DOI:

Estimation of Non-Normal Process Capability Indices

Huda H.M. Tayeb ***Ban Gh.O. Al-Ani***
hudaaldahir@gmail.com *drbanalani@uomosul.edu.iq*
Department of Statistic
College of Computer Science and Mathematics,
University of Mosul, Mosul, Iraq

Received on: 10/07/2020 **Accepted on: 15/08/2020**

ABSTRACT

The important and common applications of process capability indices (PCI's) is the process capability ratio C_p and the process capability index C_{pk}, and the use of these measures in practical applications is based on the assumption that the process is under statistical control and that the outputs of that process follow the normal distribution. In practice, however, there are many cases in which the outputs of the process are not follow normal distribution, in such cases, calculating PCI's will lead to misleading results. In this paper, the non-normal production process capability was evaluated. The evaluation process was conducted using four methods: The first method involved the use of Box-Cox power transformation to normal distribution of data and then calculating indicators of the capability process by traditional methods. The second method is by using the weighted variance method, and the third method is by using the Clements' method based on the percentiles calculation of data, and the fourth method is based on the use of the Darling-Anderson goodness of fit test to accommodate some of the probability distributions of the original data, this test shows that the log-normal distribution is the most appropriate distribution for the data The results showed that although the process is stable and under statistical control, it is not capable based on the value of the process capability index that did not exceed (65%), as the percentage defect units, which is outside the specifications, is large and located between (3.6%) and (13.4%). The results also showed that there is a convergence in the results of the PCI's calculated by all methods, and that the Clements' method is the best method as it gives the highest values for the PCI's. The research recommended studying and calculating other PCI's like, C_s, C_{pm}, and CMA(τ,v). One of the recommendations for future research and studies is to do a theoretical study to compare the mentioned methods and choose the best ones based on some statistical criteria.

Keywords: Process Capability Indices, Clements' Method, Weighted Variance Method, Box-Cox Transformation.

تقدير مؤشرات مقدرة عملية غير خاضعة للتوزيع الطبيعي

هدى حميد محمد طيب ***بان غانم عمر العاني***
قسم الإحصاء والمعلوماتية، كلية علوم الحاسوب والرياضيات
جامعة الموصل، الموصل، العراق

تاريخ استلام البحث: ٢٠٢٠/٠٧/١٠ **تاريخ قبول البحث: ٢٠٢٠/٠٨/١٥**

الملخص

من مقاييس مقدرة العملية المهمة والشائعة التطبيق، نسبة مقدرة العملية C_p ومؤشر مقدرة العملية C_{pk}، ويستند استخدام هذه المقاييس في التطبيقات العملية إلى افتراض أن تكون العملية واقعة تحت السيطرة الإحصائية، وأن تكون مخرجات تلك العملية تتبع التوزيع الطبيعي؛ ولكن في الواقع العملي هناك حالات كثيرة لا تخضع فيها مخرجات العملية للتوزيع الطبيعي، في مثل هذه الحالات فإنَّ حساب مؤشرات مقدرة العملية سيقود إلى نتائج مضللة، في هذا البحث قيمت مقدرة عملية إنتاجية لا تتبع التوزيع الطبيعي، جرت عملية التقييم باستخدام أربعة أساليب، الأسلوب الأول: تضمَّن استخدام تحويل القوى Box-Cox لتوفير خاصية التَّوزيع الطبيعي للبيانات ثم حساب مؤشرات مقدرة العملية بالطرائق التقليدية، الأسلوب الثاني: هو باستخدام طريقة التباين الموزون، والأسلوب الثالث: هو باستخدام طريقة Clements، أمَّا الأسلوب الرابع: فهو قائم على استخدام اختبار جودة المطابقة AD؛ لملاءمة بعض التوزيعات الاحتمالية للبيانات الأصلية، ووفق هذا الاختبار تبيَّن أنَّ التَّوزيع الطبيعي اللوغاريتمي هو أكثر التوزيعات ملاءمةً للبيانات، أظهرت النتائج أنه على الرغم من أنَّ العملية مستقرة وتحت السيطرة الإحصائية، إلَّا أنَّها ليست ذات مقدرة؛ بناءً على قيمة مؤشر مقدرة العملية الذي لم يتجاوز (65%)؛ إذ ستكون نسبة الوحدات المنتجة التي هي خارج المواصفات كبيرة وواقعة بين (3.6%) و(13.4%). كما أظهرت النتائج أنَّ هناك تقارباً في نتائج مؤشرات مقدرة العملية المحسوبة بجميع الطرائق، وأنَّ طريقة Clements أفضل الطرائق؛ كونها تعطي أعلى قيم لمؤشرات مقدرة العملية؛ وقد أوصى البحث بدراسة مؤشرات مقدرة أخرى C_s، C_{pm} و $CMA(\tau,\nu)$ وحسابها، ومن التوصيات للبحوث والدراسات المستقبلية القيام بالدراسة النظرية للمقارنة بين الطرائق المذكورة واختيار أفضلها؛ بناءً على بعض المعايير الإحصائية.

الكلمات المفتاحية: مؤشرات مقدرة العملية، طريقة كليمنتس، طريقة التباين الموزون، تحويل بوكس–كوكس

1. المقدمة:

لقد أصبح موضوع مقدرة العملية من المواضيع الإحصائية المهمة التي تضمن جودة المنتجات الصناعيّة والرقابة عليها، وأصبح بمثابة القاسم المشترك لمختلف الاهتمامات الاقتصادية والإدارية والصناعيّة في كافة الدول النامية والمتقدمة على حد سواء؛ إذ يحظى بالعناية والاهتمام لقضيّة الجودة وهذا نتيجة منطقية لوعي متزايد انتهت إليه كافة المنظمات الصناعيّة والأجهزة الحكومية والإدارية والمهتمين بتطوير الأساليب الإداريّة بوصفها مدخلاً أساسياً لمواجهة التحديّات المستقبليّة المُرتبطة بالمُحيط التنافسي الذي تنشط فيه المنظمة مما أدّى إلى تطوير مؤشرات مقدرة العملية والجودة وأساليب مراقبته، هذه الأساليب تؤدي إلى رفع نوعية المنتجات وتحسينها، والتقليل من التكاليف، الشيء الذي يمكنها من الحفاظ على الحصة السوقية وكسب رضا الزبون، فمع ارتفاع مستويات التعليم والوعي أصبح الزبون أكثر إدراكاً وفهماً وتطوراً مع مجريات الأمور فبجانب السعر أصبح يبحث عن الجودة التنافسية التي تضمُن تلبية احتياجاته ومتطلباته.

تتمحور مُشكلة البحث الأساسية في كيفية معالجة العمليات التي لا تتبع خصائصها التوزيع الطبيعي لتوافر الأساس العلمي السليم لحساب مؤشرات العمليات وما يتعلق بها، ويهدف البحث إلى استعراض أهم طرائق وأساليب تقدير مؤشرات مقدرة العمليات التي لا تتبع خصائصها التوزيع الطبيعي المتمثلة بـ: طرائق تحويل البيانات، وتطوير أساليب السَّيطرة النوعيّة للتوزيعات غير الطبيعية، وملاءمة التوزيعات للبيانات التجريبية، وتطوير إجراءات خالية

من التوزيعات، واستنتاج مؤشرات جديدة لمقدرة العملية غير الطبيعية، ثمَّ بيان كيفية تطبيقِ بعضِ هذه الطرائق من خلال تناول الحالة الدراسيّة للبحث، وعمل مقارنة بها لاختيار أفضلها التي تعطي أفضل مؤشرات مقدرة للعملية.

2. مؤشرات مقدرة العملية: Process Capability Indices (PCI's)

مؤشرات مقدرة العمليات هي مقاييس تستعمل في تحديد العلاقة بين تشتت العملية وحدود المواصفات، وبالتالي يمكن بها قياس مقدرة العملية على إنتاج وحدات بحسب حدود المواصفات، وأنَّ هذه المؤشرات سهلة الفهم وبسيطة التطبيق تعبر عن أداء العملية، وخلاصة ما يحدث في الإنتاج بقيمة عددية.

1.2. نسبة مقدرة العملية: Process Capability Ratio (PCR)

اعتنى الكثير من الباحثين بوضع مقاييس عديدة وتطويرها؛ لقياس العملية الإنتاجية سُميّت بمؤشرات مقدرة العمليات PCI's فكان مؤشر نسبة مقدرة العملية C_p أول مؤشر وضعه Juran في عام (1974) وهو الأكثر ظهوراً في الدراسات، وعرّفه بأنه يُقارن مقدار انتشار العملية مع حدود المواصفات ويحسب بالصيغة الآتية: (الرسام و العاني، 2010)

$$C_p = \frac{USL - LSL}{6\sigma} \qquad \dots\dots\dots.(1)$$

إذ إنّ USL : تمثل الحد الأعلى للمواصفات القياسية Upper Specifications Limit

LSL : تمثل الحد الأدنى للمواصفات القياسية Lower Specifications Limit

في التطبيق العملي، يكون الانحراف المعياري للعملية σ دائمًا غير معروف، ويجب استبداله بتقدير له؛ لتقدير σ نستخدم عادةً الانحراف المعياري للعينة S أو $\bar{R}/d_2$ (عند استخدام لوحات السيطرة للمتغيرات في دراسة المقدرة). ينتج عن ذلك تقدير لـ C_P هو $\hat{C}_P$؛ إذ:

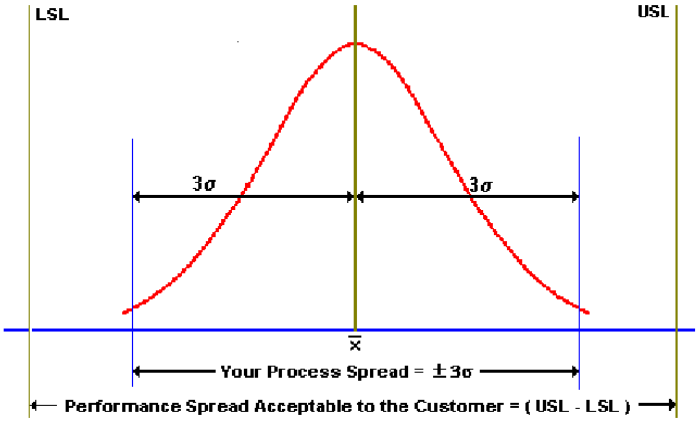
$$\hat{C}_p = \frac{USL - LSL}{6\hat{\sigma}} = \frac{USL - LSL}{6(\bar{R}/d_2)} \qquad \dots\dots\dots.(2)$$

إذ $\bar{R}$ يمثل متوسط مديات العينات أي إنَّ:

$$\bar{R} = \frac{1}{k}\sum_{j=1}^{k} R_j \qquad k: number\ of\ samples$$

وd_2 ثابت يستخرج من جدول ثوابت تكوين لوحات السيطرة النوعية للمتغيرات؛ اعتماداً على حجم العينة (Montgomery, 2013).

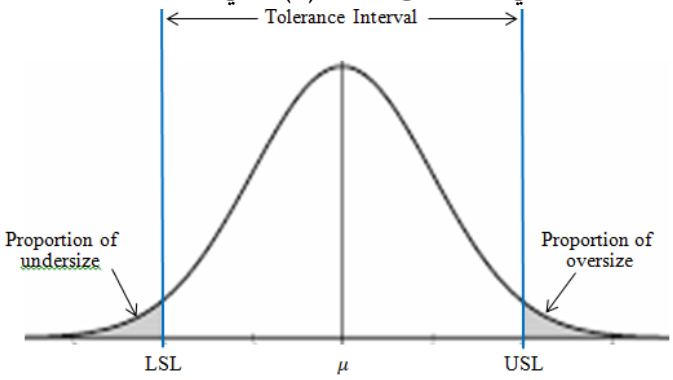
إن استخدام المقام (6σ) في المعادلة (2) يعود إلى الفكرة نفسها التي قادت شيوارت إلى استخدام ثلاثة انحرافات معيارية لحساب حدود السيطرة في لوحات السيطرة؛ اذ لاحظ عند تطبيق حدود $(\mu \mp 3\sigma)$ على البيانات أنها تعطي نتائج جيدة من حيث التطبيق وانجاز حدود ذات تأثير، وهذا يدل على أنَّ (99.73%) من القيم المتولّدة من العملية ستكون واقعة ضمن الفترة $(\mu - 3\sigma, \mu + 3\sigma)$ بافتراض التوزيع الطبيعي لخصائص العملية. ومن الواضح أنه من الصيغة (2) أنَّ قيمة C_p تكون صغيرة عندما يكون تشتت العملية كبيراً، وبالتالي تكون العملية ذات مقدرة منخفضة.



الشكل (1): التوزيع الطبيعي ومقدرة العملية

نسبة الوحدات المعيبة:

من السهل تطوير صيغة لتقدير النسبة المئوية للعيوب الناتجة عن العملية من قيمة C_p بافتراض أنَّ التوزيع الاحتمالي لخصائص العملية هو طبيعي، انظر إلى الشكل (2) الآتي:



الشكل (2): نسب عدد الوحدات المعيبة (غير المطابقة للمواصفات)

النسبة الإجمالية للعيوب هو مجموع المساحات المظللة تحت منحنى التوزيع إلى يسار حد المواصفات الأدنى وإلى يمين حد المواصفات الأعلى، وبلغة الاحتمالات هذا يساوي:

$$p = Prob(X < LSL) + Prob(X > USL)$$
$$= P\left(Z < \frac{LSL - \mu}{\sigma}\right) + P\left(Z > \frac{USL - \mu}{\sigma}\right) \qquad \ldots\ldots\ldots(3)$$

إذا كان متوسط التوزيع يساوي نقطة منتصف فترة السماح عندئذ تكون مساحة المنطقتين المظللتين متساويتين عندها يمكن كتابة نسبة العيوب على النحو الآتي:

$$p = 2P\left(Z < \frac{LSL - \mu}{\sigma}\right) \quad or \quad 2\,P\left(Z > \frac{USL - \mu}{\sigma}\right) \qquad \ldots\ldots\ldots(4)$$

إذ إن المتوسط μ يمثل:

$$\mu = \frac{1}{2}(LSL + USL)$$

لذلك فإن الطرف اليمين من المعادلة (4) يصبح:

$$p = 2P\left(Z < \frac{LSL - \mu}{\sigma}\right) = 2P\left(Z < \frac{LSL - \frac{LSL + USL}{2}}{\sigma}\right) = 2P\left(Z < \frac{LSL - USL}{2\sigma}\right)$$

وبتعويض المعادلة (1) في المعادلة الأخيرة نحصل على:

$$p = 2P\left(Z < \frac{-6\sigma C_p}{2\sigma}\right) = 2P\left(Z < -3C_p\right) \qquad \dots\dots\dots.(5)$$

وبالمثل فإنَّ:

$$p = 2\,P\left(Z > \frac{USL - \mu}{\sigma}\right) = 2P\left(Z > 3C_p\right) \qquad \dots\dots\dots.(6)$$

عليه يمكن كتابة المعادلة (4) بالشكل الآتي:

$$p = 2P\left(Z < -3C_p\right) \quad or \quad 2P\left(Z > 3C_p\right) \qquad \dots\dots\dots.(7)$$

وبصورة عامة كلما انخفضت قيمة C_p باتجاه الصفر كلما زادت نسبة العيوب أو الوحدات غير المطابقة للمواصفات، الجدول (1) يبين العلاقة بين نسبة مقدرة العملية ونسبة الوحدات غير المطابقة للمواصفات.

الجدول (1): نسب العيوب المقابلة لبعض نسب مقدرة العملية C_p

C_p	نسبة العيوب	
	(%)	(جزء من المليون)
0.50	13.3600	133,600
0.70	3.5800	35,800
0.90	0.7000	7,000
1.10	0.0967	318.2
1.30	0.00962	63.4
1.50	0.00267	6.8
2.00	0.0000574	0.002

إن قيمة C_p تساعد في فهم كفاءة العملية، فعلى سبيل المثال إذا كانت $C_p > 1.33$ المقابلة للنسبة المئوية للعناصر غير المطابقة للمواصفات التي تبلغ (63) جزءاً من المليون (ppm) (parts per million) فإن أداء العملية يكون مرضياً لعملية مركزية. ويبيّن الجدول التالي مقدرة العملية (حالات الجودة) وقيم C_P المناظرة لها: (Arcidiacono & Nuzzi, 2017)

الجدول (2): مقدرة العملية وقيم C_p المناظرة لعملية مركزية

مقدرة العملية	مؤشر مقدرة العملية C_P
ممتازة جداً	$C_P \geq 2.00$
ممتازة	$1.67 \leq C_P < 2.00$
مقنعة	$1.33 \leq C_P < 1.67$
لها مقدرة	$1.00 \leq C_P < 1.33$
غير كافية	$0.67 \leq C_P < 1.00$
ليس لها مقدرة	$C_P < 0.67$

وتعدُّ قيم C_P التي تبلغ 1.33 أو أعلى من معايير مقارنات الصناعة، هذا يعني أنَّ العمليّة متضمّنة في أربعة انحرافات معيارية لمواصفات العملية.

2.2. مؤشر مقدرة العملية: Process Capability Index (PCI)

يوفر C_p معلومات فقط حول السعة النظرية للعملية؛ لأنّها لا تأخذ في الاعتبار مكان متوسط العملية نسبةً للمواصفات بمعنى أنَّ C_p يقيس فقط انتشار المواصفات نسبة إلى (6σ) في العملية، وبالتالي لا يعطي إشارة إلى أداء العملية الفعلي.

يستخدم مؤشر مقدرة العملية C_{pk} لربط اختلافات العملية من خلال إظهار كيفية توافق العملية مع مواصفاتها، ويستخدم هذا المؤشر عموماً لربط "التفاوتات الطبيعية $(\mp 3\sigma)$" بحدود المواصفات.، والمؤشر C_{pk} يصف بصورة جيدة تضمين العملية ضمن حدود المواصفات مع الإشارة إلى متوسط العملية؛ إذ:

$$C_{pk} = \min(C_{pkl}, C_{pku}) \quad \dots\dots\dots (8)$$

إذ C_{pku} تمثل الحد الأعلى لـ C_{pk} و C_{pkl} تمثل الحد الأدنى، مع العلم أن:

$$C_{pku} = \frac{USL - \mu}{3\sigma} \quad \dots\dots\dots (9)$$

$$C_{pkl} = \frac{\mu - LSL}{3\sigma} \quad \dots\dots\dots (10)$$

المؤشر C_{pk} يعطي معلومات حول المقدرة الحقيقية للعملية.

ولأن μ و σ مجهولتان في غالب الأحيان، وكما هو الحال عند تقدير مؤشر نسبة العملية، فإننا نستخدم $\bar{C}$ تقديراً لـ μ و $\bar{R}/d_2$ تقديراً لـ σ ، ينتج عن ذلك التقديرات $\hat{C}_{pk}$ و $\hat{C}_{pkl}$ و $\hat{C}_{pku}$؛ إذ:

$$C_{pk} = \min(\hat{C}_{pkl}, \hat{C}_{pku}) \quad \dots\dots\dots (11)$$

$$\hat{C}_{pku} = \frac{USL - \bar{X}}{3(\bar{R}/d_2)} \quad \dots\dots\dots (12)$$

$$\hat{C}_{pkl} = \frac{\bar{X} - LSL}{3(\bar{R}/d_2)} \quad \dots\dots\dots (13)$$

3. مؤشرات أداء العملية في حالة المجتمعات غير الطبيعية:

Process Capability Indices for Non-Normal Populations

تفترض المعادلات المستخدمة لحساب جميع مؤشرات مقدرة العملية السابق ذكرها أن توزيع خاصية الجودة X هو طبيعي، على سبيل المثال، يفترض النطاق (3σ) أو (6σ) في C_p و C_{pk} تغطية نسبة مئوية معينة للخصائص تحت المنحنى الطبيعي (يغطي النطاق 6σ ما مقداره 99.73%). هذا الافتراض للطبيعية مهم؛ لأن حساب نسبة العيوب (جزء من المليون) من مؤشرات المقدرة لا يكون صالحًا إلا إذا كان الافتراض متحققاً، تظهر أدبيات البحث أن حساب PCI's في ظل التوزيع غير الطبيعي للبيانات قد تمحور في مسارين رئيسين: (Korkusuz, 2011)

(1) فحص PCI's وأدائها لمختلف التوزيعات المعروفة.

(2) بناء مؤشرات مقدرة جديدة و/ أو تطوير أساليب جديدة مصممة خصيصاً للمخرجات غير الموزعة طبيعياً.

وعلى الرغم من بذل الكثير من الجهود في هذه الدراسات، لا يوجد حتى الآن أي منهج قياسي معين أو مؤشر مقدرة معياري مقبول لدى الأكاديميين والممارسين عند معالجة البيانات التي لا تتوزع طبيعياً. أعمال الباحثين في المسار الثاني صنفت إلى خمس مجموعات، وهي على النحو الآتي:

1.3. طرق تحويل البيانات: Data Transformation Methods

تهدف مناهج تحويل البيانات إلى تحويل بيانات العملية غير الطبيعية إلى بيانات عملية ذات توزيع طبيعي. اقترح العديد من الطرائق لتقريب البيانات الموزعة طبيعيا باستخدام الدالات الرياضية، من أشهر هذه الأساليب نظام تحويل جونسون Johnson الذي يعتمد على اشتقاق عزوم التوزيع، وتحويل القوى لـ بوكس–كوكس Box-Cox. الأساس المنطقي وراء هذه الأساليب هو أولاً تحويل البيانات غير الطبيعية إلى بيانات طبيعية ثم استخدام مؤشرات مقدرة العملية المعيارية التي تستند إلى افتراض الوضع الطبيعي للبيانات المحولة، ومع ذلك فإنَّ أساليب التحويل لها عيوب متأصلة في استخدامها؛ فالمشكلة في هذا النهج هي أن البيانات المحولة قد لا يكون لها أي معنى مادي، وقد لا يشعر المستخدمون بالارتياح مع البيانات المحولة. كما أنَّه أحياناً تفشل هذه التحويلات في ملاءمة التوزيع الطبيعي؛ ولأن تحويل Box-Cox هو الأكثر شيوعاً واستخداماً لذلك سيقتصر الحديث والتطبيق في الجانب العملي للبحث على هذا التحويل.

تحويل القوى لـ بوكس–كوكس: Box-Cox Power Transformation

المبدأ الأساسي لهذه الطريقة يقوم على تحويل البيانات الأصلية التي لا تتبع التوزيع الطبيعي إلى بيانات ذات توزيع طبيعي وفق الصيغة الآتية:

$$X^{(\lambda)} = \begin{cases} \dfrac{X^{\lambda} - 1}{\lambda} & if \;\; \lambda \neq 0 \\ Ln\, X & if \;\; \lambda = 0 \end{cases} \qquad \ldots\ldots\ldots.(14)$$

إذ يختار أفضل قيمة لـ λ بحيث يتحقق عندها أقل انحراف معياري للبيانات المحولة، وقد لوحظ أنَّ مدى قيم λ المستخدمة تطبيقياً هو $-5 \leq \lambda \leq 5$ ، وبمجرد إجراء التحويل تختبر ملاءمة التوزيع الطبيعي للبيانات المحولة من إحدى اختبارات جودة مطابقة التوزيعات؛ إذ تنص فرضية العدم على ملاءمة التوزيع الطبيعي للبيانات في حين تشير الفرضية البديلة إلى خلاف ذلك.

2.3. لوحات السيطرة النوعية للتوزيعات غير الطبيعية:

Quality Control Charts for Non-Normal Distributions

بعض الأبحاث توجهت للاستقصاء في مقدرة العملية في حالة توزيعات أساسية معينة غير طبيعية، في هذه الأبحاث يجب الإجابة على سؤال مهم، وهو: هل أنَّ العملية تحت السيطرة الإحصائية أم لا ؟ الإجابة تكون من لوحات السيطرة الإحصائية الخاصة بالتوزيع المستخدم وبتقدير مؤشرات مقدرة العملية المستنتجة من لوحات السيطرة هذه. هناك لوحات سيطرة طورت لكل من التوزيع اللوغاريتمي الطبيعي وتوزيع ويبل، وبعض الباحثين اقترحوا استخدام لوحة متوسط المدى midrange ولوحة النسبة ratio من أجل تتبع الاتجاه المركزي والتشتت للبيانات الموزعة طبيعياً لوغاريتمياً، ومن ثم تقدير مؤشرات مقدرة العملية بناءً على مئينات percentiles البيانات التجريبية. (Shore, 1998)

3.3. ملائمة التوزيعات للبيانات التجريبية: Distribution Fitting for Empirical Data

تستخدم طرائق ملاءمة التوزيع بيانات العملية التجريبية التي يكون توزيعها غير معروف، وقد اقترح العديد من الباحثين استخدام الصيغ المعدلة لحساب مؤشرات مقدرة العملية بعد ملاءمة البيانات؛ إما لعائلة توزيعات بيرسون

Pearson (المنتظم المتصل، الأسي، كاما، بيتا، الطبيعي، مربع كاي، F، t، مربع كاي المعكوس، كاما المعكوس) أو عائلة توزيعات جونسن Johnson (مجموعة توزيعات قائمة على تحويل التوزيع الطبيعي، منها التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي)، أو أي توزيع مناسب آخر استخدام الصيغ المعدلة لحساب مؤشرات مقدرة العملية. (Chandra, 2001)

اقترح Clements الطريقة الآتية لمجموعة توزيعات بيرسون التي تعتمد على حساب المئينات Percentiles: (Kovarik & Sarga, 2014)

- اعتماداً على قيمة معامل تفلطح البيانات ($Kurtosis$) وقيمة معامل الالتواء للبيانات ($Skeness$)، ومن خلال جداول القيم المعيارية لمنحنيات بيرسون نستخرج قيمة المئين 0.135 المعيارية L'_p وقيمة المئين 99.865 المعيارية U'_p، وقيمة المئين 0.50 المعيارية التي تعني قيمة الوسيط المعيارية M'_e. [الجداول متوافرة في (Elisson, 2017)]
- نحسب قيمة المئين 0.135 أي $X_{0.00135}$؛ إذ:

$$X_{0.00135} = \bar{X} - S * L'_P \quad \dots\dots\dots (15)$$

ونحسب قيمة المئين 99.865 أي $X_{0.99865}$؛ إذ

$$X_{0.99865} = \bar{X} + S * U'_P \quad \dots\dots\dots (16)$$

ونحسب قيمة المئين 50 أي $X_{0.50}$، الوسيط؛ إذ

$$Me = X_{0.50} = \bar{X} + S * M'_e \quad \dots\dots\dots (17)$$

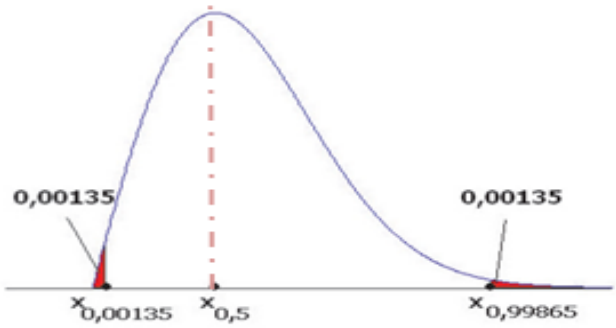
- نحسب مؤشرات مقدرة العملية بالمعادلات الآتية:

$$\hat{C}_p(CL) = \frac{USL - LSL}{X_{0.99865} - X_{0.00135}} \quad \dots\dots\dots (18)$$

$$\hat{C}_{pl}(CL) = \frac{Me - LSL}{Me - X_{0.00135}} \quad \dots\dots\dots (19)$$

$$\hat{C}_{pu}(CL) = \frac{USL - Me}{X_{0.99865} - Me} \quad \dots\dots\dots (20)$$

$$\hat{C}_{pk}(CL) = \min\left(\hat{C}_{pl}(CL), \hat{C}_{pu}(CL)\right)$$



الشكل (3): المئينات Percentiles في توزيع غير طبيعي

4.3. أساليب خالية من التوزيعات: Distribution-Free Approaches

تهدف هذه المناهج إما إلى تحديد فترات مواصفة خالية من التوزيع أو ضبط مؤشرات مقدرة العملية من خلال الأساليب الإرشادية. اقترح Chan وآخرون في عام (1988) الحصول على مؤشرات مقدرة العملية الخالية من التوزيع باستخدام تقديرات فترة المواصفة خالية من التوزيع التي يفترض أنها مستقلة عن التوزيع الأساسي للعملية،

ومع ذلك فإن بناء فترات التفاوت أو السماح مشتقة من فترات التوزيع الطبيعي، وانتقد عدد من الباحثين هذا النهج؛ بسبب اعتماد نهج "خالٍ من التوزيع" على التوزيع الطبيعي.

اقترحت طريقة التباين الموزون Weighted Variance بواسطة Choi و Bai في (1996)، جوهر طريقة التباين الموزون، ويعني تقسيم التوزيع غير الطبيعي الملتوي من متوسطه إلى توزيعين؛ وبذلك ينتج لدينا توزيعان جديدان بالمتوسط نفسه؛ ولكن بتباينات مختلفة لمجتمع ذي توزيع طبيعي بمتوسط μ وانحراف معياري σ وسيكون لدينا n_1 من المشاهدات أقل أو تساوي المتوسط μ و n_2 من المشاهدات أكبر من المتوسط μ، لا يتطلب هذا التقسيم أي افتراض للتوزيع؛ لذا فهو يجعل هذا النهج خالياً من التوزيع. (Choi & Bai, 1996)

كما هو معلوم فإن μ تقدر حسب المعادلة الآتية:

$$\hat{\mu} = \bar{X} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} X_i$$

وبذلك ستكون معلمات التوزيع الأول هي μ و σ_1^2 والتي تقدر على النحو الآتي:

$$\hat{\sigma}_1^2 = S_1^2 = \frac{2\sum_{i=1}^{n_1}(X_i - \bar{X})^2}{2n_1 - 1} \qquad \dots\dots\dots(21)$$

ومعلمات التوزيع الثاني ستكون μ و σ_2^2 التي تقدر على النحوالآتي:

$$\hat{\sigma}_2^2 = S_2^2 = \frac{2\sum_{i=1}^{n_2}(X_i - \bar{X})^2}{2n_2 - 1} \qquad \dots\dots\dots(22)$$

نحسب مؤشرات مقدرة العملية بالمعادلات الآتية:

$$\hat{C}_p(WV) = \frac{USL - LSL}{3(S_1 + S_2)} \qquad \dots\dots\dots(23)$$

$$\hat{C}_{pl}(WV) = \frac{\bar{X} - LSL}{3S_1} \qquad \dots\dots\dots(24)$$

$$\hat{C}_{pu}(WV) = \frac{USL - \bar{X}}{3S_2} \qquad \dots\dots\dots(25)$$

$$\hat{C}_{pk}(WV) = \min\left(\hat{C}_{pl}(WV), \hat{C}_{pu}(WV)\right)$$

5.3. مؤشرات جديدة لمقدرة البيانات غير الطبيعية: New PCI's for Non-Normal Data

بذل قدر كبير من العمل لتطوير مؤشرات مقدرة العملية التي ستكون حصينة ضد الخاصية غير الطبيعية للعملية؛ إذ اقترح اقترح مؤشر Wright الذي يرمز له بـ C_s، مؤشراً حساساً للالتواء، ويضيف مؤشر C_S عامل تصحيح الالتواء على مؤشر C_{pmk} عن طريق أخذ التواء بيانات العملية في الاعتبار.

واستنتج مؤشر مرن لمقدرة العملية وهو C_{jkp} ، بوساطة Johnson وآخرون في عام (1994). يعتمد هذا المؤشر على مؤشر C_{pm} ويفترض أنه مرن؛ لأن عدم التماثل في العملية غير الطبيعية يؤخذ مع الفرق في التشتت بين أدنى وأعلى قيمة مستهدفة، والذي ينعكس على المؤشر من خلال معالجة حدي المواصفات على نحو مختلف.

وحقق عدد من الباحثين أيضاً في ظروف عملية أكثر تحديداً؛ إذ قام كل Vännman وAlbing في عام (2007) بإنشاء فئة جديدة من مؤشر مقدرة العملية وهي CMA(τ,ν)، وهو مصمم خصيصًا للحالات التي لها حد أعلى المواصفات فقط، والقيمة المستهدفة تساوي صفرًا مع تأثير الالتواء على توزيع العملية بدون حدود. (Korkusuz, 2011)

4. جمع البيانات:

أخذت البيانات من المصدر (سمير علي و طارق محمد، 2.13)؛ إذ يمثل المتغير الرئيس لبيانات البحث القطر الداخلي لكأس الزنك في البطارية الجافة من النوع الكبير (مليمتر mm) في أحد مصانع إنتاج البطاريات الجافة، وحدد المصمم قطر كأس الزنك في البطارية الجافة بـ $(27.9 \mp 0.3\ mm)$، وهذا يعني أن الحد الأعلى للمواصفات المطلوبة سيكون $USL = 28.2$ والحد الأدنى للمواصفات سيكون $LSL = 27.6$ في حين سيكون الهدف $Target = 29.7$.

سحبت عينة عشوائية بحجم (5مفردات) يومياً ولمدة (25 يوماً) أي إنَّ (n=5 , k=25) وسجلت البيانات في الجدول (3). وللحكم على مدى ثبات العملية واتخاذ قرار واضح بخصوص مقدرة العملية، تُكوّن لوحات المتوسط الحسابي والمدى.

الجدول (3): المتوسطات الحسابية والمديات لعينات بيانات البحث

Sample	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	$\bar{X}_j$	R_j
1	27.60	27.84	27.98	27.84	27.60	27.77	0.38
2	27.96	27.84	27.70	27.62	27.76	27.78	0.34
3	27.65	27.71	27.70	27.85	27.73	27.73	0.20
4	28.04	27.65	28.05	27.96	27.71	27.88	0.40
5	27.64	27.65	28.19	27.95	27.85	27.86	0.55
6	28.20	27.70	27.65	28.11	27.65	27.86	0.55
7	27.75	27.78	27.63	27.68	27.70	27.71	0.15
8	28.09	28.01	27.96	27.40	27.65	27.82	0.69
9	27.74	28.05	27.60	27.95	27.89	27.85	0.45
10	28.08	28.00	27.84	28.04	28.06	28.00	0.24
11	27.99	27.87	27.92	27.94	28.03	27.95	0.16
12	27.72	27.82	27.91	27.92	27.84	27.84	0.20
13	27.85	27.88	27.88	27.84	27.83	27.86	0.05
14	27.73	27.81	27.84	27.81	27.75	27.79	0.11
15	27.69	27.58	27.64	28.01	27.98	27.78	0.43
16	27.90	28.16	27.95	27.85	28.28	28.03	0.43
17	27.88	27.75	27.83	27.92	27.76	27.83	0.17
18	27.75	27.71	27.87	28.00	27.80	27.83	0.29
19	27.86	27.78	27.66	27.76	28.05	27.82	0.39
20	27.78	27.77	27.62	27.78	28.19	27.83	0.57
21	27.94	28.25	27.58	27.71	27.75	27.85	0.67
22	27.87	27.72	27.60	28.02	27.84	27.81	0.42
23	27.97	27.88	27.72	27.87	27.90	27.87	0.25
24	27.88	28.18	27.90	27.56	27.86	27.88	0.62
25	27.76	27.92	27.89	27.83	27.95	27.87	0.19

أولاً: لوحة المتوسط الحسابي:

المتوسط الحسابي العام:

$$\bar{\bar{X}} = \frac{1}{k}\sum_{j=1}^{k} \bar{X}_j = \frac{696.07}{25} = 27.843$$

المتوسط الحسابي للمديات:

$$\bar{R} = \frac{1}{k}\sum_{j=1}^{k} R_j = \frac{8.90}{25} = 0.356$$

الخط المركزي (الوسط):

$$CL = \bar{\bar{X}} = 27.843$$

حد السيطرة الأعلى للمتوسط:

$$UCL = \bar{\bar{X}} + A_2\bar{R} = 27.843 + 0.577 \times 0.356 = 28.048$$

حد السيطرة الأدنى للمتوسط:

$$LCL = \bar{\bar{X}} - A_2\bar{R} = 27.843 - 0.577 \times 0.356 = 27.638$$

ثانياً: لوحة المدى:

الخط المركزي (الوسط):

$$CL = \bar{R} = 0.356$$

حد السيطرة الأعلى للمدى:

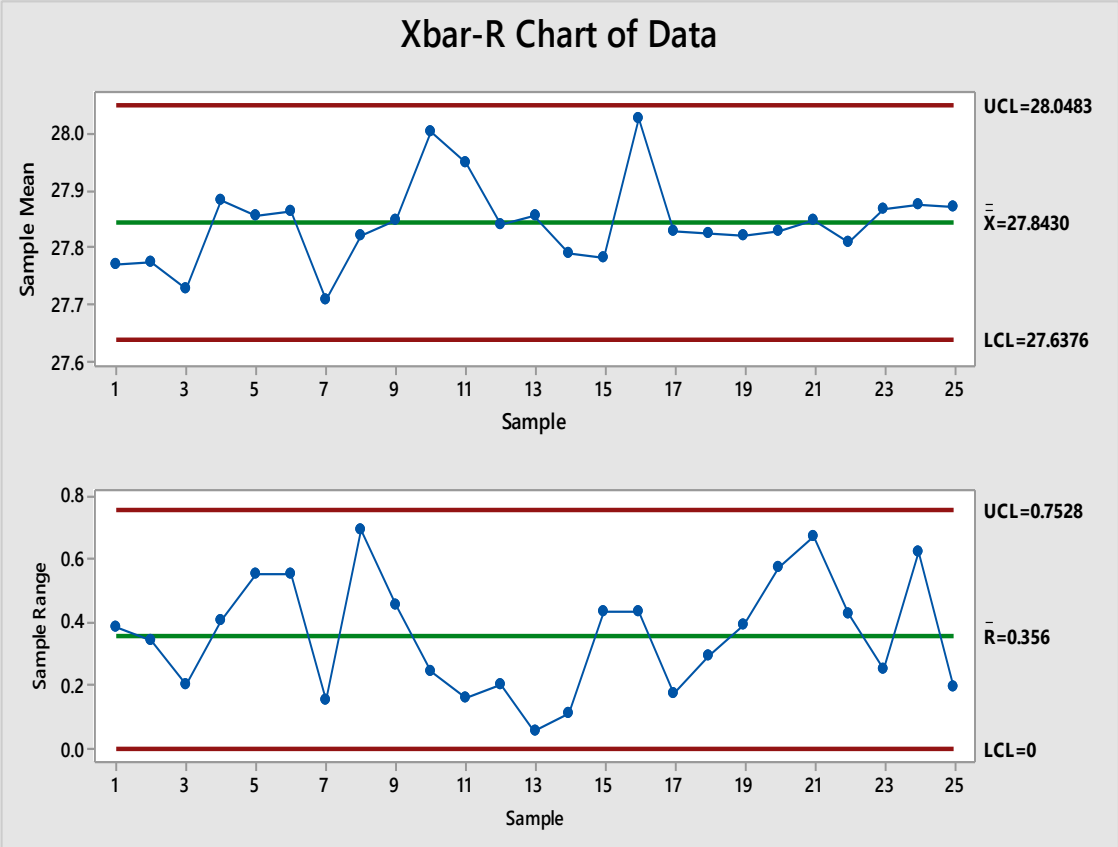
$$UCL = D_4\bar{R} = 2.115 \times 0.356 = 0.753$$

حد السيطرة الأدنى للمدى:

$$LCL = D_3\bar{R} = 0 \times 0.24 = 0$$

إذ تستخرج قيم الثوابت A_2، D_3، D_4 اعتماداً على حجم العينة من جدول ثوابت تكوين لوحات السيطرة النوعية للمتغيرات (Montgomery, 2013).

اعتماداً على هذه النتائج وباستخدام البرمجية Minitab-17 كانت المخرجات كما في الشكل (4)؛ إذ يتبين من الشكل أن جميع متوسطات العينات واقعة ضمن حدي السيطرة الأعلى والأدنى للمتوسط، وكذلك الحال بالنسبة لجميع مديات العينات فهي واقعة بين حدي السيطرة للمدى، نستنتج من ذلك أنَّ عملية صنع القطر الداخلي لكأس الزنك في البطارية الجافة مستقرة وخاضعة للسيطرة النوعية، وأنَّه يمكن حساب مؤشرات مقدرة العملية.



الشكل (4): لوحات السيطرة النوعية للمتوسط والمدى لبيانات البحث

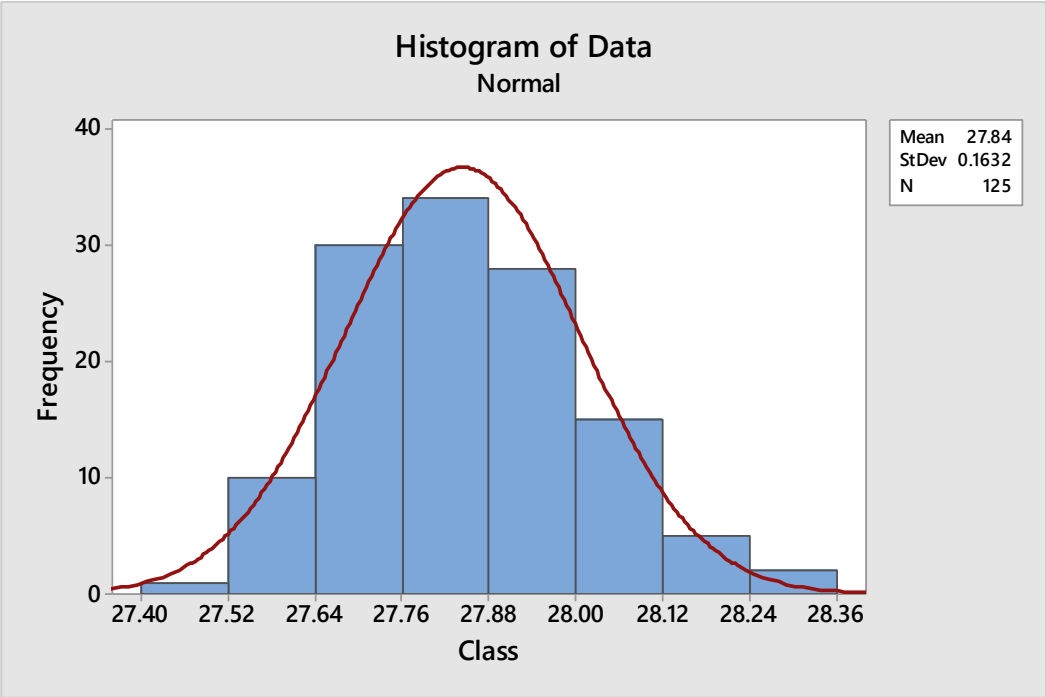
5. تكوين المدرج التكراري واختبار التوزيع الطبيعي للبيانات:

لغرض اختبار مدى ملاءمة التوزيع الطبيعي لبيانات البحث سيكوّن أولاً الجدول التكراري لبيانات الجدول (3)؛ وذلك باختيار عدد ملائم من الفئات (7–12 فئة) اعتماداً على حجم العينة الكلي للبيانات (N=nk=125). (عطا، 2012).

الجدول (4): جدول التوزيع التكراري لبيانات الجدول (3)

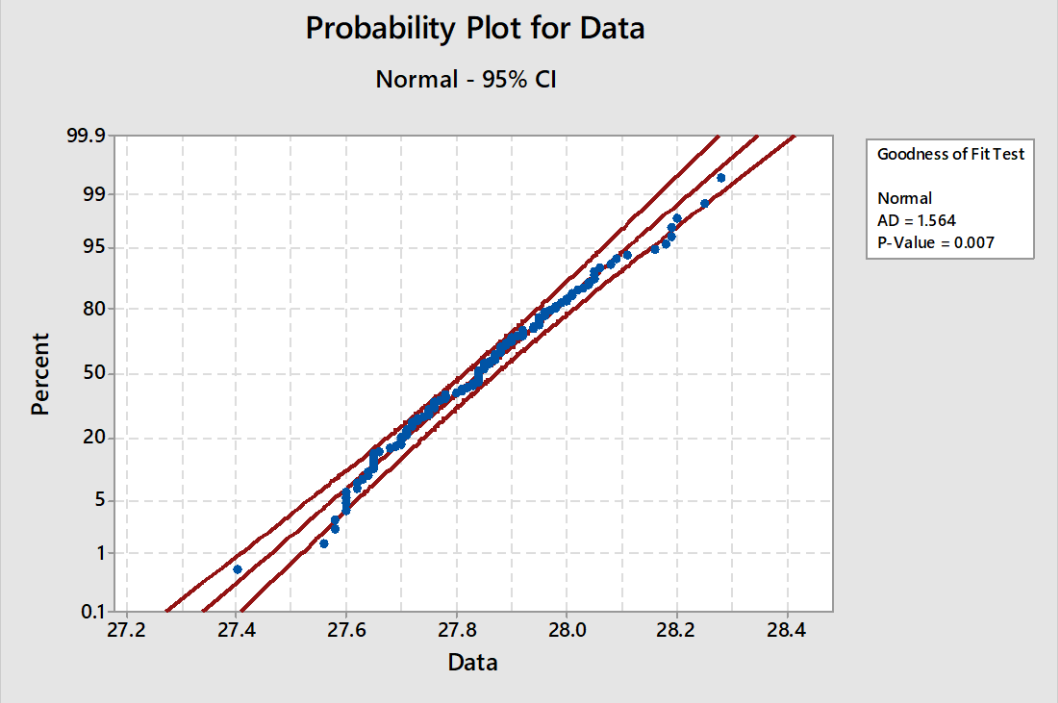
Class	Frequency
27.40-27.52	1
27.52-27.64	10
27.64-27.76	30
27.76-27.88	34
27.88-28.00	28
28.00-28.12	15
28.12-28.24	5
28.24-28.36	2
Total	125

تستخدم الطرائق البيانية المتضمنة المدرج التكراري ورسم احتمالات التوزيع الطبيعي؛ لغرض التحقق من التوزيع الطبيعي للبيانات، ويتضح من المدرج التكراري في الشكل (5) أنَّ بيانات البحث لا تتبع التوزيع الطبيعي.



الشكل (5): المدرج التكراري لبيانات البحث

وكذلك برسم احتمالات التوزيع الطبيعي Normal Probability Plot للبيانات يتضح عدم وقوع القيم على الخط المستقيم كما أنَّ البعض منها واقع خارج فترة الثقة للتوزيع الطبيعي البالغة (95%).



الشكل (6): رسم احتمالات التوزيع الطبيعي لبيانات البحث

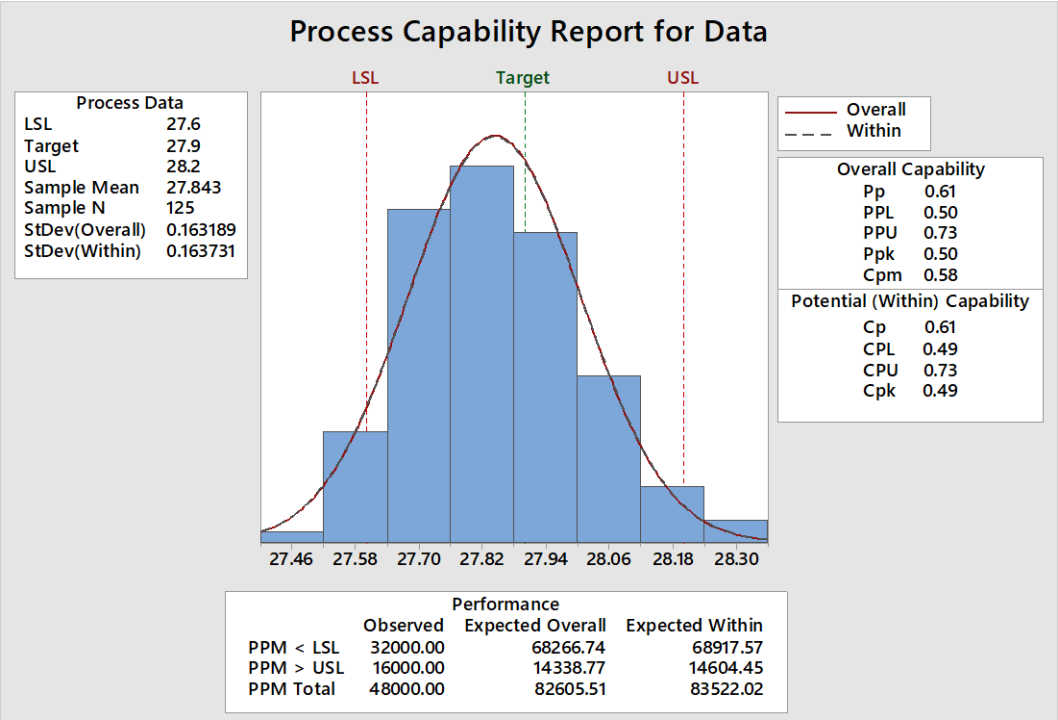
واستخدم AD لبيان مدى جودة مطابقة التوزيع الطبيعي للبيانات، واعتماداً على نتائج البرمجية Minitab-17 أظهرت نتائج الاختبار أن قيمة الاحتمال P-Value=0.007 للاختبار التي هي أقل من (5%) مما يعني رفض فرضية العدم وقبول الفرضية البديلة، وبذلك نستنتج أن القطر الداخلي لكأس الزنك في البطارية الجافة لا يتبع التوزيع الطبيعي.

6. تقدير مؤشرات مقدرة العملية:

سبق وأن أوضحنا أن بيانات البحث لا تتبع التوزيع الطبيعي، بالتالي فإنه لا يمكن الحديث عن مقدرة العملية بسبب وجود خلل في العلاقة بين حدود المواصفات وطبيعة البيانات، وعند محاولة تقدير مؤشرات مقدرة العملية لبيانات البحث باستخدام المعادلات المتناولة سابقاً تم الحصول على النتائج الآتية:

$$\hat{C}_p = 0.61 \ , \ \hat{C}_{pl} = 0.49 \ , \ \hat{C}_{pu} = 0.73 \ , \ \hat{C}_{pk} = \min(0.49\,,0.73) = 0.49$$

ورسمت البيانات مع حدود المواصفات على النحو الآتي:



الشكل (7): نتائج مؤشرات مقدرة العملية لبيانات البحث

يتضح من الشكل (7) ومن الجدول (4) أن بعض البيانات هي أقل من قيمة الحد الأدنى للمواصفات (LSL) والبالغة (27.6) والبعض الآخر هو أكبر من قيمة الحد الأعلى للمواصفات (USL) والبالغة (28.2)؛ لذا فإن تفسير مؤشرات مقدرة العملية لن يكون صحيحاً (Not Capable) ولا يعني شيئاً، ويرجع سبب هذا الخلل إلى كون البيانات لا تتبع التوزيع الطبيعي مما يستوجب استخدام طرائق معالجة البيانات المتناولة وإعادة تقدير مؤشرات العملية بصورة صحيحة.

1.6. طريقة التحويل القوى لـ Cox-Box:

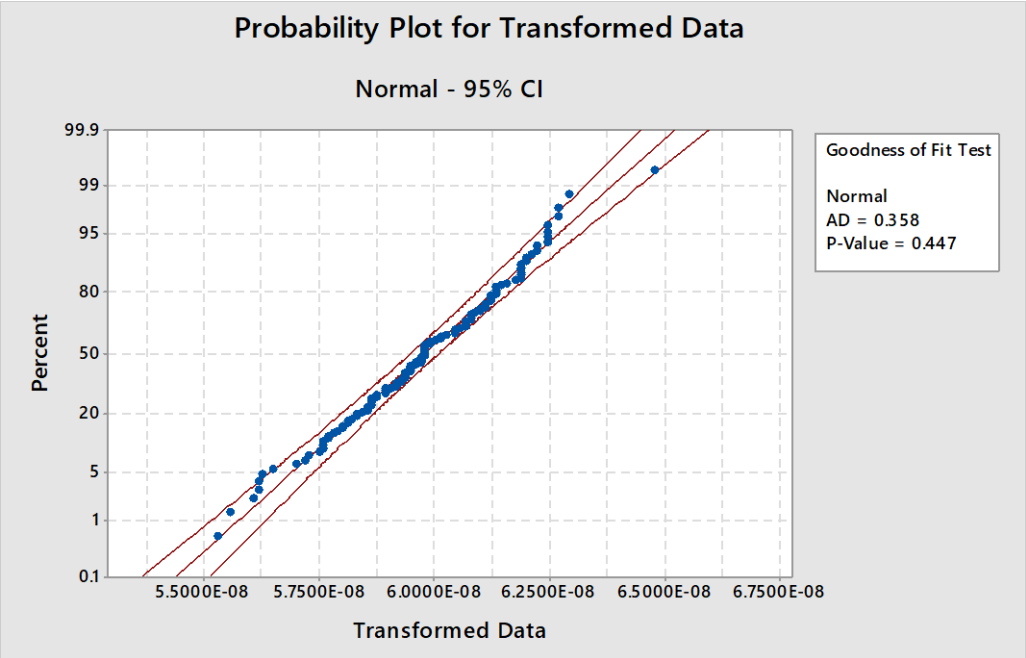
المبدأ الأساسي لهذه الطريقة يقوم على تحويل بيانات البحث الأصلية التي لا تتبع التوزيع الطبيعي وفق المعادلة (14)؛ إذ اختير أفضل قيمة لـ λ بحيث يتحقق عندها أقل انحراف معياري للبيانات، وباستخدام البرمجية

Minitab-17 تُوصِل إلى أنَّ أفضل قيمة لـ λ هي (-5.00) التي تقابل عندها أقل قيمة انحراف معياري للبيانات، وهذا يعني أنَّ تحويل Box-Cox المستخدم للبيانات هو:

$$X^{(\lambda)} = \frac{X^{\lambda} - 1}{\lambda} = \frac{1}{5}\left(1 - \frac{1}{X^5}\right)$$

وللتحقق من أنَّ البيانات تتوزع توزيعاً طبيعياً بعد عملية التحويل تمت إعادة اختبار AD؛ إذ كانت نتائج الاختبار على النحو الآتي:

أظهرت نتائج الاختبار أنَّ قيمة الاحتمال P-Value=0.447 للاختبار التي هي أكبر من (5%) ممَّا يعني أن عملية تحويل البيانات باستخدام طريقة Box-Cox قد نجحت في جعل البيانات تتبع التوزيع الطبيعي وهذا ما يؤكده الشكل (8).



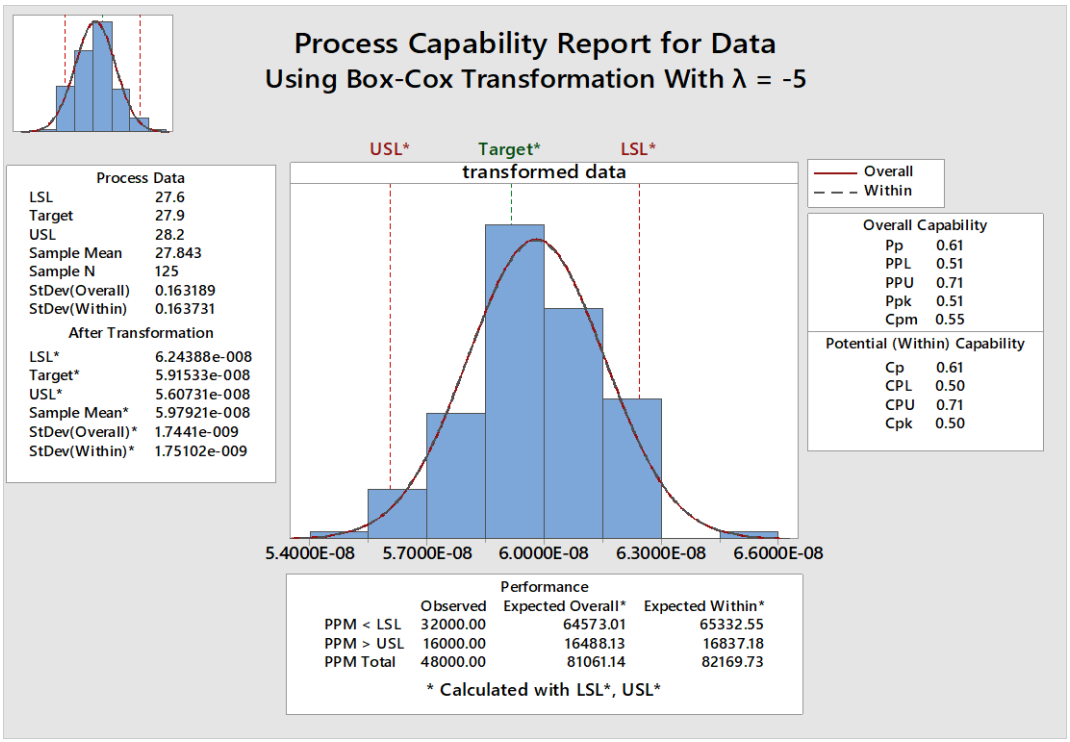
الشكل (8): رسم احتمالات التوزيع الطبيعي للبيانات المحولة

ورسمت البيانات المحولة مع حدود المواصفات كما في الشكل (9). ويتضح من الشكل أنَّ البيانات المحولة لا زالت تعاني من خلل في تفسير مؤشرات مقدرة العملية بسبب عدم وقوع كافة البيانات المحولة بين حدي المواصفات الأدنى والأعلى.

وقدرت مؤشرات مقدرة العملية للبيانات المحولة والحصول على النتائج الآتية:

$$\hat{C}_p(BC) = 0.61\ ,\ \hat{C}_{pl}(BC) = 0.50\ \ ,\hat{C}_{pu}(BC) = 0.71$$

$$\hat{C}_{pk}(BC) = \min(0.50\ ,0.71) = 0.50$$



الشكل (9): نتائج مؤشرات مقدرة العملية للبيانات المحولة

2.6. طريقة التباين الموزون:

أدناه خطوات تطبيق طريقة التباين الموزون على بيانات البحث:

- من البيانات نجد أن معامل التفلطح هو: $Ku = -0.01$ ومعامل الالتواء هو: $Sk = 0.30$
- نحسب مؤشرات مقدرة العملية بالاعتماد على المعادلات (30)، (31) و (32) وعلى النحو الآتي:

$$\hat{C}_p(WV) = \frac{28.2 - 27.6}{3(0.1533 + 0.1733)} = \frac{0.6}{0.9798} = 0.61$$

$$\hat{C}_{pl}(WV) = \frac{27.843 - 27.6}{3 * 0.1533} = \frac{0.243}{0.4599} = 0.53$$

$$\hat{C}_{pu}(WV) = \frac{28.2 - 27.843}{3 * 0.1733} = \frac{0.357}{0.5199} = 0.69$$

$$\hat{C}_{pk}(WV) = \min(0.53\,, 0.69) = 0.53$$

3.6. طريقة Clements:

أدناه خطوات تطبيق Clements على بيانات البحث:

- اعتماداً على قيمة معامل التفلطح $(Ku = -0.01)$ وقيمة معامل الالتواء الموجبة $(Sk = 0.30)$، ومن خلال جداول القيم المعيارية لمنحنيات بيرسون نستخرج قيمة المئين 0.135 المعيارية L'_P البالغة $L'_P = 2.329$ وقيمة المئين 99.865 المعيارية U'_P البالغة $U'_P = 3.133$ وكذلك قيمة الوسيط المعياري M'_e البالغة $M'_e = 0.058$.
- نحسب قيمة المئين 0.135 بالاعتماد على المعادلة (15):

$$X_{0.00135} = 27.843 - 0.163 * 2.329 = 27.463$$

ونحسب قيمة المئين 99.865 بالاعتماد على المعادلة (16):

$$X_{0.99865} = 27.843 + 0.163 * 3.133 = 28.354$$

ونحسب قيمة الوسيط بالاعتماد على المعادلة (17):

$$Me = X_{0.50} = 27.843 + 0.163 * 0.058 = 27.852$$

- نحسب مؤشرات مقدرة العملية بالاعتماد على المعادلات (18)، (19) و (20):

$$\hat{C}_p(CL) = \frac{28.2 - 27.6}{28.354 - 27.463} = \frac{0.6}{0.891} = 0.67$$

$$\hat{C}_{pl}(CL) = \frac{27.852 - 27.6}{27.852 - 27.463} = \frac{0.252}{0.389} = 0.65$$

$$\hat{C}_{pu}(CL) = \frac{28.2 - 27.852}{28.354 - 27.852} = \frac{0.348}{0.502} = 0.69$$

$$\hat{C}_{pk}(CL) = \min(0.65\,, 0.69) = 0.65$$

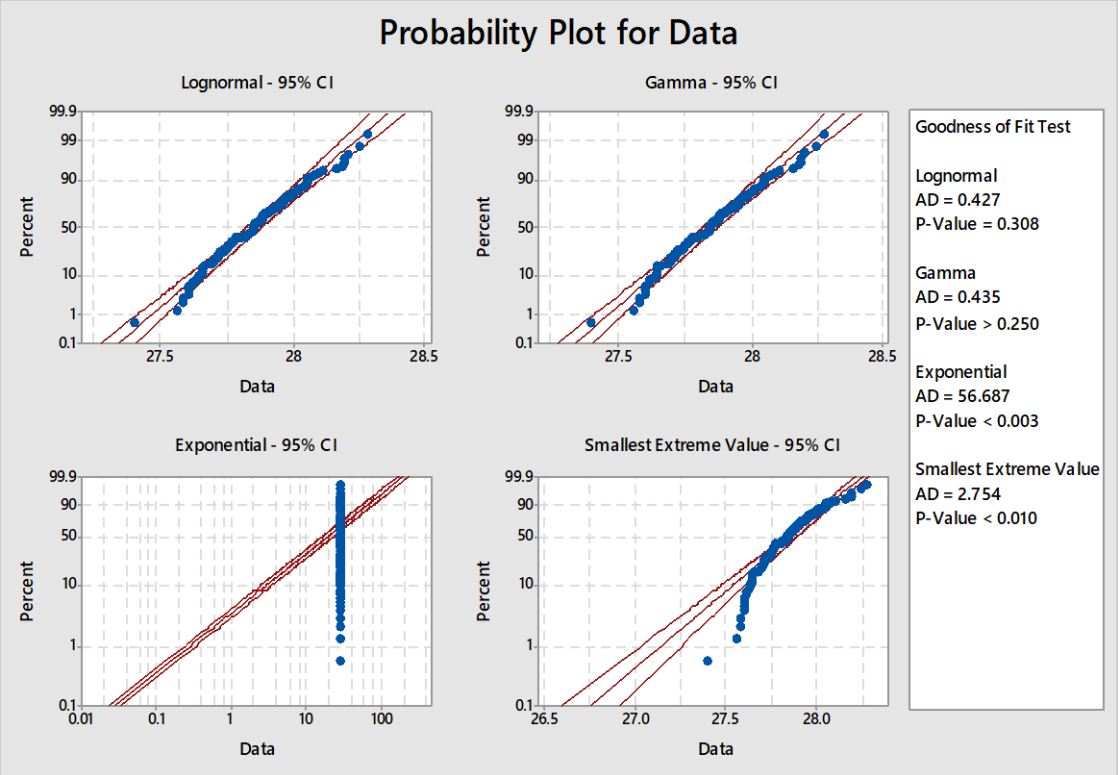
4.6. ملاءمة توزيعات أخرى لبيانات البحث:

استخدمت وظيفة التعرف على توزيع البيانات في البرمجية الإحصائية Minitab-17 لرسم الاحتمالات ومقارنة نتائج اختبار جودة تمثيل هذه التوزيعات لبيانات البحث، واستخدمت سبعة توزيعات شائعة والمقارنة بينها اعتماداً على اختبار AD؛ إذ كانت النتائج كما في الجدول الآتي:

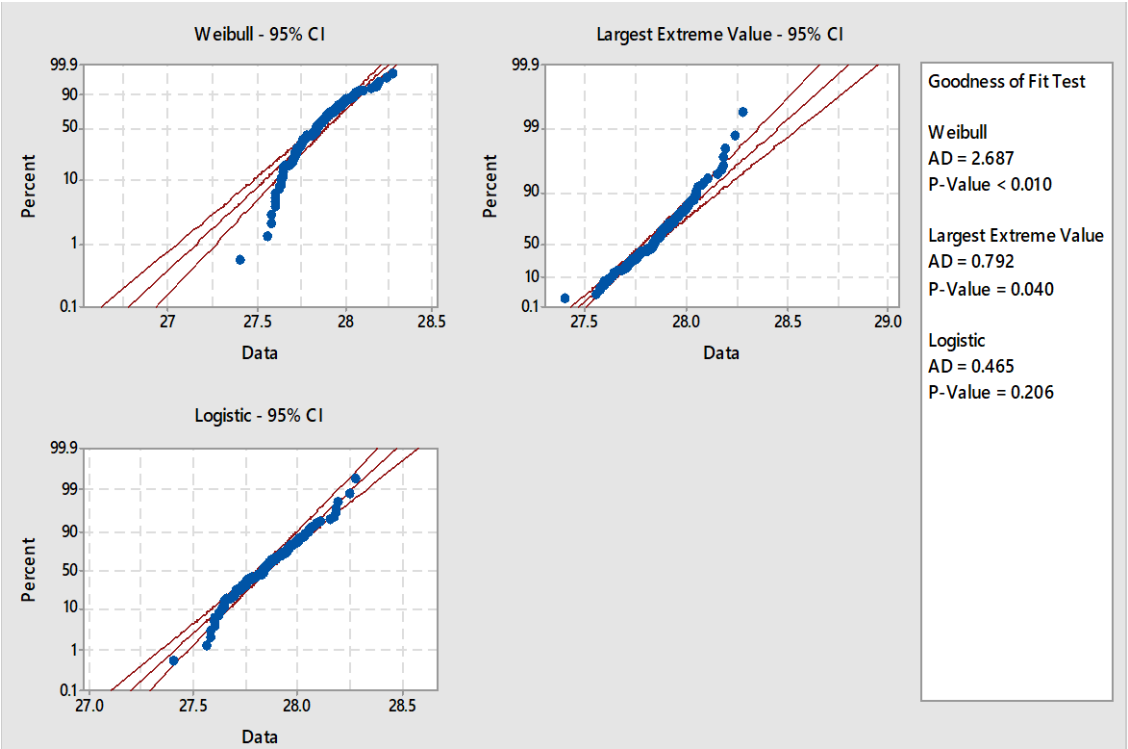
الجدول (5): مقارنة بين التوزيعات الاحتمالية باستخدام نتائج رسم الاحتمالات

Distribution Type	AD Value	P-Value
Lognormal	**0.427**	**0.308**
Gamma	0.435	> 0.250
Exponential	56.687	< 0.003
Smallest Extreme Value	2.754	< 0.010
Weibull	2.687	< 0.010
Largest Extreme Value	0.792	0.040
Logistic	0.465	0.206

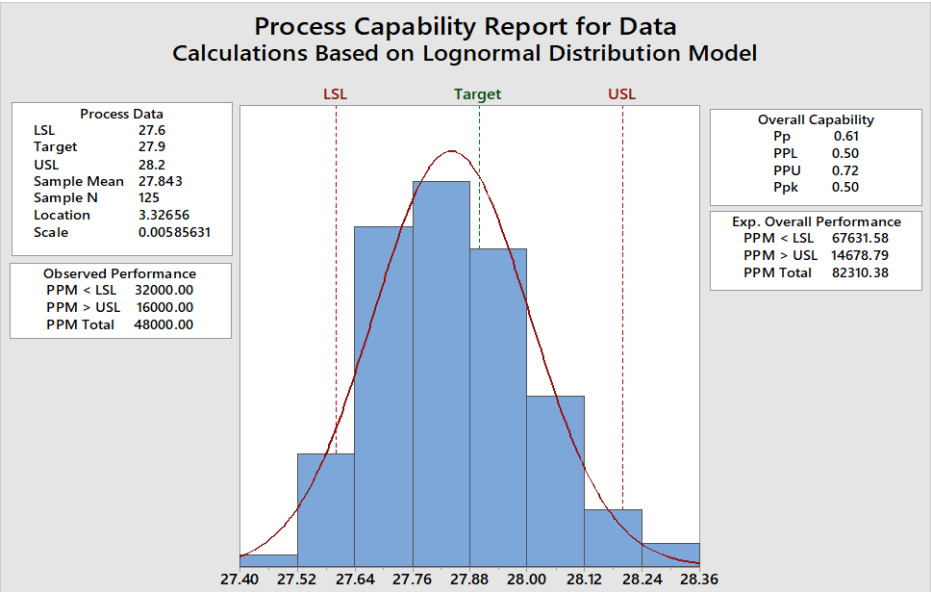
يلاحظ من نتائج الجدول السابق واعتماداً على القيم الاحتمالية لاختبار AD التي هي أكبر من (5%) أنَّ كلاً من التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي، وتوزيع كاما، والتوزيع اللوجستي هي ملائمة لبيانات البحث، واعتماداً على أكبر قيمة احتمالية نجد أن التوزيع اللوغاريتمي الطبيعي هو أكثر التوزيعات ملاءمةً للبيانات. الشكل الآتي عبارة عن مخرجات Minitab-17 التي تتوضح رسم الاحتمالات للتوزيعات المتناولة.



الشكل (10): رسم احتمالات التوزيعات المتناولة



الشكل أدناه يبين نتائج ملاءمة التوزيع اللوغاريتمي الطبيعي لبيانات البحث مع مؤشرات مقدرة العملية.



الشكل (11): نتائج مؤشرات مقدرة العملية للتوزيع الطبيعي اللوغاريتمي لبيانات البحث

من الشكل (11) فإن مؤشرات مقدرة العملية المبنية على التوزيع الطبيعي اللوغاريتمي هي:

$$\hat{C}_p(LN) = 0.61 \ , \ \hat{C}_{pl}(LN) = 0.50 \ , \ \hat{C}_{pu}(LN) = 0.72$$
$$\hat{C}_{pk}(LN) = \min(0.50\,, 0.72) = 0.50$$

7. مقارنة نتائج مؤشرات مقدرة العملية للطرائق المختلفة:

الجدول التالي يعرض نتائج تقدير مؤشرات مقدرة العملية بالطرائق المختلفة المتناولة في هذا البحث.

الجدول (6): نتائج مؤشرات مقدرة العملية بالطريقة التقليدية والطرائق غير الطبيعية

PCI's	Classical method (Normality Assumption)	Box-Cox Method	Clements Method	Weighted Variance Method	Lognormal Model
$\hat{C}_p$	0.61	0.61	**0.67**	0.61	0.61
$\hat{C}_{pl}$	0.49	0.50	**0.65**	0.53	0.50
$\hat{C}_{pu}$	0.73	0.71	**0.69**	0.69	0.72
$\hat{C}_{pk}$	0.49	0.50	**0.65**	0.53	0.50

يلاحظ من نتائج الجدول السابق أن نتائج مؤشرات مقدرة العملية وبجميع الطرائق كانت أقل من الواحد الصحيح مما يشير ذلك إلى أنَّ عملية تصنيع القطر الداخلي لكأس الزنك في البطارية الجافة بوضعها الحالي ليس لها مقدرة، وأنَّها لا تلبي المواصفات المطلوبة بنسبة (100%) مما يستوجب العمل الجدي بخصوص بعد مخرجات العملية الخارجة عن المواصفات، عموماً ومع ذلك، يمكن القول: إن نتائج طريقة Clements هي الأفضل مقارنةً بالطرائق الأخرى، ويتضح من ذلك أنَّ مقدرة العملية باستخدام طريقة Clements تستطيع تحقيق نسبة (65%) من المواصفات المطلوبة.

8. الاستنتاجات:

١. اعتماداً على الشكل (4) يتضح أنَّ عملية صنع القطر الداخلي لكأس الزنك في البطارية الجافة هي مستقرة وخاضعة للسيطرة النوعية.

٢. أظهرت نتيجة اختبار Anderson-Darling من خلال الشكلين (5) و (6) أنَّ بيانات القطر الداخلي لكأس الزنك في البطارية الجافة لا تتبع التوزيع الطبيعي.

٣. تعدُّ طريقة تحويل القوى لـ Box-Cox من الطرائق الكفؤة في تحويل البيانات غير الطبيعية إلى بيانات ذات توزيع طبيعي، فمن خلال الشكلين (8) و (9) وباستخدام تحويل Box-Cox وعند معامل التحويل $\lambda = -5$ تبين أنَّ بيانات القطر الداخلي لكأس الزنك في البطارية الجافة تتبع التوزيع الطبيعي.

٤. من خلال نتائج جودة المطابقة في الجدول (5) وكذلك من خلال رسم احتمالات التوزيعات في الشكل (10) تبين أن هناك عدة توزيعات احتمالية متصلة تلائم بيانات القطر الداخلي لكأس الزنك في البطارية الجافة وهي: التوزيع اللوغاريتمي الطبيعي، وتوزيع كاما، والتوزيع اللوجستي، وبناءً على نتائج ملاءمة هذه التوزيعات للبيانات، أتضح أن التوزيع اللوغاريتمي الطبيعي هو أفضل التوزيعات ملاءمةً لبيانات البحث.

٥. أظهرت الطرائق المستخدمة في تقدير مؤشرات مقدرة العملية لبيانات البحث غير الطبيعية، وهي: طريقة التحويل Box-Cox، وطريقة التباين الموزون، وطريقة Clements، وإيجاد توزيعات أخرى، ومن نتائج الجدول (٦)، أن هناك تقارباً في نتائج مؤشرات مقدرة العملية، وأن طريقة Clements هي أفضل الطرائق كونها تعطي أعلى قيم لمؤشرات مقدرة العملية، وتتفق هذه النتيجة مع الكثير من البحوث والدراسات التي تناولت المقارنة بين نتائج طرائق تقدير مؤشرات مقدرة العملية.

٦. على الرغم من أنَّ عملية صنع القطر الداخلي لكأس الزنك في البطارية الجافة مستقرة وتحت السيطرة الإحصائية، إلا أنها ليست ذات مقدرة (not capable)، فمن نتائج الجدول (6) تبين أنَّ قيمة مؤشر مقدرة العملية في أفضل أحوالها لم تتجاوز (65%)، وستكون نسبة البطاريات الجافة المنتجة من المصنع التي هي خارج المواصفات (نسبة المعيب) كبيرة وواقعة بين (3.6%) و (13.4%) [انظر الجدول (1)]. وتتفق هذه النتيجة مع ما توصل إليه (الربيعي وعلي، 2.13) من أن النسبة الكلية للوحدات المعيبة من البطاريات الجافة (التي حسبت بطريقة مختلفة عن ما ذكر في هذا البحث) بلغت (8.31%).

9. التوصيات:

١. اعتماد الأساليب الإحصائية في عمل السيطرة النوعية واعتماد اللوحات المناسبة أداةً رقابيةً لتشخيص الانحرافات عن النوعية من أجل وضع العلاجات المناسبة لها قبل استمرار العيوب في المنتج النهائي، ويجب أن تتبع الشركة أسلوب حساب مقدرة العملية الإنتاجية أداةً لاختيار المكائن وتشخيصها التي تعتمد على تصنيع أجزاء البطاريات الجافة أو إدخال تعديلات في تصنيعها ممَّا يؤدي إلى تغيير في تفاوتاتها التصميمية.

٢. التأكيد على عدم مقدرة عملية تصنيع أجزاء البطارية الجافة وارتفاع نسب المعيب في إنتاجها من خلال البحث في تناول مؤشرات مقدرة أخرى وحسابها، وأشير إليها في الفصل الثاني مثل المؤشرات: C_s، C_{pm} و $\mathrm{CMA}(\tau,\nu)$.

٣. أشارت الدراسات والبحوث السابقة جميعها التي استند عليها هذا البحث والتي قامت بمقارنة طرائق تقدير مؤشرات مقدرة العملية في حالة التوزيع غير الطبيعي إلى أنه يختار أفضل طريقة بإعطائها أكبر قيم لمؤشرات مقدرة العملية، بمعنى أن اختيار الطريقة الأفضل يتم عملياً من خلال التطبيق، وقد لا يكون هذا الأسلوب دائماً صحيحاً؛ لعدم وجود أساس نظري للمقارنة، عليه يوصي البحث للدراسات المستقبلية بمحاولة الدراسة النظرية للمقارنة بين الطرائق المذكورة واختيار أفضلها بناءً على بعض المعايير الإحصائية.

المصادر

[1] الربيعي، سمير علي وعلي، طارق محمد (2013). تطبيق ورق الاحتمال الطبيعي في تحديد مقدرة العملية الانتاجية. مجلة الهندسة والتنمية، 17 (3)، 1–14.

[2] الرسام، ريا سالم والعاني، بان غانم (2010). استخدام أسلوب بيز في حساب مؤشر مقدرة العمليات الإنتاجية مع التطبيق. *تنمية الرافدين*، 99 (32)، 69–76.

[3] عطا، أمل صادق (2012). تحسين جودة إنتاج أسلاك اللحام من خلال تطبيق مؤشرمقدرة العملية الإنتاجية، حالة تطبيقية في شركة الهلال الصناعية. مجلة التقني، 25 (3)، 61–82.

[4] عكلة، عدنان عبد الحسين عكلة (2011). استخدام لوحات السيطرة الإحصائية ومقدرة العمليات الإنتاجية في تطوير أعمال السيطرة النوعية في معامل القابلوات في شركة أور العامة للصناعات الهندسية. *مجلة جامعة ذي قار للعلوم الهندسية*، 2 (2)، 15 –48.

[5] هدية، وكاع علي (2016). مقارنة طرائق مؤشرات قابلية العملية للنمط الطبيعي وغير الطبيعي للبيانات باستخدام المحاكاة. *مجلة جامعة كركوك*، 11 (4)، 112–140.

[6] وهاب، رياض جميل (2015). قياس وتحليل قابلية العملية الإنتاجية، دراسة تطبيقية في شركة البركة لصناعة الأنابيب البلاستكية وملحقاتها. مجلة جامعة كركوك للعلوم الإدارية والاقتصادية، 5 (1)، 63–91.

[7] Ahmed, S.; Abdollahian, M. & Zeephongsekul, P. (2008). Process Capability Estimation for Non-Normal Quality Characteristics: A Comparative of Clements. Burr and Box-Cox Methods. *ANZIAM J*., 49, 642-665.

[8] Arcidiacono, G. & Nuzzi, S. (2017). A Review of the Fundamentals on Process Capability, Process Performance, and Process Sigma, and an Introduction to Process Sigma Split. *International Journal of Applied Engineering Research*, 12 (14), 4556-4570.

[9] Chandra, M.J. (2001). *Statistical Quality Control*. CRC Press LLC, USA.

[10] Cogollo, S.A. & Cogollo, J. (2016). Estimating Process Capability Indices Using the Skewed Normal Distribution. *Conference Paper*, MIPE-407.

[11] Czarski, A. (2009). Analysis of Clements' Method for Capability Indices Estimation. *Metallurgy and Foundry Engineering*, 35 (1), 55-64.

[12] Elisson, A. (2017). Implementing SPC for non-normal processes with the I-MR chart: A case study. *MSc. Thesis*, Royal Institute for Technology, Stockholm, Holland.

[13] Kapadia, M. (2020). Measuring Your Process Capability. *Symphony Technologies Planning, Design & Analysis*, India.

[14] Korkusuz, D. (2011). Process Capability Analysis for Non-Normal Processes with Lower Specification Limits, *MS.c Thesis*, Chalmers University of Technology, Gothenburg, Sweden.

[15] Kovarik, M. & Sarga, L. (2014). Process Capability Indices for Non-Normal Data. *WSEAS Transaction on Business and Economics*, 11, 419-429.

[16] Kwiecien, J.W. (2017). Process Capability Calculations with Non-Normal Data in the Medical Device Manufacturing Industry, *Ph.D Thesis*, Applied Management and Decision Sciences Faculty, Walden University, Minnesota, USA.

[17] Mahmoud, M.A. & Aufy, S.A. (2013). Process Capability Evaluation for a Non-Normally Distributed One. *Eng. & Tech. Journal*, 31 (17), 2345-2358.

[18] Montgomery, D. (2013). *Introduction to Statistical Quality Control*. 7th edition, John Wiley & Sons, Inc, USA.

[19] Pearn, W.L.; Chen, K.S. & Lin, G.H. (1999). A generalization of Clements' method for non-normal Pearsonian processes with asymmetric tolerances. *International Journal of Quality & Reliability Management*, 16 (5), 507-521.

[20] Selvamuthu, D.D. (2018). *Introduction to Statistical Methods, Design of Experiments and Statistical Quality Control*. Springer Nature Singapore Pte Ltd.

[21] Senvar, O. & Sennaroglu, B. (2016). Comparing performances of clements, Box-Cox, Johnson methods with Weibull distributions for assessing process capability. *Journal of Industrial Engineering and Management (JIEM)*, 9 (3), 634-656.

[22] Shore, H. (1998). A New Approach to Analyzing Non-normal Quality Data with Application to Process Capability Analysis. *International Journal of Production Research*, 36 (7), 1917-1933.

[23] Wooluru, Y.; Swamy, D.R. & Nagesh, P. (2015). Process Capability Estimation for Non-Normality Distribution Data using Robust Methods - A Comparative Study. *International Journal for Quality Research*, 10 (2), 407–420.