

إستخدام الخرائط اللامعلمية متعددة المتغيرات في الرقابة الاحصائية على الانتاج

(دراسة تطبيقية)

د. فاطمة علي عبد العاطي

أستاذ الإحصاء التطبيقي

الباحث

محمد حميد رشيد

المستخلص:

خرائط المراقبة التي تستند إلى افتراض وجود شكل محدد من أشكال التوزيع المعلمي مثل الطبيعي normal، وتسمى بخرائط المراقبة المعلمية المستخدمة في العديد من تطبيقات مراقبة الجودة، مع هذا لا يوجد هناك ما يكفي من المعلومات لتبرير هذا الافتراض أو عدم وجود أدلة كافية لبيان أن هذه الافتراضات سوف يتم تحقيقها بالضبط، لذلك فإن أداء العديد من الخرائط المعلمية يمكن أن يتدهور في مثل هذه الحالات، وبالتالي فإن خرائط المراقبة التي لا تتطلب افتراض توزيع معين تكون الانسب لرصد العملية، وهذا ما يسمى بالخرائط اللامعلمية أو خالية التوزيع المرغوب فيها، كذلك عندما تكون بيانات العملية لا تتبع أي توزيع معلمي أو قلة معرفة عن التوزيع الاساسي للعملية.

سيقوم الباحث في هذا البحث باستخدام اثنين من الخرائط اللامعلمية متعددة المتغيرات بالاعتماد على اسلوب شيوارت إستنادا إلى اختبار الإشارة واختبار ولكوكسن لإشارة الرتب، كما تم مقارنة تلك الخرائط مع خريطة هوتلينج T^2 المعلمية متعددة المتغيرات.

Abstract: Control charts that are typically based on the assumption of a specific form of a parametric distribution, such as the normal, are called parametric control charts. however, there is not enough information to justify this assumption the distribution assumption of the data is not met or there is not enough evidence showing that the assumption is met. It is well known that the performance of many parametric control charts can be seriously degraded in situations like this. Thus, control charts that do not require a specific distributional assumption to be valid, the so-called nonparametric or distribution-free charts, are desirable in practice. Nonparametric charts have increasingly become viable alternatives to parametric counterparts in detecting process shifts when the underlying process output distribution is unknown, specifically when the process measurement is multivariate. In this paper, two simple to use multivariate nonparametric control charts are considered. The charts are Shewhart-type charts and are based on the multivariate forms of the sign and the Wilcoxon signed-rank tests. The charts were compared with those of multivariable control parametric chart exists.

Keywords: Wilcoxon signed-rank statistic; false alarm rate; normal distribution; multivariate quality control; nonparametric statistics

المقدمة

مراقبة وتحسين الجودة أصبحت من أهم الأعمال الاستراتيجية المهمة للعديد من المنظمات والصناعات والمؤسسات والخدمات ، نظراً لتطور التكنولوجيا في اجراءات الرقابة الصناعية والتحسين الكبير الذي تشهده الصناعات الحديثة في مجال جودة الانتاج ، مع شهود العقود الأخيرة توجهاً متزايداً في تحسين فعالية مراقبة الجودة بالاعتماد على المفاهيم الحديثة والمنهجيات والأدوات المستخدمة في رقابة الجودة ، وأصبحت الرقابة الإحصائية إحدى المهام الرئيسية في جميع المنظمات وأداة مسؤولة للكشف عن التغيرات في اجراءات هذه العمليات ، وإنجاز العمل في كل مرحلة من مراحل الإنتاج من أجل التأكد من سلامة المنتج وكذلك مطابقة النتائج النهائية المقدره لما خطط له مسبقاً ، ويعد موضوع الرقابة الإحصائية ذو دور بارز في تحقيق المواصفات الموضوعه بالنسبة للمنتج ، ويتمثل التحدي في تصميم هذه الطرق لتعظيم القدرة على مراقبة جودة المنتجات التي يتم إنتاجها ورصد العيوب خلال عمليات الإنتاج .

مراقبة العملية الإحصائية (SPC) statistical process control: هي وسيلة لمراقبة الجودة باستخدام الأساليب الإحصائية ، و رصد خصائص الجودة للمواد المصنعة لضمان التزامها بمعايير معينة، والحفاظ على العملية في حالة مستقرة ، كذلك تعد خرائط المراقبة أداة فعالة في SPC ووسيلة أساسية لضبط العمليات إحصائياً ، وباستخدامها يمكن متابعة سير العملية والكشف عن التغيرات غير الطبيعية التي تمكن من التدخل المبكر لتصحيح العملية .

في مراقبة العملية الإحصائية يتم التركيز على خرائط المراقبة أحادية المتغير وذلك بإفترض أن متغيرات العملية مستقلة، وهذا اجراء غير صحيح في معظم الحالات لأن معظم العمليات تتكون من عدة متغيرات مترابطة ، لذلك فإن التغيرات في متغير واحد تؤثر على المتوسط / أو التشتت في المتغيرات الأخرى (Pignatiello Jr, 1993) ، وهذه الخرائط تطورت في رصد خصائص الجودة من واحدة إلى اثنين أو أكثر للعملية (Lowry et al., 1992).

مراقبة الجودة في هذا العصر تعاني من ضغوط في الموارد وارتفاع في تكاليف التصنيع ، كل ذلك أصبح واضحاً وبصورة متزايدة لذلك يجب أن تتخذ القرارات على حقائق وليس مجرد آراء ، وبالتالي لا بد من جمع البيانات وتحليلها وهذا ما يسمى بمراقبة العملية الإحصائية متعددة المتغيرات (MSPC) Multivariate statistical process control ، كما أن تطبيق مراقبة العملية الإحصائية متعددة المتغيرات لرصد العديد من خصائص الجودة للعملية في وقت

واحد يعد احد المهام الرئيسية في MSPC والذي يعمل على كشف التغيرات في معالم الموقع μ للعملية متعددة المتغيرات بإسرع وقت ممكن ، (Stoumbos et al., 2000; Woodall and Montgomery 2013) .

أستفادت القطاعات الصناعية من أدوات (MSPC) في عملية صنع القرار ، وذلك عند رصد عملية متعددة المتغيرات فمن المهم استخدام خرائط المراقبة متعددة المتغيرات بصورة مشتركة مع المتغيرات الأخرى لارتباطها في التحليلات المتعلقة بالعملية والأنسب لرصد العملية ، وتستند معظم خرائط المراقبة متعددة المتغيرات على افتراض إن التوزيع الأساسي وراء العملية هو التوزيع الطبيعي متعددة المتغيرات ، هذا الافتراض في حقيقة الأمر لا يعقد في جميع الحالات ، في مثل هذه الحالات يتم وضع تطبيق خرائط المراقبة التي لا تعتمد على توزيع معين هي المرغوب فيها والخرائط اللامعلمية تخدم هذا الغرض .

أولاً : الجانب النظري

١ . مشكلة البحث

هنالك العديد من نظم التصنيع تتكون من عدة نظم فرعية مترابطة ، الفائص منها يثير الصعوبات في رصد متعددة المتغيرات نظرا لأنه في كثير من الأحيان يكون مضلل للمشغلين لرصد المتغيرات المترابطة بشكل فردي ، في ظل هذه الأوضاع وكيفية رصد المتغيرات في وقت واحد ودمجهم امر حاسم لنجاح (MSPC)، وفي الواقع ليس هناك أي ضمان بأن خصائص الجودة أو المتغيرات تتوزع بشكل طبيعي وخرائط متعددة المتغيرات التي تم تصميمها باستخدام الأساليب التقليدية التي تعتمد على الافتراض الطبيعي ستوفر نتائج مضللة وأذارات كاذبة ، لذلك فإن الحاجة إلى استخدام خرائط لا تتطلب الافتراض الطبيعي تعتبر بديل أفضل ، وسوف يقوم الباحث بتطبيق بعض الخرائط التي لا تحتاج إلى معرفة التوزيع الأساسي للعملية.

٢ . هدف البحث

- تشجيع كافة المؤسسات الإنتاجية و الخدمية على تبني مفهوم الرقابة الاحصائية للجودة.
- دراسة تطبيق خرائط المراقبة اللامعلمية على بعض مراحل معالجة المياه تمهيدا لتطبيقها على كافة المراحل .
- إعطاء نموذج عملي لتطبيق خرائط الرقابة الاحصائية صالحة للتطبيق في كافة المؤسسات.

- نشر ثقافة الجودة والضبط الإحصائي في المجتمع بصفة عامة وفي مجال الصناعة بصفة خاصة.

لا يتطلب افتراض الحالة الطبيعية ، ويتم اجراء ذلك من خلال تطبيق الخرائط اللامعلمية.

- وضع خرائط المراقبة التي تراقب العديد من المتغيرات في وقت واحد.

٣. أهمية البحث

المفاهيم الحديثة في تطبيقات ضبط الجودة على مستوى الرقابة الاحصائية، أسهمت في حل القصور في مراقبة جودة المنتجات بما يعزز دور القطاع العام الصناعي ويحسن أداءه في إنتاج منتجات ذات جودة تلبى حاجة المستهلك من حيث مطابقتها للمواصفات، وتركز هذه الدراسة على تطبيق إحدى أهم الوسائل العلمية الحديثة وهو أسلوب خرائط المراقبة الاحصائية التي تساعد في مراقبة العملية الانتاجية ، وتحديد العملية في المراقبة أو خارج نطاق المراقبة من خلال الرصد المبكر للعملية لتقليل الخسارة في الانتاج وتصحيح مسار العملية.

٤. أهمية خرائط المراقبة اللامعلمية :

- المرونة المشتقة من عدم الحاجة الى أي توزيع احتمالي معلمي للعملية الاساسية على الاقل فيما يتعلق بوضع وتنفيذ خرائط السيطرة ، وهذا مفيد جداً في مراقبة العمليات ولاسيما عند بدء التشغيل للحالة التي تكون فيها البيانات المتاحة ليست كثيرة لاستخدام الإجراء المعلمي .

- خرائط المراقبة اللامعلمية تشارك في خصائصها مجموعة من الاختبارات اللامعلمية وفترات الثقة .
- خرائط المراقبة اللامعلمية أقل تأثراً بالقيم المتطرفة .
- تستخدم الاختبارات اللامعلمية في حالة أحجام العينة الصغيرة حيث تنفذ بشكل أسرع وأسهل من الاختبارات المعلمية .

٥. الاساس المنطقي للبحث

في مراقبة العملية لا يوجد أي ضمان بأن خصائص الجودة أو المتغيرات تتبع التوزيع الطبيعي وخرائط المراقبة متعدد المتغيرات التي صممت باستخدام الأساليب التقليدية اعتماداً على افتراض الحالة الطبيعية ستوفر نتائج مضللة

وإنذارات كاذبة (Lowry et al., 1992)، خرائط المراقبة اللامعلمية متعددة المتغيرات المصممة باستخدام إحصاءة الإشارة والرتب وإشارة الرتب تقدم خياراً قابلاً للتطبيق من الأساليب التقليدية .

٦. خرائط اللامعلمية أحادية المتغير

تعرف خرائط المراقبة اللامعلمية أو خالية التوزيع من حيث توزيع طول المدى في المراقبة، فإذا كان توزيع طول المدى في المراقبة هو نفسه لكل التوزيعات المستمرة تسمى الخرائط خالية التوزيع (Chakraborti et al., 2001)، ويفترض في مراقبة العملية أن تكون الأسباب الاحتمالية لمتابعة بعض التوزيعات المعلمية تتطلب في بعض الاحيان التوزيع الطبيعي (Chakraborti et al., 2001)، ولهذا فإن الخصائص الإحصائية من خرائط المراقبة هي دقيقة إذا كان الافتراض الطبيعي هو الصحيح، وهذا غير صحيح في جميع الحالات لان معظم العمليات الأساسية لاتتبع التوزيع الطبيعي، وبالتالي فإن الخصائص الإحصائية غير مضبوطة، وهذا يعطي زيادة لتبرير فكرة وضع خرائط مراقبة العمليات التي لا تعتمد على التوزيع الطبيعي أو أي توزيع معلمي آخر (Bakir, 1992, 2006; Lowry et al., 2004).

شهدت التطورات الأخيرة في عدد كبير من خرائط المراقبة خالية التوزيع أو اللامعلمية حيث لا يفترض التوزيع الاحتمالي الأساسي في مشاهدات مخرجات العملية (Bakir, 2004)، وهناك الكثير من العوامل أدت إلى تطور خرائط المراقبة اللامعلمية

أولاً: أن توزيع العديد من مشاهدات مخرجات العملية غير معلوم ، لذلك فإن خرائط المراقبة المعلمية أو التي تستند إلى التوزيع غير قوية في حالة مشاهدات مخرجات العملية خالية التوزيع، إضافة إلى ذلك خرائط المراقبة التقليدية أو التي تستند إلى توزيع غير قوية في حالة البيانات الملتوية أو المتطرفة أو الشاذة (Hackl and Ledolter, 1991).

أخيراً: وجد (Hackl and Ledolter, 1992) أن متوسط طول المدى لعملية EWMA ينخفض في حالة البيانات ملوثة بشكل كبير بالقيم المتطرفة، لهذا قالوا بأنها إجراءات قوية وذات قيمة.

منذ العشرينات من القرن الماضي عندما وضع والتر شيوارت (1931) أول خرائط المراقبة الإحصائية للعملية إستناداً إلى الاجراءات القائمة على التوزيع، حيث أفترض أن مخرجات العملية تتبع توزيع احتمالي محدد مثل

الطبيعي و ذات الحدين و بواسون (Bakir, 2004) ، و في الدراسات المقدمة هنالك العديد من البحوث والدراسات تقترح استخدام خرائط المراقبة أحادية المتغير اللامعلمية أو خالية التوزيع كبديل للخرائط التقليدية القائمة على التوزيع.

تمت دراسة تطبيق خرائط مراقبة الجودة اللامعلمية أو خالية التوزيع أحادية المتغير من قبل العديد من المؤلفين، حيث اقترح (Chakraborti et al., 2001) و (Yang et al., 2011) و (Graham et al., 2011) خرائط المراقبة اللامعلمية إستنادا إلى الإشارة والرتب وإحصاءة إشارة الرتب، ومرة أخرى بمجرد حساب الإشارة أو الرتب أو إحصاءة إشارة الرتب يتم استخدامها لإنشاء خرائط المراقبة EWMA وCUSUM، والتصميم الاعتيادي من خرائط المراقبة اللامعلمية يستبدل بإحصاءة المراقبة المعلمية على سبيل المثال المتوسط مع إحصاءة مقبولة من توزيع غير معلوم وباستخدام الإحصاءات اللامعلمية يتم دراسة الخرائط المعلمية وما يعادلها (Chakraborti et al., 2001).

قدم (Chakraborti et al., 2001) لمحة عامة عن خرائط المراقبة اللامعلمية أو خالية التوزيع في حالة البيانات أحادية المتغير، وأبرزوا العديد من المزايا لإستخدام خرائط اللامعلمية وكذلك أشاروا إلى بعض العيوب من الخرائط التقليدية أو القائمة على التوزيع، وكان هدفهم تقديم خرائط مراقبة بديلة أملاً في أن تؤدي إلى قبول أوسع لخرائط خالية التوزيع على وفهم المشاكل من عملية المراقبة الإحصائية من دون الحاجة إلى حدود التقدير الإحصائي الكلاسيكي وأختبار الفرضية، ويرى المؤلفون أن خرائط اللامعلمية لها العديد من المزايا منها: (أ) بساطتها، (ب) عدم وجود الحاجة لإفتراض أي توزيع معلمي محدد للعملية، (ج) طول المدى في المراقبة نفسه لجميع التوزيعات المستمرة، (د) أكثر قوة ضد القيم المتطرفة، (هـ) الكفاءة في كشف التغييرات في حالة التوزيع غير طبيعي، (و) عدم الحاجة لتقدير التباين لإعداد خرائط معلمة الموقع، وفيما يلي عرض موجز لدراسة أبرز الخرائط اللامعلمية أحادية المتغير، وفي معظمها استخدام أختبار الإشارة وإشارة الرتب في تطوير ما يوازي اللامعلمية لخرائط شيوارت X-بار و EWMA و CUSUM ، وتم تقييم أداء وكفاءة الخرائط المقترحة بمقارنتها بنظيراتها المعلمية أو القائمة على التوزيع .

أقترح (Amin and Searcy, 1991) و (Graham et al., 2011) إجراءات مختلفة من خرائط المراقبة اللامعلمية إستنادا إلى إحصاءة إشارة الرتب، كما اقترح (Bakir, 2004;2006) خرائط المراقبة على طريقة شيوارت إستنادا إلى إحصاءة إشارة الرتب، وقام بتمديد هذا الإجراء بإستخدام إحصاءة إشارة

الرتب في تطوير خريطة CUSUM و EWMA ، كذلك قام (Amin and Searcy, 1991) و (Graham et al., 2011) باستخدام مجموع إشارة الرتب في تطوير خريطة (EWMA).

باستخدام الإجراء القائم على إحصاءة ولكوكسن لإشارة الرتب يتم الترتيب داخل المجموعة، وقام (Bakir and Reynolds, 1979) على هذا الأساس بإقتراح خرائط مراقبة العملية، وباستخدام الإحصائية المقترحة إحصاءة مجموع إشارة الرتب اللامعلمية (GSR) يتم حساب خريطة CUSUM، ويتم حساب GSR باستخدام الإجراء التالي : أسمح $(X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ig})$ حيث $i=1,2,\dots$ تكون مجموعة من المشاهدات المستقلة أخذت بالتتابع من بعض مخرجات العملية، و R_{ij} هي الرتب من $|X_{ij}|$ في مجموعة $(|X_{i1}|, |X_{i2}|, \dots, |X_{ig}|)$ حيث $j=1,2,\dots,g$ ثم

$$U_{ij} = \text{sing}(X_{ij})R_{ij}, \quad j = 1,2, \dots, g \quad (1)$$

كالمعتاد ولكوكسن لإشارة الرتب هو من المشاهدات داخل مجموعة i^{th} ، أسمح $SR_i = \sum_j^g U_{ij}$ يساوي مجموع إشارة الرتب في مجموعة i^{th} ، و SR_i هي قيم متتابعة من إحصاءة ولكوكسن لإشارة الرتب المستقلة إستنادا إلى كل المشاهدات من g ، وباستخدام إجراء إحصاءة ولكوكسن لإشارة الرتب المجمعة (GSR) مع إيقاف قاعدة CUSUM، بين (Bakir and Reynolds) أن متوسط طول المدى ARL من GSR-CUSUM هو أقل كفاءة من الإجراء المعلمي في ظل الافتراض الطبيعي حيث فرض العدم هو الصحيح، ومع ذلك فإن GSR-CUSUM هو أكثر كفاءة من الإجراءات المعلمية في حالة التوزيعات غير الطبيعية مثل (المنتظم، الأسّي المزدوج، وتوزيع كوشي)، وحجم المجموعة الفرعية المناسبة للإجراء اللامعلمي يقترح أن تكون بين (10 n or = 5) اعتماداً على حجم التحول و ARL المطلوب في المراقبة، إضافة إلى ذلك يتطلب إجراء GSR-CUSUM أقل الافتراضات حول توزيع المشاهدات و ARL من GSR هو نفسه لأي توزيع مستمر متمائل حول قيمة المراقبة.

تم التحقق من خصائص ARL لإحصاءة ولكوكسن لمجموع إشارة الرتب اللامعلمية (GSR) التي وضعها (Bakir and Reynolds, 1979) وكذلك تم التحقق منها من قبل (Amin and Searcy, 1991)، وطور (Amin and Searcy) خريطة المراقبة GRS-EWMA باستخدام إحصاءة GSR والتحقق في تأثير الارتباط الذاتي على خصائص متوسط طول المدى (ARL)

من GRS-EWMA ، وتم توضيح ذلك من خلال دراسة المحاكاة وتبين إن خريطة المراقبة GSR-EWMA كانت أقل كفاءة بقليل من X-bar EWMA التقليدية في حالة التوزيع الطبيعي، وأكثر فعالية في الكشف عن التحولات الصغيرة في حالة التوزيعات الثقيلة مثل الأسّي المزدوج .

أقترح (Bakir, 2004) خريطة المراقبة اللامعلمية على طريقة شيوارت إستنادا إلى إشارة الرتب في رصد مركز العملية، وتم حساب معدلات الأنداز الكاذب الدقيقة ومتوسط أطوال المدى (ARL) في المراقبة للخريطة المقترحة بإستخدام فرض العدم من إحصاءة ولكوكسن لإشارة الرتب، كذلك تم حساب خارج نطاق المراقبة بشكل تجريبياً عن طريق المحاكاة لكل من التوزيعات خفيفة الذيل (الطبيعي ، المنتظم) وثقيلة الذيل (الأسّي المزدوج وكوشي) مع بدائل التحول، ولإجراء حساب إشارة الرتب المشابهة لتلك المقدمة من قبل (Bakir and Reynolds, 1979) ، والتي أستخدما فيها مجموع إشارة الرتب (GSR) المطبقة على خريطة CUSUM، وهذه الإحصاءات نفسها المقترحة من قبل (Bakir, 2004) ولكن على طريقة شيوارت، وبين (Bakir) أن خرائط المراقبة التي تستند إلى إحصاءة مجموع إشارة الرتب أحادية المتغير هي أكثر كفاءة من خريطة شيوارت X-بار التقليدية في ظل التوزيعات الثقيلة وأقل كفاءة في ظل التوزيعات خفيفة الذيل.

توسع (Bakir) في أبحاثه الأولية بإستخدام خرائط المراقبة التي تستند إلى GSR في عام 2004، حيث أقترحة (Bakir, 2006) ثلاثة خرائط مراقبة من اللامعلمية أو خالية التوزيع المختلفة في رصد متوسط العملية في حالة تحديد متوسط الهدف في المراقبة، والخرائط هي:

١- شيوارت

٢- EWMA

٣- CUSUM

ووجد (Bakir) أن الميزة الرئيسية لخرائط المراقبة التي تستند إلى إشارة الرتب هو الثبات في مراقبة ARL بغض النظر عن التوزيع الأساسي طالما أن التوزيع مستمر ومتماثل، وإضافة إلى ذلك أظهرت دراسة المحاكاة أن خرائط المراقبة على طريقة إشارة الرتب كانت أقوى ضد القيم المتطرفة في حين خريطة المراقبة شيوارت و CUSUM و EWMA التقليدية أكثر تأثراً، كما أظهرت دراسة المحاكاة أن خريطة إشارة الرتب على طريقة شيوارت كانت أكثر كفاءة من نظيرتها المعلمية في حالة التوزيعات المعتدلة والثقيلة (كوشي والأسّي المزدوج)،

ومع ذلك فإن خرائط المراقبة CUSUM و EWMA أكثر كفاءة من خريطة شيوارت في الكشف عن التحولات الصغيرة في متوسط العملية، وتوقع (Bakir) أن خرائط المراقبة لإشارة الرتب EWMA و CUSUM كانت أكثر كفاءة من نظيرتها المعلمية ولكن يحتاج إلى المزيد من الدراسات لإثبات هذا التوقع، وأظهرت النتائج أن خريطة إشارة الرتب EWMA المقدمة من قبل (Bakir) تتطابق مع خريطة المراقبة GRS-EWMA المقدمة من (Amin and Searcy, 1991) والتي كان أدائها جيداً في حالة البيانات غير الطبيعية وثقيلة الذيل.

طور (Graham et al., 2011) خريطة مراقبة جديدة من اللامعلمية EWMA تستند إلى اختبار ولكوكسن لإشارة الرتب (NPEWMA-SR)، واحتجوا بأنه إذا كان هناك شك في الحالة الطبيعية أو لا يمكن تبريرها لعدم وجود معلومات كافية فإن خرائط المراقبة التي تجمع بين خصائص الكشف عن التحول من EWMA مع قوة من الاختبارات اللامعلمية هي المرغوب فيها، وإدعوا أن اختبار ولكوكسن لإشارة الرتب كان كفى بالمقارنة مع اختبار t المعياري لإختبار الفرضيات حول المتوسط، وخلافاً لإختبار t و SR الذي لا يتطلب الافتراض الطبيعي وكفائتهما الجيدة، وان الكفاءة النسبية التقريبية (ARE) لإختبار SR بالمقارنة مع اختبار t هي (0.955 ، 1 ، 1.097 ، 1.5) للتوزيع (الطبيعي ، المنتظم ، لوجستي ، لابلاس) على التوالي (Mottonen et al., 1997)، وأشارت القيم السابقة إن اختبار SR أقوى من بعض التوزيعات الثقيلة مثل (المنتظم)، وبين (Gibbons and Chakraborti, 2003) أن اختبار إشارة الرتب أقوى من اختبار الإشارة، وباستخدام اختبار SR يتم انشاء خريطة NPEWMA-SR لرصد وسيط العملية في حالة التوزيع المستمر التقريبي، لنفترض أن X_{ij} تشير إلى المشاهدات j^{th} في المجموعة الفرعية i^{th} عندما تكون $n > 1$ حيث $i=1,2,3,\dots$ و $j=1,2,\dots,n$ ، أسمح R_{ij}^+ تدل على رتب القيم للفروق المطلقة $|X_{ij} - \theta_0|$ داخل المجموعة الفرعية i^{th} حيث $j=1,2,\dots,n$ ، وتعرف

$$SR_i = \sum_{j=1}^n \text{sing}(X_{ij} - \theta_0) R_{ij}^+, \quad i = 1,2,3, \dots, n \quad (2)$$

حيث إشارة (1) إذا $t > 0$ ، و 0 إذا $t = 0$ و (-1) إذا $t < 0$ ، و θ_0 هي قيمة معلومة أو محددة للوسيط θ ، و R_{ij}^+ هو الفرق بين مجموع الرتب

للفروق المطلقة وما يقابلها من الفروق الموجبة والسالبة على التوالي، ويتم إنشاء خريطة المراقبة NPEWMA-SR بتجميع الإحصاءات R_1, R_2, R_3, \dots بالنتابع لكل مجموعة فرعية، وإحصاءة رسم الخريطة هي

$$Z_i = \lambda SR_i + (1 - \lambda)Z_{i-1} \text{ for } i = 1, 2, 3, \dots \quad (3)$$

حيث تبدأ القيم ($Z_0 = 0$) ومعلمة التجانس $0 < \lambda \leq 1$ ، وحدود مراقبة من NPEWMA-SR للوسيط تعطى بواسطة

$$LCL/UCL = \pm L \sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{6} \frac{\lambda}{2-\lambda} (1 - (1-\lambda)^{2i})}, \quad (4)$$

and $CL = 0$

و في حالة الثبات ($i \rightarrow \infty, (1 - (1-\lambda)^{2i}) \rightarrow 1$) تعطى حدود المراقبة و CL بواسطة

$$LCL/UCL = \pm L \sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{6} \frac{\lambda}{2-\lambda}}, \quad (5)$$

and $CL = 0$

حيث L هو نطاق حدود المراقبة التي غالباً ما يتم التعبير عنها بمضاعفات عملية الانحراف المعياري .

خريطة NPEWMA-SR تؤدي أفضل من منافسيها في حالة معرفة الوسيط أو المحدد (Gibbons and Chakraborti, 2003)، وأستناداً إلى اقتراضات الحد الأدنى فإن القوة في مراقبة وخارج نطاق المراقبة لتوزيع طول المدى وخريطة NPEWMA-SR تعتبر بديل قابل للتطبيق من الأساليب المعلمية في SPC ، كذلك تجمع بين مزايا القوة في المراقبة مع القدرة على كشف التحولات الصغيرة للخرائط على طريقة EWMA ، وعيوب خريطة NPEWMA-SR أن خصائصها غير معروفة في حالة الوسيط غير معروف أو غير محدد .

أقترحة مؤلفون آخرون وضع خرائط المراقبة اللامعلمية إستنادا إلى إحصاءة أختبار الإشارة ، حيث قام (Amine et al., 1995) بإستخدام إحصاءة أختبار الإشارة في تطوير خرائط المراقبة اللامعلمية من CUSUM و EWMA التي تم مقارنتها مع نظيرتها المعلمية ، كذلك قام (Yang et al., 2011) بإستخدام إحصاءة أختبار الإشارة لتطوير خريطة الإشارة اللامعلمية EWMA وخريطة الجيب (Arcsine EWMA) ، بإستخدام إجراءات إحصاءة أختبار الإشارة يتطلب مقارنة كل مشاهدة بقيمة المراقبة وأعداد المشاهدات أعلاه وأدناه من متوسط الهدف μ_0 وتسجيلها لكل عينة ، وفي حالة التوزيع غير المتماثل فإن أختبار الإشارة هو أختبار التغيير في وسيط المشاهدة و μ_0 هي الوسيط (Amin et al., 1995) ، أسمح

$$SN_i = \sum_{j=1}^n \text{sing}(X_{ij} - \mu_0), \quad i = 1, 2, 3 \dots \quad (6)$$

حيث إشارة (t = 1) إذا $0 < t$ ، إذا $t = 0$ ، إذا $t = 0$ و (-1) إذا $t > 0$ ، و SN_i هي الفرق بين عدد المشاهدات أعلاه وأدناه من μ_0 ، وأستخدام (Amine et al., 1995) إحصاءة رسم الخريطة SN_i للكشف عن التغيرات في موقع العملية (مثلاً المتوسط ، الوسيط) في تطوير خريطة شيوارت و CUSUM .

وجد (Amine et al., 1995) أنه في حالة إذا كان توزيع المشاهدات قريباً إلى الطبيعي وحجم العينة ليس صغير جداً، فإن \bar{X} سيتم توزيعها طبيعياً نظراً لنظرية النهاية المركزية (CLT) وما ينتج عن ذلك من ARL سوف يكون صحيحاً تقريباً، ومع ذلك فإذا كان توزيع المشاهدات ثقيل الذيل (الأسّي المزدوج ، كوشي) فإن خرائط المراقبة اللامعلمية التي تستند إلى أختبار الإشارة تقدم ميزة في حالة ثبات ARL في المراقبة هي الكفاءة العالية في كشف التحولات في μ ، وإضافة إلى ذلك لا يحتاج إلى معرفة أو تقدير التباين لتنفيذ الإجراء اللامعلمي الذي يستند إلى الإشارة .

أقترح (Yang et al., 2011) خريطة المراقبة اللامعلمية EWMA بإفتراض أن خصائص الجودة (X) لديها القيمة المستهدفة T ، أسمح $y = X - T$ و $P = P(Y > 0)$ وتساوي نسب العملية، وعندما تكون العملية في المراقبة ($P = 0.5$) وفي حالة خارج نطاق المراقبة ($P \neq 0.5$) ، و رصد الانحراف الذي يعطى في أي وقت من الأوقات هو هدف العملية ، وحجم العينة العشوائية $(n, X_1, X_2, \dots, X_n)$ يؤخذ من

$$Y_i = X_j - T \text{ and } I_i = \begin{cases} 1, \text{ if } Y_i > 0 \\ 0, \text{ otherwise} \end{cases} \text{ for } j \\ = 1, 2, \dots, n \quad (7)$$

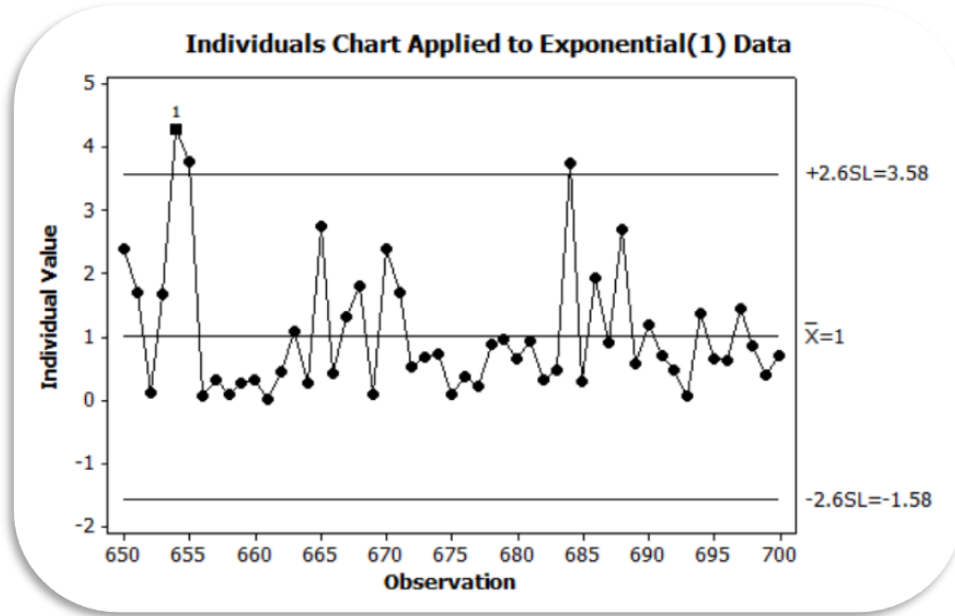
أسمح M تكون العدد الإجمالي من $Y_i > 0$ ، ثم $(M = \sum_{j=1}^n I_j = 1)$ تتبع توزيع ذو الحدين مع المعالم $(n, 0.5)$ عندما تكون العملية في المراقبة، وبين (Yang et al., 2011) أن قيم n صغيرة وقيم ARL في المراقبة ليست دائماً تساوي 370

$$ARL = \frac{1}{\alpha} = \frac{1}{0.0027} = 370$$

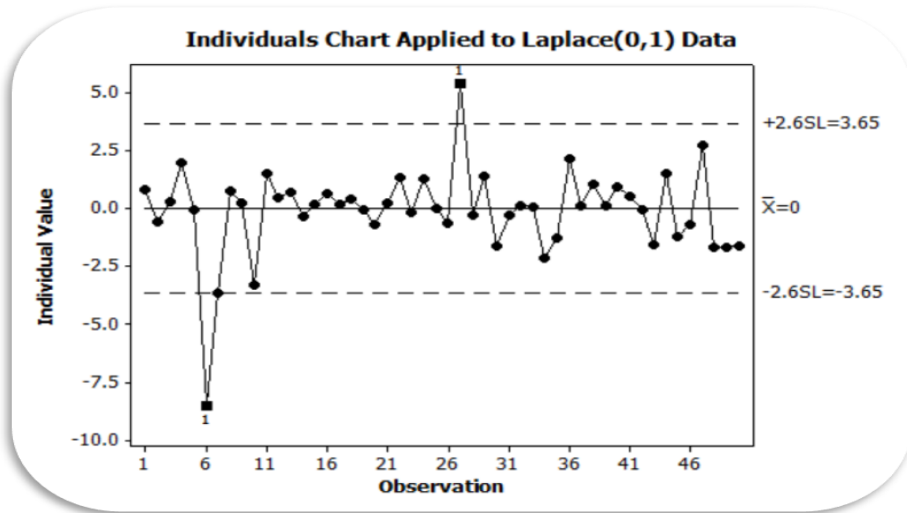
حيث α تمثل النسبة المئوية 99.5% من المشاهدات، وقيم n الصغيرة بسبب توزيع ذو الحدين غير متماثل، إضافة إلى ذلك أقترحوا التحول باستخدام دالة الجيب عن طريق السماح تساوي $(\sin^{-1} \sqrt{\frac{M}{n}})$ ، ثم يتم توزيع Y طبيعياً مع متوسط $(\sin^{-1} \sqrt{p})$ وتباين $(4n)/1$ ، وناتج ARL في المراقبة هو 370.

لنفترض على سبيل المثال أن عملية تتبع التوزيع غير الطبيعي ولم تحدد حدود مراقبة خريطة شيوارات التي تم تصميمها واستخدامها في تطبيق البيانات الموزعة توزيع طبيعي في رصد العملية، ولرؤية أثر القرارات الخاطئة لهذه العملية يتم إنشاء مجموعتين من البيانات في المراقبة من التوزيع الأسّي (1) وتوزيع لابلاس (0,1)، حيث أن توزيع لابلاس (0,1) هو معياري ومثابه للتوزيع الطبيعي (متماثل في 0) ولكن ثقيل الذيل مع تباين 2، والتوزيع الأسّي (1) هو توزيع ملتوي جداً بمتوسط وتباين 1، وباستخدام معدل الإنذار الكاذب 0.005 (في مراقبة ARL المطلوب من 200) يتم تطبيق الخرائط الفردية لهذه البيانات (في المراقبة)، وبالنظر إلى الخرائط في الأشكال (1 و 2) نلاحظ حالة الالتواء من بيانات الأسّي (1) وثلاثة إشارات خارج نطاق المراقبة للعملية (التي قد لا تكون المشكلة)، مع ذلك نلاحظ أن التوزيع ملتوي وحدود مراقبة الخريطة متماثلة، ورصد قيم العملية أقل من المتوسط ويكاد يستحيل استخدام هذه الخريطة، وفي حالة البيانات لابلاس (0,1) فإنها متماثلة وأقل تطرفاً حيث تعطي الخريطة إشارتين خارج المراقبة (أوثالثة تقريباً) ضمن كل 50 مشاهدة، وهذا يدل على أن موصلة العملية من

التوزيع الطبيعي أقل ملائمة لهذه الخرائط، وهذه الطريقة قد تجعل الخرائط غير مجدية في مراقبة العملية.



شكل رقم (١) : تطبيق الخريطة الفردية الاسية (1) للعملية (Boone, 2010)



شكل رقم (٢) : تطبيق الخريطة الفردية لابلاس (0,1) للعملية (Boone, 2010)

لإعادة التأكيد على نقطة، أن معدلات الإنذار الكاذب للخرائط اللامعلمية لا تتأثر بالتوزيعات الأساسية .

٧. الخرائط المقترحة

سوف يقوم الباحث أولاً بالنظر في خريطة شيوارت (للوسيط) أستناداً إلى اختبار الإشارة متعددة المتغيرات ، ولا يتم أي افتراض حول أشكال التوزيعات الأساسية إلا أنها مستمرة وأن معالم الموقع المتناظرة (الوسيطات ، على سبيل المثال) معرفة ومحددة .

أ- خريطة مراقبة الإشارة متعددة المتغيرات

أختبار الإشارة المعتاد هو بسيط ومتعدد الاستخدام كأختبار اللامعلمية أحادي المتغير (Gibbons and Chakraborti, 2003) ، حيث تستند خريطة الإشارة متعددة المتغيرات إلى أختبار الإشارة متعددة المتغيرات (Hettmansperger, 2006)، هذا وسوف يشار إلى الخريطة بـ SN^2 ، ولنفترض أننا نريد رصد الوسيطات في المراقبة للمتغيرات p على التوالي

$$\theta_i = \theta_{i0}, i = 1, 2, \dots, p$$

حيث يتم تحديد الوسيطات في المراقبة $(\theta_{i0}, i = 1, 2, \dots, p)$ ، وليس من الضروري معرفة مصفوفة التباين التي سوف يتم تقديرها في كل نقطة زمنية من مرحلة الرصد .

لحساب إحصاء الإشارة أحادية المتغير لكل من المتغيرات p

$$S_i = \sum_{j=1}^n \text{sgn} (X_{ij} - \theta_{i0}) , i = 1, 2, \dots, p \quad (8)$$

حيث i^{th} المتغير، X_{ij} هو المشاهدة من j^{th} ، و n هو عدد المشاهدات

(9)

$$\text{sgn} (X_{ij} - \theta_{i0}) = \begin{cases} 1 & \text{if } X_{ij} - \theta_{i0} > 0 \\ -1 & \text{if } X_{ij} - \theta_{i0} < 0 \end{cases}$$

وهكذا فإن

$$\#(X_{ij} > \theta_{i0}) - \#(X_{ij} < \theta_{i0}), j = 1, 2, \dots, n \quad (10)$$

$$S_i =$$

دع S يكون متجه $p \times 1$ في S_i 's ، ومن المعلوم أن $n^{-1/2}S$ (Hettmansperger, 2006) يتم توزيعها بشكل مقارب من التوزيع الطبيعي متعدد المتغيرات مع متجه المتوسط 0 ومصفوفة التباين V التي يمكن تقديرها بإستمرار \hat{V} وتعرف بأنها

$$\hat{v}_{ii} = n \quad (11)$$

$$\hat{v}_{ij} = \sum_{k=1}^n \text{sgn}(x_{ik} - \theta_{i0}) \text{sgn}(x_{jk} - \theta_{j0}) \quad (12)$$

إحصاءة رسم خريطة الإشارة متعددة المتغيرات هي

$$SN^2 = S' \hat{V}^{-1} S \quad (13)$$

لأحجام العينة الكبيرة حدود التوزيع لإحصاءة SN^2 هي X^2 مع درجة الحرية P ، فمن المهم أن نلاحظ أن اختبار الإشارة متعددة المتغيرات (كذلك خريطة SN^2 المقترحة) هي خالية التوزيع لأحجام العينة الكبيرة (بشكل مقارب لخالية التوزيع) في ممارسة العملية ، ويتم استخدام توزيع مربع كاي لتحديد حدود المراقبة ويعطى معدل الانذار الكاذب الاسمي بشكل ضئيل من α ، وخريطة الإشارة لديها الحد الأدنى للمراقبة هو صفر والحد الأعلى للمراقبة هو

$$UCL = X_{\alpha, p}^2$$

وفي حالة ($p = 2$) إحصاءة خريطة SN^2 تبسط إلى الشكل المعطى في (Puri and Sen, 1993) و (Hettmansperger, 2006) ، وقام (Das, 2009) بإستخدام هذا المنظور في خرائط المراقبة ثنائية المتغير ، والخريطة المقترحة هي أمتداد للخرائط في حالة المتغيرين أو أكثر على الرغم من أننا افترضنا أن معالم الموقع تكون الوسيطات لإجراء الإشارة ، لذا فإنه يمكن تطبيق خريطة المراقبة بنفس القدر لمقاييس النسب المؤية الأخرى .

خريطة الإشارة هي واحد من أبسط الخرائط اللامعلمية التي يمكن استخدامها في ممارسة العملية ، وإنه من المعروف جيداً في حالة أحادية المتغير

أن إجراء الأختبار أكثر قوة في بعض الأحيان ويمكن الحصول عليه في حالة التوزيع الأساسي خفيف الذيل ومتماثل ، واستنادا إلى ما يسمى بإشارة الرتب وبالاستمرار على هذا النهج في حالة متعددة المتغيرات ، سوف يقوم الباحث بتطبيق خريطة المراقبة ولكوكسن لإشارة الرتب متعددة المتغيرات .

ب- خريطة المراقبة ولكوكسن لإشارة الرتب متعددة المتغيرات

خريطة المراقبة ولكوكسن لإشارة الرتب متعددة المتغيرات المقترحة تستند إلى متعددة المتغيرات من أختبار ولكوكسن لإشارة الرتب على النحو المحدد في (Hettmansperger, 2006) ويشار إلى الخريطة بـ SR^2 ، لنفترض مرة أخرى إنه يتم تحديد قيم الوسيطات في المراقبة كالسابق ، كذلك لا نحتاج إلى معرفة مصفوفة التغاير كما موضح مسبقاً ، والإضافة المطلوبة في خريطة SR^2 هو افتراض أن التوزيع المشترك للمتغيرات p متماثل قطرياً حول

$$\theta_0 = (\theta_{10}, \theta_{20}, \dots, \theta_{p0})$$

في ظل هذا الافتراض فإنه يتبع ذلك أن التوزيعات الهامشية للمتغيرات الفردية متماثلة حول الوسيطات الخاصة بكل منهما ، ويتم حساب إحصاء ولكوكسن لإشارة الرتب أحادية المتغير لكل المتغيرات p .

$$W_i = \sum_{j=1}^n R(|X_{ij} - \theta_{i0}|) \operatorname{sgn}(X_{ij} - \theta_{i0}) \quad (14)$$

حيث $R(|X_{ij} - \theta_{i0}|)$ هي الرتب من $(|X_{ij} - \theta_{i0}|)$ بين $(|X_{i1} - \theta_{i0}|, \dots, |X_{in} - \theta_{i0}|)$ ، أسمح W يكون متجه PX1 من $(W_i's)$ ، وقد اثبت (Hettmansperger, 2006) أن التوزيع المقارب من $(n^{-3/2} W)$ هو متعدد المتغيرات الطبيعي مع متجه المتوسط 0 ومصفوفة التغاير الذي يمكن تقدير باستمرار من $(n^{-3} \hat{L})$ حيث يتم تعريف \hat{L} على النحو التالي

$$\hat{l}_{ii} = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6} \quad (15)$$

$$\hat{l}_{ij} = \sum_{k=1}^n R(|X_{ik} - \theta_{i0}|)R(|X_{jk} - \theta_{j0}|) \operatorname{sgn}(X_{ik} - \theta_{i0})\operatorname{sgn}(X_{jk} - \theta_{j0}), i, j = 1, 2, \dots, p. \quad (16)$$

إحصاءة رسم خريطة إشارة الرتب متعددة المتغيرات هي

$$SR^2 = W' \hat{L}^{-1} W \quad (17)$$

حدود التوزيع لإحصاءة SR^2 هي X^2 مع درجة الحرية P ، ويتم تحديد الوسيط (غير المقدر) أما أن يكون معلوم عن طريق العملية أو اختيار الوسيط المطلوب عندما تكون العملية في المراقبة ، ومع ذلك فإن مصفوفة التغيرات للمقارب غير ذلك ، وهكذا يتم استخدام المقدر الثابت لتغيرات المقارب من \hat{L}_{ij} ويحسب عند كل نقطة في الوقت الذي تحسب في إحصاءة رسم الخريطة ورسمها ، ونلاحظ مرة أخرى أنه مشابه لإختبار الإشارة متعددة المتغيرات ، أختبار ولكوكسن متعددة المتغيرات (كذلك خريطة SR^2) هي خالية التوزيع لإحجام العينة الكبيرة وباستخدام مربع كاي المقارب يتم إنشاء خريطة المراقبة ويعطى معدل الإنذار الكاذب من (α) والحد الأدنى للمراقبة صفر والحد الأعلى للمراقبة هو

$$UCL = X_{\alpha,p}^2$$

كما أوضحنا فإن الخرائط المقترحة هي للحالات التي تكون فيها الوسيطات محددة (معروفة) ، ويمكن تكيف المنهجية للحالات التي تكون فيها الوسيطات غير معروفة حيث يتم تقديرها من البيانات السابقة ، طالما أن حجم العينة السابقة والاختبار كبيرة بما فيه الكفاية يمكن استخدام توزيع مربع كاي المقارب لإيجاد ثابت رسم الخريطة .

ثانياً : الجانب التطبيقي لبيانات مراقبة الجودة

بالنظر للأهمية التي تشكلها المياه في حاجة الانسان وضرورة وجوب خلوها من المواد الكيميائية والاحياء المجهرية التي تؤدي إلى مخاطر كبيرة في صحة الفرد، سيقوم الباحث بدراسة القراءات الخاصة بمجمع المياه التابع للمعهد التقني / الصويرة وذلك من خلال استخدام خرائط المراقبة الاحصائية اللامعلمية متعددة المتغيرات بالاعتماد على البيانات الخاصة بقياسات كل من الاس الهيدروجيني ph والعكورة Ntu والمواد الذائبة Tds والكلور Cl_2 للفترة من ٢٠١٦/٢/٢ لغاية ٢٠١٦/٢/٢٢ .

تحليل البيانات الخاصة بالفحوصات الكيميائية والفيزيائية بمجمع اسالة الماء في المعهد التقني / الصويرة للفترة المبينة أعلاه في الجدول (٢) وتخص هذه البيانات الفحوصات الاتية :-

أ- الاس الهيدروجيني PH :

إن الاهتمام بمراقبة PH يعد ضروريا في مراحل معالجة المياه كافة لضمان ترويق المياه وتعقيمها بشكل مرضي ولكي يكون التعقيم بالكlor فعالا يجب أن يكون مقدار PH بحدود 6-8 كما يجب ضبط الاس الهيدروجيني الموجود في المياه التي تمر إلى الشبكات للحد من تآكل الانابيب المكونة لشبكات المياه المنزلية، علما أن الاس الهيدروجيني مقياس نسبي مجرد من وحدة القياس.

ب- العكورة NTU :

تعرف العكورة بأنها المواد غير الذائبة في الماء والتي تعيق منفاذية الضوء المار خلاله والتي تؤدي إلى تشتت الضوء وامتصاصه بدلا من انتقاله بخط مستقيم، وتنتج العكورة في مياه الشرب عن جسيمات ناتجة عن المعالجة غير الكافية أو عودة الرواسب إلى العلق أو وجود مادة لا عضوية في بعض المياه الجوفية.

ان المستويات المرتفعة للعكورة تساعد على حماية المكروبات من تأثير التعقيم وتحفز النمو الجرثومي لذا بات من الضروري جعل مستوى العكورة منخفضا في المياه غير المعقمة لكي يكون التعقيم فعالا ويتراوح مقدار العكورة المسموح به (1-10)، علما انها مجردة من وحدة القياس.

ج- المواد الذائبة الكلية TDS :

ان TDS يشمل المواد العالقة واجمالي المواد الصلبة الذائبة والاملاح اللاعضوية، وبصورة عامة: (الكلس والبوتاسيوم والمغنسيوم والصوديوم والبيكاربونات والكبريتات) ومقادير قليلة من المواد العضوية الذائبة في المياه.

وينشأ TDS في مياه الشرب من المصادر الطبيعية ومياه الفضلات السائلة والمياه الصناعية، ويتراوح مقدار المسموح به TDS من (100-600 MG/L) يذكر ان تجاوز هذين المقدرين يؤدي الى حالة غير مرضية اذ ان قلة الاملاح وزيادتها تغير من مذاق المياه وتجعله غير سائغ للشرب.

ح- الكلورين CL_2 :

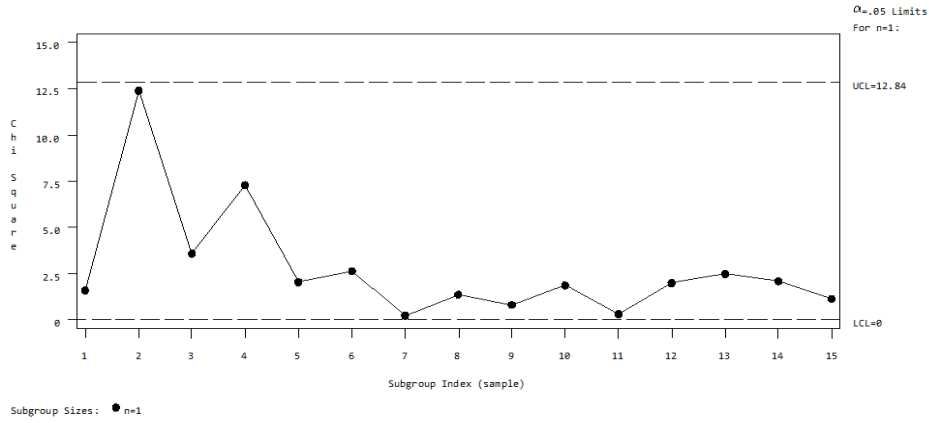
الكمية المفضلة للكلورين في الماء هي 2.2 P.P.M اما المقدار المسموح به يتراوح ما بين P.P.M (1.5 - 3.0) جزء في المليون.

جدول رقم (١) القراءات الكيميائية والفيزيائية لمجمع ماء المعهد التقني /

الصويرة للفترة من ٢٠١٦/٢/٢ لغاية ٢٠١٦/٢/٢٢

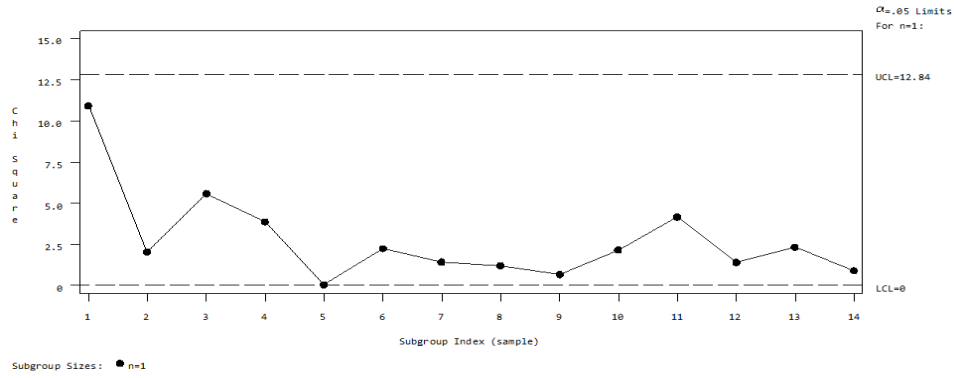
Date	PH	CL ₂	NTU
2-2-2016	7.8	3.00	5.12
3-2-2016	7.5	9.09	5.20
4-2-2016	7.2	3.00	5.25
7-2-2016	6.7	3.00	10.77
8-2-2016	7.3	3.00	10.07
9-2-2016	7.5	3.00	10.04
10-2-2016	7.4	3.00	8.20
11-2-2016	7.5	3.00	9.25
14-2-2016	7.5	2.09	6.30
15-2-2016	7.3	2.08	6.20
16-2-2016	7.5	3.00	6.25
17-2-2016	7.9	3.00	6.20
18-2-2016	7.8	2.09	8.22
21-2-2016	7.5	2.08	5.15
22-2-2016	7.8	3.00	6.20

Multivariate Sign Chart For Watter Treatment Data

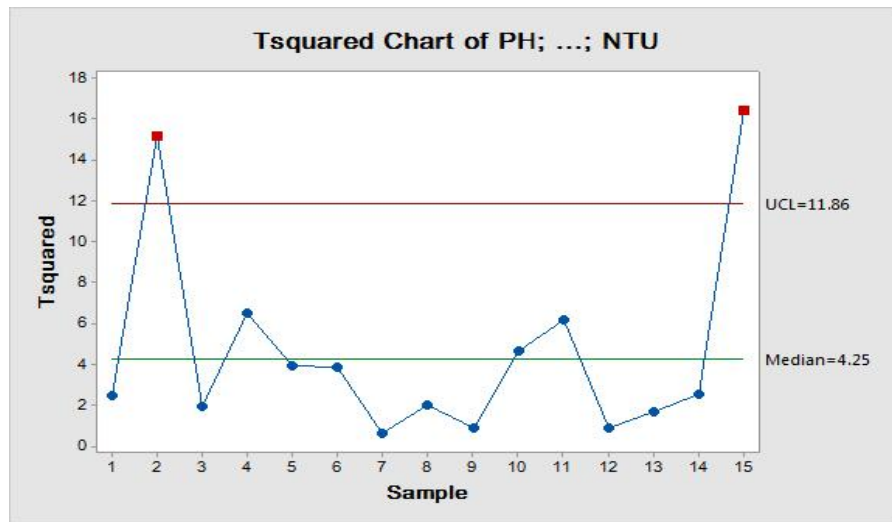


شكل رقم (٣) : خريطة الإشارة اللامعلمية متعددة المتغيرات

Multivariate Signed—Ranked Chart For Watter Treatment Data



شكل رقم (٤): خريطة ولكوكسن لإشارة الرتب اللامعلمية متعددة المتغيرات



شكل رقم (٥): خريطة هوتلينج T^2 متعددة المتغيرات

يلاحظ عند تطبيق خريطة هوتلينج T^2 متعددة المتغيرات يمكن رؤية إشارات القراءات الخاصة بالقياسات في نقاط متعددة، وبالنظر إلى النتائج الواردة في الشكل (٥) تظهر الخريطة بعض الإشارات خارج نطاق المراقبة في وقت مبكر بدءاً من النقطة ٢ وعند آخر نقطة ١٥، وكما قلنا من قبل فإن العديد من خرائط المراقبة المراقبة المعلمية يتدهور أدائها في حالة عدم استيفاء الافتراضات الأساسية، لذلك فإن الخريطة تعطي إنذارات كاذبة، وكما رأينا أعلاه فإن الخرائط اللامعلمية تعطي خياراً أفضل وقابل للتطبيق من الخرائط المعلمية في حالة بيانات العملية لا تتبع التوزيع الطبيعي.

وتوضح الاشكال (٤٣ و٤) إن الخرائط اللامعلمية المقترحة تعطي نتائج أفضل في مراقبة العملية، وعندما تكون العملية في المراقبة فقط نحتاج إلى معرفة الوسيط لتطبيق خريطة الإشارة وخريطة ولكوكسن لإشارة الرتب متعددة المتغيرات، كما أظهرت الخرائط أن بيانات متغيرات العملية هي ضمن الحدود المسموح بها، لذلك يفضل استخدامها في مراقبة العملية وتعميمها على كافة المراحل.

ثالثاً: النتائج والتوصيات

من خلال تطبيق خرائط المراقبة اللامعلمية الإشارة وإشارة الرتب ولكوكسن وخريطة هوتلينج T^2 متعددة المتغيرات على قياسات النسب التي تحتويها المياه التي يجهزها مجمع ماء المعهد التقني/ الصويرة توصل إلى

أ- النتائج

- ١- أن النسب التي تحتويها كمية المياه مسيطر عليها حسب خرائط الإشارة وإشارة الرتب ولكوكسن اللامعلمية متعددة المتغيرات .
- ٢- باستخدام خريطة هوتلينج T^2 للبيانات غير الطبيعية تعطي إنذارات كاذبة (كما رأينا أعلاه) .
- ٣- إذا كان توزيع بيانات العملية غير معروف أو لايعرف الكثير عنه، فإن الخرائط اللامعلمية المقترحة توفر بديل أفضل وأكثر أماناً لرصد العملية .
- ٤- أن الاختبارات التي تستند إلى إحصاء الإشارة أقل قوة من تلك التي تستند إلى إحصاء إشارة الرتب في حالة توزيع البيانات متماثل وخفيف الذيل .
- ٥- اختيار حجم العينة مهم إلى حد ما، وبما أن الخرائط المقترحة تعتمد على الاساليب اللامعلمية فإن أحجام العينة الصغيرة قد لا تؤدي إلى ارتفاع بما فيه الكفاية لإحصاء الأختبار لرفض فرضية العدم، أي أن خرائط المراقبة غير قادرة على تحديد الإشارة ما لم يكن حجم العينة كبير بدرجة معقولة.
- ٦- يفضل في حالة استخدام خرائط اللامعلمية متعددة المتغيرات أن يتم اختيار العينة من حجم ١٢ على الأقل أو أعلى، و في هذه الدراسة تم اختيار أصغر حجم للعينة المختبرة هو ١٥ لدراسة الأداء .

ب- التوصيات:

- ١- التوسع في استخدام أسلوب الخرائط المراقبة الإحصائية كاسلوب واقى من زيادة نسب العناصر التالفة.
- ٢- التوسع في استخدام الخرائط المراقبة اللامعلمية لقله الفروض المستخدمة عن نظيرتها الخرائط المعلمية.
- ٣- دراسة خرائط المراقبة اللامعلمية فى ظل الظروف الفازية.
- ٤- دراسة خرائط المراقبة اللامعلمية فى ظل حالات المجموعات الخشنة
Rough Sets
- ٥- ينبغى النظر فى استخدامات أخرى لإحصاءة الإشارة وإشارة الرتب فى حالة متعددة المتغيرات CUSUM أو EWMA .
- ٦- قد يكون من المهم النظر فى الاختبارات اللامعلمية الأخرى غير الاشارة وإشارة الرتب فى انشاء خرائط المراقبة .

رابعاً: المراجع الاجنبية

- 1- Amin, R.W. and Searcy, A.J., 1991. A nonparametric exponentially weighted moving average control scheme. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 20(4), pp.1049-1072.
- 2- Amin, R.W., Reynolds Jr, M.R. and Saad, B., 1995. Nonparametric quality control charts based on the sign statistic. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 24(6), pp.1597-1623.
- 3- Bakir, S.T., 2005. A distribution-free Shewhart quality control chart based on signed-ranks. *Quality control and applied statistics*, 50(3), pp.243-246.
- 4- Bakir, S.T., 2006. Distribution-free quality control charts based on signed-rank-like statistics. *Communications in Statistics—Theory and Methods*, 35(4), pp.743-757.
- 5- Boone, J.M. and Chakraborti, S., 2012. Two simple Shewhart-type multivariate nonparametric control charts. *Applied Stochastic Models in Business and Industry*, 28(2), pp.130-140.
- 6- Boone, J.M., 2010. *Contributions to multivariate control charting: Studies of the Z chart and four nonparametric*

- charts* (Doctoral dissertation, The University of Alabama TUSCALOOSA).
- 7- Chakraborti, S., Van der Laan, P. and Bakir, S.T., 2001. Nonparametric control charts: an overview and some results. *Journal of Quality Technology*, 33(3), p.304.
 - 8- Cherubini, U. Luciano, E. Vecchiato, W., 2004. Copula Methods in Finance. Wiley: NJ
 - 9- Das, N., 2009. A new multivariate non-parametric control chart based on sign test. *Quality Technology and Quantitative Management*, 6(2), pp.155-169.
 - 10- Gibbons, J.D. and Chakraborti, S., 2003. Nonparametric Statistical Inference. Marcel Dekker: New York.
 - 11- Graham, M.A., Chakraborti, S. and Human, S.W., 2011. A nonparametric exponentially weighted moving average signed-rank chart for monitoring location. *Computational Statistics & Data Analysis*, 55(8), pp.2490-2503.
 - 12- Hackl, P. and Ledolter, J., 1992. A new nonparametric quality control technique. *Communications in Statistics-Simulation and Computation*, 21(2), pp.423-443.
 - 13- Hackl, P. and Ledolter, J., 1991. A control chart based on ranks. *Journal of Quality Technology*, 23(2), pp.117-124.
 - 14- Hettmansperger, T.P., 2006. Multivariate location tests. *Encyclopedia of Statistical Sciences*.
 - 15- Johnson, N.L. and Kotz, S., 1976. Distributions in Statistics: Continuous Multivariate Distributions. Wiley: New York.
 - 16- Kotz, S. and Nadarajah, S., 2004. Multivariate t-distributions and their applications. Cambridge University Press.
 - 17- Lowry, C.A., Woodall, W.H., Champ, C.W. and Rigdon, S.E., 1992. A multivariate exponentially weighted moving average control chart. *Technometrics*, 34(1), pp.46-53.
 - 18- Pignatiello Jr, J.J., 1993. Strategies for robust multiresponse quality engineering. *IIE transactions*, 25(3), pp.5-15.
 - 19- Puri, M.L. and Pranab Kumar, S., 1993. *Nonparametric methods in multivariate analysis*.

- 20- Randles, R.H., Hettmansperger, T.P. and Casella, G., 2004. Introduction to the special issue: Nonparametric Statistics. *Statistical Science*, 19(4), pp.561-561.
- 21- Stoumbos, Z.G., Reynolds Jr, M.R., Ryan, T.P. and Woodall, W.H., 2000. The state of statistical process control as we proceed into the 21st century. *Journal of the American Statistical Association*, 95(451), pp.992-998.
- 22- Woodall, W. H. and Montgomery, D., 2013. Some Current Directions in the Theory and Application of Statistical Process Monitoring, *Journal of Quality Technology*, to appear.
- 23- Yang, S.F., Lin, J.S. and Cheng, S.W., 2011. A new nonparametric EWMA sign control chart. *Expert Systems with Applications*, 38(5), pp.6239-6243.