أسلوب اختبار الفرضية الضبابية المتعلقة بالنسب وتوظيفها في المجالات الصحية أ.د.محمد صادق عبد الرزاق قسم الإحصاء/ كلية الإدارة والاقتصاد_ جامعة بغداد

Abstract: In hypotheses testing, such as other statistical problems, we may confront imprecise concepts. One case is a situation in which both hypotheses and observations are imprecise, this research deals with introducing a method of testing statistical fuzzy hypothesis, related with proportion of measurement of suger in blood for (124) persons. by applying Neyman-Perason theory for testing the fuzzy hypothesis. it is noted that the ratio of the number of injured in the sample is (0.1532) of the total sample, In this paper we definefuzzy sample space, fuzzy-valued random sample, Probability of type I and type II errors, and generalized Neyman-Pearson Lemma fortesting fuzzy hypothesis.

الملخص: إن اختبار الفرضيات كباقي المسائل الإحصائية أذ يجوز لنا مواجهة المفاهيم غير الدقيقة حالةً واحدة هي الحالة التي تكون فيها الفرضيات والمشاهدات غير دقيقة, هذا البحث يهتم بتقديم طريقة اختبار الفرضية الإحصائية الضبابية المتعلقة بالنسب, لعينة عشوائية تمثل قياسات مستوى السكر في الدم من (124) شخصا, من خلال تطبيق نظرية Neyman_Pearsonلاختبار الفرضية الضبابية, أذ لوحظ إن نسبة عدد المصابين في العينة هو (0.1532) من أجمالي العينة, ويتناول هذا البحث تعريف فضاء العينة الضبابي, العينة العشوائية ذات القيم الضبابية, اختبار الفرضية الضبابية, احتمال الخطأ من النوع الأول والثاني, وتعميم مبرهنة (Neyman — Pearson) لاختبار الفرضية الضبابية.

1_ المقدمة

إن نظرية المجموعات الضبابية هي أداة قوية ومعروفة للصياغة وتحليل الحالات غير الدقيقة وغير الموضوعية أذ إن التحليل الدقيق أما صعب أو مستحيل. وأن صنع القرار في الاستدلال الإحصائي التقليدي يستند بالأساس الى بيانات اعتيادية, متغير عشوائي اعتيادي, فرضيات اختبار دقيقة, قواعد اختبار غير مبهمة . كما أن هنالك اختلافاً في الكثير من الحالات التي تكون فيها هذه الافتراضات غير واقعية , لذلك كانت هنالك بعض المحاولات لتحليل هذه الحالات " بنظرية المجموعات الضبابية " , وقد شهدت السنوات الاخيرة توجهات بحثية وتطبيقات مختلفة في مجال نظرية المجموعات الضبابية , التي تناولت الجمع بين الأساليب الإحصائية ونظرية المجموعات الضبابية وقد طورت في بعض المووع منها "اختبار الفرضيات الضبابية" "الانحدار الضبابي" "نظرية بيز الضبابية" "التقدير الضبابي" الفرقية بيز الضبابية" "التقدير الضبابي" ونستعرض بعض الأعمال بشكل موجز التي تناولت دراسة اختبار الفرضية الضبابية . (Arnoled 1996) دراسة اختبار فرضية تم صياغتها بشكل غير دقيق مع بيانات دقيقة , وحساب احتمال الخطأ من النوع الأول والثاني وكان الاختبار على معلمة واحدة من التوزيع الاسي.

وقام الباحثان (Taheri & Behboodin, 1999) بدراسة اختبار الفرضيات الضبابية مع المشاهدات الاعتيادية, وقدما تعريفات جديدة لاحتمال الخطأ من النوع الأول والثاني tow type error وقد نصا و برهنا (Neyman pearson Lemma) على أساس هذه الأخطاء لاختبار الفرضية الضبابية.

(P. Grzegorzewsk, 2000) اوضح كيفية صياغة اختبار ضبابي لاختبار الفرضية الإحصائية مع بيانات ضبابية وقدم طريقة عامة لبناء الاختبار الضبابي للفرضيات ذات معلمة مجهولة ضد الفرضية البديلة من جانب واحد ومن جانبين.

(Montenegro et al, 2001) دراسة اختبار الفرضيات لعينتين ضبابيتين, وتركز الاختبار على (Montenegro et al, 2001) المتوسطات المتعلقة بالمتغير العشوائي المضبب في المجتمعين, (Behboodin, 2005) العشوائي المضبابية وإعطاء نسبة الاحتمال المتسلسل للفرضيات الضبابية اعددة تعريف بعض المفاهيم حول الفرضيات الضبابية وإعطاء نسبة الاحتمال المتسلسل للفرضيات الضبابية مع بيانات ضبابية . اقترح (Denoeux et al, 2005) قيمة (P-value) الضبابية للاختبارات الأمعلمية المستندة إلى الرتب الإحصائية للبيانات الأصلية مع بيانات ضبابية .

يهدف هذه البحث: إلى عرض أسلوب اختبار الفرضية الصبابية المتعلقة بنسبة الإصابة في عينة تتكون من (124) مشاهدة, باستعمال تعميم نظرية (Neyman – Pearson) لاختبار الفرضية الضبابية أذ يتم اختبار الفرضية الضبابية لنسبة الإصابة في العينة قيد الدراسة في حالتين الأولى بالمقارنة مع نسبة الإصابة بالسكري في العالم ويتم المقارنة بين الحالتين بالاعتماد على معيار قوة الاختبار, وتكون الفرضية المراد اختبارها مبنية أو معدة بشكل غير دقيق. وهو مخالف إلى النهج

الكلاسيكي لاختبار الفرضيات أذ تكون جميع المفاهيم دقيقة وواضحة المعالم, لذلك عندما نقدم الضبابية في الفرضيات فإننا نواجة مشاكل جديدة ومثيرة للاهتمام.

تعاريف أساسية وفق نظرية المجموعات الضبابية

2. فضاء العينة الضبابي fuzzy sample space {10,9}

إن فضاء العينة الضبابي الذي يرمز له بالرمز $\tilde{\chi}$, هو عباره عن تجزيئات ضبابية إلى المجموعة χ التي تدعى بالسند " χ وفضاء العينة , إلى العينة العثوانية χ والتي نعرفها رياضيا بالشكل الأتي :

 $[\mathbf{\chi} = (\mathbf{x} \in \mathbb{R} \mid \mathbf{f}(\mathbf{x}) > 0]$

أو بمعنى أخر, هو مجموع للمجاميع الجزئية الضبابية $\widetilde{\chi}$ للمجموعة χ التي تكون فيه دالة الانتماء, هي مقياس بوريل Boral measurabe وتحقق القيد التعامدي (Orthogonality constraint):

$$\sum_{\widetilde{x}\in\widetilde{\mathbf{y}}}\mu_{\widetilde{x}}(x)=\mathbf{1}\qquad ,\forall x\in\mathbf{\chi}$$

3. العينة العشوائية ذات القيم الضبابية (FVRS (10, 9

إن العينة العشوائية ذات القيم الضبابية:

 $\widetilde{\mathbf{X}} = (\widetilde{X}_1, \widetilde{X}_2, \dots, \widetilde{X}_n)$

بحجم n والمرتبطة بدالة كثافة احتمالية f(x) , مع أي فضاء عينة ضبابي للمجموعة χ , هي دالة قابلة للقياس measurable function من :

$$\Omega \longrightarrow \widetilde{\chi}^n = \widetilde{\chi} \times ... \times \widetilde{\chi}$$

أذ أن Ω فضاء احتمالي , وبدالة كثافة احتمالية تعطى بالشكل الآتي:

$$f(\widetilde{x}_1,\ldots,\widetilde{x}_n)=P(\widetilde{X}=\widetilde{x})=\int_{\chi^n}\prod_{i=1}^n\mu_{\widetilde{x}_i}(x_i)f(x_i)dv(x_i)$$

ين نحصل على: ,pp 233-234 $fubini's\ theorm\{7\}$ " نحصل على: $f(\widetilde{x}_1,...,\widetilde{x}_n)=f(\widetilde{x}_1)$... $f(\widetilde{x}_n)$, $\forall \widetilde{x}_i \in \widetilde{x}_i$

إذ أن

$$f(\widetilde{x}_i) = \int_{\gamma} \mu_{\widetilde{x}_i}(x_i) f(x_i) dv(x_i),$$

وأن $f(\widetilde{\chi}_i)$, هي دالة كثافة احتمالية للمتغير العشوائي ذي الْقَيم الضبابية FVRS في الحقيقة إن $f(\widetilde{\chi}_i)$ هي دالة كثافة احتمالية معرفة على فضاء العينة المضبب $\widetilde{\chi}$, بسبب الخاصية التعامدية للدوال الانتماء $\mu_{\widetilde{\chi}_i}$'s ولتوضيح ذلك نأخذ :

$$\sum_{\widetilde{x}_{l} \in \widetilde{\chi}} f(x_{l}) = \sum_{\widetilde{x}_{l} \in \widetilde{\chi}} \int_{\chi} \mu_{\widetilde{x}_{l}}(x) f(x) dv(x)$$

$$= \int_{\chi} f(x) \left(\sum_{\widetilde{x}_{l} \in \widetilde{\chi}} \mu_{\widetilde{x}_{l}}(x) \right) dv(x)$$

$$= \int_{\chi} f(x) dv(x) = 1$$

3.1 نظرية (Theorem

: $\{10, 9\}$ أذا كان لدينًا دالة قابلة للقياس ولتكن g بحيث أن

 $g:\chi^n\to\mathbb{R}$

فان المتغير العشوائي $y=g(\widetilde{X})$, هو متغير عشوائي اعتيادي وما يترتب على هذا الكلام هو أمكانية تعريف واستخدام كل المفاهيم ذات الصلة بالمتغيرات العشوائية كالتوقع والتباين .. الخ.

(Theorem) نظرية

نافرض أن \widetilde{X} عينة عشوائية ذات قيم مضببة بفضاء عينة مضبب $\widetilde{\chi}^n$, وأن $(g:\widetilde{\chi}^n o \mathbb{R})$ فإن توقع الدالة $g:\widetilde{\chi}^n$ سيكون $g:\widetilde{\chi}^n$:

$$E\{g(\widetilde{\mathbf{X}})\} = \sum_{\widetilde{\mathbf{X}} \in \widetilde{\mathbf{Y}}^n} g(\widetilde{\mathbf{X}}) f(\widetilde{\mathbf{X}})$$

4. اختبار الفرضية الضبابية (Fuzzy hypothesis testing

عند اختبار الفرضية الإحصَّائية سواءاً كانت هذه الفَّرضيَّة بسيطَّة عن معلمة التوزيع أو فرضية مركبة تعتمد نظرية نيمان أو نسبة الارجحية العظمى للوصول إلى أفضل مجال ممكن يعتمد على مشاهدات العينة لاتخاذ قرار أما القبول أو الرفض لهذه الفرضية . في حالة الفرضية الضبابية فان أي فرضية تكون بالشكل { 10.9.8 } :

 $H:\theta$ is $H(\theta)$

وأن [H(heta)], هي دالة انتماء (Membership Function) على فضاء المعلمة Θ أي أنها دالة

{**0** to [0, 1]}

تسمى فرضية ضبابية. على سبيل المثال لنفرض إن 6 معلمة لتوزيع برنولى وافرض الدالة الآتية:

في اختبار الفرضية الضبابية مع بيانات ضبابية فإن المشكلة الرئيسية هي اختبار الفرضية الأتية:

 $H_0:\theta$ is $H_0(\theta)$ $H_1:\theta$ is $H_1(\theta)$

على أساس $(\widetilde{X}_1,\dots,\widetilde{X}_n)=\widetilde{X}$ عينة عشوائية ذات قيم ضبابية هي $\widetilde{X}=(\widetilde{X}_1,\dots,\widetilde{X}_n)=\widetilde{X}$ وبدالة كثافة احتمالية تُعرف على النحو الأتى:

 $f(\widetilde{x},\theta) = \int \mu_{\widetilde{x}}(x)f(x,\theta) dx$

من المعلوم إن قبول الفرضية H_0 أو رفضها يمثل نتيجة لاتخاذ قرار بين الفرضية وبديل اخر لها إن البديل الاخر إلى $_{
m H_0}$ يسمى بالفرضية البديلة ويرمز لها بالرمز $_{
m H_1}$ وبشكل عام يمكن القول بان لأي اختبار $_{1}$ إحصائي توجد فرضيتان $_{2}$ و $_{1}$ وان الاهتمام يكون منصب على اختبار الفرضية

5. دالة الاختبار الضبابية {Fuzzy test function} (10,9)

إن اختبار الفرضيات الضبابية مماثل إلى اختبار الفرضيات الكلاسيكي بمعنى أنه يجب علينا إعطاء دالة اختبار ضبابية

: لنفرض أن (\widetilde{X}) دالة قابلة للقياس على فضاء العينة المضبب nرَأي أنها دالة من

استناداً إلى قياسات عينة عشوائية ذات قيم مضببة وبدالة كثافة احتمالية $f(\widetilde{x}, \theta)$ أي أن $\Phi(\widetilde{X})$ هي دالة اختبار ضبابي تمثل احتمال رفض الفرضية (H) وان قوة دالة الاختبار power function لها تعطى

 $m{eta}_{\Phi}(heta)=Eigl[\Phiigl(\widetilde{X}igr)igr]$ وباستعمال النظرية $m{eta}_{\Phi}(0)$ يمكن حساب قوة الدالة $m{eta}_{\Phi}(0)$ على النحو الأتي :

$$\beta_{\Phi}(\theta) = E[\Phi(\widetilde{X})] = \sum_{\chi^n} \Phi(\widetilde{X}) f(\widetilde{\chi}, \theta)$$

6. احتمال الخطأ من النوع الأول والثاني

يعرف الخطأ من النوع الأول بأنه الخطأ الحاصل بسبب رفض H_0 عندما تكون صحيحة في حين يعرف الخطأ من النوع الثاني بأنه الخطأ الحاصل بسبب قبول المناني بأنه الخطأ الحاصل بسبب قبول المناني بأنه الخطأ الحاصل بسبب قبول

وعلية فإن احتمال الخطأ من النوع الأول والثاني ($Type\ I\ Error$) لدالة الاختبار الضبابي $\Phi(\widetilde{X})$ على التوالي بالشكل الأتي {9}:

 $\alpha_{\Phi} = (1/M) \int_{\Omega} H_0(\theta) E_{\theta}[\Phi(\widetilde{X})] d\theta \qquad & M = \int_{\Omega} H_0(\theta) d\theta < \infty$

 $\beta_{\Phi} = \left(\frac{1}{N} \right) \int_{\Omega} H_1(\theta) \left[1 - E_{\theta} \left[\Phi \left(\widetilde{X} \right) \right] \right] d\theta \quad \& N = \int H_1\left(\theta \right) d\theta < \infty$

7. مبرهنة (Neyman – Perason) لاختبار الفرضية الضبابية مع بيانات غامضة. 7. مبرهنه - rerason مبرهنه - rerason) مبرهنه $\{9\}$ نظریه $\{7\}$ نظریه $\{7\}$ نظریه $\{7\}$

$$\widetilde{\mathbf{X}} = (\widetilde{X}_1, \dots, \widetilde{X}_n)$$

تمثل عينة عشوائية ذات قيم ضبابية هي:

$$\widetilde{\mathbf{x}} = (\widetilde{\mathbf{x}}_1, \dots, \widetilde{\mathbf{x}}_n)$$

وبدالة احتمالية $f(\tilde{\mathbf{x}}; oldsymbol{ heta})$ و معلمة مجهولة وبدالة احتمالية والمعلمة مجهولة وبدالة احتمالية الفرضية الضبابية: $(H_0: \theta \text{ is } H_0(\theta))$

$$H_1: \theta \text{ is } H_1(\theta)$$

$$\Phi(\tilde{\mathbf{x}}) = egin{cases} 1 & if & \widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_0(\tilde{\mathbf{x}}) > K \\ \delta(\tilde{\mathbf{x}}) & if & \widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_0(\tilde{\mathbf{x}}) = K \\ 0 & if & \widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_0(\tilde{\mathbf{x}}) = K \\ 0 & if & \widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_0(\tilde{\mathbf{x}}) < K \\ 0 & if & \widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}}) < K \\ 0 & if & \widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}}) < K \\ 0 & if & \widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}}) < K \\ 0 & if & \widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}}) < K \\ 0 & if & \widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}}) < K \\ 0 & if & \widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}}) < K \\ 0 & if & \widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf$$

 $,\,lpha$ بحجم (MP $fuzzy\ test)$ بحجم (المختبار الضبابي الأكثر قوة ($0 \leq \delta(\widetilde{x}) \leq 1$) بحجم الكل أذ أن,

$$\alpha = \alpha_{\Phi}$$

وأن

$$\widetilde{\mathbf{H}}_{0}(\widetilde{\mathbf{x}}) = \int_{\Theta} H_{0}(\theta) f(\widetilde{\mathbf{x}}; \theta) \ d\theta$$

$$\widetilde{\mathbf{H}}_{1}(\widetilde{\mathbf{x}}) = \int_{\Theta} H_{1}(\theta) f(\widetilde{\mathbf{x}}; \theta) \ d\theta$$

 \blacksquare أذا كانت $(K=\infty)$ فأن الاختبار الضبابى $(K=\infty)$

$$\Phi(\tilde{\mathbf{x}}) = \begin{cases} 1 & \text{if} & \widetilde{\mathbf{H}}_0(\tilde{\mathbf{x}}) = \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \text{if} & \widetilde{\mathbf{H}}_0(\tilde{\mathbf{x}}) > \mathbf{0} \end{cases} \dots (2)$$

هو الاختبار الضبابي الأكثر قوة بحجم صفر.

 $\delta(\widetilde{\mathrm{x}})=\delta(\widetilde{\mathrm{x}})$ مع $\Phi(\widetilde{\mathrm{x}})$ للحالة $\Phi(\widetilde{\mathrm{x}})$ للحالة الختبار ضبابي للدالة الاختبار فبابي للدالة الاختبار $\Phi(\widetilde{\mathrm{x}})$ $(\alpha_{\Phi} = \alpha)$ کیل δ (constant)

$$(a)$$
 برهان النظرية (a) : (a) برهان النظرية (a)

$$(1/\mathbf{M})\int_{\Theta}H_{0}(\theta)\mathbf{E}_{\theta}[\Phi(\tilde{\mathbf{x}})]d\theta=\alpha$$

: نفرض أن $\Phi^*(\widetilde{\mathbf{x}})$ أي دالة اختبار ضبابي بمستوى معنوية

$$(1/M)\int_{\Theta} H_0(\theta) \mathbf{E}_{\theta}[\Phi^*(\tilde{\mathbf{x}})] d\theta \leq \alpha$$

: يجب أن نبرهن أن $oldsymbol{eta}_{\Phi} \geq oldsymbol{eta}_{\Phi}$ لذلك نفرض أن

$$\widetilde{\mathbf{A}} = \left\{ \widetilde{\mathbf{X}} \middle| \frac{\widetilde{H}_1(\widetilde{\mathbf{X}})}{\widetilde{H}_0(\widetilde{\mathbf{X}})} > k \right\} \quad \forall \ \widetilde{\mathbf{X}} \in \widetilde{\mathbf{A}} \ , \widetilde{\mathbf{X}} \notin \widetilde{\mathbf{A}}$$

إذ أن

$$[\Phi(\widetilde{X}) - \Phi^*(\widetilde{X})][\widetilde{H}_1(\widetilde{X}) - k\widetilde{H}_0(\widetilde{X})] \ge 0,$$

أو

$$\left[\Phi\left(\widetilde{X}\right) - \Phi^*\left(\widetilde{X}\right)\right] \left[\int\limits_{\Theta} H_1(\theta) f(\widetilde{x};\theta) d\theta - k\int\limits_{\Theta} H_0(\theta) f(\widetilde{x};\theta) d\theta\right] \geq 0$$

لذلك

$$\sum_{\widetilde{\mathbf{x}}^{\mathbf{n}}} \Phi(\widetilde{\mathbf{X}}) \left[\int_{\Theta} H_1(\theta) f(\widetilde{\mathbf{x}}; \theta) d\theta \right] - \sum_{\widetilde{\mathbf{x}}^{\mathbf{n}}} \Phi^*(\widetilde{\mathbf{X}}) \left[\int_{\Theta} H_1(\theta) f(\widetilde{\mathbf{x}}; \theta) d\theta \right]$$

$$\geq k\left[\sum_{\widetilde{\chi}^n} \Phi(\widetilde{X}) \left[\int_{\Theta} H_0(\theta) f(\widetilde{x}; \theta) d\theta \right] - \sum_{\widetilde{\chi}^n} \Phi^*(\widetilde{X}) \left[\int_{\Theta} H_0(\theta) f(\widetilde{x}; \theta) d\theta \right] \right]$$

وباستخدام (Fubini's Theorem(Billingsley 1995, {7}) بسبب ايجابية التكاملات والنظرية

$$\int_{\Theta} H_1(\theta) \big[E_{\theta} \big(\Phi(\tilde{\mathbf{x}}) \big) - E_{\theta} \big(\Phi^*(\tilde{\mathbf{x}}) \big) \big] d\theta$$

$$\geq k \int_{\Theta} H_0(\theta) \big[E_{\theta} \big(\Phi(\tilde{\mathbf{x}}) \big) - E_{\theta} \big(\Phi^*(\tilde{\mathbf{x}}) \big) \big] d\theta$$

إن الحد الأيمِن غير سالب , لما كانت $lpha_{\Phi}^* \leq lpha_{\Phi} = lpha$ و $lpha_{\Phi}^*$ موجبة , لذَّلُكُ يكون الحد الأيسر غير سالب ,و $eta_\Phi^* \stackrel{>}{\geq} eta_\Phi$ موجبة يحقق $eta_\Phi \stackrel{>}{\geq} eta_\Phi$. $eta_\Phi = eta_\Phi$ المالة ناخذ $eta_\Phi = eta_\Phi$ المالة ناخذ :

$$\begin{split} \alpha_{\Phi} &= (1/\mathsf{M}) \int_{\Theta} H_0(\theta) p \big(\widetilde{H}_0(\widetilde{\mathbf{x}}) = 0 \big) d\theta \\ &= (1/\mathsf{M}) \int_{\Theta} H_0(\theta) \sum_{\widetilde{\mathbf{x}}^n} \mathbf{I}_{\{0\}} \big[\int_{\Theta} H_0(\theta) f(\widetilde{\mathbf{x}}; \theta) d\theta \big] \times f(\widetilde{\mathbf{x}}; \theta) d\theta \\ &= (1/\mathsf{M}) \sum_{\widetilde{\mathbf{x}}^n} \mathbf{I}_{\{0\}} \big[\int_{\Theta} H_0(\theta) f(\widetilde{\mathbf{x}}; \theta) d\theta \big] \int_{\Theta} H_0(\theta) f(\widetilde{\mathbf{x}}; \theta) d\theta = 0, \end{split}$$

 $I_{\{0\}}\left[\int_{\Omega} H_0(\theta)f(\widetilde{x};\theta)d\theta\right] \times \int_{\Omega} H_0(\theta)f(\widetilde{x};\theta)d\theta = 0,$

يايكن Φ^* أي اختبار ضبابي بحجم صفر . ولنفرض أن $\widetilde{A}=\{\widetilde{X}|\widetilde{H}_0(\widetilde{X})=0\}\ \ orall\ \widetilde{X}\in\widetilde{A}$, $\widetilde{X}
ot\in\widetilde{A}$

يمكن أن نبين أن:

$$\left[\Phi(\widetilde{X})-\Phi^*(\widetilde{X})\right]\geq 0,$$

لذا

$$\begin{split} \boldsymbol{\beta}_{\Phi^*} - \boldsymbol{\beta}_{\Phi} &= (1/\mathrm{N}) \int\limits_{\Theta} H_1(\theta) \left[1 - E_{\theta} \left(\Phi^* \big(\widetilde{\boldsymbol{X}} \big) \right) \right] d\theta \\ - (1/\mathrm{N}) \int\limits_{\Theta} H_1(\theta) \left[1 - E_{\theta} \left(\Phi \big(\widetilde{\boldsymbol{X}} \big) \right) \right] d\theta \end{split}$$
$$= (1/\mathrm{N}) \int\limits_{\Theta} H_1(\theta) \left[E_{\theta} \left(\Phi \big(\widetilde{\boldsymbol{X}} \big) \right) - E_{\theta} \left(\Phi^* \big(\widetilde{\boldsymbol{X}} \big) \right) \right] d\theta \geq 0 \end{split}$$

(b) نناقش فقط حالة $(0<\alpha\leq 1)$, أن الاختبار الضبابي الأقوى بحجم صّفر معطى في (2) . وأن حجم ألاختبار في الشكل (1) هو (1) بناك ناخذ :

$$(1/M)\int_{\Theta}H_{0}(\theta)\mathrm{E}_{\theta}[\Phi(\widetilde{\mathbf{x}})]\mathrm{d}\theta=\alpha$$
 : نبرهن أن (3.2) في (1) أذ أن $(\alpha_{\Phi}=\alpha)$. باستعمال نظرية (3.2) ناخذ $\alpha_{\Phi}=(1/M)\int_{\Theta}H_{0}(\theta)\mathrm{E}_{\theta}\left(\Phi(\widetilde{X})\right)\mathrm{d}\theta$
$$=(1/M)\int_{\Theta}H_{0}(\theta)P_{\theta}(\widetilde{H}_{1}(\widetilde{X})/\widetilde{H}_{0}(\widetilde{X})>k)\mathrm{d}\theta$$
 $+(\delta/M)\int_{\Theta}H_{0}(\theta)P_{\theta}(\widetilde{H}_{1}(\widetilde{X})/\widetilde{H}_{0}(\widetilde{X})=k)=\alpha$... (3)

: أذا كان (k_0) موجود بحيث أن

$$(1/M) \int_{\Theta} H_0(\theta) P_{\theta} (\widetilde{H}_1(\widetilde{X}) / \widetilde{H}_0(\widetilde{X}) > k_0) = \alpha$$

من ثمنأخذ (y) عشوائي عشوائي . ($\delta=0$, $k=k_0$) من ثمنأخذ $y = \left(\widetilde{H}_1(\widetilde{X})/\widetilde{H}_0(\widetilde{X})\right)$

الواضح أن Y متغير عشواني ذي قيم حقيقية $real_valud~RV$ معرفة من $\widetilde{\chi}^n o R$

وأن $\left(P_{\theta}(y>k)\right)$ هي دالة غير متزايدة والمستمرة من اليمين في $\left(P_{\theta}(y>k)\right)$ بذا وبسبب ايجابية : فأن $(M, H_0(\theta))$

$$(1/\mathbf{M})\int\limits_{\mathbf{\Theta}}H_{0}(\mathbf{\theta})P_{\mathbf{\theta}}(y>k)d\mathbf{\theta}$$

: من ثم يوجد
$$k_0$$
 من ثم يوجد من اليمين في k من ثم يوجد والمستمر من اليمين في k_0 من ثم يوجد من الميكن أن $H_0(\theta)P_{\theta}(y>k_0)d\theta<\alpha<(1/{\rm M})\int\limits_{\Theta}H_0(\theta)P_{\theta}(y\geq{\rm k}_0)d\theta$

لذا في هذه الحالة نأخذ:

$$\delta = rac{lpha - (1/\mathsf{M})\int_{\Theta} H_0(heta) P_{ heta}(y > k_0) d heta}{(1/\mathsf{M})\int_{\Theta} H_0(heta) P_{ heta}(y = k_0) d heta}..(3)$$
يحقق

8. خطوات اختبار الفرضية الضبابية لين الفرضية الضبابية ليكن $X=(X_1,X_2,\dots,X_n)$ ليكن $X=(X_1,X_2,\dots,X_n)$ عينة عشوائية مسحوبة من مجتمع يتوزع توزيع برنولي بدالة احتمالية

$$f(\mathbf{x}) = \mathbf{\theta}^{x} (\mathbf{1} - \boldsymbol{\theta})^{1-x} \quad x = \mathbf{0}, \mathbf{1}, \boldsymbol{\theta} > 0$$

$$\begin{cases} H_0: \theta & H_0(\theta) \\ H_1: \theta & H_1(\theta) \end{cases}$$

مسود الله الكثافة الاحتمالية الضبابية بتطبيق الصيغة الأتي:

$$f(\widetilde{x}_{1},...,\widetilde{x}_{n};\theta) = \sum_{x_{i}=0}^{1} \prod_{i=1}^{n} \mu_{\widetilde{x}_{i}}(x_{i}) f(x_{i})$$

$$= \sum_{x_{1}=0}^{1} ... \sum_{x_{n}=0}^{1} \mu_{\widetilde{x}_{1}}(x_{1}) ... \mu_{\widetilde{x}_{n}}(x_{n}) f(x_{1},...,x_{n})$$

$$= \left[\sum_{x_{1}=0}^{1} \mu_{\widetilde{x}_{1}}(x_{1}) \theta^{x_{1}} (1-\theta)^{1-x_{1}} \right] \times ... \times \left[\sum_{x_{n}=0}^{1} \mu_{\widetilde{x}_{n}}(x_{n}) \theta^{x_{n}} (1-\theta)^{1-x_{n}} \right]$$

$$= \prod_{i=1}^{n} [\mu_{\widetilde{x}_{i}}(0) (1-\theta) + \mu_{\widetilde{x}_{n}}(1) \theta]$$

الخطوة الثانية نفرض أن

$$a_i = \mu_{\widetilde{x}_i}(0)$$
, $b_i = \mu_{\widetilde{x}_i}(1)$

: فتكون دالة الكثافة الاحتمالية بالشكل الآتي
$$fig(\widetilde X; hetaig)=\prod_{\mathrm i=1}^n[a_i(1- heta)+b_i\, heta]=\sum_{\mathrm i=0}^nc_i heta^\mathrm i(1- heta)^\mathrm{n-i}$$
 إذ أن

$$c_i = \sum_{[(d_1,...d_n)|d_j = a_j \text{ or } b_j, \ j=1,...,n,\#(b_j) = i]} \prod_{j=1}^n d_j$$

إن متوسطات $(b_i)^{\#}$ هي عباره عن الارقام $b_i{'}s$ المساوية الى (b_i) على سبيل المثال أذا كان $(\#(b_i)=0)$

فإن

$$\mathbf{c_0} = \mathbf{a_1} \times \mathbf{a_2} \times ... \times \mathbf{a_n}$$

الخطوة الثالثة

بالاستناد إلى $f(\widetilde{X}; \theta)$ في الخطوة الثانية نحصل على:

$$\widetilde{H}_{j}(\widetilde{X}) = \int_{\Theta} H_{j}(\theta) \left[\sum_{i=0}^{n} c_{i} \theta^{i} (1-\theta)^{n-1} \right] d\theta = \sum_{i=0}^{n} c_{i} \int_{\Theta} H_{j}(\theta) \theta^{i} (1-\theta)^{n-i} d\theta j$$

$$\Phi(\widetilde{X}) = \begin{cases} 1 \left[\sum_{i=0}^{n} c_{i} \int_{\Theta} H_{1}(\theta) \theta^{i} (1-\theta)^{n-i} d\theta \middle/ \sum_{i=0}^{n} c_{i} \int_{\Theta} H_{0}(\theta) \theta^{i} (1-\theta)^{n-i} d\theta \right] > k \\ \delta \left[\sum_{i=0}^{n} c_{i} \int_{\Theta} H_{1}(\theta) \theta^{i} (1-\theta)^{n-i} d\theta \middle/ \sum_{i=0}^{n} c_{i} \int_{\Theta} H_{0}(\theta) \theta^{i} (1-\theta)^{n-i} d\theta \right] = k \\ 0 \left[\sum_{i=0}^{n} c_{i} \int_{\Theta} H_{1}(\theta) \theta^{i} (1-\theta)^{n-i} d\theta \middle/ \sum_{i=0}^{n} c_{i} \int_{\Theta} H_{0}(\theta) \theta^{i} (1-\theta)^{n-i} d\theta \right] < k \end{cases}$$

نحدد الاختبارات الأكثر قوة (Φ_i) مع المناطق الحرجة (C_i) لكل الحالات الممكنة ومن ثم حساب احتمال الخطأ من النوع الأول والثاني $oldsymbol{eta}_{\Phi}, lpha_{\Phi}$ وقوة الاختبار $oldsymbol{power test}$ لكل حاله .

وطبقاً للفرضية الضبابية ودوال الانتماء الخاصة بها يكون الاختبار معنوياً أذا كان وفقط كان (iff):

$$\alpha_{\Phi} \leq \alpha \, \in \, [0,1]$$

والاختبار الأكثر قوة Most Power Test لكل دالة اختبار ضبابي $\Phi(\tilde{x})$ لمستوى معنوي α أذا كان : $\beta_{\Phi} \leq \beta_{\Phi}^* \quad \forall \Phi$

تم الحصول علَّى البيانات لهذا الدراسة من مستشفى الكاظمية التعليمي / شعبة التحليلات المرضية. وهي تمثل قياسات السكر في الدم لعينة عشوائية من (124) شخصاً. " الجدول (1-1) " أذ لوحظ أن عدد الأشخاص المصابين هو (19) شخص من مجموع العينة, لذلك فان نسبة الإصابة في العينة تساوي (0.1532) . إن كل مفردة في العينة هي تتبع توزيع برنولي (Bernolli Distribution) لان الشخص أما مصاب أو غير مصاب فأن التوزيع الريّاضيّ الملائم في هذه الحالة هو {2} :

$$f(x) = \theta^{x}(1-\theta)^{1-x}$$
 $x = 0, 1$, $\theta > 0$

الجدول (1-1) يوضح قياسات السكر بوحدات (ملليجرام / 100سم3)

لياسات السكر	<u> </u>	ر <u>قم</u> رقم	·	<u>ع سيده ، محرو بر</u> قياس	رقم المشاهدة رقم المشاهدة
بالدم	الجنس	المشاهدة	بالدم	الجنس	, ,
81	F	57	101	M	1
111	F	58	98	M	2
207	F	59	174	F	3
161	F	60	191	M	4

(41) ssell		(المبلد (10)		المبلة العراقية للعلوم الإدارية	
113	F	61	84	M	5	
292	F	62	92	F	6	
91	M	63	103	F	7	
104	F	64	84	F	8	
86	M	65	101	F	9	
97	F	66	183	M	10	
96	F	67	98	M	11	
306	M	68	96	F	12	
109	F	69	106	F	13	
83	M	70	186	F	14	
111	M	71	169	M	15	
106	F	72	100	M	16	
101	F	73	88	M	17	
101	F	74	96	F	18	
259	F	75	85	F	19	
96	M	76	90	M	20	
104	M	77	102	M	21	
_111	F	78	92	F	22	
173	M	79	98	M	23	
235	M	80	103	M	24	
90	F	81	97	F	25	
114	M	82	84	F	26	
94	F	83	90	F	27	
101	M	84	105	F	28	
106	M	85	100	M	29	
287	M	86	95	M	30	
99	F	87	84	M	31	
91	M	88	103	F	32	
103	M	89	101	F	33	
86	M	90	94	F	34	
105	F	91	88	M	35	
101	M	92	106	F	36	
98	M	93	109	M	37	
82	M	94	113	F	38	
318	M	95	94	M	39	
86	F	96	103	F	40	
101	M	97	91	M	41	
94	F	98	98	M	42	
82	M	99	84	M	43	
103	M	100	102	M	44	
167	M	101	87	M	45	
96	M	102	110	M	46	

90	M	103	101	M	47
181	M	104	91	M	48
107	M	105	97	M	49
101	F	106	105	M	50
95	M	107	83	F	51
82	M	108	97	M	52
91	F	109	104	F	53
88	F	110	178	M	54
96	F	111	87	F	55
196	F	112	97	M	56

المجلد (10)

العدد (41))

104	M	119	82	M	113
104	M	120	96	F	114
365	M	121	96	M	115
101	F	122	112	F	116
84	M	123	101	M	117
91	M	124	93	F	118

سيتم اختبار الفرضية الضبابية حسب الحالتين الأتيين:

المجلة العراقية للعلوم الإدارية

اختبار الفرضية الضبابية بالاستناد إلى نسبة الإصابة في العراق9.1

إن نسبة المرضى المصابين بالسكر في العينة العشوائية تساوى (1532) فتكون الفرضية:

$$H_0: \hat{\theta} \approx \theta_0 = 0.1532$$

$$H_1: \theta \approx \theta_1 = 0.8468$$

أذا أن (0.8468) هي نسبة المرضى غير المصابين . وإن دوال الانتماء للفرضية أعلاه الخاصة بتوزيع برنولي {9} هي:

$$H_0(heta)= heta^{A_0}(1- heta)$$
 , $heta\in(0,1)$ $H_1(heta)= heta(1- heta)^{A_1}$, $heta\in(0,1)$ أَذَا أَنَ

$$A_0 = \frac{1 - 0.1532}{0.1532} \& A_1 = \frac{0.8468}{1 - 0.8468}$$

وأن

$$[M = \int H_0(\theta) d\theta \& N = \int H_1(\theta) d\theta] = 0.020352271$$

واستناداً إلى اثنين من البيانات الضبابية $(\widetilde{\chi}_I,\widetilde{\chi}_{II})$ (هي مجموعات جزئية مضببة من البيانات الضبابية واستناداً الم أذ أن $\widetilde{\chi}_{1}$ " يمثّل نسبة الإصابة بمرض السكريّ" $\widetilde{\chi}_{II}$ " أن يمثل نسبة عدم الإصابة بمرض السكري" أذ أن $\widetilde{\chi}_{1}$ وأن دالة الانتماء لكل من $(\widetilde{x}_I,\widetilde{x}_{II})$ استناداً إلى نسبة الإصابة بمرض السكر في العراق {المصدر: وزارة

وال داله المحتفو على هل
$$(x_I, x_{II})$$
 المحتف (x_I, x_{II}) الصحة (x_I, x_{II}) $(x_I, x_{II}$

$$f(\widetilde{x}_1,\ldots,\widetilde{x}_n;\boldsymbol{\theta}) = \sum_{x_i=0}^{1} \prod_{i=1}^{n} \mu_{\widetilde{x}_i}(x_i) f(x_i)$$

$$=\prod_{i=1}^{n}[\mu_{\widetilde{\chi}_{i}}(0)(1- heta)+\mu_{\widetilde{\chi}_{n}}(1)\; heta]$$
 $:$ نفرض أن" $a_{i}=\mu_{\widetilde{\chi}_{i}}(0)$, $b_{i}=\mu_{\widetilde{\chi}_{i}}(1)$ "نحصل على .2 $a_{i}=\begin{cases} 0.12 \ , \ \widetilde{\chi}_{i}=\widetilde{\chi}_{I} \\ 0.88 \ , \ \widetilde{\chi}_{i}=\widetilde{\chi}_{II} \end{cases}$
 $b_{i}=\begin{cases} 0.88 \ , \ \widetilde{\chi}_{i}=\widetilde{\chi}_{II} \\ 0.12 \ , \ \widetilde{\chi}_{i}=\widetilde{\chi}_{II} \end{cases}$
 \vdots خاص دالة الاحتمالية الضبابية لعينة بحجم $(n=3)$ على النحو الآتي ...
 $f(\widetilde{X};\theta)=\prod_{i=1}^{3}[a_{i}(1-\theta)+b_{i}\;\theta]$
 $=\sum_{i=0}^{3}c_{i}\theta^{i}(1-\theta)^{3-i}$
 \vdots خاص حالة الاحتمالية $f(\widetilde{X};\theta)$ ودالة $f(\widetilde{X};\theta)$ لكل حالة ...
 $f(\widetilde{X};\theta)$ وقيم $f(\widetilde{X};\theta)$ وقيم ...

No. c_0 c_1 c_2 c_3 $f(\tilde{\mathbf{x}}; \boldsymbol{\theta})$ of \widetilde{x}_i 's

1 0 0.681472 0.278784 0.038016 0.001728 0.681472 $-1.765632\theta + 1.524864\theta^2 -0.438976\theta^3$

3 2 0.012672 0.187584 0.706816 0.092928 0.038016 + 0.448704 θ + 0.108992 θ ² - 1.316928 θ ³

المجلد (10) العدد (10)

المجلة العراةية للعلوم الإدارية

3. نطبق الصيغة:

$$\widetilde{\mathrm{H}}_{j}(\widetilde{X}) = \sum_{i=0}^{3} c_{i} \left[\int_{\Theta} H_{j}(\theta) \theta^{i} (1-\theta)^{3-i} d\theta \right] , j = 0, 1$$

نحصل على النتائج المبنية في الجدول الأتى:

(Neyman - Perason) الجدول ((1-3) يوضح قيم إحصاءه

	$\widetilde{H}_0(\widetilde{\mathbf{x}})$	$\widetilde{H}_1(\widetilde{\mathbf{x}})$	$\widetilde{H}_1(\widetilde{\mathbf{x}})/\widetilde{H}_0(\widetilde{\mathbf{x}})$
$1(\widetilde{x}_{II},\widetilde{x}_{II},\widetilde{x}_{II})$	0.0007551230958	0.007482720073	9. 909271898
$2(\widetilde{x}_I,\widetilde{x}_{II},\widetilde{x}_{II})$	0.003830313716	0.008284113962	2. 162776884
$3(\widetilde{x}_I,\widetilde{x}_I,\widetilde{x}_{II})$	0.008284113561	0.003830314007	0.462368602
$4(\widetilde{x}_I,\widetilde{x}_I,\widetilde{x}_I)$	0.007482720627	0.0007551229591	0. 100915562

وبموجب نظرية Neyman Pearson) 7.1 فإن الاختبار الأكثر قوة هو:

$$\Phi(\tilde{\mathbf{x}}) = \begin{cases} 1 & \text{if } & \widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_0(\tilde{\mathbf{x}}) > K \\ \mathbf{\Phi}(\tilde{\mathbf{x}}) = \begin{cases} 1 & \text{if } & \widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_0(\tilde{\mathbf{x}}) > K \end{cases} \\ \delta & \text{if } & \widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_0(\tilde{\mathbf{x}}) = K \\ 0 & \text{if } & \widetilde{\mathbf{H}}_1(\tilde{\mathbf{x}})/\widetilde{\mathbf{H}}_0(\tilde{\mathbf{x}}) < K \end{cases}$$
 نحد الاختبارات الأكثر قوة (Φ_i) مع مناطق الحرجة (C_i) لكل الحالات الممكنة

نحد الاختبارات الأكثر قوة $\hat{\Phi}_i$ مُع مناطق الحرجة $\hat{\Phi}_i$ لكل الحالات الممكنة $\hat{\Phi}_i$ مناطق الحرجة وقوة الاختبار Power test لكل حالة والنتائج مبنية في الجدول $\hat{\Phi}_i$ الأتي :

الجدول (4-1) يوضح احتمال الخطأ من النوع II,I وقوة الاختبار لكل منطقه حرجة

critical regin	$lpha_\Phi$	$oldsymbol{eta_{\Phi}}$	power test
$C_{1=(\emptyset)}$	0	1	0
$C_{2=(1)}$	0.037102645	0.632339797	0.367660203
$C_{3=(2)}$	0.188200801	0.592963656	0.407036344
$C_{4=(3)}$	0.407036323	0.811799184	0.188200816
$C_{5=(4)}$	0.367660229	0.962897361	0.037102638
$C_{6=(1,2)}$	0.225303447	0.225303454	0.774696546
$C_{7=(1,3)}$	0.444138968	0.444138981	0.555861019
$C_{8=(1,4)}$	0.404762875	0.595237158	0.404762842
$C_{9=(2,3)}$	0.595237125	0.404762841	0.595237159
$C_{10=(2,4)}$	0.555861031	0.555861018	0.444138982
$C_{11=(3,4)}$	0.774696552	0.774696545	0.225303455
$C_{12=(1,2,3)}$	0.63233977	0.037102638	0.962897362
$C_{13=(1,2,4)}$	0. 592963676	0.188200815	0.811799185
$C_{14=(1,3,4)}$	0.811799198	0.407036343	0.592963657
$C_{15=(2,3,4)}$	0.962897354	0.367660202	0.632339798
$C_{16=(1,2,3,4)}$	1	0	1

نلاحظ أن المنطقة الحرجة c_2 تحقق الاختبار بمستوى معنوية (0.05) وان احتمال الخطأ من النوع الأول

اللاحظ أن المنطقة الحرجة
$$C_2$$
 تحقق الاختبار بمستوى معنوية C_2 وإن احتمال ال C_2 : والثاني للمنطقة الحرجة C_2 في الجدول أعلاه تم حسابه على النحو الأتي : $lpha_{\Phi_2} = \frac{0.0007551230958}{M = 0.020352271} = 0.037102645$ $eta_{\Phi_2} = 1 - \frac{0.007482720073}{N = 0.020352271} = 0.632339797$

Power test = $1-\beta_{\Phi_2}$ = 0.367660233

: سيكون c_2 سيكون الختبار معنوي إذ أن احتمال الخطأ من النوع الأول للمنطقة الحرجة $\alpha_{\Phi_2} = 0.03710 \le (\alpha = 0.05)$

لذلك تكون نسبة الإصابة بمرض السكري تكون اكبر في المجتمع المسحوبة منه العينة. . 9.2 اختبار الفرضية الضبابية بالاستناد إلى نسبة الإصابة العالمية

الفرضية المطلوب اختبارها هي:

$$\{H_0: \theta \approx \theta_0 = 0.1532 \}$$

 $\{H_1: \theta \approx \theta_1 = 0.8468 \}$

مع دوال الانتماء:

$$H_0(\theta) = \theta^{A_0}(1-\theta)$$
 , $\theta \in (0,1)$

$$H_1(heta) = heta(1- heta)^{A_1}$$
 , $heta \in (0,1)$

وأن دالة الانتماء لكل من $(\widetilde{\chi}_{I},\widetilde{\chi}_{II})$ استناداً الى نسبة الإصابة بمرض السكر في العالم {المصدر: الاتحاد الدولى للسكري 3013 هي:

$$\mu_{\widetilde{x}_{\rm I}}(x) =
\begin{cases}
0.083 & , & x = 0 \\
0.917 & , & x = 1
\end{cases}$$

$$\mu_{\tilde{x}_{\text{II}}}(x) = \begin{cases} 0.917 & , & x = 0 \\ 0.083 & , & x = 1 \end{cases}$$

1. نحسب الدالة الاحتمالية الضبابية على النحو الأتى:

$$f(\widetilde{x}_1,\ldots,\widetilde{x}_n;\theta) = \sum_{x_i=0}^1 \prod_{i=1}^n \mu_{\widetilde{x}_i}(x_i) f(x_i) = \prod_{i=1}^n [\mu_{\widetilde{x}_i}(\mathbf{0})(\mathbf{1}-\theta) + \mu_{\widetilde{x}_n}(\mathbf{1}) \theta]$$

: نحصل على " $a_i = \mu_{\widetilde{x}_i}(0)$, $b_i = \mu_{\widetilde{x}_i}(1)$ "نفرض أن

$$a_i = \begin{cases} 0.083 & , \ \widetilde{x}_i = \widetilde{x}_I \\ 0.917 & , \ \widetilde{x}_i = \widetilde{x}_{II} \end{cases}$$

$$b_i = \begin{cases} 0.917 & , \ \widetilde{x}_i = \widetilde{x}_I \\ 0.083 & , \ \widetilde{x}_i = \widetilde{x}_{II} \end{cases}$$

فتكون دالة الاحتمالية الضبابية لعينة (n=3) على النحو الأتى:

$$f(\widetilde{X};\theta) = \prod_{i=1}^{3} [a_i(1-\theta) + b_i \theta]$$

والنتائج مبنية في الجدول $f(\widetilde{X}; oldsymbol{ heta})$ ودالة والنتائج مبنية في الجدول (3-1) لكل حالة.

المبلة العراقية للعلوم الإحارية المبلد (10) العدد (41)

بتطبيق الصيغة $\widetilde{\mathrm{H}}_{i}(\widetilde{X})$ على النحو الآتي :

No. c_0 c_1 c_2 c_3 $f(\tilde{\mathbf{x}}; \boldsymbol{\theta})$

of

 \widetilde{x}_i 's

1 0 0.77109521 0.20938136 0.01895163 0.00057178

 $0.771095213 - 2.103904278\theta$

 $+ 1.913474556\theta^2$

 $-\,0.\,580093704\theta^3$

2 1 0.06979378 0.78372963 0.14015936 0.00631721

 $0.209381361 + 1.723044834\theta$

 $-3.653755668\theta^2$

 $+1.740281112\theta^3$

3 2 0.00631721 0.14015936 0.78372963 0.06979378

 $0.018951639 + 0.363623166\theta$

 $+ 1.567087668\theta^2$

 $-1.740281112\theta^3$

4 3 0.00057178 0.01895163 0.20938136 0.77109521

 $0.000571787 + 0.017236278\theta$

 $+\ \mathbf{0.173193444} \theta^2$

 $+0.580093704\theta^{3}$

الجدول $f(\widetilde{X}; oldsymbol{ heta})$ الكل حالة الجدول الخام يوضح قيم الجدول الخام الكل الكل الخام

 $\widetilde{H}_{j}(\widetilde{X}) = \sum_{i=0}^{3} c_{i} \left[\int_{\Theta} H_{j}(\theta) \theta^{i} (1-\theta)^{3-i} d\theta \right] , j = 0, 1$

تم الحصول على النتائج المبنية في الجدول الأتي:

((4 1) - 12 11	المجلط (10)	المبلة العراةية للعلوم الإدارية
--------------------------	---------------	---------------------------------

(Neyman - Perason) الجدول ((1-6) يوضح قيم احصاءة اختبار

	$\widetilde{H}_0(\widetilde{\mathbf{x}})$	$\widetilde{H}_1(\widetilde{\mathbf{x}})$	$\widetilde{H}_1(\widetilde{\mathbf{x}})/\widetilde{H}_0(\widetilde{\mathbf{x}})$
$1(\widetilde{x}_{II},\widetilde{x}_{II},\widetilde{x}_{II})$	0.00068551998	0.008195562617	11.95524982
$2(\widetilde{x}_I,\widetilde{x}_{II},\widetilde{x}_{II})$	0.003482950168	0.007988238407	2.293526471
$3(\widetilde{x}_I,\widetilde{x}_I,\widetilde{x}_{II})$	0.007988237886	0.00348295048	0.436009859
$4(\widetilde{x}_I,\widetilde{x}_I,\widetilde{x}_I)$	0.008195563277	0.0006855194959	0.083645195

وبموجب نظرية Neyman Pearson) 7.1 فان الاختبار الأكثر قوة هو:

$$\Phi(\tilde{\mathbf{x}}) = \begin{cases} 1 & \text{if } \widetilde{\mathbf{H}}_{1}(\tilde{\mathbf{x}}) / \widetilde{\mathbf{H}}_{0}(\tilde{\mathbf{x}}) > \mathbf{K} \\ \delta & \text{if } \widetilde{\mathbf{H}}_{1}(\tilde{\mathbf{x}}) / \widetilde{\mathbf{H}}_{0}(\tilde{\mathbf{x}}) = \mathbf{K} \\ 0 & \text{if } \widetilde{\mathbf{H}}_{1}(\tilde{\mathbf{x}}) / \widetilde{\mathbf{H}}_{0}(\tilde{\mathbf{x}}) < \mathbf{K} \end{cases}$$

نحدد الاختبارات الضبابية الأكثر قوة (Φ_i) مع مناطق الحرجة (C_i) لكل الحالات الممكنة (Φ_i) مع مناطق الحرجة $(1,2,\dots,16)$ وقوة الاختبار لكل حالة والنتائج مبنية في الجدول $(1,2,\dots,16)$ الأتي

الجدول (7-1) يوضح احتمال الأخطاء $I_{I,I}$ وقوة الاختبار لكل منطقة حرجة

critical regin	$lpha_{\Phi}$	$oldsymbol{eta}_{\Phi}$	power test
$C_{1=(\emptyset)}$	0	1	0
$C_{2=(1)}$	0.033682711	0.597314588	0.402685411
$C_{3=(2)}$	0.171133244	0.607501373	0.392498626
$C_{4=(3)}$	0.3924986	0.82886674	0.17113326
$C_{5=(4)}$	0.402685443	0.966317297	0.033682702
$C_{6=(1,2)}$	0.204815955	0.204815962	0.795184038
$C_{7=(1,3)}$	0.426181311	0.426181329	0.573818671
$C_{8=(1,4)}$	0.436368154	0.563631886	0.436368114
$C_{9=(2,3)}$	0. 563631845	0.436368114	0.563631886
$C_{10=(2,4)}$	0.573818688	0.573818671	0.426181329
$C_{11=(3,4)}$	0.795184044	0.795184037	0.204815962
$C_{12=(1,2,3)}$	0.597314556	0.033682702	0.966317298
$C_{13=(1,2,4)}$	0.607501399	0.171133259	0.828866741
$C_{14=(1,3,4)}$	0.828866755	0.392498626	0.607501374
$C_{15=(2,3,4)}$	0.966317288	0.402685411	0. 597314588
$C_{16=(1,2,3,4)}$	1	0	1

نلاحظ من الجدول (7-1) أن الاختبارات الضبابية الأكثر قوة هي:

 $[\Phi_1, \Phi_2, \Phi_3, \Phi_6, \Phi_7, \Phi_{12}, \Phi_{13}, \Phi_{16}]$

وأن المنطقة الحرجة ($\widehat{Critacal\ regain}$ لكل منها هي : ُ

 $[C_1,C_2,C_3,C_6,C_7,C_{12},C_{13},C_{16}]$ illustric in the string of والثّاني وقوة الاختبار للمنطقة الحرجة c_2 في الجدول أعلاه تم حسّابه على النحو الأتي : $lpha_{\Phi_2} = rac{0.0006851998}{M = 0.020352271} = 0.033682711$

$$\alpha_{\Phi_2} = \frac{0.0006851998}{M = 0.020352271} = 0.033682711$$

$$\beta_{\Phi_2} = 1 - \frac{0.008195562617}{N = 0.020352271} = 0.597314588$$

$$P.test = 1 - \beta_{\Phi_2} = 0.402685411$$

الاختبار معنوي أذ أن $lpha_{\Phi_2}=0.033682711 \leq (lpha=0.05)$ أي أن نسبة الإصابة في المجتمع المسحوب منه العينة تكون اكبر. الجدول (1-8) يوضح المقارنة بين المناطق الحرجة لاختبار الفرضية الضبابية بين احتمال الخطأ من النوع ١,١١ وقوة الاختبار بالاستناد إلى نسبة الإصابة في العراق والعالم

بالاستناد إلى نسبة الإصابة في العراق							
critical regin	$lpha_{\Phi}$	$oldsymbol{eta}_{\Phi}$	power test				
$C_{2(1)}$	0.037102645	0.632339797	0.367660203				
$C_{3(2)}$	0.188200801	0.592963656	0.407036344				
$C_{6(1,2)}$	0.225303447	0.225303454	0.774696546				
$C_{7(1,3)}$	0.444138968	0.444138981	0.555861019				
$C_{12(1,2,3)}$	0.63233977	0.037102638	0.962897362				
$C_{13(1,2,4)}$	0.592963676	0.188200815	0.811799185				

بالاستناد الى نسبة الاصابة العالمية

	tical gin	$lpha_{\Phi}$	$oldsymbol{eta_{\Phi}}$	power test
c_{i}	2(1)	0.033682711	0.597314588	0.402685411
\boldsymbol{c}_{i}	3(2)	0.171133244	0.607501373	0.392498626
<i>C</i> ₆	(1,2)	0.204815955	0.204815962	0.795184038
C_7	(1,3)	0.426181311	0.426181329	0.573818671
C_{12}	(1,2,3)	0.597314556	0.033682702	0.966317298
C ₁₃	(1,2,4)	0.607501399	0.171133259	0.828866741

.a

- 01 في حالة اختبار الفرضية الضبابية بالاستناد إلى نسبة الإصابة العالمية فأن قوة الاختبار هي (0.402685411) بينما قوة الاختبار هي (0.367660203) في حالة الاستناد الى نسبة الاصابةً في العراق. لذلك مقارنة نسبة الاصابة في العينة مع نسبة الإصابة العالمية أفضل مما لوقارنا بنسبة الإصابة في العراق استناداً إلى العينة المسحوبة .
- 02 إن احتمال الخطأ من النوع ألأول والثاني في حالة أجراء اختبار الفرضية الضبابية بالاعتماد على نسبة الإصابة بالسكري العالمية هي (0.597314588), (0.033682711) وفي حالة الاعتماد على نسبة الإصابة بالسكري في العراق لاختبار الفرضية الضبابية هي (0.037102645) (0.632339797),

b. التوصيات

- 01 توظيف الأساليب الإحصائية المختلفة في المجموعات الضبابية.
 - 02 استخدام أسلوب بيز لاختبار الفرضيات الضبابية .
- 03 أجراء دراسة باستخدام نسبة الاحتمال المتسلسل لاختبار الفرضيات الضبابية (References)
- 1. Arnold BF (1996) An approach to fuzzy hypotheses testing. Metrika 44:119-126.
- 2. Casals MR (1993) " Bayesian testing of fuzzy parametric hypotheses from fuzzy information", RAIRO. Oper Res 189–199.

- **3.** Denoeux, T., Masson, M. H. and H bert, P. A., Nonparametric rank-based statistics and signi_cance tests for fuzzy data, Fuzzy Sets and Systems, 153, (2005), 1-28.
- **4.** Grzegorzewski P (2000) "Testing statistical hypotheses with vague data " Fuzzy Set Syst 112:501–510.
- **5.** Montenegro M, Casals MR, Lubiano MA, Gil MA (2001) Two-sample hypothesis tests of means of a fuzzy random variable. Inf Sci 133:89–100.
- **6.** Mood, A. M ,Graybill, F. A&Boes, D. C. (1974). "Introduction to the theory of statistics" (3rd ed.). London: McGraw-Hill.
- 7. P. Billingsley, Probability and Measure, John Wiley & Sons, Inc, (1995).
- **8.** Taheri S M, Behboodian J (1999) Neyman–Pearson Lemma for fuzzy hypotheses testing Metrika 49:3–17.
- **9.** Torabi. H, Behboodian. J, and Taheri S.M., Neyman-Pearson lemma for fuzzy hypotheses testing with vague data, Metrika, (2006), Vol. 64, No. 3, pp. 289-304.
- **10.** Torabi .H and Mirhosseini .S. M"The Most Powerful Tests for Fuzzy Hypotheses Testing with Vague Data "Applied Mathematical Sciences, Vol. 3, 2009, no. 33, 1619 1633.
- 11. Torabi. H, Behboodian.J, (2005), "Sequential Probability Ratio Test for Fuzzy Hypotheses Testing with Vague Data "AUSTRIAN JOURNAL OF STATISTICS1, 25–38.

Zadeh L. A, Probability Measure of Fuzzy Events, J. Math. Anal. Appl., 23(1968)