خرائط الرقابة الأحادية والمتعددة المتغيرات اللامعلمية

م.م علي محمد علي الفرداوي– كلية الإدارة والاقتصاد– قسم الاقتصاد– جامعة ميسان

م.م محمد طه علي – تربية نينوى

Alialfredawy1970@yahoo.com

ملخص البحث:–

أضحت الجودة هدفًا للمؤسسات إنتاجية أو خدمية، كونها مفتاح النجاح من خلال مراقبة الجودة باستخدام الأساليب الإحصائية في ضبط العمليات لرفع كفاءة الإنتاج، وأصبحت الرقابة الإحصائية للعمليات أسلوبًا للتحسين المستمر للعمليات عن طريق حل المشكلات التي تواجهها، وأداة مسؤولة للكشف عن تغيرات العملية وإنجاز العمل للتأكد أن النتائج النهائية مماثلة لما يراد له.

ركزت هذه الدراسة على الأساليب الحديثة في الرقابة الإحصائية احادي المتغيرات ومتعددة المتغيرات (MSPC)، وقام الباحث بتطبيق الخرائط اللامعلمية في هذه الدراسة بالاعتماد على البيانات الخاصة بقياسات الأس الهيدروجيني pH والعكورة Ntu والمواد الذائبة Tds والكلور Cl_2 بمشروع ماء العمارة الموحد للفترة من ٢٠١٧/٨/٥ لغاية ٢٠١٧/٨/١٩، وقد استخدم الباحث برنامج SAS في تحليل البيانات.

الكلمات المفتاحية:– خرائط المراقبة اللامعلمية، احادي المتغيرات، متعدد المتغيرات.

Univariate and multivariate Nonparametric control maps

Abstract:-

Quality has become a target for productive or service institutions, being the key to success through quality control using statistical methods to control processes to increase production efficiency. The statistical control of operations has become a method for continuous improvement of processes by solving problems encountered, and a responsible tool to detect process changes and work to ensure that The final results are similar to what is intended for him.

In this study, the researcher applied the non-scientific maps in this study based on the data for measurements of pH, Ntu, soluble substances Tds and chlorine CI2 at the water liquefaction complex Maysan Water Project for the period from ٧/٢٠١٨/٥ to ٧/٢٠١٨/١٩ .. The researcher used the SAS program in data analysis

Keywords: - Nonparametric control maps , Univariate، Multivariate.

المقدمة:-

مراقبة وتحسين الجودة من أهم اعمال المنظمات والصناعات والمؤسسات والخدمات، بسبب تطور التكنولوجيا في اجراءات الرقابة الصناعية، وأصبحت الرقابة الإحصائية إحدى المهام الرئيسية في جميع المنظمات، وأداةً مسؤولةً للكشف عن التغيرات في إجراءات هذه العمليات، وانجاز العمل في كل مرحلة من مراحل الإنتاج، من أجل التأكد من سلامة المنتج، كذلك مطابقة النتأئج النهائية المقدرة لما خطط له مسبقاً.

عملية الرقابة الإحصائية Statistical Process Control (SPC).

تُعرف بأنها وسيلة لمراقبة الجودة باستخدام الأساليب الإحصائية، ورصد خصائص الجودة للمواد المصنعة لضمان التزامها بمعايير معينة، والحفاظ على العملية في حالة مستقرة، وكذلك تُعد خرائط المراقبة أداة فعالة في عملية الرقابة الإحصائية، ووسيلة أساسية لضبط العمليات إحصائياً.

في مراقبة العملية الإحصائية التركيز على خرائط المراقبة أحادية المتغير؛ بافتراض متغيرات العملية مستقلة، وهذا إجراء غير صحيح ؛ لأن معظم العمليات تتكون من عدة متغيرات مترابطة؛ فالتغيرات في متغير واحد تؤثر على المتوسط/أو التشتت في المتغيرات الأخرى وهذه الخرائط تطورت من رصد واحدة من خصائص الجودة إلى رصد اثنتين أو أكثر من خصائص العينة (Lowry et al., 1992)

مشكلة البحث:

تتكون العديد من نظم التصنيع من عدة نظم فرعية مترابطة، والفائض من المواد الأولية الداخلة في الإنتاج في تلك النظم بسبب صعوبات في رصد المتغيرات المتعددة، لأنه في كثير من الأحيان يكون مضُللا للمشغلين لرصد المتغيرات المترابطة بشكل فردي، وفي الواقع ليس هناك أي ضمان بأن خصائص الجودة أو المتغيرات تتبع التوزيع الطبيعي، والخرائط المتعددة التي تم تصميمها باستخدام الأساليب التقليدية التي تعتمد على الافتراض الطبيعي تقدم نتائج مضللة وانذارات كاذبة في مثل هذه الحالات.

هدف البحث:

١- مراقبة العديد من المتغيرات بواسطة خرائط المراقبة في وقت واحد.

٢- تقديم نموذج واضح يتم من خلاله تطبيق خرائط المراقبة صالحة للتطبيق.

٣- الاعتماد على الخرائط اللامعلمية وتطبيقها.

أهمية البحث:

لحل القصور في مراقبة جودة المنتجات تم عمل ضبط الجودة على مستوى الرقابة الاحصائية وهو ما يعزز دور القطاع العام والصناعي ، وقد اعتمد اسلوب خرائط المراقبة الإحصائية التي تساعد في مراقبة العملية الإنتاجية من خلال الرصد المبكر للعملية والذي بدوره يؤدي الى تقليل الخسارة وتبيان الطريق الصحيح لمسار العملية الانتاجية.

فرضية البحث:

ان الانحرافات التي تحدث في العملية الانتاجية ناجمة اما عن طريق الصدفة أو بسبب خلل في عوامل الانتاج وان استخدام خرائط الجودة يحدد نقاط الخلل لاعتماد طرق المعالجة لتحسين جودة المنتوج.

الجانب النظري:- أهمية خرائط المراقبة اللامعلمية:

- بسبب عدم الحاجة الى اي توزيع احتمالي معلمي للعملية الاساسية لذلك يمتاز بالمرونة المشتقة.
- خرائط المراقبة اللامعلمية تتشارك مع الاختبارات اللامعلمية وفترات الثقة.
- عندما تكون العينة صغيرة تستخدم الاختبارات اللامعلمية.

خرائط المراقبة اللامعلمية:

١- احادية المتغير

تُعَرَّفُ خرائط المراقبة اللامعلمية أو خالية التوزيع من حيث توزيع طول المدى في المراقبة؛ فلو كان توزيع طول المدى ثابتاً لكل التوزيعات المستمرة فتسمى الخرائط خالية التوزيع (Chakraborti et al., 2001)، وبمراقبة العملية تكون الأسباب الاحتمالية ونقوم بمتابعة التوزيعات المعلمية تتطلب توزيعاً طبيعياً (Chakraborti et al., 2001)،

ان الخصائص الإحصائية لخرائط المراقبة دقيقة إذا كان الافتراض الطبيعي هو الصحيح، وليس في كل الحالات حيث ان العمليات الأساسية لا تتبع التوزيع الطبيعي، وعندها فالخصائص الإحصائية غير مضبوطة، وهذا يعطي زيادةً لتبرير فكرة وضع خرائط مراقبة العمليات التي لا تعتمد على التوزيع الطبيعي أو أي توزيع معلمي آخر (Bakir, 2004, 2006; Bakir and Reynolds, 1979; Lowry et al., 1992). وهناك العديد من العوامل التي ادت الى تطور خرائط المراقبة اللامعلمية:-

أولاً: توزيع مشاهدات مخرجات العملية غير معلوم؛ لذلك فالخرائط المعلمية أو التي تستند إلى التوزيع غير قوية إذا كانت مشاهدات مخرجات العملية خالية التوزيع، بالإضافة ان خرائط المراقبة التقليدية أو التي تتبع توزيعاً غير قوية في حالة البيانات الملتوية أو المتطرفة (Hackl and Ledolter, 1991).

ثانياً: متوسط طول المدى لخريطة EWMA ينخفض وسببه البيانات الملوثة بالقيم المتطرف، حيث اكده (Hackl and Ledolter, 1992).

وضع والتر شيوارت (١٩٣١) أول خرائط المراقبة الإحصائية للعملية تبعا للإجراءات القائمة على التوزيع مثل الطبيعي أو ذو الحدين أو بواسون (Bakir, 2004).والدراسات المقدمة اقترحت استخدام الخرائط اللامعلمية أحادية المتغير أو خالية التوزيع كبديل للخرائط التقليدية القائمة على التوزيع، وطبقت الخرائط اللامعلمية أو خالية التوزيع أحادية المتغير من قبل العديد من الباحثين؛ إذ اقترح (Bakir and Reynolds, 1979) و (Hackl and Ledolter, 1999)، (Amin and Searcy, 1991) و (Chakraborti et al., 2001)، (Amin et al., 1995) و(Bakir, 2004; 2006)، (Yang et al., و(Graham et al., 2011) خرائط اللامعلمية استنادًا إلى الإشارة والرتب وإحصاءة إشارة الرتب، يتم انشاء خرائط EWMA وCUSUM من خلال حساب إحصاءة الإشارة أو الرتب أو إحصاءة إشارة الرتب، ففي مكانَ التصميم التقليدي للخرائط اللامعلمية تُستبدَل إحصاءة المراقبة المعلمية ؛ مثلا: المتوسط مع إحصاءة مقبولة من توزيع غير معلوم يتم استخدام الإحصاءات اللامعلمية لتطبيق ما يعادلها من الخرائط المعلمية (Chakraborti et al., 2001).

اقترح (Bakir and Reynolds, 1979) و (Amin and Searcy, 1991)، (Bakir, 2004;2006) و (Graham et al., 2011) واعتمادا على إحصاءة إشارة الرتب فان هناك إجراءات مختلفة من خرائط المراقبة اللامعلمية. واستخدم (Amin and Searcy, 1991) و(Graham et al., 2011) مجموع إشارة الرتب في تطوير خريطة (EWMA).

الترتيب يتم داخل المجموعة؛ عند استخدام الإجراء القائم على إحصاءة ولكوكسن لإشارة الرتب، حيث قام (Bakir and Reynolds, 1979) باقتراح خرائط لمراقبة العملية، يتم حساب خريطة CUSUM عند استخدام الإحصائية المقترحة إحصاءة مجموع إشارة الرتب اللامعلمية (GSR) group signed-rank statistic، وباستخدام الإجراء التالي يتم حساب GSR:

$$(X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ig}) \quad i = 1,2,\dots$$

ومجموعة المشاهدات المستقلة أخذت بالتتابع من مخرجات العملية، و R_{ij} هي: الرتب من | X_{ij} | في مجموعة

$$(|X_{i1}|, |X_{i2}|, \dots, |X_{ig}|) \quad j=1,2,\dots,g$$

ثم

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

وكالعادة، فإن اختبار ولكوكسن لإشارة الرتب من المشاهدات داخل مجموعة i^{th}، لذا فإن:

$$SR_i = \sum_j^g U_{ij}$$

تكون مجموع إشارة الرتب من مجموعة i^{th}، حيث SR_i هي قيم متتابعة من إحصاءة ولكوكسن لإشارة الرتب المستقلة، استناداً إلى كل المشاهدات من g، وباستخدام إجراء إحصاءة ولكوكسن

لإشارة الرتب المجمعة grouped-signed-rank (GSR) مع توقف قاعدة CUSUM، وضح (Bakir and Reynolds) أن متوسط طول المدى ARL من GSR-CUSUM اذا اقترحنا توزيعه طبيعي فانه أقل كفاءةً من الإجراء المعلمي ؛ حيث فرض العدم هو الصحيح، ان GSR-CUSUM أكثر كفاءةً من الإجراءات المعلمية في حالة التوزيعات غير الطبيعية مثل (الأسي المزدوج، المنتظم، وتوزيع كوشي). فاذا اردنا استخدام اللامعلمي الافضل ان حجم المجموعة الفرعية بين (n = 5 or 10) اعتمادًا على حجم التحول وقيمة ARL في

المراقبة.ويتطلب الإجراء GSR-CUSUM أقل الافتراضات حول توزيع المشاهدات، وقيمة ARL من GSR هي ثابتة لأي توزيع مستمر متماثل حول قيمة المراقبة.

على طريقة شيوارت قام (Bakir, 2004) في رصد مركز العملية باقترح خريطة اللامعلمية استناداً إلى إشارة الرتب ، وباستخدام فرض العدم من إحصاءة ولكوكسن لإشارة الرتب تم حساب معدلات الإنذار الكاذب الدقيقة ومتوسط أطوال المدى (ARL) في المراقبة للخريطة المقترحة ، وتم حساب ARL1 عن طريق المحاكاة لكل من التوزيعات خفيفة الذيل مثل (الطبيعي، المنتظم) وثقيلة الذيل (الأسي المزدوج وكوشي) مع بدائل التحول، ولإجراء حساب إشارة الرتب المشابهة لتلك المستخدمة من قبل (Bakir and Reynolds, 1979) الذي استخداما فيها مجموع إشارة الرتب (GSR) والمطبقة على خريطة CUSUM، وباستخدام الإحصاءات لخريطة المراقبة على طريقة شيوارت المقترحة من (Bakir, 2004)، بيّن (Bakir) أن خرائط المراقبة التي تستند إلى إحصاءة مجموع إشارة الرتب أحادية المتغير أكثر كفاءةً من خريطة شيوارت X-bar التقليدية في ظل التوزيعات الثقيلة، وأقل كفاءةً في ظل التوزيعات الخفيفة.

اقترح (Bakir, 2006) ثلاث خرائط مختلفة من اللامعلمية: والتي تستند إلى GSR وهي:-

أ- شيوارت. ب- EWMA . ت- CUSUM

وتوصل الى أن الميزة الرئيسية للخرائط التي تستند إلى إشارة الرتب هي أن الخرائط على طريقة إشارة الرتب أقوى ضد القيم المتطرفة، والثبات في مراقبة ARL بغضّ النظر عن التوزيع الأساسي، ما دام التوزيع مستمراً ومتماثلاً، وكذلك في حين خرائط شيوارت وCUSUM وEWMA التقليدية أكثر تأثرًا، و أظهرت دراسة المحاكاة أن خريطة إشارة الرتب على طريقة شيوارت أكثر كفاءةً من نظيراتها المعلمية في حالة التوزيعات المعتدلة والثقيلة (كوشي والأسي المزدوج)، وعند الكشف عن التحولات الصغيرة في متوسط العملية فإن خرائط المراقبة CUSUM وEWMA أكثر كفاءة من خريطة شيوارت.

طور (Graham et al., 2011) خريطة مراقبة جديدة من اللامعلمية EWMA عملها اختبار ولكوكسن لإشارة الرتب (NPEWMA-SR)، والسبب ان المعلومات غير كافية وهناك شك في الحالة الطبيعية، لذلك فإن خرائط المراقبة التي تجمع بين خصائص الكشف عن التحول من EWMA مع قوة من الاختبارات اللامعلمية هي المرغوب فيها، وقالوا أن اختبار ولكوكسن لإشارة الرتب كان كفوء اذا ما قارناه باختبار t المعياري في حالة اختبار الفرضيات حول المتوسط وهو مناقض لاختباري t و SR المعروف عنهما انهما لا

يتطلبان الافتراض الطبيعي، وكفاءتهما الجيدة، والكفاءة النسبية التقاربية (ARE) لاختبار SR بالمقارنة مع اختبار t هي (0.955 ، 1 ، 1.097 ، 1.5) للتوزيع (الطبيعي، المنتظم، لوجستي، لابلاس) على الترتيب (Mottonen et al., 1997).

ودلت القيم السابقة بان اختبار SR أقوى من بعض التوزيعات الثقيلة مثل (المنتظم)، وبيّن (Gibbons and Chakraborti, 2003) أن اختبار الإشارة هو اضعف من إشارة الرتب ، وعند استخدام اختبار SR يتم بناء خريطة NPEWMA-SR التي من خلالها نرصد وسيط العملية في حالة التوزيع المستمر التقريبي، وبافتراض أن X_{ij} تشير إلى المشاهدات j^{th} داخل المجموعة الفرعية i^{th} عندما تكون n > 1 ؛ حيث i=1,2,3,... و j=1,2,...n ، و R_{ij}^{+} تدل على رتب القيم للفروق المطلقة $|X_{ij}-\theta_0|$ داخل المجموعة الفرعية i^{th} ؛ حيث j=1,2,...n ، وتعرف

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

حيث إن إشارة (t = 1) إذا t > 0 ، و0 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 $R_1,R_2,R_3,\dots$ بالتتابع لكل مجموعة فرعية. وإحصاءة رسم الخريطة هي:

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

حيث تبدأ القيم بـ$(Z_0 = 0)$ ومعلمة التجانس $0 < \lambda \leq 1$، وحدود مراقبة 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

وفي حالة الثبات $(i \to \infty, (1-(1-\lambda)^{2i} \to 1)$ تعطى حدود المراقبة وCL 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 والتي يتم التعبير عنه بمضاعفات عملية الانحراف المعياري .

أقترح باحثون وضع خرائط المراقبة اللامعلمية استناداً إلى إحصاءة اختبار الإشارة؛ حيث قام (Amine et al., 1995) باستخدام إحصاءة اختبار الإشارة في تطوير خرائط المراقبة اللامعلمية من CUSUM وEWMA، ومقارنتها مع نظيرتها المعلمية، واستخدم (Yang et al., 2011) إحصاءة اختبار الإشارة لتطوير خريطة الإشارة اللامعلمية EWMA وخريطة الجيب (Arcsin EWMA)، ولإجراء إحصاءة اختبار الإشارة يتطلب مقارنة كل مشاهدة بقيمة المراقبة وأعداد المشاهدات أعلاه وأدناه لمتوسط الهدف μ_0 وتسجيلها لكل عينة، وفي حالة التوزيع غير المتماثل فإن اختبار الإشارة هو اختبار التغيير في وسيط المشاهدة، حيث μ_0 هي الوسيط (Amin et al., 1995)، ونعبر عن ذلك بالصيغة الآتي:

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

الإشارة (t = 1) إذا $t > 0$ و 0 إذا (t = 0) و(−1) إذا $t < 0$، وSN_i الفرق بين عدد المشاهدات أعلاه وأدناه من μ_0 .

٢- متعددة المتغيرات

تعتمد أساليب متعددة المتغيرات كنظيراتها أحادية المتغير على افتراضات توزيعية معينة؛ ففي حالة أحادية المتغير فالافتراضات لا يمكن تبريرها بشكل صحيح أو غير صحيحة، والنتائج المحصلة من إجراءات الاستدلال المتناظرة قد لا تكون صالحة، وطورت بعض الاساليب اللامعلمية متعددة المتغيرات في الدراسات السابقة؛ اثنان منها الأكثر استخدامًا في الاختبارات متعددة المتغيرات؛ هما: اختبار الإشارة وولكوكسن لإشارة الرتب،. وللحصول على القيم الحرجة لهذه الاختبارات نستخدم التوزيع التقريبي أو عن طريق المحاكاة.

الخرائط المقترحة

١- خريطة مراقبة الإشارة متعددة المتغيرات

اختبار الإشارة بسيط واستخداماته متعددة كاختبار اللامعلمية أحادية المتغير (Gibbons and Chakraborti, 2003)، تستندخريطة الإشارة على اختبار الإشارة متعددة المتغيرات (Hettmansperger, 2006)، ويشار إلى الخريطة بـSN^2، ولنفترض نريد رصد الوسيطات في المراقبة للمتغيرات p على التوالي:

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

يتم تحديد الوسيطات في المراقبة $(\theta_{i0,}\ i = 1,2,\dots,p)$ ، ومصفوفة التغاير يتم تقديرها في كل نقطة زمنية من مرحلة الرصد. لحساب إحصاءة الإشارة أحادية المتغير لكل من المتغيرات p

$$S_i = \sum_{j=1}^{n} sgn\,(X_{ij} - \theta_{i0})\,, i = 1,2,\dots,p \qquad (7)$$

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

$$sgn\,(X_{ij} - \theta_{i0}) = \begin{cases} 1 & if\ X_{ij} - \theta_{i0} > 0 \\ -1 & if\ X_{ij} - \theta_{i0} < 0 \end{cases} \qquad (٨)$$

وهكذا فإن

$$S_i = \#(X_{ij} > \theta_{i0}) - \#(X_{ij} < \theta_{i0}),\ j = 1,2,\dots,n \quad (9)$$

و S متجه px1 في $S_i\ 's$ ، والمعلوم $n^{-1/2}S$ (Hettmansperger, 2006) تتوزع بشكل من التوزيع الطبيعي المتعدد مع متجه الوسط 0 ومصفوفة التغاير V التي يمكن تقديرها باستمرار $\hat{V}$ وتعرف بأنها:

$$\hat{v}_{ii} = n \quad (10)$$

$$\hat{v}_{ij} = \sum_{k=1}^{n} sgn\,(x_{ik} - \theta_{i0})\,sgn\,(x_{jk} - \theta_{j0}) \qquad (11)$$

إحصاءة رسم خريطة الإشارة متعددة المتغيرات هي

$$SN^2 = S'\,\hat{V}^{-1}\,S \quad (12)$$

لأحجام العينة الكبيرة تعطى حدود التوزيع لإحصاءة SN^2 من توزيع كاي سكوير X^2 مع درجات الحرية P، والمهم ملاحظة أن اختبار الإشارة متعددة المتغيرات (كذلك خريطة SN^2 المقترحة) هي خالية التوزيع لأحجام العينة الكبيرة في مراقبة العملية، ولتحديد حدود المراقبة يتم استخدام توزيع كاي سكوير ، ويعطى FAR الاسمي بشكل ضئيل من α، والحد الأدنى لمراقبة خريطة الإشارة صفر والحد الأعلى هو

$$UCL = X^2_{\alpha,p}$$

إحصاءة خريطة SN^2 في حالة (p = 2) تبسط إلى الشكل المعطى في (Puri and Sen, 1993) و (Hettmansperger, 2006)، وقام (Das, 2009) باستخدام هذا المنظور في خرائط المراقبة ثنائية المتغير، والخريطة المقترحة هي امتداد للخرائط في حالة المتغيرين أو أكثر، وبالرغم من افتراض أن معالم الموقع تكون الوسيطات لإجراء الإشارة، لذا فإنه يمكن تطبيق الخريطة بشكل جيد على النسب المئوية الأخرى. ومن أبسط الخرائط اللامعلمية هي خريطة الإشارة وتستخدم في مراقبة العملية واجراء الاختبارفي حالة احادية المتغير، ويمكن الحصول عليه في حالة التوزيع الأساسي خفيف الذيل ومتماثل.

٢ – خريطة المراقبة ولكوكسن لإشارة الرتب متعددة المتغيرات

تستند خريطة المراقبة ولكوكسن لإشارة الرتب متعددة المتغيرات المقترحة إلى اختبار ولكوكسن لإشارة الرتب متعددة المتغيرات على النحو المحدد في (Hettmansperger, 2006) ويشار إلى الخريطة بـ SR^2، ولنفترض مرة أخرى أنه يتم تحديد القيم الوسيطية في المراقبة ولا يحتاج معرفة مصفوفة التغاير كما اسلفنا، والإضافة المطلوبة في خريطة SR^2 هي افتراض أن التوزيع المشترك للمتغيرات p متماثل قطريًا حول قيم

$$\theta_0 = (\theta_{10}, \theta_{20}, \dots, \theta_{P0})$$

وعلى هذا الافتراض فإنه يتبع ذلك أن التوزيعات الهامشية للمتغيرات الفردية متماثلة حول الوسيطات الخاصة بكلٍّ منهما، ويتم حساب إحصاءة ولكوكسن لإشارة الرتب أحادية المتغير لكل المتغيرات p.

$$W_i = \sum_{j=1}^{n} R(|X_{ij} - \theta_{i0}|)\, \mathrm{sgn}\,(X_{ij} - \theta_{i0}) \qquad (13)$$

حيث $R(|X_{ij} - \theta_{i0}|)$ هي الرتب من ($|X_{ij} - \theta_{i0}|$ وبين $|X_{i1} - \theta_{i0}|, \dots, |X_{in} - \theta_{i0}|$

و W تكون متجه PX1 في ($W_i's$)، وقد أثبت (Hettmansperger, 2006) أن التوزيع التقريبي من ($n^{-3/2}\ W$) هو متعدد المتغيرات الطبيعي بمتجه الوسط 0 ومصفوفة التغاير الذي يمكن تقديره باستمرار من ($n^{-3}\ \hat{L}$) حيث يتم تعريف $\hat{L}$ على النحو التالي:

$$\hat{l}_{ii} = \frac{n(n+1)(2n+1)}{6} \qquad (14)$$

$$\hat{l}_{ij} = \sum_{k=1}^{n} R(|X_{ik} - \theta_{i0}|)R(|X_{jk} - \theta_{j0}|)\ sgn\ (X_{ik} - \theta_{i0})sgn(X_{jk} - \theta_{j0}), i,j = 1,2,\dots,p. \quad \mathbf{(15)}$$

إحصاءة رسم خريط إشارة الرتب متعددة المتغيرات هي

$$SR^2 = W'\ \ \hat{L}^{-1}\ W \quad (16)$$

حدود التوزيع لإحصاءة SR^2 هي X^2 مع درجات الحرية P، ويتم تحديد الوسيط (غير المقدر) إما عن طريق العملية أو عن طريق اختياره عندما تكون العملية في المراقبة، ومع ذلك فإن مصفوفة التغاير للتقريبي غير ذلك، وهكذا يتم استخدام المقدر الثابت لتغاير التقريبي من $\hat{L}_{ij}$ ويحسب عند كل نقطة في الوقت الذي تحسب في إحصاءة رسم الخريطة ورسمها، ونلاحظ مرة أخرى أنها مشابهة لاختبار الإشارة متعددة المتغيرات. ان اختبار ولكوكسن متعددة المتغيرات (كذلك خريطة SR^2) هي خالية التوزيع لأحجام العينة الكبيرة، وباستخدام كاي سكوير التقريبي يتم إنشاء خريطة المراقبة ويعطى FAR من α والحد الأدنى للمراقبة صفر والحد الأعلى للمراقبة هو :-

$$UCL = X^2_{\alpha,p}$$

٣- خريطة هوتلينج χ^2 أو T^2

خرائط المراقبة التي اقترحها هوتلينج (1947) الأكثر استخدامًا بين الخرائط متعددة المتغيرات في الوقت الحاضر، أما خرائط شيوارت فبسيطة الاستخدام وهي امتدادًا لخريطة شيوارت X-bar أحادية المتغير، وخرائط شيوارت أحادية المتغير تستخدم للمشاهدات الأخيرة لكشف التحول في متوسط العملية، وهو ما يعاب عليها في بعض الحالات. لنفترض أن هناك p من المتغيرات التي يتعين رصدها، وأخذ عينات عشوائية مستقلة بحجم n من توزيع متطابق في كل فترة زمنية، فإنه يتم حساب متجه متوسطات العينة كالتالي:

$$\bar{x} = (\ \bar{x}_n\ ,\ \dots\ ,\ \bar{x}_2\ ,\ \bar{x}_1\ )'$$

إذا كان المجتمع يتبع التوزيع الطبيعي المتعدد مع متجه الوسط μ ومصفوفة التغاير Σ، حيث إنه من المعلوم أن متجه الوسط ومصفوفة التغاير في خريطة المراقبة X^2 يستخدمان لرصد المتوسط، وهذا مشابه لاستخدام خريطة شيوارات X-bar في حالة معايير البعد الواحد تكون معروفة، وباستخدام إحصاءة رسم خريطة χ^2 :

$$X_t^2 = n\,(\bar{x}_t - \mu)'\,\Sigma^{-1}\,(\bar{x}_t - \mu),\ t = 1,2,\ldots \qquad (17)$$

فإن الحد الأدنى للمراقبة صفر والحد الاعلى للمراقبة من معدل الإنذار الكاذب α يعطى بواسطة

$UCL = X^2_{\alpha,P'}$

$X^2_{\alpha,P}$ تمثل $100\,(1-\alpha)^{th}$ النسبة المئوية من توزيع مربع كاي مع درجات الحرية p .

عندما يكون متجه الوسط ومصفوفة التغاير مجهول، فتقديره يكون من البيانات السابقة، وأحيانًا تؤخذ من m للمرحلة الأولى في المراقبة لكل العينات من حجم n أو تأخذ عندما يعتقد أن العملية في المراقبة.

إحصاءة رسم الخريطة لكل عينة من المرحلة الثانية تستند إلى إحصاءة t متعددة المتغيرات، وإحصاءة T^2 هي:

$$T_t^2 = n\,(\bar{x}_t - \bar{\bar{x}})'\,S^{-1}\,(\bar{x}_t - \bar{\bar{x}}),\ \ t = 1,2,\ldots \qquad (18)$$

حيث إن $\bar{X}_t = (\bar{x}_{1t}, \bar{x}_{2t}, \ldots, \bar{x}_{pt})$: هو متجه في t^{th} لمتوسطات عينة المرحلة الثانية لكل متغير.

و $\bar{\bar{X}} = (\bar{\bar{x}}_1, \bar{\bar{x}}_2, \ldots, \bar{\bar{x}}_p)$: هو متجه الوسط العام المحسوب من العينات التي تكون في المراقبة؛ حيث إن

$$\bar{\bar{X}}_j = \frac{1}{m}\sum_{k=1}^{m} \bar{x}_{jk}\ , \qquad j = 1,\ldots,p \qquad (19)$$

وS هي عينة مصفوفة التغاير وتعرف كما يلي:

$$S = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})\,(x_i - \bar{x})' \qquad (20)$$

يشار إلى خريطة هوتلينج T^2 المشابهة لخريطة شيوارت X-bar في حالة لا تعطى المقاييس والمعالم لكليهما غير معلومة، فيكون الحد الأدنى لخريطة المراقبة T^2 هو صفر والحد الأعلى (بأثر رجعي) من تحليل المرحلة الأولى ويعطى بواسطة:

$$UCL = \frac{P(m-1)(n-1)}{mn-p+1} F_{\alpha,p,mn-m-p+1,} \quad (21)$$

حيث $F_{\alpha,p,mn-m-p+1,}$ هي النسبة المئوية $(1-\alpha)^{th}$ 100 من توزيع *F* مع المعالم *P* و *mn–mp+1*، ولتحليل المرحلة الثانية (مرحلة الرصد) يعطى الحد الأعلى لحدود مراقبة خريطة T^2 بواسطة:

$$UCL = \frac{P(m+1)(n-1)}{mn-p+1} F_{\alpha,p,mn-m-p+1,} \quad (22)$$

لرصد المتجهات الفردية أوالمجموعات غير الفرعية (n = 1) فإحصاءة رسم الخريطة T^2 تقلل إلى:

$$T_t^2 = (x_t - \bar{x})' S^{-1} (x_t - \bar{x}), \quad t = 1,2,\ldots \quad (23)$$

والحد الاعلى للمراقبة هو

$$UCL = \frac{P(m+1)(m-1)}{m^2-mp} F_{\alpha,p,mn-m-p,} \quad (24)$$

وباستخدام $X^2_{\alpha,p}$ كقيمة تقريبية للحد الأعلى لمراقبة خريطة T^2، اوضحت الخريطة قبولًا في حالة قيم m كبيرة، وبالحسبان عدد المعالم (Lowry and Montgomery, 1995).

استخدام الباحثين الحد الأعلى لمراقبة المرحلة الأولى (Tracy et al., 1992) ويعطى بواسطة:

$$UCL = \frac{(m-1)^2}{m} \beta_{\alpha,p/2,(m-p-1)/2,} \quad (25)$$

حيث $\beta_{\alpha,p/2,(m-p-1)/2,}$ هي النسبة المئوية $(1-\alpha)^{th}$ 100 من توزيع بيتا مع المعالم P / 2 و (m-p-1) / 2، وحدود المرحلة الأولى التي تستند إلى توزيع *F* و X^2 قد تكون غير دقيقة.

دراسة الأداء للخرائط

لدراسة أداء الخرائط من خلال المحاكاة لكلتا الحالتين في المراقبة (IC) وخارج نطاق المراقبة (OOC)، وعند أحجام العينات الصغيرة والمتوسطة فمن المهم دراسة أداء الخرائط، حيث إن شروط التوزيع الطبيعي غير

متحققة، ونظرًا لعدم فرضية أن البيانات تتبع توزيعًا احتماليًّا محددًا مثل (التوزيع الطبيعي)، بهذه الحالة نفترض حالتين من التوزيعات لإنشاء البيانات: اولا باستخدام التوزيع الطبيعي،ثانيا باستخدام أحد التوزيعات المتماثلة المشابهة للتوزيع الطبيعي مثل توزيع t بدرجات حرية مختلفة، وهذا الأسلوب استخدم فى كثير من الدراسات السابقة (see Cherubini et al., 2004 , Kotz and Nadarajah, 2004 , and Johnson and Kotz, 1976).

اولا: لدراسة أداء الخرائط المقترحة انشأت البيانات من التوزيع الطبيعي المتعدد وتوزيع t المتعدد مع اثنتين من درجات الحرية (5 و 10)، ومقارنة أداء خرائط شيوارت اللامعلمية مع خريطة هوتلينج X^2 التقليدية.

ثانيا: يتم حساب متوسط طول المدى (ARL) والوسيط (MRL) والانحراف المعياري (SDRL) والنسبة المئوية (5^{th} , 95^{th}) .

ثالثا: دراسة تأثير حجم العينة؛ بإنشاء مجموعة من العينات بأحجام مختلفة (10 – 20 – 40).

رابعا: للحفاظ على قيم SDRL صغيرة وعدم الحصول على قيم انحرافات كبيرة تم تكرار عملية المحاكاة لتصل إلى (10000).

استهدفت المجموعة الأولى لعمليات المحاكاة إلى دراسة الأداء للخرائط في المراقبة، ويتم الحصول على حدود المراقبة العليا من توزيع X^2، ويلاحظ أن حدود المراقبة كلها تستند إلى التوزيعات التقريبية، ولهذا فإن معدلات الإنذار الكاذب الذي تم الحصول عليه في حالة أحجام العينة الصغيرة مختلفة بعض الشيء عن القيمة الاسمية، ويفحص هذا الاختلاف في المحاكاة، وكلما زاد حجم العينة فمعدلات الإنذار الكاذب المتحققة تقترب من قيمها الاسمية.

استهدفت المجموعة الثانية من عمليات المحكاة اختبار الخرائط مع البيانات التي لا تتبع التوزيع الطبيعي المتعدد، وذلك باستخدام توزيع t المتعدد، ومن المهم ملاحظة أن المعلمة $\Sigma_{t(v)}$ في دالة الكثافة الاحتمالية (pdf) لا تمثل مصفوفة التغاير لتوزيع t.

ومصفوفة التغاير هي واحدة لكلٍّ من التوزيع الطبيعي المتعدد وتوزيع t المتعدد، وذلك باختيار المعلمة $\Sigma_{t(v)}$ ، ولتوحيد قيم معالم التوزيعات للحصول على نتائج ، تم استخدام المعالم التالية في المحاكاة:

$$\boldsymbol{\mu_0} = \boldsymbol{\theta_0} = \begin{bmatrix} \mathbf{0} \\ \mathbf{0} \end{bmatrix}, \boldsymbol{\Sigma} = \begin{bmatrix} \mathbf{1} & \mathbf{0.5} \\ \mathbf{0.5} & \mathbf{1} \end{bmatrix}$$

للحصول على مصفوفة التغاير $\sum$ للبيانات التي تتبع التوزيع t المتعدد استخدم القيم التالية للمعلمة $\Sigma_{t(v)}$:

$$\Sigma_{t(5)} = \begin{bmatrix} 0.6 & 0.3 \\ 0.3 & 0.6 \end{bmatrix} \; and \; \Sigma_{t(10)} = \begin{bmatrix} 0.8 & 0.4 \\ 0.4 & 0.8 \end{bmatrix}.$$

١- الأداء في المراقبة

تظهر الخرائط تحسس أفضل في تأثير حجم العينة على ARL في المراقبة (ARL_0)، وفي التوزيع الطبيعي المتعدد فإن خريطة هوتلينج X^2 تحقق ARL_0 بحوالي 200 كما هو متوقع مع احتمالية 0.005 من FAR، وفي التوزيع غير الطبيعي المتعدد فإن ARL_0 لخريطة هوتلينج X^2 في بعض الحالات أقل مما هو متوقع عادةً، معدل الإنذارات الكاذبة أكثر مما كان متوقعًا،والمثير للاهتمام ملاحظة أن الخريطة التي تستند إلى إحصاءة إشارة الرتب تحقق ARL_0 أعلى من التي تستخدم فيها إحصاءة الاشارة، فكلما ازداد حجم العينة فإن ARL_0 لكل الخرائط يقترب إلى 200، وباستخدام التوزيع التقريبي للخرائط المقترحة، فمن المتوقع أن ARL_0 الاسمي قد لا يمكن تحقيقه لأحجام العينة الصغيرة، ويتضح في عملية المحاكاة، ومع ذلك كلما زادت حجم العينة إلى 40 فإن قيم ARL_0 تقترب إلى 200.

الباحثين يختارون الاختبارات والخرائط التي تتطلب الحالة الطبيعية عندما يكون حجم العينة 20، وأن ARL_0 لخريطة هوتلينج X^2 لا يزال أقل بكثير مما هو متوقع اسميًّا للبيانات التي تأتي من توزيع مشابه للتوزيع الطبيعي، لذلك من الخطأ افتراض إن عينة بحجم 20 تحل مشكلة غير الطبيعي للخرائط المعلمية، ولذلك الاختبارات اللامعلمية (الخرائط التي لا تتطلب الافتراض الطبيعي) تكون احسن خيار، ويمكن ملاحظة أن خريطة هوتلينج X^2 تكشف عن التحول بشكل أسرع من الخرائط المقترحة، ومع ذلك قد يكون هذا مضللًا في كثير من الأحيان؛ لأن ARL_0 لهذه الخرائط دائما أقل.

٢- الأداء خارج نطاق المراقبة

لمقارنةٍ أدق للخرائط، يتم اختيار الحد الاعلى للمراقبة للحصول على ARL المحدد في المراقبة، وفي حالة البيانات تتبع متعدد المتغيرات الطبيعي فإن خريطة χ^2 تتفوق قليلًا على الخرائط الأخرى، وأكثر من ذلك في حالة استخدم أحجام العينة الصغيرة أن الاختبارات المعلمية والخرائط يكون أدائها أفضل عند استيفاء الافتراضات المعلمية اللازمة لاستخدامها، وعندما تكون البيانات غير طبيعية يكون أداء الخرائط المقترحة متماثلاً وفي بعض الأحيان أفضل من خريطة χ^2.

الجانب التطبيقي: المقدمة

أهمية المياه وخلوّها من المواد الكميائية والأحياء المجهرية التي تؤدي لمخاطر قام الباحث بتطبيق الخرائط اللامعلمية على القراءات لمجمع المياه التابع للمعهد التقني/الصويرة، واعتمادا على البيانات الخاصة بقياسات الأس الهيدروجيني PH والعكورة Ntu والكلورين CI_2 للفترة من ٢٠١٦/٢/٢ لغاية ٢٠١٦/٢/٢٢.

أولاً: تطبيق بيانات الدراسة

لتطبيق الخرائط المقترحة تم الحصول على البيانات الخاصة بالفحوصات الكميائية والفيزيائية بمشروع ماء العمارة الموحد وتخص هذه البيانات الفحوصات الآتية:-

أ- **الأس الهيدروجيني PH:**

مرحلة معالجة المياه مراقبة PH لضمان تعقيمها بالكلور ويجب أن يكون مقدار PH بحدود ٦-٨، وضبط الأس الهيدروجيني للحد من تآكل انابيب شبكات المياه المنزلية، والأس الهيدروجني مقياس نسبي مجرد من وحدة القياس.

ب- **العكورة NTU:**

المواد غير الذائبة بالماء والتي تعيق الضوء المار خلالها وتؤدي إلى تشتته وامتصاصه بدلاً من انتقاله بخط مستقيم، وتنجم العكورة عن جسيمات من المعالجة غير الكافية أو عودة الرواسب أو وجود مادة لا عضوية في بعض المياه ، نسبة العكورة المرتفعة تساعد على حماية المكروبات من تأثير التعقيم، وتحفز نمو الجراثيم، فمن الضروري جعل مستوى العكورة منخفضًا في المياه غير المعقمة ليكون التعقيم فعالاً، ومقدار العكورة المسموح به (١-١٠)، وهي مجردة من وحدة القياس.

ج- **الكلورين CL_2:**

الكلورين بالماء P.P.M 2.2 والمقدار المسموح يتراوح بين P.P.M (١,٥- ٣,٠) جزء بالمليون.

الجدول (١) القراءات الكيميائية والفيزيائية لمجمع ماء العمارة الموحد للفترة من ٢٠١٧/٨/٥ لغاية ٢٠١٧/٨/١٩

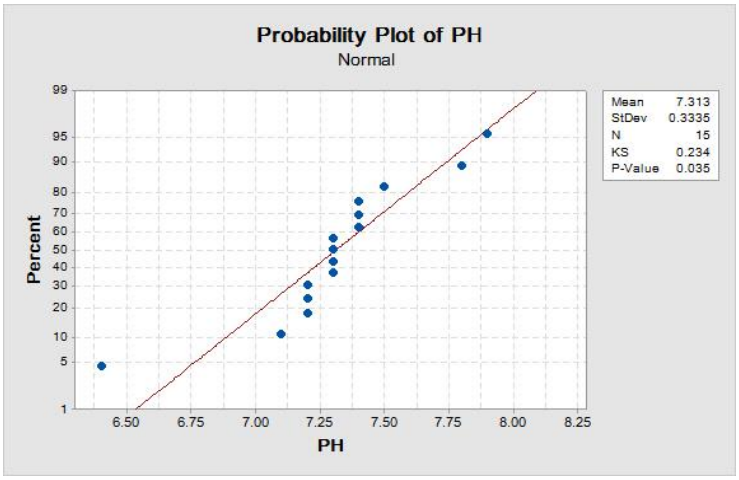
Date	PH	CL_2	NTU
٥-٨-٢٠١٧	7.8	3.00	5.12

٦-٨-٢٠١٧	7.5	9.09	5.20
٧-٨-٢٠١٧	7.2	3.00	5.25
٨-٨-٢٠١٧	6.7	3.00	10.77
٩-٨-٢٠١٧	7.3	3.00	10.07
١٠-٨-٢٠١٧	7.5	3.00	10.04
١١-٨-٢٠١٧	7.4	3.00	8.20
١٢-٨-٢٠١٧	7.5	3.00	9.25
١٣-٨-٢٠١٧	7.5	2.09	6.30
١٤-٨-٢٠١٧	7.3	2.08	6.20
١٥-٨-٢٠١٧	7.5	3.00	6.25
١٦-٨-٢٠١٧	7.9	3.00	6.20
١٧-٨-٢٠١٧	7.8	2.09	8.22
١٨-٨-٢٠١٧	7.5	2.08	5.15
١٩-٨-٢٠١٧	7.8	3.00	6.20

ثانياً: المؤشرات الإحصائية لبيانات الدراسة

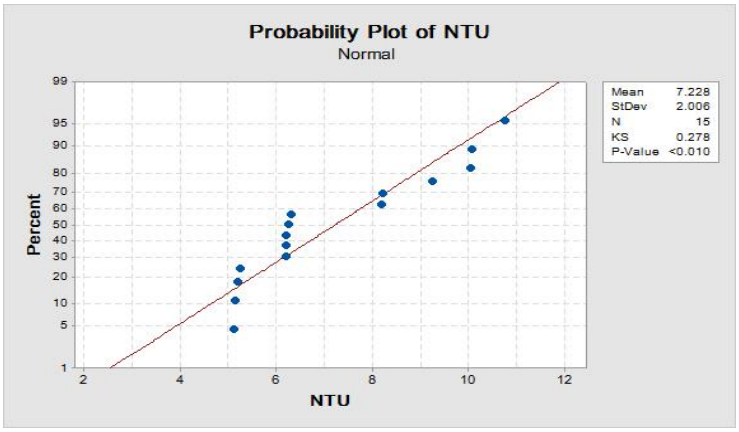
عرض المؤشرات الإحصائية كالمتوسطات والانحراف المعياري والالتواء والتفرطح لمتغيرات الدراسة الأساسية في الجدول (٤) والأشكال (١، ٢، ٣).

١- المؤشرات الإحصائية لبيانات الأس الهيدروجيني PH



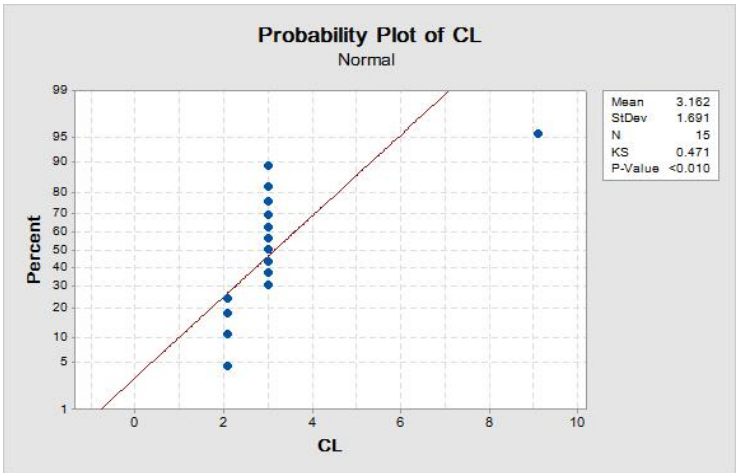
الشكل ١: اختبار الحالة الطبيعية لبيانات الأس الهيدروجيني PH

٢- المؤشرات الإحصائية لبيانات العكورة NTU



الشكل ٢: اختبار الحالة الطبيعية لبيانات العكورة NTU

٣- المؤشرات الإحصائية لبيانات الكلورين CL_2



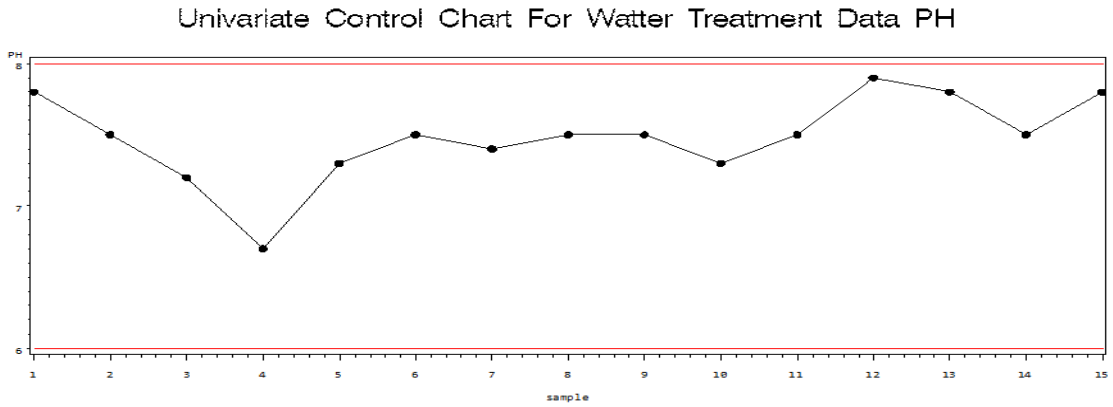
الشكل ٣: اختبار الحالة الطبيعية لبيانات الكلورين CL_2

الجدول (٢) قيم المؤشرات الإحصائية لبيانات الدراسة

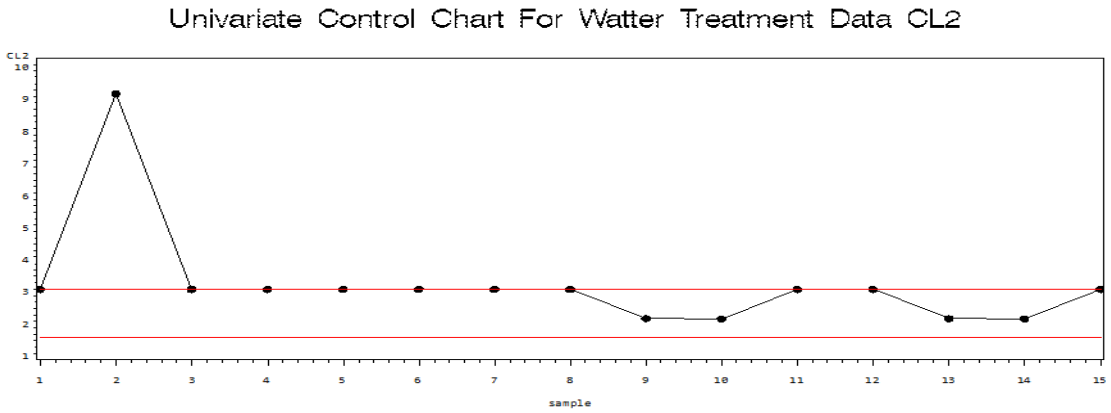
المتغير	المتوسط	الوسيط	الانحراف	المدى	الالتواء	التفرطح
PH	7.31	7.30	0.33	1.2	−1.04	4
CL2	3.162	3	1.69	7	3.46	12.89
NTU	7.22	6.25	2.006	5.65	0.62	−1.19

قيم المؤشرات الإحصائية في الأشكال (١) و (٢) و (٣) وبالذات الالتواء والتفرطح بعيدة عن القيم المألوفة للتوزيعات المعروفة وخصوصًا التوزيع الطبيعي، حيث نجد أن قيمة p−value أصغر من مستوى المعنوية 5%، مما يرجح التعامل مع هذه المتغيرات بالأساليب اللامعلمية.

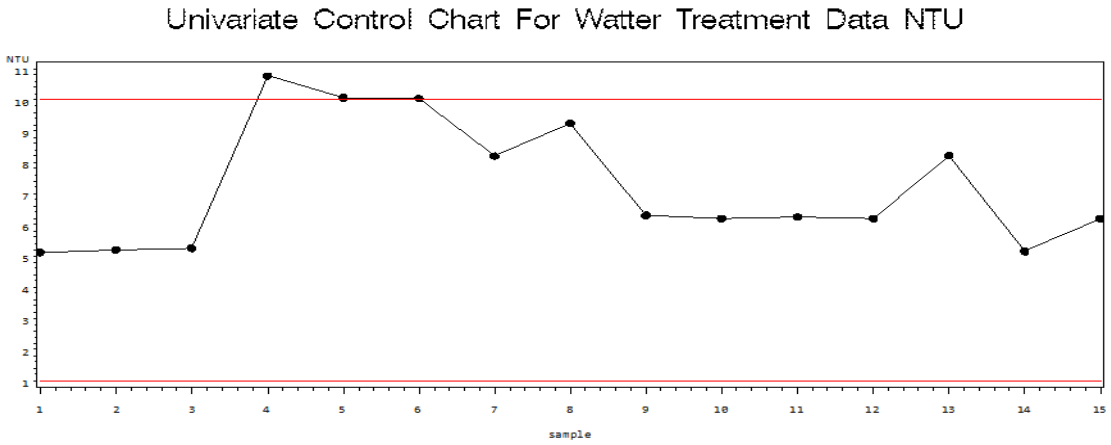
ثالثاً: خرائط المراقبة أحادية المتغير:- فى هذا الجزء يتم استخدام الخرائط أحادية المتغيرات للمتغيرات الثلاث حسب الحدود العليا والدنيا المسموح



الشكل ٤: خريطة نسب الأس الهيدروجيني أحادية المتغير



الشكل ٥: خريطة نسب الكلورين أحادية المتغير

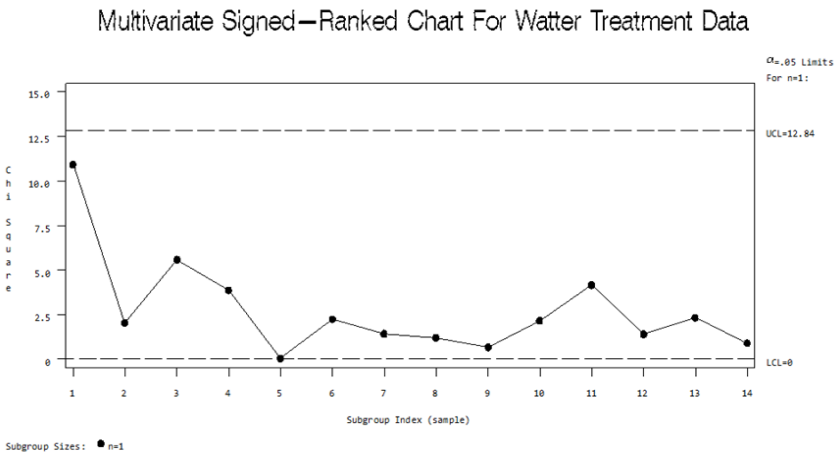


الشكل ٦: خريطة نسب العكورة أحادية المتغير

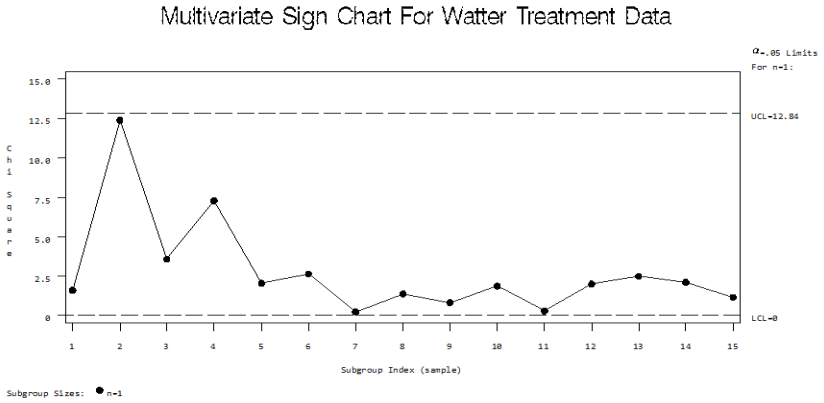
من الشكل (٤) نسبة الأس الهيدروجيني ضمن الحدود المسموح به، وفي (٥) و(٦) فالنسب بكل من الكلورين والعكورة خارج الحدود المسموح. وكما اسلفنا، التعامل مع متغيرات العملية بصورة مستقلة، يؤدي إلى نتائج مضللة عن العملية؛ لأن اغلب العمليات متكونة من عدة متغيرات مترابطة؛ لذا فإن التغيرات في متغير واحد تؤثر على المتوسط/أو التشتت في المتغيرات الأخرى.

رابعاً: خرائط المراقبة متعددة المتغيرات

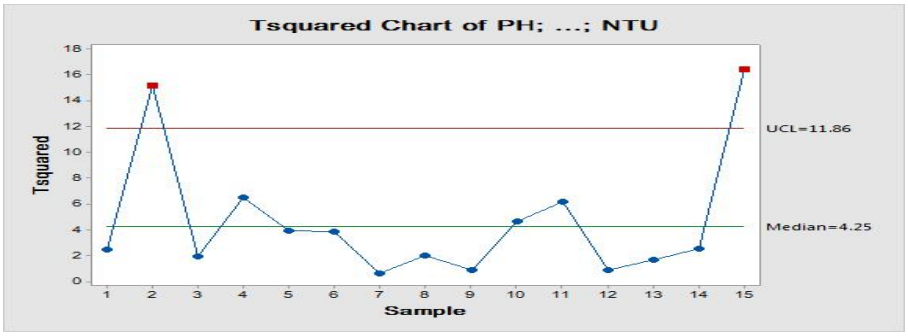
يتم هنا استخدام الخرائط اللامعلمية ومقارنتها بخريطة هوتلينج T^2 المعلمية للتوصل إلى أفضل طريقة لمراقبة العملية. الأشكال (٧) و(٨) و(٩) تبين الخرائط المقترحة لمراقبة المتغيرات الداخلة في الدراسة.



الشكل ٧: خريطة ولكوكسن لإشارة الرتب اللامعلمية متعددة المتغيرات



الشكل ٨: خريطة الإشارة اللامعلمية متعددة المتغيرات



الشكل ٩: خريطة هوتلينج T^2 متعددة المتغيرات

هذه الخرائط تعبر عن اختلاف البيانات مستخدما حدود المراقبة العليا والدنيا، ويتوضح عند تطبيق خريطة هوتلينج T^2 متعددة المتغيرات نستطيع رؤية إشارات القراءات الخاصة بالقياسات في نقاط متعددة، وبالنظر إلى إشارات الخريطة في الشكل (٩) الخريطة توضح بعض الإشارات خارج نطاق المراقبة .

وكما اسلفنا، العديد من خرائط المراقبة المعلمية يتدهور عملها لعدم استيفاء الافتراضات الأساسية، والدليل استمرار العملية من التوزيع غير الطبيعي أقل ملاءمةَ لهذه الخرائط، فهذه الطريقة تجعل الخرائط غير مُجْدِيَةٍ في مراقبة العملية، بسبب الانذاراتِ الكاذبةً للخريطة، ومما سبق فالخرائط اللامعلمية تعطي خيارًا أفضل وقابلاً للتطبيق من الخرائط المعلمية في حالة بيانات العملية لا تتبع التوزيع الطبيعي أو أي توزيع معلمي اَخر.

الخرائط اللامعلمية المقترحة تعطي نتائج أفضل في مراقبة العملية من الشكلين (٧و٨) ، عندما تكون العملية في المراقبة فقط نحتاج إلى معرفة الوسيط لتطبيق خريطة الإشارة وخريطة ولكوكسن لإشارة الرتب متعددة المتغيرات، وتوضح الخرائط أن بيانات متغيرات العملية هي ضمن الحدود المسموح بها في حالة متعدد المتغيرات، لذلك يفضل استخدامها في المراقبة ويمكن تعميمها على كافة مراحل العملية.

أولاً: النتائج

١- أن قياسات النسب التي تحتويها كمية المياه مُسيطَر عليها حسب خرائط الإشارة وإشارة الرتب ولكوكسن اللامعلمية متعددة المتغيرات.

٢- في حالة البيانات غير الطبيعية،وعند استخدام خريطة هوتلينج T^2 ،فانه يؤدي إلى الإنذارات الكاذبة

٣- إذا كان توزيع بيانات العملية غير معروف ؛ فإن الخرائط اللامعلمية المقترحة توفر بديلاً أفضلَ وأكثر أمانًا لرصد العملية.

٤- في حالة توزيع البيانات المتماثل وخفيف الذيل فأن الاختبارات التي تستند إلى إحصاءة الإشارة أقل قوة من تلك التي تستند إلى إحصاءة إشارة الرتب.

٥- حجم العينة المختارة مهم ، والخرائط المقترحة تعتمد على الأساليب اللامعلمية،وأحجام العينة الصغيرة لا تؤدي إلى ارتفاع فيه الكفاية لإحصاءة الاختبار لرفض فرضية العدم، أي أن خرائط المراقبة غير قادرة على تحديد الإشارة ما لم يكن حجم العينة كبيرًا بدرجة مقبولة.

ثانياً: التوصيات

١- التوسُّع فى استخدام أسلوب الخرائط المراقبة الإحصائية كأسلوبٍ واقٍ من زيادة نسب القياسات غير المنضبطة.

٢- التوسُّع فى استخدام خرائط المراقبة اللامعلمية لقلة الفروض المستخدمة عن نظيراتها المعلمية.

٣- دراسة خرائط المراقبة اللامعلمية في ظل الظروف الفازية.

٤- دراسة خرائط المراقبة اللامعلمية في ظل حالات المجموعات الخشنة Rough Sets

المصادر:-

١- 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.

٢- 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. and Reynolds, M.R., 1979. A nonparametric procedure for process control based on within-group ranking. ***Technometrics***, *21*(2), pp.175-183

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- 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.

6- Gibbons, J.D. and Chakraborti, S., 2003. Nonparametric statistical inference fourth edition, revised and expanded. ***STATISTICS TEXTBOOKS AND MONOGRAPHS***, *168*.

7- 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.

8- Hackl, P. and Ledolter, J., 1991. A control chart based on ranks. ***Journal of Quality Technology***, *23*(2), pp.117-124.

9- Hettmansperger, T.P., 2006. Multivariate location tests. ***Encyclopedia of Statistical Sciences***.

10- Kotz, S. and Nadarajah, S., 2004. Multivariate t-distributions and their applications. **Cambridge University Press**.

11- 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.

12- Puri, M.L. and Pranab Kumar, S., 1993. *Nonparametric methods in multivariate analysis*.

13- Möttönen, J., Oja, H. and Tienari, J., 1997. On the efficiency of multivariate spatial sign and rank tests. ***The Annals of Statistics***, *25*(2), pp.542-552.

14- 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.