربعات تشي *Chi-squares test*: حيث يتم حساب مستوى الثقة، فإذا كانت مجموعة القياسات المدخلة خالية من القياسات السيئة فإن مستوى الثقة سيكون عالياً. في حال وجود واحد أو أكثر من القياسات السيئة فإن مستوى الثقة سينخفض. نوه إلى أن هذا الاختبار لا يحدد هوية القياس السيئ، وهو خارج مجال بحثنا المقدم.

2. اختبار الرواسب المعدلة *Normalized Residuals*: يعدّ اختبار الرواسب المعدلة أكثر دقة في اكتشاف القياسات الشاذة. نحصل على القيمة المعدلة لراسب القياس i بنقسيم بسيط لقيمه المطلقة على العناصر القطرية الموافقة في مصفوفة تباين الراسب $C_x = (H^T W H)^{-1}$.

$$r_i^N = \frac{|r_i|}{\sqrt{C_{x(i,i)}}} = \frac{|r_i|}{\sigma_{xi}} \cong \frac{|e_i|}{\sigma_{xi}} \quad \& \quad r_i^N \sim N(0,1) \quad (15)$$

أي لشعاع الراسب المعدل r^N توزيع طبيعي بقيمة متوسطة صفرية. بمقارنة العنصر الأكبر في r^N مع العتبة الإحصائية المعتمدة يمكن أن نقرر وجود قياسات شاذة أم لا. نختار عتبة المقارنة بالاعتماد على المستوى المرغوب لحساسية الاكتشاف.

يمكن أن تُكتشف القياسات الشاذة إذا كان حذف القياس المُقابل لا يؤدي إلى تحويل النظام المرئي إلى غير مرئي. بكلمات أخرى القياسات الشاذة التي تظهر في القياسات الحرجة لا يمكن اكتشافها. القياس الحرج هو القياس الذي إذا حذفناه تصبح الشبكة غير مرئية، أي لا يمكن إنجاز تقييم الحالة اعتماداً على القياسات المتاحة. بُعيد اكتشاف وجود قياسات شاذة في مجموعة القياسات يجب تحديد هويتها، (أي أيها السيئ) بهدف إبعاده.

■ تحديد هوية القياسات السيئة يتم على مرحلتين [4,7,8]:

في الأولى: يتم تحديد هوية القياسات السيئة الواضحة، وذلك بالتفتيش والمقارنة مع حدود المجالات المعتمدة، فإذا كان القياس خارج المجال فسوف يصنف أنه قياس سيئ أو على الأقل مشكوك به أنه سيئ (قياس مشبوه)..
في الثانية: يتم تحديد هوية القياسات السيئة بواسطة التحليل الإحصائي للرواسب و/أو تأثيراتها على مستوى الثقة. هذا التحليل يعتمد على الطريقة المختارة لحل معادلة تقييم الحالة. في حالة الحساب بطريقة *WLS* يتم تحديد هوية القياسات السيئة الممكنة اعتماداً على رواسبها الكبيرة. يجب التنبيه إلى أنه ربما لا يكون القياس براسب كبير سيئاً دائماً، ومن الممكن أن يكون للقياس السيئ راسب صغير جداً.

استخدمت خصائص الرواسب المعدلة للقياسات الشاذة الأحادية الموجودة في مجموعة القياسات في ابتكار اختبار لتحديد هوية القياسات الشاذة والحذف التالي لها. سمي هذا الاختبار باختبار الراسب المعدل الأكبر Largest Normalized Residual r_{\max}^N Test (LNR test) و ينفذ وفق الخطوات التالية:

1. حل تقييم الحالة بطريقة *WLS*، ثم احسب عناصر شعاع راسب القياس:

$$r_i = z_i - h_i(\hat{x}), \quad i = 1, \dots, m$$

$$2. \text{ حساب الراسب المعدل: } r_i^N = \frac{|r_i|}{\sqrt{C_{ii}}} \quad i = 1, \dots, m$$

3. تحديد k الموافق لـ r_{\max}^N الأكبر بين كل r_i^N حيث $i = 1, \dots, m$

4. إذا كان $r_i^N > c$ فإن القياس k سيُستبهِ به كقياس شاذ وإلا فتوقف فلا اشتباه بوجود قياسات شاذة. هنا c هي العتبة المختارة للمقارنة؛

5. حذف القياس k من مجموعة القياسات والعودة إلى الخطوة 1.

يختلف أداء اختبار الراسب المعدل LNR اعتماداً على نوع القياسات الشاذة وتشكيلتها. تؤكد المراجع [6-8]

أن اختبار LNR قادر على تحديد هوية القياسات الشاذة بكل أنواعها ماعداً " القياسات الشاذة متبادلة التأثير بأخطاء متطابقة " فإنه يفشل في تحديد هوية أي واحد منها عند تقييم الحالة بطريقة المربعات الأصغر الموزونة التقليدية [4,7,8].

الطريقة الأكثر أماناً لتحديد هوية القياس الشاذ هي طريقة الاختبار الافتراضي *hypothesis testing* وتقييم الحالة المتتالي *sequential state estimation (SSE)* ولكنها متطلبة حسابياً. افترض أن قياساً تم تحديده أنه مشبوه، فيتم إبعاده، ومن ثم يتم حساب تقييم الحالة ثانية وبالتالي يتم حساب مستوى الثقة. ويشير التحسن الكبير في مستوى الثقة إلى أن القياس الذي هو قيد الدراسة سيئ فعلاً [7,8].

لذلك لجأ الباحثون إلى طرق أخرى لتحديد هوية هذا النوع من القياسات الشاذة وحذفه، أهمها:

1. الاختبار الافتراضي (HTI) Hypothesis Testing Identification [4].

2. طريقة فرع - حد (BB) Branch and Bound [7,8].

3. بحث تابو (البحث عن المحظور) Tabu Search (TS) [7,8].

4. الخوارزمية الوراثية المتكيفة ذاتياً Self Adaptive Genetic Algorithm (SAGA) [10].

تؤكد المراجع أن هذه الطرق أكثر تعقيداً بالمقارنة مع اختبار LNR، الذي تعتمده أغلب الطرق في التحديد الأولي للقياسات الشاذة. المراجع [10] يقترح استخدام الخوارزمية الوراثية المتكيفة ذاتياً لاكتشاف القياسات الشاذة

وتحديد هويتها. عرض الباحث في [10] اختبارات لخوارزميته على شبكات IEEE-6 buses و IEEE-14 buses وبين أنها نجحت في اكتشاف كل أنواع القياسات الشاذة وتحديد هويتها ولكنها تتطلب جهداً كبيراً وزمناً طويلاً وخصوصاً في حالة الشبكات الكبيرة و وجود عدد كبير من القياسات الشاذة.

بما أن مسألة تقييم الحالة هي مسألة أمثلة بالأساس وبما أن عملية تحديد هوية القياسات الشاذة تعتمد على طريقة تقييم الحالة المستخدمة فقد قررت تحسين اختبار LNR عن طريق تجريبه مع طرق أمثلة عدة لتقييم الحالة. وقع الاختيار بدايةً على طريقة المنطقة الموثوقة trust region للأمثلة اللاخطية وذلك بسبب توفر تابع خاص بها Isqnonlin في صندوق أدوات MATLAB وتم الحصول على نتائج متميزة. فيما يلي شرح موجز لطريقة المنطقة الموثوقة.

■ طريقة المنطقة الموثوقة سنشرحها على مسألة أمثلة لا خطية غير مقيدة:

إذا كان التابع $f(x)$ يأخذ متغيرات شعاع ويُعيد أعداداً سلمية، أوجد الحد الأدنى للتابع $\text{minimize } f(x)$. افترض أنك موجود في النقطة x الموجودة في فضاء ذي n بُعد، وتريد أن تحسن أي تتحرك إلى نقطة تكون فيها قيمة التابع أقل من x . الفكرة الأساسية تتلخص في تقريب التابع f إلى تابع تربيعي أبسط q يمكن أن يعكس سلوك التابع f بشكل معقول في منطقة N مجاورة للنقطة x . هذه المنطقة المجاورة تدعى بالمنطقة الموثوقة. يتم بعدها حساب خطوة تجريبية s بإيجاد الحد الأصغري (أو بإيجاده بشكل تقريبي) في المنطقة N . عندها تصبح المسألة الفرعية للمنطقة الموثوقة:

$$\min_s \{q(s), s \in N\} \quad (16)$$

يتم تحديث النقطة الحالية لتصبح $x+s$ إذا كان $f(x+s) < f(x)$ وإلا فإن النقطة الحالية تبقى دون تغيير ومنطقة الوثوقية N سوف تتضاءل ومن ثم يعاد حساب الخطوة التجريبية [11,12].
سنعتمد التابع $f(x)$ من أجل تقييم حالة نظام القدرة الكهربائية كما يلي:

$$J(x) = \sum_{i=1}^m (z_i - h_i(x))^2 / \sigma_{ii}^2 \quad (17)$$

الأسئلة المفتاحية في تعريف مقارنة المنطقة موثوقة، خاصةً لإنهاء التابع $f(x)$ إلى الحد الأدنى، هي كيف نختار ونحسب التقريب q (المعرف عند النقطة المعنية x)؟، وكيف نختار ونعدل المنطقة الموثوقة N ؟، وأخيراً كيف نحل بدقة مسألة المنطقة الموثوقة؟

تعرف المنطقة الموثوقة بأنها تلك المنطقة من مجال البحث التي نتق بأن الموديل التربيعي q فيها، هو موديل كاف بوصفه تابع هدف (يمثل تابع الهدف). مقياس التقدم هو نصف قطر المنطقة الموثوقة Δ الذي يكون كمية متحكم بها يمكن زيادتها أو إنقاصها بالاعتماد على كيفية تنبؤ الموديل المحلي q بسلوك تابع الهدف بشكل جيد [11,12]. سوف نركز على المسائل غير المقيدة لأن تقييم الحالة بطريقة المربعات الأصغرية الموزونة هي بالأساس مسألة غير مقيدة.

نعرف التقريب التربيعي q بالحددين الأوليين من نشر تايلور لـ f عند النقطة x ، وستكون المنطقة المجاورة N على شكل كرة أو شكل قطع ناقص. رياضياً تصبح مسألة المنطقة الموثوقة بالشكل:

$$\min \left\{ \frac{1}{2} s^T dH s + s^T g \quad \text{such that } \|s\| \leq \Delta \right\} \quad (18)$$

حيث g تدرج التابع f عند النقطة الحالية x و dH هي مصفوفة هسيان Hessian matrix (مصفوفة متناظرة من المشتقات الثانية) و Δ نصف قطر المنطقة الموثوقة و $\| \cdot \|$ النظيم من الدرجة الثانية the 2-norm. حل المعادلة (18) يعتمد على تقييد المسألة الفرعية للمنطقة الموثوقة بمجال بحث S ببعدين. حالما يتم حساب مجال البحث S يصبح العمل لحل المعادلة (18) بسيطاً حتى لو احتجنا إلى معلومات كاملة عن القيم الخاصة eigenvalues أو الأشعة الخاصة eigenvectors. العمل الأساسي الآن هو تحديد مجال البحث S . يتم تحديد مجال البحث S ببعدين بمساعدة عملية التدرج المترافقة المسبقة التقييد (preconditioned conjugate gradient process) كما يلي: التابع solver يخصص مجال البحث ببعدين $S = \langle s_1, s_2 \rangle$ حيث s_1 تكون باتجاه التدرج g و s_2 تكون إما باتجاه نيوتن التقريبي أي حل المعادلة $dH \cdot s_2 = -g$ وإما باتجاه الميل السلبي $s_2^T \cdot dH \cdot s_2 < 0$.

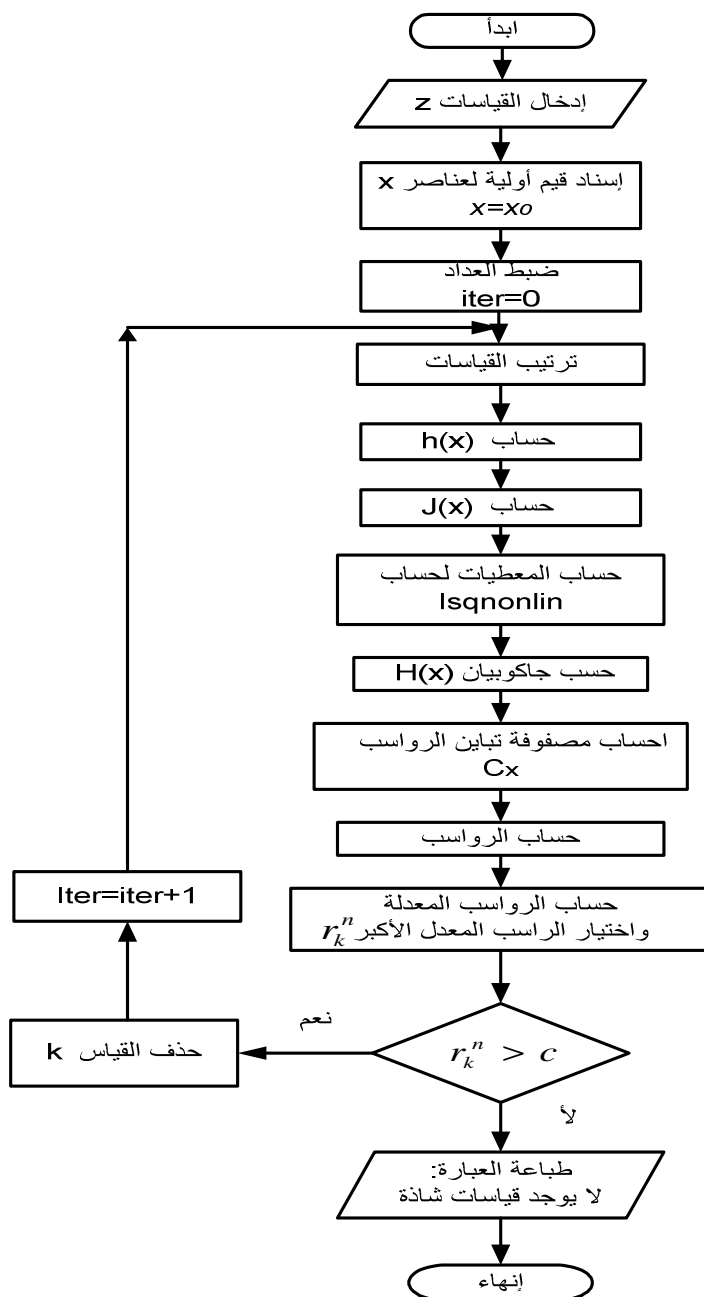
الحكمة وراء هذا الاختيار لـ S هو الإيجار على التقارب الشامل (عبر اتجاه الهبوط القاسي أو اتجاه الميل السالب) وإنجاز تقارب محلي سريع (عبر خطوة نيوتن إن وجدت).

الآن من السهل تقديم مخطط للأمتلة غير المقيدة باستخدام مفاهيم المنطقة الموثوقة كما يلي:

1. صياغة مسألة المنطقة الموثوقة ببعدين.
2. حل المعادلة (18) لتحديد الخطوة التجريبية s .
3. إذا كان $f(x+s) < f(x)$ تُحدَّث x إلى $x+s$.
4. ضبط (تعديل) نصف قطر المنطقة الموثوقة Δ .

تكرر الخطوات الأربعة السابقة حتى يتم التقارب. يتم تعديل بُعد المنطقة الموثوقة Δ تبعاً لقواعد معيارية. مثلاً يتم إنقاصه إذا لم تُقبل الخطوة التجريبية، أي إذا كان $f(x+s) \geq f(x)$ [12، 11].

انطلاقاً من مسلّمة أن معالجة القياسات الشاذة بمساعدة LNR تعتمد على طريقة تقييم الحالة المستخدمة في التطبيق، فقد تم في هذا البحث تجريب استخدام طريقة المنطقة الموثوقة للأمتلة بشكل غير مباشر من أجل تقييم الحالة عبر استخدام تابع المنطقة الموثوقة lsqnonlin المتاح في Matlab optimization toolbox وذلك بهدف تحسين أداء طريقة LNR في اكتشاف القياسات الشاذة وتحديد هويتها وحذفها. لتحقيق هذا الهدف تم إعداد خوارزمية وكتابة برنامج بلغة MATLAB لتقييم الحالة اللاخطية واكتشاف القياسات الشاذة وتحديد هويتها وإبعادها. المخطط الصندوقي للخوارزمية مبين على الشكل (3).



الشكل (3) المخطط الصندوقي لخوارزمية LNR المقترحة

تم تجريب الخوارزمية على شبكات IEEE-6-14-30 buses القياسية و تبين بمقارنة النتائج التي تم الحصول عليها مع نتائج البحث [10] الذي يعتمد على حذف القياسات الشاذة باستخدام الخوارزمية الوراثية المتكيفة ذاتياً، أنه فعلاً في اكتشاف وتحديد هوية وحذف كل أنواع القياسات الشاذة.

النتائج والمناقشة

• التطبيق الأول على الشبكة IEEE-6 buses: تم إجراء أربعة اختبارات بقياسات شاذة مختلفة الأنواع وتمت مقارنة النتائج مع نتائج خوارزمية الوراثة المعروضة في المرجع [10]. النتائج مبينة في الجدول (1).

الجدول (1): الاختباران (1 و 2) على الشبكة IEEE-6 buses

الاختبار 1	مقارنته مع [10]	الاختبار 2	مقارنته مع [10]	
$P_1=1.079$ $Q_1=0.16$	$P_1=1.079$ $Q_1=0.16$	$P_2=0.5$ $P_{21}=-0.278$	$P_2=0.5$ $P_{21}=-0.278$	القيم الأساسية (من نتائج سريان لاستطاعة)
$P_1=-1.131$ $Q_1=-0.202$	$P_1=-1.131$ $Q_1=-0.202$	$P_2=1.3$ $P_{21}=-0.75$	$P_2=1.3$ $P_{21}=-0.75$	القياسات الشاذة المولدة (بإدخال أخطاء على الأساسية)
$P_1=1.1002$ $Q_1=0.163$	$P_1=1.1043$ $Q_1=0.1698$	$P_2=0.474$ $P_{21}=-0.286$	$P_2=0.48$ $P_{21}=-0.2898$	المقيم المقيمة (المحسوبة من القياسات)
2	2	2	2	عدد القياسات الشاذة المكتشفة
0.49	3.562	0.486	3.66	زمن التنفيذ (ثانية)
مضاعف متبادل التأثير غير متطابق	مضاعف متبادل التأثير غير متطابق	مضاعف متبادل التأثير غير متطابق	مضاعف متبادل التأثير غير متطابق	نوع المعطى السيئ المُدخَل
37.78	40.647	36.788	39.6416	مجموع الرواسب المحدثة $J(x^{new})$

ملاحظة 1: القيم الأساسية مأخوذة من نتائج سريان استطاعة تقليدي، أي أنها قيم دقيقة وليست قياسات مشوبة بأخطاء. بداية نستخدم هذه القيم الدقيقة لتوليد قياسات مشوبة بأخطاء، وبعد تقييم الحالة اعتماداً على القياسات المشوبة بأخطاء نستخدم القيم الأساسية لمقارنة نتائج التقييم معها من أجل الحكم على جودة التقييم.

ملاحظة 2: المقارنة مع المرجع [10] تعني المقارنة مع نتائج تطبيق خوارزمية الجينات الوراثية المتكيفة ذاتياً على ن الشبكات القياسية نفسها و المعطيات الأولية (القيم الأساسية والقياسات الشاذة) نفسها.

تحليل نتائج الاختبارين 1 و 2 على شبكة IEEE-6: نلاحظ أن كلا الخوارزميتين تمكنت من اكتشاف وجود المعطيات الشاذة المضاعفة متبادلة التأثير غير المتطابقة بنجاح وتحديد هويتها وإبعادها ولكن تميزت الخوارزمية المقترحة في هذا البحث بزمن تنفيذ أقصر بكثير، الشيء الذي يعدّ مهماً جداً من وجهة نظر التحكم في الزمن الحقيقي.

الجدول (2): الاختباران (3 و 4) على الشبكة IEEE-6

الاختبار 3	مقارنة مع [10]	الاختبار 4	مقارنة مع [10]	
$P_{14}=0.436$ $Q_{14}=0.201$ $P_{25}=0.155$ $Q_{25}=0.154$ $P_{36}=0.438$ $Q_{36}=0.607$ $P_{53}=-0.18$ $Q_{53}=-0.261$	$P_{14}=0.436$ $Q_{14}=0.201$ $P_{25}=0.155$ $Q_{25}=0.154$ $P_{36}=0.438$ $Q_{36}=0.607$ $P_{53}=-0.18$ $Q_{53}=-0.261$	$P_2=0.5$ $P_{24}=0.331$ $Q_2=0.744$ $Q_{24}=0.461$	$P_2=0.5$ $P_{24}=0.331$ $Q_2=0.744$ $Q_{24}=0.461$	القيم الأساسية (من نتائج سريان الاستطاعة)
$P_{14}=-0.389$ $Q_{14}=-0.212$ $P_{25}=0.155$ $Q_{25}=-0.22$ $P_{36}=-0.433$ $Q_{36}=-0.583$ $P_{53}=0.251$ $Q_{53}=0.299$	$P_{14}=-0.389$ $Q_{14}=-0.212$ $P_{25}=0.155$ $Q_{25}=-0.22$ $P_{36}=-0.433$ $Q_{36}=-0.583$ $P_{53}=0.251$ $Q_{53}=0.299$	$P_2=0.968$ $P_{24}=0.656$ $Q_2=1.44$ $Q_{24}=0.766$	$P_2=0.968$ $P_{24}=0.656$ $Q_2=1.44$ $Q_{24}=0.766$	القياسات الشاذة المولدة (بإدخال أخطاء على الأساسية)

$P_2=0.4607$ $P_{24}=0.3189$ $Q_2=0.7088$ $Q_{24}=0.486$	$P_2=0.458$ $P_{24}=0.3182$ $Q_2=0.7107$ $Q_{24}=0.465$	$P_{14}=0.4523$ $Q_{14}=0.2588$ $P_{25}=0.1524$ $Q_{25}=0.1873$ $P_{36}=0.4317$ $Q_{36}=0.6078$ $P_{53}=-0.1773$ $Q_{53}=-0.2066$	$P_{14}=0.4534$ $Q_{14}=0.218$ $P_{25}=0.1544$ $Q_{25}=0.1467$ $P_{36}=0.4312$ $Q_{36}=0.5833$ $P_{53}=-0.1756$ $Q_{53}=-0.2568$	المقيم المقيمة (المحسوبة من القياسات)
4	4	8	8	عدد القياسات الشاذة المكتشفة
3.78	0.656	4.05	1.149	زمن التنفيذ (ثانية)
مضاعف متبادل التأثير متطابق	مضاعف متبادل التأثير متطابق	مضاعف متبادل التأثير غير متطابق	مضاعف متبادل التأثير غير متطابق	نوع المعطى السيئ المدخل
38.5147	37.809	33.2812	31.8258	مجموع الرواسب المحدث $J(x^{new})$

نلاحظ أن كلا الخوارزميتين تمكنت من تحديد جميع القياسات الشاذة وحذفها جميعاً، ولكن الخوارزمية المقترحة في هذا البحث أظهرت سرعة متميزة. نستنتج أن طريقة LNR المحسنة المقترحة قادرة على تحديد هوية القياسات الشاذة من الأنواع كافة في شبكة من 6 عقد، على حين يؤكد المرجع [4] أن طريقة LNR مع طريقة المربعات الأصغرية الموزونة WLS فشلت في تحديد هوية كل أنواع القياسات الشاذة في شبكة من ثلاث عقد.

• التطبيق الثاني على الشبكة IEEE-14: النتائج مبينة في الجداول (3) و (4) و (5).

الجدول (3): الاختباران (1 و 2) على الشبكة IEEE-14

مقارنة مع [10]	الاختبار 2	مقارنة مع [10]	الاختبار 1	
$V_2=1.045$ $V_3=1.01$ $V_4=1.019$	$P_1=2.3227$ $Q_1=-0.225$ $P_{42}=-0.5448$ $P_{45}=-0.6108$	$P_1=2.3227$ $Q_1=-0.225$ $P_{42}=-0.5448$ $P_{45}=-0.6108$	$P_1=2.3227$ $Q_1=-0.225$ $P_{42}=-0.5448$ $P_{45}=-0.6108$	القيم الأساسية (من نتائج سريان الاستطاعة)
$V_2=0.5$ $V_3=1.4$ $V_4=0.8$	$P_1=0.2$ $Q_1=-2$ $P_{42}=-1.2$ $P_{45}=-2.3$	$P_1=0.2$ $Q_1=-2$ $P_{42}=-1.2$ $P_{45}=-2.3$	$P_1=0.2$ $Q_1=-2$ $P_{42}=-1.2$ $P_{45}=-2.3$	القياسات الشاذة المولدة (بإدخال أخطاء على الأساسية)
$V_2=1.0469$ $V_3=1.0114$ $V_4=1.0209$	$P_1=2.3143$ $Q_1=-0.2354$ $P_{42}=-0.5441$ $P_{45}=-0.5984$	$P_1=2.259$ $Q_1=-0.2343$ $P_{42}=-0.539$ $P_{45}=-0.6025$	$P_1=2.3143$ $Q_1=-0.2354$ $P_{42}=-0.5441$ $P_{45}=-0.5984$	المقيم المقيمة (المحسوبة من القياسات)
3	3	4	4	عدد القياسات الشاذة المكتشفة
11	2.077	51.0875	2.65844	زمن التنفيذ (ثانية)
مضاعف غير متبادل التأثير	مضاعف غير متبادل التأثير	مضاعف متبادل التأثير غير متطابق	مضاعف متبادل التأثير غير متطابق	نوع المعطى الشاذ المدخل
3.2682	6.2418	3.0877	15.5898	مجموع الرواسب $J(x^{new})$

الجدول (4) الاختباران (3 و 4) على الشبكة IEEE-14

الاختبار 4	مقارنة مع [10]	الاختبار 3	مقارنة مع [10]	
$V_2=1.045$ $V_3=1.01$ $V_4=1.019$	$P_2=0.1847$ $P_{21}=-1.5242$	$P_2=0.1847$ $P_{24}=0.5616$ $P_{25}=0.4153$	$P_2=0.1847$ $P_{24}=0.5616$ $P_{25}=0.4153$	القيم الأساسية (من نتائج سريان الاستطاعة)
$V_2=0.5$ $V_3=1.4$ $V_4=0.8$	$P_2=1.2$ $P_{21}=-3.5$	$P_2=2$ $P_{24}=1.8$ $P_{25}=1.5$	$P_2=2$ $P_{24}=1.8$ $P_{25}=1.5$	القياسات الشاذة المولدة (بإدخال أخطاء على الأساسية)
$V_2=1.0469$ $V_3=1.0114$ $V_4=1.0209$	$P_2=0.2692$ $P_{21}=-1.4617$	$P_2=0.2706$ $P_{24}=0.567$ $P_{25}=0.423$	$P_2=0.1579$ $P_{24}=0.5548$ $P_{25}=0.4087$	المقيم المقيمة (المحسوبة من القياسات)
2	2	3	3	عدد القياسات الشاذة المكتشفة
2.3708	1.579	46.469	2.1188	زمن التنفيذ (ثانية)
مضاعف متبادل التأثير متطابق	مضاعف متبادل التأثير متطابق	مضاعف متبادل التأثير متطابق	مضاعف متبادل التأثير متطابق	نوع المعطى السيئ المدخل
3.2682	6.437	2.2498	32.7274	مجموع الرواسب $J(x^{new})$

الجدول (5) الاختباران (5 و 6) على الشبكة IEEE-14

الاختبار 6	مقارنة مع [10]	الاختبار 5	مقارنة مع [10]	
$P_{21}=-1.5242$ $P_{24}=0.5616$ $P_{25}=0.4153$ $Q_{21}=0.2477$ $Q_{24}=-0.042$ $Q_{25}=-0.010$	$P_{21}=-1.5242$ $P_{24}=0.5616$ $P_{25}=0.4153$ $Q_{21}=0.2477$ $Q_{24}=-0.042$ $Q_{25}=-0.010$	$P_{15}=0.7556$ $Q_{15}=0.0087$ $P_{24}=0.5616$ $Q_{24}=-0.042$ $P_{25}=0.4153$ $Q_{25}=-0.010$ $P_{42}=-0.5448$ $Q_{42}=0.0203$	$P_{15}=0.7556$ $Q_{15}=0.0087$ $P_{24}=0.5616$ $Q_{24}=-0.042$ $P_{25}=0.4153$ $Q_{25}=-0.010$ $P_{42}=-0.5448$ $Q_{42}=0.0203$	القيم الأساسية (من نتائج سريان الاستطاعة)
$P_{21}=-2.9$ $P_{24}=1.7$ $P_{25}=2.2$ $Q_{21}=3.4$ $Q_{24}=-2.1$ $Q_{25}=-5.6$	$P_{21}=-2.9$ $P_{24}=1.7$ $P_{25}=2.2$ $Q_{21}=3.4$ $Q_{24}=-2.1$ $Q_{25}=-5.6$	$P_{15}=2.3$ $Q_{15}=1.9$ $P_{24}=3.7$ $Q_{24}=-2.4$ $P_{25}=1.8$ $Q_{25}=-2.2$ $P_{42}=-3.7$ $Q_{42}=2.1$	$P_{15}=2.3$ $Q_{15}=1.9$ $P_{24}=3.7$ $Q_{24}=-2.4$ $P_{25}=1.8$ $Q_{25}=-2.2$ $P_{42}=-3.7$ $Q_{42}=2.1$	القياسات الشاذة المولدة (بإدخال أخطاء على الأساسية)
$P_{21}=-1.4776$ $P_{24}=0.5538$ $P_{25}=0.4102$ $Q_{21}=0.2410$ $Q_{24}=-0.0401$ $Q_{25}=-0.0084$	$P_{21}=-1.527$ $P_{24}=0.5627$ $P_{25}=0.4163$ $Q_{21}=0.2475$ $Q_{24}=-0.0459$ $Q_{25}=-0.0098$	$P_{15}=0.7335$ $Q_{15}=0.0066$ $P_{24}=0.55$ $Q_{24}=-0.0399$ $P_{25}=0.4066$ $Q_{25}=-0.0081$ $P_{42}=-0.5339$ $Q_{42}=0.0164$	$P_{15}=0.7552$ $Q_{15}=0.0062$ $P_{24}=0.5609$ $Q_{24}=-0.0474$ $P_{25}=0.4145$ $Q_{25}=-0.0114$ $P_{42}=-0.5442$ $Q_{42}=0.0179$	المقيم المقيمة (المحسوبة من القياسات)
6	6	8	8	عدد القياسات الشاذة المكتشفة

56.281	3.797	56.281	5.25	زمن التنفيذ (ثانية)
مضاعف متبادل التأثير متطابق	مضاعف متبادل التأثير متطابق	مضاعف متبادل التأثير غير متطابق	مضاعف متبادل التأثير غير متطابق	نوع المعطى السيئ المدخل
3.1389	14.0213	2.5277	33.678	قيمة الراسب المحدث $J(x^{new})$

لقد أجرينا ستة اختبارات وأجرينا مقارنة مع نتائج الخوارزمية الوراثية المقترحة في [10]، فلاحظنا أن خوارزمية LNR المقترحة حددت هوية جميع القياسات الشاذة من أجل شبكة أكبر ونفذت بسرعة أكبر بكثير من أجل عدد قياسات أكبر.

• **التطبيق الثالث على الشبكة IEEE-30:** تم اختبار خوارزمية LNR المحسنة المقترحة بوجود 17 قياساً شاذاً متبادل التأثير ومتطابقاً مع مجموعة القياسات المتاحة. هذه الحالة من أصعب الحالات من حيث نوع القياسات الشاذة وعددها، حيث أن احتمال ظهور هذا العدد من هذا النوع ضعيف جداً حتى في أكبر الشبكات.

الجدول (6): الاختبار على الشبكة IEEE-30

التقييم	القياسات الشاذة المولدة	القيم الأساسية
$P_6=-0.0053$	$P_6=1.0234$	$P_6=0.0054$
$Q_6=-0.0232$	$Q_6=-1.0227$	$Q_6=-0.0272$
$V_6=1.0115$	$V_6=2.0123$	$V_6=1.01$
$P_{62}=-0.6044$	$P_{62}=-1.5903$	$P_{62}=-0.5972$
$P_{64}=-0.7111$	$P_{64}=-1.6876$	$P_{64}=-0.6945$
$P_{67}=0.3632$	$P_{67}=1.3843$	$P_{67}=0.3774$
$P_{68}=0.2851$	$P_{68}=1.3053$	$P_{68}=0.2984$
$P_{69}=-0.2692$	$P_{69}=-1.2698$	$P_{69}=-0.2767$
$P_{6-10}=-0.155$	$P_{6-10}=-1.1512$	$P_{6-10}=-0.1581$
$P_{6-28}=0.1732$	$P_{6-28}=1.1933$	$P_{6-28}=0.1864$
$Q_{62}=0.0007$	$Q_{62}=1.0052$	$Q_{62}=0.0008$
$Q_{64}=0.1482$	$Q_{64}=1.1572$	$Q_{64}=0.1528$
$Q_{67}=-0.0411$	$Q_{67}=-1.0313$	$Q_{67}=-0.0357$
$Q_{68}=-0.0975$	$Q_{68}=-1.0879$	$Q_{68}=-0.0923$
$Q_{69}=0.1996$	$Q_{69}=1.2006$	$Q_{69}=0.1962$
$Q_{6-10}=0.0608$	$Q_{6-10}=1.0636$	$Q_{6-10}=0.0592$
$Q_{6-28}=-0.0191$	$Q_{6-28}=-1.0098$	$Q_{6-28}=-0.0142$
مضاعفة متبادلة التأثير متطابقة	نوع القياسات الشاذة	
17	عدد القياسات الشاذة المكتشفة	
64.084	زمن التنفيذ (ثانية)	
30.239	قيمة الراسب $J(x^{new})$	

لم يكن بالإمكان مقارنة نتائج التطبيق الثالث مع نتائج مناظرة من البحث [10] لأنه لم يختبر خوارزميته على هذه الشبكة. نلاحظ من النتائج السابقة سرعة خوارزمية LNR المقترحة في التنفيذ مقارنة مع طريقة الخوارزمية الوراثية المقترحة في [10]، بالإضافة لبساطتها.

ملاحظة:

لقد تم تنفيذ الخوارزمية الوراثية المتكيفة ذاتياً [10] على حاسوب بالمواصفات التالية:

3.6 GHz Pentium IV, 2 Giga Bytes Ram

ونفذت الخوارزمية المقترحة على حاسوبين:

الأول بمواصفات أقل: 2,4 GHZ Celeron (R), 512 Mega Bytes Ram

والثاني بمواصفات أعلى: 2 GHZ/2MB Core 2 Duo, 3 Giga Bytes Ram

وقد تبين أن أداء الخوارزمية المقترحة على كلا الحاسوبين المبينين أعلاه أسرع بكثير من أداء خوارزمية [10]. أي أن السر في سرعة الخوارزمية يكمن في طبيعة الخوارزمية وليس بقدرات الحاسوب المستخدم.

الاستنتاجات والتوصيات

من الدراسة السابقة يمكن أن نستنتج ما يلي:

1. كل طرق اكتشاف القياسات الشاذة وتحديد هويتها وإزالتها المعروفة بالنسبة لنا حتى الآن تستهلك زمناً كبيراً نسبياً قياساً بمتطلبات الاستجابة السريعة للتحكم في الزمن الحقيقي.
2. تشير المراجع المتاحة إلى الفشل في تحديد هوية القياسات الشاذة القوية الارتباط المتطابقة باستخدام طريقة الراسب المعدل الأكبر LNR، في الوقت الذي أثبتت فيه الخوارزمية المقترحة في هذا البحث نجاحها في تحديد هوية هذا النوع باستخدام طريقة LNR مع طريقة المنطقة الموثوقة لتقييم الحالة.
3. صحيح أن كلا الخوارزميتين، الخوارزمية المقترحة وخوارزمية الجينات الوراثية نجحتا في اكتشاف وتحديد هوية كل أنواع المعطيات الشاذة في الشبكات الصغيرة إلا أن الخوارزمية المقترحة تميزت بزمن تنفيذ أقل بكثير.
4. اختبار الخوارزمية المقترحة على شبكة IEEE-30 buses بوجود عدد كبير من أصعب أنواع القياسات الشاذة يؤكد أنها صالحة للاستخدام في الشبكات الكبيرة.
5. تتميز الخوارزمية المحسنة لـ LNR المقترحة بدقة الحساب (النتائج قريبة من الحقيقية)، وسرعة التنفيذ (أسرع من أية خوارزمية معروفة لدينا حتى الآن)، والبساطة في حذف القياسات الشاذة (وخاصة من النوع المضاعف المتبادل التأثير المتطابق)، والتخلص من قلب مصفوفة الريح في كل تكرار.
6. لا أهمية تذكر لمواصفات الحاسوب المستخدم لتنفيذ الخوارزمية المقترحة، إذ إنها أثبتت فعاليتها على حواسيب متباينة القدرات أقوى وأضعف.
7. إمكانية الاستفادة من MATLAB Optimization Toolbox من أجل إيجاد الحل الأمثل سواء بطريقة الخوارزمية الوراثية أو الطريقة الموثوقة.

المراجع

1. أ. د. علي حمزة ؛ د. حسان سويدان، نظم التنسيق والأتمتة في منظومات القدرة الكهربائية، منشورات جامعات دمشق، كلية الهندسة الميكانيكية والكهربائية، 2008-2009 ، 560 .
2. GEORGE L. KUSIC, Computer-Aided Power Systems Analysis. PRENTECE-Hall, USA, Atlanta, Georgia, 1986, 402.
3. WOOD, A. J. ; WOLLENBERG, B. F. Power Generation Operation and Control. John Wiley & Sons, Inc. sec.ed, 1996, 444.
4. ABUR, A. ; EXPOSITO, A. G. Power System State Estimation Theory and Implementation, 1st, MARCEL DEKKER, USA, New York, 2004, 336.
5. SAKIS MELIOPOULOS, A. P. Power System Modeling, Analysis and Control "operating state estimation". Atlanta, Georgia Institute of Technology, 2010, 94. Available at site: <http://Comcast.net/~energia/> .
6. SADA, E. N; GARCIA, A.V. Identifying Multiple Interacting Bad Data In Power System State Estimation. Power Engineering Society General Meeting, 12-16 June, IEEE, vol. 1, 2005, 571-577.
7. GASTONI, S. ; GRANELLI, G. P. ; MONTAGA, M. Multiple Bad Data Processing By Genetic Algorithms. IEEE Bolonga Power Tech Conference, Bolonga, Italy, June 2003. Available at site : www.labplan.ufsc.br/congressos/Powertech/papers/132.pdf .
8. GRANELLI, G. P.; MONTAGNA, M. Identification of Interacting Bad Data in The Framework of the Weighted Least Square Method. electric power system research, vol. 78, 2008, 806-814.
9. PAJIC, S. Power System State Estimation and Contingency Optimal Power Flow- A Numerically Robust Implementation. Worcester polytechnic institute, April, 2007, 154.
10. HOSSAM-ELDIN, A. A.; ABDALLAH, E. N.; EI-NOZAHY, M.S. A Self Adaptive Genetic Based Algorithm For The Identification And Elimination Of Bad Data. World academy of science, Engineering and Technology, vol. 45, 2008, 501-506.
11. PAIIC, S. Power system State Estimation Via Globally Convergent Methods. Transaction on power systems, IEEE, Vol.20, Issue:4, 2005, 1683-1689.
12. SUE DOLLAR, H.; NICHOLASI, M. G. ; DANIEL, P. R. On solving trust-region and other regularized subproblems in optimization. Oxford University Computing Laboratory, Numerical Analysis Group, Technical Report 09/01, 2009, 22-57.