

مقارنة طريقتي العزوم الاحتمالية الموزونة مع العزوم الاحتمالية الموزونة العامة الحصينة لتقدير معلمات توزيع دالة القوى ذي المعلمتين مع تطبيق عملي

اماني عماد لعبيبي**

أ. خولة حسين الوكيل*

(1-1) المقدمة : Introduction

أخذت مسألة التقدير اهتماماً كبيراً في التطبيقات الاحصائية والهندسية ومختلف العلوم التطبيقية والانسانية . إذ يُعد موضوع التقدير فن استدلال واستنتاج المعلومات حول بعض المعلمات غير المعروفة للبيانات الاصلية المتوفرة . قد يواجه الباحث وعلى الصعيد العملي اختراق البيانات لشروط واحد أو أكثر من شروط التقدير منها ابتعاد بيانات العينة عن التوزيع المفترض , يعزى سبب ذلك الى احتوائها على القيم الشاذة (Outliers value) . توجد عدة تسميات للقيم الشاذة منها شواذ (Outliers) أو مشاهدات غير منطقية (Discordant) أو ملوثة (Contaminants) الخ .

ان القيم الشاذة سيكون لها تأثيراً على مقدرات تلك البيانات وبالتالي فإن المزايا الجيدة قد تتسحب من تلك التقديرات لذا تم وضع طرائق بديلة تدعى بالطرائق الحصينة (Robust methods) والتي تكون قليلة الحساسية والتأثير تجاه الشواذ , ان دقة وكفاءة مقدراتها تعتمد على دقة اختيار طرائق التقدير .

(2-1) مشكلة البحث : The Problem of the Research

في بعض الاحيان تكون البيانات ملوثة بقيم شاذة , وان استخدام الاساليب الاحصائية التقليدية تعد غير كفوءة في تقدير المعلمات وتعطي نتائج غير واقعية ومن هنا تبرز اهمية استخدام الطرائق الحصينة (Robust Methods) كطرائق بديلة ذات كفاءة عالية وتسمى مقدراتها بالمقدرات الحصينة (Robust estimators) وتتصف بخصائص جيدة عند ابتعاد التوزيع المفترض عن التوزيع الطبيعي لوجود الشواذ .

(3-1) هدف البحث : The Purpose of the Research

يهدف هذا البحث في جانبه النظري الى ايجاد مقدري معلمات توزيع دالة القوى باستخدام طريقتي العزوم الاحتمالية الموزونة (PWM) والعزوم الاحتمالية الموزونة العامة (GPWM) , ومن ثم المقارنة بين مقدري الطريقتين لغرض التوصل الي افضل طريقة لتقدير معلمات التوزيع باستخدام اسلوب المحاكاة بطريقة مونت كارلو (Monte_carlo) بالاعتماد على المقياس الاحصائي (RMSE) .

(2) الجانب النظري :

(1-2) توزيع دالة القوى [1,9,12,13,14]
Power Function Distribution

يعد توزيع دالة القوى Power Function من التوزيعات المرنة والقادرة على نمذجة مختلف انواع البيانات , حيث يستعمل هذا التوزيع في عدة مجالات علمية مثل الفيزياء , علم الاجتماع , علم التربة , علم الاقتصاد والعديد من العلوم الاخرى , ويستخدم غالباً لدراسة معوليه الانظمة الكهربائية ووصف اي مجتمع لأي بيانات عينة محدودة وخصوصاً في الحالات حيث العلاقة بين المتغيرات معروفة ولكن نادرة , وقد يعرض ملائمة جيدة الى بعض مجموعات بيانات الفشل .

ان دالة الكثافة الاحتمالية لمتغير توزيع دالة القوى هي :

$$f(\chi, \theta, \alpha) = \begin{cases} \frac{\alpha}{\theta^\alpha} \chi^{\alpha-1} & 0 < \chi < \theta, \theta > 0, \alpha > 0 \quad \dots (1) \\ 0 & \text{, other wise} \end{cases}$$

α : معلمة الشكل shape parameter

θ : معلمة القياس scale parameter

وبدالة توزيع تراكمية (c. d. f) هي :

$$F = \left(\frac{\chi}{\theta}\right)^\alpha \quad \dots \dots (2) F(\chi, \theta, \alpha)$$

وأن دالة التوزيع التراكمية العكسية Inverse Cumulative Distribution هي :

$$F = \left(\frac{\chi}{\theta}\right)^\alpha$$

$$(F) = \theta F^{\frac{1}{\alpha}} \quad \text{is the inverse cumulative dist.} \quad \dots \dots (3) \chi$$

(2-2) طريقة العزوم الاحتمالية الموزونة [1,2,5,10]

Probability weight moments method (PWM)

اقترح العالم [Greenwood]^[5] (1979) طريقة العزوم الاحتمالية الموزونة Probability weight moments method (PWM) وهي طريقة غير متحيزة

مستقرة وهي فعالة عندما c.d.f $F_x(x)$ لها تعبير مغلق ، وهي تستخدم في تقدير المعالم للتوزيع القابل للتحليل بالكميات مثلاً Wakeby and Tukey s Lambda dist. كما تم ذكره في المصدر [4] [Elsher Pieny , hassan Haroun & E , 2014]

نفرض ان x متغير عشوائي ب c.d.f $F_x(x)$ ، فبذلك ان العزوم الاحتمالية الموزونة Probability weight moments method يمكن التعبير عنها كالآتي :

$$M_{p,u,v} = E [X^p \{F_x(x)\}^u \{(1 - F_x(x))\}^v] \quad \dots (4)$$

عندما p, u, v هي اعداد صحيحة .

وبأخذ $Q(F)$ وهي inverse distribution function فيمكن كتابة عزوم PWM كالآتي :

$$M_{p,u,v} = \int_0^1 Q(F)^p F^u (1 - F)^v dF \quad \dots (5)$$

واذا كانت $u = v = 0$ و p قيمة موجبة ، فبذلك ان $M_{p,0,0}$ هي العزوم غير المركزية وان حالة خاصة من PWM عندما $p=1$ نحصل على :

$$\beta_u = M_{1,u,0}$$

$$\alpha_v = M_{1,0,v}$$

نفرض ان $x_{(1)}, x_{(2)}, x_{(3)}, \dots, x_{(n)}$ هي عينة عشوائية بحجم (n) لدالة التوزيع $F(x)$ وان $x_{(1)} < x_{(2)} < x_{(3)} < \dots < x_{(n)}$ هي order sample ،

كما ان الباحثين [Landwehr , Matalas and Wallis 1979] ^[8] قد فرضوا تقديرات غير متحيزة لعزوم PWM للعينة وهي :

$$\hat{\beta}_u = \hat{M}_{1,u,0} = n^{-1} \sum_{j=1}^n \frac{(j-1)(j-2) \dots (j-u)}{(n-1)(n-2) \dots (n-u)} x_{j:n} \quad \dots (6)$$

ان عزوم PWM لتوزيع دالة القوى power function يمكن اشتقاقه كالآتي :

$$M_{1,0,0} = \int_0^1 Q(F)^1 F^0 (1-F)^0 dF$$

is the inverse cum.dist $Q(F) = \theta F^{\frac{1}{\alpha}}$

فبذلك :

$$M_{1,0,0} = \int_0^1 \theta F^{\frac{1}{\alpha}} dF$$

$$M_{1,0,0} = \frac{\alpha \theta}{(\alpha+1)} = \alpha_0 \quad \dots (7)$$

أما

$$M_{1,1,0} = \int_0^1 Q(F)^1 F dF$$

$$= \int_0^1 \theta F^{\frac{1}{\alpha}} F dF$$

$$M_{1,1,0} = \frac{\alpha \theta}{(2\alpha+1)} \quad \dots (8)$$

ولإيجاد القيمة التقديرية ل θ ، α يكون :

من المعادلة (7) وذلك بالتعويض عن $M_{1,0,0}$ بمقدرها $\hat{M}_{1,0,0}$ فيكون :

$$\hat{M}_{1,0,0} = \frac{\hat{\theta} \hat{\alpha}}{(\hat{\alpha}+1)}$$

$$\hat{M}_{1,0,0}(\hat{\alpha}+1) = \hat{\theta} \hat{\alpha}$$

$$\hat{\theta} = \frac{\hat{M}_{1,0,0}(\hat{\alpha}+1)}{\hat{\alpha}} \quad \dots (9)$$

من المعادلة (8) بالتعويض عن العزوم $M_{1,1,0}$ بمقدرها $\hat{M}_{1,1,0}$ فنحصل على :

$$\hat{M}_{1,1,0} = \frac{\hat{\theta} \hat{\alpha}}{(2\hat{\alpha}+1)}$$

$$\hat{M}_{1,1,0} = \frac{\frac{\hat{M}_{1,0,0} (\hat{\alpha} + 1)}{\hat{\alpha}}}{(2 \hat{\alpha} + 1)}$$

بالتعويض عن $\hat{\theta}$

$$\hat{\alpha}_{PWM} = \frac{\hat{M}_{1,0,0} - \hat{M}_{1,1,0}}{2\hat{M}_{1,1,0} - \hat{M}_{1,0,0}} \quad \dots (10)$$

ثم نعوض $\hat{\alpha}_{PWM}$ في المعادلة (9) للحصول على :

$$\hat{\theta}_{PWM} = \frac{\hat{M}_{1,0,0} \left(\frac{\hat{M}_{1,0,0} - \hat{M}_{1,1,0}}{2\hat{M}_{1,1,0} - \hat{M}_{1,0,0}} + 1 \right)}{\frac{\hat{M}_{1,0,0} - \hat{M}_{1,1,0}}{2\hat{M}_{1,1,0} - \hat{M}_{1,0,0}}}$$

$$\hat{\theta}_{PWM} = \frac{\hat{M}_{1,0,0} \hat{M}_{1,1,0}}{\hat{M}_{1,0,0} - \hat{M}_{1,1,0}} \quad \dots (11)$$

(3-2) طريقة العزوم الاحتمالية الموزونة العامة^[3,4]

Generalized Probability Weighted Moments (GPWM)

يعد [Rasmussen]^[10] هو من اوجد طريقة العزوم الاحتمالية الموزونة العامة والتي هي امتداد لطريقة العزوم الاحتمالية الموزونة (PWM). ففي طريقة العزوم (PWM) يحتوي الاس على عدد صحيح موجب ، كما ان $u = 1$ ، $u = 0$ في المعادلة للتوزيع الذي يحتوي على معلمتين بينما في طريقة (GPWM) يكون الاس غير مقيد بعدد صحيح موجب صغير واذا وضعت $V = 0$ ، $P = 1$ فبذلك تصبح

$$M_{1,u,0} = E [X^1 \{ F_x(x) \}^u] \quad \dots (12)$$

كما ان $u = u_2$ ، $u = u_1$ عندما u_2 ، u_1 هي small or non-negative integer . ان القيمة التقديرية في طريقة (GPWM) ذكرها العالم [Hosking]^[7] وهي :

$$\hat{M}_{1,u,0} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \left(\frac{i - 0.35}{n} \right)^u \quad \dots (13)$$

ان العزوم الاحتمالية الموزونة لتوزيع دالة القوى power function يمكن اشتقاقه كالآتي :

$$M_{1,u,0} = \int_0^1 Q(F)^{1-u} F^u (1-F)^0 dF$$

فبذلك

$$M_{1,u_1,0} = \int_0^1 \theta F^{\frac{1}{\alpha}} F^{u_1} dF$$

$$= \theta \int_0^1 F^{\frac{1}{\alpha} + u_1} dF$$

$$M_{1,u_1,0} = \frac{\theta \alpha}{\alpha + \alpha u_1 + 1} \quad \dots (14)$$

$$M_{1,u_2,0} = \int_0^1 \theta F^{\frac{1}{\alpha}} F^{u_2} dF$$

$$= \theta \int_0^1 F^{\frac{1}{\alpha} + u_2} dF$$

بالتبسيط :

$$M_{1,u_2,0} = \frac{\theta \alpha}{\alpha + \alpha u_2 + 1} \quad \dots (15)$$

من المعادلة (14) وبالتعويض عن $M_{1,u_1,0}$ بمقدرها $\hat{M}_{1,u_1,0}$ نحصل على :

$$\hat{M}_{1,u_1,0} = \frac{\hat{\theta} \hat{\alpha}}{\hat{\alpha} + \hat{\alpha} u_1 + 1}$$

$$\hat{\theta} = \frac{\hat{M}_{1,u_1,0} (\hat{\alpha} + \hat{\alpha} u_1 + 1)}{\hat{\alpha}} \quad \dots (16)$$

من المعادلة (15) وبالتعويض عن $M_{1,u_2,0}$ بمقدرها $\hat{M}_{1,u_2,0}$ نحصل على :

$$\hat{M}_{1,u_2,0} = \frac{\hat{\theta} \hat{\alpha}}{\hat{\alpha} + \hat{\alpha} u_2 + 1}$$

$$\hat{M}_{1,u_2,0} = \frac{\frac{\hat{M}_{1,u_1,0} (\hat{\alpha} + \hat{\alpha} u_1 + 1)}{\hat{\alpha}} \cdot \hat{\alpha}}{\hat{\alpha} + \hat{\alpha} u_2 + 1}$$

$$\hat{M}_{1,u_2,0} (\hat{\alpha} + \hat{\alpha} u_2 + 1) = \hat{M}_{1,u_1,0} (\hat{\alpha} + \hat{\alpha} u_1 + 1)$$

$$\hat{\alpha}_{GPWM} = \frac{\hat{M}_{1,u_1,0} - \hat{M}_{1,u_2,0}}{\hat{M}_{1,u_2,0} (1 + u_2) - \hat{M}_{1,u_1,0} (1 + u_1)} \quad \dots (17)$$

ثم تعوض في المعادلة (16) فنحصل على :

$$\hat{\theta}_{GPWM} = \frac{\hat{M}_{1,u_1,0} \hat{M}_{1,u_2,0} (u_2 - u_1)}{\hat{M}_{1,u_1,0} - \hat{M}_{1,u_2,0}} \quad \dots (18)$$

الجانب التجريبي

في هذا الجانب تم استخدام أسلوب المحاكاة لغرض الحصول على تقديرات معلمتي الشكل والقياس لتوزيع دالة القوى وفقاً للطريقتين التي تقدم ذكرها ، حيث تم بناء تجارب المحاكاة وفق المراحل التالية :

المرحلة الاولى :

1 – تم اختيار قيم افتراضية للمعلمات (α, θ) بواقع ثلاثة تجارب وكما مبينة في الجدول ادناه

جدول رقم (1) يوضح القيم الافتراضية للمعلمات (α, θ)

التجربة	α	θ
1	1	2
2	1	3
3	1	4

2 – اختيرت احجام مختلفة للعينات هي

$$n = 10, 35, 100, 200, 500$$

($k = 1000$ - تم تكرار كل تجربة 3)

المرحلة الثانية :

في هذه المرحلة يتم توليد المشاهدات العشوائية (البيانات) ، التي تتبع توزيع دالة القوى Power Function Distribution ذو المعلمتين ، وفق الخطوات التالية :

1- توليد المتغيرات العشوائية (R) التي تتبع التوزيع المنتظم أي ان

$$R \sim u(0,1) \quad (1) \dots$$

R : رقم عشوائي يتوفر في اغلب البرامجيات لأجل توليد ارقام عشوائية تتبع التوزيع المنتظم .

$$R = \text{RND} \quad (2) \dots$$

2- بما ان $0 \leq F(\chi) \leq 1$ فإنه بالإمكان الاستعاضة عنه بالمقدار R وتصبح

$$R = \left(\frac{X}{\theta}\right)^\alpha$$

So

$$\theta \cdot (R)^{\frac{1}{\alpha}} = X$$

وذلك من خلال استخدام طريقة معكوس دالة التوزيع وفق العلاقة التالية :

$$X = F^{-1}(R) \quad (3) \dots$$

تم تلويث البيانات بنسبة 5 %

المرحلة الثالثة :

يتم في هذه المرحلة تقدير معلمتي الشكل والقياس (α, θ) للتوزيع ، وحسب الطريقتين المبينة في الجانب النظري ، والتي تم تعريفها وفق الرموز التالية :

* PWM : طريقة العزوم الاحتمالية الموزونة

* GPWM : طريقة العزوم الاحتمالية الموزونة العامة

المرحلة الرابعة :

يتم إيجاد المقياس الاحصائي (RMSE) حيث يتم في هذه المرحلة المقارنة بين مقدري الطريقتين الحصينة والتي تم استعراضها في المرحلة الثالثة وفق الصيغة :

$$RMSE[\hat{\alpha}] = \sqrt{\frac{1}{k} \sum_{j=1}^k [\hat{\alpha} - \alpha]^2} \quad (4) \dots$$

$$\dots (5) \text{RMSE} [\hat{\theta}] = \sqrt{\frac{1}{k} \sum_{j=1}^k [\hat{\theta} - \theta]^2}$$

(α, θ) : تمثل القيم الحقيقية المفترضة لمعلمتي الشكل والقياس .

مناقشة تجارب المحاكاة :

بعد تطبيق تجارب المحاكاة تم الحصول على النتائج التالية :

جدول رقم (2) يبين القيم التقديرية لمعلمتي الشكل والقياس لتوزيع دالة القوى لطريقة (PWM) و (GPWM) وللتجارب المختلفة للقيم الافتراضية ولحجوم العينات المختلفة.

التجارب	N	PWM $\hat{\theta}\alpha$		GPWM $\hat{\theta}\alpha$	
I	10	1.3022	1.825	0.98999	2.0684
	35	1.083	1.9432	0.98371	2.0262
	100	1.0327	1.9793	1.0012	2.009
	200	1.0081	1.9919	0.99633	2.0045
	500	1.0018	1.9955	0.99837	2.0025
II	10	1.0658	0.17853	0.42899	0.056327
	35	1.1	0.54868	0.81451	0.21922
	100	0.96166	1.5449	0.96113	0.61862
	200	1.0161	2.9917	0.96374	1.2406
	500	1.005	2.995	0.99794	3.0029
III	10	0.17734	1.0142	0.968	4.1524
	35	0.83276	1.2976	0.98668	4.0577
	100	0.99068	1.8489	0.99117	4.0169
	200	1.015	3.9761	0.99493	4.0089
	500	1.0066	3.9919	0.9969	4.0053

جدول رقم (3) يبين الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ (RMSE) لمعلمتي الشكل والقياس لتوزيع دالة القوى لطريقة (PWM) و (GPWM) وللتجارب المختلفة للقيم الافتراضية ولحجوم العينات المختلفة.

التجارب	n	PWM RMSE $\hat{\theta}\alpha$		GPWM RMSE $\hat{\theta}\alpha$		Best $\hat{\theta}\alpha$	
I	10	0.61812	0.28729	0.11081	0.20024	GPWM	GPWM
	35	0.13482	0.23218	0.060154	0.11652	GPWM	GPWM
	100	0.075701	0.12245	0.11652	0.15455	PWM	PWM
	200	0.051518	0.042019	0.081212	0.07982	PWM	PWM
	500	0.0316	0.03382	0.052965	0.049107	PWM	PWM
II	10	2.9677	1.3847	0.45173	0.076208	GPWM	GPWM
	35	2.8886	0.12478	0.18918	0.041148	GPWM	GPWM
	100	2.566	0.068985	2.5778	0.19665	PWM	PWM
	200	2.0538	0.047917	2.1049	0.11079	PWM	PWM
	500	0.04806	0.049006	0.049389	0.050659	PWM	PWM
III	10	3.9489	0.20651	3.891	0.058786	GPWM	GPWM
	35	3.8073	0.045572	3.6584	0.041772	GPWM	GPWM
	100	0.15049	0.080395	3.3819	0.1194	PWM	PWM
	200	0.10946	0.083001	2.6816	0.084426	PWM	PWM
	500	0.052485	0.050375	0.063087	0.050381	PWM	PWM

بعد اتمام الجانب التجريبي تم التوصل الى افضلية طريقة العزوم الاحتمالية الموزونة العامة (GPWM) في تقدير معلمتي الشكل والقياس (Scale, Shape) لتوزيع دالة القوى في حالة حجوم العينات الصغيرة , واعتمدت هذه الطريقة في الجانب التطبيقي لكونها اعطت تقديرات افضل لمعلمتي التوزيع وبأقل قيمة للمعيار الاحصائي (RMSE) .
الجانب التطبيقي :

في هذا الجانب تم تطبيق طريقة العزوم الاحتمالية الموزونة العامة GPWM لتقدير معلمات توزيع دالة القوى على البيانات الحقيقية الخاصة بأوقات الفشل لمكانن معمل النسيج في الشركة العامة للصناعات القطنية . بالاعتماد على برامج كتبت بلغة (MATLAB R2016A)

فكرة عامة عن معمل النسيج :

معمل الغزل والنسيج هو احد معامل الشركة العامة للصناعات القطنية \ وزارة الصناعة والمعادن .

يقع في مدينة بغداد في منطقة الكاظمية ، تأسس عام 1945 ، وهو متخصص بإنتاج الاقمشة القطنية المطبوعة والمصبوغة والغزل القطنية التركيبية وهو نواة الشركة الحالية وقامت الشركة بوضع خطة لإنتاج اصناف جديدة متطورة ومتميزة بنقشات والوان جذابة ، شهدت الشركة تطوراً من خلال نصب خط لإنتاج اصناف جديدة واعادة عدد كبير من الماكائن والمعدات الصناعية الى العمل ، وفي معمل النسيج هناك عدة مراحل لا يسع لذكرها بالتفصيل .

طريقة جمع البيانات :

جمعت البيانات التي تخص اوقات الفشل من سجلات المعمل للفترة من 13 \ 9 \ 2009 ولغاية 22 \ 4 \ 2017 والتي تخص العطلات الكهربائية والميكانيكية الخاصة بمكائن معمل النسيج ، والجدول ادناه يمثل بيانات اوقات الاشتغال بين فشل واخر للماكينة بشكل يومي .

جدول رقم (4) يمثل بيانات اوقات الاشتغال بين فشل واخر للماكينة بالأيام

رمز الماكينة	اوقات الاشتغال بين فشل واخر
M	151 , 230 , 245 , 360 , 381 , 392 , 396 , 416 , 448 , 500 , 498 , 528 , 84 , 800 , 583 , 615 , 120 , 671 , 690 , 732 , 751 , 23 , 10 , 100 , 952 , 974 , 290 , 30 , 250 , 60 , 50 , 95 , 100 , 150 , 210

اختبارات البيانات :

تم اجراء اختبارات حسن المطابقة (Goodness Of Fit) لبيانات اوقات الاشتغال بين فشل واخر التي تتبع توزيع دالة القوى وفق اختبار (Kolmogorov-Smirnov) واختبار (Anderson-Darling) و (Chi-square) وبمستوى معنوية ($\alpha = 0.05, 0.01$) وفق الفرضية الاتية :

Ho : البيانات تتبع توزيع دالة القوى .

H1 : البيانات لا تتبع توزيع دالة القوى .

جدول رقم (5) يبين قيم احصاءة اختبار (K.S) للبيانات التي تتبع توزيع دالة القوى

Decision	K.S	p_value	α
Accept Ho	0.12289	0.26897	0.01
Accept Ho		0.22425	0.05

جدول رقم (6) يبين قيم احصاءة اختبار (Chi-square) للبيانات التي تتبع توزيع دالة القوى

Decision	Chi ²	p_value	α
Accept Ho	0.48281	13.277	0.01
Accept Ho		9.4877	0.05

جدول رقم (7) يبين قيم احصاءة اختبار (A.D) للبيانات التي تتبع توزيع دالة القوى

Decision	A.D	p_value	α
Accept Ho	1.1617	3.9074	0.01
Accept Ho		2.5018	0.05

نلاحظ من الجداول (5) و (6) و (7) قبول فرضية عدم القائلة ان البيانات تتبع توزيع دالة القوى بمستوى معنوية ($\alpha = 0.05, 0.01$) .

الطريقة الحصينة الافضل المستعملة في تقدير معلمات توزيع دالة القوى :

تم تطبيق البيانات لمعمل النسيج والموضحة في جدول رقم (4) طبقاً للنتائج التي تم الحصول عليها في الجانب التجريبي وقد تم استخدام اختبار (Kolmogorov-Smirnov) للمقارنة بين الطريقتين وكما موضح في جدول رقم (8).

جدول رقم (8) يبين قيم مقدرات معلمتي الشكل والقياس لتوزيع دالة القوى للبيانات الحقيقية لطريقة (PWM) و (GPWM) وقيم اختبار K.S لعينة بحجم $n=35$

Methods	α	$\hat{\theta}$	K.S
PWM	0.70354	891.41	0.1044 (0.21)
GPWM	0.65269	932.19	0.0709 (0.21)

*من عمل الباحثة

تبين من جدول رقم (8) ان طريقة العزوم الاحتمالية الموزونة العامة (GPWM) هي افضل من طريقة العزوم الاحتمالية الموزونة (PWM) حسب اختبار (K.S) وان القيمة بين القوسين تمثل P-values حسب مستوى المعنوية (0.10) وبذلك يمكن الاستنتاج من خلال مقارنة هذه الطرائق لتوزيع دالة القوى باستخدام المحاكاة والبيانات الحقيقية لمعمل النسيج في الكاظمية ، وقد أظهرت النتائج أن طريقة العزوم الاحتمالية الموزونة العامة هي الافضل في حالة حجوم العينات الصغيرة كما تم استنتاجها في الجانب التجريبي .

Conclusions

الاستنتاجات

من خلال النتائج التي تم الحصول عليها تبين ما يلي :

1. بشكل عام اظهرت نتائج تجارب المحاكاة افضلية مقدرات معلمتي الشكل والقياس لتوزيع دالة القوى لطريقة العزوم الاحتمالية الموزونة العامة (GPWM) في حالة حجوم العينات الصغيرة ($n=35$) ، اما في حالة حجوم العينات الكبيرة ($n \geq 100$) فقد تفوقت طريقة العزوم الاحتمالية الموزونة (PWM) وذلك بالا اعتماد على اقل قيمة للمقياس الاحصائي (RMSE) .
2. اظهرت نتائج تجارب المحاكاة بأن قيم الجذر التربيعي لمتوسط مربعات الخطأ (RMSE) قد تناقصت بزيادة حجم العينة ولجميع طرائق التقدير وهذا ما يتفق مع النظرية الاحصائية .
3. من خلال تجارب المحاكاة تبين اقتراب التقديرات للمعلمات من القيم الحقيقية (الافتراضية) كلما زاد حجم العينة وللطريقتين .

Recommendation

التوصيات

1. يوصي البحث باعتماد طريقة العزوم الاحتمالية الموزونة العامة (GPWM) في التقدير في حالة حجوم العينات الصغيرة ، وكذلك استخدام طريقة العزوم الاحتمالية الموزونة (PWM) في حالة حجوم العينات الكبيرة .
2. يوصي البحث بأجراء بحوث مستقبلية وباستعمال طرائق تقدير مختلفة لتقدير معلمات توزيع دالة القوى المعمم .
3. تقترح الباحثان استعمال طرائق اخرى لتقدير معلمتي الشكل والقياس لتوزيع دالة القوى مثل طريقة LQ-moment وطريقة LL-moment .
4. توصي الباحثان باستخدام البرامج الهندسية الالكترونية المختصة بتحديد وصيانة العطلات للمكانن واقامة دورات تدريبية للكوادر الفنية والهندسية لملأك المعمل والاستفادة من الخبرات الاجنبية لإعادة الحياة لهذا المعمل المهم .

المصادر

1. ناصر ، جنان عباس ، (2015) ، " مقارنة مقدرات العزوم الاحتمالية الموزونة مع العزوم التقليدية لتوزيع دالة القوى ذي المعلمتين " ، الكلية التقنية الادارية – بغداد .
2. ناصر ، جنان عباس ، (2015) ، " مقارنة خصائص العزوم الاحتمالية الموزونة مع العزوم التقليدية لتوزيع Lomax ذي المعلمتين " ، مجلة كلية بغداد للعلوم الاقتصادية الجامعة ، العدد 46 ، ص - 194 153 .

- 3- Abd-Elfattah , A. M ., & Alharbey , A. H. (2010). Estimation of Lomax parameters based on generalized probability weighted moment. Journal of King Abdulaziz University: Science, 22(2), 171-184.
- 4- Elsherpieny, E., Hassan, A. S., & El Haroun, N. M. (2014). Application of generalized probability weighted moments for skew normal distribution. Asian journal of applied sciences, 2(01).
- 5- Greenwood, J.A., Landwehr, J.M., Matalas, N.C. and Wallis, J.R., (1979), 'Probability weighted moments: definition and relation to parameters of several distributions expressible in inverse form', Water Resources Research, 15(5): pp.1049-1054.
- 6- Hosking, J.R.M., Wallis, J.R. and Wood, E.F.m, (1985)," Estimation of the generalized Extreme-Value Distribution by the Method of probability weighted moments", Technometrics, 27(3): pp. 251-261 .
- 7- Hosking, J.R.M. ,(1986), The theory of probability weighted moments, Research Report RC 12210, IBM Research Division, Yorktown Heights, NY.
- 8- Landwehr, JM; Matalas, NC; Wallis, JR., (1979), "Probability weighted moments compared with some traditional techniques in estimating Gumbel parameters and quantiles". Water Resources Research Vol.15: pp.1055–1064.Doi: 10.1029/WR015i005p01055. Retrieved 4 Feb. 2013.
- 9- Meniconi, M. & Barry, D. M. (1996), ‘The power function distribution: A useful and simple distribution to assess electrical component reliability’, Microelectronics Reliability 36(9), 1207–1212.
- 10- Rasmussen, P. (2001) Generalized Probability Weighted Moments: Application To The Generalized Probability Weighted Moments: Pareto Distribution, Water Resource Research., 37(6): 1745-1751.
- 11- Ribereau, P., Masiello, E., & Naveau, P. (2016). Skew generalized extreme value distribution: Probability-weighted moments estimation and application to block maxima procedure. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 45(17), 5037-5052.
- 12- Sinha, S.K., P. Singh, D nd .C. Singh and R. Singh, (2008), Preliminary test estimator for scale parameter of the power function distribution, Journal of Reliability and Statistics Studies ,Vol. 1: pp.18-27. *of Reliability and Statistical Studies*, 10(1).
- 13- Zaka, A., Feroze, N., & Akhter, A. S. (2013). A note on Modified Estimators for the Parameters of the Power Function Distribution. *International Journal of Advanced Science and Technology*, 59, 71-84.
- 14- Zarrin, S. H. A. Z. I. A., Saxena, S. H. A. S. H. I., & Kamal, M. U. S. T. A. F. A. (2013). Reliability computation and Bayesian Analysis of system reliability of Power function distribution. *International Journal of Advance in Engineering, Science and Technology*, 2(4), 76-86.