تقدير الأنموذج الأمثل لانحدار الجرعة – التأثير باستعمال بعض الطرائق الإحصائية

الاستاذ المساعد الدكتور مهدي وهاب نعمة
جامعة كربلاء /كلية الإدارة والاقتصاد /الإحصاء

المدرس المساعد علي عبد الزهرة حسن
جامعة البصرة/ كلية الإدارة والاقتصاد /الاحصاء

المستخلص :

العديد من التجارب الحياتية تعتمد بالدرجة الأولى على التجربة المختبرية للوصول الى بعض النتائج والمعلومات التي ربما تكون غير كافية مما يتطلب تدخل العمل الاحصائي من حيث استعمال التحليل المناسب في الحكم على البيانات الرقمية لاعطاء نتائج ذات دقة عالية، مما يعد العمل الاحصائي جزءا ململا ومكملا للعمل التجريبي في التوصل الى النتائج الدقيقة، تم التطرق في هذا البحث لاحدى التجارب العملية التي أجريت على مجموعة من الحيوانات المختبرية (انثى الجرذ الأبيض) وذلك في احد مختبرات جامعة كربلاء –كلية التربية للعلوم الصرفة /قسم علوم الحياة، وقد تناول الجانب الاحصائي بعض الطرائق الإحصائية لغرض تقدير انموذج انحدار الجرعة – التاثير وكذلك استعمال الجرعة المؤثرة الوسيطة ED50 وتم التوصل الى تقدير الانموذج المناسب للبيانات . وتم استعمال البرنامج Micosoft-excel في استخراج النتائج.

الكلمات المفتاحية: الأنموذج الأمثل لانحدار الجرعة، الجرعة المؤثرة الوسيطة، البرنامج Micosoft-excel

Estimating Optimal model for regression of dose-effect using some statistical methods

Assistant Professor Dr. Mahdi Wahhab Nehmeh

University of Karbala/ Faculty of Administration and Economics / Department of Statistics

Assistant teacher Ali Abdel-Zahra Hassan

University of Basra /College of Administration and Economics / Statistics Department

Abstract :

Many life experiments are based primarily on laboratory experimentation to get some results and information that might not be enough, Action intervention requires statistics in the use of appropriate analysis In judging digital data to give highresolution results, Statistical work is an important and complementary part of empirical work in arriving at precise results .This research examined one of the experimental experiments performed on a group of laboratory animals (female white rat), In one of the university laboratories Karbala College of the attention of the exchange sciences Department of Life Sciences, some statistical methods for estimating of regression dose-effect model have been studied statistically and so using the median effective dose ED50 . The appropriate model for the data was estimated, Microsoft Excel was used to extract the results.

Key words: optimum dose regression model, median effective dose, Microsoft-excel program

المقدمة :

ينطوي البحث المنطقي على جمع البيانات الرقمية، ومشكلة تفسير هذه البيانات تكاد تكون حتمية واحدة من الإحصاءات ولا يزال بعض علماء الأحياء يتصورون خطأ أن لهم سلطة اختيار ما إذا كان ينبغي "تحليل الأرقام" أو لا ، وفي الواقع فإن أي إيجاز وتلخيص للبيانات الرقمية هو شكل من أشكال التحليل الإحصائي ،فإن الخيار الوحيد هو أن يكون التحليل سليماً نظرياً وقادراً على استخلاص جميع المعلومات ذات الصلة، أو أن يكون غير كاف وربما غير سليم. ويتحدد التحليل المناسب لأي مجموعة من البيانات بالخصائص المتأصلة لهذه البيانات، وليس بنزوة الخبير الإحصائي، لا ينبغي أبدا أن يتبع العمل التجريبي الجيد معالجة إحصائية للنتائج غير مرضية لدرجة أن النتائج غير مكتملة، أو غير موثوق بها، أو حتى مضللة بنشاط ، وتتمثل وظيفة الخبير الإحصائي في تقديم هذا الحكم الاشتقاقي والموضوعي على المواد الرقمية التي هي نتاج تدريبه وخبرته الخاصة. ومن الجوانب المهمة لعمله التعاون في تخطيط برنامج تجريبي بحيث يتم تصميمه، مع مراعاة جميع المعلومات ذات الصلة المتاحة بالفعل، لإعطاء نتائج بأقصى قدر من الفائدة والدقة فيما يتعلق بإنفاق الوقت والعمل والمواد. ولا يمكن تحقيق ذلك إذا لم يكن الخبير الإحصائي على علم بالتجربة.

مشكلة البحث :

تعد نتائج التجارب الحياتية غير مكتملة او غير دقيقة الابعد تطبيق الأساليب الإحصائية وذلك لغرض التوصل لافضل وادق النتائج ، فمشكلة البحث تكمن في تحديد مقدار الجرعة الوسيطة الفعالة ED50 للمبيد لاستعمال المبيد (Bifenthrin) في قتل اناث الجرذان التي أجريت ضمن تجربة عملية في احد المختبرات العلمية في جامعة كربلاء - كلية التربية للعلوم الصرفة/قسم الحيوان .

هدف البحث :

تقدير الانموذج المناسب لانحدار الجرعة – التاثير لمعرفة الجرعة الوسيطة الفعالة (ED50) لاستعمال المبيد (Bifenthrin) في قتل اناث الجرذان التي أجريت ضمن تجربة عملية في احد المختبرات العلمية في جامعة كربلاء -كلية التربية للعلوم الصرفة/قسم الحيوان باستعمال بعض الطرائق الإحصائية التي سوف يتم التطرق اليها في البحث.

الجانب النظري:

الأساليب الإحصائية للتجارب الحياتية

ان تطور الأساليب الإحصائية في تحليل البيانات البيولوجية قد ازداد بسرعة كبيرة مؤخرا، ففي كثير من حقول البحث في التجارب البيولوجية يمكن استخدام النتائج التجريبية والمشاهدة وذلك باخضاعها الى الاختبارات والتحليل الاحصائي الدقيق .

و نشرت الكثير من البحوث التي تشير الى استعمال الطرائق الإحصائية في تحليل البيانات البيولوجية فقد اعطى (Finney 1947) حسابا منتظما للمبادئ الإحصائية المستخدمة في معالجة وتحليل التجارب الحياتية نظرا لاهميتها في

اختبار المواد الفيزيائية والكيميائية وغيرها وكذلك لاهميتها في صناعة العقاقير الطبية ومعالجة المرضى ودراسة طرائق وتأثير العلاج في المرضى.[6]

التجارب الحياتية:

هي طرائق تستخدم لتقدير طبيعة او تركيب او قوة تأثير مادة معينة عن طريق التفاعلات التي تنتج من تطبيق هذه المواد على أي مادة حية (كالنبات او الحيوان او انسجة معينه من جسم الحيوان وغيرها ومن التجارب الشائعة تلك التي تشير الى تقدير قوة تأثير تحضيرات مختبرية مقارنة مع محضرات قياسية بواسطة التأثير البايلوجي الناتج من تطبيق المادتين . وتتكون التجربة الحياتية من ثلاثة أجزاء رئيسة :

1- المستحضرات(الحافز) : مثل الادوية او الهرمونات او المواد المبيدة للفطريات او الحشرات الخ.. وتكون على نوعين:
   أ- المستحضرات القياسية اذ يتم تحضيرها في مختبر خاص اذ يمكن الرجوع اليها وتقاس قوة تأثيرها بوحدات الاوزان او الحجوم الاعتيادية.
   ب- مستحضرات مختبرية: وتكون غير معروفة وهي المطلوب اختبار قوة تأثيرها ، اذ يتم اخذ جرعة معينة منها ويتم تقدير قوة التأثير وإيجاد معدل التأثير المقابل لها ثم تساوي هذه الجرعة مع نظيراتها من المستحضر القياسي التي لها معدل التأثير نفسه.
2- وحدات التجربة: وتمثل الوحدات التجريبية التي تطبق عليها المستحضرات مثل الحيوانات، الحشرات، انسجة معينة من جسم الحيوان.... الخ.
3- الاستجابة(التاثير) Response : وتمثل التغيير الحاصل في بعض الصفات المقاسة عند تطبيق المستحضر مثل تغير في وزن جزء معين من الجسم او وزن الجسم الكلي او في بعض مكونات سكر الدم مثلا .. الخ ويعتمد حجم هذا التغيير على كمية الجرعة المعطاة ، وقد يكون التأثير نوعي من ناحية أخرى مثل وفاة الحيوان او بقائه .. ويطلق على مجموعة هذه التغيرات بالاستجابة ..اي استجابة الوحدة التجريبية للجرعة المعطاة .

ويطلق مصطلح التجارب الحياتية النوعية على التأثيرات التي تؤدي الى وفاة الحيوان المستخدم كوحدة تجريبية او أي نوع من التغيرات التي ممكن التعرف عليها .وان كثيرا من التجارب النوعية تتضمن تغيرات يصعب الغاؤها بالنسبة الى الوحدة التجريبية .[3,6]

الجرعة الوسيطة الفعالة : Mediam effective Dose ED50

الاستخدام الشائع لهذا التعبير في أدب الموضوع ينطوي منطقيا على الافتراضات بأن هناك جرعة، لأي سم معين، والتي هي فقط كافية لقتل كل أو معظم الحيوانات من نوع معين، وأن الجرعات الاصغر قليلا جدا لن تقتل أي حيوان من هذا النوع. ومع ذلك فإن أي عامل معتاد على تقدير السمية يدرك أن هذه الافتراضات لا تمثل الحقيقة. قد يعتقد أن الحد الأدنى من الجرعة القاتلة من السم يمكن تعريفها بدلا من ذلك بأنها الجرعة الكافية لقتل عضو من النوع بأقل قدر ممكن من التحمل، وأيضا الجرعة القصوى غير القاتلة مثل الجرعة التي ستفشل في قتل العضو الأكثر مقاومة.

ومما لا شك فيه أن بعض الجرعات تكون منخفضة للغاية بحيث لا يخضع أي شخص للاختبار لها، وبعضها الآخر مرتفعة لدرجة تثبت أنها قاتلة للجميع، ولكن هناك صعوبات كبيرة في تحديد النقاط النهائية لهذه النطاقات. وحتى عندما يمكن قياس تحمّل فرد ما بشكل مباشر، فلنقلل من القياسات على عينة من عشرة أو مائة أن أقل تحمّل وجد يشير إلى أن الحد الأدنى للجرعة المميتة لن يكون من الحكمة، فالعينة الأكبر قد تحتوي على عضو متطرف وعندما يمكن تسجيل الاستجابات الشكلية لجرعات مختارة فقط، تزداد الصعوبة، وقد يؤدي حدوث أفراد استثنائيين في الدفعات بمستويات مختلفة من الجرعات إلى تحيز شديد في التقديرات النهائية. والمشكلة في الواقع هي في تحديد الجرعة التي يلتقي عندها منحنى الجرعة -الاستجابة لكل المجتمع بمستويات صفر أو 100 ٪ من القتل، وحتى تجربة كبيرة جدا لا يمكن أن تقدر هذه النقاط بأي قدر من الدقة.

خلاصة القول ان الجرعة الوسيطة هي تلك الجرعة التي تسبب تاثير في مفردات المجتمع بنسبة 50% وتمثل هذه الجرعة متوسط التفاوتات المسموح بها عندما تكون القياسات المباشرة للتفاوتات في الجرعات ممكنة لذلك فان متوسط هذه التفاوتات لمجموعة الوحدات المختبرة سيكون هو الصفة الرئيسة لهذة الجرعة .

اقترح (Trevan) استخدام مصطلح Medium Lethal Dose (LD50) الجرعة الوسيطة المميته او الجرعة الوسيطة الفعالة (ED50) وذلك عندما يتضمن التاثير تغيرات أخرى غير الموت . وبذلك الجرعة الوسيطة هي الجرعة التي تحقق نسبة استجابة 50% من نسبة الوحدات المختبرة .[5,6]

فاذا كان النموذج الاحتمالي طبيعيا فان الجرعة الفعالة الوسيطة تكون :

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\int_{-\infty}^{m} exp\left[-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2\right]\partial x = 0.5 \qquad ...(1)$$

Let Z = (X-μ)/ σ

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{m} exp\left[-\frac{1}{2}(Z)^2\right]\partial z = 0.5 \qquad ...(2)$$

m = μ = Log ED 50

ED50 = 10^m

A= $\frac{-\mu}{B}$, B = $\frac{1}{\sigma}$ ⟹ μ = -A / σ

العلاقة بين الجرعة والاستجابة[1,5]

نفرض احتمال أي وحدة تجريبية يساوي p وان احتمال عدم الاستجابة يكون 1-p ، وان احتمال استجابة (r) من الوحدات بحجم n حسب الصيغة التالية :

$$P(r) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x} \quad , \quad r = 0,1,2,\ldots n \qquad ...(3)$$

X = Log D

D: يمثل الجرعة

عند تقديم المعالم عن طريق تحويل مناسب لغرض تسهيل عملية التقدير ويدعى بالمكافئ الطبيعي :

$Y = F^{-1}(P)$

$Y = A + BX$

$Ø(P) = A+BX$

ويطلق على المتغير الذي يتم فيه تحويل نسبة الاستجابة باسم وحدة الاحتمال (Probit) والذي اقترح من (Bills 1935) ويعبر عنه

$$P = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{y-5} exp\left[-\frac{1}{2}(Z)^2\right] \partial z \qquad ...(4)$$

طرائق التقدير لنموذج وحدة الاحتمال:

1- طريقة الرسم البياني : graphical Method
2- طريقة الإمكان الأعظم : maximum likelihood method
3- طريقة وحدة الاحتمال : probit method
4- طريقة تصغير مربع كاي: minimum Normit chi square method

في حالة البيانات الكمية يتم حساب خط الانحدار بصورة موثوقة اما في البيانات النوعية تكون التباينات مختلفة عند كل جرعة وان التاثيرات عند مستويات الجرعات تستخدم جميعها في تقدير خط الانحدار .

ويعكس هذا التاثير الأهمية النسبية وان لا تكون انحرافات التاثيرات الطارئة لا تحمل اوزانا غير مرغوبه عند تقدير الخطأ ويتناسب الوزن مع عدد الوحدات التجريبية وعكسيا مع تباين الاحتمال probit variance وبهذا الجرعات التي تنحرف بدرجة كبيرة من ED50 (الجرعة المؤثرة الوسيطة) وخاصة في البيانات الصغيرة لان خط الانحدار الحقيقي من نسبة التاثيرات المشاهدة والقيم الاحتمالية المقابلة لـ P غير معروف الاحتمالية تمثل للعينات وليس للقيم الحقيقية للمجتمع ، ولا يمكن الحصول على القيم الحقيقية التي تستخدم كاوزان تعكس تباين العينات الا بعد الحصول على خط الانحدار الحقيقي ولكن هذه العملية تحسب باوزان ولهذا يجب اتباع التقريب المتعاقب (Iterative process) لتقدير الانحدار الحقيقي .[5].

طريقة الرسم البياني:

ويتم رسم منحنى يبين العلاقة بين النسبة المئوية للتاثير والجرعات من المحضر القياسي ، ومن هذا المنحنى تقرا الجرعات المناظرة الى النسب المئوية للتاثيرات المختلفة ثم تمثل هذه الجرعات كنسبة مئوية من (LD50) وتعد العلاقة الناتجة بين الجرعات الممثلة كنسبة مئوية من (LD50) والنسبة المئوية للوحدات المتاثرة هي المنحنى المميز الذي يمكن

استعماله في التوحيد القياسي في المستقبل فعندما نريد ان نختبر محضرا مختبريا ناخذ جرعة مفردة منه ومن المحضر القياسي ونختبرها في الوقت نفسه ثم يطبق التاثير الناتج من المحضرين على المنحنى المميز لايجاد النسبة المئوية لقوة التاثير المناظرة ، ان النسبة بين الجرعتين اللتين لهما معدل التاثير نفسه تمثل قوة التاثيرالنسبية المطلوبة . [3,4]

طريقة تصغير مربع كاي x^2 minmum x^2 method

هذه الطريقة تعتمد على جعل مجموع مربع كاي اصغر ما يمكن فاذا كانت E_i هي القيمة المتوقعة و O_i هي القيمة المشاهدة والعائدة الى (ith) من مستويات الجرعة فان قيمة مربع كاي الناتجة من مقارنة كل التكرارات المشاهدة مع المتوقعة يمكن التعبير عنه حسب الصيغة التالية :

$$x^2 = \sum_{i=1}^{k} \frac{(O_i - E_i)^2}{E_i} \qquad \text{.....(5)}$$

$$x^2 = \sum_{i=1}^{k} [\frac{(n_i p_i - n_i \hat{p}_i)^2}{n_i \hat{p}_i} + \frac{(n_i q_i - n_i \hat{q}_i)^2}{n_i \hat{q}_i}]$$

$$= \sum_{i=1}^{k} [\frac{n_i^2 (p_i - \hat{p}_i)^2}{n_i \hat{p}_i} + \frac{n_i^2 (q_i - \hat{q}_i)^2}{n_i \hat{q}_i}]$$

$$x^2 = \sum_{i=1}^{k} (\frac{n_i}{\hat{p}_i \hat{q}_i})(p_i - \hat{p}_i)^2 \qquad \text{...(6)}$$

اذ ان :

$\hat{p}_i$ p_i و تمثل نسبة الاستجابة المتوقعة والمشاهدة على التوالي

$(q_i = 1 - p_i)$, $(\hat{q}_i = 1 - \hat{p}_i)$ ، $= \frac{r_i}{n_i} p_i$

تقدير معالم المعادلة التالية : (^{2}min)وتتطلب هذه الطريقة

$$P = \int_{-\infty}^{x} \beta f(a + \beta x) dx \qquad \text{...(7)}$$

ان تقدير معالم دالة الانحدار بين التاثير والجرعة حسب طريقة مربع كاي المذكورة اذ تشير النظرية الإحصائية الى التساوي مع تلك المقدرة بطريقة الإمكان الأعظم وتكون المقدرات متسقة مع كبر حجم العينة .

وتعد هذه الطريقة غير كفؤة عند صغر حجم العينة لان التكرارات المتوقعة لحدوث او عدم حدوث التأثير ستكون صغيرة ومن ثم سوف تكون قيمة المعيار صغيرة . [3,5,6]

طريقة الإمكان الأعظم (Maximum Likelihood Method)

الأساس الذي تعتمد عليه هذه الطريقة هو إيجاد قيم $\hat{}$ وهي عبارة عن تقديرات للمتجه B والتي تجعل الدالة في نهايتها العظمى.[3,5,6]

وهذه الطريقة تفترض ان عدد الوحدات التجريبية المستخدمه بشكل مستقل عن بعضها للمستوى من الجرعة ضمن العينة nt هو rt فان :

t = 1,2, rt ~ b(nt ,pt) .....,k

k: عدد المجاميع

وبايجاد دالة الإمكان الأعظم واخذ اللوغارتيم وإيجاد المشتقة للمعالم المقدرة نحصل على تقديرات المعالم حسب طريقة نيوتن رافسون Newton Raphson

$$\partial_s + Vg^{-1}\partial_{s+1} =$$

وبهذا نحصل على المعالم المقدرة من خلال الصيغة

$$\begin{bmatrix} a_{s+1} \\ b_{s+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_s \\ b_s \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sum_{t=1}^{k} n_t w_t & \sum_{t=1}^{k} n_t w_t x_t \\ \sum_{t=1}^{k} n_t w_t x_t & \sum_{t=1}^{k} n_t w_t x_t^2 \end{bmatrix} * \begin{bmatrix} \sum_{t=1}^{k} \frac{n_t z_t}{p_t(1-p_t)}(p_t - P_t) \\ -\sum_{t=1}^{k} \frac{n_t z_t x_t}{p_t(1-p_t)}(p_t - P_t) \end{bmatrix} \quad \text{.....(8)}$$

حيث ان :

a_s ; b_s هي القيم الأولية التي يمكن تقديرها من طريقة المربعات الصغرى OLS حسب الصيغة التالية :

$$\widehat{\boldsymbol{B}} = (X'X)^{-1}X'Y$$

اما القيم W_t ،Z_tX_t اذا كان التوزيع probit distribution فهي كالاتي

$$Z_t = \frac{\partial P_t}{\partial A} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} exp[-\frac{1}{2}(A + BX)^2] \quad \text{.....(9)}$$

$$Z_t X_t = \frac{\partial P_t}{\partial B} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} exp[-\frac{1}{2}(A + BX)^2]X_t \quad \text{.....(10)}$$

$$W_t = \frac{z_t^2}{(p_t - P_t)}$$

طريقة وحدة الاحتمال: Probit Method

التقديرية للمعالم وهي طريقة تكافئ طريقة الإمكان الأعظم لكونها مشتقة من معادلاتها نفسها والصيغة [1,5,6]

$$\begin{bmatrix} a_{s+1} \\ b_{s+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{t=1}^{k} n_t w_t & \sum_{t=1}^{k} n_t w_t x_t \\ \sum_{t=1}^{k} n_t w_t x_t & \sum_{t=1}^{k} n_t w_t x_t^2 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \sum_{t=1}^{k} n_t w_t y_t \\ \sum_{t=1}^{k} n_t w_t x_t y_t \end{bmatrix} \quad \text{....(11)}$$

حيث ان:

$$\sum_{t=1}^{k} n_t w_t y_t = (a_{s+1}) \sum_{t=1}^{k} n_t w_t + (b_{s+1}) \sum_{t=1}^{k} n_t w_t x_t \quad \text{...(12)}$$

$$\sum_{t=1}^{k} n_t w_t x_t y_t = (a_{s+1}) \sum_{t=1}^{k} n_t w_t x_t + (b_{s+1}) \sum_{t=1}^{k} n_t w_t x_t^2 \quad \text{...(13)}$$

اما بالنسبة الى تباين المعالم المقدرة فهي:

$$\text{Var(a)} = \frac{1}{\sum_{t=1}^{k} n_t w_t} + \frac{\bar{X}^2}{\sum_{t=1}^{k} n_t w_t (x_t - \bar{X})^2} \quad \text{...(14)}$$

$$\text{Var(b)} = \frac{1}{\sum_{t=1}^{k} n_t w_t (x_t - \bar{X})^2} \quad \text{...(15)}$$

$$\bar{X} = \frac{\sum_{t=1}^{k} n_t w_t x_t}{\sum_{t=1}^{k} n_t w_t}$$

$$\mu = \frac{-A}{B} \quad , \quad m = \frac{-a}{b}$$

ومنه نحصل على

$$\text{Var(m)} = \frac{1}{b^2} \left[\frac{1}{\sum_{t=1}^{k} n_t w_t} + \frac{(m - \bar{X})}{\sum_{t=1}^{k} n_t w_t (x_t - \bar{X})} \right] \quad \text{.....(16)}$$

$$S(ED50) = S(10)^m = (10)^m \ln 10 S(m)$$

اختبار حسن المطابقة :

لاختبار ملاءمة النموذج المفترض لتمثيل البيانات باستخدام Normit X وهي صيغة تقريبية تعتمد على صيغة X- Person . [3,6]

وتكون الفرضية بالشكل التالي:

H_0 : النموذج غير ملائم للبيانات

H_1 : النموذج غير ملائم للبيانات

$$x^2 = \sum_{t=1}^{k} n_t w_{t(y_{t-\bar{y}})} - \frac{\sum_{t=1}^{k} n_t w_{t(x_{t-\bar{X}})(y_{t-\bar{y}})}}{\sum_{t=1}^{k} n_t w_{t(x_{t-\bar{X}})^2}} \quad ....(17)$$

$$Y_t = Y_t + \frac{p_t - P_t}{Z_t} \quad ...(18)$$

وتقارن القيمة المحسوبة لـ X^2 مع القيمة الجدولية عند درجة حرية معينة

حدود الثقة للمعالم المقدرة

ان صيغة المعالم المقدرة تكون كما يلي :

$$A = a \pm Z_{\alpha/2} * S(a) \quad ....(19)$$

$$B = b \pm Z_{\alpha/2} * S(b) \quad ...(20)$$

تقدير علاقة انحدار الجرعة – التاثير Estimate a Reggression relationship – effect

في كل حالة من حالات الاستجابة للجرعة، يجب أخذ عنصرين في الاعتبار: المحفز (على سبيل المثال، فيتامين، أو عقار، أو اختبار عقلي، أو قوة جسدية) والموضوع (على سبيل المثال، حيوان، أو نبات، أو متطوع بشري، أو صفيحة معدنية)، يتم تطبيق المحفز على الشخص بجرعة محددة، وشدة محددة بوحدات التركيز، أو الوزن، أو الوقت، أو أي قياس مناسب آخر، وتحت ظروف بيئية يتم التحكم فيها بعناية كما هو عملي ونتيجة لذلك يظهر الشخص استجابة (نمو أو تغير في اللون أو نتيجة أو علامات تآكل) .

يمكن مقارنة المحفزات المختلفة من حيث حجم الاستجابات التي تنتجها، أو، الأكثر شيوعا وفائدة، من حيث الشدة المطلوبة لإنتاج ردود متساوية

يتم تقدير علاقة الانحدار بين التاثير والجرعة من خلال الرسم البياني وذلك برسم العلاقة بين الجرعة والوفيات وعند رسم العلاقة هذه نحصل على منحنى يشبه حرف S ونقوم بالتحويل الاحتمالي لغرض توفيق هذا المنحنى بخط انحدار مناسب . ويمكن استخدام الطريقة البيانية او الرياضية لتقدير خط الانحدار $Y = B_0 + B_1X$ وكلا الطريقتين تعتمد على التحويل الاحتمالي .[3,5,6]

الطريقة البيانية Graphical Method:

ان هذه الطريقة تعد بسيطة وسريعة وتعد جيدة في بعض الأغراض التجريبية وتتلخص بمايلي :

- تحويل نسب التأثير المشاهدة عند كل جرعة الى قيم احتمالية وتستخرج من جداول خاصة .
- ترسم هذه القيم ضد لوغارتيم الجرعات او أي تحويل خطي مناسب للجرعات

- يتم توفيق خط الانحدار بين النقاط بحيث تكون الفروقات بين القيم الاحتمالية المرسومة والقيم الاحتمالية المتوقعة اصغر ما يمكن .
- يمكن اختبار هذا الخط بواسطة اختبار مربع كاي X^2 ، اذا كانت الفروق غير معنوية وتم الاعتماد على هذا الخط
- ان (Log LD50) تقدر بقيمة (X) التي عندها (Y=5) وكذلك ميل خط الانحدار الذي يعد تقديرا لـ $(1/\sigma)$.[3,5,6]

$$Y = 5 + \frac{1}{\sigma}(x - \mu) \qquad ...(21)$$

الطريقة الرياضية Mathmetcal Method

تعتمد هذه الطريقة على طريقة M.L في التقدير ، وان الحاجه لهذه الطريقة لعدم إمكانية حساب معادلة الانحدار المحسوبه من البيانات النوعية اذ لا يمكن حساب خط الانحدار بالدقة نفسها المعمول بها في البيانات الكمية ، وان السبب يعود الى تباينات قيم التأثير في البيانات النوعية مختلفة عند أي جرعة وذلك لان التاثيرات ما خوذة كعينة من مجتمع ذي توزيع ذي الحدين وان تباين المجتمع يعتمد على الاحتمال الحقيقي (P) في ذلك المجتمع ونتيجة لذلك فان الدقة التي تقدر فيها قيمة (P) عند أي جرعة مستخدمه لا تعتمد على حجم العينة فقط وانما أيضا على قيمة (P) نفسها .

بما ان التأثيرات لمستويات الجرعات تستخدم كلها في تقدير خط الانحدار اذ ينتج من ذلك ان أي تاثير يجب ان يأخذ وزنا معينا لكي يعكس الأهمية النسبية ،وان وزن كل تاثير يتناسب مع عدد الوحدات التجريبية وعكسيا مع التباين الاحتمالي وبذلك يمكن استبعاد الجرعات التي تكون اقل دقة بكثير من (ED50). [3,5,6]

وان الأسس الرياضية لحساب معادلة الانحدار المقدرة والتي تبدأ بعد رسم خط الانحدار المؤقت بالطريقة البيانية وبعدها نطبق الخطوات التالية :

1- نجد القيم الاحتمالية (Y) لكل جرعة (اما من معادلة خط الانحدار المؤقت او من جداول خاصة (Fisher & yates)
2- إيجاد الوزن (w) لكل قيمة الى (Y) من جداول خاصة .
3- نحسب معادلة الانحدار الموزونة للوفيات المحتملة على الجرعة اللوغارتيمية .
4- بما ان التحويل غير خطي من النسب المشاهدة الى الوحدات الاحتمالية وحسب المعادلة

$$P = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{y-5} exp\left[-\frac{1}{2}(Z)^2\right] \partial z \qquad ....(22)$$

لذلك نحسب المعدلة باستعمال الوحدات الاحتمالية العملية بدلا من التخمينية والتي نحصل عليها من النسب (P) مباشرة لذلك لكل قيمة لـ(Y) و (P) نحدد القيم الاحتمالية التالية :

$$y = Y + \frac{p-P}{Z} \qquad ....(23)$$

$$y = Y - \frac{q-Q}{Z} \qquad ....(24)$$

اذ ان :

يمثل الوحدة الاحتمالية المتوقعه (Y)

الاحتمال الحقيقي (P)

تمثل القيمة على الاحداثي للمنخنى القياسي (Z)

$$Z = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\, e^{-\frac{1}{2}y^2} \qquad ....(25)$$

وهناك جداول خاصة لتحديد قيم (y) ملحق (1)وعند حصول تاثير كلي بنسبة 100% نستخدم القيمة الاحتمالية العظمى :

$$Y_{100} = Y + \frac{Q}{Z} \qquad ...(26)$$

5- نحسب حاصل ضرب (nwy , nwx) ونجعلها في عمود واحد وتستخرج الاوزان (w) من جداول (Fisher & Yates) . ملحق رقم (1)

ويتم حساب مجموع المربعات للمتغيرات كمايلي :

$$S_{xx} = \sum nwx^2 - \frac{(\sum nwx)^2}{\sum nw} \qquad .....(27)$$

$$S_{yy} = \sum nwy^2 - \frac{(\sum nwy)^2}{\sum nw} \qquad ...(28)$$

$$S_{xy} = \sum nwxy - \frac{(\sum nwx)(\sum nwy)}{\sum nw} \qquad ...(29)$$

$$\bar{X} = \frac{\sum nwx}{\sum nw} \;,\; \bar{Y} = \frac{\sum nwy}{\sum nw} \qquad ...(30)$$

ويتم استخدام هذه المتوسطات الموزونة ومجاميع المربعات لايجاد معادلة الانحدار في حالة تجربة او اختبار محضر واحد او إيجاد معادلتي الايجاد في حالة اختبار محضرين.

واذا كانت قيم (Y) التي يتم استخراجها من معادلة الانحدار مختلفة كثيرا عن القيم الاحتمالية المتوقعة والمستخدمة في بداية الحسابات نقوم بتكرار دورة الحساب ونعد قيم (Y) المستخرجة من معادلة الانحدار التقديرية الأخيرة هي القيم الاصلية وهكذا نستمر حتى نصل الى افضل ملاءمة لخط الانحدار وان افضل خط انحدار ملائم هو

عندما يتحقق عدم وجود فروق بين أي قيمة من قيم (Y) والقيمة التي تناظرها في الدورة السابقة لها بمقدار (0.2) عندما نستخدم مرتبة عشرية واحدة .[3,5,6]

الجانب التطبيقي:

تم اخذ مجموعة من الحيوانات عددها 48 أنثى لتحديد الجرعة نصف القاتلة (LD_{50}) للمبيد قيد الدراسة bifenthrin.تم تعيين الجرعة نصف القاتلة LD50 للجرذان عن طريق المبيد bifenthrin ، إذ تم اختيار ثمانية وأربعين جرذا بعمر ثمانية أسابيع ومعدل وزن 200-250غم، ثم وزعت في ستة أقفاص، ثمانية جرذان في القفص الواحد ، وكان حساب الجرعة الواحدة على أساس وزن الحيوان وتركيز المادة الفعالة في المستحلب التجاري للمبيد وبينت الحسابات بأن كل 1 مل من المبيد الأصلي يحوي 10ملغم من المادة الفعالة bifenthrin . وقد اعتمد حجم 1 مل كحجم كلي للجرعة الواحدة لكل جرذ في المجاميع الست، والجرعة الأولى تمثل مجموعة السيطرة وقد جُرعت الحيوانات المستحلب المائي للمبيد وبالتراكيز المذكورة، أما حيوانات مجموعة السيطرة فقد جرعت بالماء المقطر(1)مل، تركت الجرذان تحت المراقبة لمدة 24 ساعة سجلت خلالها أعداد الوفيات لكل مجموعة وكما موضح في الجدول (1) .[2].

جدول (1)

مقدار الجرعة واعداد الوفيات لكل مجموعة

عدد الحيوانات الميتة	عدد الحيوانات في القفص الواحد	الجرعة(التركيز) ملغم/كغم
0	8	0 (ماء مقطر)
0	8	3
1	8	6
4	8	9
7	8	12
8	8	15

- مصدر البيانات رسالة ماجستير غير منشورة (5)

نقوم باحتساب النسبة المئوية للوفاة (p%) اذ تتم قسمة عدد الحيوانات الميتة(المستجيبة للجرعة) على حجم العينة المأخوذة (n) عدد الحيوانات ونرتب النتائج في العمود الرابع في جدول (2) .

$$P_i = \frac{r_i}{n_i}$$

اذ ان:

P_i : تمثل نسبة التأثير ، r_i : عدد الحيوانات الميتة (المتأثرة بالجرعة) n_i: حجم العينة للمجموعة i

كذلك نقوم باحتساب لوغارتيم الجرعات (Log(x)) كما في العمود الخامس من الجدول (2) .

ويتم الحصول على القيم الاحتمالية في الجدول (2) في العمود السادس القيم الاحتمالية التخمينية (propit) من جداول خاصة نحصل عليها (ملحق (1))

(Fisher & Yates for Empirical propits)

والتي تقابل النسبة المئوية للوفيات (p%). المحسوبة في العمود الرابع من الجدول نفسها.

جدول (2)

المقابلة للنسبة المئوية(التاثير)(propit)يوضح القيم الاحتمالية التخمينية

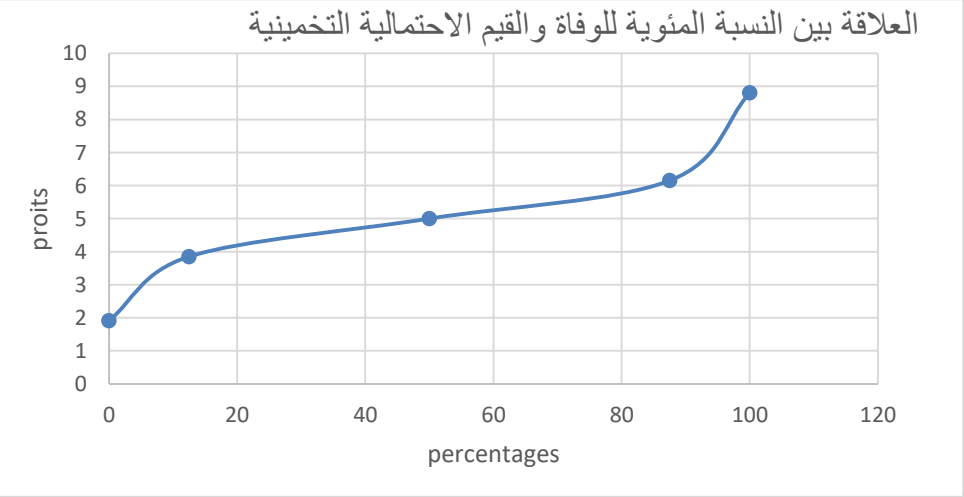
الجرعة(التراكيز) ملغم/كغم X	عدد الحيوانات (n)	عدد الحيوانات الميتة r	النسبة المئوية للوفاة $\%P_i$	لوغارتيم الجرعة(التركيز) Log(x)	القيم الاحتمالية التخمينية (propit)
3	8	0	0	0.477	1.91
6	8	1	12.5	0.778	3.85
9	8	4	50	0.954	5.00
12	8	7	87.5	1.079	6.15
15	8	8	100	1.176	8.8

- الجدول من اعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Micosoft-excel وبالاعتماد على أيضا (Fisher & Yates for Empirical propits

من ضمن طرائق التقدير هي طريقة الرسم البياني وبالاعتماد على المعلومات التي تم الحصول عليها في الجدول (2) نرسم العلاقة بين النسبة المئوية للوفاة (التأثير) p% على المحور الافقي مع القيم الاحتمالية التخمينيةpropits على المحور العمودي . والشكل (1) يوضح ذلك .

شكل (1)

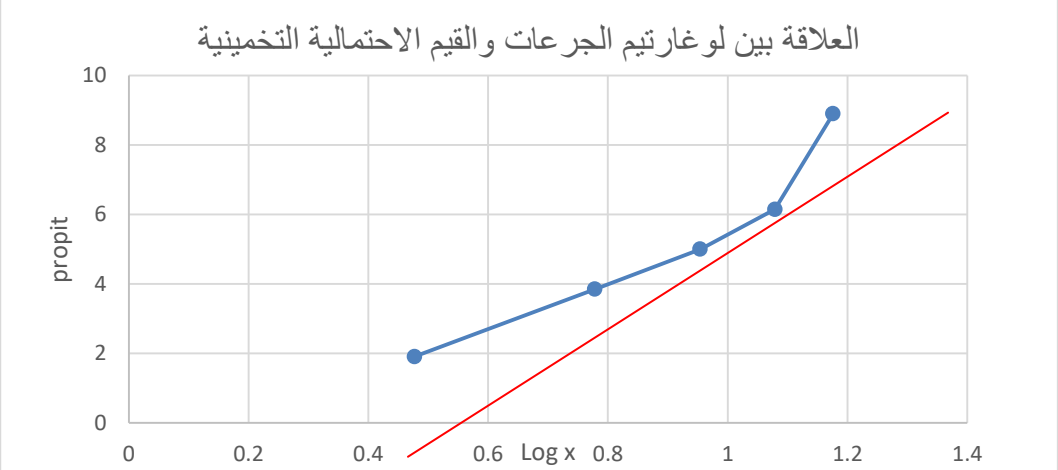
العلاقة بين النسبة المئوية للوفاة p% والقيم الاحتمالية التخمينية propits



يتم تحويل هذه العلاقة الى خط مستقيم وذلك من خلال رسم لوغارتيم الجرعات (Log x) على المحور الافقي مع القيم الاحتمالية التخمينية propits على المحور العمودي والشكل (2) يوضح ذلك .

شكل (2)

العلاقة بين لوغارتيم الجرعات والقيم الاحتمالية التخمينية



وتم الاستنتاج من الرسم المذكور انفا لخط الانحدار الاحتمالي ان الجرعة المقابلة للقيمة الاحتمالية (propit) الرقم(5) هي (m=0.954) وتمثل هذه القيمة تقدير (log LD 50) أي لوغارتيم الجرعة الوسيطة الفعالة (هي الجرعة التي تتسبب بنسبة تاثير 50%) ولتقدير معادلة خط الانحدار من طريقة الرسم نعتمد على نقطتين من النقاط التي رسم منها الخط مثلا ".

$X_1 = 0.477 \quad Y_1 = 1.91$

$X_2 = 1.176 \quad Y2 = 8.80$

تمثل X_1 , X_2 لوغارتيم الجرعة الأولى والأخيرة على التوالي

و Y_1 , Y_2 تمثل القيمة الاحتمالية (Propit) المقابلة للجرعة الأولى والأخيرة على التوالي

$$\Delta = \frac{Y_2 - Y_1}{X_2 - X_1} = \frac{8.80 - 1.91}{1.176 - 0.477} = \frac{6.89}{0.699} = 9.86 = B_1$$

$$B_1 = \frac{1}{\sigma} = 9.86 \longrightarrow \sigma = 0.101$$

اذن معادلة خط الانحدار التقديرية حسب طريقة الرسم الموضحة انفا تكون بالصيغة التالية:

$$Y = 5 + \frac{1}{\sigma}(x - m)$$

$Y = -4.406 + 9.86\,X$

$Y = B_0 + B_1 X$

وتم الحصول على القيم الاحتمالية في العمود الثالث في الجدول (3) باستعمال المعادلة الأخيرة وبمقارنة هذه القيم التي تم استخراجها مع القيم الاحتمالية التخمينية نجد ان احد القيم تختلف بمقدار اكثر من(0.2) ومن ثم نعيد عملية التقدير مرة أخرى وباعتبار قيم Y هي الاصلية وباستعمال المعادلة

$$Y=\overline{Y} + B_1(X-\overline{X})$$

وبعد اجراء الحسابات نحصل على القيم الجديدة والموضحة في العمود الرابع (y) من الجدول (3) وان المعادلة التقديرية هي: $y = -4.375+9.86\ x$

وعند ملاحظة هذه القيم فنجد انها لا تختلف عن سابقتها بالمقدار المطلوب وبذلك نتوقف عن ذلك.

(3)جدول

نتائج القيم التقديرية لمعادلة خط الانحدار المتوقع

X	القيم الاحتمالية التخمينية(propit)	$\widehat{Y}$	Y
0.477	1.91	0.297	0.33
0.778	3.85	3.265	3.29
0.954	5.00	5.00	5.03
1.079	6.15	6.232	6.26
1.176	8.8	7.189	7.22

- الجدول من اعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Micosoft-excel

طريقة مربع كاي x^2 method

ولغرض التأكد من ملاءمة خط الانحدار للبيانات يمكن تطبيق اختبار مربع كاي x^2 وذلك بمقارنة الوفيات المشاهدة (r) مع المتوقعة (p) التي نحصل عليها من إيجاد قيم $\widehat{Y}$ في المعادلة السابقة، ثم يتم استخدام جداول تحويل النسب المئوية الى قيم احتمالية لإيجاد نسب التأثير المتوقعة المختلفة التي تقابل القيم الاحتمالية المتوقعة $\widehat{Y}$ ثم نحصل على العدد المتوقع بحاصل ضرب (n*p) وكما في الجدول (4).

(4)جدول

X	Y	P%	N	r	np	r-np	$\frac{(r-np)^2}{np(1-p)}$
0.477	0.33	2.25	8	0	0.18	-0.18	0.184
0.778	3.29	4.4	8	1	0.35	0.65	1.248
0.954	5.03	51.2	8	4	4.1	-0.1	0.005
1.079	6.26	89.7	8	7	7.18	-0.18	0.042
1.176	7.22	98.68	8	8	7.89	0.11	0.107

- **الجدول من اعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Micosoft-excel**

x^2 =1.585

H_0 = خط الانحدار ملائم للبيانات

H_1 : خط الانحدار غيرملائم للبيانات

وتقارن القيمة المحسوبة مع القيمة الجدولية لمربع كاي (7.8= $x^2_{3,0.05}$) نجد ان المحسوبة اصغر من الجدولية وهذا يعني لا نرفض فرضية العدم . ومن ثم فان خط الانحدار هو ملائم للبيانات.

طريقة (M.L.E)الإمكان الأعظم

وهذه الطريقة في التقدير تستعمل الأسلوب الرياضي في تقدير معادلة خط الانحدار ويتم استخراج قيم الاوزان (w) من جداول خاصة ملحق (2)، ولغرض التقدير نعمل الحسابات المذكورة في الجدول (5) .

(5)جدول

تقدير معادلة خط الانحار الموزونة

X	N	r	Y	W	Nw	Nwx	Nwy	nwx^2	Nwxy	nwy^2
0.477	8	0	0.33	0	0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
0.778	8	1	3.29	0.058	0.464	0.361	1.527	0.281	1.188	5.022
0.954	8	4	5.03	0.636	5.088	4.854	25.593	4.631	24.415	128.731
1.079	8	7	6.26	0.358	2.864	3.090	17.929	3.334	19.345	112.233
1.176	8	8	7.22	0.10	0.8	0.941	5.776	1.106	6.793	41.703
المجموع					9.216	9.246	50.824	9.352	51.741	287.689

- **الجدول من اعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Micosoft-excel**

ولغرض تقدير معادلة الانحدار نقوم بالحسابات التالية :

$$\bar{X} = \frac{\sum nwx}{\sum nw} = 1.003 \ , \quad \bar{Y} = \frac{\sum nwy}{\sum nw} = 5.515$$

$$S_{xx} = \sum nwx^2 - \frac{(\sum nwx)^2}{\sum nw} = 0.076$$

$$S_{yy} = \sum nwy^2 - \frac{(\sum nwy)^2}{\sum nw} = 7.407$$

$$S_{xy} = \sum nwxy - \frac{(\sum nwx)(\sum nwy)}{\sum nw} = 0.752$$

$$B_1 = \frac{\sum nw(x-\bar{x})(y-\bar{y})}{\sum nw(x-\bar{x})^2} = \frac{S_{xy}}{S_{xx}} = 9.89$$

وتم الحصول على المعادلة المقدرة الموزونة

$$Y = -4.405 + 9.89\,X$$

وتم الحصول على القيم المقدرة Y من المعادلة المذكورة انفا في جدول (6) العمود الثاني.

و يمكن أيضا تطبيق اختبار مربع كاي للتاكد من ملاءمة خط الانحدار المقدر للبيانات وذلك باجراء المقارنة بين الوفيات المشاهدة والمتوقعة (np) والتي تم الحصول عليها بعد إيجاد قيم y من المعادلة السابقة .ثم استخدام جداول تحويل النسب المئوية الى قيم احتمالية لايجاد نسبة التاثير المتوقعة المقابلة الى القيم الاحتمالية المتوقعة (y) ثم نكمل نجد (np) لكي نحصل على العدد المتوقع . ومن ثم نكمل بقية الحساب للحصول على اختبار مربع كاي والجدول (6) يوضح ذلك .

(6)جدول

يوضح العمليات الحسابية لغرض احتساب اختبار مرع كاي x^2

X	Y	P%	N	r	Np	r-np	$\frac{(r-np)^2}{np(1-p)}$	Q	Npq
0.477	0.313	0.023	8	0	0.184	-0.184	0.188	0.977	0.180
0.778	3.29	0.044	8	1	0.352	0.648	1.248	0.956	0.337
0.954	5.03	0.512	8	4	4.096	-0.096	0.005	0.488	1.999
1.079	6.267	0.898	8	7	7.184	-0.184	0.046	0.102	0.733
1.176	7.137	0.984	8	8	7.872	0.128	0.130	0.016	0.126

- الجدول من اعداد الباحث بالاعتماد على مخرجات Micosoft-excel

x^2 =1.585

H_0 : خط الانحدار ملائم للبيانات

H_1 : خط الانحدار غير ملائم للبيانات

وتقارن القيمة المحسوبة مع القيمة الجدولية لمربع كاي ($x^2_{3,0.05}$ =7.8) نجد ان المحسوبة اصغر من الجدولية وهذا يعني لا نرفض فرضية العدم . ومن ثم فان خط الانحدار غير ملائم للبيانات وهي النتيجة نفسها التي حصلنا عليها في الطريقة السابقة.

الاستنتاجات:

1- تم التوصل الى مقدار الجرعة الوسيطة ED50 المقابلة لمقدار التركيز (9 ملغم/كغم) .والتي تقابل أيضا لوغارتيم الجرعة [m=Log(X)=0.954)

2- النموذج الاحتمالي (propit) المناسب الذي تم تقديره لانحدار الجرعة التاثير هو .4 - =Y405X 9.89+
والذي تم الحصول عليه بعد تكرار لمرة واحدة للقيم الاحتمالية وتم التأكد من ملاءمة النموذج للبيانات حسب اختبار مربع كاي وبطريقة التقدير M.L وباستعمال اوزان معينة تم الحصول عليها من جداول خاصة .

3- تم الحصول على العدد المتوقع (np) للوفاة (التاثير) باستعمال نسب التاثير المتوقعة للقيم الاحتمالية المتوقعة وحسب النتائج في جدول (6).

4- يوصي الباحث بإيجاد طرائق بديلة أخرى لامعلمية لتقدير انحدار الجرعة التاثير او الجرعة الوسيطة بحيث لا تعتمد على مقدار الفرق المتناسب بين الجرعات .

المصادر-

1- احمد ،ايمان حسن و عبدالوهاب ، عمر عادل (2013)"مقارنة بعض الطرائق المعلمية واللامعلمية لتقدير الجرعة الوسيطة المؤثرة (ED50) ، مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية المجلد 19، العدد 73 الصفحات 453-470.

2- حسن ، ضوية سلمان ،واخرون (2012) "تحليل البيانات المصنفة وتطبيقاتها "العراق ،بغداد .

3- حسن ،ضوية سلمان ،(1979) " أسلوب تحويل البيانات النوعية الى كمية في التجارب الحياتية ، رسالة ماجستير - كلية الإدارة والاقتصاد، جامعة بغداد.

4- رشيد، ظافر حسين و الدوري ،انتصار عريبي "توزيعات بديلة لتقدير نموذج الجرعة - الاستجابة في التجارب الحياتية " مجلة العلوم الاقتصادية والإدارية المجلد 13/ ع 45/ لسنة 2007.

5- المسعودي، ذو الفقار عباس (2013)" تاثير جرع مختلفة من المبيد الحشري Bifenthrin في بعض المعايير الوظيفية والنسيجية لاناث الجرذ لابيض اثناء الحمل " رسلة ماجستير غير منشورة /جامعة كربلاء/كلية التربية للعلوم الصرفة/ علوم الحياة-الحيوان .

6- Finny, D.J .(1971)"Probit analysis" 3rd ed , London, university press, Combridge.

7- M.Sakuma,(1998) " Probit analysis of preference data" Appl.Entomol . Zool.33**(3): 339-347 .**

ملحق (1)

جداول خاصة (Fisher & yates) التحويلات والنسب المئوية الى النموذج الاحتمالي (propits)

%	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0	/	2.67	2.95	3.12	3.25	3.36	3.45	3.52	3.59	3.66
13	3.72	3.77	3.82	3.87	3.92	3.96	4.01	4.05	4.08	4.12
20	4.16	4.19	4.23	4.26	4.29	4.33	4.36	4.39	4.42	4.45
30	4.48	4.5	4.53	4.56	4.59	4.61	4.64	4.67	4.69	4.72
40	4.75	4.77	4.8	4.82	4.85	4.87	4.9	4.92	4.95	4.97
50	5	5.03	5.05	5.08	5.1	5.13	5.15	5.18	5.2	5.23
60	5.25	5.28	5.31	5.33	5.36	5.39	5.41	5.44	5.47	5.5
70	5.52	5.55	5.58	5.61	5.64	5.67	5.71	5.74	5.77	5.81
80	5.84	5.88	5.92	5.95	5.99	6.04	6.08	6.13	6.18	6.23
90	6.28	6.34	6.41	6.48	6.55	6.64	6.75	6.88	7.05	7.33
-	0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
99	7.33	7.37	7.41	7.46	7.51	7.58	7.65	7.75	7.88	8.09

- Finny, D.J .(1971)"Probit analysis" 3rd ed , London, university press, Combridge.

ملحق (2)

جداول خاصة (Fisher & yates) معاملات الاوزان , $w = z^2/PQ$

Y	0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
1	0.001	0.001	0.001	0.002	0.002	0.003	0.005	0.006	0.008	0.011
2	0.015	0.019	0.025	0.031	0.04	0.05	0.062	0.076	0.092	0.11
3	0.131	0.154	0.18	0.208	0.238	0.269	0.302	0.336	0.37	0.405
4	0.439	0.471	0.503	0.532	0.558	0.581	0.601	0.616	0.627	0.634
5	0.637	0.634	0.627	0.616	0.601	0.581	0.558	0.532	0.503	0.471
6	0.439	0.405	0.37	0.336	0.302	0.269	0.238	0.208	0.18	0.154
7	0.131	0.11	0.092	0.076	0.062	0.05	0.04	0.031	0.025	0.019
8	0.015	0.011	0.008	0.006	0.005	0.003	0.002	0.002	0.001	0.001

- Finny, D.J .(1971)"Probit analysis" 3rd ed , London, university press, Combridge.