Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

مقارنة طرق مؤشرات قابليةِ العمليةِ للنمط الطبيعي وغير الطبيعي للبيانات باستخدام المحاكاة

م.وكاع علي هدبة

كلية الادارة والاقتصاد –جامعة كركوك

wakaamax@yahoo.com

تاريخ استلام البحث: 2015/10/29 تاريخ قبول البحث: 2016/5/22

الملخص

في السيطرة النوعية فرض التوزيع لناتج العملية هو التوزيع ألطبيعي و تعريف وتقدير قابلية العملية عادة يعتمد على فرض ان العملية الانتاجية تتوزع توزيع طبيعي .اذا كان هذا الشرط غير متوفر كيف يمكن ايجاد مقدرة العمليات. نحن نريد نجد مقارنة بين عِدّة توزيعات نظرية غير التوزيع الطبيعي(Lognormal, Exponential, Weibul) لنرى الاختلاف بين قابلية العملية في حالة النمط الغير طبيعي والنمط الطبيعي في هذا البحث نثبت كيفية حساب مؤشر قابلية العمليات في حالة التوزيع الطبيعي وغير الطبيعي للبيانات من خلال توليد البيانات لعينات للنمط غير الطبيعي ونجد مؤشر مقدرة العمليات وبعدها نجري التحويل على البيانات بواسطة تحويل بوكس –كوكس (Box – Cox)و تحويل جونسن (Johnson) ثم نجد مقدرة العمليات ونقارن بين الطريقتين .

الكلمات *المفتاحية*: لوحة السيطرة,مقدرة العمليات,توزيع غير طبيعي.

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

COMPARISON METHOD PROCESS CAPABILITY INDICES FOR NORMAL AND NON-NORMAL DATA BY USE SIMULATING.

Wakkaa Ali Hadba

College of Administration & Economics-Kirkik Universit

wakaamax@yahoo.com

Received date: 29/10/2015 **Accepted date: 22/5/2016**

Abstract

In quality control assume that the distribution of their process output is normal. The definition and estimation of (pci) indices are usually based on the assumption that the production process under normal distribution. But, in most practical cases this assumption is not valid and the distribution of the quality characteristics may follow non-normal distributions such as Weibull ,Lognormal , and Exponential distribution). One can see the difference between the non-normal process capability indices and the normal process capability indices by overlooking its theoretical distributions .This paper provides a decision on how to calculate the process capability indices for normal and find process capability indices another step transformation data by (Box – Cox) and Johnson transformation and comparison between two methods.

Keywords: Control Charts process capability analysis. Non-normal distribution .

1.المقدمة (Introduction):

في مجال السيطرة النوعية مقدرة العمليات أداة عملية في حالة النمط الطبيعي للبيانات وحالة السيطرة الاحصائية ,وهي مؤشر اساسي لقياس التغير في العملية والذي يعكس اداء قابلية العملية.

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

ان تحليل قابلية العملية يشمل سلسلة من الاجراءات المتعلقة لتقدير قابلية العملية التي لها فوائد في مراقبة نوعية العملية بشكل مستمر لكي نطمئن بان المنتجات المصنعة تتوافق مع المواصفات وتزويد المعلومات عن المنتج للمهندسين لتصميم منتج ممتاز وتحسين العملية بصورة أفضل ويبني قاعدة لتخفيض الكلفة في حالة فشل المنتج .[3].

ان العديد مِنْ الصناعاتِ تَستعملُ مقياس كمّي يدعى مؤشر قابليةِ العمليةِ (PCI) لتقييمِ وتحسينِ العمليةِ ومنذ الثمانيناتِ طورت نظريات PCI لتَحليل قابليةِ العملياتِ وأثناء العقود القليلة الماضية طورت PCI لكلا الطريقتين النمط الطبيعي للبيانات و النمط الغير الطبيعي للبيانات. [13,4]

ان قابلية العمليةِ تُزوّدناُ بمعيار مشترك بين نوعيةِ المُنتَجِ للمجهّزين والزبائنِ. إنّ دليلَ قابليةِ العمليةِ القياسي مستند على ان البيانات المجمعة تحت السيطرة الاحصائية وتتوزع توزيع طبيعي .[5].

ان الهدف من دراسة مقدرة العمليات الأنتاجية هو تحديد مقدرة العملية الانتاجية والأسباب التي تؤدي الى التقليل من مقدرة العملية لإعطاء الثقة للزبون بمقدرة العملية الانتاجية ولاقتراح التحسينات على العملية الانتاجية و تقليل العيوب في المنتج وفي تكلفة المنتج وتقديمه بمواصفات قياسية جيدة و تطبيق تقنيات الضبط الاحصائي للعمليات. و تحديد نسبة اختلاف الإنتاج عن المواصفات القياسية له. [1,2]

الهدف الاساسي من البحث هو توليد بيانات لأحجام مختلفة من العينات ولمعالم من التوزيعات ذات النمط الغير طبيعي ونجد مؤشرات مقدرة العمليات بعدة طرق لهذه التوزيعات وبعدها نجري التحويل على البيانات لكي تكون ذات نمط طبيعي ونجد مقدرة العمليات ونقارن قيمة مقدرة العمليات في النمط الطبيعي والنمط الغير طبيعي بين هذه الطرق .

2.التحويلات (Transformation):

أ.تحويل بوكس –كوكس (Box – Cox) [11,4,.8]

هومعيار لتحويل البيانات الى التوزيع الطبيعي.ان هذا التحويل شائع الاستخدام بكثرة لبساطة استخدامه وان صيغة هذا التحويل كالأتي :

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

$$y = \begin{cases} \frac{x^{\lambda} - 1}{\lambda} \ldots\ldots\ldots \lambda \neq 0 \ldots\ldots\ldots (1) \\ \ln(x) \ldots\ldots\ldots \lambda = 0 \end{cases}$$

X:يمثل قيمة المتغير الذي يراد تحويل قيمه في البيانات.

أن أفضل تخمينِ lambda يُمكنُ أَنْ يَكُونَ بين (+5, 5−) .

ب.تحويل جونسن (Johnson)[8,4]

تحويل جونسن له مدى أوسع مِنْ التطبيقات وهو اكثر كفاءة من تحويل Box – Cox و قابل للتطبيقُ أيضاً للقِيَمِ السالبةِ. و يَستعملُ بصيغ مختلفة من ثلاثة دوال لعائلة نظام جونسن. لأن هذه الدوال تغطي انواع مختلفة مِنْ التوزيعاتِ بتَغيير المعالم واختار جونسن واحد من ثلاث أنواع من المعادلات تعتمد على:

الاول هو (SB) المتغير العشوائي المحدد وصيغته هي :

$$y = a + b \ln \frac{x + c}{d - x} \ldots\ldots\ldots b > 0; -c < x < d \ldots\ldots (2)$$

الثاني هو (SL) – لوغاريتم التوزيع الطبيعي للمتغير العشوائي وصيغته هي :

$$y = a + b \ln(x + c) \ldots\ldots\ldots b > 0; -c < x \ldots\ldots (3)$$

الثالث هو (SU) –المتغير العشوائي غير المحدد وصيغته هي :

$$y = a + b \sinh \frac{(x - c)}{d} \ldots\ldots\ldots b > 0; d > 0 \ldots\ldots (4)$$

3.لوحة السيطرة النوعية (Panel Quality Control) :

لوحة السيطرة للمتغيرات :

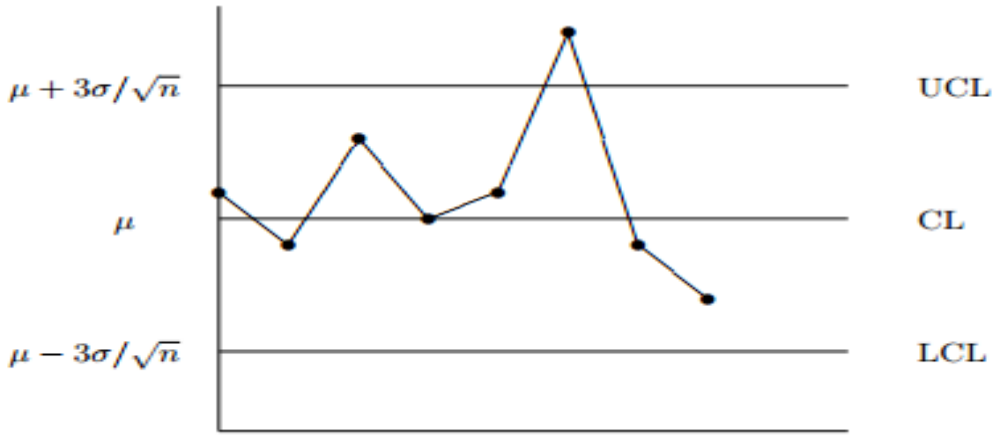
لوحة المتغيرات هي اللوحة التي يكون فيها المتغير كمي وله وحدة قياس مثل الوزن بالكيلوغرام اواللتر حيث يتم

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

سحب عدة عينات من الانتاج في فترة زمنية معينة ومن اهم اللوحات هي لوحة شيوارت .

لوحات شيوارت (Shewhart chart)[16]

تتكون لوحة شيوارت من ثلاث خطوط افقية متوازية هي الخط الاعلى للسيطرة (Upper Control Limit (UCL)وخط الوسط (center line) او Target line والخط الادنى للسيطرة (Lower control Limit) واللوحة توضع عند ($\pm 3.09\,\sigma$) عن خط الهدف ولكن لتسهيل العمليات الحسابية استخدم شيوارت حدود ($\pm 3\sigma$) الشكل (1).



الشكل (1) يوضح صورة عامة للوحات السيطرة النوعية(Shewhart Quality control)

4 . مؤشر قابلية العملية (Portability Process Index):

أولا:.في حالة النمط الطبيعي للبيانات:

مؤشرات مقدرة العمليات (P c i) هي مقاييس تستعمل في تحديد العلاقة بين تشتت العملية وحدود ألمواصفات وبالتالي يمكن من خلالها قياس قدرة العملية على إنتاج وحدات بحسب حدود المواصفات , وأن هذه المؤشرات سهلة الفهم وبسيطة التطبيق تعبر عن أداء العملية وخلاصة ما يحدث في الإنتاج بقيمة عدديه, اهتم الكثير من الباحثين بوضع وتطوير مقاييس عديدة لقياس العملية الإنتاجية سميت بمؤشرات مقدرة العمليات ومن اهم طرق قياس مؤشرات العملية في حالة النمط الطبيعي للبيانات هي :

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

1.طريقة (Juran).

أول مؤشر وضعه (Juran; 1974) وعرفه بأنه يقارن مقدار انتشار العملية مع حدود المواصفات (Cp) دليل قابليةِ عرّفَ كنسبة إنتشارِ المواصفاتَ (USL – LSL) إلى انتشارا لعملية المحتملةِ ويحسب بالصيغة الآتية [5]

$$Cp = \frac{(usl-lsl.)}{6\sigma} \dots\dots\dots \quad .(5)$$

عندما USL: تمثل الحد الاعلى للمواصفات و LSL: تمثل الحد الادنى للمواصفات

Cp : تسمى امكانية العملية*potential capability* يؤخذ لتقدير حساب تباين العملية فقط وهو لا يستطيع اكتشاف تغير متوسط العملية عن مركز المواصفات ولذا لا يستطيع تقييم قابلية العملية بالكامل .

σ:الانحراف المعياري (6σ)التشتت جاءَ مِنْ فرضيةِ الحالة الطبيعية.

اذا التباين(σ^2) يزداد فان مؤشر العملية بنقص وبالعكس اذا نقص التباين يزداد مؤشر القابلية واذا متوسط العملية ينحرف عن الهدف مؤشر القابلية ينقص وهذا يعكس التغير في تباين العملية والبعد بين معدل العملية وقيمة الهدف

فإذا كانت $\mu = T$

فأن

$$\mu = \frac{LSL + USL}{2} \dots\dots \quad (6).$$

$$C_{pu} = \left(\frac{USL - \mu}{3\sigma}\right).....(7)$$

$$C_{pL} = \left(\frac{\mu - LSL}{3\sigma}\right).....(8)$$

$$C_{pk} = \min(CPu , Cp_L).....(9)$$

USL:الحد الاعلى للمواصفات

الLSL : الحد الادنى للمواصفات

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

μ:متوسط العملية.

σ:الانحراف المعياري للعملية .

(Cpk) يمثل اقل قيمة لمؤشر القابلية ويستعمل لحساب تباين العملية ومتوسط العملية .

2.طريقة (Chan)[20]

اقترحChan وآخرون عام (1988) مؤشر المقدرة C_{pm} الذي يربط بين حدود المواصفات (USL , LSL), وتشتت العملية (6σ) ومتوسط العملية (μ)وهدف العملية (T) أو الخاصية الاسمية للمواصفات حيث كان المؤشر CPkيعاني من عيب وحيد هو أنه لا يمكن احتسابه عند تحديد قيمة الهدف مسبقاً وللتغلب على هذا العيب اقترح(Chan) وآخرون (1988) وكذلك (Pearn) وآخرون (1992) المؤشر Cpm ويحسب على النحو الآتي: [13,10,7, 6,4]

$$\boldsymbol{T = \frac{LSL + USL}{2} \quad \ldots\ldots \quad T = \mu} \qquad \textbf{(10)}$$

$$C_{pm} = \frac{USL - LSL}{6\sqrt{\sigma^2 + (\mu - T)^2}} \ldots\ldots\ldots (11)$$

وللحصول على دليل قابليةِ أكثرُ حسّاسية في كشف ابتعاد متوسط العمليةِ مِنْ قيمةِ الهدفَ (Chan (1988 أقترح التعميمَ التاليَ: [15]

$$\boldsymbol{C_{pmk} = \frac{min(USL-\mu, \mu-LSL)}{3\sqrt{\sigma^2+(\mu-T)^2}}} \qquad \textbf{.....(12)}$$

3.طريقةVannman [14,12]

في عام (1988)عرف (Vannman) عائلتين مختلفتينَ مِنْ مؤشرات القابليةِ لحدود المواصفاتِ الأحادية ألجانب اعتماد على المعلمتين u وv،عندما $u \geq 0, v \geq 0$ و $(u, v) \neq 0$ وبصورة عامة:

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

$$C_p(u,v) = \frac{d - u|\mu - T|}{3\sqrt{\sigma^2 + v(\mu - T)^2}} \quad \ldots\ldots(13)$$

σ:الانحراف المعياري للعملية و**μ**:متوسط العملية .

***d* = (*USL* - *LSL*)/2, *T*= (*USL* + *LSL*)/2**

Cp(0, 0) = Cp, Cp(1, 0) = Cpk, Cp(0, 1) = Cpm, and Cp(1, 1)= Cpmk

من قيم هذه المؤشرات يمكن الحكم على مقدرة العملية بحسب قيمة المؤشر التي نقوم بحسابها من معطيات العملية وحدود المواصفات. فبصفة عامة إذا كان المؤشر أكبر من أو يساوي (1) تعد مقدرة العملية جيدة وإذا كان أقل من (1) هذا يعني أن عدداً كبيراً من الوحدات غير مطابقة للمواصفات. [4]

Montgomery [16] أوصى حَدّ أدنى يساوي *Cp* بين *1.33* و*1.5* للعملية الجديدة والقيمة الصغيرة مؤشر غير جيد(*Cp<1*) العملية لاتستطيع جعل المنتج ضمن حدود المواصفات.

1< Cpk <1.33 العملية قادرة في المدى القريب لكن من المحتمل تحسينها في المدى البعيد من المحتمل في العقد الاخير الشركات تهدف الى (*Cpk=1.66*)

(Cpk>2):العملية قادرة جدا لكن القيمة الكبيرة غير مضمونة

ثانيا :.حالة النمط غير الطبيعي[19]

ناقشَ العديد من المُؤلفونُ بناءُ وتفسير PCIs تحت سلوكِ العمليةِ غيرِ النمط الطبيعي McCormack et. al. (2000) أقترح تجريب للنمط الغير طبيعي حيث قدر Cp و.Cpk ومن اهم طرق مؤشرات قابلية العملية للنمط الغير طبيعي هي :

1.طريقة كليمنت (clements method) [21,6,5, 3]

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

طريقة كليمينت معروفة بين الصناعيين اقترح كليمينت 6σ بطولِ الفترةِ بين الأعلى ووالأدنى بنسبة 0.135 نقطةً مئويةٍ مِنْ التوزيعِ X إنّ طريقةَ كليمينت مستندة على طريقة الربيعيات في حالة النمط الغيرطبيعي .ان مؤشر مقدرة العمليات في حالة النمط غير الطبيعي يكون كالأتي:

$$C_p = \frac{(USL - LSL)}{U_p - L_p} \quad \text{.....(14)}$$

$$C_{pu} = \frac{(USL - M)}{U_p - M} \quad \text{.....(15)}$$

$$C_{pl} = \frac{(M - LSL)}{M - Lp} \quad \text{.....(16)}$$

$$C_{pk} = \min(C_{pu}, C_{pl}) \quad \text{.....(17)}$$

حيث أنَّ Up تمثل نسبة الحد الاعلى (نسبة 99.865) من المشاهدات وLp نسبة الحد الأوطأ نسبة (0.135) من المشاهدات و"M"" يمثل الوسيط القيمةُ المركزيةُ المُفَضَّلةُ لالتواء التوزيع

2.طريقةMinitab(Z.Scores)[4]

$$P_p = \frac{Zusl - Zlsl}{6} \quad \text{.....(18)}$$

$Z_{usl} = \Phi^{-1}(p_2)$ $\Phi^{-1}(p) = p * 100th$, حيث ان $\Phi^{-1}(p)$ يمثل دالة التوزيع المتراكمة الخاصة بكل توزيع

$$p_1 = p(X \leq LSL)$$

$$p_2 = p(X \leq USL)$$

$$P_L = -\Phi^{-1}(F(LTL)/3 \quad \text{.....(19)}$$

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

$$P_u = -\Phi^{-1}(R(UTL)/3 \quad \text{.....(20)}$$

$$P_p = \frac{P_{pu} + P_{pL}}{2} \quad \text{-.....(21)}$$

$$p_k = Min(p_{pu}, p_{pL}) \quad \text{.....(22)}$$

3. طريقة (Tong)[13,12]]

عندما العملية تَقَعُ تحت التوزيعِ الطبيعي والتوزيع غيرُ ألطبيعي هذه المؤشرات قَدْ لا تُكونُ ملائمُة لتَقييم قابليةِ العمليةِ.الا ان Tong عام1998 اقترحا التعميم الاتي للتوزيع التّالي:

$$C_{Np(u,v)} = \frac{(d - u|M - m|)}{3\sqrt{(\frac{F_{99.895} - F_{0.135}}{6})^2 + v(M - T)}} \quad \text{.....(23)}$$

M: هو الوسيط.

Fα: نسبة $(\frac{\alpha}{100})$ للتوزيع $F_{99.895}$ $F_{0.135:}$] دالة التوزيع كنسبة مئوية

ونحن نستبدل (μ) بدلا من (M). ونستبدل (σ_) بـ$(\frac{F_{99.895}-F_{0.135}}{6})$ و $d = \frac{USL-LSL}{2}$

ونضع $u, v \geq 0$. $(u, v) = (0, 0), (1, 0), (0, 1) (1, 1)$ $m = (USL+LSL)/2$

وفيما يلي جدول(1) يبين صيغ دوال التوزيعات والمئينات

جدول (1) صيغ دالة التوزيعات والمئينات3

Distribution	F(x)	Percentile(Xp)
Normal	$\phi(\frac{X-\mu}{\sigma})$	(p) $Xp = \mu + \sigma\phi^{-1}$
lognormal	$\phi(\frac{\ln X - \mu}{\sigma})$	$e^{\mu+\sigma\phi^{-1}(p)}$
Exponential	$1 - e^{\frac{-x}{\theta}}$	$\theta \ln \frac{1}{1-p}$

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

Weibull	$1 - e^{(\frac{-x}{\sigma})^{\beta}}$	$\theta\left(-\ln\frac{1}{1-p}\right)^{\frac{1}{\beta}}$

5. التوزيعات المستخدمة في ايجاد مقدر ة العمليات (Distributions Used In Finding The Ability Of Operations) [8]

1.التوزيع الطبيعي :

إنّ التوزيعَ الطبيعيَ التوزيعُ الإحصائيُ الأكثر شيوعاً لأن الحالة الطبيعيةَ تقريبا تَظْهرُ في العديد مِنْ الحالاتِ الإجتماعيةِ والحيويةِ وغيرها. فالعديد مِنْ التحليلات الإحصائيةِ تَتطلّبُ بأنّ البياناتَ تتبع التوزيع الطبيعي والتوزيعَ الطبيعيَ مَعروف كذلك بِتوزيعِ Gauss

ودالة التوزيع هي:.

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right] \quad \text{.....(24)}$$

$$V(x) = \sigma^2 \quad EX = \mu,$$

تتراوح قيم نسبة توزيع البيانات في النمط الطبيعي كالاتي :

$(\mu + 1\sigma)$ و $(\mu - 1\sigma)$ 68%

$(\mu + 2\sigma)$و$(\mu - 2\sigma)$ 95%

$(\mu + 3\sigma)$ و $(\mu - 3\sigma)$ 99%

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

2.التوزيع الطبيعي اللوغارتمي [3] Lognormal Distribution

دالة هذا التوزيع هي :

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\,x\,\sigma}e^{-[\frac{\ln(x)-\mu}{\sqrt{2}\sigma}]^2} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots x>0 \ldots\ldots\ldots (25)$$

$$F(x)=\int_0^x \frac{1}{\lambda\sqrt{2\pi}\sigma(x-\lambda)}e^{-[\frac{\ln(x-\lambda)-\mu)^2}{2\sigma^2}]}dx \ldots\ldots\ldots\ldots x>\lambda,\sigma>0.$$

معالم هذا التوزيع هي (μ) و(σ^2) فيمكن ايجادها كالاتي:

$$\mu=\ln(E(x))-\frac{1}{2}\sigma^2,\sigma^2=-\ln\left[1+\frac{var(X)}{E(X)}\right]$$

3.التوزيع الأسي [10] Exponential distribution

لدالة الكثافة الاحتمالية للتوزيع الأسي هي :

$$f(X;\theta)=\frac{1}{\theta}e^{-\frac{x}{\theta}} \ldots\ldots(26) \qquad \begin{matrix} x>0 \\ \theta>0 \end{matrix}$$

$E(X)=\theta$ $Var(X)=\theta^2$. $F(x)=1-e^{-\frac{x}{\theta}}$

4.توزيع ويبل [17,18,9]: Weibull Distribution

يعد توزيع ويبل من اهم التوزيعات المستخدمة بشكل واسع في تطبيقات المعولية وإختبارات ألحياة وفيما يأتي أنموذج توزيع ويبل ذو المعلمتين (2-parameter Weibull. Distribution):

$$f(x,\alpha,\beta)=\frac{\alpha}{\beta}t^{\alpha-1}e^{\frac{-x^\alpha}{\beta}},t>0 \qquad \ldots\ldots(27)$$

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

$$\alpha > 0 \quad F(x;\alpha,\beta) = \int_0^x \frac{\alpha}{\beta^{\alpha}} x^{\alpha-1} e^{-(t/\beta)^{\alpha}} dt \quad \dots\dots(28) \quad x \geq 0 \quad \alpha,\beta > 0$$

هي معلمة الشكل (Shape Parameter)

$\beta > 0$ هي معلمة القياس (Scale Parameter)

$$\mu = E[X] = \delta\Gamma\left(1+\frac{1}{\beta}\right) \quad , \quad \sigma^2 = V(X) = \delta^2\Gamma\left(1+\frac{2}{\beta}\right) - \mu^2 .$$

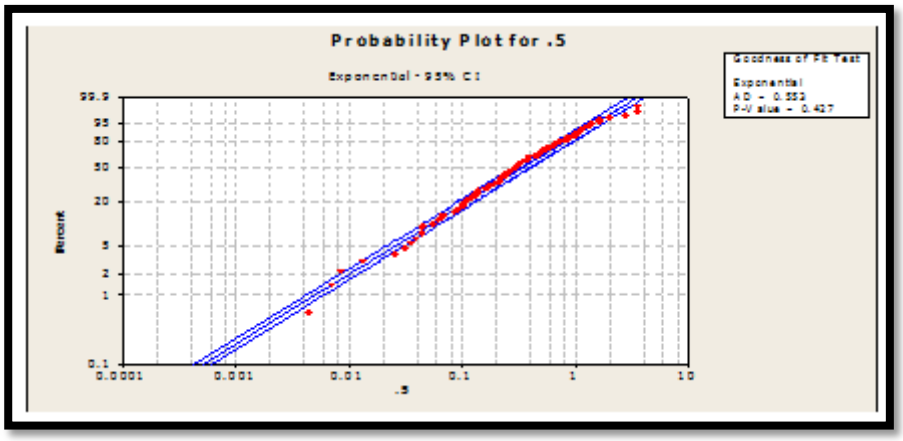
6.الجانب العملي (Experimental Part):

سنقوم اولا بتوليد البيانات من خلال برنامج (minitab) وبخمسة عينات حجم كل عينة (25) لكل التوزيعات وهي التوزيع الأسي Exponential distribution التوزيع اللوغارتمي الطبيعي وتوزيع ويبل (weibull distribution) بمختلف المعالم لكل توزيع ثم نجد مقدرة العمليات بالطريقة الاولى عندما البيانات لا تتوزع توزيع طبيعي وبعدها نقوم بإجراء التحويل للبيانات من خلال (تحويل بوكس –كوكس (Box – Cox)) و (تحويل جونسن (Johnson)) وجعل البيانات تتوزع توزيع طبيعي ثم نجد مقدرة العمليات بالطريقة الثانية عندما البيانات بعد التحويل تتوزع توزيع طبيعي ونقارن بين الطريقتين.

- **التوزيع الاسي :**

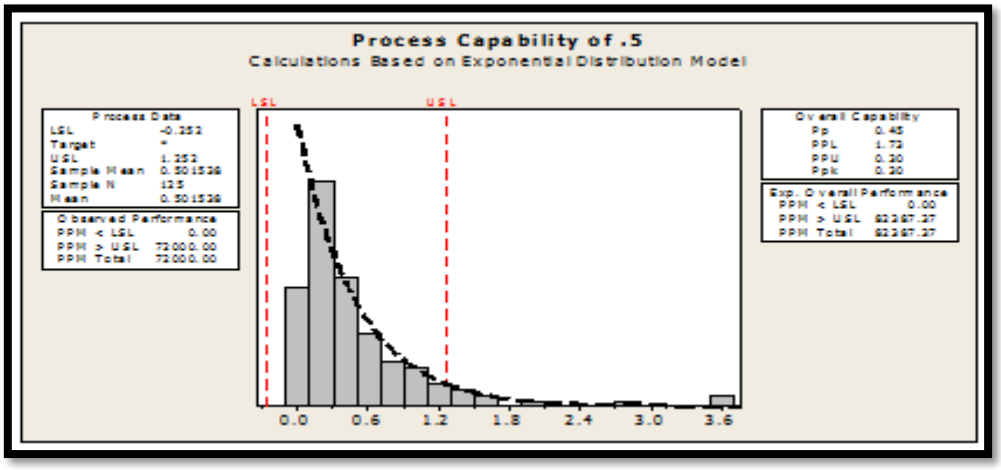
تم توليد بيانات لخمسة عينات حجم كل عينة (25) مشاهدة للتوزيع الاسي وبعد ذلك نرسم البيانات لنثبت بأنها تتوزع توزيع اسي بالمعلمة ($\theta = 0.5$) من اختبار حسن مطابقة جودة التوزيع كما في الشكل (1)

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849



الشكل (1) اختبار حسن مطابقة جودة التوزيع البيانات التوزيع الاسي

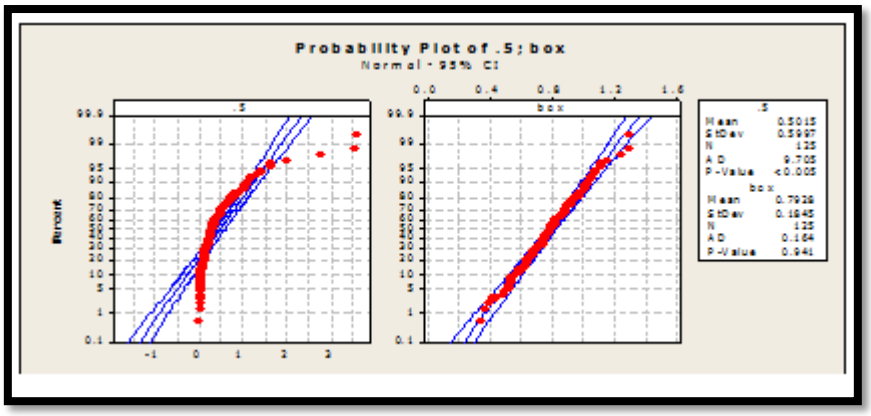
بعدها نقوم بأيجاد مقدرة العمليات وكما في الشكل (2)



الشكل (2)ايجاد مقدرة العمليات للتوزيع الاسي

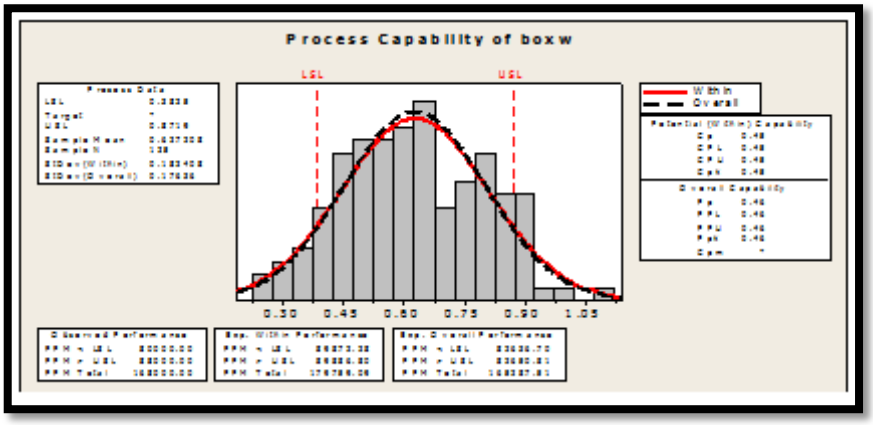
الخطوة الاخرى نقوم بتحويل البيانات بطريقة (Box–Cox) ونرسم البيانات للتأكد من انها تتوزع توزيع طبيعي كما في الشكل رقم (3) حيث ان الرسم في الجهة اليسرى قبل تحويل البيانات والرسم في الجهة اليمنى بعد تحويل البيانات

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849



الشكل (3) يمثل طبيعة البيانات قبل تحويل (Box–Cox) وبعده

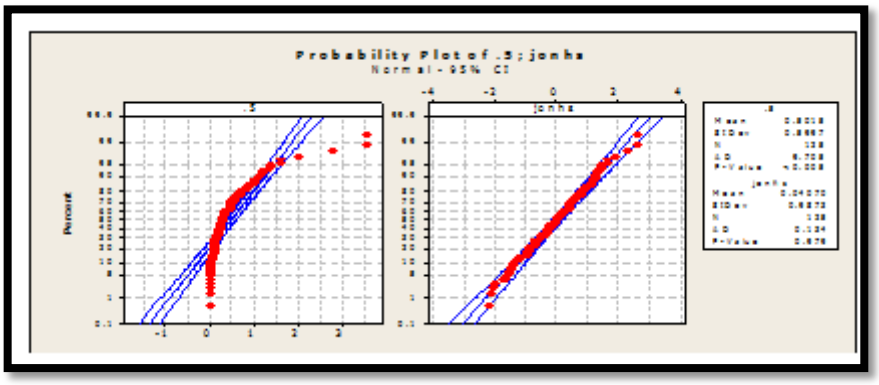
بعدها نجد مؤشرات مقدرة العمليات بعد تحويل البيانات بطريقةBox–Cox الى التوزيع الطبيعي



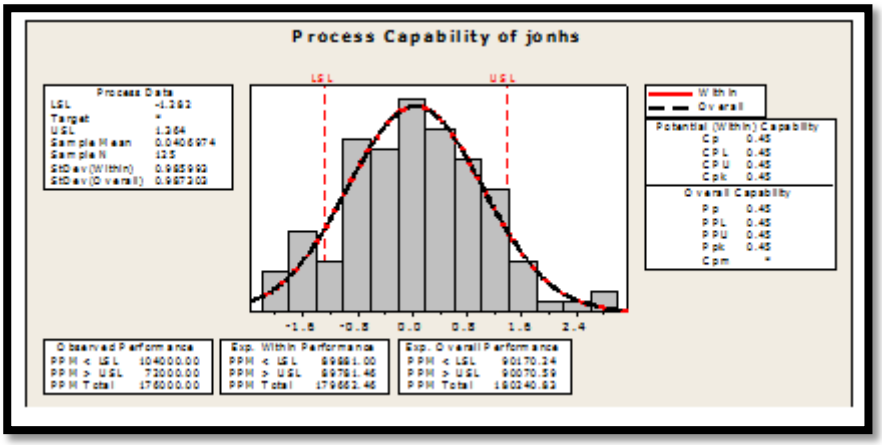
الشكل (4) يمثل مقدرة العمليات بعد تحويل البيانات بطريقة (Box–Cox)

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

الخطوة التالية نقوم بتحويل البيانات بطريقة (Johnson) ونرسم البيانات للتأكد من انها تتوزع توزيع طبيعي كما في الشكل رقم (5) حيث ان الرسم في الجهة اليسرى قبل تحويل البيانات والرسم في الجهة اليمنى بعد تحويل البيانات



الشكل (5) يمثل طبيعة البيانات قبل تحويل (Johnson) وبعده

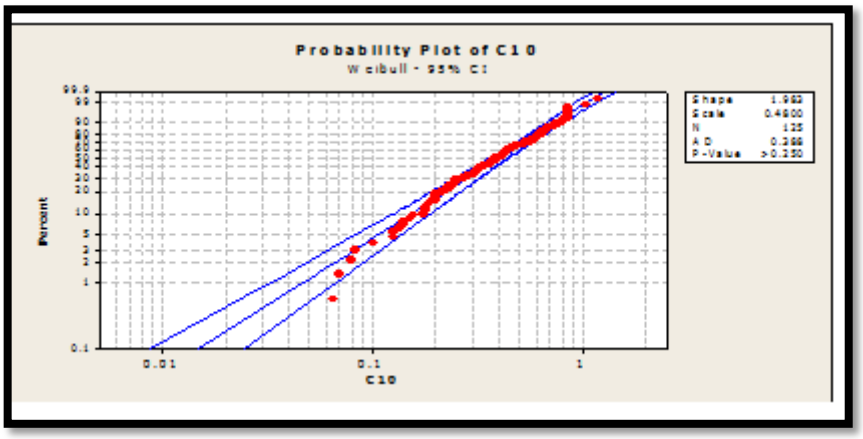


الشكل (6) يمثل مقدرة العمليات بعد تحويل البيانات بطريقة(Johnson)

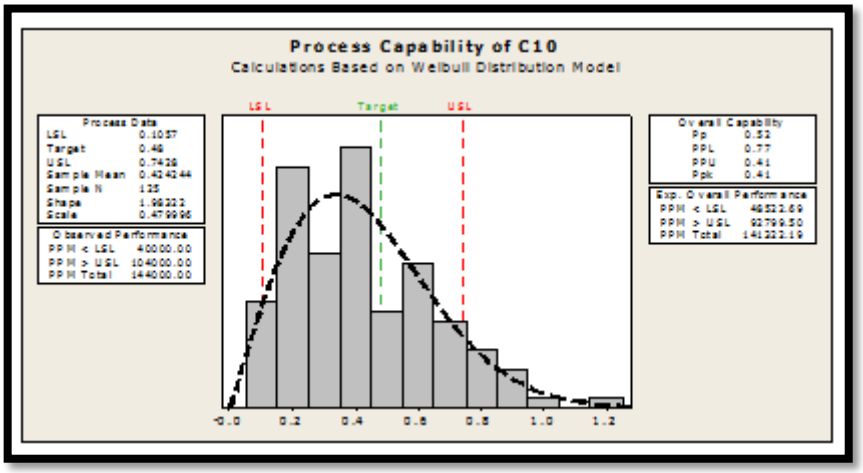
Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

- **توزيع ويبل :**

تم توليد بيانات لخمسة عينات حجم كل عينة (25) مشاهدة ومعلمة (shape=2) و(schal=0.5)و بعد ذلك نرسم البيانات لنثبت بانها تتوزع توزيع ويبل كما في الشكل رقم (7)

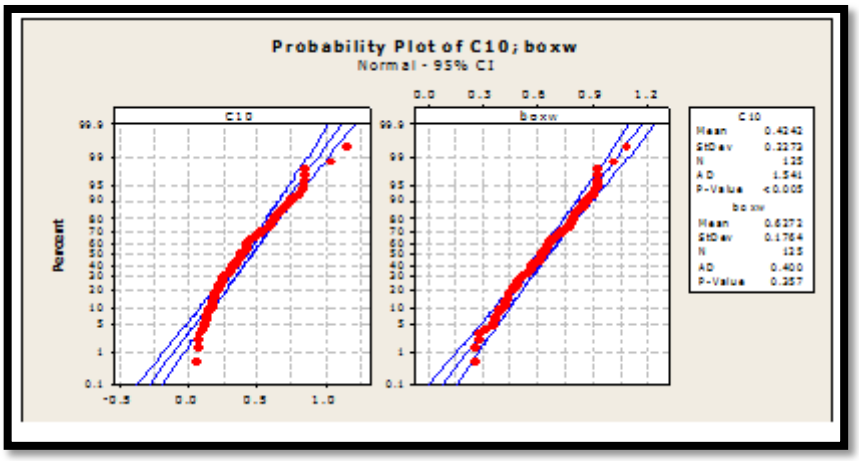


الشكل (7) اختبار توزيع Weibull



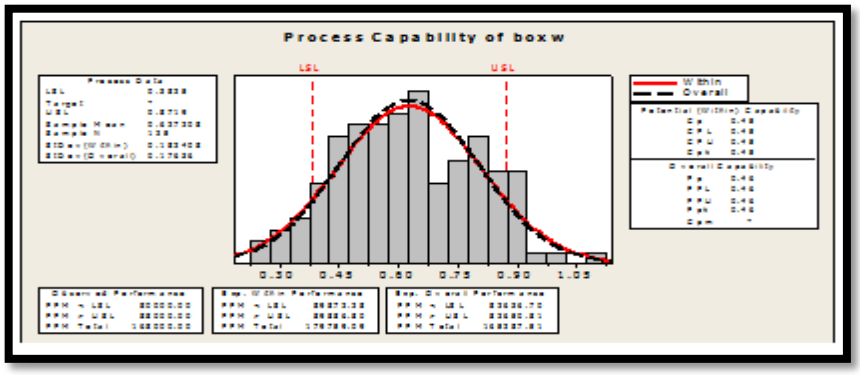
الشكل (8) ايجاد مقدرة العمليات لتوزيع Weibull

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849



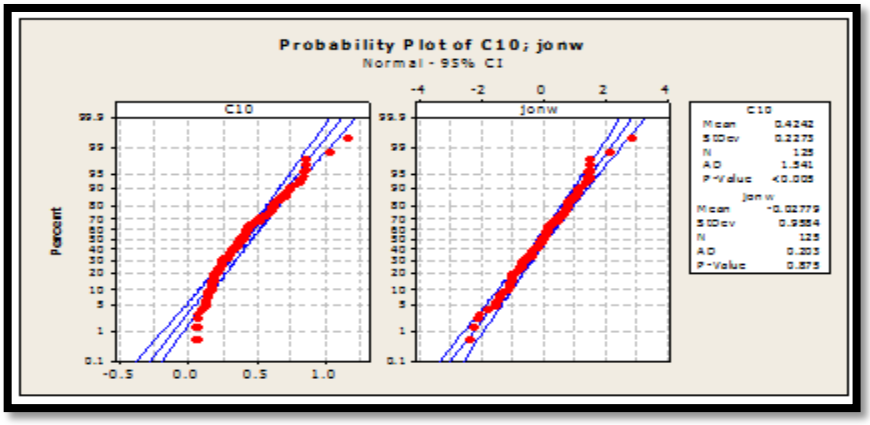
الشكل (9) يمثل طبيعة البيانات قبل تحويل (Box–Cox) وبعده لتوزيع Weibull

بعدها نجد مؤشرات مقدرة العمليات بعد تحويل البيانات بطريقةBox–Cox الى التوزيع الطبيعي كما في الشكل رقم (9)

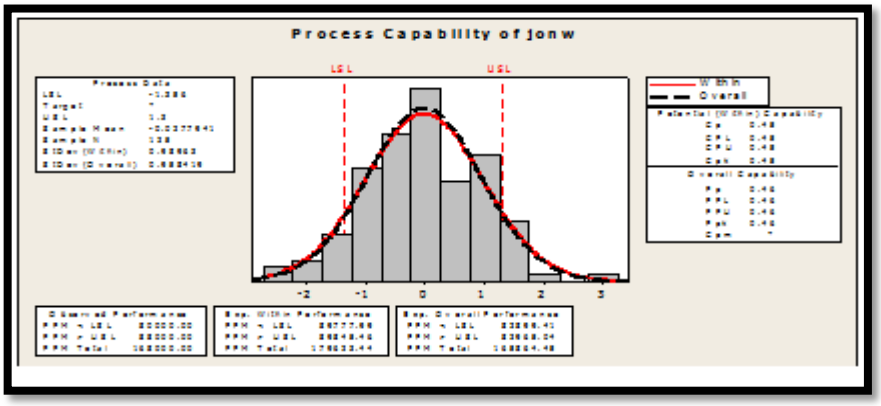


الشكل (10) يمثل مقدرة العمليات بعد تحويل بيانات توزيع Weibull بطريقة (Box–Cox)

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849



الشكل (11) يمثل طبيعة البيانات قبل تحويل (Johnson) وبعده لتوزيع Weibull

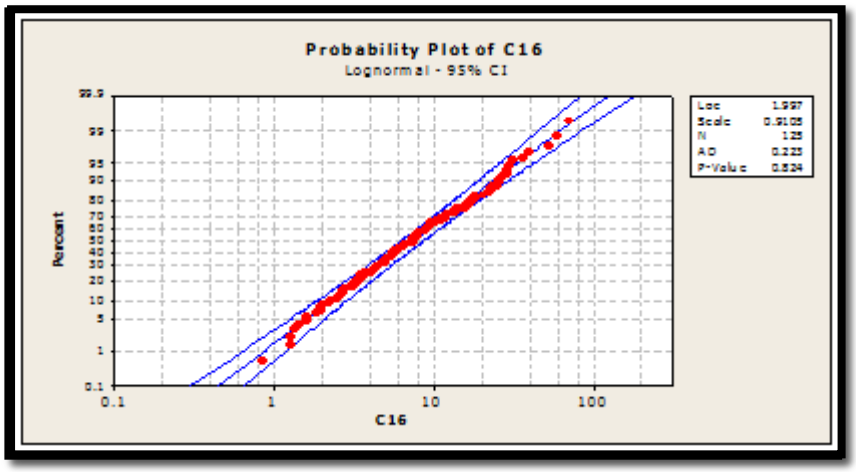


الشكل (12) يمثل مقدرة العمليات بعد تحويل بيانات توزيع Weibull بطريقةJohnson

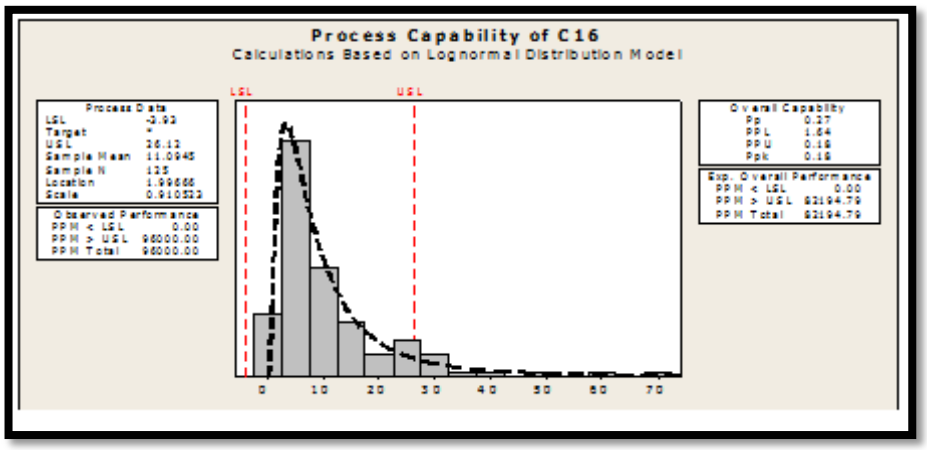
- **التوزيع الطبيعي اللوغارتمي:**

تم توليد بيانات لخمسة عينات حجم كل عينة (25) مشاهدة ومعلمة (Location=2) و(scal=1)ل بعد ذلك نرسم البيانات لنثبت بانها تتوزع توزيع الطبيعي اللوغارتمي كما في الشكل رقم (13)

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

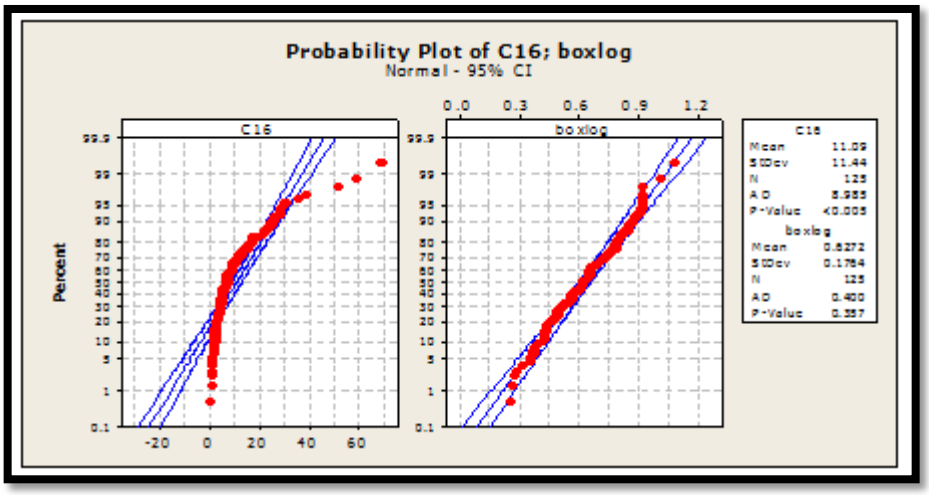


الشكل (13) اختبار التوزيع اللوغارتمي الطبيعي

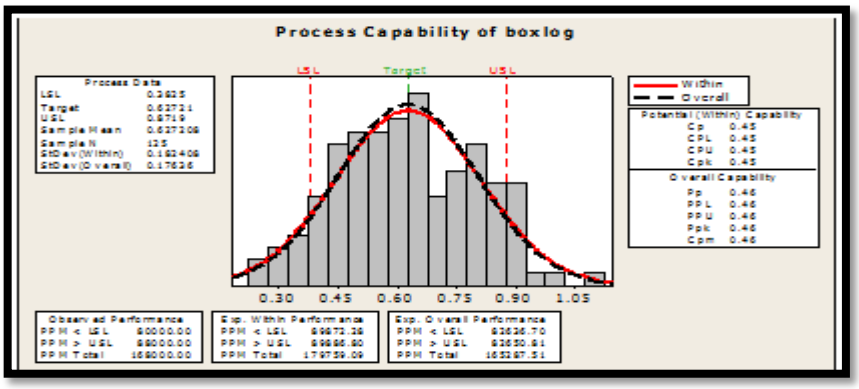


الشكل (14) ايجاد مقدرة العمليات لتوزيع اللوغارتمي الطبيعي

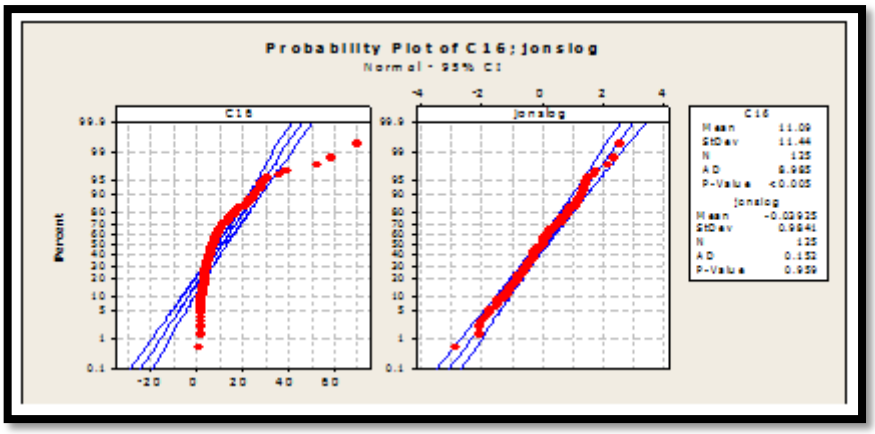
Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849



الشكل (15) يمثل طبيعة البيانات قبل تحويل (Box–cox) وبعده للتوزيع اللوغارتمي

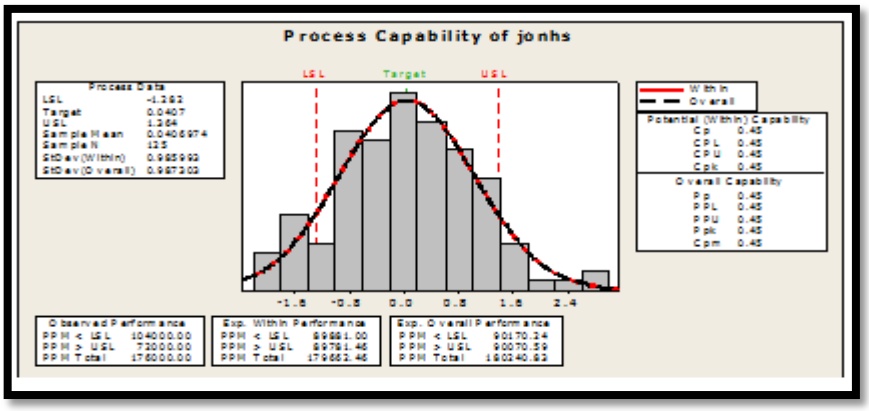


الشكل (16) يمثل مقدرة العمليات بعد تحويل بيانات للتوزيع اللوغارتمي الطبيعي بطريقة (Box–Cox)



Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

الشكل (17) يمثل طبيعة البيانات قبل تحويل (Johnson) وبعده التوزيع اللوغارتمي



الشكل (18) يمثل مقدرة العمليات بعد تحويل بيانات توزيع اللوغارتمي الطبيعي بطريقةJohnson

جدول (2) طرق ايجاد مؤشرات مقدرة العمليات للتوزيع الاسي

	pp	ppL	Ppu	Ppk
طريقة minitab	0.45	1.73	0.31	0.31
	Cp	Cpu	CpL	Cpk
طريقةTong	1.4355	1.27	1.27	1.27
طريقةClement	0.4	1.66	0.404	0.404

جدول (3) طرق ايجاد مؤشرات مقدرة العمليات بعد تحويل البيانات التوزيع الاسي

		Cp	CpL	Cpu	Cpk
Box – Cox	Juran	0.45	0.45	0.45	0.45
		Pp	ppL	ppu	Ppk
	Juran	0.46	0.46	0.46	0.46
		Cpm	CpmL	Cpmu	Cpmk

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

	Chan	0.45	0.225	0.1515	0.1515
		Cp(0,0)	Cp(0,1)	Cp(1,0)	Cp(1,1)
	Vannman	0.45	0.45	0.45	0.45
Johnson	**Juran**	Cp	CpL	Cpu	Cpk
		0.45	0.45	0.45	0.45
	Juran	Pp	ppL	ppu	Ppk
		0.46	0.46	0.46	0.46
	Chan	Cpm	CpmL	Cpmu	Cpmk
		0.45	0.225	0.1515	0.1515
	Vannman	Cp(0,0)	Cp(0,1)	Cp(1,0)	Cp(1,1)
		0.43	0.43	0.41	0.41

باستخدام طريقتيBox – Cox و Johnson الى التوزيع الطبيعي

جدول (4) طرق ايجاد مؤشرات مقدرة العمليات لتوزيع وايبل

	Pp	**ppL**	**ppu**	**Ppk**
minitab طريقة	0.52	0.77	0.41	0.41
	Cp	Cpu	CpL	Cpk
Tongطريقة	0.64	0.64	0.65	0.64
Clementطريقة	0.487	o.338	0.77	0.338

جدول (5)طرق ايجاد مؤشرات مقدرة العمليات بعد تحويل بيانات توزيع وايبل باستخدام طريقتي Box – Cox و Johnsonالى التوزيع الطبيعي

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

Box – Cox		Cp	CpL	Cpu	Cpk
	Juran	0.45	0.45	0.45	0.45
		Pp	ppL	Ppu	Ppk
	Juran	0.46	0.46	0.46	0.46
		Cpm	CpmL	Cpmu	Cpmk
	Chan	0.45	0.43	0.46	0.43
		Cp(0,0)	Cp(0,1)	Cp(1,0)	Cp(1,1)
	Vannman	0.224	0.224	0.224	0.224
Johnson	Juran	Cp	CpL	Cpu	Cpk
		0.45	0.45	0.45	0.45
	Juran	Pp	ppL	ppu	Ppk
		0.46	0.46	0.46	0.46
	Chan	Cpm	CpmL	Cpmu	Cpmk
		0.46	0.46	0.46	0.46
	Vannman	Cp(0,0)	Cp(0,1)	Cp(1,0)	Cp(1,1)
		0.23	0.23	0.23	0.23

جدول (6)طرق ايجاد مؤشرات مقدرة العمليات للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي

	Pp	ppL	Ppu	Ppk
طريقة minitab	0.27	1.64	0.18	0.18
	Cp	Cpu	CpL	Cpk
طريقةClement	0.14	0.08	1.64	0.08

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

طريقةTong	1.28	0.968	1.6	0.968

جدول (7)طرق ايجاد مؤشرات مقدرة العمليات بعد تحويل بيانات للتوزيع الطبيعي اللوغارتمي باستخدام طريقتي Box – Cox و Johnson الى التوزيع الطبيعي

		Cp	CpL	Cpu	Cpk
Box – Cox	Juran	0.45	0.45	0.45	0.45
		Pp	ppL	ppu	Ppk
	Juran	0.46	0.46	0.46	0.46
		Cpm	CpmL	Cpmu	Cpmk
	Chan	0.46	0.47	0.45	0.45
		Cp(0,0)	Cp(0,1)	Cp(1,0)	Cp(1,1)
	Vannman	0.45	0.45	0.45	0.45
Johnson	Juran	Cp	CpL	Cpu	Cpk
		0.45	0.45	0.45	0.45
	Juran	Pp	ppL	ppu	Ppk
		0.43	0.43	0.43	0.43
	Chan	Cpm	CpmL	Cpmu	Cpmk
		0.46	0.46	0.46	0.46
	Vannman	Cp(0,0)	Cp(0,1)	Cp(1,0)	Cp(1,1)
		0.42	0.39	0.43	0.39

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

7.المناقشة (The Discussion)

الجدول (2) الذي يمثل مؤشر مقدرة العمليات للتوزيع الاسي اعطت طريقة (Tong) قيم (Cp=1.4355 و(Cpk=1.27) اعلى القيم من طريقة minitab و طريقة'Clement.وبعد تحويل البيانات بطريقة Box – Cox الى التوزيع الطبيعي فان طريقة Juran اعطت (pp=0.46) و (ppk=0.46) اعلى القيم من طريقة Chan وطريقةVannman وبعد تحويل البيانات بطريقة Johnson فان طريقة Juran اعطت (pp=0.46) و (ppk=0.46) اعلى القيم من طريقة Chan وطريقةVannman اي ان القيم متساوية في طرق تحويل البيانات.

الجدول (4) الذي يمثل مؤشر مقدرة العمليات لتوزيع وايبل اعطت طريقة (Tong) قيم (Cp=0.64 و(Cpk=0.64) اعلى القيم من طريقة minitab و طريقة'Clement.وبعد تحويل البيانات بطريقة Box – Coxالى التوزيع الطبيعي فان طريقة Juran اعطت (pp=0.46) و (ppk=0.46) اعلى القيم من طريقة Chan وطريقةVannman وبعد تحويل البيانات بطريقة Johnson فان طريقة Juran اعطت (pp=0.46) و (ppk=0.46)ومساوية لطريقة Chan واعلى القيم من طريقةVannman .

الجدول (6) الذي يمثل مؤشر مقدرة العمليات للتوزيع اللوغارتمي اعطت طريقة (Tong) قيم (Cp=1.28 و(Cpk=0.968) اعلى القيم من طريقة minitab و طريقة'Clement.وبعد تحويل البيانات بطريقة Box – Coxالى التوزيع الطبيعي فان طريقة Juran اعطت (pp=0.46) و (ppk=0.46) ومساوية لطريقة Chan واعلى القيم من وطريقةVannman وبعد تحويل البيانات بطريقة Johnson فان طريقةChan اعطت (pp=0.46) و(ppk=0.46) اعلى القيم من طريقة Juran وطريقةVannman .

8.الأستنتاجات والتوصيات (Conclusions and Recommendations):

1.ان افضل طريقة هي طريقة (Tong) حيث اعطت قيم قريبة من (1.33) لمؤشرات قابلية العمليات .

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

2.جميع القيم متقاربة عند تحويل البيانات الى نمط التوزيع الطبيعي بواسطة تحويل (Box – Cox) وتحويل (Johnson) .

3.اقل طريقة في جميع الحالات طريقة (Vannmman).

4.نوصي باجراء بحث خاص بمقدرات العمليات عندما البيانات تتوزع توزيعات متقطعة .

5.نوصي باستخدام توزيعات اخرى والمقارنة بين احجام العينات واختيار المعالم مع قيمة مقدرة العمليات .

6.ممكن استخدام بيانات حقيقة لتطبيق موضوع مقدرة العمليات .

9.المصادر (The References) :

[1] نعمة حافظ ألموسوي, (2007)"السيطرة النوعية الشاملة لمقدرة العملية الإنتاجية باستخدام تقنية ورقة الاحتمال الطبيعي" المعهد التقني/الكوت2.

[2] د.ريا سالم الرسام,وبان غانم العاني (2010)"إستخدام إسلوب بيز في حساب مؤشر مقدرة العمليات الإنتاجية مع التطبيق" كلية الإدارة والاقتصاد–جامعة الموصل تنمية الرافدين العدد 99 مجلد 32 لسنة2010 ص ص [69–76]

[3] A. Czarski(2009) "Analysis of Clements method for capability indices estimation " Metallurgy and foundry engineering-vol-35 2009,no1.

[4] A. Goswami1 & Harendra Narayan Dutta; (2013)" Some Studies On Normal and Non-Normal ProcessCapabilityIndices"*International Journal of Mathematics and Statistics Invention (IJMSI) E-ISSN: 2321 – 4767 P-ISSN: 2321 - 4759 www.ijmsi.org Volume 1 Issue 2 ǁ December. 2013ǁ PP-31-40*

[5] B. Abbasi, S. Ahmed, M. Abdollahian and P.Zeephongsekul (2007)" Measuring Process Capability for Bivariate Non-Normal Process Using the Bivariate BurrDistribution"

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849

School of Mathematical and Geospatial Sciences RMIT University Melbourne 3001 AUSTRALIA abbasi.babak@rmit.edu.au

[6] J. A, Clements (1989) "Process Capability Calculations for non normal distributions". *Quality Progress*, 95-100.

[7] J. P Chen,. and K. S .Chen,. (2004). Comparing the capability of two processes using Cpm. Journal of QualityTechnology, 36, 329-335.

[8].D. Korkusuz(2011*)," Process Capability Analysis for Non-normal Processes with Lower Specification Limits*"Master's Thesi Division of Quality Sciences Department of Technolog Management and Economics CHALMERS UNIVERSITY OF TECHNOLOGY.

[9].E. z and S. Safdar, (2014) " Process Capability Indices for Shape Parameter of Weibull Distribution" Open Journal of Statistics, 1Department of Statistics, University of Karachi, Karachi, Pakistan..

[10]. J.N Pan and S.L.Wa (1997)"PROCESSCAPABILITYANALYSIS FOR NONNORMAL REALY TEST DATA"Microelction Reliab 37No3 PP 421-428.

[11] J. Plura, Milan Zemek, Pavel Klaput (2013) :"APPROACHES TO THE PROCESS CAPABILITY ANALYSIS IN THE CASE OF NON-NORMALLY DISTRIBUTED PRODUCT QUALITY CHARACTERISTIC" *Technical University of Ostrava, Faculty of Metallurgy and Materials Engineering, Department of Quality Management Czech Republic, EU.*

[12] J. Pygn .Chen (2001)"A new process capability index for non-normal distributions" International Journal of Quality &Reliability Management ,Vol. 18 No. 7, 2001, pp. 762-770.MCB University Press, 0265-671X.

[13]K.S. chen and w. l. pearn(1997) " *AN APPLICATION OF No-NORMAL PROCESSCAPABILITY INDICES*" QUALITY AND RELIABILITY ENGINEERING INTERNATIONAL, VOL. 13, 355–360 .

[14] Kayode S. Adekeye(*2013*)" Process Capability Indices Based on Median Absolute Deviation "*International Journal of Applied Science and Technology Vol. 3 No. 4; April 2013*.

[15] M. Albing(2006) "Process Capability Analysis with Focus onIndices for One-sided Specification Limits" Luleå University of TechnologyDepartment of Mathematics.

[16]Montgomery *(2009) "Sixth Edition Introduction to Statistical Quality control "Arizona State University* John Wiley & Sons, Inc.

[17] S. Safdar and Ahmed, E. (2014) Process Capability Indices for Shape Parameter of Weibul Distribution.*Open Journal of Statistics*, 4, 207-219. http://dx.doi.org/10.4236/ojs.2014.43020

[18] S. Safdar1, Ejaz Ahmed2(2014);" Process Capability Indices for ShapeParameter of Weibull Distribution"Open Journal of Statistics, 2014, 4, 207-219Published Online April 2014 in SciRes. http://www.scirp.org/journal/ojs

[19] V.Tatjana. I. Šibalija Vidosav D. Majstorović (2010)"PROCESS PERFORMANCE ANALYSIS FOR NON-NORMAL DATADISTRIBUTION"International Journal ''Total Quality Management & Excellence'', Vol. 38, No. 3,

[20] P.Thomas Ryan 2011*"Statistical Methods for Quality Improvement*," Third Edition John Wiley & Sons, Inc. Published 2011 by John Wiley & Sons, Inc.

[21] W.L. Pearn1999," A generalization of Clements'method for non-normal Pearsonian processes with asymmetric tolerances"International Journal of Quality &Reliability Management ,Vol. 16 No. 5, 1999, pp. 507-521.# MCB University Press, 0256-671X.

Kirkuk University Journal /Scientific Studies (KUJSS)
Volume 11, Issue 4, December 2016 , p.p(112-140)
ISSN 1992 – 0849