تحليل درجة السمع في الإذنين بتطبيق النموذج اللوغارتمي الخطي لجداول التوافق ذات الفئات المرتبة

أ.م.د.محمد حبيب كاظم الشاروط كلية الإدارة والاقتصاد / جامعة القادسية
malsharood@yahoo.com

الخلاصة

تم في هذا البحث دراسة النماذج اللوغارتيمية الخطية الخاصة بتحليل جـداول التوافـق المربعة عندما تكون الفئات مرتبة (Ordinal) حيث تمت دراسة نموذج التماثل البسيط و نموذج التماثل الشرطي نموذج معلمات الاقطار المتماثلة .وقد استخدمت هذه النماذج لتحليـل بيانـات خاصة بدرجة الفقد السمعي لعينة من المصابين بالفقد السمعي حجمها (٥٠٠) من محافظة بابل و(٥٠٠) من محافظة المثنى . وقد أظهرت نتائج التحليل الاحصائي انه في حالة عـدم تماثـل درجة الفقد السمعي فانه بصورة عامة تكون درجة السمع للاذن اليمنى افضل من درجة الـسمع للاذن اليسرى بالنسبة لمحافظة بابل اما بالنسبة لمحافظة المثنى فان درجة السمع للاذن اليسرى افضل من درجة السمع للاذن اليمنى.

١-١ المقدمة

مع تطور علم الاحصاء برزت اشكال جديدة من طرق تحويل البيانات، وان هذه الطرق لاتعتمد على النظرة التقليدية السائدة وانما جاءت بمفاهيم حديثة ومن الاساليب الحديثـة نسبيا في تحليل البيانات، التحليل المتناظر والتحليل اللوغارتمي الخطـي، ان التحليـل المتناظر يعتمد بصورة خاصة على عرض البيانات في شكل بياني مشترك للـصفوف والاعمدة وهو ذو ابعاد قليلة تمكن القارئ من فهم العلاقات في مصفوفة البيانـات مـن خلال تحليل هذا الشكل. اما التحليل اللوغارتمي الخطي فيعتمد على نمـوذج رياضـي محدد بمجموعة من القيود و الافتراضات التي ليس من السهل توفرها في كل مجموعة بيانات.

تظهر جداول التوافق المربعة في مجالات تطبيقية عديدة ومثال على ذلك :-

١- المجالات الطبية السيكولوجية حيث ان متغير الصف U1 يقيس الحالة الـصحية او العقلية من قبل اعطاء مفردات العينة علاجا معينا ومتغير العمود U2 يقيس الحالـة بعد اعطاء مفردات العينة مفردات علاجا معينا وان الهدف من هـذا النـوع مـن التجارب هو تلخيص الفروق بين U2 و U1 والتي تفترض حـصلت باسـتخدام المعالجة المعينة.

٢- في الحالات التي تصنف فيها مفردات عينة بعاملين وان العامـل الاول لـه نفـس تصنيفات العامل الثاني ومثال ذلك درجة حدة البصر للعين اليمنـى ودرجـة حـدة البصر للعين اليسرى وقوة اليد اليمنى وقوة اليد اليسرى ، درجة السمع للاذن اليمنى ودرجة السمع للاذن اليسرى.

١-٢ هدف البحث

ان الهدف من البحث هو دراسة التوزيـع المـشترك (Joint Distribution) لعاملين وفيما اذ كان هناك تماثلا بين العاملين (Symmetry) او تماثلا بـين توزيـع المتغير الاول وتوزيع المتغير الثاني (Marginal Homogeneity) ، حيث تم استخدام النماذج الخاصة بدراسة التوزيع المشترك في حالة كون تصنيفات العاملين مرتبة وهـي نموذج التماثل (Symmetry Model) ، ونموذج التماثل الـشرطي (Conditional Symmetry model) ونموذج معلمات الاقطار المتماثلة (Diagonals Parameters Symmetry) لتحليل بيانات عن درجة السمع للاذن اليمنـى ودرجـة الـسمع لـلاذن

اليسرى بهدف معرفة فيما اذا كان هناك تماثلا بين درجة حدة السمع للاذن اليمنى ودرجة السمع للاذن اليسرى لعينة من مرضى مصابين بالفقد السمعي.

٢- الجانب النظري

ان استخدام النماذج في تحليل البيانات المصنفة الموضوعة في جداول متوافقة اصبح ذا اهمية بارزة في الوقت الحاضر حيث هدفت معظم البحوث الى اختبار الفرضيات الملائمة واختبار دقة المطابقة للنماذج الموفقة لهذه البيانات والاستعانة بالجداول التوافقية . ان اول الباحثين بتشخيص البيانات المصنفة بشكلها البسيط هو العالم كارل بيرسون ١٩٠٠ حيث استخدم خواص مربع كاي. ثم في عام ١٩٣٣ قام العالم Reyer E. B. باختبار العلاقة بين متغيرين باستخدام جداول توافق باتجاهين حيث طبق صيغة مربع كاي بالصيغة الاتيه :-

$$\chi^2 = N(\frac{F_a}{F_r F_c} - 1)$$

وفي عام ١٩٠٠ قام العالم Fieuberg , S. E. باستخدام النماذج اللوغارتمية الخطية لتحليل البيانات المصنفة الخاصة بعلم البيئة والموضوعة في جداول توافق متعددة الاتجاهات. وفي عام ١٩٨٢ توصل كل من Amara, L. A., D. B. Koch, G.G. Gilling الى النموذج الخطي غير الموزون وهو اجراء تقريبي وسهل لتحليل التباين المشترك للبيانات المصنفة(١).

يتضمن هذا الجانب استعراض للنماذج اللوغارتمية الخطية الخاصة بدراسة التوزيع المشترك في حالة الجداول المربعة عندما تكون الفئات مرتبة كذلك تقدير التكرارات المتوقعة بطريقة الامكان الاعظم واختبارات حسن المطابقة.

٢-١ نموذج التماثل البسيط Symmetry Model

يعرف نموذج التماثل بالصيغة التالية :-

$$M_{ij} = m_{ji} \qquad for\ all \quad i \neq j \quad \cdots \quad (1)$$
$$i = 1,2,\cdots,r \quad , \quad j = 1,2,\cdots,r$$

حيث ان M_{ij} تمثل التكرار المتوقع في الخلية (i, j). ويمكن كتابة النموذج بصيغة اخرى Goodman(1979).

$$M_{ij} = P_{ij} \quad , \quad P_{ij} = P_{ji} \quad \cdots \quad (2)$$

حيث ان P_{ij} معلمة التماثل.

ان هذا النموذج يمكن التعبير عنه بصيغة النموذج اللوغارتمي الخطي

$$Log\ M_{ij} = U + U_{1(i)} + U_{2(j)} + U_{12(ji)} \qquad \cdots \quad (3)$$
$$i = 1,2,\cdots,r \quad , \quad j = 1,2,\cdots,r$$

حيث ان

U : المتوسط العام ، $U_{1(i)}$: تاثير المتغير الاول، $U_{2(j)}$: تاثير المتغير الثاني

وان

$$\sum_{i,j} U_{12(ij)} = \sum_{i} U_{1(i)} = 0$$
$$U_{12(ij)} = U_{12(ji)}$$

٢-٢ نموذج التماثل الشرطي Conditional Symmetry Model

تم وضع هذا النموذج من قبل (Bishop, 1975)

$$F_{ijk} = \begin{cases} M_{ij} & k=1 \quad , \quad \begin{cases} i=1,2,\cdots,r \\ j=1,2,\cdots,r \end{cases} \\ M_{ij} & k=2 \end{cases} \qquad \cdots \quad (4)$$

حيث F_{ijk} هو التكرار المتوقع لجدول توافقي بثلاثة ابعاد (Three Dimensions) من الرتبـة $(r-1)\times(r-1)\times 2$ يتم تكوينه من الجدول الاصلي باستحداث متغير ثالث $U_{3(k)}\ , k=1,2$ حيث $k=1$ للتكرات التي يكون فيها $i<j$ للتكرارات التي يكون فيها $k=2,\ i>j$ ان هذا النموذج يختبر التماثل تحت شرط :

$$\sum_{i<j} M_{ij} = \sum_{i<j} X_{ij} \qquad \cdots \quad (5)$$

$$\sum_{i>j} M_{ij} = \sum_{i>j} X_{ij} =$$

ويمكن التعبير عن هذا النموذج بصيغة النموذج اللوغارتيمي الخطي غير المشبع

$$Log\ M_{ij} = U + U_{1(i)} + U_{2(j)} + U_{3(k)} + U_{12(i,j)} \qquad \cdots \quad (6)$$

$$i=1,2,\cdots,r \quad , \quad j=1,2,\cdots,r \quad , \quad k=1,2$$

٣-٢ نموذج معلمات الاقطار المتماثلة Diagonal Parameters Symmetry Model

ان هذا النموذج اقترح من قبل (Goodman) لتحليل جداول التوافق المربعـة والتـي يكون فيها الفئات مرتبة ، ووفق هذا النموذج يكون التكرار المتوقع بالصيغة :

$$M_{ij} = P_{ij}\delta k \qquad i \neq j \quad k = i-j \qquad \cdots \quad (7)$$

حيث ان $P_{ij} = P_{ji}$ وان δk هي معلمة تخص الخلايا (i,j) التي يكون فيها $k=i-j$ حيث ان $k = \pm 1, \pm 2, \cdots, \pm r-1$ ولو فرضنا ان قيمة $\delta k = 1$ لكل قيم

$$M_{ij} = P_{ij}\delta k \qquad i \neq j \quad k = 1,2,\cdots,r-1 \qquad \cdots \quad (8)$$

ولغرض التعبير عن هذا النموذج بصيغة النموذج اللوغارتيمي الخطي فان النموذج Goodman اقترح عمل جداول جزئية TK من الرتبة $2\times(r-k)$ من جدول التكرارات المـشاهدة حيـث يكون الصف الاول من الجدول يمثل تكرارات الخلايا التي فيها $i-j=k$ والصف الثاني يمثل تكرارات الخلايا التي يكون $i-j=-k$ وبالتالي فان النموذج اللوغارتيمي الخطي لكل جـدول جزئي هو

$$Log\ M_{ij} = U + U_{1(i)} + U_{2(j)} \qquad \cdots \quad (9)$$

$$i=1,2 \quad , \quad j=1,2,\cdots,r-k$$

ومن الممكن ملاحظة ان نموذج التماثل البسيط هو حالة خاصة من نموذج معلمـات الاقطـار المتماثلة وذلك عندما $\delta k = 1$ كذلك ان نموذج التماثل الشرطي هو مكـافئ لنمـوذج معلمـات الاقطار المتماثلة عندما $\delta k = \delta$.

٤-٢ تقديرات التكرارات المتوقعة

اذا فرضنا ان X_{ij} هي عبارة عن القيم المشاهدة لمتغير عشوائي يتبع توزيـع بواسـون بمتوسط قدرة M_{ij} فان لوغارتم دالة الامكان

$$Log\ L(X_{ij}, M_{ij}) = \sum_{i,j} X_{ij} - \log M_{ij} - \sum_{i,j} M_{ij} - \sum_{i,j} (X_{ij})! \qquad \cdots \quad (10)$$

يمكن اهمال الحدين الثاني والثالث لان الحد الثاني وتحت شرط $\sum_{i,j}\hat{M}_{ij}=N$ يكون ثابتا وكذلك الحد الثالث هو بدلالة التكرارات المشاهدة وبالتالي فهو ثابت.
وبافتراض نموذج التماثل فان لوغارتيم دالة الامكان ستكون

$$\sum_{i,j}X_{ij}\log M_{ij}=Nu+\sum_{i,j}(X_{i.}+X_{.j})U_1(i)+\sum_{i,j}\frac{X_{ij}+X_{ji}}{2}U_{12}(i,j) \qquad \cdots \quad (11)$$

وان مقدر الامكان الاعظم للتكرار المتوقع

$$\hat{M}_{ij}=\begin{cases}\dfrac{X_{ij}+X_{ji}}{2} & i\neq j\\ X_{ij} & i=j\end{cases} \qquad \cdots \quad (12)$$

اذا فرضنا نموذج التماثل الشرطي فان لوغارتيم دالة الامكان

$$[\sum_{i,j}X_{ij}\log M_{ij}=un+\sum_{i}(X'_{i.}u_1(i)+\sum_{j}X'_{.j}\cdot u_2(j)+\sum_{j}X'_{.k}\cdot u_3(k)+\sum_{i,j}X_{ij.}U_{12}(i,j)] \qquad \cdots \quad (11)$$

وان تقدير الامكان للتكرار المتوقع

$$\hat{M}_{ij}=\frac{X'_{ij.}X'_{..k}}{n} \qquad \cdots \quad (14)$$

حيث ان

X_{ijk} هي التكرارات المشاهدة للجدول ذو الثلاث ابعاد. و $n=\sum_{i\neq j}X_{ij}$,

وبافتراض نموذج معلمات الاقطار المتماثلة فان لوغارتيم دالة الامكان لكل جدول جزئي هو

$$\sum_{i,j}X_{ij}\log M_{ij}=n^kU+\sum_{i}X^k_{i.}+\sum_{j}X^k_{.j}$$

وبالتالي فان مقدر الامكان الاعظم للتكرارات المتوقعة يمكن حسابها من الجداول الجزئية وتحت فرضية الاستقلالية بين الصفوف والاعمدة هو

$$\hat{M}_{ij}=\frac{X^k_{i.}\cdot X^k_{.j}}{n^k} \qquad \cdots \quad (15)$$

حيث ان $X^k_{i.}$ مجموع التكرارات المشاهدة للـصف (i) فـي الجـدول TK و $X^k_{.j}$ مجمـوع التكرارات المشاهدة للعمود (j) في الجدول TK و n مجموع التكرارات للجـدول TK . امـا بالنسبة للمعلمة $\delta k\ (k=1,2,\cdots,r-2)$ فهي عبارة عن نسبة عدد المشاهدات التـي تقـع فـي الخلية التي فيها $i-j=k$ بدلا من الخلية التي فيها $i-j=-k$ والتي تقدير الامكان الاعظم لها هو

$$\hat{\delta}k=\frac{X^k_{1.}}{X^k_{2.}}$$

$$\hat{\delta}k=\frac{X^k_{r1}}{X^k_{r2}}$$

حيث $X^k_{1.}$ مجموع التكرارات المشاهدة للصف (١) في الجدول TK، $X^k_{2.}$ مجموع التكـرارات المشاهدة للصف (٢) في الجدول TK. واذا فرضنا ان y_1, y_2 تمثل متغير الصف والعمود على التوالي فان

المتغير y_1 يكون اصغر من المتغير y_2 اذا كان $\delta k<1$.
المتغير y_1 يكون اكبر من المتغير y_2 اذا كان $\delta k>1$.

المتغير y_1 يكون مساويا من المتغير y_2 اذا كان $\delta k = 1$.

٢-٥ اختبارات حسن المطابقة

لقد تم استخدام احصائيتين لتقييم مدى حسن مطابقة النماذج (Bishop,1975) وهي

١) مربع كاي ليبرسون Pearson's χ^2

$$\chi^2 = \sum_i \frac{(X_i - M_i)^2}{M_i}$$

يتبع توزيع مربع كاي بدرجة حرية تتلائم مع النموذج المستخدم.

٢) نسبة الامكان Likelihood ratio statistic G^2

$$G^2 = -2\sum_i X_i \log_e \frac{M_i}{X_i}$$

حيث ان G^2 تتوزع توزيع مربع كاي بدرجة حرية حسب النموذج المستخدم . ان احـصاء G^2 له خاصية مهمة لاتتوفر في احصاءه مربع كاي ليبرسون وهي ان G^2 تكون قيمتها اقل مايمكن عندما تكون $\hat{M}_i$ تمثل تقدير الامكان الاعظم للتكرار المتوقع.

٣- الجانب التطبيقي

٣-١ تحليل بيانات محافظة بابل

لقد تم قياس مستوى السمع لكل من الاذن اليمنى والاذن اليسرى مـن سـجلات شـعبة الانف والاذن والحنجرة في العيادة الاستشارية في مستشفى الحلة التعليمي العام في محافظة بابل من خلال سحب عينة عشوائية حجمها (٥٠٠) حالة مـن المـراجعين لـشعبة الانـف والاذن والحنجرة في المستشفى المذكور. وقد تم تصنيف الفقد السمعي حسب راي الطبيب المختص الى عدة مستويات مقسمة حسب درجة السمع في راديو اميتر لفحص السمع قام الباحـث بتـصنيف درجة السمع الى خمسة مستويات هي جيد جدا ، جيد ، متوسط ، وضـعيف ، ضـعيف جـدا والجدول رقم (١) يوضح البيانات مصنفة حسب درجة السمع لكلا الاذنيين.

جدول رقم (١)

التكرارات المشاهدة لمستوى درجة السمع للاذن اليمنى والاذن اليسرى

R/ L	1	2	3	4	5	Total
1	39	36	11	6	9	101
2	25	30	18	13	18	104
3	14	17	17	12	19	79
4	5	9	9	13	21	57
5	9	15	18	21	96	159
Total	92	107	73	65	163	500

لتحليل هذه البيانات نبدأ بنموذج التماثل البسيط حيث تم تقدير التكـرارات المتوقعـة باسـتخدام العلاقة (١٢) كما مبين في الجدول رقم (٢)

جدول رقم (٢)
تقدير الامكان الاعظم للتكرارات المتوقعة لنموذج التماثل البسيط

R/ L	1	2	3	4	5	Total
1	39	30.5	12.5	5.5	9	96.5
2		30	17.5	11	16.5	105.5
3			17	10.5	18.5	76
4				13	21	61
5					96	161
						500

ان النموذج يلائم البيانات المشاهدة حيث ان قيمة $\chi^2 = 3.9421$ وقيمة $G^2 = 1.8627$ وبدرجة حرية (١٦) ومن الممكن اعادة فحص البيانات حيث يلاحظ ان مجموع تكرارات القطر الرئيسي هي (١٩٥) وبالتالي فان بعض المراجعين لديهم تماثل في درجة السمع وان التكرارات المتبقية ومجموعها (٣٠٥) لديهم درجة سمع غير متساوية حيث ان (١٦٥) منهم تقع فوق القطر الرئيسي وهذا يعني ان درجة السمع للاذن اليسرى افضل من درجة السمع للاذن اليمنى ولاختبار معنوية الفروق بين المجموعتين تم استخدام اختبار McNamara (٣):
حيث ان

$$\chi^2 = \frac{(b-c)^2}{b+c} \qquad ,b = \sum_{i \supset j} X_{ij} \quad , \quad c = \sum_{i \subset j} X_{ij}$$

وان χ^2 تتوزع مربع كاي بدرجة حرية واحدة. لقد كانت قيمة $\chi^2 = 5.14$ بدرجة حرية واحدة وبالتالي وبالمقارنة مع جدول مربع كاي وبمستوى معنوية 0.01 نستنتج بانه لاتوجد فروق معنوية بين المجموعتين. اي ان درجة السمع متساوية للمجموعتين
ولتحليل البيانات بنموذج التماثل الشرطي فقد تم اعادة ترتيب التكرارات المشاهدة في الجدول رقم (١) بصورة جدول توافقي ذو ثلاثة ابعاد (Three Dimension) وكما هو موضح في الجدول رقم (٣).
والجدول رقم (٤) يبين التكرارات المتوقعة لهذا النموذج

جدول رقم (٣)
التكرارات المشاهدة مرتبة حسب الافضلية ومستوى درجة السمع

R/ L	1	2	3	4	Total
2	25				25
3	14	17			31
4	5	9	9		23
5	9	15	18	21	63
Total	53	41	27	21	142

L/R	1	2	3	4	Total
2	36				36
3	11	18			29
4	6	13	12		31
5	9	18	19	21	67
Total	62	49	31	21	163

جدول رقم (٤)
تقدير الامكان الاعظم لتكرارات المتوقعة لنموذج التماثل الشرطي

R/ L	1	2	3	4	Total
2	28.4				28.4
3	11.6	16.3			27.9
4	5.1	10.2	9.7		25
5	8.4	15.4	17.2	9.8	50.8
Total	53.5	41.9	26.9	9.8	132.1

L/R	1	2	3	4	Total
2	32.6				32.6
3	13.4	18.7			32.1
4	5.9	11.8	11.2		28.9
5	9.6	17.6	18.7	11.2	57.1
Total	61.5	48.1	29.9	11.2	150.7

ومن ملاحظة قيمة $\chi^2 = (3.37)$ بدرجة حرية(١٦) $G^2 = (10.25)$ بدرجة حرية(٢٤) نستنتج ان نموذج التماثل الشرطي ملائم للبيانات وفي حالة عدم تساوي درجة السمع فان درجة الاذن اليمنى افضل من درجة الاذن اليسرى وما يدعم هذه النتيجة هو نسبة المشاهدات التي فيها درجة السمع للاذن اليسرى افضل من الاذن اليمنى الى المشاهدات التي فيها درجة الاذن اليمنى افضل من الاذن اليسرى اقل من واحد اي ان $\delta = 142/163 = .8711$. والنموذج الثالث الذي تم استخدامه هو نموذج معلمات الاقطار المتمثلة وقد تم في هذا النموذج اعادة ترتيب التكـرارات

المشاهدة في الجدول رقم (١) الى جداول جزئية حسب قيم $I1, I2, I3, I4, I5$ هو موضح في الجدول رقم (٥).

جدول رقم (٥)

يبين اعادة ترتيب التكرارات المشاهدة حسب رم الصف

K	التكرارات المشاهدة				Total
+1	25	17	9	21	72
-1	36	18	12	21	87
+2	14	9	18		41
-2	11	13	19		43
+3	5	15			20
-3	6	18			24
+4	9				9
-4	9				9
					305

ومن الجدول رقم (٥) تم تقدير الامكان الاعظم لقيم δk حيث $k = 1,2,3,4$

حيث ان درجة السمع للاذن اليمنى افضل $\hat{\delta}_1 = 72/87 = 0.8275 < 1$

ودرجة السمع للاذن اليمنى افضل $\hat{\delta}_2 = 41/43 = 0.9534 < 1$

ودرجة السمع للاذن اليمنى افضل $\hat{\delta}_3 = 20/24 = 0.8333 < 1$

ودرجة السمع للاذن اليمنى مساوية للدرجة السمع ي الاذن اليسرى

$\hat{\delta}_4 = 9/9 = 1$

وهذا يعني ان متغير الصف يكون اصغر من متغير العمود في اغلب الحالات وبالتالي نستنتج ان درجة السمع للاذن اليمنى هي افضل من درجة السمع للاذن اليسرى وهذه النتيجة تتفق مع ما توصلنا اليه باستخدام نموذج التماثل الشرطي . الجدول رقم (٦) يبين تقديرات الامكان الاعظم للتكرارات المتوقع باستخدام نموذج معلمات الاقطار المتماثلة ، اما اختبار حسن المطابقة فقد تم حساب قيمة G^2 للجداول الجزئية TK حيث $k = 1,2,3,4$ وهي كما موضحة ادناه.

جدول رقم (٦)

تقدير الامكان الاعظم للتكرارات المتوقعة باستخدام نموذج معلمات الاقطار المتماثلة

R/ L	1	2	3	4	5	Total
1	39	33.8	12.8	6	9	100.6
2	27.36	30	19.15	11.3	18	105.81

3	12.2	15.84	17	11.5	18.8	75.44
4	5	10.7	9.5	13	22.9	61.09
5	9	15	18.05	19.1	96	157.06
Total	92.56	105.34	76.5	60.8	164.8	500

K	χ^2	G^2
1	1.9406	0.7583
2	0	0
	1.9406	0.7583

ان قيمة مربع كاي لحسن المطابقة لهذا النموذج هي عبارة عن حاصـل جمـع القـيم اعـلاه $\chi^2 = 1.9406$ ، $G^2 = 0.7583$ وبالمقارنة مع قيمة χ^2 الجدولية بدرجة حرية (٥) نلاحـظ ان النموذج مناسب للبيانات .من الجدول رقم (٦) يلاحظ هناك عدم تماثل بين درجة السمع لـلاذن اليمنى والاذن اليسرى حيث ان $M_{ij} > M_{ji}$ لكل قيم $i \neq j$ وهو نتيجة حتمية لان قيمـة $\hat{\gamma} < 1$ حيث $\hat{\gamma}_2, \hat{\gamma}_2 > 1$ كذلك فان اختلاف بين توزيع الاذن اليمنى والاذن اليسرى ان $\hat{\gamma}_2 = 1$

$$\sum_{i=1}^{z} Mi \cdot \sum_{j=1}^{z} M \cdot j \qquad z = 1,2,3,4$$

وبما ان نموذج التماثل الشرطي هو حالة خاصة من نموذج معلمات الاقطار المتماثلـة عنـدما تكون $z = 1,2,3,4$ فقد تم اختبار هذه الفرضية وذلك بعمل جدول ذو بعدين الـصف الاول فيـه، يمثل المجموع لكل قطر من الاقطار التي تكون فيها قيمة k موجبـة والـصف الثـاني هـو المجموع لكل قطر من الاقطار التي تكون فيها قيمة k سالبة وكما موضح في الجدول رقم (٧). ويتم اختبار قيمة فرضية الاستقلالية بين الصفوف والاعمدة بدرجة حرية $(r-1)(c-1)$ ومـن الجدول رقم (٧) نلاحظ ان قيمة مربع كاي ستكون بدرجة حرية (١٢).

جدول رقم (٧)

اختبار الفرضية $\delta_k = \delta$

k	1	2	3	4	Total
+	72	41	20	9	142
-	87	43	24	9	163
Total	159	84	44	18	305

وبالمقارنة مع قيمة مربع كاي الجدولية تم قبول الفرضية وهذا يعني ان التماثل الشرطي ملائـم للبيانـات وهـو نفـس الاسـتنتاج الـسابق وان تقـدير الامكـان الاعظـم لقيمـة δ هـو $\delta = 142/163 = 0.8711$.

٢-٣ تحليل بيانات محافظة المثنى

لقد تم قياس مستوى السمع لكل من الاذن اليمنى والاذن اليسرى من سجلات شعبة الانف والاذن والحنجرة في العيادة الاستشارية في مستشفى السماوة التعليمي العام في محافظة المثنى من خلال سحب عينة عشوائية حجمها (٥٠٠) حالة من المراجعين لشعبة الانف والاذن والحنجرة في المستشفى المذكور. وقد تم تصنيف الفقد السمعي حسب راي الطبيب المختص الى عدة مستويات مقسمة حسب درجة السمع في راديو اميتر لفحص السمع وقد قام الباحث بتصنيف درجة السمع الى خمسة مستويات هي جيد جدا ، جيد ، متوسط ، وضعيف ، ضعيف جدا والجدول رقم(٨) يوضح البيانات مصنفة حسب درجة السمع لكلا الاذنيين.

جدول رقم (٨)

التكرارات المشاهدة لمستوى درجة السمع للاذن اليمنى والاذن اليسرى

R/ L	1	2	3	4	5	Total
1	22	21	15	10	14	82
2	14	8	15	14	6	57
3	28	9	21	31	15	104
4	9	13	40	29	25	116
5	5	6	12	34	84	141
Total	87	57	103	118	144	500

لتحليل هذه النواتج نبدا بنموذج التماثل البسيط حيث تم تقدير التكرارات المتوقعة باستخدام العلاقة (١٢) كما مبين في الجدول رقم (٩)

جدول رقم (٩)

تقدير الامكان الاعظم للتكرارات المتوقعة لنموذج التماثل البسيط

R/ L	1	2	3	4	5	Total
1	22	17.5	21.5	9.5	9.5	80
2		8	12	13.5	6	57
3			21	35.5	13.5	103.5
4				29	29.5	117
5					84	142.5
						500

ان النموذج يلائم البيانات المشاهدة حيث ان قيمة $\chi^2 = 14.03$ وقيمة $G^2 = 6.211$ وبدرجة حرية (١٦) ومن الممكن اعادة فحص البيانات حيث يلاحظ ان مجموع تكرارات القطر الرئيسي هي (١٦٤) وبالتالي فان بعض المراجعين لديهم تماثل في درجة السمع (٣٣٦) لديهم درجة سمع غير متماثلة حيث ان (١٦٦) منهم تقع فوق القطر الرئيسي و(١٧٠) منهم تحت القطر الرئيسي وهذا يعني ان درجة السمع للاذن اليمنى افضل من درجة السمع للاذن اليسرى ولاختبار معنوية الفروق بين المجموعتين تم استخدام اختبار McNomar (٣):

حيث ان

$$b=\sum_{i>j}X_{ij} \quad , \quad c=\sum_{i<j}X_{ij} \qquad \chi^2=\frac{(b-c)^2}{b+c}$$

وان χ^2 تتوزع مربع كاي بدرجة حرية واحدة. لقد كانت قيمة $\chi^2=5.14$ بدرجة حرية واحدة وبالتالي وبالمقارنة مع جدول مربع كاي وبمستوى معنوية 0.01 نستنتج وجود فروق معنوية بين المجموعتين. اي ان درجة السمع غير متساوية للمجموعتين. ولتحليل البيانات بنموذج التماثل الشرطي فقد تم اعادة ترتيب التكرارات المشاهدة في الجدول رقم (٨) بصورة جدول توافقي ذو ثلاثة ابعاد (Three Dimension) وكما هو موضح في الجدول رقم (١٠). والجدول رقم (١١) يبين التكرارات المتوقعة لهذا النموذج

جدول رقم (١٠)

التكرارات المشاهدة مرتبة حسب الافضلية ومستوى درجة السمع

L/R	1	2	3	4	Total
2	21				21
3	15	15			30
4	10	14	31		55
5	14	6	15	25	60
Total	60	35	46	25	166

R/ L	1	2	3	4	Total
2	14				14
3	28	9			37
4	9	13	40		62
5	5	6	12	34	57
Total	56	28	52	34	170

جدول رقم (١١)

تقدير الامكان الاعظم لتكرارات المتوقعة لنموذج التماثل الشرطي

L/R	1	2	3	4	Total
2	17.7				17.7
3	21.8	12.1			33.9
4	9.6	13.7	9.7		59.3
5	9.6	6.1	17.2	9.8	59.1
Total	58.7	31.9	26.9	9.8	170

R/ L	1	2	3	4	Total
2	17.5				17.5
3	21.3	12.2			33.5
4	9.5	13	35.5		58
5	9.5	6	13.5	30	59
Total	58	31	49	30	168

ومن ملاحظة قيمة $\chi^2 = (3.37)$ بدرجة حرية(١٦) $G^2 = (10.25)$ بدرجة حرية(٢٤) نستنتج ان نموذج التماثل الشرطي ملائم للبيانات وفي حالة عدم تساوي درجة السمع فان درجة الاذن اليمنى افضل من درجة الاذن اليسرى وما يدعم هذه النتيجة هو نسبة المشاهدات التي فيها درجة السمع للاذن اليسرى افضل من الاذن اليمنى الى المشاهدات التي فيها درجة الاذن اليمنى افضل من الاذن اليسرى

$\delta = 168/170 = 0.9882$. والنموذج الثالث الذي تم استخدامه هو نموذج معلمات الاقطار المتمثلة وقد تم اعادة ترتيب التكرارات المشاهدة في الجدول رقم (١) الى جدول جزئية حسب قيم $I1, I2, I3, I4, I5$ كما موضح في الجدول رقم (١٢).

جدول رقم (١٢)

يبين اعادة ترتيب التكرارات المشاهدة حسب رم الصف

K	التكرارات المشاهدة				Total
+1	14	9	40	34	97
-1	21	15	31	25	92
+2	28	13	12		53
-2	15	14	15		44
+3	9	34			43
-3	10	6			16
+4	5				5
-4	14				14
					364

ومن الجدول رقم (١٢) تم تقدير الامكان الاعظم لقيم δk حيث $k = 1,2,3,4$

حيث ان درجة السمع للاذن اليسرى افضل $\delta_1 = 97/92 = 1.0543 > 1$

ودرجة السمع للاذن اليسرى افضل $\delta_2 = 53/44 = 1.2045 > 1$

درجة السمع للاذن اليسرى افضل $\delta_3 = 43/16 = 2.6875 > 1$

درجة السمع للاذن اليمنى افضل $\delta_4 = 5/14 = 0.3571 < 1$

وهذا يعني ان متغير الصف يكون اكبر من متغير العمود في اغلب الحالات وبالتالي نستنتج ان درجة السمع للاذن اليسرى هي افضل من درجة السمع للاذن اليمنى وهذه النتيجة تتفق مع مـا توصلنا اليه باستخدام نموذج التماثل الشرطي . الجدول رقم (١٣) يبين تقديرات الامكان الاعظم للتكرارات المتوقع باستخدام نموذج معلمات الاقطار المتماثلة ، اما اختبار حسن المطابقة فقد تم حساب قيمة G^2 للجداول الجزئية TK بقيم $k = 1,2,3,4$ كما موضحة ادناه.

جدول رقم (١٣)

تقدير الإمكان الاعظم للتكرارات المتوقعة باستخدام نموذج معلمات الاقطار المتماثلة

R/ L	1	2	3	4	5	Total
1	22	18.1	12.3	36.4	30.3	119.1
2	17	8	23.5	14.8	14.8	78.1
3	11.7	19.5	21	5.2	10.8	68.2
4	34.7	12.2	13.8	29	1.3	91
5	28.7	12.2	29.1	10.3	84	164.3
Total	102.4	70	99.7	95.7	141.2	500

K	χ^2	G^2
1	78.405	14.471
2	0	0
	78.405	14.471

ان قيمة مربع كاي لحسن المطابقة لهذا النموذج هي عبارة عن حاصـل جمـع القـيم اعـلاه $\chi^2 = 78.405$ ، $G^2 = 14.471$ وبالمقارنة مع قيمة χ^2 الجدولية بدرجة حرية (١٦) نلاحظ ان النموذج مناسب للبيانات .من الجدول رقم (١٣) يلاحظ هناك عدم تماثل بين درجة السمع للاذن اليمنى والاذن اليسرى حيث ان $M_{ij} > M_{ij}$ لكل قيم $i \neq j$ وهو نتيجة حتمية لان قيمة $\hat{\gamma}_1 < 1$ و $\hat{\gamma}_2, \hat{\gamma}_2 > 1$ كذلك فان اختلاف بين توزيع الاذن اليمنى والاذن اليسرى حيث ان $= 1$

$$\sum_{i=1}^{z} Mi \cdot \sum_{j=1}^{z} M \cdot j \qquad z = 1,2,3,4$$

وبما ان نموذج التماثل الشرطي هو حالة خاصة من نموذج معلمات الاقطار المتماثلة فقـد تـم اختبار هذه الفرضية وذلك بعمل جدول ذو بعدين الصف الاول فيه. يمثل المجموع لكل قطر من

الاقطار التي تكون فيها قيمة k موجبة والصف الثاني فيه يمثل المجموع لكل قطر من الاقطار التي تكون فيها قيمة k سالبة وكما موضح في الجدول رقم (١٤). ويتم اختبار قيمة فرضية الاستقلالية بين الصفوف والاعمدة بدرجة حرية $(r-1)(c-1)$ ومن الجدول رقم (١٤) نلاحظ ان قيمة مربع كاي ستكون بدرجة حرية (٣).

جدول رقم (١٤)

اختبار الفرضية $\delta_k = \delta$

k	1	2	3	4	Total
+	97	53	43	5	198
-	92	44	16	14	166
Total	189	97	56	19	364

وبالمقارنة مع قيمة مربع كاي الجدولية تم قبول الفرضية وهذا يعني ان التماثل الشرطي ملائم للبيانات وهو نفس الاستنتاج السابق وان تقدير الامكان الاعظم لقيمة δ هو $\delta = 198/166 = 1.1927$.

الاستنتاجات

مما تقدم يمكن استنتاج مايأتي :-

(أ) يلاحظ بان هناك تقارب بين مجموعة البيانات الواقعة فوق القطر لرئيسي ومجموعة البيانات الواقعة تحت القطر الرئيسي مما يشير الى انه ليس هناك افضلية لاحد الاذنين على الاخرى للعينة المدروسة حيث ان δ لمحافظة بابل هي $\delta = 142/163 = 0.8711$ اما بالنسبة لمحافظة المثنى هي $\delta = 198/166 = 1.1927$.

(ب) يلاحظ بان جميع النماذج المطبقة (نموذج التماثل البسيط – نموذج التماثل الشرطي – نموذج معلمات الاقطار المتماثلة) كانت ملائمة لبيانات العينة المدروسة لكن نموذج التماثل البسيط لا يبين باي المستويات يوجد تماثل في درجة السمع لكلتا الاذنيين بينما نموذج التماثل الشرطي فقط سلطة الضوء على التوزيع المشترك للبيانات اي على توزيع درجة السمع لكل اذن في حين نلاحظ ان نموذج معلمات الاقطار المتماثلة اعطى صورة واضحة عن مستويات التماثل من عدمها.

(ج) نلاحظ هناك عدم تماثل بين درجة السمع للاذن اليمنى والاذن اليسرى حيث $M_i > M_j$ لكل قيم i, j وان الاختلاف بين توزيع الاذنيين ليس نتيجة حتمية لكون $\delta k < 1$ حيث $k = 1,2,3,4$.

التوصيات

(١) نوصي بالاستفادة من النتائج التي تم الحصول عليها من قبل دائرة صحة بابل ودائرة صحة المثنى.

(٢) نوصي باجراء بحوث جديدة لتطبيق نفس الاسلوب المتبع لباقي المحافظات الاخرى للمقارنة ولمعرفة الفروق بين النتائج التي تظهر.

(٣) اعتماد الجانب الاحصائي والادوات الاحصائية في التحليل للظواهر الصحية لكونها تعطي نتائج اكثر دقة.

المصادر

١- البدراوي ، علي ياسين (١٩٩٢) . العلاقة بين النموذج الخطي اللوغارتيمي والتحليل المتناظر، رسالة ماجستير – كلية الادارة والاقتصاد – الجامعة المستنصرية.

٢- الربيعي ، فاضل محسن (١٩٩٢) ، العلاقة بين لتحليل المتناظر اللوغارتيمي الخطي، مجلة وقائع المؤتمر العلمي الرابع للجمعية العراقية للعلوم الاحصائية.

٣- الشاروط، محمد حبيب(١٩٩٨)، تحليل درجة حدة البصر في العينين بتطبيق النموذج اللوغارتيمي الخطي لجداول التوافق ، مجلة القادسية، المجلد٣، العدد الثالث.

٤- امين، هناء محمد واخرون (١٩٨٩)، استخدام النموذج اللوغارتيمي الخطي لتحليل جداول التوافق ذات الفئات المرتبة ، المؤتمر الدولي الرابع عشر للاحصاء والحسابات العلمية والبحوث الاجتماعية والسكانية، القاهرة.

٥- المهداوي، جنان عبد الجبار عثمان(١٩٨٧)، دراسة احصائية تحليلية عن العوامل الموثرة في جنوح الاحداث، رسالة ماجستير – كلية الادارة والاقتصاد – جامعة بغداد.

وزارة الصحة

دائرة صحة بابل

مستشفى الحلة التعليمي العام

وحدة تخطيط السمع

طبيب الاختصاص/	اسم المريض /
التاريخ/	العمر /
الفاحص/	العنوان /

Right Ear												
DB												
-10												
0												
10												
20												
30												
40												
50												
60												
70												
80												

Left Ear												
125												
DB												
-10												
0												
10												
20												
30												
40												
50												
60												
70												
80												

90												
100												
110												
120												

90												
100												
110												
120												

وزارة الصحة
دائرة صحة بابل
مستشفى الحلة التعليمي العام
وحدة تخطيط السمع

طبيب الاختصاص/	اسم المريض /
التاريخ/	العمر /
الفاحص/	العنوان /

Left Ear														Right Ear													
125		250		500		1000		2000		4000																	
DB					750			1500			3000				DB												
-10															-10												
0															0												
10															10												
20															20												
30															30												
40															40												
50															50												
60															60												
70															70												
80															80												
90															90												

100													100													
110													110													
120													120													