دراسة مقارنة بين مجاميع مختلفة باستخدام منحنيات الاستجابة

د. يوسف محمد خلف*

المستخلص:

من المواضيع الاحصائية الواسعة الاستخدام في التطبيق اعتمدت منحنيات الاستجابة كواحد من اهم المواضيع خصوصية في قطاعات الانتاج الزراعي والحيواني وكذلك في القطاع الصحي .

ان امكانية تكييف الحالات المراد بحثها وتطبيقها في كلا نوعي الاحصاء المعلمي واللامعلمي هو ما يعزز اهمية منحنيات الاستجابة . وغالبا ما تستخدم منحنيات الاستجابة للكشف عن الاختلافات في النمو والاستجابة بين مجموعتين او اكثر على اساس اعتماد احدى المجاميع باعتبارها مجموعة سيطرة على ان يتم تقدير منحنى النمو لكل مفردة من المفردات بشكل مستقل .

Abstract

From a statistical subjects which have a wide using in application . Response curves had based as one of the more important subjects specially in agricultural and animal production sectors so as in healthy sector. The adjustment ability in states that is wanted to be searched and applied it in both kinds of parametric and nonparametric statistic is what supported the importance of response curves .Often response curves was using to discover the differences in growth and response between twogroups or more based on one of the groups by considered it as acontrol group , to estimate the growth curve for one individual with independent form.

* مدرس / الجامعة المستنصرية/كلية الادارة والاقتصاد/قسم الاحصاء

مقبول للنشر بتاريخ 2008/3/2

1.1 المقدمة:

يعتبر موضوع منحنيات الاستجابة Response Curve من الموضيع الاحصائية التطبيقية المهمة لما لها من سعة في الاستخدام في القطاعات المختلفة سواء منها الزراعية والانتاج الحيواني وكذلك في القطاع الصناعي والقطاع الصحي. ومما يزيد من اهمية هذا الموضوع هو امكانية استخدامه وتكييف الحالات المراد دراستها في كلا نوعي الاحصاء سواء المعلمي منها او اللامعلمي.

ولاجل حساب الاختلافات في النمو بين مجموعتين او اكثر وهي ما حدد من اجله هدف البحث تحت معالجات محددة ولذا اصبح من الواجب ان يتم تقدير منحني النمو لكل مفردة من المفردات بشكل مستقل.

وقد قدم كل من Cox و Kempthorne في عام 1963 بحثا لدراسة عن الاختبارات العشوائية لمقارنة المنحنيات المختلفة.

وفي عام 1969 قدم كل من Grizzle و Allen [4]بحثا عن تحليل النمو ومنحنيات الاستجابة.

كما قدم Zerbe و Walker في عام 1974 دراسة لمقارنة منحنيات النمو لفترات زمنية مختلفة وتم نمذجتها بالشكل المتعدد بدرجات مختلفة.

وقدم نفس الباحثين Zerbe و Walker في عام 1977 دراسة اخرى عن نحنيات النمو بموجبها بحثا عن استخدام هذا النوع من المنحنيات للمقارنة بين مجاميع مختلفة بمصفوفات تصميم متعدد.

ثم قدم الباحث Zerbe في عام 1978 بحثا موسعا باستخدام منحنيات الاستجابة في التصاميم الكاملة العشوائية.

كما قدم كل من Snee وGibson وAcuff بحثا في عام 1979[6] اقترحا فيه طريقة مفيدة للتحليل باستخدام منحنيات النمو.

وبموجب هذه الطريقة التقريبية فان الشكل الرياضي لمنحنى النمو يكون مستقلا وبذلك فهو يبعد الباحث عن مشكلة صعوبة اتخاذ القرار تبعا لنوع دالة النمو المستخدمة (وكمثال على ذلك ايقاف تسجيل البيانات عند اول او اقرب ولادة او اقرب تاريخ لانتاج البض او اقرب تاريخ لقطع الرضاعة بالنسبة لفترة البلوغ في مجموعة السيطرة).

2.1 الجانب النظري:

نفترض ان لدينا عددا من المفردات المراد دراستها هي ni ، حيث ان (i=1,2,3,….,9) وكل وحدة من المفردات التجريبية يتم تسجيل القراءات عنها في فترات النمو عند نقاط زمنية مثبتة حيث نهايات المدد الزمنية للنمو (1,2,3,…k) وان البيانات تحتوي على ni*k من الصفوف المنتظمة للمشاهدات.

وباستخدام الملاحظات المقدمة من قبل Scheffe'1959 [1] للنماذج المختلطة يمكن ان يكتب النموذج ذات الرتبة I كما في ادناه:

$$Y_{JK} = \mu + \delta_J^A + \delta_K^P + B\delta_J^A\delta_K^P + \zeta_{JK}^E \quad \text{.....(1)}$$

عندما ζ_{JK}^E هي المتغيرات العشوائية المستقلة حيث وسطها صفر والتباين σ^2 مع تطابق او تماثل البيانات المجزئة.

$$Y_{JK} = \overline{Y}_{..} + A_J + P_K + bA_J P_K + E_{JK} \quad \text{.....(2)}$$

حيث

تقديرات تاثير الحيوان رقم J $\quad A_J = \overline{Y}_{i.} - \overline{Y}_{..}$

تقديرات تاثير المدة رقم K $\quad P_K = \overline{Y}_{.K} - \overline{Y}_{..}$

علما بان b تحسب كما في ادناه :

$$b = \sum_J b_J A_J / \sum_J A_J^2$$

$$b_J = \sum_K Y_{JK} P_K / \sum_K P_K^2 \quad \text{.....(3)}$$

ولاختبار مدى تجانس B على المجاميع فاننا نهتم بتاثير الحيوان باعتباره ثابت وكبديل لذلك يجب ان ناخذ التحليل على انه مشروط بقيم الحيوان الحقيقية في التجربة.

ان الصفات الممبزة التوزيعية لـ(b) تحت فرضية العدم H_0:B=0

هي ايضا ودت بوضع شرطين على قيم كل من {P_K},{A_J} وهكذا فان b بموجب الشرط هي مجموع معاملات الانحدار الموزون بالتباين، ولذا فان:

$$\text{Var}(b/\{A_J\},\{P_K\}) = \sigma^2 / \sum A_J^2 \sum P_K^2$$

عندها تقدر قيمة σ^2 من خطأ متوسط مربعات البواقي وان فرضية التجانس تختبر باحتساب:

$$X^2 = \sum_{i=1}^{9} (b_i - b^2)^2 \, w_i$$

حيث

$$\hat{b} = \sum w_i b_i / \sum w_i$$

$$w_i = \{\mathrm{var}(b_i)\}^{-1}$$

X^2 تتبع تقريبا χ^2 بدرجة حرية (1-9) فاذا كان فرض التجانس وفروض النموذج الاخرى المأخوذة في المرحلة الاولى قد قبلت عندها تصل الى المرحلة الثانية وباستخدام النموذج:

$$Y_{i,JK} = \mu + \delta_i^q + a_{iJ}^A + \delta_K^P + \delta_{iK}^{qp} + \beta a_{iJ}^A \delta_K^P + \zeta_{iJ}^E \quad \text{.....(4)}$$

وعند ذلك تكون تاثيرات الحيوان a_{iJ}^A متغيرات عشوائية مستقلة بوسط صفر وتباين σ_A^2 وان النموذج لاجزاء البيانات المتماثلة تكون:

$$Y_{iJK} = \overline{Y} + q_1 + A_{iJ} + P_K + qp_{iK} + bA_{iJ}P_K + E_{iJK} \quad \text{.....(5)}$$

علما بان:

تاثير المجموعة رقم i $\quad q_i = \overline{Y}_{i..} - \overline{Y}_{...}$

تاثير الحيوان J داخل المجموعة I $\quad A_{iJ} = \overline{Y}_{iJ.} - \overline{Y}_{i..}$

تاثير المدة K $\quad P_K = \overline{Y}_{..K} - \overline{Y}_{...}$

تاثير التداخل بين المجموعة والمدة $\quad qp_{iK} = \overline{Y}_{i.K} - \overline{Y}_{i..} - \overline{Y}_{..K} + \overline{Y}_{...}$

وعندها فان:

$$R_{i,JK} = bA_{iJ}P_K + E_{iJK}$$

تعرف بانها تمثل تاثير الباقي.

حيث

$$R_{JK} = bA_J P_K + E_{JK} = T_{JK} + E_{JK}$$

وبالشكل الشرطي

$$R_{JK} / A_J, P_K = \beta A_J P_K = a_{JK}^{E} - \tilde{\sigma}_J^{E} + \tilde{\sigma}_{..}^{E}$$

$$RSS \setminus \{A_J\},\{P_K\} = \sum_{J,K} (R_{JK} \setminus A_J, P_K)^2$$

مع العلم بان:

$$E(RSS \setminus \{A_J\},\{P_K\} = \beta^2 \sum_J A_J^2 \sum_K P_K^2 + (n_1 - 1)(K-1)\sigma^2$$

وبنفس الشكل سيكون مجموع المربعات الكلية:

$$TSS \setminus \{A_J\},\{P_K\} = \sum_{J,K} (T_{JK} \setminus A_J, P_K)^2$$

وان توقع مجموع المربعات الكلية هو

$$E(TSS \setminus \{A_J\},\{P_K\} = E(b)^2 \sum_J A_J^2 \sum_K P_K^2 = \beta^2 \sum_J A_J^2 \sum_K P_K^2 + \sigma^2$$

وهكذا فان توقع مجموع مربعات الخطأ هو

$$E(ESS \setminus \{A\},\{P_K\}) = [(n_i - 1)(k-1) - 1]\sigma^2$$

علما بان $ESS \setminus [(K-1)(n_i - 1) - 1]$ هو تقدير غير متحيز للتباين σ^2 وهذا ما يجب استخدامه لتقدير التباين الشرطي **var(b\{A_J},{P_K})** لاختبار فرضية التجانس للمرحلة الاولى.

اما جدول تحليل التباين فسيكون كما ادناه:

S.O.V	d.f	Expected M.S
Groups	q-1	$[q] + \sigma_2^2$
Animals within groups	$\sum_i (n_i - 1) = N - 9$	σ_2^2
Periods	k-1	$[q] + \sigma_1^2$
Groups*Periods	(q-1)(k-1)	$[qp] + \sigma_1^2$
Remained(animals*periods)	(q-1)(k-1)	σ_1^2

عندما [qp],[p],[q] يعود الى الحدود التي تستخدم فقط δ_{ik}^{qp} , δ_k^p , δ_k^q على التوالي وان:

$$\sigma_1^2 = \frac{\beta^2 \sigma_A^2 \sum_k (\delta_k^p)^2}{k-1} + \sigma^2$$

$$\sigma_2^2 = k\sigma_A^2 + \sigma^2$$

وبالشكل المالوف تحليل التباين للقطع المنشقة (يطبق عندما β=0) وهكذا يقتضي الامر التمسك بالمعادلة (5) عندما (β≠0) وهذا يخدم النموذج عندما تكون σ_1^2 تحتوي على مشترك من تقاطع الحيوان مع المدة او المدة او الدورة.

ان تقسيم حد البواقي في $T_{ijk} = bA_{ij}P_k$ وكذلك اسهامات حد E_{ijk} ولكن ذلك حساب نادر جدا خاصة عندما تكون قيمة β لا تساوي صفرا في العموم. وغالبا فان المعالجات والمدد او الدورات يجب ان تكون مجزئة. على ان تقسيم مندل للتقاطع qp لا يمكن استخدامه بسهولة عندما تكون:

$$n_i \operatorname{var}(\overline{Y}_{i.k}) = (1+\beta_k^p)^2 \sigma_A^2 + \sigma^2$$

1.2 الجانب التطبيقي

البيانات تمثل تجربة أقيمت في مركز أباء [7] لاختبار فعالية رفع نسبة فول الصويا المضاف الى العلف المقدم لمجموعتين من الافراخ الدواجن خلال فترة 45 يوما من تاريخ التفقيس حيث وزعت العينة الى ثلاث مجاميع وهي:

W: المجموعة التي زيدت لها نسبة فول الصويا

Z: المجموعة التي اعطيت معالجة مناعة

C: مجموعة السيطرة

ان الافراخ في المجموعتين Z&W تم اعطاءها ثلاث جرع من اللقاحات المختلفة وقد وزنت الافراخ على فترات هي يوم التفقيس (0)، بعد مرور (10،20،30،40) يوما. وقد صنفت الافراخ الى نوعين حسب نوع الدواجن، حيث المجموعة الاولى (الاحمر كوجن الامريكي) والمجموعة الثانية (الابيض الفرنسي وكهورن) وقد جمعت التقييمات الخاصة بنتائج التجربة للمجاميع الثلاثة وضمن كل مجموعة كان هنالك تصنيف حسب جنس الطير (ذكر،انثى) ولذا اصبحت لدينا ست مجاميع.

والجدول رقم (2) يمثل جدول التباين للمرحلة الاولى من التحليل داخل مجموعة السيطرة (C) حيث n=12 من الديكة (V_1) والفروج (V_2).

S.O.V	d.f	S.S	M.S	F_C
Chicken V_1	(n-1)=11	724.25	65.84	36.98
V_2		571.14	51.92	39.03
Periods V_1	(p-1)=4	18.68	4.67	2.62
V_2		11.03	2.75	2.06
Interaction V_1	(n-1)(p-1)=44	312.46	7.10	3.98
V_2		194.85	4.42	3.32
Concurrent slopes V_1	k-1=1	213.45	213.45	119.91
(periods) V_2		196.38	196.38	147.65
Non-concurrent slops V_1	(q-1)(k-1)=11	23.89	1.51	1.22
(groups*periods)V_2		16.67	1.78	1.13
Residual V_1	(N-q)(k-1)=32	57.14	1.78	
(chickens*periods)V_2		42.65	1.33	

وبتطبيق المعادلة (5) لتقدير قيمة (b) وجد ان قيمة $w^{\frac{-1}{2}} = 0.0063$

$b_{v1} = 0.0373$

$W^{-1} = 0.0041$ $b_{v2} = 0.0296$ جدول خاص بالتباين والانحراف المتوسط

جدول التباين والانحراف المتوسط

No.	Mean Deviation		Slope		Variance	
	V_1	V_2	V_1	V_2	V_1	V_2
1	5.62	3.17	1.74	0.86	3.62	1.05
2	7.31	6.64	1.94	1.22	2.16	3.82
3	-2.53	4.22	0.79	0.98	0.92	6.33
4	4.65	5.31	1.65	1.07	0.68	0.94
5	1.09	-0.68	1.12	1.31	0.77	1.31
6	3.52	-5.91	1.47	0.82	4.13	2.18
7	-1.89	-1.38	0.88	1.12	1.25	0.68
8	-6.56	1.28	0.92	0.74	0.49	1.04
9	-4.77	3.09	0.96	0.81	2.11	4.09
10	-7.41	-6.04	0.99	0.75	0.38	0.85
11	6.44	-3.88	1.85	0.94	0.65	0.92
12	-5.47	-5.82	0.81	0.87	0.98	2.72

وبموجب تحليل المرحلة الاولى باستخدام النموذج الخطي لتقاطع الصفوف الحيوان X الفترة لكل مجموعة ظاهر في الجدول رقم (2). يلاحظ ان مربع اوساط الانحدارات المتزامن يظهر كبير جدا في كل من V_1 & V_2 نسبة الى البواقي وبالنسبة الى الانحدارات غير المتزامنة فانها تظهر قريبة جدا من البواقي.

اما الجدول رقم (3) والذي يمثل جدول تحليل التباين للمرحلة الاولى من التحليل للمجموعة التي زيدت لها نسبة فول الصويا في العلف المقدم لها مجموعة (W) حيث ان n=12 فكانت من الديكة V_1 والفروج V_2.

جدول رقم (3)

S.O.V	d.f	S.S	M.S	F_C
Chicken V_1	11	228.67	20.78	5.19
V_2		141.35	12.85	4.46
Periods V_1	4	11.52	2.88	0.72
V_2		21.09	5.27	1.82
Interaction V_1	44	94.16	2.14	0.53
V_2		73.81	1.67	0.57

Interaction on Partition	d.f	S.S	M.S	F_C
Concurrent slopes V_1	1	85.18	85.18	21.26
(periods) V_2		61.15	61.15	21.23
Non-concurrent slops V_1	11	12.06	1.09	0.27
(groups*periods)V_2		9.48	0.86	0.29
Residual V_1	32	128.16	4.005	
(chickens*periods)V_2		92.43	2.88	

وبتطبيق المعادلة (5) لتقدير قيمة b وجد بان قيمة $w^{\frac{-1}{2}} = 0.0112$ $W^{-1} = 0.0049$ $b_{v1} = 0.0651$ $b_{v2} = 0.0289$ وتم الحصول على جدول خاص بالتباين والانحراف المتوسط، وكما ادناه:

جدول التباين والانحراف المتوسط

No.	Mean Deviation		Slope		Variance	
	V_1	V_2	V_1	V_2	V_1	V_2
1	2.16	6.38	0.86	1.32	5.34	3.19
2	3.85	-5.06	0.96	0.77	1.63	2.21
3	1.64	2.19	0.77	0.79	3.02	4.65
4	-3.21	4.13	1.48	0.98	4.65	2.18
5	-1.69	-4.31	1.02	0.90	0.51	1.32
6	0.98	-1.85	0.72	0.92	0.93	2.79
7	-3.67	-6.25	1.87	0.69	1.92	4.68
8	0.82	3.89	0.69	0.85	0.85	3.15
9	-1.83	-1.18	1.11	1.21	6.11	0.55
10	-0.94	1.28	0.82	0.68	0.74	1.36
11	5.87	-4.34	1.86	0.82	2.69	0.94
12	-3.98	5.12	1.95	1.13	0.78	0.84

وبموجب تحليل المرحلة الاولى باستخدام النموذج الخطي لتقاطع الصفوف كما هو وارد في جدول رقم(3) الذي يمثل المجموعة التي زيدت لها نسبة فول الصويا في العلف فتظهر ان مربع اوساط الانحدارات المتزامنة كذلك كبيرة نسبة الى البواقي في كلا النوعين V_1 & V_2 كما وان الانحدارات غير المتزامنة هي ايضا قريبة من حد البواقي.

اما الجدول رقم (4) فيمثل جدول تحليل التباين للمرحلة الاولى من التحليل للمجموعة اليت تم اعطاءها معالجة مناعة مجموعة (Z) حيث ان n=12 من الديكة (V_1) والفروج (V_2).

جدول رقم (4)

S.O.V	d.f	S.S	M.S	F_C
Chicken V_1	11	113.25	113.25	17.58
V_2		65.14	65.14	15.84
Periods V_1	4	18.48	1.68	0.26
V_2		12.09	1.09	0.27
Interaction V_1	44	206.12	6.44	0.53
V_2		131.64	4.11	0.57

Interaction on Partition	d.f	S.S	M.S	F_C
Concurrent slopes V_1	1	113.25	113.25	17.58
(periods) V_2		65.14	65.14	15.84
Non-concurrent slops V_1	11	18.48	1.68	0.26
(groups*periods)V_2		12.09	1.09	0.27
Residual V_1	32	206.12	6.44	
(chickens*periods)V_2		131.64	4.11	

وبتطبيق المعادلة (5) لتقدير قيمة b وجد بانها كانت $w^{\frac{-1}{2}} = 0.0014$

وتم الحصول على جدول خاص $b_{v2} = 0.0624$ $W^{-1} = 0.0009$ $b_{v1} = 0.0752$

بالتباين والانحراف المتوسط وكما في ادناه:

جدول التباين والانحراف المتوسط

No.	Mean Deviation		Slope		Variance	
	V_1	V_2	V_1	V_2	V_1	V_2
1	-2.44	1.33	1.06	0.81	2.86	4.02
2	5.11	2.61	1.28	0.89	4.15	3.18
3	3.64	-1.12	0.80	1.26	1.11	1.05
4	4.08	-6.04	0.96	0.84	6.46	0.91
5	-6.01	-3.85	0.77	0.95	0.89	3.18
6	-1.65	4.69	1.12	1.01	1.23	6.24
7	-4.93	-2.46	0.85	1.06	0.98	2.87
8	2.18	5.18	0.79	1.16	5.42	1.34
9	-3.98	1.24	0.91	0.73	3.68	0.87
10	6.48	-4.70	1.36	0.92	2.14	1.69
11	3.95	3.64	0.88	0.93	1.95	5.24
12	-6.43	-1.15	0.68	1.14	0.86	1.86

وبموجب تحليل المرحلة الاولى باستخدام النموذج الخطي لتقاطع الصفوف لهذه المجموعة فان مربع اوساط الانحدارات المتزامنة هي ايضا كبيرة نسبة الى البواقي ولكنها ليست كما في المجموعتين (مجموعة السيطرة C ومجموعة زيادة نسبة الفول W) كما وان الانحدارات غير المتزامنة هي ايضا قريبة من البواقي.

والجدول رقم (5) يوضح قيم F للمعالجات في المجاميع المختلفة، مجموعة السيطرة C، ومجموعة المناعة Z، ومجموعة التغذية W على اساس جنس الحيوان.

جدول رقم (5)

الجنس	الديكة			الدجاج		
المعالجات	C	W	Z	C	W	Z
F_C	1.22	0.27	0.26	1.13	0.29	0.27

وبموجب هذه النتائج يتم تبني النموذج العام مع معلمة انحدار منفردة لمجموعة خطوط التزامن والتقديرات لكل مجموعة مع اخطائها القياسية والتي اعرضها في الجدول (6) ادناه مع اختبار التجانس.

جدول رقم (6)

تجانس معالم الانحدار لمرحلة التحليل الاولى

المجموعة		معالم الانحدار (b_i)	$w_i = \frac{X^2}{\sum (b_i - \hat{b})}$
المعالجة	الجنس		
مجموعة السيطرة (C)	V_1	0.0373	0.0063
	V_2	0.0296	0.0041
مجموعة المناعة (Z)	V_1	0.0752	0.0014
	V_2	0.0624	0.0009
مجموعة التغذية (W)	V_1	0.621	0.0112
	V_2	0.0537	0.0049

جدول رقم (7-a)

تحليل المرحلة الثانية

التحليل بين المجاميع

S.O.V	d.f	S.S	M.S	F_C
Groups(q)	q-1=1	481.07	481.07	8.42
Treatment given $q_2=V_1$	$q_1=2$	31.77	15.88	0.28
Treatment given $q_2=V_2$	$q_2=2$	45.81	22.90	0.40
Chicken within groups	N-q=60	3427.8	57.13	

جدول رقم (7-b)

Chicken X Period starting

S.O.V	d.f	S.S	M.S	F_C
Periods (P)	4	5553.12	1388.28	177.30
PXq	4	51.80	12.95	1.65
PXT given $q=V_1$	8	317.28	39.66	5.06
PXT given $q = V_2$	8	416.72	52.09	6.65
Residual	240	1879.2	7.83	

والجدول ادناه يوضح معدلات النمو في المجاميع المختلفة الثلاث (ذكورا واناثـا) علـى الفتـرات الزمنية المختلفة (يقاس وزن الفرخ بعد نهاية كل مرحلة).

جدول رقم (8)

الفترة بالايام	معدل اوزان الذكور (الديكة) V_1			معدل اوزان الاناث (الفروج) V_2		
	W_{V_1}	Z_{V_1}	C_{V1}	W_{V_2}	Z_{V_2}	C_{V_2}
0	95	85	85	70	80	85
10	200	190	185	145	175	250
20	390	440	380	370	320	410
30	540	790	680	490	695	710
40	780	1150	990	685	940	920

وفي الجدول رقم (9) توضيح لمنحنيات النمو مقابل الفترات الزمنية المختلفة التي وزنت عند نهاية كل فترة للمجاميع الثلاثة.

رسم بياني لبيانات

جدول (9)

1.3 مناقشة النتائج

من خلال المتابعة الدقيقة لكل ما امكن التوصل اليه من نتائج جداول التحليل في المرحلتين الاولى والثانية والرسم البياني الخاص بجدول رقم (9) يمكن تسجيل الملاحظات التالية:

1. ان معدل الزيادة في المجموعة Z_{V1} الخاصة بالمجموعة التي اعطيت اللقاحات بشكل منـــتظم كانت اكثر من معدل الزيادة في اوزان مجموعة المقارنة C والمجموعة W بكلا جنســـيها وان المجموعة W التي زيدت لها نسبة فول الصويا في العلف المقدم اليها قد تاثرت اوزانها فكان نسبة نموها وزيادة اوزانها على الفترات المتعددة قليلا ليس فقط مقارنة مع مجموعـــة Z بـــل وحتى مع مجموعة السيطرة C.

2. بموجب تحليل المرحلة الاولى فقد لظهرت المجاميع الثلاثة ان مربع اوساط الانحدارات غير المتزامنة فانها كانت قريبة من البواقي وذلك ما يظهر في جدول رقم (5) الذي عكس عدم اهمية او تاثير الجنس مع المعالجات لان جميع قيم F_C في هذا الجدول كانت صغيرة جدا.

3. ان القيم الجدولية F بدرجات حرية (1.60) و (4.240) و (8.240) هي كما في ادناه:

α	$F_{(1.60)}$	$F_{(4.240)}$	$F_{(8.240)}$
0.100	2.79	1.94	1.67
0.050	4.00	2.37	1.94
0.025	5.29	2.79	2.19
0.010	7.08	3.32	2.51
0.005	8.49	3.72	2.74

وبمقارنة نتائج التحليل في الجدول (7-a) الذي يمثل تحليل المرحلة الثانية نجد ان هنالك فروق معنوية للمجاميع حيث كانت قيمة F_C=8.42 عند جميع مستويات α باستثناء α=0.005 لان $F_{(1.60,0.005)}$=8.49 حيث لاتوجد فروق معنوية بين المجاميع.

اما الجدول (7-b) فنلاحظ ان هنالك فروقا معنوية مهمة جدا للفترات حيث كانت F_C=177.30 وعند جميع مستويات α بينما لم تظهر هنالك فروق عنوية للتداخل بين الفترات X المجاميع، حيث كانت قيمة F_C=1.65 عند جميع مستويات α. اما فيما يخص التداخل بين المعالجات X الفترات ولجنسي V_1 و V_2 فقد كانت هنالك ايضا فروق معنوية عند جميع مستويات α ايضا.

وكل تلك النتائج جاءت متطابقة مع النتائج التي توصل اليها كل من Brwon and Donnelly[2] في بحثهم عن المقارنة بين مجموعتين ايضا من الاغنام. واؤكد هنا على ضرورة الانتباه الى الملاحظة المهمة التي وردت في الفقرة (4) المناقشة من البحث اعلاه والتي اكدا فيها على ان هذا النوع من التحليل لايمكن اجراءه لجميع انواع التجارب في هذا الحقل حيث يتعذر احتساب البيانات للحيوانات باستخدام معلمة الانحدار المنفردة للخطوط المتزامنة غير انه بالامكان اعتماد ما ورد في بحث (Snee)[5].

المصادر:

1. **Bracles, R.D, and Gabriel, K,R(1978), "The biplot as a diagnostic tool for models of two-way tables'. Techno metrics 20, 47-68.**

2. **Brown, G.H., and Donnelly, J.B.(1988),"A note on comparing Growth Rates of animals between groups'. Biometrics 44,985-993.**

3. **Box, G.E., and Draper, N.R. (1959), "Basis for the selection of a response surface design" JASA, vol.54.**

4. **Grizzle, J.E., and Allen,D.M.(1969), "Analysis of growth and dose-response curves" Biometrics, 25, 357-381.**

5. SNEE, R.D.(1969), "On the analysis of response surface curve data Tech.Vol.14.

6. Snee, R.D. Acuff, S.I and Gibson, J.R(1979), "A useful method for the analysis of Growth studies" Biometrics 35, 835-848.

7. مركز أباء للبحوث الزراعيه

……

……

……