The use of repeated measurements to compare efficiency some of the chemicals on the characteristics of Cucumis sativus

استعمال القياسات المكررة لمقارنة تأثير بعض المواد الكيميائية على صفات نبات الخيار

أ.م.د. شروق عبد الرضا نبراس صلاح

جامعة كربلاء / كلية الادارة واقتصاد

المستخلص :-

يعتبر نموذج القياسات المكررة واحدا من اكثر النماذج استخداما في مجال تصميم التجارب ، حيث ان القياسات المكررة تهتم بوصف البيانات التي يكون فيها متغير الاستجابة متكرر لكل وحدة تجريبية وتحت ظروف مختلفة ، والقياسات المكررة تتطلب اثنين او اكثر من المجموعات المستقلة.

ولأهمية القياسات المتكررة اخذت عينة من بيانات نبات الخيار وتم معالجتها بأربع معالجات كيميائية (الاملاح) وهي :-

1- كلوريد الصوديوم
2- كبريتات البوتاسيوم
3- كلوريد الكالسيوم
4- منظم نمو

وتم مقارنتها مع بيانات الخيار المعالج بالماء المقطر واستنتجنا معنوية تأثير المواد الكيميائية المضافة على نبات الخيار .

Summary:-

Consider model repeated measurement one of more model using in experiment design , whereas repeated measurement interested accound data which be repeat response variable each unity experimental and under situation different and repeated measurement demand two or more than group independent .

and Importance repeated measurement take sample from data plant cucumber and complete treatment four treatment chemical it :

1.chlorid sodium
2.treeestrial potassium
3.chloride calcium
4.organizer growth

And comparing with data cucumber remedied distilled water and conclude abstract efficiency chemical added on plant cucumber .

المقـــــــدمـــــــة :-

يعد علم الإحصاء إحدى الوسائل الهامة والحيوية التي يرتكز عليها البحث العلمي في ميادينه المختلفة ويستعمل بأساليب مختلفة كأداة للوصول الى قرارات صائبة لوصف او تفسير الظواهر المختلفة في البحوث العلمية .

اذ تواجه الباحثين مشكلة الشك في وجود ارتباطات بين الظواهر عند دراسة حالة تجربة معينة تتضمن عدة متغيرات خلال فترة زمنية محددة أي وجود ارتباطات بين المشاهدات المأخوذة من تأثير ظاهرة معينة أو أي مادة في مجال محدد لفترة من الزمن وهنا تظهر أهمية التحليل الإحصائي ولكل تحليل إحصائي أداة إحصائية تستعمل لاستكمال التحليل وخاصة في مجال التصاميم التجريبية لتكون عوناً في تقليل الخطأ التجريبي في البيانات المتوفرة ، ولكن تظهر حالات عديدة في الإحصاء عندما تكون هناك عدد من المعالجات المختلفة ويراد من الإحصائي تحليل تأثيرات هذه المعالجات في مثل هذه الحالة لا يفترض إن تكون هذه المشاهدات (البيانات) مستقلة بعضها عن البعض ضمن التجربة الواحدة وبالتالي فان القياسات ستكون بشكل عام مرتبطة بالرغم من بقاء فرض الاستقلالية بين الأخطاء في النموذج ، إن مثل هذا النموذج يدعى (نموذج القياسات المكررة) ، ويستعمل نموذج تحليل القياسات المتكررة بشكل واسع في كثير من حقول المعرفة منها علم الأوبئة والعلوم الطبية والعلوم الحياتية وغيرها من العلوم .

كرس هذا البحث لدراسة نموذج تحليل التباين للقياسات المكررة المتعدد المتغيرات وعلية لابد من تناول القياسات المكررة في حالتي المعلمية و اللامعلمية لتأكد من معنوية المعالجات ، و تم تنفيذ التجربة على البرنامج الاحصائي (Statgraphics) كما تم مناقشة اهم الاستنتاجات التي توصلت اليها الدراسة واستعراض جملة من التوصيات والمقترحات التي تخص العمل المستقبلي .

مشـــكلة وأهـــميـــــة البحث :-

معرفة معنوية تأثير المعالجات على صفات نبات الخيار .

هـــدف البـــحـــث :-

معرفة وجود او عدم وجود فروق معنوية في تأثير المعالجات (الاملاح) على صفات نبات الخيار .

فرضيات البحث :-

فرضية العدم :- لا توجد فروق معنوية في تأثير المعالجات (الاملاح) على صفات نبات الخيار بين عينة السيطرة والعينة المدروسة.

الفرضية البديلة :- توجد فروق معنوية في تأثير المعالجات (الاملاح) على صفات نبات الخيار بين عينة السيطرة والعينة المدروسة.

منـــهـجـيـــة الـــبحـــث :-

لقد تم استخدام المنهج الاستقرائي وفيه يبدأ بملاحظة المشكلة ثم وضع الفروض لها وبعد ذلك اختبارها باستخدام الاسلوب الاحصائي وفق هذا المنهج.

الـجـانـب الـنـظـري

اولا :- الـقـيـاســات الـمـكـررة في الـحـالـة الـمـعـلـمـيـة :-

مـــقـدمـــــة :-

عرفت القياسات المكررة من قبل العديد من الباحثين على مراحل مختلفة من الزمن فقد عرفها Vonesh و chinchli :- بانها مصطلح يستعمل لوصف البيانات التي يكون فيها متغير الاستجابة متكرر لكل وحدة تجريبية وتحت ظروف تجريبية مختلفة من الزمن[12] واكد الباحث Keselman على ان القياسات المتكررة تكون بين اثنين او اكثر من المجموعات المستقلة في اغلب التصاميم التجريبية المعروفة في مجموعة من البحوث المتنوعة[9] ، وعرفها Liu :- هي هيكل عام للبيانات ذات قياسات متعددة على وحدة واحدة متكررة من الزمن[10] ، اما كل من Hamer و Johnson وPippa فقد عرفها :- بان نموذج القياسات المكررة هي واحدة من النماذج التي يكون فيها على الاقل واحد من عواملها يحتوي على قياسات متكررة لنفس النوع من الوحدات التجريبية وتحت ظروف تجريبية مختلفة وهذه العوامل هي التي تمثل مصدر الاختلاف داخل هذه الوحدات التجريبية[7] ، كما يمكن تعريفها بانها تعميما اخر للمتغير t الناتج من المقارنات المزدوجة في حالة المتغير الواحد .

ويرجع تسمية هذا التصميم بهذا الاسم لان جميع المعالجات تطبق على كل وحدة من الوحدات التجريبية[2] .

صياغة نموذج القياسات المكررة متعدد المتغيرات ذو الاتجاه الواحد

يوجد عدة انواع للعوامل يمكن صياغتها في نموذج ذو اتجاه واحد ، ففي تجارب القياسات المكررة المتعدد المتغيرات تكون الوحدات التجريبية بين عامل واحد او اكثر من العوامل وذات طبيعة عشوائية . حيث نعتمد الصياغة المعلمية لنموذج القياسات المكررة وتتمثل بالنموذج الخطي التالي[1] :-

$$Y_{IJ} = \mu + T_J + \delta_{i(j)} + Y_k + (Ty)_{jk} + e_{ijk} \qquad \ldots\ldots (1)$$

اذ ان :-

- ($i = 1 \ldots\ldots, n_j$) تمثل الوحدة التجريبية داخل المجموعة j .

- ($j = 1 \ldots\ldots, q$) تمثل مستويات العامل بين الوحدات (المجموعة) .

- ($k = 1 \ldots\ldots, p$) تمثل مستويات العامل داخل الوحدات (الزمن) .

- $Y_{ijk} = [Y_{ijk1}, \ldots\ldots, Y_{ijkr}]$ هي قياس الاستجابة الى العامل داخل الوحدات K للوحدة i داخل المجموعة j .

- $\mu = [\mu_1, \ldots\ldots, \mu_r]$ تمثل المتوسط العام .

- $T_j = [T_{j1}, \ldots\ldots, T_{jr}]$ تمثل التأثير المضاف للعامل بين مستويات العامل j .

- $(Ty)_{jk} = [(TY)_{jk1}, \ldots\ldots, (TY)j_{kY}]$ تمثل التاثير المضاف للتفاعل بين عامل الوحدات وعامل داخل الوحدات والتي تمثل المجموعات والزمن على التوالي .

- $e_{ijk} = [e_{ijk1}, \ldots, e_{ijky}]$ تمثل الخطأ العشوائي على الفترة k للوحدة i داخل المجموعةj.

وللصياغة النموذج ذات رتبة تامة نفترض مجموعة من الشروط التالية :-

$$\sum_{j=1}^{q} T_j = 0$$

$$\sum_{k=1}^{p} Y_k = 0$$

$$\sum_{j=1}^{q} (TY)_{JK} = 0 \qquad for\ each\ K = 1, \ldots\ldots, p$$

$$\sum_{k=1}^{p} (TY)_{jk} = 0 \qquad for\ each\ j = 1, \ldots\ldots, q$$

ويفترض بان كل من e_{ijk} و δ_{ij} مستقلة وتتوزع توزيعا طبيعيا متعدد المتغيرات اي ان

$$e_{ijk} = [e_{ijk1}, \ldots\ldots e_{ijky}] \sim iid\ N(0, \sum \delta) \qquad \ldots (2)$$

وكذلك

$$\delta_{I(j)} = [\delta_{i(j)1}, \ldots\ldots \delta_{i(j)y}] \sim iid\ N(0, \sum \delta) \qquad \ldots (3)$$

اذ ان كل من $\sum e$ و $\sum \delta$ هي مصفوفة برتبة r*r موجبة تماما ، وان

$$Y_{ij} = [Y_{ij1}, \ldots\ldots, Y_{ijp}]$$

$$Y_{ij} = \begin{bmatrix} y_{ij11} & y_{ij21} & y_{ijp1} \\ y_{ij12} & y_{ij22} & y_{ijp2} \\ y_{ij1r} & y_{ij2r} & y_{ijpr} \end{bmatrix} \qquad \ldots(4)$$

مصفوفة التباين المشترك للمتجه Yij يرمز لها بالرمز $\sum$ حيث المتجه $Y_{ij} = ver\ (Y_{ij})$ الـ vec(0) عملية خلق متجه عمودي من المصفوفة Yij بتجميع الاعمدة عمود يلي الاخر .

وان مصفوفة التباين والتباين المشترك $\sum$ للنموذج في المعادلة (1) تحقق افتراضات التماثل المركب

$$\sum = I_p * \sum e + J_p * \sum \delta$$

و المصفوفة $\sum$ هي :-

$$\sum = \begin{bmatrix} \sum \delta + \sum \delta & \sum \delta & \sum \delta \\ \sum \delta & \sum \delta + \sum \delta & \sum \delta \\ \sum \delta & \sum \delta & \sum \delta + \sum \delta \end{bmatrix} \quad \dots (5)$$

اذ ان :-

I_p هي مصفوفة احادية من الدرجة p*p ،

وJ_p هي مصفوفة جميع عناصرها الواحد الصحيح من الدرجة p*p ،

J_p ترمز الى متجه عناصره من الواحد الصحيح .

$$e_{ij} = [\ e_{ij1}\ ,\ \dots .\ ,\ e_{ijp}] \ \sim\ iid\ N\ p*\gamma\ (\ 0, Ip \otimes \sum \delta) \quad \dots (6)$$

تحويل مشاهدات نموذج تحليل التباين للقياسات المكررة المتعدد المتغيرات ذو الاتجاه الواحد

لتحويل المشاهدات Y_{ijk} نستخدم مصفوفة متعامدة لكل $i = 1,\dots,n_j$ و $j = 1,\dots,q$ $k = 1,\dots,p$ ، وذلك للحصول على بيانات تتمتع بصفات متغيرات القياسات المكررة[4] .

لتكن U^* مصفوفة متعامدة من الدرجة $p \times p$ وبالشكل التالي :-

$$U^* = (P^{-1/2}\ j_p\ U) \quad \dots (7)$$

U من الدرجة P× (P-1) لان U^* تكون متعامدة ، ونستنتج من ذلك ان $U'J_P = 0$

و $\bar{u}u = I_{p-1}$ ، $\bar{u}$ تمثل الوسط الحسابي .

نفرض ان $Y_{ij}^* = Y_{ij}\ U^*$

بحيث $Y_{ij}^* = [Y_{ij1}^*\ ,\dots\dots,Y_{ijp}^*]$

$$= [Y_{ij1}^* \quad Y_{ij2}^*]$$

$$= \begin{bmatrix} y_{ij11}^* & y_{ij21}^* & y_{ijp1}^* \\ y_{ij12}^* & y_{ij22}^* & y_{ijp2}^* \\ y_{ij1r}^* & y_{ij2r}^* & y_{ijpr}^* \end{bmatrix} \quad \dots (8)$$

اذن

$$cov\ (\overrightarrow{Y_{ij}^*}) = cov\ (\overrightarrow{Y}_{ij}\ U^*\ ) = cov\ (\acute{U}^*\ \otimes\ I_r)\ \overrightarrow{Y}_{ij}$$

$$= (\acute{U}^*\ \otimes\ I_r\ )\ \sum (U^* \otimes I_r) \quad \dots (9)$$

من (5) نحصل على

$$cov\ (\overrightarrow{Y_{ij}^*}) = (\acute{U}^*\ \otimes I\gamma)\ (I_p \otimes \sum_e + J_p\ \otimes \sum \delta\ )\ (U^* \otimes I\gamma)$$

$$= I\ p \otimes\ \sum_e + \acute{U}^*\ J_p U^*\ \otimes \sum \delta$$

$$= \begin{bmatrix} \sum e + P \sum \delta & 0 & 0 \\ 0 & \sum e & 0 \\ 0 & 0 & \sum e \end{bmatrix} \quad \dots (10)$$

تحليل التباين لنموذج القياسات المكررة المتعدد المتغيرات ذو الاتجاه الواحد

يهدف لدراسة تأثير تحليل التباين بين وحدات العامل وداخل وحدات العامل لنموذج القياسات المكررة المتعدد المتغيرات في المعادلة (1) :-

وان فرضية العدم تشمل ثلاثة اتجاهات وهي التأثيرات الرئيسية والتفاعل بينهم وإحصاءه الاختبار لتلك التأثيرات[4] .

إن المصفوفة U من الدرجة $p\times(p-1)$ ولان U^* هي مصفوفة متعامدة لذلك نجد ان $U'j_p=0$ وكذلك $U'U=I_{p-1}$ ، كما نجد ان مصفوفة التباين والتباين المشترك هي

$$\text{cov}(\bar{Y}_{ij}^*)=\begin{bmatrix}\sum e+P\sum\delta & 0 & 0\\ 0 & \sum e & 0\\ 0 & 0 & \sum e\end{bmatrix}$$

بما ان التباين المشترك بين المتجهات يساوي صفر هذا يعني ان Y_{ij1}^* , …. , Y_{ijp}^* مستقلة عن بعضها البعض ومصفوفة التباين والتباين المشترك لكل متجه كالاتي :-

$\text{Cov}(Y_{ij1}^*)=\sum e+p\sum\delta$

$\text{Cov}(Y_{IJK}^*)=\sum e$, for each K =2 , … , p

$Y_{ij1}^*=Y_{ij}\,p^{1/2}j_p$, $(Y_{ij2}^*,\ldots..,Y_{ijp}^*)=Y_{ij}U$

اذن

$$Y_{ij1}^*=\begin{bmatrix}y_{ij11}^*\\ y_{ij12}^*\\ y_{ijr}^*\end{bmatrix}=\begin{matrix}\frac{1}{\sqrt{p}}\\ \frac{1}{\sqrt{p}}\\ \frac{1}{\sqrt{p}}\end{matrix}\begin{bmatrix}\sum_{k-1}^{p}y_{ijk1}\\ \sum_{k-1}^{p}y_{ijk2}\\ \sum_{k-1}^{p}y_{ijkr}\end{bmatrix}$$

ومن النموذج (1) ينتج

$Y_{ijk}^*=p^{-1/2}(\sum^{p}{}_{k=1}(\mu+T_j+\delta_{i(j)}+\gamma_k+(T\gamma)_{jk}+e_{ijk}))$

$=P^{1/2}\mu+p^{1/2}T_j+p^{1/2}\delta_{i(j)}+p^{-1/2}\sum_{k=1}^{p}eijk$

$=\mu^*+T_j^*+\delta^*_{i(j)}+e^*_{ijk}$

فأن مجموعة متجهات $(Y^*_{111},\ldots,Y^*_{n111}\acute{})$,$(Y^*_{121},\ldots,Y^*_{n221}\acute{})$,…,$(Y^*_{1q1},\ldots,y^*n_{qq1}\acute{})$تمتلك متجهات متوسط

$\boldsymbol{\beta}_1=\sqrt{p\mu}+\sqrt{pT_1}$

$\boldsymbol{\beta}_2=\sqrt{p\mu}+\sqrt{pT_2}$

$\boldsymbol{\beta}_q=\sqrt{p\mu}+\sqrt{pT_q}$

وبالتعاقب ولكل منها مصفوفة تباين مشترك $p\sum\delta+\sum_e$ لذا فان فرضية العدم لنفس تأثيرات المعالجات تكون

$H_{01}: T_1=T_2=\ldots\ldots=T_q=0$

وهي مكافئة لفرضية العدم لنفس متجهات المتوسط

$H_{01}: \boldsymbol{\beta}_1=\boldsymbol{\beta}_2=\ldots..=\boldsymbol{\beta}_q=0$

ان تحليل التباين يعتمد على مجموعة من المشاهدات المحولة $\acute{Y^*_{ij1}}$

التي تزودنا بتحليل التباين للجزء الاول الذي يمثل الاختلافات بين الوحدات . وهذا يؤدي الى ان مجموع المربعات العائدة للمجموعات ومجموع المربعات العائدة للوحدات داخل المجموعات اي ان SS_G و $SS_{U(G)}$ على التوالي وتكون :-

$$SS_G = \sum_{j=1}^{q} nj \quad (\bar{Y}^*_{j1} - \bar{Y}^*_{1})(\bar{Y}^*_{j1} - \bar{Y}^*_{1})$$

$$SS_{u(G)} = \sum^{q}_{j=1}\sum^{nj}_{i=1} (Y^*_{ij1} - Y^*_{j1})(Y^*_{ij1} - Y^*_{j1})$$

حيث ان

$$\bar{Y}^*_{j1} = \frac{\sum_{i=1}^{nj} y^*_{ij1}}{n_j}$$

$$\bar{Y}^*_{1} = \frac{\sum_{j=1}^{q}\sum_{i=1}^{nj} y^*_{ij1}}{n}$$

ويتضح من ذلك ان كل من SS_G و $SS_{u(G)}$ تتوزع توزيع Wishart المتعدد المتغيرات وكما هو واضح في ادناه

$$SS_{u(G)} \sim W\gamma\ (n-q\ ,\ p\sum\delta + \sum\delta\ )$$

عندما تكون الفرضية H_{01} صحيحة

$$H_{01} : T_1 = T_2 = \ldots\ldots = T_q = 0$$

فان SS_G له توزيع Wishart بمتوسط وتباين كما يلي :-

$$SS_G \sim W\gamma\ (q-1, p\sum\delta\ +\ \sum\delta\ )$$

حيث W ترمز الى توزيع Wishart ،وعلية تكون احصاءة اختبار وولكس بالصيغة الحسابية التالية :-

$$Tw = \frac{|SSu(G)|}{|SSu(G) + SSG|}$$

وبقيم جدولية هي

$$Tw \sim\ (\lambda = n-q\ ,\ \gamma = q-1)$$

علما ان المصفوفة Y^*_{ijk} هي :-

$$Y^*_{ijk} = \begin{bmatrix} Y^*_{112} & Y^*_{113} & Y^*_{11P} \\ Y^*_{212} & Y^*_{213} & Y^*_{21P} \\ Y^*_{n112} & Y^*_{n113} & Y^*_{n11p} \\ Y^*_{122} & Y^*_{123} & Y^*_{12P} \\ Y^*_{222} & Y^*_{223} & Y^*_{22P} \\ Y^*_{n222} & Y^*_{n223} & Y^*_{n22p} \\ Y^*_{1q2} & Y^*_{1q3} & Y^*_{1qp} \\ Y^*_{nqq2} & Y^*_{nqq3} & Y^*_{nqqp} \end{bmatrix} \quad \ldots(11)$$

وتمتلك النموذج

$$Y^*_{ijk} = \sum_{k=1}^{p} ukk\ Y_{ijk}$$

$$Y^*_{ijk} = \sum^{p}_{k=1} u_{kk}\ [u + T_j + \delta_{i(j)} + \gamma_k + (T\gamma)_{jk} + e_{ijk}\ ] \qquad \ldots(12)$$

حيث $k=2, \ldots, p$ لان المركبات $[\ u_{k1}, \ldots, u_{kp}\ ]$ مجموعها صفر لكل $k=2, \ldots, p$
فان نموذج k^n يكون مكافئ لـــ

$$Y^*_{ijk} = \gamma^*_k + (T\gamma)^*_{jk} + e^*_{ijk} \qquad \ldots(13)$$

حيث

$$[\ \gamma^*_2, \ldots, \gamma^*_p] = [\gamma_1, \ldots, \gamma_p]\ U$$

ويتضح من ذلك عندما

$$\gamma_1 = \ldots = \gamma_p = 0$$

فان $\gamma^*_2 = \dots = \gamma^*_p = o$

لان

$$\sum_{k=1}^{p} \gamma_k = 0$$

فان $[0, \gamma^*_2, \dots, \gamma^*_p] = [\gamma_1, \dots, \gamma_p]\, U^*$

أذن $[\gamma_1, \dots, \gamma_p] = [0, \gamma^*_2, \dots, \gamma^*_p]\, \overline{U}^*$

ينتج $\gamma^*_2 = \dots = \gamma^*_p = 0$

لذلك فان فرضية العدم $H_{02} : \gamma_1 = \dots = \gamma_p = 0$

تكون مكافئة للفرضية $H_{02} : \gamma^*_2 = \dots = \gamma^*_p = 0$

وبالتشابه لكل j

$$[(T\gamma)^*_{j2}, \dots, (T\gamma)^*_{jp}] = [(T\gamma)_{j1}, \dots, (T\gamma)_{jp}]\, U$$

والفرضية $H_{03} : (T\gamma)_{j1} = \dots = (T\gamma)_{jp} = o$

تكون مكافئة للفرضية $H_{03} : (T\gamma)^*_{j2} = \dots = (T\gamma)^*_{jp} = 0$

وان e^*_{ijk} متغيرات عشوائية مستقلة ومتماثلة تتوزع طبيعيا ،

وبما ان التباين المشترك الى $Y^*_{jk(2)}$ هو

$$\text{cov}(Y^*_{jk(2)}) = I_{p-1} \otimes \sum_e$$

فان :-

1- مجموع مربعات الخطأ هو :-

$$SSE = \sum {}^{p}_{k=2} \sum^{q}_{j=1} \sum^{nj}_{i=1} (Y^*_{ijk} - \bar{Y}^*_{jk})(Y^*_{ijk} - \bar{Y}^*_{jk})'$$

$$SSE \sim W_r((p-1)(q-1), \sum_e)$$

$$Y^*_{jk} = \frac{\sum_{i=1}^{nj} y^*_{ijk}}{nj}$$

2- ومجموع مربعات التفاعل بين الزمن والمجموعات بمعنى ان التفاعل بين العامل داخل الوحدات والعامل بين الوحدات هو :-

$$SS_{G\times T} = \sum^{p}_{k=2} \sum^{q}_{j=1} nj\, (\bar{Y}^*_{jk} - \bar{Y}^*_{k})(\bar{Y}^*_{jk} - \bar{Y}^*_{k})$$

$$SS_{G\times T} \sim W_r((p-1)(q-1), \sum_e)$$

وذلك عندما الفرضية تكون صحيحة $H_{03} : (T\gamma)_{jk} = 0, \quad \forall j, k$

$$\bar{Y}^*_{k} = \frac{\sum_{j=1}^{q} nj \bar{y}^*_{jk}}{n} \qquad k=2,\dots,p$$

3- مجموع مربعات الزمن او مجموع مربعات عامل داخل الوحدات

$$SS_{Time} = \sum^{p}_{k=2} n\, (\bar{Y}^*_{k}(\bar{Y}^*_{k}))$$

$$SS_{Time} \sim W_r((p-1), \sum_e)$$

عندما فرضية العدم تكون صحيحه $H_{02} : \gamma_k = 0 \qquad , \forall k$

فان احصائيات الاختبار تكون :-

$$T_W = \frac{|SSE|}{|SSE + SSTime|}$$

والجدول في ادناه يبين تحليل التباين للتأثير العشوائي لنموذج القياسات المكررة المتعدد المتغيرات ذو الاتجاه الواحد بعامل واحد بمعيار وولكس

جدول (1)تحليل التباين لنموذج القياسات المكررة

	Source	D.F	SS	Wilks Criterion
Between	Group	q-1	SS_G	$\frac{SSU(G)}{SSU(G)+SSG}$
	Unit (Group)	n-q	$SS_{U(G)}$	
Within	Time	(p-1)	SS_{Time}	$\frac{SSE}{SSE+SSTime}$
	Group X Time	(q-1)(p-1)	SS_{GXT}	
	Error	(p-1)(n-q)	SSE	$\frac{SSE}{SSE+SSGXT}$

Wilk's $\Lambda \sim F_{p,n,m}$

علما ان احصاء وولكس تمتلك توزيع F التقريبي بدرجة حرية (pm) للبسط و (ks-r) من درجات للمقام حيث

$$F = \frac{1-\Lambda^{1/2}}{\Lambda^{1/2}} \times \frac{ks-r}{pm} \sim F(pm, ks-r)$$

$$S = \sqrt{\frac{P^2M^2-4}{P^2+M^2-5}}$$

$$r = \frac{pm}{2} - 1$$

$$k = n - \frac{p-m+1}{2}$$

اذ تستخدم في حالة وجود اكثر من قياسين لكل وحده تجريبية عند كل فترة زمنية ، اما في حالة وجود قياسين نستخدم F التقريبية بدرجة حرية 2m و 2(n-1) والعلاقة كالاتي :-

$$F = \frac{1-\Lambda^{1/2}}{\Lambda^{1/2}} X \frac{(n-1)}{m} \sim F(2m, 2(n-1))$$

وهنا نهتم باختيار ثلاث مسائل هي اختيار تأثير المجموعات واختبار تأثير الزمن واختبار تأثير التفاعل بين الزمن والمجموعات .

جدول (2)اختبار تأثير المركبات

Source	Wilk,s λ	D.F	F
Group	λP,n,m	q-1	n - q
Time	λP,n,m	p-1	(p-1)(n-q)
Group × Time	λP,n,m	(q-1)(p-1)	(p-1)(n-q)

اختبارات تصميم القياسات المكررة باتجاه واحد

ومن اهم الاختبارات لهذا النوع من التصميم هي :-

اختبار Arnold,S.F

اقترح (Arnold,S.F) اختبارا لتحليل القياسات المكررة عندما تكون البيانات تتوزع طبيعياً وعندما لا يكون هناك شكل محدد لمصفوفة التباين والتباين المشترك كما في الشكل التالي[6] :-

$$\sum = \sigma^2 A(P) , A(P) = \begin{bmatrix} 1 & P & P \\ P & 1 & P \\ P & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

وعند وضع افتراضات على مصفوفة التباين فان النموذج يدعى بنموذج القياسات المكررة العام.

و نموذج الاختبار هو :-

$$Y_{ij} = \mu + T_i + e_{ijk} \qquad \dots (14)$$

حيث ان

Y_{ijk} :- هي المشاهدات للمعالجة i^{th} للوحدة k^{th}

$$Y_k = (Y_{1K} , Y_{2K} , \dots\dots , Y\gamma_k) \qquad K=1,2,\dots,n$$

μ :- المتوسط العام لكل المشاهدات

Ti :- قياس التأثير الثابت للشرط i^{th}

$$\sum_i Ti = 0$$

$$e_k = (e_{1k} , e_{2k} , \dots , e\gamma_k) \sim N , (0 , \sum)$$

e_{ik} :- الخطأ العشوائي

وان الاخطاء تكون مستقله ، للحصول على اختبار الفرضية حول Ti فانة من الضروري ان نفترض بان الاخطاء

$$e_k \sim N\gamma (0 , \sum)$$

مع متجه المتوسطات

$$E [e_{i1},e_{i2},\dots,e\gamma_i] = [0,0,\dots,0]$$

ومصفوفة التباين والتباين المشترك

$$\sum = E \left[\begin{bmatrix} e_{i1} \\ e_{i2} \\ e_{ir} \end{bmatrix} [e_{i1} , e_{i2} , .. , e_i\gamma] \right]$$

وان كل صف في الجدول يتوزع بصوره مستقلة طبقا للتوزيع الطبيعي المتعدد مع متجه المتوسطات

$$\mu' = (\mu + T_1 , \mu + T_2 , \dots , \mu + T\gamma) = E_{yk}$$

ولغرض اختبار تأثير المعالجة نفرض ان

$$T_i = 0 \qquad \dots (15)$$

لتكن (i-1)=T هي مصفوفة متقابلات حيث ان صفوفها مستقلة ومجموعها الى الصفر حيث ان i هي مصفوفة احادية ببعد (r-1)*(r-1). وان 1 هو متجه من الواحدات ببعد 1*(r-1) .

فان

$$TM = (t_1 - t\gamma , t_2 - t\gamma , \dots , t\gamma_{-1} - t\gamma)$$

ولهذا فان فرضية الاختبار

$$TM = (\Gamma i = 0$$

ولهذا فان الاختبار الامثل لرفض مثل هذه الفرضية اذا كان

$$H_1(y) = c (n , r-1) (T\bar{y})' (TST')^{-1} T\bar{y} > F\gamma_{-1 , n+1} \qquad \dots (16)$$

حيث ان :-

$c(n,s) = n(n-s) / s(n-1)$

وان y :- متجه المتوسطات للعينة

اذ ان

$\bar{y} = \frac{\sum_{k=1}^{n} y_k}{n}$

S :- هي مصفوفة التباين والتباين المشترك للعينه حيث عناصرها :-

$S(K,\acute{K}) = \frac{\sum_{k=1}^{n}(yk-\bar{y})(yk-\bar{\acute{y}})}{n-1}$

وان :-

$S(K,K) = \frac{\sum_{k=1}^{n}(yk-\bar{y})^2}{n-1}$

اختبار Akritas& Arnold

اثبت الباحثان **(Akritas& Arnold)** ان طريقة تحويل الرتب (RT) دائماً مناسبة لاختبار الفرضيات التي تكون اللامعلمية بصورة كاملة من خلال مقترحهما التالي[5].-

ان النموذج باتجاه واحد one-way اللامعلمي يفترض فقط بان y_{ik} لها توزيع Fi

لتكن

$F\,i(u) = \mu\,(u) + Ti(u)$ … (17)

$\sum_i Ti\,(u) = 0$

ان فرضية الاختبار هي :- (18)… …

$Ti(u) = 0$

اي ان : $F_i(u)$ كلها متساوية .

لتكن

$y_k = (\,y_{1k}\,,\,y_{2k}\,,\,\ldots\,,\,y\acute{\gamma}_k)$, $k = 1,2,3,\ldots,n$

هي متجهات عشوائية تتوزع بصوره مستقلة

وان F(u) تشير الى التوزيع المشترك لـــ y_k

F(u) تشير الى المتجه العمودي للتوزيعات الحديه ، Fi(u) ، $r \le 1 \le i$ ، لكل i

لتكن$\hat{Fi}\,(u)$ داله توزيع العينة y_{ik}

لتكن

$\hat{G}\,(u) = \sum_i \frac{\hat{Fi}(u)}{r}$

ولتكن $G(u) = \sum_i \frac{Fi}{r}$ تشير الى الغاية لـــ $\hat{G}$ عندما $n \to \infty$

وان

$\hat{F_i}(u) = n\text{-}1 \sum_{k=1}^{n} I\,(y_{ik} \le u\,)$

$\hat{G}(u) = \sum_i \frac{\hat{Fi}(u)}{r}$

$= \sum_{i=1}^{r}\sum_{k=1}^{n} \frac{I\,(y_{ik} \le u)}{m}$

وان

$Z_{ik} = G\,(y_{ik})$

$Z^{*}_{ik} = \hat{G}(y_{ik})$ … (19)

$Zk = (z_{1k}\,,\,z_{2k}\,,\,\ldots\,,\,\acute{z}_{rk})$

$Z = (z_1\,,\,z_2\,,\,\ldots\,,\,z_n)$

لتكن
الرتب لـــ y_{ik} في المجموعة {yim} هي :-

$$nrG\hat{}(y_{ik}) = nrz^{*}_{ik} \quad \dots (20)$$

ولغرض اختبار فرضية العدم والتي تنص على تساوي Fi يكون وفق مايلي :-

$$(r-1)H1_{(G)} = (r-1)\, c\,(n,r-1)(\bar{T}z\grave{}) (TA\bar{T})^{-1} A\bar{Z} \approx X^2(r-1) \quad \dots (21)$$

حيث ان :-

$$c(n,s) = n(n-s) / s\,(n-1)$$

Z و A :- هما متوسّطات العينة ومصفوفة التباين المشترك لـــ Z_k

T :- هي مصفوفة المتقابلات بدرجة r*(r-1)

ولهذا سوف ترفض فرضية العدم في حالة $(r-1)\, H1_{(G)} > X^2_{r-1}$.

تصميم القياسات المكررة في حالة اللامعلمية

الاختبارات اللامعلمية في حالة تصميم القياسات المكررة في حالة اكثر من معالجتين

واهم الاختبارات لهذا النوع من التصميم كانت هي :-

اختبار Kepner & Robinson

توصل كل من (Kepner & Robinson) الى طريقة لاختبار تأثير المعالجات لتصاميم القياسات المكررة وهي تحويل الرتب الى تحليل التباين (ANOVA) ، اذ ان المشاهدات داخل القطاعات قد افترضت متساوية الارتباط [8].

لقد افترض $\acute{X}_i = [\, X_{i1} , X_{i2} , \dots , X_{ir}]$ هي عينة عشوائية من توزيع مستمر ذات r من المتغيرات ودالة الاحتمالية التجمعية لها ترمز بـ F .
فرضية العدم تكون :-

$$H_0 : F(x_1 , x_2 , \dots . , x_r) = F(\, x_{a(1)} , x_{a(2)} , \dots , x_{a(r)}\,)$$

لكل $\acute{x} = [x_1 , x_2 , \dots , x_r]$ ولاي تبديل $[a_{(1)} , a_{(2)} , \dots , a_{(r)}]$.

وإحصاءه الاختبار تكون :-

$$Rt = \frac{n\sum_{j=1}^{r}(Rj-\mu)^2}{[(n-1)(r-1)]1\sum_{i=1}n\sum_{j=1}r\,(Rij-Ri-Rj+\mu)^2} \approx X^{2}_{r-1} \quad \dots (22)$$

حيث ان :-

$$\bar{Ri} = \frac{1}{r}\sum_{j=1}^{r} R_{ij}$$

$$\bar{Rj} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} R_{ij}$$

$$\mu = \frac{1}{nr}\sum_{i=1} n \sum_{j=1}^{r} R_{ij} = \frac{(nr+1)}{2}$$

الـجـانـب الـعـمـلـي

تحليل القياسات المكررة الاسلوب المعلمي

بعد اجراء التحليل الاحصائي وباستعمال برنامج (statgraphics) تم الكشف عن اثر (1) كلوريد الصوديوم (2) كبريتات البوتاسيوم (3) كلوريد الكالسيوم (4) هرمون النمو وحصلنا على النتائج التالية :-

جدول (3)جدول تحليل التباين للمعالجة الاولى (كلوريد الصوديوم) في التجربة

Source	*Sum of Squares*	*Df*	*Mean Square*	*F-Ratio*	*P-Value*
Model	3.909	18	217204.	40.89	0.000
Residual	472731.	89	5311.58		
Total (Corr.)	4.382	107			

يلاحظ من جدول تحليل التباين اعلاه ان قيمة (P-value) تساوي (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (5 %) ، اي وجود فروق معنوية ، اي يوجد تأثير لمادة كلوريد الصوديوم على صفات نبات الخيار .

فرضية العدم :- لا توجد فروق معنوية في تأثير المعالجات على صفات نبات الخيار .

الفرضية البديلة :- توجد فروق معنوية في تأثير المعالجات على صفات نبات الخيار .

ولمعرفة تأثير مادة كبريتات البوتاسيوم على نبات الخيار نلاحظ الجدول التالي :-

جدول (4)جدول تحليل التباين للمعالجة الثانية (كبريتات البوتاسيوم) في التجربة

Source	*Sum of Squares*	*Df*	*Mean Square*	*F-Ratio*	*P-Value*
Model	5.792	18	321808.	225.81	0.000
Residual	126837.	89	1425.14		
Total (Corr.)	5.919	107			

يلاحظ من جدول تحليل التباين اعلاه ان قيمة (P-value) تساوي (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (5%) ، اي وجود فروق معنوية (اي يوجد تأثير لمادة كبريتات البوتاسيوم على صفات نبات الخيار) .

فرضية العدم :- لا توجد فروق معنوية في تأثير المعالجات على صفات نبات الخيار .

الفرضية البديلة :- توجد فروق معنوية في تأثير المعالجات على صفات نبات الخيار .

ولمعرفة تأثير مادة كلوريد الكالسيوم على نبات الخيار نلاحظ الجدول التالي :-

جدول (5)جدول تحليل التباين للمعالجة الثالثة (كلوريد الكالسيوم) في التجربة

Source	*Sum of Squares*	*Df*	*Mean Square*	*F-Ratio*	*P-Value*
Model	5.376	18	298692.	323.20	0. 000
Residual	82251.0	89	924.168		
Total (Corr.)	5.458	107			

يلاحظ من جدول تحليل التباين اعلاه ان قيمة (P-value) تساوي (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (5 %) ، اي وجود فروق معنوية (اي يوجد تأثير لمادة كلوريد الكالسيوم على صفات نبات الخيار) .

ولمعرفة تأثير مادة منظم النمو على نبات الخيار نلاحظ الجدول التالي :-

جدول (6)جدول تحليل التباين للمعالجة الرابعة (منظم نمو) في التجربة

Source	*Sum of Squares*	*Df*	*Mean Square*	*F-Ratio*	*P-Value*
Model	5.551	18	308411.	533.69	0.000
Residual	51432.1	89	577.889		
Total (Corr.)	5.602	107			

يلاحظ من جدول تحليل التباين اعلاه ان قيمة (P-value) تساوي (0.000) وهي اقل من مستوى المعنوية (5%) ، اي وجود فروق معنوية (اي يوجد تأثير لمادة منظم النمو على صفات نبات الخيار) .

فرضية العدم :- لا توجد فروق معنوية في تأثير المعالجات على صفات نبات الخيار .

الفرضية البديلة :- توجد فروق معنوية في تأثير المعالجات على صفات نبات الخيار .

الاستنتاجات والتوصيات

اولا :- الاستنتاجات

1- معنوية تأثير المعالجات (الاملاح) والتي هي (كلوريد الصوديوم ، كبريتات البوتاسيوم ، كلوريد الكالسيوم ، هرمون النمو) على صفات نبات الخيار .

ثانيا :- التوصيات

1- ضرورة الاستمرار بالبحث والدراسة للنماذج اللامعلمية عند عدم تحقيق التوزيع الطبيعي للبيانات .

2- نوصي باستخدام نموذج القياسات المكررة المتعدد المتغيرات لأنه يأخذ بنظر الاعتبار الارتباطات بين القياسات لكل وحدة تجريبية عند كل فترة زمنية وتحت ظروف تجريبية مختلفة[3] .

3- ننصح بتطبيق نماذج التصاميم العشوائية والثابتة والمقارنة بينها .

المصادر

أولا :- المصادر العربية :-

1- الحفني ، مسعد زكي " تصميم وتحليل التجارب الحقلية " جامعة بغداد (1989) .

2- ريتشارد جونسون ، دين وشرن " التحليل الاحصائي للمتغيرات المتعددة من الوجهة التطبيقية " (1998) .

3- حسين ، سجى محمد " مقارنة بعض الطرائق المعلميه واللامعلمية لبعض تصاميم القياسات المتكررة " اطروحة دكتوراه في فلسفة الاحصاء ، كلية الادارة والاقتصاد ، جامعة بغداد (2005) .

4- نور ، فاطمة هاشم فلحي " نموذج القياسات المتكررة المتعدد المتغيرات ذو الاتجاه الواحد والاختبار الكروي " رسالة ماجستير في الاحصاء ، كلية الادارة والاقتصاد ، جامعة البصرة (2008) .

ثانيا :- المصادر الأجنبية :-

5- Akritas,M.G.and Arnold, S.F. "Fully nonparametric hypotheses for factorial designs I:multivariate repeated measures designs".JASA,Vol 89 ,no 425 (1994) .

6- Arnold,S.F. "Theory of linear models and Multivariate analysis ",john wiley &sons(1981) .

7- Hamer,M.R. and Johnson,R.W. and Pippa,M.S.,"An Introduction to the Analysis of Repeated Measures for continuous Response Data using Proc GLM and proc Mixed"Available at http://www. Multilevel. ioe.ac.uk/(2002) .

8- Kepner,j. and Robinson ,H.D "nonparametric methods for detecting treatment effect in repeated-measures designs" Jasa, vol 83,no402.(1988) .

9- Keselman,H.J.,and et al "Statistical practices of Educational Researchers: An analysis of their ANOVA ,MANOVA, and ANCOVA analysis", Rev. Educational Research, 68,350-386.(1998) .

10- Liu, H., Weiss, R.E., Jennrich, R.J., and Wenger, N.S.,"Press model Selection Repeated measures Data", Computational Statistics and Data Analysis, 30,169-184 (1999) .

11- Vonesh,E.F.and Chinchill,V.M,"linear and non linear models for the Analysis of Repeated measurements", Marcel Dakker Inc., New York (1997) .