دراسة عن مرضى سرطان المثانة باستعمال دالة البقاء لتوزيع ويبل المحول الموسع الجديد

علي كريم عليوي جبر/باحث/alikareemako@uomustansiriyah.edu.iq
أ.د.وضاح صبري إبراهيم/الجامعة المستنصرية/ كلية الادارة والاقتصاد/dr_wadhah_stat@uomustansiriyah.edu.iq

P: ISSN : 1813-6729
E : ISSN : 2707-1359
https://doi.org/10.31272/jae.i139.1090

تأريخ أستلام البحث : 2023/1/8 مقبول للنشر بتأريخ : 2023/1/30

المستخلص: (Abstract)

في هذا البحث تم تقدير دالة البقاء لعينة من مرضى سرطان المثانة والبالغ عددهم (150) و تم التقدير باستعمال طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) لتوزيع احتمالي جديد هو توزيع ويبل المحول الموسع (Transmuted weibull distribution extender)، والذي تم الحصول عليه بتوسعة توزيع ويبل المحول (Transmuted weibull distribution)وذلك باستعمال الطريقة الاسية المعممة (Exponential generalized method) وتم الاستنتاج بأن قيم دالة البقاء تتناسب عكسيا مع الزمن ومما يستدل عليه انه كلما زادت فترة الاصابة زاد احتمال الوفاة بهذا المرض .

الكلمات المفتاحية: دالة البقاء ، توزيع ويبل المحول ، المربعات الصغرى الاعتيادية (OLS) ، المتوسط ، التباين .

مجلة الادارة والاقتصاد
مجلد 48 العدد 139 / أيلول / 2023
الصفحات : 204 - 212

* بحث مستل من رسالة ماجستير .

1. المقدمة: (Introduction)

يعد مرض سرطان المثانة من الامراض الخطيرة التي تصيب الانسان ، كون اعراض الاصابة تكون مشابهة لأعراض امراض اخرى اقل خطورة من مرض سرطان المثانة وبالتالي فان اغلب حالات الاصابة تصل الى المستشفى بحالات متقدمة للمرض ، ويعتبر توزيع ويبل (Weibull Distribution) الأكثر استعمالاً في مجال دراسة دوال البقاء[8] ،ويعتبر من التوزيعات المهمة التي تمثل بيانات الحياة ،ومرحلة تمثيل البيانات اهم مراحل التحليل الاحصائي ، التي يكون اعتماد بقية المراحل عليها ، وقد ظهرت في الآونة الاخيرة عدة دراسات اظهرت توزيعات ناتجة اما عن تحويل **[4]** او توسعة **[**9]لتوزيع ويبل لتحقيق المزيد من المرونة في التوزيع و لضبط ملائمة التوزيع للبيانات .

2. هدف البحث

في هذا البحث تم بناء انموذج احتمالي بأستعمال التوسعة لتوزيع ويبل المحول وذلك للحصول على توزيع جديد يكون اكثر مرونة في نمذجة البيانات وتحليلها واستخراج خصائص التوزيع الجديد واستعمال طريقة المربعات الصغرى الاعتيادية **(OLS)** لتقدير معالم الأنموذج واستخراج دالة البقاء للتوزيع الجديد.

3. دالة البقاء (Survival Function)

دالة البقاء هي احتمال بقاء الكائن الحي حتى الوقت المحدد **(y)** وهي دالة مكملة لدالة التوزيع التراكمية F**(y)** ، وغالبا ما يرمز لها بالرمز S**(y)** وتعرف دالة البقاء رياضيا حسب الصيغ الآتية **[11]** :-

$$\mathbf{S(y) = pr(Y > y), y \geq} \qquad \dots \quad (1)$$

4. دالة الكثافة التجميعية (cumulative Densety function)

هي احتمالية حدوث الحد ث (الموت) قبل الوقت **(y)** ،ويرمز لها **F(y)** وتعرف على أنها مكملة لدالة البقاء، وبالإمكان التعبير عنها رياضياً كما يلي :-

$$\boldsymbol{F(y) = pr\ (Y \leq y) = \int_{0}^{y} f(u)du = 1 - S(y), y\ \geq 0} \qquad \dots .(2)$$

إذ ان:

(y) يمثل الوقت حتى حدوث الحدث(الموت).

$\boldsymbol{f}(\boldsymbol{y})$ دالة الكثافة الاحتمالية لزمن **(y)** .

5.استعمال الطريقة الاسية المعممة لتوسعة توزيع ويبل المحول (Transmuted Weibull Distribution)

ان الدالة التجميعية لتوزيع ويبل المحول يمكن اشتقاقها لتوزيع احتمالي جديد يحتوي على اربعة معلمات هي **(θ, λ, β,α)** وذلك باستخدام طريقة التوسعة او ما يطلق عليها بالطريقة المعممة الأسية (Exponential Generalized Method) وذلك بإضافة معلمة شكل جديدة هي **(α)** لأس الدالة التجميعية لتوزيع ويبل المحول وعلى النحو الآتي **[3] [5]**:-

$$\boldsymbol{f(y) = \theta\lambda y^{\lambda-1}\, e^{-\theta y^{\lambda}} \left[1 - \beta + \frac{2\beta}{\left[2 - e^{-\theta y^{\lambda}}\right]^{2}}\right]} \qquad \dots (3)$$

$$\boldsymbol{F(y) = 1 - e^{-\theta y^{\lambda}} + \frac{\beta e^{-\theta y^{\lambda}}\left[1 - e^{-\theta y^{\lambda}}\right]}{\left[2 - e^{-\theta y^{\lambda}}\right]}} \qquad \dots (4)$$

تكون الدالة التجميعية *(c .d .f)* للتوزيع المحول نحصل على الآتي :-

$$\boldsymbol{Q_w(y) = \left(1 - e^{-\theta y^{\lambda}} + \frac{\beta e^{-\theta y^{\lambda}}\left[1 - e^{-\theta y^{\lambda}}\right]}{\left[2 - e^{-\theta y^{\lambda}}\right]}\right)^{\alpha}} \qquad \dots (5)$$

باشتقاق الدالة التجميعية ***(c .d .f)*** للتوزيع الجديد نحصل على الدالة الاحتمالية ***(p .d .f)*** للتوزيع الجديد على النحو الآتي :-

$$q_w(y) = \alpha\theta\lambda y^{\lambda-1}\, e^{-\theta y^{\lambda}} \left(1 - e^{-\theta y^{\lambda}} + \frac{\beta e^{-\theta y^{\lambda}}\left[1 - e^{-\theta y^{\lambda}}\right]}{\left[2 - e^{-\theta y^{\lambda}}\right]}\right)^{\alpha-1} \left[1 - \beta + \frac{2\beta}{\left[2 - e^{-\theta y^{\lambda}}\right]^2}\right] \quad \dots (6)$$

$$y \in R, (\alpha, \theta, \lambda) > 0\,, \qquad -1 \le \beta \le 1$$

اما بالنسبة لدالة البقاء *(Survival Function*) لتوزيع ويبل المحول الموسع فتكون على النحو الآتي **[6]** **[7]**-:

$$S(y) = 1 - \left(1 - e^{-\theta y^{\lambda}} + \frac{\beta e^{-\theta y^{\lambda}}\left[1 - e^{-\theta y^{\lambda}}\right]}{\left[2 - e^{-\theta y^{\lambda}}\right]}\right)^{\alpha} \quad \dots (7)$$

6. خصائص التوزيع الجديد (*Properties of the new distribution*)

بعد الحصول على التوزيع الاحتمالي الجديد يتم اشتقاق واستخراج البعض من خصائصه المهمة ويمكن اشتقاق صيغة عامة لاستخراج العزوم وعلى النحو الآتي **[2]** **[10]** :-

$$E(y^r) = M'_r = \int_{all\,y} y^r \; f(y, \theta, \lambda, \beta, \alpha)\; dy \qquad \dots (8)$$

تكون قيمة $E(y^r)$ على النحو الآتي :-

$$= \alpha\beta^k \sum_{i=0}^{\infty}\sum_{k=0}^{\infty}\sum_{p=0}^{\infty} \binom{\alpha-1}{k}\binom{-k}{p}\binom{\alpha-1}{i} (-1)^{(i+p)} (-2)^{-(k+p)} \frac{\Gamma\left(\frac{r}{\lambda}+1\right)}{(\theta)^{\frac{r}{\lambda}}} \left(\frac{[1-\beta]}{(1+i+p+k)^{\frac{r}{\lambda}+1}} + 2\beta \frac{\sum_{j=0}^{\infty}\binom{-2}{j}(-1)^j(-2)^{-(2+j)}}{(1+i+j+p+k)^{\frac{r}{\lambda}+1}}\right) \quad \dots (9)$$

إذ ان ***(i, j, k, p)*** تمثل ابعاد (مفكوك نيوتن) المستعمل في حل المعادلات

- **المتوسط The Mean**

$$\mathrm{E(y)} = \mathrm{M}'_1 = \int_{all\,y} y \;\; \mathrm{f(y, \theta, \lambda, \beta, \alpha)}\;\; \mathrm{dy} \qquad \dots (10)$$

$$E(y) = \alpha\beta^k \sum_{i=0}^{\infty}\sum_{k=0}^{\infty}\sum_{p=0}^{\infty} \binom{\alpha-1}{k}\binom{-k}{p}\binom{\alpha-1}{i} (-1)^{(i+p)} (-2)^{-(k+p)} \frac{\Gamma\left(\frac{1}{\lambda}+1\right)}{(\theta)^{\frac{1}{\lambda}}} \left(\frac{[1-\beta]}{(1+i+p+k)^{\frac{1}{\lambda}+1}} + 2\beta \frac{\sum_{j=0}^{\infty}\binom{-2}{j}(-1)^j(-2)^{-(2+j)}}{(1+i+j+p+k)^{\frac{1}{\lambda}+1}}\right) \dots (11)$$

- **التباين The Variance**

وبناء على ما تم التوصل اليه من استخراج العزوم يمكن استخراج التباين للتوزيع الجديد وعلى النحو الآتي :-

$$\mathrm{Var(y)} = \mathrm{E}(y^2) - \left(E(y)\right)^2 \qquad \dots (12)$$

$$\sigma^2 = \alpha\beta^k \sum_{i=0}^{\infty}\sum_{k=0}^{\infty}\sum_{p=0}^{\infty}\binom{\alpha-1}{k}\binom{-k}{p}\binom{\alpha-1}{i}(-1)^{(i+p)}(-2)^{-(k+p)}\frac{\Gamma\left(\frac{2}{\lambda}+1\right)}{(\theta)^{\frac{2}{\lambda}}}$$
$$\left(\frac{[1-\beta]}{(1+i+p+k)^{\frac{2}{\lambda}+1}}+2\beta\frac{\sum_{j=0}^{\infty}\binom{-2}{j}(-1)^j(-2)^{-(2+j)}}{(1+i+j+p+k)^{\frac{2}{\lambda}+1}}\right)$$
$$-\left(\alpha\beta^k \sum_{i=0}^{\infty}\sum_{k=0}^{\infty}\sum_{p=0}^{\infty}\binom{\alpha-1}{k}\binom{-k}{p}\binom{\alpha-1}{i}(-1)^{(i+p)}(-2)^{-(k+p)}\frac{\Gamma\left(\frac{1}{\lambda}+1\right)}{(\theta)^{\frac{1}{\lambda}}}\right)^2$$
$$\left(\frac{[1-\beta]}{(1+i+p+k)^{\frac{1}{\lambda}+1}}+2\beta\frac{\sum_{j=0}^{\infty}\binom{-2}{j}(-1)^j(-2)^{-(2+j)}}{(1+i+j+p+k)^{\frac{1}{\lambda}+1}}\right)^2 \quad \dots(13)$$

- ***الدالة المولدة للعزوم* Moment Generating Function (mgf)**

وتستخرج على النحو الاتي :-

$$M_y(t) = E(e^{ty}) = \int_0^{\infty} e^{ty}\ f(y,\theta,\lambda,\beta,\alpha)\ dy \quad \dots(14)$$

$$M_y(t) = \alpha\beta^k \sum_{i=0}^{\infty}\sum_{k=0}^{\infty}\sum_{p=0}^{\infty}\sum_{v=0}^{\infty}\frac{t^r}{r!}\binom{\alpha-1}{k}\binom{-k}{p}\binom{\alpha-1}{i}(-1)^{(i+p)}(-2)^{-(k+p)}$$
$$\frac{\Gamma\left(\frac{r}{\lambda}+1\right)}{(\theta)^{\frac{r}{\lambda}}}\left(\frac{[1-\beta]}{(1+i+p+k)^{\frac{r}{\lambda}+1}}+2\beta\frac{\sum_{j=0}^{\infty}\binom{-2}{j}(-1)^j(-2)^{-(2+j)}}{(1+i+j+p+k)^{\frac{r}{\lambda}+1}}\right)\dots(15)$$

7. طريقة المربعات الصغرى *(Least Square Method OLS)*

تعتبر طريقة المربعات الصغرى ***(OLS)*** من الطرائق المهمة في تقدير المعلمات وتعتمد طريقة ***(OLS)*** على ايجاد مقدرات المعلمات (α,B,θ,λ) والتـــي تتصف بانها تقدم اصغر مجموع مربعات خطا ***(MSE)*** يمكن ان نجده من حاصل الفرق بين الدالة التجميعية ***(CDF)*** واحدى المقدرات اللامعلمية ***[2] [4]*** على النحو الآتي :-

$$Z = \sum\left(Q_w(y_i) - \hat{Q}_w(y_i)\right)^2 \quad \dots(16)$$

حيث ان ***Z*** تمثل مجموع مربعات الخطأ

وبتعويض المعادلة (5) في المعادلة (16) نحصل على

$$Z = \sum_{i=0}^{n}\left(\left(1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}+\frac{\beta e^{-\theta y_i^{\lambda}}\left[1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}{\left[2-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}\right)^{\alpha}-\left(\frac{i}{n+1}\right)\right)^2 \dots(17)$$

ويكون الاشتقاق بالنسبة للمعلمة (θ) ومساواتها بالصفر على النحو الآتي :-

$$\frac{\partial Z(\theta)}{\partial\theta} = 2\alpha\sum_{i=0}^{n}\left(\left(1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}+\frac{\beta e^{-\theta y_i^{\lambda}}\left[1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}{\left[2-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}\right)^{\alpha}-\left(\frac{i}{n+1}\right)\right)$$

$$\left(1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}+\frac{\beta e^{-\theta y_i^{\lambda}}\left[1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}{\left[2-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}\right)^{\alpha-1}\left(\left(y^{\lambda}e^{-\theta y^{\lambda}}\right)\right.$$

$$\left.+\beta\left(\frac{\left[2-e^{-\theta y^{\lambda}}\right]\left(y^{\lambda}e^{-2\theta y^{\lambda}}-y^{\lambda}e^{-\theta y^{\lambda}}\left(1-e^{-\theta y^{\lambda}}\right)\right)-y^{\lambda}e^{-\theta y^{\lambda}}\left(1-e^{-\theta y^{\lambda}}\right)}{\left[2-e^{-\theta y^{\lambda}}\right]^{2}}\right)\right)$$

$$=0 \qquad \ldots(18)$$

ويكون الاشتقاق بالنسبة للمعلمة (λ) ومساواتها بالصفر على النحو الآتي :-

$$\frac{\partial Z(\theta)}{\partial\lambda}=2\alpha\sum_{i=0}^{n}\left(\left(1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}+\frac{\beta e^{-\theta y_i^{\lambda}}\left[1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}{\left[2-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}\right)^{\alpha}-\left(\frac{i}{n+1}\right)\right)$$

$$\left(1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}+\frac{\beta e^{-\theta y_i^{\lambda}}\left[1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}{\left[2-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}\right)^{\alpha-1}\left(\theta y^{\lambda}e^{-\theta y^{\lambda}}Ln(y)+\right.$$

$$\left.\frac{\beta\left(\left(2-e^{-\theta y^{\lambda}}\right)\left(\theta y^{\lambda}e^{-2\theta y^{\lambda}}Ln(y)-\theta y^{\lambda}e^{-\theta y^{\lambda}}Ln(y)\left(1-e^{-\theta y^{\lambda}}\right)\right)-\theta y^{\lambda}e^{-2\theta y^{\lambda}}Ln(y)\left(1-e^{-\theta y^{\lambda}}\right)\right)}{\left(2-e^{-\theta y^{\lambda}}\right)^{2}}\right)$$

$$=0 \qquad \ldots(19)$$

ويكون الاشتقاق بالنسبة للمعلمة (β) ومساواتها بالصفر على النحو الآتي :-

$$\frac{\partial Z(\theta)}{\partial\beta}=\ 2\alpha\sum_{i=0}^{n}\left(\left(1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}+\frac{\beta e^{-\theta y_i^{\lambda}}\left[1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}{\left[2-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}\right)^{\alpha}-\left(\frac{i}{n+1}\right)\right)$$

$$\left(1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}+\frac{\beta e^{-\theta y_i^{\lambda}}\left[1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}{\left[2-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}\right)^{\alpha-1}\left(\frac{e^{-\theta y_i^{\lambda}}\left[1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}{\left[2-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}\right)=0\ \ldots(20)$$

ويكون الاشتقاق بالنسبة للمعلمة (α) ومساواتها بالصفر على النحو الآتي :-

$$\frac{\partial Z(\theta)}{\partial\alpha}=2\sum_{i=0}^{n}\left(\left(1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}+\frac{\beta e^{-\theta y_i^{\lambda}}\left[1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}{\left[2-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}\right)^{\alpha}-\left(\frac{i}{n+1}\right)\right)$$

$$\left(1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}+\frac{\beta e^{-\theta y_i^{\lambda}}\left[1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}{\left[2-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}\right)^{\alpha} ln\left(1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}+\frac{\beta e^{-\theta y_i^{\lambda}}\left[1-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}{\left[2-e^{-\theta y_i^{\lambda}}\right]}\right)=\mathbf{0}\ \ldots(21)$$

ان المعادلات$(18)(19)(20)(21)$ تمثل منظومة معادلات لا خطية لا يمكن حلها الا باستعمال إحدى الطرائق العددية للحصول على مقدرات طريقة المربعات الصغرى وقد تم استعمال طريقة (نيوتن - رافسون) التكرارية وطبقت عن طريق خوارزمية موجودة في برنامج (***R***) وعليه ستكون دالة البقاء المقدرة بطريقة ***(OLS)*** على النحو الاتي :-

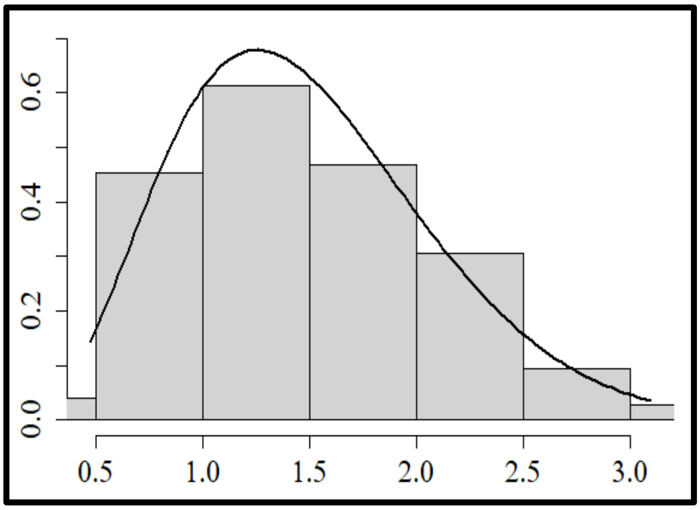
$$\hat{S}(y)_{OLS}=1-\left(1-e^{-\hat{\theta}_{OLS}y^{\hat{\lambda}_{OLS}}}+\frac{\hat{\beta}e^{-\hat{\theta}_{OLS}y^{\hat{\lambda}_{OLS}}}\left[1-e^{-\hat{\theta}_{OLS}y^{\hat{\lambda}_{OLS}}}\right]}{\left[2-e^{-\hat{\theta}_{OLS}y^{\hat{\lambda}_{OLS}}}\right]}\right)^{\hat{\alpha}_{OLS}} \quad (22)$$

8. الجانب التطبيقي

تم استعمال بيانات حقيقية لمرضى سرطان المثانة للأعوام (2019-2020-2021) وعددهم (150) مريض وقد تم حساب وقت البقاء على قيد الحياة للمدة من دخول المريض الى المستشفى لحين الوفاة وكما في الجدول (1).

الجدول (1): مدة البقاء على قيد الحياة بالأشهر لمرضى سرطان المثانة من تسجيل الدخول لحين الوفاة

تسلسل المريض	مدة البقاء	تسلسل المريض	مدة البقاء	تسلسل المريض	مدة البقاء	تسلسل المريض	مدة البقاء	تسلسل المريض	مدة البقاء
1	1.33	31	1.60	61	1.63	91	2.17	121	1.10
2	2.47	32	2.00	62	1.57	92	1.43	122	1.87
3	0.53	33	1.53	63	0.60	93	1.53	123	1.47
4	1.70	34	1.43	64	1.53	94	2.37	124	0.77
5	1.70	35	2.00	65	2.43	95	0.50	125	1.17
6	2.17	36	1.60	66	1.33	96	2.43	126	1.77
7	0.83	37	1.70	67	1.03	97	2.50	127	0.80
8	1.03	38	2.50	68	1.47	98	0.87	128	0.47
9	0.63	39	0.70	69	1.40	99	1.53	129	2.17
10	1.27	40	0.90	70	1.60	100	1.33	130	1.30
11	0.67	41	1.03	71	1.77	101	3.10	131	1.40
12	0.97	42	1.37	72	1.47	102	1.80	132	1.37
13	1.10	43	2.93	73	1.07	103	2.37	133	1.00
14	1.10	44	2.63	74	0.80	104	2.33	134	1.7
15	1.00	45	1.37	75	1.03	105	1.87	135	1.43
16	1.5	46	1.27	76	0.60	106	2.03	136	2.17
17	1.07	47	2.70	77	1.67	107	1.73	137	0.87
18	2.33	48	1.13	78	1.87	108	2.53	138	1.63
19	1.70	49	1.23	79	1.03	109	0.93	139	1.87
20	2.03	50	1.33	80	1.83	110	0.93	140	3.07
21	0.50	51	1.17	81	1.03	111	1.33	141	1.30
22	0.73	52	0.53	82	1.80	112	2.30	142	2.03
23	2.33	53	0.60	83	2.20	113	2.37	143	0.57
24	1.20	54	1.37	84	1.27	114	1.60	144	1.57
25	1.50	55	0.63	85	2.03	115	1.00	145	0.83
26	1.67	56	1.23	86	2.63	116	1.73	146	0.93
27	1.63	57	0.80	87	1.40	117	0.90	147	1.1
28	0.93	58	2.53	88	0.83	118	1.03	148	1.27
29	1.67	59	2.53	89	1.37	119	0.67	149	2.13
30	1.93	60	2.17	90	0.83	120	0.93	150	1.00



الشكل (1): المدرج التكراري للبيانات ومنحنى توزيع ويبل المحول الموسع

- **تقدير المعلمات ودالة البقاء لتوزيع ويبل المحول الموسع للبيانات الحقيقية**

قدرت معلمات توزيع ويبل المحول الموسع بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية (**OLS**) ، والجدول (1) يحتوي على تقديرات المعلمات.

الجدول (2): قيم المعلمات المقدرة بطريقة المربعات الصغرى (OLS)

Methods	α	B	θ	λ
OLS	1.9456573	0.8017603	0.4214528	2.0430348

$$\hat{S}(y) = 1 - \left(1 - e^{-0.421y^{2.043}} + \frac{0.801e^{-0.421y^{2.043}}\left[1 - e^{-0.421y^{2.043}}\right]}{\left[2 - e^{-0.421y^{2.043}}\right]}\right)^{1.946} \quad \dots (23)$$

الجدول (3) ويمثل مدة البقاء (زمن البقاء) والقيمة المقابلة لها لدالة البقاء التقديرية للبيانات

مدة البقاء	$\hat{S}$	مدة البقاء	$\hat{S}$
0.0	1.00000	2.6	0.06004
0.2	0.99907	2.8	0.03692
0.4	0.98704	3.0	0.02187
0.6	0.94665	3.2	0.01248
0.8	0.86958	3.4	0.00686
1.0	0.76166	3.6	0.00363
1.2	0.63693	3.8	0.00185
1.4	0.51007	4.0	0.00091
1.6	0.39226	4.2	0.00043
1.8	0.29025	4.4	0.00019
2.0	0.20688	4.6	0.00009
2.2	0.14210	4.8	0.00004
2.4	0.09409	5.0	0.00001

يلاحظ من الجدول (3) أن احتمالية بقاء المريض في المستشفى بأقل من 0.2 شهر هي 0.99907، وأن احتمالية بقائه لمدة 0.8 شهر هي 0.86958 ، وإن احتمالية بقائه لشهر كامل هي 0.76166 بينما احتمالية بقائه لشهرين هي 0.20688 ولثلاثة أشهر هي 0.02187، ولأربعة أشهر هي 0.00091 ولخمسة أشهر هي 0.00001.

7. الاستنتاجات conclusions

حيث يتضح من جميع النتائج التي تم الحصول عليها من خلال تقدير دالة البقاء للتوزيع ويبل المحول الموسع (Transmuted weibull distribution extender)، بطريقة المربعات الصغرى الاعتيادية

(OLS) أن قيمة دالة البقاء تتناسب تناسبا عكسيا مع الزمن ومما يستدل عليه انه كلما زادت فترة الاصابة زاد احتمال الوفاة بهذا المرض .

8. التوصيات (Recommendations)

نوصي بأجراء دراسة مستقبلية للمقارنة بين توزيع ويبل المحول الموسع مع توزيعات اخرى ناشئة باستعمال نفس طريقة التقدير او طرائق اخرى .

المصادر

1. السلمان، سلوى نعيم جميل (2020) , " تقديرات معلمات ودالة البقاء لتوزيع بيركس المعمم مع تطبيق عملي "، رسالة ماجستير في علوم الاحصاء، جامعة كربلاء/ كلية الادارة والاقتصاد/ قسم الاحصاء.
2. سلمان , محمد صادق (2020) " بناء نموذج احتمالي لتوزيع دالة القوة الموسع لتقدير دالة المخاطرة الضبابية " رسالة ماجستير في علوم الاحصاء – كلية الادارة والاقتصاد- جامعة كربلاء.
3. Alizadeh, M., Rasekhi, M., Yousuf, H.M., and Hamedani, G.G. (2017). The Transmuted Weibull-G- family of Distributions. Hacettpe university Bulletin of Natural Sciences and Engineering Series B: Mthematics and Statistics, 47 (4), 1671-1689.
4. Bakouch, H., Jamal, F., Chesneau, C. and Nasir, A. (2017). A new transmuted family of distributions: Properties and estimation with applications. Available online at https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01570370v3.
5. Gomes-Silva, F., da Silva, R. V., Percontini, A., Ramos, M. W. A., & Cordeiro, G. M. (2017). "An Extended Dagum Distribution: Properties and Applications" . International Journal of Applied Mathematics & Statistics, 56(1), 35-53.
6. Ibrahim, M. (2019). "A New Extended Fréchet Distribution: Properties and Estimation". Pakistan Journal of Statistics & Operation Research, 15(3).
7. Jan, U., Fatima, K., and Ahmad, S.P. (2017). Transmuted Exponentiated Inverse Weibull Distribution with Applications in Medical sciences. International Journal of Mathematics Trends and Technology, 50 ,160-167.
8. Malik . S.M , Ahmad . S.P (2022) " A New Transmuted Weibull Distribution: Properties and Application "DOI:http:// dx.doi.org/ 10. 18187 /pjsor.v18i2.2728.
9. *Mead, M. (2014). "An extended Pareto distribution". Pakistan Journal of Statistics and Operation Research, 10(3), 313-329.*
10. Muhammad. S .Khan, Robert King, Irene L. Hudson.(2018). "Transmuted Modified Weibull distribution: Properties and Application", 362-374.
11. Mead, M., *Nassar, M., Alzaatreh, A., and Abo-Kasem, O. (2017). Alpha Power Weibull distribution: Properties and application.*

A study of patients with bladder cancer using the survival function of the new expanded adapter Whipple distribution

Ali Karim Aliwi Jabr / researcher/alikareemako@uomustansiriyah.edu.iq
Prof. Dr. Wadhah Sabry Ibrahim/Al-Mustansiriya University/College of Administration and Economics/dr_wadhah_stat@uomustansiriyah.edu.iq

Abstract:

In this research, the survival function was estimated for a sample of (150) bladder cancer patients, and it was estimated using the ordinary least squares (OLS) method for a new probability distribution, which is the Transmuted Weibull distribution extender, which was obtained by expanding the transformed Weibull distribution. (Transmuted weibull distribution) by using the generalized exponential method. It was concluded that the values of the survival function are inversely proportional to time, and it is inferred that the longer the period of infection, the greater the probability of death from this disease.

Keywords: survival function, transformed Weibull distribution, ordinary least squares (OLS), mean, variance.

****
****
****