التحليل الاحصائي لتجارب القياسات المكررة للبيانات المصنفة في حالة معالجتين وثلاث معالجات

أ.م .د. سجى محمد حسين   م. م. حلا كاظم عبيد
جامعة بغداد – كلية الادارة والاقتصاد
قسم الاحصاء

المستخلص

من اهداف بعض التجارب هي معرفة تاثير التسلسلات المختلفة لبعض الادوية او التغذية او تجارب التعلم. وفي بعض الاحيان قد تكون الوحدات التجريبية نادرة لهذا نقوم باستخدام الوحدات التجريبية على نحو متكرر. او بسبب الميزانية المحدودة فان صاحب التجربة يخضع كل وحدة تجريبية لاختبارات عديدة ويطلق على هذا النوع من التجارب التي يتم فيها استخدام الوحدات التجريبية (الاشخاص) **Subject** على نحو متكرر من خلال تعريضها لسلسلة من المعالجات المختلفة اسم تجارب القياسات المكررة. وكانت البيانات لجميع هذه التجارب من النوع الكمي. ولكن في بعض الاحيان نواجه الدراسات التي فيها مستويات المتغيرات معرفة على اساس الرتب فقط حيث ان الاهتمام سوف يكون على عدد المشاهدات عند كل مستو من مستويات المتغير وان هذا النوع من البيانات يطلق عليه اسم البيانات المصنفة **(Categorical Count Data)** .

تركزت الدراسة في هذا البحث على اختبارات القياسات المكررة للبيانات المصنفة حيث تم دراسة كل من الاختبارات التالية (**Cochran, Mc Nemar, Ireland & Kullback, Stuart, Bhapkar, Ireland & Ku & Kullback**) للقياسات المكررة ذات المعالجتين وكل معالجة بمستويين (صنفين) ودراسة كل من الاختبارات التالية (**Stuart, Bahapkar, Ireland & Ku & Kullback**) للقياسات المكررة ذات معالجتين وكل معالجة بأكثر من مستويين (صنفين) ودراسة ايضا اختبارات (**Cochran, Ireland & Kullback,**) واختبارات المربعات الصغرى الموزونة **WLS** للقياسات المكررة ذات ثلاث معالجات وكل معالجة بمستويين وتم تطبيق جميع الاختبارات على بيانات حقيقية حيث تمت المقارنة بين الاختبارات من خلال النتائج التي تم الوصول اليها وبالتالي التوصل الى مجموعة من الاستنتاجات.

---

* بحث مستل من الرسالة (1)

المقدمة والهدف

يطلق مصطلح القياسات المكررة على البيانات التي فيها الاستجابة لكل وحدة تجريبية او مفردة (Subjects) تشاهد عند فرص متعددة او شروط متعددة . وكان الإهتمام في جميع تحليلات تجارب القياسات المكررة كما هو معروف وشائع على عينة البيانات المقاسة بمقياس كمي؛ ولكن في بعض الأحيان نواجه الحالات التي فيها مستويات المتغيرات تحت الإهتمام أو الدراسة معرف على أساس الاسم أو الرتب فقط وإنَّ الإهتمام سوف ينصب على عدد المشاهدات عند كلا مستو من مستويات المتغير فإن هذا النوع من البيانات المستحصلة من أنواع هذه المتغيرات سوف يطلق عليها اسم البيانات المصنفة "Categorical or Count Data"، مثلاً الوحدة الناتجة من خط ماكنة لصنع مادة معينة يمكن أن يصنف الى واحد من الأنواع الثلاثة مقبول، من الدرجة الثانية، مرفوض. وغيرها من الأمثلة. لمثل هذه الأمثلة فان الوحدات التجريبية أو الأشخاص المنتخبين من المجتمعات الفرعية يعرضون الى مختلف الشروط التجريبية أو المعالجات، مثلا الأدوية، نقاط الزمن،.. ومصنفة عند كلاً منها بدلالة متغير الأستجابة بعدد من المستويات والسؤال الذي يثير الأهتمام في تجارب القياسات المكررة، هو أهناك فروقاً بين هذه المعالجات أم الشروط التجريبية أعتباراً الى متوسط التوزيع عبر المجتمعات الفرعية؟.

إنَّ الهدف هو دراسة عدة إختبارات لتحليل القياسات المكررة للبيانات المصنفة، بأخذ معالجتين وكل معالجة تتضمن مستويين او اكثر وباخذ ثلاث معالجات وكل معالجة تتضمن مستويين فقط. والخروج بقيمة مؤكدة بأن بعض الطرائق تنتج نتائج متكافئة عند الاستعانة ببيانات ميدانية تطبيقية مختلفة.

من اهم المؤلفات الاحصائية لهذا النوع من التجارب كان (Mc-Nemar)[18] الذي اوجد أحصاءته المعروفة في عام 1949 لحالة العينتين أو المعالجتين والتي من خلالها بنى إختبارا مناسباً وسهلاً بعد أن يتم ترتيب البيانات في جدول بإتجاهين Two-Way بصفين وعمودين حيث يمثل عينة أو معالجة (او شرط تجريبي) وكل صف يمثل مفردتين متطابقتين. حيث كان اختبار مربع كاي يستخدم لفترات طويلة لاختبار معنوية الفروق بين النسب لعينتين مستقلتين (معالجتين) او اكثر ولكنه اعطى نتائج مخالفة وخاطئة في حالة المعالجتين المرتبطتين. وفي عام 1950 أوجد (Cochran)[7] احصاءته المعروفة باسمه والتي كانت أكثر عمومية من الإحصاءة السابقة إذ تناول الحالة التي فيها أكثر من عينتين أو معالجتين (شرطين تجريبيين) بعد أنْ يتم ترتيب البيانات في جدول بإتجاهين Two-Way بـ r من الصفوف وC من الأعمدة وفي عام. 1955 تطرق الباحث (Stuart)[19] في بحثه اختبار تجانس مجموعتين من الاحتمالات الهامشية (Marginal Probabilities) في جدول ذو اتجاهين فأوضح أنه يمكن تصنيف عينة من التوزيع الثنائي مثل (قوة اليد اليمنى- قوة اليد اليسرى) إلى جدول ذو اتجاهين . وفي عام 1966 اقترح الباحث (Bhapkar)[4] في بحثه لاختبار الفرضيات الخطية في البيانات المصنفة احصاءة في اختبار تجانس الهوامش الحدية لتجارب القياسات المكررة في حالة معالجتين، وكل معالجة مصنفة الى صنفين فأكثر بعد أنْ ترتب البيانات في جدول توافق r×r.وفي عام 1968 استخدم كلاً من (KullBack & Ireland)[11] مبدأ معلومات التمييزية الدنيا وذلك باستخدام الطرائق التكرارية التقاربية لتجارب القياسات المكررة في حالة البيانات المصنفة ولمعالجتين وكل معالجة تصنف الى صنفين، وذلك بعد ترتيب البيانات في جداول توافق 2×2 وكذلك في حالة ثلاث معالجات وكل معالجة تصنف الى صنفين بعد ترتيب البيانات في جدول توافق 2×2×2. وفي عام 1969 تطرق (Ireland)[13] في بحثه الى استخدام نظرية معلومات التمييز الدنيا بصورة أكثر عموماً مما قادنا إليه كلا من (KullBack & Ireland)[12] باستخدام الأسلوب التكراري التقاربي لبيانات مصنفة وموضوعة في جداول r×r. وفي العام نفسه ناقش (Crizzle)[9] تحليل القياسات المكررة للبيانات المصنفة باستخدام النماذج الخطية. إذ أفترض أن هناك i=1,...,s, ni من العينات ذات التوزيعات المتعددة الحدود، كل عينة لها r من الاستجابات المصنفة. وفي عام 1971 طور (KullBack)[15] قوانين الأسلوب التكراري بصورة أوسع وبين امكانية استخدامها في تجارب القياسات المكررة في حالة البيانات المصنفة عند ترتيبها في جداول توافق r×r×r×r×... من التصانيف (المستويات).

وفي عام 1977 درس الباحث (CARY G. Koch)[14] تحليل البيانات المصنفة متعددة الحدود المستحصل عليها من تجارب القياسات المكررة، وأوضح أنَّ إحصاءة الإختبار المستحصل عليها باستخدام المربعات الصغرى الموزونة في تقدير معالم الـB's، وتتوزع احصاءته توزيع محاذي لـχ^2.وفي عام 1986 افترض الباحثان (Agresti & Pendergast)[3] إحصاءة لتحليل التباين لتجارب القياسات المكررة، ولتصاميم القطاعات العشوائية وقد طبقت هذه الاحصاءة على البيانات المبدلة بالرتب.وفي عام 1993 أنجز الباحثان (Park & Davis)[6] بحثاً حول تجارب القياسات المكررة غير الكاملة، وتم استخدام تحليل المربعات الصغرى الموزونة التي وصفها Stramer & Koch Grizzle في عام 1969 لتحليل البيانات المفقودة.وفي عام 2001 كتب الباحث (Sheskin, D.J.)[18] عن طريقة المربعات الصغرى الموزونة في حالة المجتمع الواحد ذات استجابتين للقياسات المكررة الرتبوية وغير الرتبوية (الاسمية)، باستخدام فرضية تجانس الهوامش وحالة المجتمع الواحد ذات الاستجابات المتعددة، وناقش أيضا حالة المجتمعات المتعددة ذات الاستجابة المصنفة الى صنفين (مستويين) وأوضح استخدام القياسات المكررة للبيانات المصنفة المفقودة واستخدام الدوال الخطية واللوغاريتمية والأسية. وفي عام 2005 نشر الباحثان (Lius Agresti)[2] بحثاً تم فيه مراجعة الطرائق المستخدمة لتحليل البيانات لمتغيرات الاستجابة المصنفة الرتبوية (Ordinal) إذ ابتدأ بعرض النماذج للبيانات لمتغير استجابة ترتيبي مفرد. كذلك تم عرض الاستراتيجيات المفترضة حديثاً لنماذج المتغيرات الترتيبية، عندما تكون البيانات من نوع العنقودي أو عندما تكون بشكل قياسات مكررة تحدث عند حالات مختلفة، لكل وحدة أو مفردة (Subject).

الجانب النظري

يتناول هذا المبحث مايلي:

القياسات المكررة للبيانات المصنفة في حالة معالجتين:

توجد العديد من الظروف التي نرغب فيها إختبار عدم وجود فرق أو تأثير بين المعالجات لتصميم القياسات المكررة للبيانات المصنفة، وخاصة للبيانات الناتجة من تجميع أستجابتين للوحدة التجريبية الواحدة، مثلاً (السيطرة ضد المعالجة)، والتي يمكن أن تصنف فيها الاستجابات الى صنفين اثنين فقط أو إلى r من التصانيف وأن هذا التصنيف يكون لمتغير غير قابل للقياس (النوعي)، وعلى هذا الأساس سنتناول ما يأتي:

اولا: القياسات المكررة للبيانات المصنفة في حالة معالجتين وكل معالجة بمستويين:

إنَّ أهم الإختبارات المستخدمة في القياسات المكررة للبيانات المصنفة في حالة معالجتين وكل معالجة بمستويين أي أن المعالجة تصنف الى صنفين أثنين فقط هي:

1- إختبار Cochran Q [18](7):

هو إجراء يطبق لإختبار الفرضيات للحالات ذات التجارب المتكونة من معالجتين أو (شرطين تجريبين) معتمدين أو أكثر. إنَّ هذا الإختبار يطبق لحساب التجربة التي فيها n من الوحدات (Subjects) تحسب عند المتغير المعتمد المصنف الى صنفين (Dichotomous) وهذا يعني أنَّ الدرجات للمتغير المعتمد يجب أنْ تقع عند أحد الصنفين المتنافيين (Two Mutually Exclusive Categories). ويستخدم لاختبار فرضية العدم:

$$H_0 : \pi_1 = \pi_2 \qquad (1)$$

حيث يستخدم الرمز π ليمثل نسبة الإستجابة، نعم في المجتمع الممثل بالحالة التجريبية j^{th} وبصورة عامة يمثل π_j نسبة الإستجابة في واحد من أصناف الإستجابة Response .

اما إحصاءة Cochran فهي:

$$Q = \frac{(k-1)[(k)(c)-(T^2)]}{(k)(T)-R} \qquad (2)$$

إذ ان:

k: تمثل عدد المعالجات.

c: تمثل القيمة المحسوبة لـ $\sum(\sum c_j)^2$ إذ ان $\sum c_j$ تمثل عدد الاستجابات نعم للشرط او المعالجة j^{th}.

T: مجموع الأستجابة نعم لكل الاشخاص (وحدة تجريبية).

إذ أن: $T = \sum R_i$

R_i: تأثير الأستجابة نعم لكل شخص (وحدة تجريبية) تحت تأثير كل المعالجات.

R: مجموع مربعات الأستجابة نعم لكل وحدة تجريبية.

أي أن: $R = \sum R_i^2$

من أجل رفض فرضية العدم يجب أن تكون القيمة المحسوبة لـQ مساوية الى قيمة مربع كاي الحرجة المجدولة عند مستوى معنوية محدد مسبقاً أو أكبر منها، وعندما تكون n<4 وكذلك nk<24 فعندئذٍ نستعمل الجداول لاحصاءة إختبار Cochran Test المشتقة من قبل Patil (1975) بدلاً من مربع كاي التقريبي طالما أن n>4, nk>24 فإن من المقبول إستخدام تقريب مربع كاي.

2- إختبار Mc Nemar[18]:

هو حالة خاصة لإختبار Cochran Q إذ يستخدم إختبار Mc Nemar في التصميم القبلي- البعدي (Before-After Design) ولـ n من الوحدات (Subject) المصنفة الى صنفين (Dichotomous) لمتغير معتمد .إذ يتم إجراء إختبار سابق Pretest على مجموعة الوحدات تلك، وذلك بتعريضها لمعالجة التجربة وبعد ذلك يتم إجراء الإختبار اللاحق Posttest على نفس الوحدات المصنفة. والجدول (1) يلخص نموذج إختبار Mc Nemar.

جدول (1)يلخص نموذج إختبار Mc Nemar

		الاختبار اللاحق/ الشرط الثاني		
الاختبار السابق/ الشرط الأول		صنف الاستجابة الاولى	صنف الاستجابة الثانية	مجموع الصفوف
	صنف الاستجابة الاولى	a	b	$a+b=n_1$
	صنف الاستجابة الثانية	c	d	$c+d=n_2$
	مجموع الاعمدة	a+c	b+d	N

اذ ان المدخلات للخلايا a,b,c,d تمثل عدد الوحدات في كل واحدة من الأصناف الأربعة الممكنة، والتي يمكن أستخدامها لتلخيص أستجابتين للوحدة (unit) على المتغير غير المستقل المصنف الى صنفين. ويستخدم لاختبار فرضية العدم:

$$H_0 : \pi_b = \pi_c \quad (3)$$

يتم حساب إحصاءة Mc Nemar المعتمدة على توزيع χ^2 بالمعادلة الآتية:

$$\chi^2 = \frac{(b-c)^2}{b+c} \quad (4)$$

وترفض فرضية العدم أذا كانت قيمة مربع كاي المحصول عليها مساوية لـ أو أكبر من القيمة الجدولية عند مستوى معنوية محدد مسبقاً ودرجة حرية df=1.

3- إختبار Ireland & KullBack[(12)]:

أقترح كلاً من Ireland & KullBack[(12)] أسلوباً لإختبار تجانس الهوامش (فرضية عدم وجود فرق بين الشروط التجريبية) وذلك بعد أن يتم ترتيب البيانات في جداول التوافق 2×2 ثم يتم تقدير الأحتمالية P_{ij} للخلية بحيث ان الاحتمالات الهامشية (Marginal Probabilities) $\hat{p}_{i.}$, $\hat{p}_{.j}$ معلومة وثابتة وذلك بإستخدام تقديرات مبادئ المعلومات التميزية الدنيا (Principle of Minimum Discrimination information) والتي تعطي أفضل تقدير محاذي للنموذج الطبيعي [BAN] (Best Asymptotically Normal) وكذلك فإن إحصاءة المعلومات التمييزية الدنيا المرتبطة بالإختبار سوف تتوزع بصورة تقاربية للتوزيع الطبيعي(12) ، إنَّ هذه التقديرات يمكن أن تحسب بالطريقة التكرارية التقاربية (Convergent Iterative Procedure) ويمكن تلخيص النتائج لطريقة (Ireland and Kull Back) كما يلي:

إفترض جدول التوافق $\{\pi_{ij}\}$، $i=1,\ldots,r,\ \ j=1,\ldots,c$ وأن $\pi_{ij}>0$، $\sum_i\sum_j \pi_{ij}=1$ وأفترض كل جداول التوافق $\{P_{ij}\}$ ذات نفس الأبعاد بحيث أن الإحتمالات الهامشية $P_{i.}=\sum_j P_{ij}$, $P_{.j}=\sum_i P_{ij}$ هي معلومة وثابتة وسوف تعرف المسافة Distance مثل القياس (Measure) من الجدول P_{ij} والى الجدول π_{ij} بالمعلومات التمييزية (Discrimination Information).

$$I(P:\pi)=\sum_i\sum_j P_{ij}\ln\frac{P_{ij}}{\pi_{ij}} \qquad (5)$$

ولهذا فإن التقليل لـ$I(P:\pi)$ خلال جداول P_{ij} يؤدي الى النتائج التي تكون مقيدة في التقدير وإختبار الفرضية وأن جداول التقليل يشار اليها P^*. إنَّ المجموعة P^*_{ij} يمكن أن تحسب بواسطة الطريقة التكرارية التقاربية وذلك بتحقق واحد من القيود ثم القيود الأخرى للإحتمالات الهامشية وأن التكرارات Iterations يمكن أن تعطى بـ:

$$\left.\begin{aligned}
P_{ij}^{(2n-1)} &= \frac{P_{i.}}{P_{i.}^{(2n-2)}}P_{ij}^{(2n-2)}\\
P_{ij}^{(2n)} &= \frac{P_{.j}}{P_{.j}^{(2n-1)}}P_{ij}^{(2n-1)}\\
P_{ij}^{(\circ)} &= \pi_{ij}
\end{aligned}\right\} \qquad (6)$$

إذا كانت π_{ij} هي: $\hat{P}_{ij}=n_{ij}/n$

حيث ان:

n_{ij}: عدد المشاهدات في الخلية ij^{th} لجدول التوافق مع $\sum_i\sum_j n_{ij}=n$ فإن مجموعة التقليل Minimize Set. P^*_{ij} : تقديرات BAN وأن إحصاءة معلومات التميزية الدنيا (MDI) هي:

$$2nI(\hat{P}^*:\hat{P})=2n\sum_i\sum_j \hat{P}^*_{ij}\ln(\hat{P}^*_{ij}/\hat{P}_{ij}) \qquad (7)$$

والتي من خلالها يتم إختبار فرضية التجانس الهوامش (Marginal homogeneity) فرضية عدم وجود فرق بين الشروط التجريبية والتي تتطلب بان:

اذا كانت r=c $P_{(i.)} = P_{(.i)}$,i=1,…,r,

$$\sum P(i.) = 1,$$

ونقارن قيمة (MDI) المستخرجة مع قيمة χ^2 الجدولية بدرجة حرية c+r-2 بمستوى معنوية محدد فإذا كانت قيمة χ^2 الجدولية أقل من أو يساوي قيمة (MDI) نرفض فرضية العدم.

ثانيا: تحليل القياسات المكررة للبيانات المصنفة في حالة معالجتين وكل معالجة بمستويين أو أكثر:

من أهم طرق إختبار القياسات المكررة للبيانات المصنفة في حالة معالجتين ولكل معالجة بمستويين أو اكثر أي أن المعالجة فيها تصنف الى صنفين أو أكثر وهي كما يلي:

1- إختبار Stuart[19]:

لغرض إختبار التجانس لمجموعتين من الإحتمالات الهامشية للتوزيعات الهامشية غير المستقلة [فرضية عدم وجود فرق بين الشروط التجريبية] والمصنفة في إتجاهين أقترح Stuart هذا الإختبار للحالات التجريبية المتضمنة تخصيص كل من n من الوحدات (Unit) أو المفردات (Subjects) المنتخبة عشوائياً الى معالجتين مثلا (معالجة السيطرة ضد المعالجة المعاملة) وتصنف كلاً من الاستجابتين إلى واحد من r من التصانيف (Categorical) وإنّ البيانات الناتجة تمثل بجدول توافق ذو اتجاهين (Two-Ways) بدرجة حرية r×r.ولغرض اختبار فرضية العدم:

$$H_0 : P_{i.} = P_{.i} \qquad (8)$$

إذ أن P_{ij}: الإحتمالية الواقعة في الصف i والعمود j وأن الإحتمالات الهامشية:

$$P_{i.} = \sum_j P_{ij}$$

$$P_{j.} = \sum_i P_{ij}$$

$$\sum_i \sum_j P_{ij} = \sum_i P_{i.} = \sum_j P_{.j} = 1$$

واعداد العينة للمطابقة يشار اليها $n_{.j}, n_{i.}, n_{ij}$ بينما حجم العينة الكلي هو n.

فان تأخذ إحصاءة Stuart تاخذ الشكل الآتي:

$$Q = \sum_{i,j=1}^{r-1} V^{ij} d_i d_j \qquad (9)$$

انها نتيجة قياسية لاي مقدار وليكن $-\frac{1}{2}Q$ لتوزيع طبيعي متعدد المتغيرات فان Q تتوزع توزيع مربع كاي χ^2 بدرجة حرية r-1 مساوية الى رتبة النموذج . وابعد من ذلك فان Q في هذا المقطع هي تربيعية الشكل في المتغيرات ولهذا في H_0 $Q = \sum_{i,j}^{m} a_{ij} d_i d_j$ تتوزع في الغاية بـχ^2 بدرجة حرية r-1 ولهذا فان رتبة التوزيع ستكون (r-1) لانه $\sum d_i = 0$ وبصورة عامة فهذا هو القيد الوحيد على d_i على كل حال فان أي توزيع حدي للتوزيع الطبيعي المتعدد المتغيرات هو بنفسه طبيعي ولهذا سوف نقوم بحذف التغير الفائض (redundant variate) وليكن الاخير وسوف نحصل على النتائج بان $Q = \sum_{i,j}^{r-1} V^{ij} d_i d_j$ والتي سوف تتوزع في الغاية الى χ^2 بدرجة حرية r-1 في الحقيقة ان عدم الاخذ باحتساب d_r غير واضح ويعود الى ظاهرة التحكم . ولكن بالرغم من القيم للحدود في Q تتغير فان مجموع Q يحدد بصورة وحيدة فان Q يجب ان تكون جزا من الثوابت .الـLoglikelihooh للمجموعة الكاملة من d_i بدون الاهتمام الى أي من d_i سوف تحذف من Q في الحقيقة Q يمكن ان يعبر عنها كدالة لكل قيم d_i والمصفوفة الكاملة (V_{ij}) ولكن يعقد الحسابات ويجعل لاتوجد فروق في النتائج (19).

حيث ان:

$$\left.\begin{array}{l} V_{ii} = n_{i.} + n_{.i} - 2n_{ii} \\ V_{ij} = -(n_{ij} + n_{ji}) \end{array}\right\} \qquad (10)$$

حيث:

V_{ii}: عناصر القطر لمصفوفة التباين والتباين المشترك.

V_{ij}: عناصر خارج القطر لمصفوفة التباين والتباين المشترك.

ويتلخص حساب إحصاءة Q بالخطوات الآتية:

1- نجد مصفوفة V_{ij} المعطاة بالمعادلة (10) ولكل i,j=1,2,…, …,r-1.

2- نجد معكوس المصفوفة V_{ij} والتي يرمز لها بالرمز V^{ij}.

3- حساب إحصاءة Q كما في المعادلة (9).

$d_i = n_{i.} - n_{.i}$ (11) وأن

4-حذف الصف الاخير او أي صف اخر لمصفوفة الـV المحصول عليها بعد حذف القيود القطرية وحسب المعادلتين (10).

وترفض فرضية العدم H_0 إذا كانت قيمة Q المستخرجة أكبر من القيمة الجدولية χ^2 بدرجة حرية (r–1).

(2) إختبار BHAPKAR[4]:

اقترح الباحث BHAPKAR الإحصاءة التي يختبر فيها فرضية تجانس الهوامش (فرضية عدم وجود فرق بين الشروط التجريبية) لجداول إحتمالية ذات البعدين r×r حيث أن P_{ij} هي الإحتمالية للوحدة التجريبية من المعالجة j^{th} للصف i^{th} وأن:

I, J = 1,…,r

$\sum_{ij} P_{i,j} = 1$

لاختبار الفرضية (8)

وإن H_0 يشار اليها ضمنياً بـr–1 من القيود الخطية المستقلة.

$$F_{k(P)} \equiv P_{k.} = P_{.k} = 0$$

k=1,2,…,r–1

حيث أن n_{ij}= التكرار المشاهد I,J=1,…,r

وأن : $N = \sum_{ij} n_{ij}$

فان إحصاءة الإختبار لـBHAPKAR هي:

$$\chi_j^2 = d'w^{-1}d \qquad (12)$$

حيث: $d = n_{k.} - n_{.k}$ (13)

Bhapkar: ينص على حذف أي صف من صفوف المصفوفة الـw (حيث شاهد بان الاحصاءة لن تتغير تحت أي من الاختبارات(k(r-1) من d) وان مصفوفة w يتم الحصول عليها من خلال القانون الآتي:

$$w = [\delta_{kk'}(n_{k.} + n_{.k'}) - n_{kk'} - n_{k'k} - N^{-1} d_k d_{k'}] \qquad (14)$$

$$\delta_{kk'} = 1 \quad if \;\; k = k'$$
$$0 \qquad other\;\; wise$$

وأن إحصاءة χ_j^2 تتوزع بصورة محاذية الى توزيع مربع كاي χ^2 بدرجة حرية (r–1) ويتم رفض فرضية العدم إذا كانت χ_j^2 المستخرجة أكبر من قيمة χ^2 الجدولية بدرجة حرية (r–1).

3- إختبار Ireland & Ku & Kull Back[12]:

لقد أقترح كلاً من Ireland & Ku & KullBack[12] طريقة لإختبار تجانس الهوامش (فرضية عدم وجود فرق بين تأثير الشروط التجريبية) وذلك بعد أن يتم ترتيب البيانات في جداول توافق r×r إذ يتم تقدير الإحتمالية P_{ij} لخلايا هذه الجداول بحيث أن الإحتمالات الهامشية $P_{.j},P_{i.}$ هي معلومة وثابتة وذلك بإستخدام مقدرات أسلوب المعلومات التمييزية الدنيا (Minimum Discrimination Information) كما مر ذكره سابقاً في الفقرة (اولا-3) ويمكن حساب التقديرات بأسلوب بديل هو الطريقة التكرارية التقاربية (Convergent Iterative Procedure) فلو كان لدينا جدول التوافق $\pi_{(ij)}=\dfrac{n_{ij}}{n}$ حيث أن $n_{(ij)}$ هي عدد المشاهدات للحوادث للخلية في الصف i^{th} والعمود jth بحيث أن $\sum\sum n_{(ij)}=n$ فأن $P_{(ij)}$ التي تقلل المعلومات التمييزية I(P: π) في المعادلة (5) طبقاً الى فرضية العدم.

وأن:
$$P_{(i.)}=\sum_j P_{(ij)}=P_{(.j)}=\sum_k P_{(ki)}$$

يكون بإستخدام الطريقة التكرارية التقاربية وذلك لحساب:

$$P_{(ij)}^{(n+1)}=\left[\frac{P_{(.i)}^{(n)}P_{(j.)}^{(n)}}{P_{(i.)}^{(n)}P_{(.j)}^{(n)}}\right]^{1/2}P_{(ij)}^{n}C_n \qquad (15)$$

وأن:

$$C_n=1/\sum\sum\left[\frac{P_{(.i)}^{(n)}P_{(j.)}^{(n)}}{P_{(i.)}^{(n)}P_{(.j)}^{(n)}}\right]^{1/2}P_{(ij)}^{(n)} \qquad (16)$$

وأن:
$$P_{(ij)}^{\circ}=\pi_{(ij)}$$

لذا فإن إحصاءة الإختبار لمعلومات التميز الدنيا (MDI) هي:

$$2n\ln(P^*:\pi)=2n\sum\sum P_{(ij)}\ln\frac{P_{(ij)}^{*}}{\pi_{(ij)}} \qquad (17)$$

والتي تتوزع بصورة محاذية لـχ^2 بدرجة حرية (r–1) بمستوى معنوية محدد وترفض فرضية العدم عندما تكون القيمة المستخرجة لإحصاءة (M.D.I) أكبر من القيمة الجدولية لـχ^2.

ثالثا: تحليل القياسات المكررة للبيانات المصنفة في حالة أكثر من معالجتين

في تطبيقات القياسات المكررة للبيانات المصنفة قد نرغب بإختبار (عدم وجود فرق او تأثير بين أكثر من معالجتين أو شرطين تجريبيين (ثلاث أو أكثر) للوحدة التجريبية أو للشخص الواحد). عندئذ سوف يكون هناك عدد من متغيرات الإستجابة لكل وحدة تجريبية وأن كل متغير إستجابة له صنفين أو اكثر وسنتناول تحليل القياسات المكررة للبيانات المصنفة في حالة ثلاث معالجات وكل معالجة بمستويين (صنفين).

من أبرز طرق تحليل القياسات المكررة للبيانات المصنفة في حالة ثلاث معالجات وكل معالجة بمستويين أي مصنفة الى صنفين هي كما يلي:

1- إختبار Cochran[7]،[18]:

لقد تم تعريف هذا الاختبار في الفقرة (اولا-1) وذكرت احصاءته المعروفة باحصاءة Qكمافي الصيغة (2) ويستخدم لاختبار فرضية العدم التي تكون بالشكل التالي:

$$H_0 : \pi_{1.} = \pi_{2.} = \pi_{3.} \qquad (18)$$

ضد الفرضية البديلة التي يمكن كتابتها بالشكل الاتي:

$$H_1 : Not\ H_0$$

وهذا يشير الى أنه على الأقل اثنين من المجتمعات الممثلة بواسطة ثلاث معالجات (أو شروط تجريبية)، فإن نسبة الاستجابة (نعم) ليست متساوية.

2- إختبار Ireland & KullBack[15]:

لتجارب القياسات المكررة في حالة ثلاث معالجات (شروط تجريبية) أو أكثر وكل معالجة مصنفة الى صنفين (مستويين) ولإختبار فرضية تجانس الهوامش (فرضية عدم وجود فرق بين تأثير الشروط التجريبية) فقد أقترح كلا من Ireland & KullBack[15] أسلوباً تم فيه ترتيب البيانات في جداول توافق 2×2×2 ثم يتم تقدير الاحتمالية P_{ij} للخلية في تلك الجداول وذلك بإستخدام الطريقة التكرارية التقاربية (Iterative Procedure) أي بنفس الاسلوب المذكور في الفقرة (اولا-3)ويمكن تلخيص النتائج لتلك الطريقة كما يلي:

أفترض جدول التوافق $\{\pi_{ijk}\}$ $i=1,\dots,r$,$j=1,\dots,s$, وأن $k=1,\dots,t$, $\pi_{ijk} > 0$, $\sum_i \sum_j \sum_k \pi_{ijk} = 1$ أفترض كل جداول التوافق $\{P_{ijk}\}$ ذات نفس الابعاد .

فأن القيمة الدنيا للمعلومات التميزية:

$$I(P:\pi) = \sum_i \sum_j \sum_k P_{ijk} \ln \frac{P_{ijk}}{\pi_{ijk}} \qquad (19)$$

أن المجموعة P^*_{ijk} يمكن أن تحسب بواسطة الطريقة التكرارية التقاربية وذلك بتحقق واحد من القيود ثم القيود الأخرى للأحتمالات الهامشية وأن التكرارات (Iterations) يمكن أن تعطى بـ:

$$\left.\begin{aligned}
P_{ijk}^{(3n+1)} &= \frac{P_{i..}}{P_{i..}^{(3n)}} P_{ijk}^{(3n)} \\
P_{ijk}^{(3n+2)} &= \frac{P_{.j.}}{P_{.j.}^{(3n+1)}} P_{ijk}^{(3n+1)} \\
P_{ijk}^{(3n+3)} &= \frac{P_{..k}}{P_{..k}^{(3n+2)}} P_{ijk}^{(3n+2)}
\end{aligned}\right\} \qquad (20)$$

$$P_{ijk}^{(\circ)} = \pi_{ijk} \qquad , n = 1,2\dots$$

إذا كانت π_{ijk} هي $\hat{P}_{ijk}=\frac{n_{ijk}}{n}$ حيث أن n_{ijk} هي عدد المشاهدات في الخلية (ijk–th) لجدول التوافق مع $\left(\sum\sum\sum n_{ijk}=n\right)$ فإن مجموعة التقليل (Minimizing Set) $\hat{P}^{*}_{ijk}$ هي تقديرات BAN وأن إحصاءة المعلومات التميزية الدنيا (MDI) هي:

$$2nI(\hat{P}^{*}:\hat{P})=2n\sum_{i}\sum_{j}\sum_{k}\hat{P}^{*}_{ijk}\ln(\hat{P}^{*}_{ijk}/\hat{P}_{ijk}) \qquad (21)$$

هي تتوزع بصورة تقريبية الى χ^2 بدرجة حرية (r+s+t–3) والتي من خلالها يتم إختبار فرضية التجانس للهوامش (Marginal Homogeneity) والتي تتطلب بان:

إذا كانت $r = s = t$ $\qquad P_{(i..)} = P_{(.i.)} = P_{(..i)}, \quad i=1,\ldots,r$

$$\sum P_{i..}=1$$

حيث ترفض فرضية العدم عندما تكون قيمة (MDI) أكبر أو يساوي من قيمة χ^2 الجدولية وبدرجة حرية (r+s+t–3).

3- إختبار المربعات الصغرى الموزونة[(5)]:

Weighted Least Square-WLS-

تستخدم طريقة المربعات الصغرى (WLS) في تحليل القياسات المكررة للبيانات المصنفة، فكما مر ذكره سابقاً فإن لكل وحدة تجريبية (Units) في تصاميم القياسات المكررة تشاهد عند كل من d من الشروط التجريبية أو المعالجات وأن الاستجابات المناظرة تصنف في L من التصنيفات لهذا فإن:

$$r = L^{d}$$

حيث أن:

r: تمثل (Response Profile) جانب الاستجابة.

d: عدد المعالجات.

L: عدد التصانيف لكل شرط تجريبي أو معالجة.

لتكن $i=1,\ldots,r$ تمثل مجموعة التصنيفات التي هي طبقاً الى $r=L^{d}$ (Response Profile) جانب الاستجابة والمشتركة بالتصنيفات الآتية للاستجابة d تحت الأهتمام فلو كانت لدينا مجموعة من العينات المنتخبة بصورة مستقلة من المجتمعات الفرعية (Sub Population) بحجم n_i $i= 1,\ldots,s,$ فإن البيانات الناتجة يمكن أن تلخص في جدول توافق $s\times r$ كما يظهر في الجدول (5) حيث ان n_{ij} تمثل التكرار الاستجابة المصنفة j في العينة من المجتمع الفرعي i^{th}.

جدول (5) يمثل جدول توافق للبيانات المشاهدة

المجتمعات (الفرعية)	الاستجابات المصنفة					
	1	2	…	r	…	Total
1	n_{11}	n_{12}	…	n_{1r}	…	$n_{1.}$
2	n_{21}	n_{22}	…	n_{2r}	…	$n_{2.}$
:	:	:	…	:	…	:
s	n_{s1}	n_{s2}	…	n_{sr}	…	$n_{s.}$

ولتكن النسب المشاهدة P_{ij} حيث أن $P_{ij} = n_{ij}/ n_{i.}$.

$$\underset{1\times r}{P_i'} = [P_{i1}, P_{i2}, \dots, P_{ir}]$$

$$\underset{1\times rs}{P'} = [P_1', P_2', \dots, P_s']$$

وأن المقدر المتسق (Consistent Estimator) لمصفوفة التباين والتباين المشترك لـ P .

$$\underset{r\times r}{v_{(P_i)}} = \frac{1}{n_i}[DP_i - P_iP_i'] \qquad ,i=1,2,\dots s \qquad (22)$$

إذ ان D_{pi} هي مصفوفة قطرية برتبة r×r بالعناصر للمتجه P_i على القطر الرئيس ويمكن كتابتها بالشكل الآتي:

$$v(P_i) = \frac{1}{n_i}\begin{bmatrix} P_{i1}(1-P_{i1}) & -P_{i1}P_{i2} & \cdots & -P_{i1}P_{ir} \\ -P_{i1}P_{i2} & P_{i2}(1-P_{i2}) & \cdots & -P_{i2}P_{ir} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ -P_{i1}P_{ir} & -P_{i2}P_{ir} & \cdots & P_{ir}(1-P_{ir}) \end{bmatrix}$$

ولتكن:

$$\underline{F}' = \underline{F}'(p) = [F_1(p), \dots, F_u(p)]$$

تمثل دوال الاستجابة للعينة لهذا فان F(p) تتوزع تقريباً:

$$\underline{F}(p) \sim Nu(\underline{F}(\pi), V_F)$$

إذ ان V_F: مصفوفة التباين والتباين المشترك لـF حيث ان:

$$\underset{(u\times u)}{V_F} = Av(p)A' \qquad (23)$$

حيث ان $A = [dF(x)/dx / x = p]$ تمثل مصفوفة المشتقة الاولى للدوال F المحسوبة عند p برتبة (u×sr) وان قيمة الدوال F هو مقدر كفوء F(π).

على الرغم من الأنواع الكثيرة التي يمكن أنْ تفترض للدوال F(p) الا انه وعمليا يمكن ان تستخدم.

$$\underset{u\times 1}{\underline{F}}(\pi) = \underset{u\times rs}{A}\ \underset{rs\times 1}{\underline{\pi}}$$

حيث أن A: مصفوفة بثوابت معروفة وبرتبة u≤s(r – t) تكون مناسبة عندما تكون دوال الاستجابة هي دوال خطية للاحتمالات.

وهناك الكثير من الدوال الأخرى المعتمدة التي يمكن أنْ تدار كسلسلة من العمليات الخطية اللوغاريتمية والأسية على قيمة $\underline{\pi}$. ففي هذه الحالة فإنّ مصفوفة V_F سوف تختلف باختلاف تلك الدوال وتستخدم طريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLS)؛ لملائمة البيانات للنموذج ذات الشكل

$$\underline{F}(\pi) = X\underline{\beta} \qquad (24)$$

باستخدام الاختبار الآتي:

$$W = (F - Xb)'V_F^{-1}(F - Xb) \qquad (25)$$

والذي يتوزع χ^2 بدرجة حرية $\chi^2(u-t)$
لإختبار فرضية عدم وجود فرق بين تأثيرات الشروط التجريبية أو المعالجات أو بمعنى آخر تجانس الإحتمالات الهامشية، والتي يمكن أنْ تكتب باستخدام طريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLS) بالشكل التالي:

$$H_0 : CB = 0 \tag{26}$$

إذ ان:
B: هي متجه المعلمات بدرجة t×1.
فإنَّ إحصاءة الإختبار هي:

$$W_c = (C\underline{b})'[C(x'v_F^{-1}x)^{-1}C']^{-1}(C\underline{b}) \tag{27}$$

وهي تتوزع تقريبا توزيع χ^2 بدرجة حرية (d – 1)
إذ ترفض فرضية العدم عندما تكون قيمة W_c أكبر من أو يساوي قيمة χ^2 الجدولية بمستوى معنوية محدد ودرجة حرية d–1.
حيث أن b: متجه لتقديرات المعلمات باستخدام طريقة المربعات الصغرى الموزونة وبدرجة (t×1).

$$\underline{b} = (x'v_F^{-1}x)^{-1}x'v_F^{-1}F(p) \tag{28}$$

x: مصفوفة التصميم (Design Matrix) بثوابت معروفة ذات درجة (u×t) وبرتبة u≤t.
C: هي مصفوفة معلومة بدرجة (c×t) وبرتبة كاملة c≤t وهي تشير الى اي من الدوال الخطية للمعلمات تكون مساوية للصفر وفقا مع الفرضية الخاصة التي سوف تختبر.

$$C = \begin{bmatrix} 1 & -1 & \cdots & 0 & 0 \\ 1 & 0 & -1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ 1 & 0 & \cdots & \cdots & -1 \end{bmatrix}$$

الجانب التطبيقي

إنَّ هدف هذا المبحث هو تطبيق الإختبارات التي وردت في الجانب النظري على البيانات الميدانية المختلفة التي تم الحصول عليها ومقارنة النتائج المستحصلة من كل طريقة مع الطرائق الأخرى، وبيان أفضل طريقة التي تعطي نتائج أكثر معنوية، وقد تم الاستعانة ببرنامج Matlab لاستخراج النتائج لبعض الطرائق وكتابة برامج بلغة Visual Basic لبعض الطرائق الأخرى.

تجربة القياسات المكررة للبيانات المصنفة في حالة معالجتين وكل معالجة بمستويين:

يعد مرض إرتفاع ضغط الدم من الأمراض الشائعة وقد تم الحصول على بيانات المرضى الذين تعرضوا لعلاجين لمرض ضغط الدم من الشبكة العالمية الانترنيت حيث وضعت التجربة[17] استجابات المرضى للأدوية المهبطة لمرض ضغط الدم (Antihypertensive Drugs) وتأثيرات الأدوية التي تعمل مع نظام الرنين- أنجوتنسين- الدوستيرون (Rennin- Angiotenesis- Aldosterone System) ويرمز لها للاختصار بـRAAS[19] وهو بروتين يوجد في الكلية يزيد ضغط الدم ويتأثر بفعالية البلازما بصورة ضعيفة، وتشير الدراسة إلى أخذ عينة من الأشخاص المصابين بمرض ضغط الدم (BP)(Blood Pressure) والذين يبلغ عددهم 92 شخص وتم اعطاء كل مريض نوعين من الأدوية.

النوع الأول (At-Receptor Blocker)(ARB) والنوع الآخر هو (Anagiotensin Converting in Hibitor)(ACE-1) والذي تم اخذه بعد مرور شهر على النوع الاول وسجلت إستجابات كل مريض لكل نوع من أنواع الأدوية وكانت النتائج كما يظهر في الجدول (2) وعند تطبيق الطرائق للقياسات المكررة في حالة معالجتين وكل معالجة بمستويين كانت النتائج كالآتي:

إختبار Cochran:

عند تطبيق إختبار Cochran في الفقرة (اولا-1) على بيانات مرض ضغط الدم في الجدول (2) ولاختبار الفرضية (1) تقوم باستخراج ما يأتي:

جدول (2)

يوضح استجابات المرضى لعلاج مرض ضغط الدم ولدوائين إذ يُرمز لعامل الاستجابة بالرمز (1) ولعدم الاستجابة بالرمز، (0) وتمثل R_i مجاميع الاستجابة للدوائين

No.	(ARB) الدواء الاول	(ACE-1) الدواء الثاني	R_i	R_i^2
1	1	1	2	4
2	0	1	1	1
3	0	1	1	1
4	1	1	2	4
5	1	1	2	4
6	1	1	2	4
7	0	0	0	0
8	1	0	1	1
9	1	0	1	1
10	1	1	2	4
11	1	1	2	4
12	0	1	1	1
13	0	0	0	0
14	1	0	1	1
15	0	0	0	0
16	1	0	1	1
17	0	1	1	1
18	1	1	2	4
19	1	1	2	4
20	1	1	2	4
21	0	1	1	1
22	1	0	1	1
23	0	1	1	1
24	0	0	0	0
25	0	0	0	0
26	1	1	2	4
27	0	0	0	1
28	1	1	2	4
29	1	1	2	4
30	1	0	1	1
31	1	1	2	4
32	0	1	1	1
33	1	1	2	4
34	0	0	0	0
35	1	0	1	1
36	1	1	2	4
37	1	1	2	4
38	0	1	1	1
39	0	0	0	0
40	0	1	1	1
41	1	1	2	4
42	1	1	2	4
43	1	0	1	1
44	0	0	0	0
45	0	1	1	1
46	1	1	2	4
47	1	1	2	4
48	0	1	1	1
49	1	1	2	4

50	0	0	0	0
51	1	0	1	1
52	1	1	2	4
53	0	1	1	1
54	0	0	0	0
55	1	1	2	4
56	1	1	2	4
57	1	0	1	1
58	1	1	2	4
59	0	1	1	1
60	1	1	2	4
61	1	1	2	4
62	1	1	2	4
63	0	1	1	1
64	1	1	2	4
65	1	1	2	4
66	1	0	1	1
67	0	0	0	0
68	1	0	1	1
69	1	1	2	4
70	1	1	2	4
71	1	1	2	4
72	1	0	1	1
73	0	0	0	0
74	1	1	2	4
75	1	0	1	1
76	1	1	2	4
77	1	1	2	4
78	0	1	1	1
79	0	0	0	0
80	1	1	2	4
81	1	1	2	4
82	0	1	1	1
83	1	1	2	4
84	1	1	2	4
85	1	1	2	4
86	1	1	2	4
87	0	1	1	1
88	1	1	2	4
89	1	1	2	4
90	1	1	2	4
91	0	0	0	0
92	1	1	2	4
	$\sum C_1 = 60$	$\sum C_2 = 63$	123	215

وبتطبيق الصيغة (2) نحصل على أن Q = 0.290 وبمقارنة Q المستخرجة مع χ_2^2 الجدولية عند مستوى معنوية 0.01 و0.05 وبدرجة حرية (1) والمساوية الى $\chi_{0.05}^2 = 3.84$, $\chi_{0.01}^2 = 6.63$ لذا لا نستطيع رفض فرضية العدم لأن قيمة Q لمحسوبة أقل من قيمة χ^2 الجدولية في المجاميع الهامشية متساوية أي أن نسبة الاستجابة لكلا الدوائين متساوية وعدم وجود فرق بين تأثيرات المعالجتين.

إختبار Mc Nemar:

عند تطبيق إختبار Mc Nemar في الفقرة (اولا-2) على بيانات مرضى ضغط الدم في الجدول (2) ولاختبار الفرضية (3) يتم ترتيب البيانات في جدول 2×2 كما هو موضح في الجدول رقم (3). وعند تطبيق الصيغة (4) نحصل على 0.290 = χ^2 وبمقارنة χ^2 المستخرجة مع χ^2 الجدولية بدرجة حرية (1) والمساوية الى $\chi_{0.01}^2 = 6.63$, $\chi_{0.05}^2 = 3.89$ ∴ قيمة χ^2 المحسوبة اقل من قيمة χ^2 الجدولية لذا لا نستطيع رفض فرضية العدم اي ان نسبة الاستجابة لكلا الدوائين مساوية، أي: عدم وجود فرق بين تأثيرات الشروط التجريبية.

جدول (3) جدول توافق 2×2 يوضح ترتيب استجابات المرضى حسب الدوائيين الاول والثاني (متحسن، غير متحسن)

	إستجابات الدواء الاول ARB/ السابق			
استجابات الدواء الثاني/ ACF-1 اللاحق	الدواء الاول / الدواء الثاني	غير متحسن	تحسن	المجموع
	غير متحسن	15	14	29
	متحسن	17	46	63
	المجموع	32	60	92

إختبار Ireland & KullBack:

عند استخدام البيانات المشار إليها في الجدول (3) وتطبيق طريقة Ireland & KullBack في الفقرة (3) عليها فقط كان هناك 3 دورات (Cycles) لكل صيغة في (6) والقيم الناتجة كما في الجداول الآتية:

الدواء1 / الدواء2	غير متحسن	متحسن	مجموع
غير متحسن	0.1391	0.1608	0.2999
متحسن	0.1608	0.5391	0.6999
المجموع	0.2999	0.6999	0.9998

الدواء1 / الدواء2	غير متحسن	متحسن	مجموع
غير متحسن	0.1391	0.1608	0.2999
متحسن	0.1609	0.539	0.6999
المجموع	0.3	0.6998	0.9998

لهذا فان قيمة احصاءة المعلومات التمييزية الدنيا تساوي $2nI(\hat{P}^* : P) = 0.9218$ وبمقارنة قيمة (MDI) والمساوية إلى 0.9218 في الدورة السادسة حيث تم التوقف عند تساوي المجاميع الهامشية، ومجموع الاحتمالات تقريبا مساويا إلى الواحد مع قيمة χ^2 بدرجة حرية (2) بمستوى معنوية محدد $\chi_{(0.05)}^2 = 5.991$ و $\chi_{(0.01)}^2 = 9.21$ وبما ان قيمة (MDI) أقل من قيمة χ^2 الجدولية اذا لا نستطيع رفض فرضية العدم أي عدم وجود فرق بين الشروط التجريبية (الدوائين) أي أن استجابة المرضى للدوائين متساوية.

إختبار Stuart:

يطبق إختبار Stuart المذكورة في الفقرة (ثانيا-1) على البيانات المشار اليها في الجدول (3) لاختبار الفرضية (8) وعندما نقوم بحذف الصف الأخير في مصفوفة V، (d_2) وعند تطبيق الصيغة (9)

نحصل على Q = 0.29 وعند حذف الحد الاول d_1 وبتطبيق الصيغة (9) فان Q = 0.29 وبمقارنة قيمة Q مع قيمة χ^2 الجدولية بدرجة حرية (1) ومستوى معنوية محدد $\chi^2_{0.05} = 3.841$ و $\chi^2_{0.01} = 6.63$ اي قيمة Q اقل من قيمة χ^2 الجدولية لا نستطيع رفض فرضية العدم اي ان نسبة استجابات المرضى لكلا الدوائين متساوية.

إختبار Bhapkar:

عند تطبيق طريقة bhapkar المذكورة في الفقرة (ثانيا- 2) على البيانات المشار اليها في الجدول (3) ولاختبار الفرضية (8) وعند تطبيق الصيغة الصيغة (12) نحصل على $\chi_j^2 = 0.29$ حيث نقارن مع قيمة χ^2 الجدولية بدرجة حرية (1) وبمستوى معنوية محدد $\chi^2_{0.05} = 3.891$ و $\chi^2_{0.01} = 6.63$ فان قيمة χ^2 الجدولية اكبر من قيمة χ_j^2 المحسوبة لذا لا نستطيع رفض فرضية العدم اي عدم وجود فرق معنوي بين استجابات المرضى لكلا الدوائين.

إختبار Ireland & Ku & KullBack:

عند استخدام البيانات المشار اليها في الجدول (3) وتطبيق طريقة Ireland & Ku & KullBack المذكورة في الفقرة (ثانيا-3) عليها فقد كان هناك دورتان باستخدام الصيغة (15) والقيمة الناتجة كما في الجداول الآتية:

الدواء1 / الدواء2	غير متحسن	متحسن	مجموع
غير متحسن	46.07	15.53	61.6
متحسن	15.36	15.02	30.38
المجموع	61.43	30.55	91.98

الدواء1 / الدواء2	غير متحسن	متحسن	مجموع
غير متحسن	46.06	15.81	61.87
متحسن	15.09	15.02	30.11
المجموع	61.15	30.83	91.98

لذا فان قيمة احصاءة المعلومات التميزية الدنيا (MDI) والمساوية إلى 0.21 في آخر دورة حيث تم التوقف عند تساوي المجاميع الهامشية ومجموع الاحتمالات قريب إلى (الواحد) وتقارن مع قيمة χ^2 بدرجة حرية (1) اي ان $\chi^2_{0.05} = 3.891$ و $\chi^2_{0.01} = 3.63$ لذا فان قيمة (MDI) أقل من قيمة $\chi^2_{0.05}$ الجدولية لذا لا نستطيع رفض فرضية العدم اي عدم وجود فرق بين الشروط التجريبية (الدوائين) أي أن استجابة المرضى للدوائين متساوية.

بيانات القياسات المكررة للبيانات المصنفة في حالة معالجتين وكل معالجة باكثر من مستويين:

اعتمدت الدراسة على معرفة المستوى العلمي في احدى مدارس القطر لأجل رفع كفاءة أداء الطالب نحو مستوى أفضل وتحسين المستوى العلمي، حيث اعتمدت الدراسة على دراسة تقديرات الطالب في بعض الدروس الأساسية ولمرحلة معينة وهي الخامس العلمي وهي المرحلة التي يكون فيها الطالب قد تاهل وأصبح أكثر استعدادا لخوض السنة الأخيرة والانتقال إلى المرحلة الجامعية .إعتمدت الدراسة على تطبيق الأساليب الاحصائية على مدرسة ثانوية سومر للبنات للوقوف على مستوى أداء الطالب في تلك المدرسة، إذ تم أخذ تقديرات كل طالب لنصف السنة وآخر السنة للسنوات (2001- 2004) إذ تم أخذ معيارين أو معالجتين لمعرفة مستوى الطالب فالمعالجة الاولى تمثل تقديرات نصف السنة والمعالجة الثانية تمثل تقديرات آخر السنة، وتصنف تقديرات كل معالجة إلى (مقبول) ومتوسط، وجيد، وجيد جداً، بالنسبة لمادة اللغة العربية ولـ400 طالب حيث اخذ 100 طالب لكل سنة وكانت العينة المختارة عينة عشوائية بسيطة (تم اعتبار عامل الزمن (التغيرفي السنوات) متجانسا).

وقد تم تطبيق الاساليب الأحصائية في حالة معالجتين وكل معالجة بأكثر من مستويين وكما يأتي:

إختبار Stuart:

لغرض اختبار الفرضية (8) عند تطبيق اختبار Stuart في الفقرة (ثانيا-1) فقد تم وضع هذه البيانات في جدول توافق 4×4 كما يظهر في الجدول(4) حيث وعند حذف الصف الاخير في مصفوفة V وبتطبيق الصيغة (9) نحصل على$Q = 0.8552$

وعند حذف الصف الأول وبتطبيق الصيغة (9) فان $Q = 0.7221$ وبمقارنة قيمة Q مع قيمة $\chi^2_{(4-1)}$ اي χ^2 بدرجة حرية 3 فان $\chi^2_{0.05} = 11.34$, $\chi^2_{0.01} = 7.815$ وبما ان قيمة Q المحسوبة اقل من قيمة χ^2 الجدولية لذا لا نستطيع رفض فرضية العدم.أي أنَّ تقديرات الطلبة في نصف السنة تساوي تقديرات الطلبة في آخر السنة في مادة اللغة العربية.

جدول (4) جدول توافق 4×4 يوضح تقديرات 400 طالب في نصف وآخر السنة لمادة اللغة العربية

نصف السنة / آخر السنة	مقبول	متوسط	جيد	جيد جداً	المجموع
مقبول	81	14	7	4	106
متوسط	13	80	23	5	121
جيد	6	19	94	11	130
جيد جداً	2	5	10	26	43
المجموع	102	118	134	46	400

إختبار Bhapkar:

عند تطبيق اختبار Bahapkar في الفقرة (ثانيا-2) على البيانات المذكورة في جدول (4) وباختبار الفرضية (9) وبعد حذف الحد الاخير وتطبيق الصيغة (13) نحصل $\chi^2_j = 0.8576$ إذ تقارن هذه القيمة مع قيمة χ^2 الجدولية بدرجة حرية (3) ومستوى معنوية محدد.

وهما $\chi^2_{0.01} = 7.82$ ∴.و $\chi^2_{0.05} = 11.34$ وبما ان قيمة χ^2_j المحسوبة اقل من قيمة χ^2 الجدولية اذ لا نستطيع رفض فرضية العدم أي أنّ تقديرات الطلبة في نصف السنة يساوي تقديرات الطلبة في آخر السنة لمادة اللغة العربية.

أختبار Ireland & Ku & KullBack:

عند استخدام البيانات المشار اليها في الجدول (4) وتطبيق طريقة Ireland & Ku & KullBack في الفقرة (ثانيا-3) عليها فقد كان هناك 13 دورة باستخدام الصيغة (15) فقد كان الجدول الاول (الدورة الاولى) كما يلي:

نصف السنة / اخرالسنة	مقبول	متوسط	جيد	جيد جداً	المجموع
مقبول	81.04	13.91	6.76	3.79	105.5
متوسط	13.09	80.04	22.38	4.77	120.28
جيد	6.21	19.54	94.05	10.8	130.6
جيد جداً	2.1	5.23	10.19	26.01	43.53
المجموع	102.44	118.72	133.38	45.37	399.91

والجدول الاخير الدورة (13) كما يلي:

نصف السنة / اخر السنة	مقبول	متوسط	جيد	جيد جداً	المجموع
مقبول	81.22	13.3	6.12	3.34	103.98
متوسط	13.65	80.22	21.35	4.37	119.59
جيد	6.77	20.5	94.29	10.54	132.1
جيد جداً	2.27	5.57	10.41	26.02	44.27
المجموع	103.91	119.59	132.17	44.27	399.94

مع تقريب كل قيمة في الجدول الى اقرب عدد صحيح لكي يكون الكلام منطقياً عند التعامل مع الاشخاص. لهذا فان قيمة إحصاءة المعلومات التميزية الدنيا (MDI) = 0.73 في الدورة الثالث عشرة إذ تم التوقف عند تساوي المجاميع الهامشية، ومجموع القيم الاحتمالية مقارب إلى الواحد وبمقارنتها مع قيمة χ^2 الجدولية بدرجة حرية (3) مستوى معنوية محدد. $\chi^2_{0.05} = 7.85$ و $\chi^2_{0.01} = 11.34$ فقد كانت $\therefore$ قيمة (MDI) أقل من قيمة $\chi^2_{0.01}$ الجدولية لذا لا نستطيع رفض فرضية العدم أي عدم وجود فرق بين الشروط التجريبية للمعالجتين نصف السنة، وآخر السنة أي أنَّ تقديرات الطلبة في نصف السنة وآخرها متساوية.

تطبيق القياسات المكررة للبيانات المصنفة لثلاث معالجات وكل معالجة بمستويين:

في هذه الفقرة تم أخذ بيانات عن مادة اللغة الانكليزية لنفس المدرسة ولنفس المرحلة المذكورة سابقاً، وكانت المعالجات الثلاث ممثلة كالاتي: المعالجة الأولى تمثل معدل الطالب في الفصل الأول، المعالجة الثانية تمثل درجة الطالب في نصف السنة، والمعالجة الثالثة تمثل معدل الطالب في الفصل الثاني، وكل معالجة تصنف الى صنفين (مستويين) ناجح (S) Success وراسب (F) Failer ، ومن المعروف لدينا أنَّ درجة النجاح تتراوح بين 100-50 وكذلك فإنَّ درجة الرسوب تتراوح بين (49- 0) إذ تم الترميز للنجاح بالرمز (1) والفشل بالرمز (0) ثم تطبيق الأساليب الاحصائية الخاصة بهذه الفقرة على هذه البيانات وكما يأتي:

إختبار Cochran:

لغرض تطبيق إختبار Cochran المذكورة في الفقرة (اولا-1) على البيانات المشار إليها أعلاه ولاختبار الفرضية (18) فقد تم ايجاد المجاميع المطلوبة حسب الصيغ الواردة في الفقرة (اولا-1). وبتطبيق الصيغة (2) نحصل على قيمة Q=2.928 وبمقارنة هذه القيمة مع قيمة χ^2 الجدولية بدرجة حرية (2) ومستوى معنوية محدد.وهما $\chi^2_{0.01} = 5.991$, $\chi^2_{0.05} = 9.215$ وبما أنَّ قيمة Q المحسوبة أقل من قيمة χ^2 الجدولية لا نستطيع رفض فرضية العدم أي أنَّ نسبة النجاح للطلبة في الفصل الأول يساوي نسبة النجاح للطلبة في نصف السنة ويساوي نسبة النجاح للطلبة في الفصل الثاني، أي عدم وجود فرق بين مستويات نجاح الطلبة للمعالجات الثلاث.

إختبار Ireland & KullBack:

عند استخدام البيانات المشار اليها اعلاه وتطبيق طريقة Ireland & KullBack في الفقرة (ثالثا-2) عليها فقد كان هناك 13 دورة باستخدام الصيغ (20) فقد كان الجدول الاول (الدورة الاولى) كما يلي:

$X_{(ijk)}$

i	J 1		0		$X_{(i..)}$
	K 1	0	1	0	
1	168.75	23.43	27.18	20.62	239.98
0	25.55	21.11	11.11	102.22	159.99
	194.3	44.54	38.29	122.84	399.97

$X_{(.j.)}$ = 238.84 161.13
$X_{(..k)}$ = 232.59 167.38

وكانت النتائج في الدورة الاخيرة كما يلي :

i	J 1		0		$X_{(i..)}$
	K 1	0	1	0	
1	171.57	20.91	28.35	18.91	239.74
0	27.58	20.04	12.28	99.91	159.81
	199.15	40.95	40.63	118.82	399.55

$X_{(.j.)}$ = 240.1 159.45
$X_{(..k)}$ = 239.78 159.77

إذ أنَّ:

$X_{(ijk)}$: تمثل متغير درجة الطالب. i: تمثل معدل الطالب في الفصل الاول.
j: تمثل درجة الطالب في نصف السنة. k: تمثل معدل الطالب في الفصل الثاني.
1: رمز الطالب الناجح. 0: رمز الطالب الراسب.

مع تقريب كل قيمة في الجدول الى اقرب عدد صحيح لكي يكون التعامل مع الاشخاص منطقياً. لهذا فإنَّ قيمة احصاءة المعلومات التمييزية الدنيا (MDI) تساوي 2.37 في الدورة الثالثة عشر إذ تم التوقف عند الوصول الى تساوي المجاميع الهامشية ومجموع الاحتمالات مقاربا إلى الواحد وتقارن هذه القيمة مع قيمة χ^2 الجدولية بدرجة حرية (3) ومستوى معنوية محدد $\chi^2_{0.01} = 7.85$ و $\chi^2_{0.05} = 11.34$ وبما ان قيمة (MDI) أقل من القيمة χ^2 الجدولية لذا لا نستطيع رفض فرضية العدم أي أنَّ نسبة النجاح للطلبة في معدل الفصل الأول ودرجة نصف السنة ومعدل الفصل الثاني متساوية، أي عدم وجود فرق بين الشروط التجريبية بالنسبة لمادة اللغة الانكليزية.

إختبار المربعات الصغرى الموزونة:

Weighted least square (WLS)

لغرض إختبار الفرضية (26) في الفقرة (ثالثا-3) يتم وضع البيانات المشار اليها سابقا بدلالة الاطار النظري المنوه عنه في الجانب النظري في الفقرة المذكورة سابقاً، وبما أنَّ هناك مجتمع واحد (S=1) ولان L=2 من النتائج المحتملة (التصنيفات) عند كل معاجلة d=3 فإنَّ هناك $r=L^d=2^3=8$ من الاستجابات الجانبية المحتملة (Response Profiles)، ولهذا يمكن وضع البيانات لطريقة المربعات الصغرى الموزونة (WLS) كما يأتي:

جدول (6) يوضح معدلات الطلبة في الفصل الأول ونصف السنة والفصل الثاني

S	S	S	S	F	F	F	F	
S	S	F	F	S	S	F	F	
S	F	S	F	S	F	S	F	
180	25	29	22	23	19	10	92	400

حيث تمثل S : نجاح الطالب Successes. F: فشل الطالب Failer.

لتكن:

$$\underline{P}=(0.45,0.0625,0.0725,0.055,0.0575,0.0475,0.025,0.23)'$$

والتي تمثل النسب المشاهدة للتصنيف المتقاطع للوحدات عند الاستجابة الجانبية i^{th}.

ان المتجه لدوال الاستجابة $F_{(P)}=(P_1,P_2,P_3)'$ **حيث:**

P_1: نسبة النجاح للطلاب في الفصل الاول. P_2: نسبة النجاح للطلاب في نصف السنة.

P_3: نسبة النجاح للطلاب في الفصل الثاني.

أي النسب الهامشية Marginal Proportions.

ويمكن أنْ تحسب بواسطة التحويل الخطي Linear Transformation.

$$F_{(P)}=A\underline{P}$$

إذ أنَّ:

$$A=\begin{pmatrix}1&1&1&1&0&0&0&0\\1&1&0&0&1&1&0&0\\1&0&1&0&1&0&1&0\end{pmatrix}$$

فان:

$$F_{(P)}=\begin{pmatrix}0.64\\0.618\\0.605\end{pmatrix}$$

لتكن:

$$X=\begin{pmatrix}1&0&0\\0&1&0\\0&0&1\end{pmatrix}\qquad ,C=\begin{pmatrix}1&-1&0\\1&0&-1\end{pmatrix}$$

ويمكن حساب مصفوفة التباين والتباين المشترك $V_{(P)}$ حسب الصيغة (22)، ومنه يمكن ان تكون:

$$1.0e-003^{*}$$

$$V_{(P)}=\begin{bmatrix} 0.6188 & -0.0703 & -0.0816 & -0.0619 & -0.0647 & -0.0534 & -0.0281 & -0.2588 \\ -0.0703 & 0.1465 & -0.0113 & -0.0086 & -0.0090 & -0.0074 & -0.0039 & -0.0359 \\ -0.0816 & -0.0113 & 0.1681 & -0.0100 & -0.0104 & -0.0086 & -0.0045 & -0.0417 \\ -0.0619 & -0.0086 & -0.0100 & 0.1299 & -0.0079 & -0.0065 & -0.0034 & -0.0316 \\ -0.0647 & -0.0090 & -0.0104 & -0.0079 & 0.1355 & -0.0068 & -0.0036 & -0.0331 \\ -0.0534 & -0.0074 & -0.0086 & -0.0065 & -0.0068 & 0.1131 & -0.0030 & -0.0273 \\ -0.0281 & -0.0039 & -0.0045 & -0.0034 & -0.0036 & -0.0030 & 0.0609 & -0.0144 \\ -0.2588 & -0.0359 & -0.0417 & -0.0316 & -0.0331 & -0.0273 & -0.0144 & 0.4427 \end{bmatrix}$$

ولحساب مصفوفة التباين والتباين المشترك V_F لها حسب الصيغة (23) فإن:

$$1.0e-003^{*}$$

$$V_F=\begin{pmatrix} 0.5760 & 0.2933 & 0.3383 \\ 0.2933 & 0.5905 & 0.3348 \\ 0.3383 & 0.3348 & 0.5974 \end{pmatrix}$$

وبإستخدام المتجهات والمصفوفات أعلاه يمكن حساب قيمة المعاملات (b) حسب الصيغة (2-42):

$$b=\begin{pmatrix} 0.6400 \\ 0.6175 \\ 0.6050 \end{pmatrix}$$

إنَّ فرضية اختبار التجانس الهامشي تحدد بإنّ الاحتمالات الهامشية للاستجابات ناجح للمعالجات الثلاثة (معدل الفصل الأول، درجة نصف السنة، ومعدل الفصل الثاني) تكون متساوية. إنَّ الفرضية يمكن أنْ تختبر ملائمة النموذج بالصيغة (2-38) وبما أنَّ اختبار الملائمة بالصيغة (2-39) له درجة حرية (0) لهذا نختبر التجانس الهامشي المحدد بالصيغة (2-41) والتي تساوي $W_c=(0.8542)$ وتقارن إحصاءة W_c مع χ^2 بدرجة حرية (2). حيث ان $\chi^2_{0.01}=5.991$ و $\chi^2_{0.05}=9.215$ بما إنَّ قيمة W_c أقل من χ^2 الجدولية لذا لا نستطيع رفض فرضية العدم، أي عدم و جود فرق بين تأثير الشروط التجريبية، وهذا يعني أنَّ درجة النجاح للطلاب في الفصل الأول يساوي درجة النجاح للطلاب في نصف السنة، ويساوي درجة النجاح للطلاب في الفصل الثاني.

الاستنتاجات

1- من خلال تنفيذ تجربة علاج مرض ضغط الدم للبيانات المصنفة في حالة معالجتين وبمستويين تم الوصول الى إنَّ كل من الإحصاءات Cochran و McNemar وStuart وBhapkar اعطت نتائج متكافئة لقد كانت قيم الاحصائتين Cochranو McNemar متماثلة وذلك لان احصاءة McNemar هي حالة خاصة من احصاءة Cochran في حالة معالجتين وكانت قيم الاحصائتين Stuart وBhapkar متماثلة وذلك لان الاختلاف بين الاحصاتين هو في مصفوفة التباين والتباين المشترك WوVوتتساوى القيمتين متى ماكان حجم العينة N كبير و قيمة d صغيرة وكانت قيمة إحصاءة Ireland & KullBack والمعروفة بـ(MDI) تختلف قليلا عن قيم الإحصاءات السابقة إلا أنَّ قيم الإحصاءات أعلاه الأربعة أدت الى الاستنتاج الى عدم وجود فرق بين استجابة المرضى لكلا الدوائين بصورة أكثر من إحصاءة Ireland & KullBack عند المقارنة مع القيمة الجدولية.

2- عند تطبيق كل من احصاءتي Stuart وBhapkar على بيانات القياسات المكررة للبيانات المصنفة في حالة مع الجتين وبأكثر من مستويين نجد أنَّها متكافئة حيث إنَّ إحصاءة إختبار Stuart التي تم حسابها من جدول (4) بعد حذف القيود القطرية بالاعتماد على حذف الصف الأخير أو الأول في مصفوفة التباين والتباين المشترك وإحصاءة Bhapkar التي اعتمدت على حذف الصف الأخير من الجدول نفسه وكانت النتيجتين متماثلة من حيث الاستنتاج لنتيجة إحصاءة Ireland & Ku & KullBack وذلك بأنَّ تقديرات الطلبة في نصف السنة بالنسبة لمادة اللغة العربية تساوي تقديرات الطلبة في آخر السنة في جميع الإختبارات.

3- إنَّ كل من إحصاءة Cochran وIReland & Ku & Kullback وإحصاءة WLS في حالة القياسات المكررة للبيانات المصنفة في حالة ثلاث معالجات وبمستويين فقط، توصلوا الى نفس النتيجة من حيث إنَّ نسبة النجاح للطلاب في الفصل الأول تساوي نسبة النجاح للطلاب في نصف السنة وتساوي نسبة النجاح للطلاب في الفصل الثاني بمادة اللغة الانكليزية (أي عدم وجود فرق بين تأثيرات المعالجات).

4- طريقة (WLS) تكون محدودة الاستعمال في الحالات التي تكون فيها استجابات المتغيرات المصنفة لها عدد قليل من النتائج الممكنة (التصنيفات) وعدد المعالجات قليل وحجم العينة يكون كبير.

التوصيات

1- يوصى باستخدام كافة الأساليب الإحصائية في القياسات المكررة للبيانات المصنفة في حالة ثلاث معالجات، وبأكثر من مستويين ويمكن أنْ نتوسع في عدد المعالجات وذلك باستعمال ثلاث معالجات بمستويين أو أكثر.

2- يوصى بدراسة القياسات المكررة للبيانات المصنفة في حالة البيانات المفقودة.

3- يوصى بدراسة القياسات المكررة للبيانات المصنفة في حالة المجتمعات المتعددة.

المصادر

1- الصبيحاوي وحلا كاظم عبيد (2007)" التحليل الاحصائي لتجارب القياسات المكررة للبيانات المصنفة "رسالة ماجستير في الاحصاء، كلية الادارة والاقتصاد، جامعة بغداد.

2. Agresti, A. (2005), "The Analysis of Ordered Categorical Data: An Over View and a Survey of Recent Developments", Socieded de Estadistica e Inverstigacion Operativa, Vol.14, No.1.

3. Agresti, A. & Pendergast, J. (1986), "Comparing Mean Ranks for Repeated Measures Data", Commu N. Statist. Theor. Meth., Vol.15, No.5.

4. BHAPKAR. V.P. (1966), "A note on the Equivalence of Two Criteria for Hypotheses in Categorical Data", J. Amer. Statist. Assoc., Vol.61,

5. Charles, S. Davis (2001), "Statistical Methods for the Analysis of Repeated Measurement"

6. Charles, S.Davis (1993), "A Test of the Missing Data Mechanisn for Repeated Categorical Data", Biometrics, Vol.49.

7. Cochran, W.G. (1950), "The Comparison of Pereceages in Mathed Samples", Biometrika, Vol.37.

8. Fienberg, S.E., (1980), "The Analysis of Cross-Classified Categorical Data" and Edn., MA, Mitpress, Combridage,.

9. Grizzle, J.E., Starmer, G.F and Koch, G.G (1969), "Analysis of Categorical Data by Linear Models", Biometrics, Vol.25.

10. HEDAYAT, A. and AFSARINEJAD, K. (1975), "Asurvey of Statistical Design and Linear Models", North- Holland and Publishings Company.

11. IReland. G.T. and KullBack, S. (1968), "Contingency Tables with Given Marginals", Biometrika, Vol.55.

12. IReland, G.T. and KullBack, S. (1968), "Minimum Discrimination Information Estimation", Biometrics, Vol.24.

13. Ireland, C.T. Ku, H.H. and KullBack, S. (1969), "Symmetry and Marginals Homogeitly of an r×r Contingen Cytable", JASA, Vol.64.

14. Koch, G.G. Landis, T.R., Freeman, J.L., Freeman, Jr., D.H., and Lehnen, R.G. (1977), "A general Methodology for the Analysis of Experiments with Repeated Measurement of Categorical Data", Biometrics, Vol.33.

15. KullBack, S. (1971), "Marginal Homogenity of Multidimen Sional Contingeney Tables", Annals of Math. Statistics, Vol.42.

16. Ott longuecleer, (2001), "An Introduction to Statistical Methods & Data Analysis".

17. Sever P.S. Chang Cl. "Discordant Responses to Two Calss of Drugs Acting on the Renin-Angiotensin System". J. Renin Angiotensin Aldosteron Syst. 2001: 2.

18. Sheskin, D.J. (2001), "Hand Book of Parametrie and Non-Parametric Statistical Procedures" Second Edition; Champaman Hay/cRc.

19. Stuart. A., (1955), "A Test for Homogeniety of the Marginal Distributions in a Two-Way Classification", Biometrika, Vol.42.