جامعة الدول العربية
المنظمة العربية للتنمية الزراعية
League of Arab States
Arab Organization For Agricultural Development

الدورة التدريبية القومية
حول
إستخدامات النماذج الإحصائية
للتقدير والتوقع في المجالات الزراعية

جمهورية مصر العربية
القاهرة 6 -1998/3/12

الخرطوم

مارس (آذار) 1998

جمهورية السودان ـ الخرطوم ـ العنوان: شارع [7] ـ Khartoum ـ Al ـ Amarat ـ St. No. [7] ـ الرمز البريدي: Postal Code:11111 ـ تلكس: Telex:22554 AOAD SD ـ بريد الكتروني: E.Mail: soad@sudanmail.net
برقياً: أوام الخرطوم ـ Cable: AOAD Khartoum ـ فاكس: Fax: (249-11) 471402 ـ تلفونات: Telephones: (249-11) 472176 ـ 472183 ـ ص.ب: P.O. Box: 474

المنظمة العربية للتنمية الزراعية
الخرطوم ـ مارس (آذار) 1998
الدورة التدريبية القومية الثانية حول إستخدامات النماذج الإحصائية للتقدير والتوقع في المجالات الزراعية
الرقم الكودي
AOAD/2000/RG-P/53- 00932

جامعة الدول العربية
المنظمة العربية للتنمية الزراعية
League of Arab States
Arab Organization For Agricultural Development

الدورة التدريبية القومية
حول
إستخدامات النماذج الإحصائية
للتقدير والتوقع في المجالات الزراعية

جمهورية مصر العربية
القاهرة 6 -1998/3/12

الخرطوم

مارس (آذار) 1998

جمهورية السودان ـ الخرطوم ـ العمارات شارع [7] ـ Khartoum ـ Al ـ Amarat ـ St. No. [7] ـ الرمز البريدي: 11111 ـ Postal Code: ـ تلكس: 22554 AOAD SD ـ Telex: ـ بريد الكتروني: E.Mail: aoad @ sudanmail. net
برقيا : أوادا الخرطوم ـ Cable: AOAD Khartoum ـ فاكس: [249-11] 471402 ـ Fax: ـ تلفونات: 472183 ـ 472176 [249-11] ـ Telephones: ـ ص. ب ـ P.O. Box: 474

تقديـــم

تقديم

أولت المُنظَّمة العربية للتنمية الزراعية إهتماماً كبيراً بجمع ونشر البيانات والإحصاءات الزراعية العربية، لإيمانها التام بأنَّ توفير تلك البيانات والإحصاءات يُمثِّل محور الإرتكاز في إعداد وتنفيذ سياسات التنمية الاقتصادية بصفةٍ عامة، والسياسات الزراعية على وجه الخصوص، فضلاً عن مُساهمتها في تحديد مسارات هذه التنمية على أُسُسٍ علميةٍ دقيقة وبياناتٍ واقعية – حيث تبنَّت المُنظَّمة في مطلع الثمانينات برنامجاً سنوياً للإحصاءات والمعلومات الزراعية يحتوي على العديد من الأنشطة والنواتج.

ولقد إنعكس إهتمام المُنظَّمة بالجوانب المُتعلِّقة بالإحصاءات والبيانات الزراعية في عدة جوانب – لعل أهمها قيامها بتنفيذ وتنظيم وتنفيذ سلسلة من الدورات التدريبية المُتخصِّصة بُغية زيادة كفاءة الكوادر الفنِّية العاملة في الأجهزة الإحصائية الزراعية والإرتقاء بمُستويات أدائهم بإستخدام التقانات الحديثة والتي تُمكِّنهم من أداء عملهم بكفاءة أكثر، وتدعم وتعزز الجهود الرامية لتطوير العمل الإحصائي العربي، ومُواكبة أحدث ماتوصَّل إليه العلم من تقنيات في هذا المجال، ورفع قُدرات العُنصُر البشري بإعتباره أهمَّ محاور إستراتيجية تطوير وإعادة تأهيل بنية الإحصاءات الزراعية العربية.

وإستمراراً لجهودها المبذولة في هذا المجال، عقدت المُنظَّمة العربية للتنمية الزراعية بالتعاوُن مع وزارة الزراعة وإستصلاح الأراضي بجُمهُورية مصر العربية، هذه الدورة التدريبية القومية حول إستخدامات النماذج الإحصائية للتقدير والتوقُّع في المجالات الزراعية، في مدينة القاهرة خلال الفترة من السابع إلى الثاني عشر من شهر مارس (آذار) 1998، بهدف التعرُّف على كيفية إستخدام الأساليب الاحصائية المُتقدِّمة في مراحل تحليل ومُعالجة البيانات ورفع القُدرات الفنِّية والعملية للكوادر العاملة في مجال تحليل وإستشراف الاحصاءات الزراعية بالدول العربية، والمُساهمة في تكوين مجموعة من الاحصائيين المُتخصِّصين في مجال الاحصاءات الزراعية القومية للقيام بالمُساعدة في التدريب للمجموعات الاخرى على المستوى القُطري وتبادل الخبرات فيما يتَّصل بالاحصاءات الزراعية بين المسؤولين في الأقطار العربية.

وبعدما تحقَّق للدورة من نجاح، يُسعد المُنظَّمة ويُشرِّفها أن تتقدَّم بالشُكر والتقدير لجُمهُووية مصر العربية رئيساً وحكومة وشعباً على إستضافتها فعاليات هذه الدورة، وعلى ما ظلَّت تُقدِّمه من دعمٍ للعمل العربي المُشترك في كافَّة المجالات ودعمها المُقدَّر والمُتواصل للمُنظَّمة وأنشطتها، وشُكرنا الجزيل نُقدِّمه ونتوجَّه به إلى معالي الأستاذ الدكتور يُوسُف أمين والي نائب رئيس مجلس الوزراء ووزير الزراعة وإستصلاح الأراضي بمصر على رعايته الكريمة لأعمالها، والتسهيلات الكبيرة التي تمَّ تقديمها، مما ساعد في النجاح الذي تحقَّق.

والشُكر موصُول للسادة الخُبراء العرب الذين قاموا بإعداد وتقديم مُحاضرات وموضوعات الدورة، ولممثلي الدول العربية المُشاركة فيها، على أمل الإستفادة بما تلقُّوه من تدريبات ونقله إلى إخوانهم والعمل سوياً لدفع عجلة التنمية الزراعية بأقطارهم، مما ينعكس على التنمية في وطننا العربي الكبير.

والله نسأله التوفيق ،،،

المدير العام

الدكتور يحيى بكور

المحتويات

المحتويات

	رقم الصفحة
تقديم	أ
المحتويات	ج
المحاضرات	
- التقدير الإحصائي للنماذج الإقتصادية وأسس التنبؤ منها	1
- طرق تقدير مساحة المحاصيل الزراعية	27
- نماذج التنبؤ بالانتاجوالإنتاجية وتطبيقها	33
- إستخدام إسلوب الإحصاءات التتابعية في تقدير الإنتاج الراعي بالعينات	44
- تطبيقات حول إستخدام النماذج الخطية لتحليل نتائج التجارب الزراعية	62
- إستخدام إسلوب تحليل التباين في تحليل البيانات الإحصائية	73
- عرض لأهم طرق مقارنة متوسطات المعاملات بعد رفض إفتراض تجانسها بتحليل التباين	87
- إستخدام الحاسب الألي في التطبيقات الإحصائية المختلفة	107
- إستخدام طرق المقارنة المتعددة في تحليل البيانات	148
الكلمات	
- كلمة المدير العام للمنظمة العربية للتنمية الزراعية	153
- اسماء المشاركين	156

المحاضرات

التقدير الإحصائي للنماذج الإقتصادية وأسس التنبؤ منها

التقدير الإحصائي للنماذج الإقتصادية وأسس التنبؤ منها

للدكتور / رياض السيد أحمد عمارة
أستاذ الإقتصاد الزراعي

كثيراً ما يلجأ الباحثون للنمذجة الإقتصادية لتوصيف وشرح تغيرات بعينها . فلم يعد هناك ظواهر تفسرها وتعبر عنها حالة النموذج ذو المبادلة الواحدة والمتغير الواحد . ولم تعد الظواهر الإقتصادية ببساطة مثيلاتها في زمن مضي . وهذا يبرر أهمية التوصيف والقياس لمعالم النماذج الإقتصادية التى تحوي العوامل المؤثرة في تلك الظواهر وتداخلاتها [1] . وهذه المحاضرة لإلقاء الضو على هذه المفاهيم مع بيان الأهمية التطبيقية لبعض النماذج القياسية .

أ- تحديد وتوصيف المتغيرات :

من المعلومات العامة المستقرة في الأذهان أن هناك مجموعتين من العوامل هما مجموعة العوامل الداخلية ومجموعة العوامل الخارجية . ومجموعة العوامل الداخلية هي متغيرات الإختيار[2] . وهي التى تقع ضمن بدائل متخذي القرار وواضعي السياسة الزراعية ومثالنا على ذلك قولنا أن الكمية المعروضة دالة في سعر السلعة (P) ، وأسعار عوامل الإنتاج (r_i 's) والتكنولوجي (T) ، أي أن :

$$Q^S = f(P, r_i, T) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (1)$$

تكون الكمية المعروضة متغير داخلي وتابع ، وتكون الأسعار متغيرات داخلية وهي خارج إطار تحكم متخذي القرار وعليه فهي خارجية . وبعض المتغيرات الخارجية قد تكون محددة مسبقاً [3] ، ومثالنا إذا قلنا أن حجم الإستثمارات الثابتة الموجهة

(1) Interaction
(2) Choice variables.
(3) Predetermined .

لقطاع الزراعيه هي في حدود 7.5٪ من جملة الإستثمارات الثابتة . كذلك فالسقوف السعرية من أمثلة هذه المتغيرات . وفي بعض الأحيان قد يكون هناك إبطاء في تأثير بعض هذه المتغيرات الداخلية والخارجية وقد لا يكون هناك قياس كمي آثار بعض المتغيرات ويعبر عنها في هذه الحالة بمتغيرات صورية لتمثيل الإختلافات سواء كانت زمنية أو جغرافية أو حتى سياسية أوما إلى ذلك . وتوصيف المتغيرات بدقة هو الخطوة الأولي للحصول على تقديرات كافية [1] للمعالم . كذلك تجدر الإشارة إلى أنه إذا ما شاب هذه المرحلة خطأ فليس من السهل تصويبة أو تدنية آثاره لأنه ما بني على الخطأ فهو خطأ .

ب – من النموذج الهيكلي إلى الصورة المختزلة [2] :

المتغيرات مع بعضها البعض - داخلية وخارجية - تشكل الجانب الهيكلي للنموذج. ووظيفة الباحث بعد ذلك هي وضع الفروض النظرية الأساسية والتى غالباً ما يكون مصدرها النظرية الإقتصادية ثم إشتقاق الصورة المختزلة والتي يسهل تقديرها إحصائياً وذلك بعد توصيفها والتأكد من تعريفها جيداً حتى يتمكن من الحصول على تقديرات ذات خطأ متدني . وقد أوردت الكتب العديد من النماذج . وسأستعرض نموذجين هما العلاقة بين الإستهلاك والدخل والتي يمكن عرضها كما يلي :

$$C_t = Y_i\, Y_t + B_1 + \overset{c}{E}_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (2)$$

$$I_t = Y_2\, Y_t + B_2\, Y_{t-1} + B_3 + \overset{i}{E}_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (3)$$

$$Y_t = C_t + I_t + G_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots\ldots \quad (4)$$

حيث أن : Ct هي الكمية المستهلكة أو الإنفاق الإستهلاكي القومـي في سنة (t)،(I_t) الإستثمارات الثابتة ،(G_t) الإنفاق الحكومي ، (Y_t) الناتج القومي الإجمالي (GNP) .

(1)Sufficient Statistics

(2) Reduced Form .

وواضح للدارس أن هذه المعادلات الهيكلية الثلاث بها كافة فئات المتغيرات السابق الإشارة إليها فى الجزء (أ) من هذه المحاضرة . وأيضاً تعدد المعادلات يزيد عن عدد المتغيرات المراد تقديرها من النموذج، وبإعتبار أن ($B_2 = -y_2$) فإن المعادلة (3) يمكن إعادة صياغتها كما يلي :

$$I_t = Y_2 (Y_t - Y_{t-1}) + B_3 + E^I_t \quad \text{.....(5)}$$

ومن المعلومات العامة معلوم أن قيمة ($0<y_2<1$) ولها معني مماثل لتلك التى تصف معاملات التكييف والموائمة . وبالتعويض المباشر والإحلال والترتيب للمقادير تكون :

$$Y_t = \{(Y_i Y_t + B_i + E^c_t)\} + \{Y_2 (Y_t - Y_{t-1}) + B_3 + E^I_t \} + G_t$$

وهذا أن

$$Y_t = \frac{-Y_2}{(1- Y_1 - Y_2)} \quad Y_{t-1} \pm \frac{1}{(1- Y_1 Y_2)} \quad G_t + \frac{B_1 + B_3}{(1- Y_1 - Y_2)} + \frac{E^c_t + E^c_t}{(1- Y_1 - Y_2)} \quad \text{.....(6)}$$

ويلاحظ أنه يمكن كتابة المقدار الأول على أنه $\frac{B_2}{(1- Y_1 - Y_2)}$ وبالتعويض بهذه القيمة في المعادلة رقم (2) يحصل على :

$$C_t = \frac{Y_1 B_2}{(1- Y_1 - Y_2)} \quad Y_{t-1} + \frac{Y_1}{(1- Y_1 - Y_2)} \quad G_t + \frac{Y_1 B_3 + (1- Y_2) B_1}{(1- Y_1 - Y_2)}$$

$$+ \frac{Y_1 E^I_t + (1- Y_2) E^G_t}{(1- Y_1 - Y_2)} \quad \text{.....(7)}$$

وبإعادة كتابة المقادير في كل من المعادلتين (6) ، (7) يمكن الحصول على : -

$$Y_t = \pi_t Y_{t-1} + \pi_2 G_t + \pi_3 U_{t1} \quad \text{.....(8)}$$

$$C_t = \pi_t Y_{t-1} + \pi_5 G_t + \pi_6 U_{t2} \quad \text{.....(9)}$$

حيث أن

$$\pi_1 = B_2 \ \pi_2 \ , \ \pi_2 = \frac{1}{(1- Y_1 - Y_2)} \ , \ \pi_3 = (B_1 + B_2) \ \pi_2$$

$$U_{t1} = (E_t^C + E_t^I)\pi_2 \ , \ U_{t2} = \frac{Y_1 \ E_t^I + (1- Y_2) \ E_t^G}{(1- Y_1 - Y_2)}$$

$$\pi_4 = Y_1 \pi_2 \ B_2 \ , \ \pi_5 = Y_2 \pi_2$$

$$\pi_6 = \frac{Y_1 \ B_3 + (1- Y_2) \ B_1}{(1- Y_1 - Y_2)}$$

ومن المعادلة رقم (6) يمكن القول أنه إذا كانت الإستثمارات تحددت مسبقاً فإن القيمة :

$$\left.\frac{dY_t}{dG_t}\right|_{Y_2 = 0} = \frac{1}{1-Y_1} = \frac{1}{1- MPC} = \frac{1}{MPC}$$

حيث أن (MPC) هي الميل الحدي للإستهلاك، (MPS) الميل الحدي للإدخار – واعتقد أن الجميع يدركون هذه المعاني – وأهمية خفض الإنفاق لسد الفجوة الإستثمارية وأهمية زيادة المدخرات لزيادة الإستثمار مع فرض عدم سيادة ما يسمي Paradox of Thrift .

ولا يختلف الوضع السابق لإشتقاق الصورة المختزلة من نموذج لآخر ويمكن للقارىء كمثال للتدريب تكرار نفس المحاولات لإشتقاق الصورة المختزلة لنموذج مارك نرولوف التالي [1] :

$$A_t^D = a_0 + a_1 P_t^e + a_2 Z_t + U_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (10)$$

$$P_t^e = P_{t-1}^e + B \ (P_{t-1} - P_{t-1}^c) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (11)$$

$$A_t = A_{t-1}^e + \delta(A_t^D - A_{t-1}) \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (12)$$

(1)Mark Nerlove

حيث أن : (A_t) المساحة في السنة (t) ، (P_t) السعر في السنة (t) ، (Z_t) ميل المتغيرات الخارجية الأخري ، (e) أعلي الرمز تعني متوقع، (D) تعني مستهدف ، $1 >$, $0 < B$.

ويكون إشتقاق الصورة المختزلة بالإحلال المباشر بداية المعادلة (10) في المعادلة (12) والإستمرار حتى بلوغ الصورة المختزلة . وإذا كانت قيمة $B=1=$ فإن النموذج ذو المعادلات الثلاث ينقلب ليصبح نموذج لمعادلة واحدة [1] (SEM) من الصورة : -

$$A_t = a_0 + B_i P_t + a_i Z_t + U_t \quad \ldots\ldots\ldots\ldots (13)$$

وكثيراً ما يستخدم الباحثون الأسعار النسبية $\frac{p_i}{p_j}$ أو الأربحيات النسبية $\frac{\pi_i}{\pi_j}$ للزروع بدلاً من (P_{it}) في المعادلة (13) وذلك لإستقراء آثار كليهما على إستجابة الرقعة أو الكمية المنتجة . وأيضاً فهناك صيغ كثيرة من المعادلة ، لكن لا تنسي انها في النهاية SEM .

جـ البيانات اللازمة وفروض التقدير

تختلف البيانات اللازمة للتقدير الإحصائي طبقاً لأهداف البحث ، والإقتصاديون في دراساتهم يستخدمون العديد من البيانات منها بيانات العينات وأخري قطاعية وثالثة تاريخية . فإذا ما كان هدف الباحث هو التنبؤ أو إستقراء قيم مستقبلية للمعالم المقدرة تكون البيانات التاريخية هي الاساس . وجدير بالإشارة إلي أن بعض نماذج التنبؤ قد تحتاج لسلاسل طويلة نسبياً ولكن بلوغ ذلك بإستخدام البيانات ربع السنوية في التقدير .

كذلك فغالبية التقديرات التى يستهدفها الباحثون تعتمد في الاساس على أن القياسات موزعة توزيعاً طبيعياً ليس هذا فحسب ، بل كثيراً ما تكون صورة بعينها من صور التوزيع الطبيعي هي المطلوبة ، كأن تكون : -

(1)Single Equation (SEM).

$$\mu_t \sim N(0, \sigma^2 I_{nxn}) \quad \ldots\ldots (14)$$

والمعادلة في (14) تعني أن $E(u_t) = 0$ وأن $\mathrm{cov}(\mu_j, \mu_t) = 0$ $\mathrm{cov}(x_{it}, \mu_{it})$

وأيضاً تعني ضمناً أن الخطأ متجانس التباين وقيمته ($\sigma^2 I_{nxn}$) حيث أن (I_{nxn}) هي مصفوفة من حجم (nxn) . وإذا ما كانت الشروط (14) مستوفاة، فإن الباحث يكون قد إستوفي الشروط الضرورية لنظرية ماركوف [1] – وأنه يمكن الحصول على تقدير معالم معظمه الدالة الإحتمالية – راجع المعادلة (15) .

$$L = (2\pi)^{-n/2} \sigma^{-n} . \exp\{ \frac{-1}{2\sigma^2} (Y-X\hat{B})^1 (Y-X\hat{B}) \} \quad \ldots\ldots (15)$$

وهي تقديرات تتسم بأنها أفضل تقديرات خطية غير متحيزه (BLUE) [2] وأنها متسقة وكافية – وعليه ففرضاً إذا كان هدف الباحث هو تقدير معاملات الإنحدار $B_{i's}$ للنموذج في (16) .

$$Y = XB + \mu \quad \ldots\ldots (16)$$

تكون القيمة

$$\hat{B} = (X^1X)^{-1} X^{-1}Y$$

أفضل تقديرات خطية غير متحيزة . ويكون توزيعها هو

$$\hat{B} \sim N(B, \hat{\sigma}^2 (X^1 X)^{-1}$$

حيث أن

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} Y^1 MY$$

وأن $M = I_{do} = I - X(\bar{X} X)^{-1} X 1$

ويمكن مراجعة هذه النتائج من المثال الثاني والخاص بإنتاج الطماطم خلال الفترة 1981 - 1996. وتم التقدير لصور مختلفة من الدوال – وكذلك التنبؤ بأساليب مختلفة ويمكن للقاريء إشتقاق العديد من القيم من التقديرات بجانب المرونات وشروط التوازن الإقتصادي .

(1)Markoff Theoren . (2) Best Linear Unbiased Estimators

البيانات الاساسية المستخدمة في الحصول علي تقديرات لمعالم النماذج الانحدارية لمحصول الطماطم الشتوي في مصر خلال الفترة 1981 م ـ 1996م

السنوات	المساحة المزروعة بالطماطم الشتوى في السنة الحالي ألف فدان	صافي العائد الغذائي بالطماطم الشتوى في السنة السابقة جنيه /فدان	صافي العائد الغذائي لمحصول الفول البلدي في السنة السابقة جنيه/فدان	صافي العائد الغذائي لمحصول الذرة في السنة السابقة جنيه/فدان	صافي العائد الغذائي لمحصول البصل في السنة السابقة جنيه/فدان	صافي العائد الغذائي لمحصول القمح في السنة السابقة جنيه/فدان
1981	138.00	237.00	79.00	271.00	121.00	73.00
1982	137.00	288.00	103.00	257.00	97.00	21.00
1983	133.00	429.00	96.00	619.00	324.00	97.00
1984	145.00	461.00	100.00	597.00	1850.00	105.00
1985	146.00	768.00	128.00	604.00	276.00	132.00
1986	157.00	993.00	164.00	537.00	582.00	229.00
1987	167.00	1443.00	286.00	2435.00	616.00	297.00
1988	166.00	1546.00	409.00	1005.00	611.00	328.00
1989	177.00	1716.00	311.00	355.00	578.00	329.00
1990	158.00	1273.00	421.00	436.00	683.00	761.00
1991	144.00	1935.00	452.00	360.00	685.00	868.00
1992	156.00	2875.00	360.00	250.00	919.00	782.00
1993	154.00	31.300	31.00	578.00	1021.00	770.00
1994	163.00	1809.00	244.00	356.00	1658.00	645.00
1995	145.00	2341.00	194.00	2733.00	2342.00	558.00
1996	167.00	3648.00	480.00	1392.00	809.00	682.00

المصدر : وزارة الزراعة، الادرة المركزية للاقتصاد الزراعي، الادارة العامة للاحصاء الزراعي ، 1980 - 1996.

Find the Least Squares Estimates of b_0 , b_1 , b_2 , b_3, b_4 , and b_5 , in the Regression Model by Matrix Method:

$$\underset{16x1}{} \begin{bmatrix} y1 \\ y2 \\ . \\ . \\ . \\ y16 \end{bmatrix} .= \begin{bmatrix} 138 \\ 137 \\ . \\ . \\ 167 \end{bmatrix}$$

$$\underset{16x6}{X} \begin{bmatrix} 1 & x11 & x12 & . & . & x16 \\ 1 & x12 & x22 & . & . & x26 \\ . & . & . & . & . & \\ . & . & . & . & & \\ . & . & . & . & & \\ 1 & x16 & x62 & & x66 & \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 237 & 79 & 271 & 121 & 73 \\ 1 & 288 & 103 & 257 & 97 & 21 \\ . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . \\ 1 & 3648 & 480 & 1392 & 809 & 682 \end{bmatrix}$$

$$\underset{6 x 6}{(X1\ X)\text{-}1} \begin{bmatrix} 036 & 0.41E\text{-}4 & 0.71E\text{-}3 & 0.17E\text{-}4 & -0.13E-3 & 0.12E-3 \\ . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . & . \\ 0.12E\text{-}3 & -0.68E\text{-}6 & -0.23E\text{-}5 & 0.4E\text{-}6 & -0.42E\text{-}6 & 0.36E\text{-}5 \end{bmatrix}$$

$$\underset{6x1}{Xy} \begin{bmatrix} 2453 \\ 3915106 \\ . \\ . \\ . \\ 1044323 \end{bmatrix} \quad b = \begin{bmatrix} b0 \\ b1 \\ b2 \\ b3 \\ b4 \\ b5 \end{bmatrix} = (x'x)^{-1} X'y = \begin{bmatrix} 137.85 \\ 0.88E\text{-}2 \\ 0.53E\text{-}1 \\ -0.2IE\text{-}2 \\ 0.24E\text{-}2 \\ -0.27E\text{-}1 \end{bmatrix}$$

الإحصاءات الوصفية

Number of valid observation (Listwise) = 16.00

Variable XI

Mean	1554. 063	S.E. Mean	259.859
Std Dev	1039.438	Variance	1080430.596
Kurtosis	-.506	S.E Kurt	1.091
Skewness	.545	S.E. Skew	.564
Range	3411.00	Minimum	237.00
Maximum	3648.00	Sum	24865.00
Valid observations -	16	Missing observations -	0

Variable X2

Mean	241.125	S.E. Mean	37.336
Std Dev	149.346	Variance	22304.117
Kurtosis	-1.435	S.E Kurt	1.091
Skewness	.266	S.E. Skew	.564
Range	449.000	Minimum	31.00
Maximum	480.00	Sum	3858.000
Valid observations -	16	Missing observations -	0

Variable X3

Mean	799.063	S.E. Mean	189.643
Std Dev	758.572	Variance	575431.663
Kurtosis	2.813	S.E Kurt	1.091
Skewness	1.920	S.E. Skew	.564
Range	2483.000	Minimum	250.00
Maximum	2733.00	Sum	12785.000
Valid observations -	16	Missing observations -	0

Variable X4

Mean	823.250	S.E. Mean	157.064
Std Dev	628.255	Variance	394704.200
Kurtosis	1.154	S.E Kurt	1.091
Skewness	1.261	S.E. Skew	.564
Range	2245.000	Minimum	97.00
Maximum	2342.00	Sum	13172.000
Valid observations -	16	Missing observations -	0

النموذج الكامل

Full model النموذج الكامل

* * * MULTIPLE REGRESSION * * * *

Listwise Deletion of Missing Data

y	153.313	12.716
X1	1554.063	1039.438
X2	241.125	149.346
X3	799.063	758.572
X4	823.250	628.255
X5	417.313	299.242

N OF CASES = 16

Correlation, 1 - tailed Sig:

	Y	X1	X2	X3	X4	X5
Y	1.000	.519 .020	.581 .009	.178 .255	.102 .353	.362 .084
x1	.519 .020	1.000	.502 .024	.285 .143	.371 .079	.817 .000
x2	581 009	.502 .024	1.000	.122 .327	.002 .497	.604 .007
x3	178 255	.285 .143	.122 .327	1.000	.436 .046	.051 .426
x4	102 353	.371 .079	.002 .497	.436 .046	1.000	.365 .082
x5	362 084	.817 .000	.604 .007	.051 .426	.365 .082	1.000

***MULTIPLE REGRESSION ***

Equation Nuber 1 Dependent Variable ... Y

Block Number 1. Method: Enter
x1 x2 x3 x4 x5

Variable (S) Entered on step Nuber
1.. x5
2.. x3
3.. x4
4.. x2
5.. x1

Multiple R	.70265
R Square	.49371
Adjusted R Square	.24057
Standard Error	11.08140

Analysis of Varinance

	DF	Sum os Squares	Mean Square
Regression	5	1197.46342	239.49268
Residual	10	1227.97408	122.79741

F = 1.95031 Siqnif F = .1725

Var-Covar Matrix of Regression Coefficients (B)
Below Diagonal : Covariance Above. Correlation

	x5	x3	x4	x2	x1
x5	4.440E-04	.4903	- .41273	-.49940	- .74436
x3	4.883E-05	2.341E-05	-.49791	-.28927	-.40915
x4	-5.189E-05	-1.437E-05	3.561E-05	.39265	.08774
X2	=2.769E-04	-3.683E-05	6.561E-05	6.926E-04	.06503

***MULTIPLE REGRESSION ***

Equation Nuber 1 Dependent Variable ... Y

---------------- Variables in the Equation ------------

Variable	B	SE B	95%	Confdnce Intrvl	Beta
x1	.008831	.005292	-.002960	.020623	.721910
x2	.052767	0.26318	-.005872	.111407	.619739
x3	-.002068	.004838	-.012848	.008711	-.123377
x4	.002449	.005967	-.010846	.015745	.121007
x5	-.027201	.021070	-.074149	.019746	-.640125
(Constant)	137.852044	6.688398	122.949370	152.754719	

------ ------- in ---------- ----

Variable	T	Sig T
X1	1.669	.1261
X2	2.005	.0728
X3	- .427	.6781
X4	.410	.6901
X5	-1.291	.2258
(Constant)	20.611	.0000

End Block Number 1 All requested variables entered.

***MULTIPLE REGRESSION ***

Equation Nuber 1 Dependent Variable ... Y

- - - - - - - - - - - - - - - - Variables in the Equation - - - - - - -

	Min	Max	Mean	Std Dev	N
* PRED	141.8639	175.9488	153.3125	8.9348	16
* ZPRED	-1.2813	2.5335	.0000	1.0000	16
* SEPRED	3.4637	9.7162	6.5439	1.8551	16
* ADJPERD	124.8164	187.9338	153.0347	14.7158	16
* RESID	-12.1142	15.8503	.0000	9.0479	16
* ZRESID	-1.0932	1.4303	.0000	.8165	16
* SRESID	-1.4204	1.7143	.0045	1.0882	16
* DRESID	-26.2323	29.1836	.2778	17.3255	16
* SDRESID	-1.5082	1.9354	.0223	1.1473	16
* MAHAL	.51280	10.5942	4.6875	3.0607	16
* COOK D	.0005	.8887	.1970	.27004	16
* LEVER	.0352	.7063	.3125	.2040	16

Total Cases = 16

Durbin - Watson Test = 1.23345

* *

From Equation 1 : 11 new variables have been created.

Name	Contents
PRE - 1	Predicted Value
RES - 1	Residual
ADJ - 1	Adjusted (Press) Predicted Value
ZPR - 1	Standardized Residual
ZRE - 1	Standardized Residual
SEP - 1	Standard Error of Predicted Value
LMCI 1	95 L CI for Y mean
UMCI 1	95 U CI for Y mean
LICI 1	95 L CI for Y individual
UICI 1	95 U CI for Y individual

c:\aaa\reid.sav

	Y	X1	X2	X3	X4	X5	pre -1	res -1	adj
1	138.00	237.00	79.00	271.00	121.00	73.00	141.86391	-3.86391	143.0662
2	137.00	288.00	103.00	257.00	97.00	21.00	144.96538	-7.96538	147.3278
3	133.00	429.00	96.00	619.00	324.00	97.00	143.58124	-10.58124	145.9698
4	145.00	461.00	100.00	597.00	1850.0	105.00	147.64028	-2.64028	151.5147
5	146.00	768.00	128.00	604.00	276.00	132.00	147.22508	-1.22508	147.4547
6	157.00	993.00	164.00	537.00	582.00	229.00	149.36128	7.63872	148.5341
7	167.00	1443.0	286.00	2435.00	616.00	297.00	154.08127	12.91873	139.0650
8	166.00	1546.0	409.00	1005.00	611.00	328.00	163.58330	2.41670	162.7283
9	177.00	1716.0	311.00	355.00	578.00	329.00	161.14973	15.85027	156.4859
10	158.00	1273.0	421.00	436.00	683.00	761.00	151.38043	6.61957	144.9443
11	144.00	1935.0	452.00	360.00	685.00	868.00	156.11419	-12.11419	164.4509
12	156.00	2875.0	360.00	250.00	919.00	782.00	162.70112	-6.70112	165.0692
13	154.00	3103.0	31.00	578.00	1201.0	770.00	147.25210	6.74790	124.8164
14	163.00	1809.0	244.00	356.00	1658.0	645.00	152.48306	10.51694	147.9605
15	145.00	2341.0	194.00	2733.00	3242.0	558.00	153.66879	-8.66879	171.2322
16	167.00	3648.0	480.00	1392.00	809.00	682.00	175.94884	-8.94884	187.9338

c:\aaa\reid.sav

	zpr-1	zre-1	str-1	sep-1	Imci-1	umci-1	Lici-1	uici-1
1	-1.28135	-.3486	-.39926	5.39832	129.83570	153.8921	144.3990	169.3287
2	-93422	-.7188	-.81849	5.29991	133.15644	156.7743	117.5958	172.3349
3	-1.08914	-.9548	-1.05716	4.75558	132.98515	154.1773	116.7127	170.4497
4	-.63485	-.2382	-.37426	8.54578	128.59909	166.6814	116.4600	178.8205
5	-.68131	-.1105	-.12047	4.40276	137.41513	157.0350	120.6567	178.8205
6	-.44223	.68933	.72569	3.46373	141.64360	157.0789	123.4923	173.7934
7	.08604	1.1658	1.71431	8.12458	135.97859	172.1839	123.8532	184.6974
8	114953	.21809	.25375	5.66486	150.96120	176.2054	135.8532	191.3133
9	.87716	1.4303	1.62723	5.28368	149.37696	172.9225	133.7957	188.5036
10	-.21624	.59736	.83892	7.78046	134.04448	168.7163	121.2113	181.5495
11	.31357	-1.093	4.42040	7.07516	140.34976	171.8786	126.8198	185.4085
12	1.05079	-.6047	-.70350	5.66251	150.08426	175.3179	134.9734	190.4288
13	-.67829	.60894	1.26637	9.71617	125.60313	168.9010	114.4143	180.0898
14	-.09283	.94906	1.13492	6.07672	138.94328	166.0228	124.3234	180.6427
15	.03988	-.7822	1.36083	9.06738	133.46540	173.8721	121.7655	185.5720
16	2.53350	-.8075	-1.23513	8.38473	157.26650	194.6311	144.9864	206.9112

النموذج المختزل

****** MULTIPLE REGRESSION ******

Listwise Deletion of Missing Data

	Mean	std Dev	Label
Y	153.313	12.716	
x14	2.268	1.050	
x24	.438	.280	
x34	1.347	1.051	

N of Cases = 16

Correlation , 1- tailed Sig :

	Y	x14	x24	x34
Y	1.000	.349	-.035	-.134
	.349	.092	.449	.310
x14	.092			
	-.035	1.000	.533	.200
x24	.449		.017	.229
	-.134	.533		
x34	.310	.017	1.000	.449
				.041
		.200	.449	
		.229	.041	1.000

****** MULTIPLE REGRESSION ******

Equation Nuber 1 Dependent Variable ... Y

Descriptive statistics are printed on Page 16

Block Number 1. Method: Enter X14 X24 X34

Variable (s) Entered on Step Number

1... x34
2... x14
3... x24

Multiple R	.4502
R square	.20270
Adjusted R Square	.00337
Standard Error	12.69453

Analysisof Variance

	DF	Sum os Squares	Mean Square
Regression	3	491.62407	163.87469
Residual	12	1933.81343	161.15112

sogmof

F = 1.01690 Signif F = .4193

Var - Covar Matrix of Regression Coefficients (B)

Below Diagonal : Covariance Aboce: Correlation

	X34	X14	X24
X34	12.21754	.05245	- .41287
X14	.67777	13.66663	-.50678
X24	-21.92428	-28.46237	230.79930

****** MULTIPLE REGRESSION ******

Equation Numper 1 Dependent Variable .. Y

Variables in the Equation

Variable	B	SE B	95% Confdnce intrvl B		Beta
x 14	7.149289	3.696841	-1.905435	14.204012	.507584
x 24	-11.368263	15.195359	-44.468959	21.732433	-.250365
x34	-1.493268	3.495359	-9.109002	6.122465	-.123392
	146.353785	8.278409	128.316682	164.390888	

..... in .....
Varianle

x 14	1.663	01221
x 24	-.748	.6478
x34	-.427	.0000
(Constant)	17.679	

End Block Number 1 All requested Variables entered.

****** MULTIPLE REGRESSION ******

Equation Numper 1 Dependent Variable .. Y

Residuale Statistics :

	Min	Max	Mean	Std Dev	N
*PRED	146.7897	164.7681	153.3125	5.7249	16
* ZPRED	-1.1394	2.0010	.0000	1.0000	16
*SEPRED	3.8252	9.5082	6.1450	1.6417	16
*ADJPRED	127.3140	170.8763	152.9040	9.4357	16
*RESID	-15.2746	19.4238	.0000	11.3543	16
*ZRESID	-1.2032	1.5301	.0000	.8944	16
*SDRESID	-1.3135	2.0713	.0101	1.0695	16
*DRESID	- 20.0612	39.6859	.4033	16.8728	16
*SDRESID	-1.3591	2.4742	.0433	1.1440	16
*MAHAL	.4245	7.4775	2.8125	2.0339	16
*COOK D	.0038	1.3707	.1462	.3344	16
*LEVER	.0283	.4985	.1875	.1356	16

****

From Equation 1: 11 new variables have been created.

Name	Contents
PRE- 1	Predicted value
RES -1	Residual
ADJ-1	Adjusted (Press) Predicted value
ZPR -1	Standardixed Predicted Value
ZRD -1	Standardixed Residual
SRE -1	Studentixed Residual
SEP -1	Standard Error of Predicted Value
LMCI -1	95% L CI for Y mean
UMCI -1	95% L CI for Y mean
LICI - 1	95% U CI for Y individual
UICI - 1	95% U CI for Y individual

Results of forecasting					
observation		AV		MA	LT
1	2427	17	3990.5	5074.334	5764.334
2	2609	18	3990.5	5074.334	6109.334
3	2829	19	3990.5	5074.334	6454.334
4	2980	20	3990.5	5074.334	6799.334
5	8574	21	3990.5	5074.334	7144.334
6	4439				
7	4924				
8	4197				
9	3976				
10	3897				
11	4325				
12	3784				
13	4664				
14	4733				
15	5067				
16	5429				

Results of forecasting					
observation		SE		ET	LR
1	2427	17	3243.136	4069.211	5372.901
2	2609	18	3243.136	4203.357	5535.536
3	2829	19	3243.136	4337.503	5698.172
4	2980	20	3243.136	4471.649	5860.807
5	3574	21	3243.136	4605.794	5023.442
6	4439	22	3243.136	4739.94	6186.078
7	4924	23	3243.136	487.086	6348.713
8	4497	24	3243.136	5008.232	6511.349
9	8976	25	3243.136	5142.377	6673.984
10	8897	26	3243.136	5276.523	6999.255
11	4325	27	3243.136	5410.669	7161.89
12	3784	28	3243.136	5544.815	7324.525
13	4664	29	3243.136	5678.961	7487.161
14	4733	30	3243.136	5813.106	7649.796
15	5067	31	3243.136	5947.252	
16	5423				

c:\aaa\reid 2.sav

	obs	AV	MA	LT	obs	AV	MA	LT	AV	MA	LT
1	2427.00	16.70	407.00	12.00	3.39	1.22	2.61	1.08	05988	08333	00246
2	2609.00	17.70	450.00	14.00	3.42	1.25	2.65	1.15	05650	07042	00222
3	2829.00	17.90	622.00	18.80	3.45	1.25	2.79	1.27	05587	05319	00161
4	2980.00	16.10	746.00	18.80	3.47	1.21	2.87	1.27	06211	05319	00134
5	3574.00	29.50	836.00	18.90	.355	1.47	2.92	1.28	03390	05291	00120
6	4439.00	24.30	892.00	24.00	3.65	1.39	2.95	1.38	04115	04167	00112
7	4924.00	38.00	1045.0	28.50	.3.69	1.58	3.02	1.45	02632	03509	00096
8	4197.00	36.00	1058.0	27.00	.3.62	1.56	3.02	1.43	02778	03704	00095
9	3976.00	67.20	1142.0	51.30	3.60	1.83	3.06	1.71	01488	01949	00088
10	3897.00	71.90	1227.0	65.00	3.59	1.86	3.09	1.81	01391	01538	00081
11	4325.00	100.0	1311.0	38.00	3.64	2.00	3.12	1.58	01000	02632	00076
12	3784.00	12.00	1396.0	82.10	3.58	1.08	3.14	1.91	08333	01218	00072
13	4664.00	61.40	1480.0	40.00	3.67	1.79	3.17	1.60	01629	02500	00068
14	4733.00	68.00	1560.0	42.60	3.68	1.83	3.19	1.63	01471	02347	00064
15	5067.00	59.00	1648.0	39.50	3.70	1.77	3.22	1.60	01695	02532	00061
16	5423.00	62.00	1761.0	41.00	3.73	1.79	3.25	1.61	01613	02439	00057

الدالة الاستهلاكية

الصور الخطية

****** MULTIPLE REGRESSION ******

Listwise Deletion of Missing Data

	Mean	std Dev	Label
Y	3990.5500	908.892	الكمية المستهلكة من الطماطم
P1	43.606	26.454	(سعر التجزئة (ق / كجم
I	1098.813	417.734	(الدخل الفردي (جنيه

N of Cases = 16

Correlation , 1- tailed Sig :

	Y	PI	I
Y	1.000	.614 .006	.875 .000
P1	.614 .006	1.000	.673 .002
I	.875 .000	.673 .002	1.000

****** MULTIPLE REGRESSION ******

Equation Number 1 Dependent Variable .. _Y الكمية المستهلكة من الطماطم

Deecriptive Statistics are printed on page 20

Block Number 1. Method: Enter P1 I

variable (s) Entered of step Number

1.. I (الدخل الفردي (جنيه

2.. P1 (سعر التجزئة (ق / كجم

Multiple R .87548

R Square .76646

Adjusted R square .73054

Standard Error 471.80468

Analysis of variance

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	2	9497462.41958	4748731.20979
Residual	13	2893795.58042	222599.66003

F = 21.33306 signif F = .0001

Variables in the Equation

variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
P1	1.559642	6.222752	.045394	.250	.8062
I	1.836951	.394349	.844279	4.658	.0004
(Constant)	1904.025062	342.048025		5.567	.0001

End Block Number 1 All requested variables entered .

اللوغاريثمية المزدوجة

****** MULTIPLE REGRESSION ******

Listwise Deletion of Missing Data

	Mean	std Dev	Label
LOGY	3.589	.107	
LOGP1	1.554	.292	لوغاريثم الكمية المستهلكة
LOGI	3.005	.193	(لوغاريثم سعر التجزئة
N of Cases = 16			(لوغاريثم الدخل الفردي

Correltion , 1- tailed Sig :

	LOGY	LGOP1	LOGI
LOGY	1.000	.706	.908
		.001	.000
LGOP1	.706	1.000	.689
	.001		.002
LOGI	.908	.689	1.000
	.000	.002	

****** MULTIPLE REGRESSION ******

Equation Number 1 Dependent Variable .. LOGY لوغاريثم الكمية المستهلكة
Descriptive Statistics are printed on page 22
Block Number 1. Method: Enter LOGP1 LOGI
variable (s) Entered of step Number
1.. LOGI (لوغاريثم الدخل الفردي
2.. LOGP1 (لوغاريثم سعر التجزئة

Multiple R .91477
R Square .83681
Adjusted R square .81171
Standard Error .04628

Analysis of variance

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	2	.14278	.07139
Residual	13	.02784	.00214

F = 33.33118 signif F = .0000

Variables in the Equation

variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
LOGP1	.055774	.056475	.152629	.988	.3414
LOGI	.443092	.085286	.802928	5.195	.0002
(Constant)	2.171182	.206231		10.528	.0000

End Block Number 1 All requested variables entered .

المعكوسة

****** MULTIPLE REGRESSION ******

Listwise Deletion of Missing Data

	Mean	std Dev	Label
Y	3990.5500	908.892	الكمية المستهلكة من الطماطم
P11	.034	.023	(مقلوب سعر التجزئة
II	.001	.001	(مقلوب الدخل الفردي

N of Cases = 16

Correlation , 1- tailed Sig :

	Y	P11	II
Y	1.000	-.703	-.861
	-.703	.001	.000
		1.000	.595
P11	.001		.007
		.595	1.000
II	-.861	.007	
	.000		

****** MULTIPLE REGRESSION ******

Equation Number 1 Dependent Variable .. Y الكمية المستهلكة من الطماطم

Deecriptive Statistics are printed on page 24

Block Number 1. Method: Enter P11 II

variable (s) Entered of step Number

1.. II (مقلوب الدخل الفردي

2.. P11 (مقلوب سعر التجزئة

Multiple R .89303

R Square .79751

Adjusted R square .76636

Standard Error 439.32744

Analysis of variance

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	2	9882146.17792	4941073.08896
Residual	13	2509111.82208	193008.60170

F = 25.60027 signif F = .0000

Variables in the Equation

variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
P11	-11901.49269	6244.139273	- .296031	- 1.906	.0790
I	- 1102236.751	250073.6746	- .684566	- 4.408	.0007
(Constant)	5605.501311	251.160843		22.318	.0000

End Block Number 1 All requested variables entered .

دالة العرض

الخطية

****** MULTIPLE REGRESSION ******

Listwise Deletion of Missing Data

	Mean	std Dev	Label
Y	3990.5500	908.892	الكمية المستهلكة من الطماطم
P2	35.106	19.157	سعر الجملة (ق/ كجم

N of Cases = 16

Correlation , 1- tailed Sig :

	Y	P2
Y	1.000	.401
P2	.401 .062	.062

****** MULTIPLE REGRESSION ******

Equation Number 1 Dependent Variable .. Y الكمية المستهلكة من الطماطم

Deecriptive Statistics are printed on page 26

Block Number 1. Method: Enter P2

variable (s) Entered of step Number

1.. P2 سعر الجملة (ق / كجم)

Multiple R .40057
R Square .16046
Adjusted R square .10049
Standard Error 862.01428

Analysis of variance

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	2	1988297.34778	1988297.34778
Residual	14	10402960.65222	743068.61802

F = 2.67579 signif F = .1242

Variables in the Equation

variable	B	SE B	Beta	T	Sig T
P2	19.004900	11.618214	.400574	1.636	.1242
(Constant)	3323.309243	461.303910		7.204	.0000

End Block Number 1 All requested variables entered .

هذه تقريباً كل التقديرات الممكنة من نموذج المعادلة الواحده . كذلك فقد اوردت ضمن الأمثلة تقدير لكل من دالتي الطلب العرض كدوال خطيه بسيطه وعليه فإذا كان العقد هو إستيفاء النموذج الخطي البسيط التالي :

$$G^{d} = a + b P \quad , \quad b < 0 \quad b \quad \ldots\ldots\ldots\ldots \quad (17)$$

$$G^{s} = c + a \quad P \quad , \quad b > 0 \quad b \quad \ldots\ldots\ldots\ldots \quad (18)$$

$$G^{s} = G^{d} \quad \ldots\ldots\ldots\ldots \quad (19)$$

فإنه من النماذج السابق يمكن الحصول على قيم الحلول التالية :

$$P = \frac{a - c}{d - b}$$

$$G^{d} = a + b \frac{a - c}{d - b}$$

$$G^{s} = c + d \frac{a - c}{d - b}$$

ويتحقق الشرط الضروري لتوازن عندما تكون b ويتحقق الشرط الكاني بأن تكون للكلا من الكميات التوازنية وسعر التوازن موجبين أين أن b < و >

كذلك فمن التقدريات السابقة يمكن اجراأء مقارنة بين النموذج الكامل والنموذج المختصر بإجراء الإختبار التالي لمستوي الإجتمالي الإحصائي المرغوب (1.05 داء) الإختبار هو $F\ (x_{t,g+1} \ldots\ldots\ldots x_{tp}\ l\ x \ldots\ldots\ldots x_{t1}\ x_{tg})$

$$\frac{(SSE - SSE_2)\ 1\ (P - g)}{(SSE_2 / SSE)\ (n - (P - g)}$$

حيث أن النموذجين يختلفان في عدد مقداره (P- g) من المتغيرات المستقله الإضافية . كذلك هناك العديد من القياسات الإحصائية ذات الحلول والتي يمكن بلوغها من التقديرات السابقة .

وسأترك التقدير من النماذج الكامله والتنبؤ منها لمحاضرات قادمة العموم الإستناده حيث سنعرض المتدربي الأفكار محضرين وعلماء كثيرن

المراجع

أهم المراجع هي :

أ – مراجع باللغة العربية

(1) رياض السيد أحمد عمارة (دكتور) في القياس والإستدلال الإحصائي . محاضرات للدارسين بالدورات التدريبية لوزارة الزراعة – ج . م.ع. ، 1995، 1997 .

(2) صلاح عبد المحسن عرفةج "عرض الطمام والطلب عليها" . رسالة ماجستير ، كلية الزراعة ، جامعة القاهرة 1998 .

(3) مجدي الشوربجي (دكتور) . الإقتصاد القياسي : – النظرية والتطبيق . الدار المصرية اللبنانية ، القاهرة ، 1994 ، ص 149 - 150 .

B) References :

(4) Bowerman; Bruce L . and O'Connell, Richard T. Time Series and Forcasting . Belmont, California ; Wad sworth; Inc., 1979 .

(5) Intriligator, Michael, D. Econometric Models : Tech. and Application . New Jersey, Englewood Cliffs : - prentice - Hall, INC., 1978.

طرق تقدير مساحة المحاصيل الزراعية

طرق تقدير مساحة المحاصيل الزراعية

رمزي محمد مبارك
قسم بحوث العينات –
معهد بحوث الإقتصاد الزراعي
– مركز البحوث الزراعية

لقد سبقت الإشارة إلى أن المساحة المحصولية ومتوسط محصول الفدان هما العاملان الرئيسيان لتقدير الإنتاج الزراعي في مصر ، وأن تقدير الإنتاجية أو التنبؤ بها غير كافيان للحكم على كمية الإنتاج ، بل يجب الحصول على المكون الثاني للإنتاج وهو المساحة بصورة سليمة ودقيقة ، كما سبقت الإشارة إلى وجود طريقتان لتقدير مساحة المحاصيل الزراعية في مصر وهما :

(1) الطرق الشخصية Subjective methods التى تعتمد البيانات التى يدلي بها الزراع .

(2) الطرق الموضوعية Objective methods والتى تعتمد على القياس الفعلي لمساحة المحاصيل . ويتناول هذا الفصل طرق تقدير مساحة المحاصيل الزراعية الرئيسية في مصر بالتحليل والتقييم .

أولاً : الطرق الشخصية :

وتطبق هذه الطريقة على جميع المحاصيل في مصر وتعتمد على البيانات التى يدلي بها الزراع للمشرف الزراعي [1] المسئول وتجمع في كشوف موسمية ترسل إلى مسئول الإحصاء بالمركز الذى يقوم بتجميعها ثم إرسالها إلى مسئول الإحصاء بمديرية الزراعة حيث تجمع على مستوي المحافظة وترسل في المواعيد المناسبة إلى الإدارة العامة للإحصاءات الزراعية بوزارة الزراعة ، وعلى هذا يُعتبر الحصر الشامل لمساحة كافة المحاصيل الزراعية في مصر هو المتبع حالياً (Complete inumeration) إلا أن هذا الحصر يقابل بأخطاء الإدلاء ببيانات غير سليمة أو التحيزات الشخصية للمسؤلين عن جمع البيانات وغيرها من عوامل التحيز السابق .

(1) يقوم المشرف الزراعي بالإشراف على مساحة لا تتعدي 200 فدان بالقرية لكافة الأغراض الزراعية ومن بينها حصر مساحات جميع المحاصيل .

ثانياً : الطرق الموضوعية :

بدأ إستخدام الطرق الموضوعية المبينة على مبدأ المعاينة والقياس الفعلي لتقدير مساحة المحاصيل الرئيسية وهي القطن والأرز والقمح منذ عام 1958 بالقياس الفعلي لعينة تصل إلى نحو 50٪ من المساحة . حيث يتم تقسيم إجمالي المساحة المزروعة بالطبقة (مركز زراعي) إلى وحدات معاينة أولية تسمي مجموعات [1] (2000 فدان تقريباً) يتم إختيار 50٪ منها عشوائياً سنوياً لقياس المحصول بها بواسطة مصلحة المساحة ورفعها على خرائط مساحية بمقياس رسم 1/2500 من الفدان ثم تقدر بواسطة البلانيميتر ، ثم تستخدم طريقة النسبة أو الإنحدار لتقدير المحصول بالإستعانة بسنة أساس [2] . وفيما يلي عرض مختصر لطرق تقدير المساحة بالعينة .

طرق تقدير مساحة المحاصيل الزراعية [3] :

يتم الحصول على المساحة بطرقتين (أ) متوسط الوحدة Mean per unit

(ب) طريقة النسبة المركبة Combined ratio-method

أ ـ تقدير متوسط الوحدة Mean per unit estimate

يتم الحصول على المساحة Y للمحافظة كما يلي :

$$\hat{Y} = \sum_{i=1}^{i} N_i \bar{Y}_i$$

$$\bar{Y}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{i=1}^{ni} Y_{ij}$$

حيث

(Yij) = المساحة تحت المحصول في المجموعة رقم j في المركز رقم (i

حيث أن :

N_i = عدد المجموعات Clusters في المركز رقم i

N = العدد الكلي للمجوعات في المحافظة

---

(1) المجموعة عبارة عن الزمام المزروع بالقرية أو عدة قري متجاورة أو جزء من قرية في حدود 1500 - 2500 فدان .

(2) يتم في سنة الأساس قياس إجمالي المحصول في جميع وحدات المعاينة والمفروض أن يتكرر ذلك كل خمس سنوات .

(3) KoshaL, R. S. Development of Sample Surveys, Estimation of Area under principal crops. pp. 25 -31 .

t = عدد المراكز المكونة للمحافظة

n_i = عدد مجموعات العينة في المركز رقم i

ويتم حساب تباين تقدير المساحة بالمعادلة التالية :

$$V(\hat{Y}) = \sum_{i=1}^{i} N_i^2 (v\bar{Y}_i)$$

حيث :

$$V(\bar{Y}_i) = \frac{N_i - n_i}{N_i} \sum_{ij} \frac{(Yij - \bar{Y}i)^2}{n_i (n_i - 1)}$$

ب تقدير النسبة المركبة : The combined ratio estimate

يتم حساب النسبة المركبة Rc كما يلي :

$$R_c = \frac{\bar{Y}}{Y}$$

حيث :

$$\bar{X}_y = \sum_{i=1}^{ni} \frac{Ni\,\bar{X}\,i}{N} \text{ and } Xi = \frac{1}{n_i} \sum_{i=1}^{ni} X_{ij}$$

(Xij = المساحة تحت المحصول في المجموعة رقم i في المركز رقم j في سنة الأساس Base year)

$$\hat{Y}_{Rc} = RcX$$

المساحة المقدرة

ويتم الحصول علي تباين تقدير المساحة كما يلي :

$$V(\bar{Y})_{Rc} = \sum \frac{Ni(Ni - ni)}{n_i (n_i - 1)} \left[\sum (Y_{ij} - \bar{Y}_i)^2 + R_c^2 (X_{ij} - \bar{X}_i)^2 \quad 2Rc \sum (Y_{ij} - \bar{Y}_i)(X_{ij} - \bar{X}_i) \right]$$

وقد توصل كوشال [1] إلى أن الخطأ المعياري لتقديرات النسبة أصغر منه لتقديرات

(1) Koshal R.S. Op. Cit, pp 27 - 71

متوسط الوحدة للإرتباط الكبير بين سنة التقدير وسنة الأساس ، كما أوضحت النتائج كفاية عينة حجمها 25٪ لتقدير مساحة محصول القطن بالقطر بخطأ معياري يبلغ نحو 0.5٪ و 1-2٪ على مستوي المحافظات .

كما تمت دراسة مشكلة تقديرات النسبة للمساحات عام 1958 حيث وجد ضآلتها على مستوي المراكز والمحافظات على ضوء الإرتباط القوي بين مساحات هذه السنة وسنة الأساس لمحصول القطن في مختلف المجموعات . لذلك تم التصميم علي استخدام نسب المراكز لتقدير مساحات المحاصيل الرئيسية .

وفى دراسة قام بها غازي [1] (1962) لتحديد الحجم الأمثل للمجموعة لتقدير مساحة محصول القطن والمحاصيل الرئيسية الأخري توصل إلى أنه من الأربح تبني مجموعات ذات حجم نحو 1000 فدان (نصف الحجم المستخدم في ذلك الوقت) لتقدير مساحة المحاصيل الرئيسية بإستخدام طرق الإنحدار أو النسبة في التقدير . كما بين كفاءة إستخدام هذا التصميم لنفس المجموعات لتقدير مساحات المحاصيل الرئيسية .

هذا وقد إستمر إستخدام الطرق الموضوعية حتي الآن مع التخلي عن سنة الأساس في التقدير والتى يتم تجديدها منذ عام 1960 لعدم توفر التمويل الكافي فلم تعد صالحة للإستخدام وتم الإستعاضة عنها عام 1990 بتعديل المساحات المقدرة لمديريات الزراعة ببيانات العينة المقاسة من قبل مصلحة المساحة بإستخدام معادلة النسبة التالية :

$$\text{النسبة } (Ri) = \frac{\text{مساحة المحصول قياس مصلحة المساحة 50٪ لإجمالي المجموعات بالمركز}}{\text{مساحة المحصول المقابلة للعينة 50٪ حصر الإدارة الزراعية بالمركز}}$$

مساحة المحصول المقدر بالمركز الزراعي = جملة مساحة المحصول بالمركز حصر الإدارة الزراعية x Ri

وبجمع مساحات المحصول المقدرة المعدلة للمراكز يتم الحصول على إجمالي مساحة المحصول المقدرة بالمحافظة .

---

(1) Ghazi M.R. : Estimation of Area under principal crops and size of cluster sample, UAR 1962 .

هذا وقد تم التخلي عن وحدات المعاينة الأولية (2000 فدان في المتوسط) والإستعاضة عنها بعينة تبلغ 50٪ من قرى المركز تختار عشوائياً مع إعطاء وزن أكبر للقري الكبيرة على أساس أن وحدة المعاينة الأولية 250 فدان . كذلك يسبق عملية تعديل المساحة بحث الإختلافات الجوهرية التى تزيد عن 5٪ على مستوي القري بين الأسلوبين .

ولقد ترتب على هذا الأسلوب في التقدير ظهور بعض المشاكل أهمها :

(1) إختلاف وحدات المعاينة الأولية (المجموعات المختارة) وفقاً لتقسيم مصلحة المساحة عن حصر تقسيم مديريات الزراعة وإختلاف مسميات الأحواض ،

(2) إجراء فصل وضم الجمعيات التعاونية الزراعية التى يتم عن طريقها حصر المحاصيل من وقت لآخر يعقد عملية المقارنة ،

(3) صعوبة المقارنة الفعلية بين الإختلافات التى تحدث بين إجراء الحصرين والتحقق منها لعدم وجود الفريق المدرب على ذلك .

وعلي هذا تقترح الدراسة ما يلى :

(1) تشكيل لجنة مشتركة من الهيئة العامة للمساحة والإدارة العامة للعينات ومديريات الزراعة لتوحيد وحدات المعاينة المقاسة في الحالتين وتوفير الخرائط اللازمة لذلك .

(2) تدريب فريق مراجعة أعمال الحقل على المراجعة والمقارنة على مستوي الأحواض وإستخدام الخرائط المساحية وأن يتخصصوا لهذا العمل .

ملخص :

تعتبر المساحة المحصولية ومتوسط المحصول بوحدة المساحة هما العاملان الرئيسيان لتقدير الإنتاج الزراعي لذلك فإن تقدير الإنتاجية أو التنبؤ بها غير كافيان للحكم على كمية الإنتاج . بل يجب الحصول على المكون الثاني بصورة سليمة ودقيقة ، وتستخدم عادة طريقتان لتقدير مساحة المحاصيل الزراعية ، الأولى طريقة شخصية تعتمد على البيانات التى يدلي بها الزراع أو المسؤولين عن الإنتاج الزراعي وهي عرضة لأخطاء التحيز الشخصي ، والثانية طرق موضوعية مبنية على مبدأ المعاينة والقياس الفعلي للمحاصيل الرئيسية بالإستعانة بالخرائط المساحية بقياس رسم حوالي 2500/1 ثم تقدر مساحة المحصول بعد رفعها علي هذه الخرائط بواسطة البلانيميتر . وعادة ما تستخدم طريقة النسبة أو الإنحدار بالإستعانة بسنةأساس لتقدير مساحة المحصول من عينة تبلغ نحو 25 - 50٪ من إجمالى المساحة بعد تقسيمها إلى وحدات معاينة أولية كل منها حوالي نحو 2000 فدان في المتوسط بخطأ معاينة يبلغ نحو 0.5 – 1٪ .

نماذج التنبؤ بالإنتاج والإنتاجية وتطبيقها

نماذج التنبؤ بالانتاج والإنتاجية وتطبيقها

إعـــداد : د. إمـــام محمد الجمسي
وكيل معهد بحـوث الاقتصـاد الزراعي
مركز البحوث الزراعية ـ وزارة الزراعة
جمهورية مصر العربية

حساب الإنتاجية عن طريق التنبؤ :

1 ـ تمهيد :

يهدف التنبؤ إلى إستخدام البيانات الخاصة بالمعالم النباتية في مراحل النمو المختلفة للتنبؤ بالمحصول وذلك بالإستعانة بإحدي الطرق الإحصائية التى تعتمد على الظواهر النباتية في التنبؤ بإنتاجية المحاصيل الزراعية في أوقات مبكرة تسبق موسم الحصاد بفترة كافية ، هذا ولقد بدأ تطبيق هذه الطريقة في التنبؤ بمحصول القطن بمحافظة كفر الشيخ إعتباراً من يوليو 1984 ثم طبق على عينة تمثل كافة أصناف القطن بالجمهورية في عام 1985 في محافظات كفر الشيخ ، الدقهلية ، المنيا ، اسيوط ، كما تمت تجربة أسلوب التنبؤ بإنتاجية محصول القمح بمحافظة الفيوم إعتباراً من فبراير 1985، والتنبؤ بإنتاجية الموالح في محافظة البحيرة إعتباراً من أغسطس 1985 . وفي نفس الوقت تم تطبيق أسلوب التنبؤ بالذرة الشامية في محافظة الغربية وكذلك تم تطبيق هذه الطريقة للتنبؤ بإنتاجية محصول العدس في محافظة أسيوط ويتضمن التنبؤ بالمحاصيل الزراعية ثلاثة أعمال متصلة اولها العمل الميداني وثانيها العمل المعملي وثالثها الأعمال التحليلية الخاصة بتحليل البيانات والوصول إلى التنبؤات الشهرية للمحصول . ويتناول هذا الفصل الأسلوب المستخدم في حساب التنبؤ بمحاصيل القطن والقمح والذرة والموالح .

2 - التنبؤ بإنتاجية محصول القطن :

أجريت عدة دراسات كأساس لإشتقاق نماذج التنبؤ بإنتاجية القطن في الولايات المتحدة ، وقد اتاحت هذه الدراسات مجموعة كبيرة من البيانات التفصيلية عن نمط الإثمار لنبات القطن وذلك بتتبع التطور الإحتمالي للوزة القطن خلال موسم النمو ومن ثم بناء نماذج التنبؤ والترجمة المنطقية للنموذج للخصائص النباتية .

يزرع نبات القطن في النصف الأول من شهر مارس بالوجه القبلي وفي النصف الثاني من شهر مارس في الوجه البحري ووفقاً للخصائص النباتية فإن نبات القطن تظهر ثماره عندما يكون عمره من ثلاثة إلي أربعة أسابيع حيث تظهر الثمرة في البداية على شكل برعم يتحول إلى زهرة في ثلاثة أسابيع تقريباً ، وبعد عدة أيام تتحول الزهرة إلى لوزة صغيرة ، ثم تصل إلى الحجم الأقصي خلال إسبوعين ونصف . وفيما يلى عرضاً للنماذج المستخدمة في حساب التنبؤ بإنتاجية القطن وإسلوب التنفيذ .

2 - 1 النماذج المستخدمة [1]

أ – نموذج نسبة البقاء Survival Ratio : من الدراسات السابقة أمكن إستخلاص أن الثمرة التى تتكون أولاً على النبات تكون لها فرصة أفضل فى البقاء في حين أن الثمرة التى تتكون في آخر الموسم فإن فرصتها في البقاء تكون أقل . ويطبق هذا النموذج في مصر حيث تستخدم التيجان الملونة لتحديد إحتمالات البقاء للثمار وذلك بوضعها على كل من الأزهار واللوز الصغير واللوز الكبير ومن خلال متوسط تاريخي لمدة خمسة سنوات يمكن إشتقاق متوسطات نسب البقاء لكل مجموعة .

وحتي يمكن الحصول على تقديرات للإنتاجية خلال شهر أغسطس أو سبتمبر لابد من توفر قاعدة بيانات تاريخية لسنوات سابقة (3 -5 سنوات على الأقل) والتي تشمل :

- متوسط وزن اللوزة
- متوسط معامل التجفيف
- متوسط معامل الفاقد الحقلي
- متوسط معامل نسب البقاء للوزة عند مراحل نمو معينة .

حيث

- متوسط عدد اللوز الكبير المحتمل بقاؤه عند الجني = متوسط عدد اللوز تام التفتح X نسبة بقاؤه+ متوسط عدد اللوز الأخضر الكبير X نسبة بقاؤه + متوسط عدد اللوز المتفتح جزئياً X نسبة بقاؤه .

(1) يحيي عبد الحميد محي الدين (دكتور) إمام الجمسي (دكتور) وآخرين ، التنبؤ بإنتاجية القطن ، الفكرة ، والتطبيق ، مشروع جمع وتحليل البيانات ، معهد بحوث الإقتصاد الزاعي ، مركز البحوث الزراعية .

- متوسط الإنتاجية الفدانية = متوسط عدد اللوز الكبير المحتمل بقاؤه عند الجني X متوسط وزن اللوزة X معامل التحويل X معامل المنافع X معامل تصحيح التجربة - مقدار الفاقد الحقلي .

معامل المنافع = صافي المساحة المحصولية بدون المنافع / جملة المساحة المحصولية بالمنافع

معامل التحويل = 4200 / (157.5 X 1000 X 3)

مساحة الفدان = 4200 م^2 ، مساحة التجربة 3م^2 ، وزن قنطار القطن 157.5 كجم ، كجم = 1000جم

معامل تصحيح التجربة = مساحة القطعة التجريبية بعد القياس / 3

ب - نموذج أقصي حمل ثمري : يعتبر هذا النموذج عن منحني الحمل الثمري والذي تم تطويره من الدراسات السابقة حيث يعبر عن العلاقة بين عدد الثمار في فترة زمنية معينة وأقصي حمل ثمري سوف يحمله النبات ولابد من توفر قاعدة بيانات تاريخية لسنوات سابقة (3 - 5 سنوات) تشمل نفس البيانات في نموذج نسبة البقاء عدا إيجاد متوسط أقصي حمل ثمري بدلاً من متوسط معامل نسبة البقاء حيث :

متوسط النبات باللوزة = متوسط أقصي حمل ثمري للنبات من البيانات السابقة .

متوسط إنتاج الفدان = متوسط عدد النباتات بالقطعة X متوسط أقصي حمل ثمري X متوسط وزن اللوزة X معامل التحويل X معامل المنافع X معامل تصحيح التجربة - الفاقد الحقلي .

جـ النموذج القياسي : حيث يتم التنبؤ بعدد اللوز المتفتح الكلي بإستخدام معادلات إنحدار تختلف متغيراتها المستقلة في ضوء مراحل النمو المختلفة إعتماداً على البيانات التى تم الحصول عليها من الزيارات الميدانية لحساب التنبؤ وهي :

- عدد النباتات في وحدة البحث
- عدد اللوز المتفتح كلياً
- عدد اللوز المتفتح جزئياً
- عدد اللوز الفارغ والمصاب
- عدد اللوز الأخضر الكبير
- عدد اللوز الأخضر الصغير .

وسوف يتم مناقشة هذا الإسلوب في الباب الثالث .

2 ـ 2 ـ العمل الميداني للتنبؤ بإنتاجية القطن :

أ – يتم إختيار عدد معين من التجربة (البحثية) عشوائياً بأبعاد 1 م x 3 م بنفس الأسلوب المتبع في الإختيار العشوائي للقطع التجريبية [1] .

ب – في العشرة أيام الأخيرة من شهر يوليو وبعد توقيع القطعة البحثية والخط البحثي يتم تجميع بيانات إستمارة منطقة العد للقطن [2] والتى تشمل عدد الخطوط ، عدد النباتات ، عدد اللوز المتفتح كلياً وجزئياً ، عدد اللوز الفارغ والمصاب ، عدد اللوز الأخضر الكبير ، عدد اللوز الأخضر الصغير وعدد أول 20 لوزة متفتحة . وكذلك يتم تجميع بيانات إستمارة الخط البحثي والتى تشمل طول النبات ثم يقسم النبات إلى نصف سفلي ونصف علوي وتجمع بيانات عن اعداد اللوز المتفتح كلياً وجزئياً وعدد اللوز الفارغ والمصاب والكبير والصغير واعداد البراعم في كل من النصف السفلي والنصف العلوي من النبات .

جـ يكرر العمل السابق خلال العشرة أيام الأخيرة من أشهر أغسطس وسبتمبر واكتوبر مع مراعاة جمع 20 لوزة أو اقل وإرسالها للمعمل لحساب معامل التجفيف .

د – في حالة الجني النهائي توقع تجربة الفاقد الحقلي في مساحة (1م x 3م) وتبعد عن التجربة البحثية خمسة خطوات وفيها يتم جمع أي قطن قد تركه المزارع على النبات أو أي قطن يقع على الأرض داخل هذه المساحة ، كما يسجل عدد اللوز المتفتح جزئياً وعدد اللوز الذي لم يتفتح بعد .

---

(1) تعليمات التنبؤ بالقطن (الزيارة الاولي ـ شهر يوليو) بالملحق

(2) إستمارة منطقة العد بالملحق

2 ـ 3 ـ العمل المعملي للتنبؤ بإنتاجية القطن :

أ – وزن عينة القطن للتجربة عدد 20 لوزة أو أقل .

ب – إدخال العينة في فرن تجفيف لمدة 5 ساعات بدرجة حرارة 60 - 70 درجة مئوية

ج ـ وزن العينة بعد التجفيف وحساب متوسط معامل التجفيف .

2 ـ 4 العمل التحليلي والإحصائي للتنبؤ بالقطن :

تحليل البيانات المتحصل عليها بإستخدام أحد النماذج السابقة والوصول إلى التنبؤات الشهرية .

3 ـ التنبؤ بإنتاجية محصول القمح [1] :

يزرع القمح في النصف الأول من شهر نوفمبر في الوجه القبلي وفي النصف الثاني من شهر نوفمبر في الوجه البحري ونظراً لإعتماد أسلوب التنبؤ على الظواهر النباتية للمحصول فإنه يمكن تقسيم دورة حياة نبات القمح إلى مراحل متعاقبة تتميز كل منها عن الأخري بمعالم واضحة هي :

أ – مرحلة ما قبل العلم Pre Flag Stage حيث تكون ورقة العلم غير ظاهرة ولا توجد أي إنتفاخات على سيقان النبات .

ب – مرحلة العلم (مرحلة الغمد الأولى) Early Boot Or Flag Stage وتتميز بأن طوق ورقة العلم يظهر أعلى طوق الورقة النبتية وتكون السنبلة المحاطة أسفل طرق الورقة النبتية .

جـ – مرحلة الغمد المتأخر (مرحلة التزهير) Late Boot Or Flower stage وتتميز بإنتفاخ السنبلة المحاطة أعلى طوق الورقة النبتية ويكون محتوي السنابل عبارة عن سائل مائي .

د – مرحلة الطور اللبني Milk Stage وأهم ما يميزها ظهور الحبوب لينة ورطبة.

هـ الطور العجيني اللين Soft Dough Stage حيث تكون الحبة لينة ومحتوي الحبوب عجيني أبيض .

---

(1) يحيي عبد الحميد محي الدين (دكتور) وآخرين ، التنبؤ بإنتاجية القمح ، الأسلوب والتطبيق المصري ، مشروع جمع وتحليل البيانات ، نشاط التنبؤ ، معهد بحوث الإقتصاد الزراعي 1986.

و – الطور العجيني الصلب Hard Dough Stage حيث تكون الحبة صلبة ومتماسكة يمكن كسرها ولكن يصعب طحنها .

ز – طور النضج الكامل Ripe Stage حيث تكون الحبوب صلبة ومتماسكة ويمكن تكسيرها إلى قطع ويمكن سحقها تحويلها إلى دقيق .

3 ـ 1 ـ النماذج المستخدمة :

أ – نموذج نسبة البقاء : طبقت في مصر طريقة حسابية تعتمد في التنبؤ بمتوسط عدد السنابل المتبقية في نهاية موسم معين علي نسبة البقاء المحسوبة من بيانات مواسم سابقة (3 - 5 سنوات) كما تعتمد على متوسط وزن السنبلة المحسوبة من بيانات مواسم سابقة كأساس للتنبؤ بالمحصول للموسم الحالي حيث

نسبة البقاء = متوسط عدد السنابل الظاهرة والغمد المتأخر في شهر مايو / متوسط عدد السنابل الظاهرة والغمد المتأخر في شهر معين

متوسط عدد السنابل الظاهرة والغمد المتأخر المتبقية في نهاية الموسم = عدد السنابل في مرحلة معينة x نسبة البقاء .

متوسط وزن الحبوب الإجمالي للفدان بالاردب = وزن حبوب التجربة بالجم x معامل التصحيح .

معامل التصحيح = $\frac{4200}{150 \times 0.36 \times 1000} = 0.077778$

(مساحة الفدان = 4200م2 ، مساحة التجربة 0.36م2 ، اردب القمح 150 كجم ، كجم = 1000 جم) .

متوسط صافي الإنتاجية الفدانية المتوقعة للعام الحالي = الإنتاجية الكلية المتوقعة للعام الحالي – متوسط الفاقد .

ب – النموذج القياسي : هو نموذج إحصائي يعبر عن العلاقة القائمة بين عدد السنابل في مرحلة النضج وأعداد السنابل في مراحل نمو المحصول المختلفة ومنه يمكن التنبؤ بإعداد السنابل في مرحلة النضج في المستقبل . أما متوسط وزن السنبلة فإنه يعبر عنه اما بإستخدام نماذج إنحدار لهذا الغرض أو يستخدم متوسط تاريخي لعدد 3 - 5 سنوات سابقة وسوف يتم مناقشة هذا النموذج في الباب الثالث .

3 ـ 2 ـ العمل الميداني للتنبؤ بإنتاجية القمح :

أ يتم توقيع تجربة التنبؤ أعلي شمال تجربة العينات بمسافة واحد متر وتبلغ أبعاد القطعة التجريبية الخاصة بالتنبؤ 60 سم x 180 سم حيث يتم تقسيمها إلي 3 أقسام متساوية 60 سم x 60 سم يسمي القسم الأول منطقة العد يليه منطقة القص الأول ثم منطقة القص الثاني وقد تم تطوير هذا الإسلوب في مصر [1] حيث تتكون القطعة البحثية من مربعين فقط مربع عد ومربع قص بهدف توفير الوقت والتكاليف اللازمين لإجراء التنبؤ .

ب – يتم في الزيارة الأولي (يناير وفبراير) إختيار الحقول وتحديد التجربة وعد النباتات وعد السنابل غمد متأخر وعد السنابل غمد ظاهر . [2]

ج – في الزيارة الثانية (مارس) يتم عد النباتات وعد السنابل في مراحلها المختلفة وتدون النتائج في الإستمارة المخصصة للتنبؤ بالقمح [3] .

د – تكرر نفس الخطوات في الزيارة الثالثة (ابريل) كما يتم قص عشرة سنابل ظاهرة من منطقة القص وترسل إلى المعمل ، كما يتم إجراء تجربة الفاقد على بعد 1م من التجربة الأساسية .

3 ـ 3 ـ العمل المعملي للتنبؤ بإنتاجية القمح :

تتضمن أعمال المعمل وزن السنابل بموازين حساسة وإستخراج متوسط عدد الحبوب في السنبلة وتحديد نسبة الرطوبة في القمح .

3 ـ 4 العمل التحليلي للتنبؤ بإنتاجية القمح :

يتضمن العمل التحليلي تحليل البيانات بإستخدام النماذج الإحصائية أو معدلات البقاء والتنبؤ بالإنتاجية والإنتاج الكلي للمحصول .

---

(1) امام محمد الجمسي (دكتور) : تطوير منهاج التنبؤ بإنتاجية محصول القمح في جمهورية مصر العربية ، مجلة الزقازيق للبحوث الزراعية 1992 .

(2) تعليمات بحث تنبؤ القمح بالملحق .

(3) إستمارة بحث تنبؤ القمح بالملحق .

4ـ التنبؤ بإنتاجية الذرة الشامية [1]

4ـ1ـ مراحل النمو المستخدمة :

تقسم مراحل نمو محصول الذرة الشامية إلى سبعة مراحل هي :

أ – مرحلة ما قبل تكوين الحريرة (الشرابة) على الساق Pre Silk Stage .

ب – مرحلة ما قبل تكوين الكوز Pre Ear Stage ظهور اللون الأخضر للحريرة .

ج– مرحلة تكوين الكوز Ear stage تحول لون الحريرة إلى اللون البني وزيادة حجم الحبوب وإمتلائها بسائل مائي شفاق .

د – مرحلة الطور اللبني Milk Stage إمتلاء الحبوب بمادة شبه لبنية وبداية تساقط الحريرة .

هـ مرحلة الطور العجيني Dough Stage يبدأ الكوز في التمايل بعيداً عن الساق ويتحول لون غلاف الكوز إلى اللون الأخضر المشوب بالصفرة وتكون الحبوب كاملة النمو .

و – مرحلة ما قبل النضج Dent Stage جفاف غلافة الكوز وتكون الحبوب جافة بينما تكون طرية في الجزء القريب من القولحة .

ز – مرحلة النضج Maturity Stage تفتح غلافة الكوز وعدم وجود اوراق خضراء على الساق ودوران قمة الكوز وإتجاهها نحو الأرض وفي هذه المرحلة يمكن تفريط الحبوب من القولحة بسهولة .

4ـ2ـ الأسلوب المستخدم :

ينطوي أسلوب التنبؤ بإنتاجية الذرة الشامية على أربعة مراحل يمكن من خلالها الحصول على البيانات اللازمة لتصميم النماذج الإحصائية اللازمة للتنبؤ بالإنتاجية في السنوات المستقبلية وهذه المراحل هي :

---

(1) امام محمود الجمسي (دكتور) ، مصطفي السعدني (دكتور) نماذج تطبيقية من العمل بنشاط التنبؤ بإنتاجية الذرة الشامية بمحافظة الغربية ، مشروع جمع وتحليل البيانات ، نشاط التنبؤ ، معهد بحوث الاقتصاد الزراعي ، 1986 .

أ – مرحلة حصر زراع الذرة الشامية بقري المراكز التى يجري فيها التنبؤ ثم إختيار عينة من الزراع بالقري بطريقة الإختيار العشوائي وبنفس الإسلوب المتبع في القطع التجريبية وتكون مساحة القطعة البحثية 1م x 4 م .

ب – مرحلة الزيارات الميدانية للحقول المختارة وهي زيارة تلك الحقول خلال العشرة أيام الأولي من أشهر أغسطس ، سبتمبر ، اكتوبر لقياس التغيرات في الظواهر النباتية للذرة الشامية ، بالإضافة إلى زيارة الحصاد التى يجري فيها عد ووزن الكيزان الناتجة من القطعة البحثية وأخذ عينة المعمل لتقدير الرطوبة ومعامل التجفيف .

ج – مرحلة العمل المعملي وهي تتضمن تقدير معاملي الرطوبة والتفريط للعينات الحقلية بإستخدام الأجهزة المعملية حتى يتسني إستخدام تلك المعاملات في تصميم النماذج الإحصائية اللازمة للتنبؤ في السنوات المستقبلية .

د– مرحلة الحاسب الآلي وفيها يجري إستخدام قياس التغيرات في الظواهر النباتية المتحصل عليها من الزيارات الميدانية ونتائج زيارة الحصاد ونتائج العمل المعملي لتكون نموذج إحصائي للتنبؤ تكون متغيراته المستقلة هي تلك التغيرات في الظواهر النباتية والعامل التابع فيه هو عدد الكيزان في مرحلة النضج ، ويعبر عن الإنتاجية الفدانية من الذرة بأنها حاصل ضرب عدد الكيزان X وزن الحبوب بها X معامل تحويل مساحة القطعة البحثية إلى الفدان .

5 ـ التنبؤ بإنتاجية الموالح [1] :

5 ـ 1 ـ الأسلوب المستخدم

يعتمد الأسلوب المستخدم على أربعة متغيرات هي عدد الأشجار المثمرة في الحديقة ، متوسط عدد الثمار في الشجرة ، نسبة المتبقي من الثمار على الشجرة في وقت الحصاد ، حجم الثمرة عند الحصاد ، ولهذا فإن النموذج المستخدم هو :

---

(1) محمود موسي (دكتور) واخرين دراسة ميدانية عن حساب الانتاج والانتاجية الفدانية للموالح باسلوب التنبؤ ، مكون تحليل السياسة الزراعية ،المشروع القومي للابحاث الزراعية ، ورقة مقدمة لمؤتمر الاصلاح الاقتصادي للقطاع الزراعي 1989 .

الإنتاج المتوقع بالطن = عدد الأشجار المثمرة X متوسط عدد الثمار بالشجرة X نسبة الثمار المتبقية وقت الحصاد X حجم الثمرة X معامل تحويل الحجم إلى وزن حيث :

- عدد الثمار في بداية الموسم = عدد الأشجار المثمرة X متوسط عدد الثمار بالشجرة

- عدد الثمار في نهاية الموسم = عدد الثمار X نسبة الثمار المتبقية .
- الإنتاج المتوقع = عدد الثمار في نهاية الموسم X حجم الثمرة X معامل الحجم إلى وزن .

نسبة الثمار المتبقية ، معامل تحويل الحجم إلى وزن يمكن الحصول عليهما من خلال بيانات تاريخية بإفتراض ثبات الظروف المؤثرة في الإنتاج .

ووفقاً لشكل النموذج المستخدم فإن المعلومات اللازمة يتم الحصول عليها من خلال ثلاثة أنواع من إستمارات الإستبيان هي :

أ – **إستبيان العد** : ويتم استخدام هذا الإستبيان مرة واحدة أول الموسم في شهر أغسطس حيث يتم إختيار 3 شجرات عشوائياً من كل وحدة معاينة ، ويتم إختيار فرع أو أكثر عشوائياً من كل شجرة بحيث تمثل مساحة مقطع الافرع المختارة 10٪ من مساحة مقطع الشجرة ويكون عدد ثمار الشجرة في هذه الحالة عبارة عن عشرة أمثال عدد الثمار في العينة .

ب – **إستبيان الحجم** : يتم إختيار شجرتين من كل وحدة معاينة ومن كل شجرة يتم إختيار فرع أو أكثر يمثل مساحة مقطعه نحو 2٪ من مساحة مقطع الشجرة ويتم قياس حجم عشرة ثمار وتسجل الأحجام في الجداول المعدة لذلك والتى يراعي فيها كافة المعلومات الأساسية مثل الصنف والعمر وتاريخ القياس .

ج – **إستبيان التساقط** : ويهدف إلى قياس نسبة البقاء عند الحصاد حيث يتم إختيار فرع آخر في الجهة المقابلة للفرع الذي تم إختياره في إستبيان الحجم وفي نفس الشجرتين وبنفس النسبة (2٪) ، وتعد الثمار شهرياً منذ الشهر الأول (أغسطس) حتى موعد الحصاد ، ويتم حساب نسبة البقاء الشهرية كما يلي :

$$\text{نسبة البقاء في الشهر (س)} = \frac{\text{عدد ثمار الفرع في الشهر (س)}}{\text{عدد ثمار الفرع في شهر أغسطس}}$$

$$\text{نسبة البقاء في شهر الحصاد} = \frac{\text{عدد ثمار الفرع في شهر الحصاد}}{\text{عدد ثمار الفرع في شهر أغسطس}}$$

اما بخصوص معامل التحويل من حجم إلى وزن فإن هناك جداول خاصة معدة لذلك ، حيث تم إعداد جداول خصيصاً لهذا الغرض .

5-2- خطوات العمل الميداني :

تتلخص خطوات العمل الميداني في الآتي :

أ – حصر المساحات موزعة على المراكز والأصناف والفئات العمرية .

ب – إختيار المراكز الممثلة للمحافظة .

ج – إختيار حدائق العينة .

د – رسم المخططات وإختيار الأشجار .

هـ– تنفيذ الإستبيانات الثلاثة .

إستخدام إسلوب الإحصاءات التتابعية في تقدير الإنتاج الزراعي بالعينات

إستخدام إسلوب الإحصاءات التتابعية في تقدير الإنتاج الزراعي بالعينات

دكتور / احمد حسين عبدالباقي
باحث بمعهد بحوث الإقتصاد الزراعي
مركز البحوث الزراعية

ملخص :

يستهدف هذا البحث إستخدام إسلوب الإحصاءات التتابعية في تجارب تقدير الإنتاج الزراعي بالعينات وذلك بغرض تحقيق دقة أعلي للتقدير بإستخدام قدر معين من التكاليف عن طريق تحقيق عنصر المرونة في تحديد الحجم النهائي للعينة وفي توزيع العدد الإجمالي للتجارب المقررة على الطبقات المختلفة .

وينقسم هذا البحث إلى قسمين أساسيين ، تناول القسم الأول منهما تحليلاً إحصائياً لتجارب تقدير إنتاج القطن بمراكز محافظة الغربية ومركز الواسطي بمحافظة بني سويف في عامي 1988 و 1989 . وقد إتضح من التحليل إرتفاع الخطأ المعياري للتقدير في بعض الطبقات إلى درجة عالية نسبياً وصلت في بعض الحالات إلي نحو 48.7٪ بسبب صغر حجم العينة في مثل هذه الطبقات . أما القسم الثاني فقد تناول " وضع ، و " تطبيق" إسلوب مقترح للإحصاءات التتابعية في تقدير الإنتاج الزراعي بالعينات ، وقد طبق الإسلوب علي تجارب تقدير إنتاج القطن بالعينات في بعض الطبقات ببعض مراكز محافظة الغربية عام 1989 . وقد تبين من نتائج التطبيق إمكانية خفض العدد الإجمالي للتجارب المنفذة على مستوي جميع الطبقات التي تناولتها الدراسة من 206 إلي 167 تجربة فقط . بنسبة خفض تبلغ نحو 18.93٪ ، وذلك مع الإحتفاظ بالدقة المطلوبة للتقدير ، وبالتالى يمكن توجيه التكاليف التى يتم توفيرها من هذا الخفض إلي تنفيذ عدد أكبر من التجارب بالطبقات الأخري التي يتم فيها التقدير بدرجة عالية للخطأ المعياري . وهكذا يمكن تحقيق دقة أعلي للتقدير على المستوي العام بنفس القدر من التكاليف ، وذلك بإستخدام إسلوب الإحصاءات التتابعية بدلاً من الإسلوب التقليدي للعينات .

مقدمة :

يتسم إسلوب الإحصاءات التتابعية بأن حجم عينة الدراسة لا يتحدد مسبقاً قبل بداية التجربة وإنما يتحدد تتابعياً خلال مراحل إجراء التجربة . وتتمثل أهم التطبيقات لهذا الإسلوب فى حالتين أونهما في حالة المعاينة المتعلقة بمراقبة جودة الإنتاج أو فحص الطرود المكونة من مفردات أو وحدات منتج معين بهدف تحديد مطابقتها للمواصفات ، والتى يتم على أساسها إما قبول أو رفض الطرد بناء على نسبة المفردات المعينة أو غير المطابقة للمواصفات ، فعندئذ لا يلزم سحب عينة ذات حجم ثابت وفحص مفرداتها في كل حالة ، ولكن يتحدد حجم العينة عن طريق سحب المفردات تتابعياً وفحصها ، ثم يتم التوقف عن السحب وفقاً لمعيار معين في ضوء نتائج الفحص . أما الحالة الثانية لتطبيقات إسلوب الإحصاءات التتابعية فتتمثل في التجارب الطبية التتابعية التى تتعلق بالمقارنة بين عدد من المعالجات الطبية البديلة ، فعندئذ يمكن إستبعاد بعض هذه المعالجات ، أو بعض مستوياتها في المراحل الأولي للتجربة والإستمرار في بعضها الآخر ، وعلى ذلك فإن عدد المعالجات ومستويات كل منها يتحدد تتابعياً خلال مراحل التجربة .

وعموماً فإسلوب الإحصائيات التتابعية يعرف بالنظام أو المعيار الذي يتم علي أساسه التوقف عن سحب المزيد من مفردات العينة ، والذي يقسم إطار العينة إلى منطقتين ، منطقة يتم فيها سحب المزيد من مفردات العينة (المشاهدات) ، والمنطقة الأخري هي حيث يتم إنهاء عملية المعاينة .

وفي التقدير estimation بإستخدام المعاينة التتابعية ، ليس هناك طرق خاصة لذلك ، ولكن المطلوب هو إيجاد طرق لإختيار الإسلوب أو الكيفية التى يتم على أساسها التوقف عن سحب المزيد من وحدات المعاينة ، وهذا لا يؤثر على التقدير طالما تم سحب مفردات العينة .

وفي نظرية العينات ، يعتبر تحديد حجم العينة من المسائل الجوهرية الهامة ، وذلك لأن دقة التقدير المحسوب من العينة تتوقف على حجم هذه العينة ، فتزداد دقة التقدير بزيادة حجم العينة ، غير أن زيادة حجم العينة يعني في نفس الوقت زيادة في التكاليف ،

وبالتالي يتطلب الأمر قدراً من المؤامة بين الدقة والتكاليف ، بالإضافة إلى تصميم المعاينة على النحو الذى يعطي النتائج ذات الدقة المطلوبة بأقل التكاليف ، أو يعطي أقصي دقة بتكاليف محددة ، فعملية المعاينة ليست مجرد إستخدام جرد من المجتمع (عينة) فحسب ، ولكنها علم وفن التحكم وقياس المعلومات الإحصائية .

ويستهدف هذا البحث – بصفة أساسية – وضع نظام معين لتطبيق إسلوب الإحصاءات التتابعية Sequential methods in statistics في تجارب تقدير الإنتاج الزراعي بالعينات ، وذلك بغرض تحديد الحجم النهائي والفعلي للعينة في ضوء نتائج التحليل الإحصائي لبيانات العينة خلال مرحلة جمع البيانات ، وذلك بدلاً من الإسلوب التقليدي الذي يجري علي أساس بيانات تلك العينة الثابتة وحدها ، وحيث لا تكون هناك إمكانية لزيادة حجم العينة إذا تطلبت إعتبارات الدقة ذلك . ولعل في تطبيق إسلوب الإحصاءات التتابعية ما يجعلنا نمسك بأيدينا بأدوات وعناصر "المؤامة؛ بين إعتبارات الدقة من ناحية ، وإعتبارات الوقت والجهد والتكاليف من ناحية أخري ، وذلك في ظل نظام للتقدير تتوافر له كل عناصر "المرونة" والتى يمكن إستخدامها في ضوء ما يولي به كل محصول من أهمية نسبية .

ويتألف البحث من قسمين أساسين يتناول القسم الأول تحليلاً إحصائياً لتجارب تقدير إنتاج القطن بالعينات في بعض المراكز بمحافظة الغربية وفي مراكز الواسطي بمحافظة بني سويف وذلك علي سبيل المثال ، لإظهار مدي الحاجة إلى إستخدام إسلوب الإحصاءات التتابعية في تجارب تقدير الإنتاج الزراعي بالعينات بصورة عامة . أما القسم الثاني فيتناول "وضع" نظام مقترح لكيفية تطبيق هذا الإسلوب .

القسم الأول

التحليل الإحصائي لتجارب تقدير إنتاج القطن بالعينات

يعرض كل من الجدول رقم (1) والجدول رقم (2) نتائج تقدير متوسط إنتاج القطعة التجريبية لمحصول القطن والإنحراف المعياري ومعامل الإختلاف والخطأ المعياري للمتوسط في مراكز طنطا والمحلة الكبري ،كفر الزيات بمحافظة الغربية ومركز الواسطي بمحافظة بني سويف ، لكل طبقة ، في عامي 1988 ، 1989 على الترتيب ، وذلك من واقع بيانات تجارب الإدارة العامة لتقدير الإنتاج الزراعي بالعينات بالإدارة المركزية للإقتصاد الزراعي بوزارة الزراعة ، وأهم ما يتضح من هذين الجدولين – وبإيجاز – ما يلي :

1 – إن متوسط محصول القطعة التجربية متقارب بين جميع الطبقات داخل كل مركز بصورة عامة ، أي الفروق ليست كبيرة بين متوسطات الإنتاج للطبقات المختلفة داخل كل مركز في معظم الحالات .

2 - إن معامل الإختلاف – هو الذي يعبر عن درجة التشتت النسبي لمحصول القطع التجريبية داخل الطبقة – يعتبر عالياً فمن الجدول رقم (1) ، بإستثناء طبقة واحدة في كل مركز ، يتضح أن معامل الإختلاف أكبر من 25٪ ويصل إلى نحو 36.4٪ في مركز طنطا ، وأكبر من 16٪ ويصل إلى نحو 26.6٪ في مركز المحلة الكبري ، واكبر من 18٪ ويصل إلى نحو 45.5٪ في مركز كفر الزيات، واكبر من 24٪ ويصل إلى نحو 62.6٪ في مركز الواسطي ، وهذا بالنسبة لعام 1988 . اما معاملات الإختلاف لعام 1989 ، فيتضح من الجدول رقم (2) أنها متقاربة مع المعاملات المذكورة لعام 1988 ، وان كانت أعلي منها في بعض المراكز وخاصة مركز الواسطي، حيث يصل معامل الإختلاف إلى نحو 97.6٪ (للطبقة أ 82).

3 - نتيجة لكبر معامل الإختلاف أو التثبيت النسبي داخل كل طبقة من ناحية ، وصغر حجم العينة في بعض الحالات من ناحية أخري ، فإن الخطأ المعياري للمتوسط

(للتقدير) يكون عالياً نسبياً في بعض الطبقات ، حيث يزيد عن 10٪ في بعض الطبقات بجميع المراكز موضع الدراسة ، ويعزي ذلك إلي صغر حجم العينة في تلك الطبقات ، وفي بعض الطبقات كما هو الحال في معظم الطبقات بمركز الواسطي يبلغ الخطأ المعياري للمتوسط درجة نسبية عالية جداً ، فعلي سبيل المثال يبلغ هذا الخطأ نحو 31.19٪ للطبقة أ 80 ، 31.28٪ للطبقة و 81 ، 29.9٪ للطبقة 82 ، 17.77٪ للطبقة أ 86 (وذلك لعام 1988 ـ جدول رقم (1)، ونحو 19.1٪ للطبقة أ 90 ، 78 ، 48 للطبقة أ 82 (وذلك لعام 1989 – جدول رقم (2) ، وهكذا ، يعزي ذلك إلى صغر حجم العينة والذي يبلغ أربع قطع تجريبية فقط لكل طبقة من الطبقات بمركز الواسطي ، ويري الباحث أن الأمر يتطلب تكبير حجم العينة في تلك الطبقات حتي يمكن الوصول إلى درجة معقولة من الدقة في التقدير .

ويعرض كل من الجدول رقم (3) والجدول رقم (4) نتائج تحليل التباين بين المجموعات وبين الطبقات لتجارب إنتاج محصول القطن بطريقة العينات في كل من مراكز محافظة الغربية ومركز الواسطي بمحافظة بني سويف في عامي 1988 ، و1989 علي الترتيب . ويتضح من هذه النتائج عدم ثبوت المعنوية الإحصائية للفروق بين متوسطات المجموعات وكذلك بين متوسطات الطبقات في معظم الحالات موضع الدراسة ، ففي عام 1988 لم تثبت المعنوية إلا في مركزين فقط من بين تسعة مراكز(للمجموعات والطبقات). وفى عام 1989 ثبتت المعنوية الإحصائية في خمسة مراكز فقط في حالة المجموعات ، وثبتت في ثلاثة مراكز فقط في حالة الطبقات ، وذلك من بين المراكز التسعة التي تناولتها الدراسة .

وتثير النتيجة الخاصة بعدم معنوية الفروق بين متوسطات الطبقات في معظم المراكز مشكلة هامة عند حساب متوسط محصول التجربة على مستوي كل مركز ، فالإجراء التقليدي هو إستخدام "أوزان" الترجيح – وهي مساحات الطبقات – لحساب المتوسط المرجح على مستوي كل مركز غير أنه إذا كان الوضع الحقيقي هو فعلاً عدم وجود معنوية للفروق بين متوسطات الطبقات فيكون هذا الإجراء خاطيء إحصائياً ويكون الإجراء الإحصائي السليم هو حساب متوسط بسيط (غير مرجح) لجميع الطبقات ، وذلك بإعتبار أن جميع الطبقات تنتمي إلى نفس المجتمع من حيث الإنتاجية الفدانية . أما إذا كان

الوضع الحقيقي هو وجود معنوية للفروق بين متوسطات الطبقات ، فيكون هذا الإجراء صحيح بمحض الصدفة التى ليس لدينا أي دليل إحصائي لإثباتها . وعلى ذلك ففي مثل هذه الحالة يتطلب الأمر تكبير حجم العينة لتقليل إحتمالات الوقوع في مثل هذا الخطأ ، وذلك لأن الوضع يتطلب الأمر حجم العينة لتقليل إحتمالات الوقوع في مثل هذا الخطأ ، وذلك لأن الوضع الحقيقي قد يكون هو فعلاً وجود فروق معنوية بين متوسطات الطبقات ولكن لم تثبت بالإختبار الإحصائي (ف) بسبب الكبر النسبي للأخطاء المعيارية للمتوسطات نتيجة لصغر حجم العينة في بعض الطبقات على النحو الذي إتضح مما تقدم .

جدول رقم (1)

جدول رقم (1)

نتائج تقدير متوسط إنتاج القطعة [1] لمحصول القطن والإنحراف المعياري ومُعامل الإختلاف والخطا المعياري للمُتوسط في مراكز طنطا والمحلة الكبرى وكفر الزيات بمُحافظة الغربية ومركز الواسطي بمُحافظة بني سويف لكل طبقة عام 1988

	عدد التجارب (ن)	المتوسط (كجم)	الإنحراف المعياري	معامل الإختلاف٪	الخطا المعياري للمتوسط	نسبة الخطا المعياري للمتوسط ٪
طنطا						
821	18	2.54	0.6440	25.35	0.1518	5.98
831	4	2.71	0.2240	8.27	0.1120	4.13
751	14	2.15	0.5890	27.40	0.1574	7.32
781	4	2.46	0.6267	25.48	0.3134	12.74
791	20	2.71	0.9476	34.97	0.2119	7.82
ب	20	2.65	0.9635	36.36	0.2154	8.13
المحلة الكبرى						
821	8	2.77	0.4670	16.86	0.1651	5.96
841	4	2.72	0.7221	26.55	0.3611	13.27
5/821	36	2.98	0.5216	17.50	0.0869	2.92
841	10	3.59	0.5747	16.01	0.1817	5.06
751	6	2.80	0.7294	26.05	0.2978	10.63
781	28	2.92	0.7176	24.58	0.1356	4.64
781	6	2.52	0.4663	18.50	0.1904	7.55
ب	4	2.64	0.1393	5.28	0.0697	2.64
كفر الزيات						
831	8	2.35	1.0691	45.49	0.3780	16.08
821	4	2.79	0.8054	28.87	0.4027	14.43
851	6	2.32	0.3078	9.28	0.1257	3.78
ب	12	3.20	0.5872	18.35	0.1695	5.30
الواسطي						
801	4	1.65	1.0293	62.38	0.5147	31.19
811	4	2.72	0.6608	24.29	0.3304	12.15
811	4	1.29	0.8069	62.55	0.4035	31.28
821	4	2.33	0.5845	25.09	0.2923	12.55
821	4	2.04	1.2200	59.80	0.6100	29.90
861	4	2.81	0.9986	35.54	0.4993	17.77
891	4	2.33	0.2974	12.76	0.1487	6.38

(1) أبعاد القطعة التجريبية = 3.5 × 3 أمتار، أي أن مساحتها = 10.5 أمتار مربعة

المصدر : حُسبت من بيانات الإدارة العامة لتقدير الإنتاج الزراعي بالعينات – الإدارة العامة للإقتصاد الزراعي بوزارة الزراعة.

جدول رقم (2)
نتائج تقدير متوسط إنتاج القطعة التجريبية (1) والإنحراف المعياري ومُعامل الإختلاف والخطا المعياري للمُتوسط في مراكز طنطا والمحلة الكبرى وكفر الزيات بمُحافظة الغربية ومركز الواسطي بمُحافظة بني سويف لكل طبقة عام 1989

	عدد التجارب (ن)	المتوسط (كجم)	الإنحراف المعياري	معامل الإختلاف٪	الخطا المعياري للمتوسط	نسبة الخطا المعياري للمتوسط ٪
طنطا						
821	14	2.27	0.7395	32.58	0.1976	8.71
831	4	2.13	0.1950	9.15	0.0975	4.58
ب1	28	2.55	0.6609	25.92	0.1249	4.90
ب	18	2.85	0.7997	28.06	0.1885	6.61
المحلة الكبرى						
821	8	2.36	0.5424	22.98	0.1918	8.12
5/821	32	2.38	0.4928	20.71	0.0871	3.7
841	10	2.08	0.4659	22.40	0.1473	7.08
ب1	40	2.42	0.5168	21.36	0.0817	3.38
ب	4	2.34	0.5069	21.66	0.2545	10.83
كفر الزيات						
831	8	2.57	0.7468	29.06	0.2640	10.27
851	4	2.86	0.6771	23.67	0.3386	11.84
ب	14	2.49	0.8455	33.96	0.2260	9.08
الواسطي						
901	4	2.440	0.9341	38.28	04671	19.14
891	4	2.160	0.2544	11.78	0.1272	8.89
861	4	2.373	0.7635	21.17	0.3818	19.09
821	4	2.158	0.3071	14.23	0.1536	7.12
821	4	1.875	1.8291	97.55	0.9146	48.78
811	4	2.3731.	0.6451	27.18	0.3226	13.59
811	4	590	0.6773	42.60	0.3287	21.30
811	4	2.030	0.6574	32.38	0.3287	16.19
ب	4	2.400	0.4798	19.99	0.2399	10.00

(1) أبعاد القطعة التجريبية = 3.5 × 3 أمتار، أي أن مساحتها = 10.5 أمتار مربعة

المصدر : حُسبت من بيانات الإدارة العامة لتقدير الإنتاج الزراعي بالعينات بوزارة الزراعة.

جدول رقم (3)

نتائج تحليل التباين بين المجموعات وبين الطبقات لتجارب تقدير

إنتاج محصول القطن بطرقة العينات في مراكز محافظة الغربية ومراكز الواسطي بمحافظة بني سويف عام 1988

المركز	عدد التجارب	عدد المجموعات	عدد الطبقات	متوسط المربعات				ف		المعنوية (2)	
				الكلي	للمجموعات	للطبقات	للخطأ التجريبي	للمجموعات	للطبقات	للمجموعات	للطبقات
محافظة الغربية											
بسيون	42	21	6	0.4900	0.7707	0.8136	0.0382	20.175	21.298	**	**
زفتي	46	3	3	0.5397	0.7553	1.5505	0.2175	3.473	7.129	**	**
سمنود	24	12	4	0.3945	0.3639	0.8107	0.2932	01.241	2.765	-	-
السنطة	60	30	3	0.4471	0.1674	0.4640	0.7356	0.228	0.631	-	-
طنطا	80	40	6	0.8433	0.9895	1.1638	0.6347	1.559	1.834	-	-
قطور	60	30	6	0.5627	0.4472	0.5118	0.7068	0.633	0.724	-	-
كفر الزيات	30	15	4	0.8258	0.6915	1.5293	0.80.67	0.857	1.896	-	-
المحلة الكبرى	102	51	8	0.4372	0.4376	0.4612	0.4612	0.949	0.614	-	-
محافظة بني سويف الواسطي (1)	28	14	7	0.8317	0.9441	0.9131	0.9131	1.034	0.824	-	-

(1) إستُبعدت إحدى الطبقات من مركز الواسطي أُجري بها أربعة تجارب فقط نظراً لأن الإختيار كان مُباشراً (دون مجموعات).

(2) العلامة (**) تشير إلى ثبوت المعنوية الإحصائية بمستوى 0.01، أما (-) فتعني عدم ثبوت المعنوية الإحصائية.

المصدر : حُسبت هذه النتائج من بيانات تجارب تقدير إنتاج محصول القطن بالعينات والتي تجريها الإدارة العامة لتقدير الإنتاج الزراعي بالعينات بالإدارة المركزية للإقتصاد الزراعي بوزارة الزراعة.

جدول رقم (4)

نتائج تحليل التباين بين المجموعات والطبقات لتجارب تقدير

إنتاج محصول القطن بطرقة العينات في مراكز محافظة الغربية ومراكز الواسطي بمحافظة بني سويف عام 1989

المركز	عدد التجارب	عدد المجموعات	عدد الطبقات	متوسط المربعات				ف		المعنوية (2)	
				الكلي	للمجموعات	للطبقات	للخطأ التجريبي	للمجموعات	للطبقات	للمجموعات	للطبقات
محافظة الغربية											
بسيون	38	19	6	0.2393	0.3233	0.2640	0.0664	4.869	5.211	**	**
زفتي	40	20	2	0.4605	0.7284	2.6055	0.1932	3.769	12.479	**	**
سمنود	20	10	4	0.2539	0.2089	0.2766	0.5843	0.358	00.861	-	-
السنطة	48	24	2	0.1861	0.2478	0.1500	0.1314	1.886	1.141	-	-
طنطا	64	22	4	0.5124	0.7971	1.1632	0.1668	4.779	6.974	**	**
قطور	50	25	4	0.5584	.02846	0.1967	0.2564	2.201	0.552	*	-
كفر الزيات	26	13	3	0.5200	0.8558	0.2100	0.3900	2.19	0.538	-	-
المحلة الكبرى	94	42	5	0.2542	0.3576	0.24	0.1460	2.449	1.640	**	-
محافظة بني سويف الواسطي (1)	26	20	9	0.6312	0.5981	0.3246	0.2246	0.589	0.319	-	-

(1) إستُبعدت إحدى الطبقات من مركز الواسطي أُجرى بها أربعة تجارب فقط نظراً لأن الإختيار كان مُباشراً (دون مجموعات).

(2) العلامة (**) تشير إلى ثبوت المعنوية الإحصائية بمستوى 0.01، أما (-) فتعني عدم ثبوت المعنوية الإحصائية.

المصدر : حُسبت هذه النتائج من بيانات تجارب تقدير إنتاج محصول القطن بالعينات والتي تجريها الإدارة العامة لتقدير الإنتاج الزراعي بالعينات بالإدارة المركزية للإقتصاد الزراعي بوزارة الزراعة.

القسم الثاني

الإسلوب المقترح لتطبيق الإحصاءات التتابعية في تقدير الإنتاج الزراعي بالعينات

يستهدف هذا الجزء من الدراسة "وضع " نظام مقترح لتطبيق إسلوب الإحصائيات التتابعية في تقدير الإنتاج الزراعي بالعينات ، وذلك لتوفير عنصر المرونة في تحديد الحجم النهائي أو الفعلي للعينة ، و إيجاد وسيلة للمؤامة بين إعتبارات الدقة من ناحية والإعتبارات المتعلقة بالوقت والجهد والتكاليف من ناحية أخري ، وبما يتفق مع الأهمية النسبية للمحصول موضع التقدير ، فمحصولا القطن والقمح ينبغي أن يوليا أهمية أكبر فيما يتعلق بعنصر الدقة في التقدير ، وذلك بإعتبار أن القطن هو المحصول التصديري الرئيسي ، والقمح هو المحصول الغذائي الإستيرادي الرئيسي ، وبالتالي ينبغي أن تستند خطط التصدير والإستيراد والإرتباطات الخارجية المتعلقة بهذين المحصولين على تقديرات للإنتاج ذات دقة عالية . وفي ضوء ما تقدم يتناول هذا القسم نقطتين أساسيتين هما :

(1) كيفية تحديد الحجم النهائي للعينة بإستخدام إسلوب الإحصاءات التتابعية .

(2) تطبيق إسلوب الإحصاءات التتابعية في تجارب تقدير الإنتاج الزراعي بالعينات .

(1) تحديد الحجم للعينة بإسلوب الإحصاءات التتابعية :

تستند الخطة المقترحة لتحديد الحجم النهائي للعينة على إتباع الأسس والخطوات التالية :

أ – تحديد حد أدني لحجم العينة على مستوي كل محافظة ومستوي كل مركز داخل المحافظة في ضوء المساحات المزروعة بالمحصول بكل مركز ، والمقترح أن يكون هذا الحد الأدني مساوياً لعدد التجارب التي تنفذ بكل مركز في الوقت الحالي (في السنوات الأخيرة) .

ب – يضاف للحد الأدني المذكور عدد إحتياطي إضافي من وحدات المعاينة ، ولكن بنسبة 25٪ من عدد التجارب بكل مركز .

جـ رفع الحد الأدني لعدد التجارب بكل طبقة من 4 تجارب الي 6 تجارب علي الأقل .

د- يوزع عدد التجارب المقرر . (الأصلى + الإضافي) على الطبقات المختلفة داخل المركز بإتباع إسلوب التوزيع الأمثل ، حيث حجم العينة بكل طبقة مع حجم الطبقة وتباينها فيكون حجم العينة كبيراً إذا كان حجم الطبقة كبيراً أو كان تباينها كبيراً أو هما معاً ، وذلك بدلاً من إسلوب التوزيع المناسب الذي يأخذ في الإعتبار أحجام (مساحات) الطبقات فقط .

هـ - تسحب العينة العشوائية وتحدد وحدات المعاينة المختارة بكل طبقة .

و - يجري تنفيذ التجارب وجمع بياناتها خلال موسم الحصاد إلى أن يتم تنفيذ 60٪ من عدد التجارب المقررة بكل طبقة على حدة ، وعندئذ يحسب متوسط العينة وإنحرافها المعياري ومعامل الإختلاف والخطأ المعياري للمتوسط والنسبة المئوية للخطأ المعياري للمتوسط ، وذلك لكل طبقة على حدة .

ثم يبدأ تنفيذ الإسلوب التتابعي لتحديد الحجم النهائي للعينة بكل طبقة على النحو التالى :

1- إذا كانت النسبة المئوية للخطأ المعياري للمتوسط بالطبقة 5٪ فأقل يكتفي بما تم تنفيذه من التجارب وتوقف عملية المعاينة لهذه الطبقة (يمكن خفض هذه النسبة إذا طلبت دقة أعلى) .

2 - إذا كانت النسبة المئوية للخطأ المعياري للمتوسط بالطبقة 10٪ فأكثر فيجب الإستمرار في تنفيذ المزيد من التجارب المختارة بهذه الطبقة إلي أن تقل النسبة المذكورة من 10٪ (أو 5٪ إذا طلبت دقة أعلى) .

3 - إذا كانت النسبة المئوية للخطأ المعياري للمتوسط أكبر من 50٪ وأقل من 10٪ يبني إتخاذ القرار فيما يتعلق بتنفيذ المزيد من التجارب المختارة أو إنهاء عملية المعاينة بهذه الطبقة على أساس المؤامة بين إعتبارات دقة التقدير من ناحية . وإعتبارات الوقت والجهد والتكاليف من ناحية أخري ، ويتوقف ذلك على مدي أهمية المحصول .

(2) تطبيق إسلوب الإحصاءات التتابعية في تقدير الإنتاج الزراعي بالعينات :

طبق الإسلوب المقترح للإحصاءات التتابعية على تجارب تقدير الإنتاج الزراعي بالعينات ببعض المراكز بمحافظة الغربية عام 1989 ، وذلك بعد إعادة ترتيب بيانات التجارب زمنياً حسب تاريخ الجني ، وإجراء الإسلوب المقترح للتقدير التتابعي إبتدأ من ال 60٪ الأولي من التجارب المنفذة بكل طبقة من الطبقات موضع الدراسة والتى تقل فيها نسبة الخطأ المعياري للمتوسط عن 5٪ ويعرض

الجدول رقم (5) نتائج هذا التطبيق والذى يتضمن كلا من التقدير التقليدي للعينات والتقدير بإسلوب الإحصاءات التتابعية ، بالإضافة إلى إختيار المعنوية الإحصائية للفرق بين التقديرين لكل طبقة من الطبقات المذكورة . وأهم ما يتضح من هذا الجدول ما يلي :

أ – أمكن خفض عدد التجارب في بعض الطبقات بنسب وصلت إلى نحو 33٪ في بعض الحالات مع الإحتفاظ بالدقة المطلوبة (وهى 5٪ خطأ معياري للمتوسط) ، وذلك في حالة الطبقة ت 1 بمركز السنطة) حيث إنخفض عدد التجارب من 30 تجربة في حالة الإسلوب التقليدي للعينات إلى 20 تجربة فقط في حالة إسلوب الإحصاءات التتابعية ، وكان متوسط التجربة حوالي 2.3447 كجم ، 2.2260 كجم ، والخطأ المعياري للمتوسط حوالي 3.28٪ ، 3.99٪ في الحالتين على الترتيب . وكان الفرق بين التقديرين غير معنوي إحصائياً بمستوي معنوية 0.1 (بدرجة ثقة 99٪) . بالنسبة للطبقات الأخري الواردة بالجدول المذكور، يتضح أنه أمكن خفض عدد التجارب من 28 إلي 27 للطبقة ت بمركز طنطا ، ومن 14 إلى 10 الطبقة أ 82 بمركز بسيون ، ومن 26 إلى 24 للطبقة ب بمركز زفتي ، ومن 32 إلى 22 بالطبقة أ 5/82 بمركز المحلة الكبري ، ومن 40 إلى 30 بالطبقة 1 بمركز المحلة الكبري ومن 36 إلى 34 بالطبقة ت 1 بمركز قطور . وعلي المستوي الإجمالى لهذة الطبقات ، أمكن خفض عدد التجارب من 206 إلى 167 تجربة فقط ، وذلك بنسبة خفض بلغت نحو 18.93٪ وذلك مع الإحتفاظ بالدقة المطلوبة ، وفي جميع الحالات كانت الفروق غير معنوية إحصائياً بمستوي معنوية 0.01 ، وذلك على النحو الواضح من الجدول المذكور .

ب – في ضوء النتيجة السابقة ، يمكن زيادة هذه التجارب في الطبقات الأخري التى إتسم فيها التقدير بخطأ معياري مرتفع نسبياً على النحو الذى إتضح من الدراسة فيما تقدم (بالجدولين رقمي (1) و (2) ، وذلك بتوجيه التكاليف التى تم توفيرها من خفض عدد التجارب بالطبقات المذكورة بهذا الجزء من الدراسة إلي أجزاء أكبر من التجارب بالطبقات الأخري ، وبالتالي يمكن تحقيق دقة أعلى للتقدير على المستوي العام بنفس القدر من التكاليف ، وذلك بإستخدام إسلوب الإحصاءات التتابعية بدلاً من الإسلوب التقليدي للعينات .

جدول رقم (5)

تقدير مُتوسط إنتاج القطعة التجريبية (1) في تجارب إنتاج القطن بكل من الطريقة التقليدية
للعينات (2) وأسلوب الإحصاءات التتابعية (3) وإختبار المعنوية الإحصائية للفرق بين التقديرية لبعض الطبقات ببعض مراكز مُحافظة الغربية عام 1989

المركز	الطبقة	تقدير العينات				التقدير بأسلوب الإحصاءات التتابعية				فرق عدد التجارب	إختبار معنوية الفرق بين التقديرين		
		عدد التجارب	متوسط التجربة (كجم)	الخطأ المعياري للمتوسط		عدد التجارب	متوسط التجربة	الخطأ المعياري للمتوسط			الفرق (كجم)	ت	المعنوية (*)
				كجم	٪			كجم	٪				
طنطا	ت1	28	2.5521	0.1249	4.89	27	2.5707	0.1282	4.99	1-	0.0186	0.104	-
بسيون	821	14	2.6314	0.1027	3.90	10	2.7750	0.1081	3.90	4-	0.1436	0.943	-
زفتي	ب	26	2.6796	0.1284	4.79	24	2.6911	0.1250	5.00	2-	0.0125	0.320	-
المحلة الكبرى	5/821	32	2.3772	0.0871	3.66	22	2.4305	0.1169	4.81	10-	0.0533	0.373	-
المحلة الكبرى	ت1	40	2.4188	0.0817	3.38	30	2.4947	0.0964	3.86	10-	0.0759	0.603	-
قطور	ت1	26	2.6483	0.1278	4.83	34	2.6290	0.1320	5.00	2-	0.0193	0.106	-
السنطة	ت1	30	2.3447	0.0770	3.28	20	2.2260	0.0889	3.99	10-	0.1187	0.997	-

(1) أبعاد القطعة التجريبية = 3.5 × 3 أمتار = 10.5 أمتار مربعة.
(2) أُجري التقدير بالطريقة التقليدية للعينات من بيانات تجارب الإدارة العامة لتقدير الإنتاج الزراعي بالعينات بالإدارة المركزية للإقتصاد الزراعي بوزارة الزراعة.
(3) أُجري التقدير بأسلوب الإحصاءات التتابعية بإستخدام نفس بيانات تجارب الطريقة التقليدية للعينات بعد إعادة ترتيبها زمنياً حسب تاريخ الجني وإجراء التقدير منها بالتتابع.
(*) العلامة «-» تعني عدم معنوية الفرق بين التقديرين بمُستوى معنوية 0.01 (أي بدرجة ثقة 99٪).
المصدر : تقديرات البحث إستناداً إلى الأسس التي وُضعت بهذا البحث.

تقدير حجم العينة

إعداد :
دكتور أحمد حسين عبدالباقي
رئيس بحوث بمعهد بحوث الإقتصاد الزراعي

إن تحديد العينة ذو أهمية كبيرة في تقدير قيم المجتمع موضع الدراسة ، وذلك مثل المتوسط ($\bar{X}$) والقيمة الإجمالية (X) والتباين (S^2) أو الإنحراف المعياري (S) وغيرها من المعالم . وبصفة عامة تزداد دقة التقدير المحسوب من عينة بزيادة حجم العينة ، ولكن – من ناحية أخري – إذا كان حجم العينة كبيراً جداً بأكثر مما يلزم فإن التكاليف تكون عالية وقد تتضمن موارد ضائعة بغير فائدة .

ولتحديد حجم العينة لابد أن يكون لدينا بعض المعلومات من أهمها :

1- حدود الخطأ المسموح به في التقدير ، ويرتبط هذا بمجال إستخدام نتائج العينة .

2 - إيجاد معادلة تربط حجم العينة بالدقة المطلوبة من العينة وهذه المعادلة تتوقف على الدقة وعلى طريقة المعاينة .

3- إذا كان المجتمع مكون من أقسام مختلفة ونريد الحصول علي بيانات أو تقديرات لهذه الأقسام المختلفة فيمكن حساب حجم العينة لكل قسم من هذه الأقسام . وبالجمع يمكن حساب حجم العينة الكلي .

4 - الميزانية المخصصة لإجراء التقديرات الإحصائية لابد أن تؤخذ في الإعتبار عند تحديد حجم العينة . وتجري عملية مواءمة بين حجم العينة وبين الدقة المطلوبة في التقدير أو الحدود المطلوبة أو المقبولة في اخطاء المعاينة .

تقدير حجم العينة في حالة البيانات المتصلة :

إذا كان حجم المجتمع كبيراً فيمكن تقدير حجم العينة كما يلي :

$$n = t_{\alpha}^2 V^2 / D^2$$

حيث n تمثل حجم العينة ، و t هو الإحداثي السيني للمنحني المعتدل الذي يقطع

ذيلا (tail) مساحة α، حيث α هي قيمة إحتمالية صغيرة ، و V^2 تمثل تباين المجتمع ، D تمثل الفرق بين المتوسط المقرر من العينة والمتوسط الحقيقي للمجتمع .

مثال :

فى مجتمع كبير الحجم وجد أن متوسطه يساوي 19 وتباينه $V^2 = 85.6$ أوجد عدد الوحدات الواجب أخذها في معاينة عشوائية بسيطة ، أي حجم العينة ، لتقدير المتوسط مع التجاوز عن خطأ مسموح به (D) مقداره 10٪ وبإحتمال 5٪ أي بدرجة ثقة 95٪ .

الحل :

$$n = t^2 V^2 / D^2$$
$$= (2)^2 \times 85.6 / (1.9)^2 \approx 342.4 / 3.61$$
$$= 94.85 \approx 95$$

أي أن حجم العينة المطلوبة هو 95 .

مثال آخر :

في المثال السابق إذا أردنا أن تكون درجة الثقة 99٪ فإن

$$n = t^2 V^2 / D^2 = (3)^2 \times 85.6/(1.9)^2 = 770.4/3.61$$

أي حجم العينة يساوي 213.41 = 213 وعلى ذلك يتبين أن زيادة مستوي الثقة من 95٪ إلى 99٪ يؤدي بالضرورة إلى مضاعفة حجم العينة من 95 إلى 213 .

العلاقة بين حجم العينة وطريق التقدير بالعينات تمثل أهم طرق التقدير الإحصائي بالعينات في الطرق التالية :

1 - المعاينة العشوائية البسيطة Simple Random Sampling .

2 – المعاينة الطبقية العشوائية Stratified Random Sampling .

3 – المعاينة الطبقية في مجموعات ذات المرحلة الواحدة أو المتوردة المراحل Stratified single or multi-stage cluster sampling

1ـ المعاينة العشوائية البسيطة هي أسهل طرق المعاينات الإحتمالية وفيها تعطي إحتمالات متساوية للأختيار لكل وحدة في المجتمع ، وأي عينة مختارة بطريقة عشوائية بسيطة تكون عينة مهما ظهر عدم تمثيلها للمجتمع .

2ـ أما المعاينة الطبقية العشوائية ففيها يقسم المجتمع إلى طبقات للتقليل من تأثير

أو عدم تجانس المجتمع على دقة التقدير ، ويسحب من كل طبقة عينة عشوائية ذات حجم معين أي أننا نعتبر كل طبقة كأنها مجتمع مستقل . وتؤدي المعاينة الطبقية – إذا استخدمت بكفاءة – إلى دقة أكبر بالمقارنة بالمعاينة العشوائية البسيطة .

وهناك طريقتان اساسيتان لتوزيع العينة على الطبقات هما التوزيع المتناسب Pro-portional allocation والتوزيع الأمثل Optimum allocation أساس أن يكون متناسباً مع عدد وحدات المعاينة الكلية في الطبقة .

أما في التوزيع الأمثل فيتوقف حجم العينة المأخوذة من الطبقة على حجم الطبقة وتباينها ، فيكون حجم العينة كبيراً إذا كان حجم الطبقة كبيراً . أو تباينها كبيراً أو هما معاً وذلك بهدف تقليل خطأ المعاينة الذى يزداد بزيادة درجة التشتت .

وعموماً إذا كان تباين جميع الطبقات متجانس فإن التوزيع الأمثل ينتج عنه أن يكون حجم العينة في كل طبقة متناسب طردياً مع حجم الطبقة في المجتمع أي أن التوزيع الأمثل يكون نفسه التوزيع المتناسب في هذه الحالة ، وهناك بعض الصعوبات التي قد تعترض التوزيع الأمثل منها عدم معرفة تباين الطبقات مقدماً، ويمكن التغلب على ذلك عن طريق إستخدام عينات إستكشافية من هذه الطبقات .

3 - المعاينة الطبقية في مجموعات ذات المرحلة الواحدة أو المتعددة المراحل :

Stratified single or multi-stage cluster sampling

المعاينة في مجموعات Cluster sampling تبني علي تقسيم الوحدات الأولية في المجتمع إلى مجموعات تسمي وحدات المعاينة الإبتدائية ، ثم تقسم الوحدات الإبتدائية المختارة إلى وحدات ثانوية ، ثم تجري المعاينة بواسطة مرحلة أخري إضافية ، أي نعاين مفردات الوحدات المختارة (ويمكن إضافة أي عدد آخر من المراحل) . ويتوقف التقسيم إلى طبقات هنا على معرفة خواص المجموعات كل علي حدة أو بعض منها وقد تجري المعاينة الطبقية في مجموعات كمعاينة متناسبة لكل مرحلة من مراحل المعاينة لكل الطبقات . ويتزايد الكسب الناتج عن إستخدام المعاينة الطبقية المتناسبة في مجموعات كلما كان التقسيم إلى طبقات نتيجة لتجميع المجموعات المتجانسة مع بعضها البعض .

الرموز المستخدمة في المعدلات :

N العدد الكلي لمفردات المجتمع :

n العدد الكلي لمفردات العينة المسحوبة من المجتمع

N_h العدد الكلي لمفردات الطبقة h

h_h عدد مفردات العينة المسحوبة من الطبقة h

X_{hi} قيمة المفردة أ المسحوبة من الطبقة h

$W_h = \frac{N_h}{N}$ الوزن النسبي للطبقة (نسبتها إلى المجتمع ككل)

$\bar{X}_h = \frac{\sum X_{hi}}{N_h}$ المتوسط الحقيقي للطبقة h

$X_h = \frac{\sum x_{hi}}{h_h}$ متوسط العينة بالطبقة h

$S_h^2 = \sum N_h \frac{(X_{hi} - X_h)^2}{N_h - 1}$ التباين الحقيقي للطبقة h

حجم العينة في حالة العينة الطبقية ذات التوزيع المتناسب يحسب لكل طبقة وفقاً للمعادلة :

$$n_h = \frac{n N_h}{N}$$

حجم العينة في حالة العينة الطبقية ذات التوزيع الأمثل يحسب لكل طبقة وفقاً للمعادلة :

$$n_h^1 = \frac{n (W_h S_h}{\sum W_h S_h}$$

الدقة النسبية للمعاينة الطبقية والمعاينة العشوائية البسيطة فتمثل في العلاقة التالية

$$V_{opt} \leq V_{prop.} \leq V_{ran}$$

فالمعاينة الطبقية ذات التوزيع الأمثل هي المعاينة ذات التباين الأقل للمتوسط المقدر وبالتالي فهي الأكثر دقة ، ويليها المعاينة الطبقية ذات التوزيع المتناسب ، وأخيراً المعاينة العشوائية البسيطة .

تطبيقات حول إستخدام النماذج الخطية لتحليل نتائج التجارب الزراعية

تطبيقات حول إستخدام النماذج ا لخطية لتحليل نتائج التجارب الزراعية

للدكتور / رياض السيد أحمد عمارة
أستاذ الإقتصاد الزراعي

مقدمة :

سبق لى أن قدمت تحليلاً للنماذج الإحصائية المستخدمة في التقدير والتنبؤ . وشرحت طرق القياس والتقدير من هذه النماذج ولبلوغ الهدف المنشود إستخدمت البيانات التاريخية لسلسة زمنية من عام 1980 - 1995 . وتكملة لنفس المنطق سنحاول في هذه المحاضرة التركيز على إستيفاء نفس النماذج من بيانات التجارب الزراعية . ومن المعلوم أن بيانات التجارب هي مصادر البيانات الإحصائية جنباً إلى جنب مع البيانات التاريخية وبيانات العينات الصغيرة – وبيانات المسوحات القطاعية وما إلي ذلك .

أ – التقدير الإحصائي الوصفي لبيانات التجارب الزراعية :

يتم الحصول على بيانات التجارب الزراعية بصفة عامة تحت ظروف التحكم الكامل . حيث أن الباحث كثيراً ما يهتم بدراسة أثر التغيير في عامل من عوامل الإنتاج وليكن (X) مع بقاء مجموعة أخري من العوامل ($X_{j's}$) عند مستوي معين . ومثال ذلك دراسة أثر إستخدام صنف معين من الأرز وليكن (IR-36) على الإنتاجية الغذائية . في هذه الحالة يقوم الباحث بالتحكم في كافة العوامل وزراعة هذا الصنف ثم تقدير المحصول النهائي لوحدة الفدان – وأن أمكن مقارنة إنتاجية هذا الصنف مع إنتاجية صنف آخر وليكن جيزه 171 . وكمثال آخر – الأمثلة عديدة – إستخدام نوع من التحسينات وقياس أثره على معدلات نفوق قطعان الدجاج البياض . وفي كل الأحوال يقوم الباحث بتسجيل بياناته بدقة وتكون هذه القياسات هي النتائج التي توصل إليها من تجربته مع الإشارة إلى أنه دائماً توجد علاقة عكسية بين المعلومات التى يراد التوصل

إليها والتباين وهدف الباحث دائماً هو معلومات اوفي وتباين ادني .

يلي هذه المرحلة إتجاه الباحث نحو تحليل هذه البيانات وصفياً وكمياً وذلك بهدف وضعها في الصورة المناسبة والمفهومة أولاً والتى تسهل في ذات الوقت الإستقراء الإحصائي منها . وأيضاً يمكن للباحث في هذه المرحلة التعرف على معالم المجتمعات التى تنتمي لها الظاهرة .

مثال تطبيقي : -

وكمثال تطبيقي علي هذه المفاهيم أذكر ما أورده عمارة (1991) عن تجربة زراعية تقوم على أساس قياس أحد الباحثين لوزن عشرين عجلاً حياً بعد الولادة مباشرة وكان الوزن بالكيلو جرام هو :

Y = 12، 15، 18، 15، 14، 11، 15، 16، 13، 15، 15
17، 16، 14، 14، 13، 19، 15، 17، 15 .

ووضع البيانات في الشكل السابق لا مدلول له – لكن بوصفه كظاهرة إحصائية يمكن إستخدام العديد من الأساليب كما هو بالجدول رقم (1) والتي تمكن من معرفة معالم التوزيع كالمتوسط الحسابي والتباين .

جدول رقم (1) تقدير الإحصائيات الوصفية لبيانات التجربة :

الإحصائية	القيمة	الإحصائية	القيمة
1ـ المتوسط الحسابي (x)	14.95	7 ـ القيمة $(x_i - \bar{x})^2$	70.95
2ـ المتوال (mo)	15.0	8 ـ القيمة $(x_i - x)^2$	71.0
3ـ الوسيط (x)	15.0	9 ـ القيمة $(x_i - m_o)^2$	71.0
4ـ الإنحراف المعياري (SD)	1.94	10ـ معامل الإلتواء	0.078
5ـ المدي (R)	8.0	11ـ معامل التفرطح	0.314
6ـ معامل الإختلاف (c.v.)	0.13	12ـ التباين	3.734

المدي	المدي	العدد داخل المدي	٪
$\bar{x} + 2.5 = 18.83$	$\bar{x} + 2.5 = 11.07$	= 18	90٪

كذلك فمن نتائج الجدول السابق يمكن إستقراء نتائج هامة منها أن المجتمع الذي تنتهي إليه الظاهرة موزع توزيعاً طبيعياً وذلك لتقارب قيمة الوسيط والمنوال مع قيمة المتوسط الحسابي وتدني قيمة معامل الإلتواء . أيضاً يمكن إستقراء نتيجة هامة وهي أن إنحراف القيم عن متوسطها الحسابي هو أدني ما يمكن بالمقارنة بمربع ذات الإنحراف عن أي إحصائية مقدرة أخري . وأيضاً فإن 90٪ من الأوزان تنحصر في مدي يزيد أو يقل عن إنحرافين معياريين عن المتوسط الحسابي .

ب – تقدير معالم النموذج الخطي العام (1)

سبق أن أوضحت الصورة العامة للنموذج الخطي العام وهي :

$$Y = XB + u \quad \ldots\ldots\ldots\ldots \quad (1)$$

$$u \sim N(0.6^2 I_{nxn})$$

$$Cov(u_{it} X_{it}) = Cov(X_{it} X_{it} = 0$$

حيث أن : (Y) هي متجهة (n x 1) ، (X) هي مصفوفة (n x n) ، (B) هي متجهة (n x1) ، (u) هي متجهة (nX I) – وناتج حل هذا النموذج هو :

$$\hat{B} = (\acute{x}x)^{-1} \acute{x} Y$$

وإذا إختصر هذا النموذج كعلاقة بين متغير مستقل واحد (X_i) ومتغير تابع (Y_i) فإن الصورة العامة في (1) تتحول إلى علاقة خطية ذات متغير مستقل واحد . وتكون ($\hat{B}_1$) هي معامل إنحدار (Y) علي (X) .

مثال (2) في أحد التجارب الزراعية أمكن الحصول على النتائج التالية :

X : 36 ، 80 ، 50 ، 58 ، 72 ، 60 ، 56 ، 68
Y : 35 ، 65 ، 60 ، 39 ، 48 ، 44 ، 48 ، 61

وكان المطلوب هو تقدير النموذج الخطي العام للعلاقة بين المتغيرين (X) ، (Y)

والنتائج هي بالجدول رقم (2) .

والنموذج المقرر المتحصل عليه من نتائج الجدول رقم (2) هو :

$$\hat{Y} = 29.88 + 0.502 \text{ x } (0.254)$$

$r = 0.62$ $\quad\quad$ $F = 3.87$

$\hat{B}_1 \pm t \ . S_{\hat{R}}$ $\quad\quad$ ويكون مدي الثقة على $\hat{B}_1$ هو

جدول رقم (2) تقدير معالم النموذج الخطي العام للتجربة موضع الدراسة

x	Y	$(x_i-\bar{x})$	$(Y_i-\bar{Y})$	$\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2$ (SS_X)	$\sum_{i=1}^{n}(Y_i-\bar{Y})^2$ (SS_Y)	$\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})(Y_i-\bar{Y})$	$\hat{B}_1^2 SS_X$	SS_T SS_Y
36	35	-24	-15	576	225	360		
80	65	20	15	400	225	300		
50	60	-10	10	100	100	100		
58	39	-2	-11	4	121	22		
72	48	12	-2	144	4	-24		
60	44	0	-6	0	36	0		
56	48	-4	-2	16	4	8		
68	61	8	11	64	121	88		
x = 60	Y = 50	$\sum_{i=1}^{n}(\ ) = 0$	$\sum_{i=1}^{n}(\ ) = 0$	$\sum_{i=1}^{n}(..)^2 = 1304$	$\sum_{i=1}^{n}(...)^2 = 836$	$\sum_{i=1}^{n}(...)(...) = 654$	328	836

كذلك فمن النتائج أعلاه يمكن التوصل إلى جدول تحليل التباين كما يلي :

مصدر الإختلاف Source of variation	SS	df	MS	F
Explained Be X (مشروح)	$\hat{B}^2 \sum_{1=1}^{\hat{}} (x_i-x)^2 = 328$	1	328	$F = \frac{328}{84.70}$
Unexplained (غير مشروح - مبتكر)	$\sum_{1=1}^{\hat{}} (Y_i - \hat{Y}_i)^2 = 508$	n - = 6	84.7	$= 3.87^{(*)}$
	22 = 836	n - 1=7		

وهو يساوي في هذه الحالة : -

$$= 0.502 + 0.620 = 1.122$$

وأيضاً

$$= 0.502 - 062 = - 0.118$$

من هذا النموذج البسيط يمكنك تقدير الإستجابات المختلفة والقياس الكمي لكافة آثار العلاقة بين المتغيرين (X) ، (Y) .

ويمكن تطوير المثال السابق بإضافة متغير آخر . وفي هذه الحالة يشكل من إطار التحليل الخطي البسيط إلي التحليل المتعدد - ويصبح النموذج السابق تعريفه في (1) كاملاً - وقد اوردت فيما يلي مثالاً العلاقة بين متغيرين هما المساحة الإجمالية من زروع الخضر . وإستخدام السماد (x) ومتغير آخر (D) صوري ليعكس الإختلافات الأساسية على مدي فترة التقدير من عام 1980 - 1995 . والنتائج هي المدونة في النموذج ص 6 من هذه المحاضرة والتقدير العام لمعالم النموذج في (1) هو :

$$\hat{Y} = 517.17 + 0.051\ x - 10.52\ D$$
$$(6.33) \quad (4.84) \quad (-0.41)$$
$$R^2 = 0.88 \qquad F = 21.59$$
$$R^2 = 1 - \frac{n-1}{n-K}\ (1 - R^2) = 0.73$$

وتشير النتائج في ص 6 إلى تحليل التباين – ومصفوفة الإرتباط وما إلى ذلك .

كذلك فقد تكون القيمة :

$$= \frac{Y}{X} = \frac{\bar{X}}{\bar{Y}}$$
$$= 0.051\ \frac{(8543.28)}{(951.42)} = 0.458$$

مدلول إقتصادي لإستجابة الرقعة المزروعة لإستخدام الأسمدة في مثالنا .

المثال الثالث :

في أحيان كثيرة تكون التجربة التى يقوم الباحث بتصميمها هي عبارة عن إعطاء الوحدات التجريبية معاملات (أو معاملة لمستويات مختلفة) وقياس آثار تلك المعاملات على الوحدات التجريبية وكذلك مقارنة هذه المعاملات (المعالجات) مع بعضها البعض – ويكون هدف الباحث من وراء ذلك هو البحث في الفروق المعنوية بين هذه المعاملات . والبيانات في الجدول رقم (3) هي مثال لتجربة لقياس

**** MULTIPLE REGRESSION ****
Listwise Deletion of Missing Data

	Mean	Std Devi	Label
Y	951.914	68.486	
X	8543.275	1238.613	
D	.563	.512	

N of Cases = 16

Correlation, l-taied Sig :

	Y	X	D
Y	1.000	.875	.549
		.000	.008
X	.875	1.000	.722
	.000	.	.001
		.	.
D	.594	.722	1.000
	.008	.001	.

**** MULTIPLE REGRESSION
Equation Number 1 Dependent Variable .. Y
Descriptive Statistics are printed on Page 1
Block Number 1. Method : Enter X D
Variable (S) Entered on Step Number
1 .. D
2 .. X

Multiple R	.87671
R Square	.76862
Adjusted R Square	.73303
Standard Error	35.38628

Analysis of Variance

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	2	54076.79216	27038.39608
Residual	13	16278.45221	1252.18863

F = 21.59291 Singif F = .0001

---------- Variables in the Equation ----------

Variable	B	SEB	Beta	T	Sig T
X	.050521	.010653	.931796	4.836	.0003
D	-10.519195	25.755081	-.078695	-.408	.6896
(Constant)	517.173916	81.665750		6.333	.0000

End Blok Number 1 All requested variables entered

جدول رقم (3) نتائج تحليل التباين :

جدول رقم (3)
تحليل التباين لستة مُستويات من المُعالجة

Computation	3DOk1	3DOk5	3DOk4	3DOk7	3DOk13	composite	Total
	19.4	17.7	17.0	20.7	14.3	17.3	
	32.6	24.8	19.4	21.0	14.4	19.4	
	27.0	27.9	9.1	20.5	11.8	19.1	
	32.1	25.2	11.9	18.8	11.6	16.9	
	33.0	24.3	15.8	18.6	14.2	20.8	
$\sum Y_{ij} = Y_i$	144.1	119.9	73.2	99.6	66.3	93.5	596.6=Y..
$\sum_j Y^2_{ij}$	4,287.53	2,932.27	1,139.42	1,989.14	887.29	1,758.71	12,994.36
$(Y_i)^2/r$	4,152.96	2,875.20	1,071.65	1,984.03	879.14	1,748.45	12,711.43
$\sum(Y_{ij}-\hat{Y})^2$	134.57	57.07	67.77	5.11	8.15	10.26	282.93
$\overline{Yi.}$	28.8	24.0	14.6	19.9	13.3	18.7	

جدول رقم (4)
نتائج تحليل التباين

Source of Variable مصدر الإختلاف	Sum of Squares مجموع المربعات	درجات الحرية	Mean Square متوسط المربعات	F
Treatment بين المُعالجات	$r\sum_{i=1}^{n}(Yi-Y..)2$ = 847.05	t-1 =6-1=5	847.05÷5=169.41	F = 169.41÷11.79 = (14.37)$^{(**)}$
Error الخطـــــأ	$\sum_{i=1}^{n}(Yij-Yi)2$ = 282.93	t(r-1)=24	282.93÷24=11.79	
Total الإجمالي	$\sum_{ij}(Y_{ij}-\bar{Y})$ = 1129.98	rt-1 =(5) (6)-1 = 29	———	———

جدول رقم (4) نتائج تحليل التباين :

ترتيب المتوسطات :

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
13.3	14.6	18.7	19.9	24.0	28.8

ويمكن وضع الفروق في الصورة : -

الدورة الأولي (6) - (1) = 15.5 > 4.5 Significant

(6) - (2) = 14.2 > 4.5 Significant

..... =

..... =

(6) - (5) = 4.8 > 4.5 Significant

الدورة الثانية (5) - (1) =

والنتائج الإجمالية هي التي بالجدول رقم (5) التالي :

جدول رقم (5)
تحليل المُقارنات بين المُتوسطات

	(6)	(5)	(4)	(3)	(2)
(1)	15.5*	10.7*	6.6*	5.4*	1.3
(2)	14.2*	9.4*	5.3*	4.1	
(3)	10.1*	5.3*	1.2		
(4)	8.9*	4.1			
(5)	4.8*				

مراجع باللغة العربية

رياض السيد أحمد عمارة (دكتور) . مباديء الإحصاء الإقتصادي كلية الزراعة جامعة القاهرة ، 1990 ص ص 117 - 127.

* B. References .

Steel , Robert and Torrie , James , Principles and Procedures of Statistics : A Biometrical Approach , New York , McGraw Hill Book Company . 1980

إستخدام إسلوب تحليل التباين في تحليل البيانات الإحصائية

إستخدام إسلوب تحليل التباين في تحليل البيانات الإحصائية

للدكتور / محمد خضر محمد حجازي
معهد بحوث الإقتصاد الزراعي
قسم الإحصاء

إن التخطيط لتجربة ما يحتاج إلى العديد من الإعتبارات التي يجب أن يضعها الباحث أمامه حتى يصل إلى نتائج مفيدة من تجربته ، ويمكن تلخيص هذه الإعتبارات في النقاط الآتية : -

1 - تعريف المشكلة :

إن الخطوة الأولى لحل أي مشكلة هو التعريف التام وبعناية لها ، حيث أن تعريف المشكلة يُمكن من صياغة بعض الأسئلة التى إذا ما أمكن الإجابة عليها نكون قد وصلنا إلى حل المشكلة .

2 - وضع الأهداف :

ويقصد بمعني الأهداف البنود التالية :

- الإسئلة التى تحتاج إلى إجابة عليها .
- الفروض المراد إختبارها .
- وصف المجتمع الذي تجري عليه الدراسة .

3 - التحليل للمشكلة والأهداف :

يجب أن تكون الأسباب التى أجري من أجلها البحث واضحة تماماً حتى يمكن الإجابة على السؤال التالى : هل أهداف التجربة في الحقيقة ذات أهمية لحل هذه المشكلة ؟

4- إختيار التصميم المناسب :

وتتلخص في القواعد التى تجري بها المعالجات المستخدمة في التجربة مع الأخذ في الإعتبار البساطة في التصميم ومراعاة الأهداف المطلوبة .

5 - إختيار مواد التجربة :

يجب أن تكون مواد التجربة ممثلة للمجتمع المطلوب دراسته أخذين في الإعتبار الأهداف التى يجب تحقيقها أو المعالم المطلوب تقديرها .

6 - إختيار وحدة المشاهدات وعدد المكررات :

مثلاً إذا إعتني البحث بمجال الزراعة أي "التجارب الحقلية "فيجب معرفة مساحة وشكل القطع التجريبية ، أما إذا كانت في مجال التجارب على الحيوانات فيجب معرفة نوع وعدد الحيوانات التي تم عليها التجربة وعدد الحيوانات التى تستخدم كوحدة ، كما يجب الإعتناء في إختيار حجم وعدد التكرارات اللازمة للحصول على الدقة في المعالجات .

7- وضـــع الخطط الإحصائية الأساسية في التحليل وتلخيص النتائج ، وتتضمن الآتي :-

أ - تقدير تأثير المعالجات أو المقارنة بينها

ب - تقدير الإختلاف بين المواد التجريبية

جـ -التعرف على مصادر الإختلاف ودرجات الحرية المتعلقة به .

إستخدام إسلوب تحليل التباين في تحليل البيانات الإحصائية :

يعتبر تحليل التباين من أحسن الإختبارات الإحصائية ، ولقد سمي بهذا الإسم لأنه مبني على دراسة التباين والإختلاف بين وداخل المجموعات . ويبني هذا الإختيار على مجموعة من الفروض وبدونها لا يمكن إستخدامه ، ومن أهم هذه الفروض أنه إذا أردنا إختبار الفرق بين عدد من المجموعات يجب أن تكون هذه المجموعات مستقلة تماماً ، كما يجب أن تكون مسحوبة من مجتمع يتوزع توزيعاً معتدلاً ، كما يجب أن تكون المجتمعات

المسحوبة منها هذه العينات لها نفس التباين ، أي يجب أن يكون هناك تجانس . ولتوضيح كيفية إجراء ذلك الإختيار سنفترض مشكلة معينة وسنحاول حلها .

مثال : – نفرض أنه لدينا خمسة مجموعات من الأرانب (مستقلة) أعطيت كل نوع من هذه الأنواع نوع معين من الفيتامينات وقيست الزيادة في الوزن في كل مجموعة وكانت النتائج كالآتي :

أ	ب	جـ	د	هـ
2	12	16	0	10
10	10	13	3	10
8	14	12	0	
0		10	5	
		9		

حيث أن أ ، ب ، جـ ، د ، هـ تمثل إسم الفيتامين الذى أعطي لكل مجموعة . المطلوب بإحتمال 95٪ إختيار هل هناك فرقاً معنوياً بين الفيتامينات المختلفة أم لا ؟ أو المطلوب تحديد أي هذه الفيتامينات أحسن .

الحل

فرض العدم والفرض البديل يأخذ الشكل التالي : –

H_1 - 1 : $u_{أ} = u_{ب} = u_{جـ} = u_{د} = u_{هـ}$

2 H_2 : $u_{أ} \neq u_{ب} \neq u_{جـ} \neq u_{د} \neq u_{هـ}$

هذا يعني أننا نفترض أن تأثير المعالجات الخمسة (الفيتامينات) متساوي أو يؤدي إلى نفس الزيادة في الوزن والفروق المشاهدة حالياً هي فروق غير معنوية وسيقبل هذا الفرض إذا كانت نتيجة الإختيار غير معنوية .

3 - لإجراء الإختبار تحسب البيانات الآتية :

أ - مجموع جميع المفردات = 144 ، وهي مجموع الزيادة في الوزن لكل المفردات .

ب – مجموع مربعات جميع المفردات = 1592 ويسمي مجموع المربعات الكلي الغير مصحح.

جـ يحسب عدد المفردات لكل المعالجات = 18 .

د – يحسب حد التصحيح ويرمز له بالرمز (جـ) كالآتي :

$$\text{جـ} = \frac{(\text{مجموع جميع المفردات})^2}{\text{عدد المفردات}} = \frac{(144)^2}{18} = 1152$$

هـ يحسب مربع كل معالجة مقسوماً على عددها ثم نحسب مجموع هذه المربعات ويسمي مجموع مربعات المعالجات الغير مصحح وهو كالآتي :

$$\text{مجموع مربعات المعالجات الغير مصحح} = \frac{(20)^2}{4}+\frac{(36)^2}{3}+\frac{(60)^2}{5}+\frac{(8)^2}{4}+\frac{(20)^2}{2} = 1468$$

ثم نحسب البيانات الآتية : –

أولاً– مجموع المربعات :

مجموع المربعات الكلي (المصحح) = مجموع المربعات الكلي غير المصحح – حد التصحيح

$$1592 - 1152 = 440$$

مجموع مربعات المعالجات (مصحح) = مجموع مربعات المعالجات غير المصحح – حد التصحيح

$$1468 - 1152 = 316$$

مجموع مربعات الخطأ = مجموع المربعات الكلي – مجموع مربعات المعالجات =

$$440 - 316 = 124$$

ثانياً – درجات الحرية :

يناظر كل مجموع من هذه المجاميع الثلاثة درجات حرية معينة بالنسبة لدرجات الحرية التى تناظر مجموع المربعات الكلي تكون كالآتي :

درجات الحرية الكلي = عدد المفردات – 1

$$18 - 1 = 17$$

وبالنسبة لدرجات حرية المعالجات = عدد المعالجات – 1 = 5 - 1 = 4

بالنسبة لدرجات حرية الخطأ فهي بالطرح كالآتي :

درجات حرية الخطأ = درجات الحرية الكلي – درجات حرية المعالجات =

17 - 4 = 13

ثالثاً – متوسط المربعات :

بقسمة مجموع المربعات على درجات الحرية على متوسط المربعات كالآتي :

$$\text{متوسط مربعات المعالجات} = \frac{\text{مجموع مربعات المعالجات}}{\text{درجات حرية المعالجات}} = \frac{316}{4} = 79$$

$$\text{متوسط مربعات الخطأ} = \frac{\text{مجموع مربعات الخطأ}}{\text{درجات حرية الخطأ}} = \frac{124}{13} = 9.54$$

ولا داعي لحساب متوسط المربعات الكلي

رابعاً – التوزيع العيني :

$$\text{ف} = \frac{\text{متوسط مربعات المعالجات}}{\text{متوسط مربعات الخطأ}}$$

يتبع توزيع ف بدرجات حرية (المعالجات والخطأ) معني ذلك إستخدام جداول ف يمكن إيجاد قيمة (ف) الجدولية كالآتي :

$$\text{ف} (4 ، 13 ، 0.5) = 3.18$$

وبحساب ف من العينة كالآتي :

$$\text{ف} = \frac{79}{9.54} = 8.28$$

بمقارنة ف من الجداول بقيمة ف المحسوبة نجد أن الفرق معنوي وبذلك نرفض فرض العدم وتقبل الفرض البديل أي أن هناك بعض أو كل المعالجات تأثيره معنوي .

نلخص جميع النتائج السابقة في جدول مشهور يطلق عليه إسم جدول تحليل التباين وهي كالآتي :

جدول تحليل التباين

المصدر	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط المربعات	ف المحسوبة
من المعالجات	4	316	79	8.28
الخطأ	13	124	9.54	
الكلي	17	440		

التصميم التام التعشية

مقدمة

يعتبر التصميم التام التعشية من أبسط التصميمات الإحصائية ، ويعتمد هذا التصميم على توزيع الوحدات التجريبية بعشوائية تامة .

معني هذا أن كل وحدة تجريبية لها نفس الفرصة أو متساوية الإحتمال لإستقبال المعالجة وكذا كل معالجة لها فرصة متساوية بالنسبة لكل وحدة تجريبية .

مزايا التصميم

1 - يمكن إستخدام أي عدد من المعالجات

2 - يمكن إختلاف حجم العينة من معالجة إلى أخري

3 – سهولة التحليل الإحصائي

4 - عدد درجات الحرية لتقدير الخطأ التجريبي اكبر من اي تصميم آخر .

5 – لا يسبب فقدان أي مشاهده مشاكل في التحليل الاحصائي .

6 – يعتمد هذا التصميم علي عدد قليل من الفروض بخلاف التصميمات الأخري .

عيوب التصميم

1 - النقد الاساسي الذي يوجه إلى هذا التصميم هو عدم كفاءته في حالة وجود عدم تجانس heterogeneity بين الوحدات التجريبية من ناحية القيود الإحصائية التى تمكننا من معرفة مصادر الإختلاف من المشاهدات لتقليل الخطأ التجريبي والتى تؤدي إلى نتائج غير متوقعة .

2 - أن وجود عدد كبير من درجات الحرية المناظرة لمجموع مربعات الخطأ في التصميم التام التعشية غالباً لا تؤدي إلى تقليل الخطأ التجريبي والذي يتسبب فيها القيود المفروضة على العشوائية عند وجود حالة عدم التجانس .

متى يستخدم التصميم التام التعشية ؟

1 – في حالة تجانس مواد التجربة تماماً ... وينطبق ذلك علي التجارب المعملية في النواحي الطبيعية والكيماوية ، وذلك يختلف عن النواحي التجارية والإقتصادية عندما

تكون الوحدة التجريبية "الشخص أو العائلة أو المخزون" وعادة في هذه الحالات نجد أن الوحدات التجريبية غير متجانسة وتستخدم عادة قيود التعشية .

2 - في حالات التجارب الصغيرة والتى لا تحتاج لزيادة الدقة بإستخدام التصميمات الأخري التى تقلل درجات حرية الخطأ .

3 ـ في حالة وجودإحتمال لفقدان نتائج بعض الوحدات التجريبية .

كيف تتم التعشية ؟

لنفرض أن لدينا ثلاث معالجات ، منها إثنتان مكررتان ثلاث مرات والثالثة مكررة مرتين فقط . فيكون عدد التكرارات الكلية 8 تكرارات .

وبالبحث في جداول الارقام العشوائية يمكننا توزيع التكرارات الثمانية بالطريقة التالية :

1 – ترتيب التكرارات تصاعدياً

1 ، 2 ، 3 ، 4 ، 5 ، 6 ، 7 ، 8 .

2 – إختيار ثمانية أرقام بعشوائية مناظرة للتكرارات ولتكن كما يلي :

(9) ، (8) ، (6) ، (1) ، (4) ، (7) ، (5) ، (3) .

1 ، 2 ، 3 ، 4 ، 5 ، 6 ، 7 ، 8 .

3 - إعادة ترتيب أزواج القيم كما يلى :

(1) ، (3) ، (4) ، (5) ، (6) ، (7) ، (8) ، (9) .

4 ، 8 ، 5 ، 7 ، 3 ، 6 ، 2 ، 1 .

T9 T8 T7 T6 T4 T3 T2 T1

النموذج الرياضي للتصميم

$$i = 1.2. .....t$$
$$Y_{ij} = u_i + E_{ij} \quad j = 1.2. .....ni$$

حيث Y_{ij} قيمة الناتج المتغير التابع .

u_i معلمة غير معروفة القيمة وتمثل متوسط المعالجة E_{ij} خطأ عشوائي يتوزع توزيعاً معتدلاً, $Eij \sim NID\ (0.02)$ ويجب ملاحظة أن E_{ij} هي مجموع حدين u_i ، E_{ij} وبما أن u_i هي معلمة يراد تقدير قيمتها . $E_{ij} \sim NID\ (0.02)$ وبناء عليه نجد أن ($Y_{ij} \sim$ أي أن كل المشاهدات لها نفس التباين .

تعريف

بغرض أن u تمثل المتوسط العام ،

$$u = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{t} n_i u_i, \quad n = \sum_{i=1}^{t} 1\ n_i$$

تأثير المعالجة رقم (i) هو Ti حيث

$$T_i = u_i - u$$

وبالتالي يمكن صياغة النموذج الرياضي من الصورة الآتية

$$Y_{ij} = u + T_i + E_{ij}$$

حيث $\sum_{i=1}^{t} n_i t_i = 0$

تحليل التباين

النموذج الرياضي

$$Y_{ij} = \hat{u} + T_i + E_{ij}$$

$$= \bar{Y}.. + (\bar{Y}_{ij} - \bar{Y}..) + (Y_{ij} - Y_i)$$

أي أن

$$(Y_{ij} \quad Y_i) = (Y_{ij} - Y_i) + (Y_{ij} - Y_i)$$

حيث

(Yij - Y..) يساوي التغير الكلي

(Yi - Y..) يساوي التغير لمتوسط المعالجة (i) حول المتوسط العام .

(Yij - Y..) يساوي التغير حول متوسط المعالجة رقم 1 ومن المعادلة السابقة

يمكننا تقسيم مجموع المربعات الكلي إلى قسمين

$$\sum_{i=0}^{t}\sum_{j=1}^{ni}(Yij - Y..)^2 = \sum_{i=1}^{ni} in\,(Yi - Y)^2 + \sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{ni}(Yij - Yi)^2$$

مجموع المربعات الكلي (SSTOT) — مجموع مربعات المعالجات (SST) — مجموع مربعات الخطأ (SSE)

ولتبسيط العمليات الحسابية يمكن صياغة مكونات المعادلة السابقة كما يلي :

$$SSTOT = \sum_{i=0}^{t}\sum_{j=1}^{ni} Y_{ij}^2 - CF$$

$$SST = \sum_{i=1}^{t} (Y_i^2 / ni) - CF$$

$$SSE = SSTOT - SST$$

حيث : $CF = Y_{..}^2 / n$

درجات الحرية :

أولاً : مجموع المربعات الكلي يقابلة (n -1) درجة حرية حيث أنه يوجد قيد واحد عند حسابه وهذا القيد هو :

$$\sum_{i=1}^{t}\sum_{j=1}^{ni}(Yij - Y..) = 0$$

ثانياً : مجموع مربعات المعالجات يقابله (t-1) درجة حرية حيث أن عدد المعالجات هو (t) والقيد المقابل هو :

$$\sum_{i=1}^{t} ni \ (Y_{ij} - Y..) = 0$$

ثالثاً : مجموع مربعات الخطأ يقابله (n-t) درجة حرية والسبب في ذلك يرجع إلى أن $\sum_{j=1}^{t} (Yij - Yi)$ مصحوب بدرجات حرية قدرها (ni-1) لأن لدينا (ni) من المشاهدات وعليها القيد $\sum_{j=1}^{ni} (Yij - Yi) = 0$ لذلك تكون درجات حرية الخطأ هي $\sum_{i=1}^{t} (ni - 1) = n - t$:

جدول تحليل التباين للتصميم التام التعشية

Source	bF	SS	MS	E (MS)
Treatment	t - 1	SST	MST	$Q^2 + Q^2_t *$
Error	n - t	SSE	MSE	Q^2
Total	n - 1	SSTOT		

$$* Q = \frac{1}{t-1} \sum_{i=1}^{t} ni\,(\mu_i - \mu)^2 = \frac{1}{t-1} \sum_{i=1}^{t} ni\, T_i^2$$

إختبار F - Test

1 - MSE هو تقدير غير متميز لـ Q^2 في حالة تساوي أو عدم تساوي $\mu_1, \mu_2 \ldots \mu_t$

2 - عندما يكون $\mu_1 = \mu_2 = \ldots = \mu_t$ أي أن $T_1 = T_2 = T_3 = \ldots = T_t$ فإن MST (متوسط مربعات المعالجات) يكون تقدير غير متميز لـ Q^2

3 - في حالة عدم تساوي M1 فإن Q^2 تكون موجبة بالتالي فإن E (MST) يكون أكبر من E (MSE) .

4 - لإختبار الفرض :

$$Ho: \mu_1 = \mu_2 = \ldots = \mu_t = \mu$$

$$Ha: \mu_1 \neq \mu_2 \neq \ldots \neq \mu_t \neq \mu$$

نستخدم إختبار (ف) حيث ... $\hat{F} = MST / MSE$.

5 - إذا كانت $\hat{F} > F\,(t-1)\,,\,(n-t)$ فإننا لا نستطيع رفض العدم Ho .

6 - يمكن صياغة الفروض السابقة بفروض مطابقة لها كالآتى :

$$Ho: \quad \tau_i = \tau_2 = \tau_3 = \ldots = \tau_t = 0$$

$$Ha: \quad \tau_i \neq \tau_2 \neq \tau_3 \neq \ldots \neq \tau_t \neq 0$$

مثال :

T1	T2	T3	T4
11	13	21	10
4	9	18	4
6	14	15	19
21	36	54	33

الحل : 1 - لإختيار الفروض :

$$H0 = u1 = u2 = \ldots\ldots ut = u$$

$$H_1 = u_i \neq u_2 \neq \ldots\ldots u_t \neq u$$

نستخدم إختيار (ف) لإجراء تحليل التباين

مجموع جميع المفردات = $21 + 36 + 54 + 33 = 144$

حد التصحيح = $(144)2 / 12 = 1728$

مجموع المربعات الكلي (مصحح) = $(11)^2 + 2(4) + \ldots + 2(19) - 1728$ = 358

مجموع مربعات المعالجات (مصحح) = $(21)^2 3/2 + 3/2(36) + 3/2(54) -$ $(33)^2 3/2 - 1728 = 186$.

جدول تحليل التباين

المصدر	درجات الحرية	مجموع المربعات	متوسط المربعات	ف المحسوبة
المعالجات	3	186	62	2.88
الخطأ	8	172	21.5	
	11	358		

0.05

ف ـــــ 3 ، 5 الجدولية = 4.07

وحيث أن ف^ < 4.07 لا يمكن رفض فرض العدم .

عرض لأهم طرق مقارنة متسوطات المعاملات بعد رفض إفتراض تجانسها بتحليل التباين

عرض لأهم طرق مقارنة متوسطات المعاملات بعد رفض إفتراض تجانسها بتحليل التباين

للدكتور/ عبد الرحمن خليل

مقدمة

قد يلجأ المشتغلون بالعلوم التجريبية إلى إختبار "ت" للحكم على النظرية الفرضية الخاصة بتجانس متوسطي معاملتين . سواء كان هذا الإختبار في إتجاه واحد أو في الاتجاهين فإن النتيجة المتحصل عليها من الإختبار تكون واضحة للباحث فهي أما تمكنه من رفض النظرية الفرضية على مستوي معين من الإحتمال وبالتالي يكون الفرق بين متوسطي المعاملتين فرقاً معنوياً على نفس مستوي الإحتمال الذى أجري عليه الإختبار ، واما لا يمكنه الاختبار من رفض النظرية الفرضية وبالتالي لا يستطيع إعتبار الفرق بين متوسطي المعاملتين فرقاً معنوياً على مستوي الإحتمال الذى أجري عليه الاختبار . وقد يستخدم اختبار "ف" لاختبار تجانس متوسطي معاملتين بدلاً من اختبار "ت" ونتيجته لاتقل في وضوحها عن نتيجة اختبار "ت" .

ويمتاز اختبار "ف" في أنه من الممكن إستخدام متوسطين . وبتطبيق اختبار"ف" عندما يزيد عدد المتوسطات عن أثنين قد يستطيع الباحث رفض النظرية الفرضية على مستوي معين من الإحتمال . وليس معني رفض النظرية الفرضية أن كل من هذه المتوسطات يختلف عن غيره . وقد لا يستطيع الباحث رفض إفتراض تساوي متوسطات المعاملات بإستخدام إختبار "ف" على مستوي معين من الاحتمال ويعني ذلك في وضوح انه لا يوجد بين هذه المتوسطات ما يختلف عن الآخر على مستوي الإحتمال الذي اجري عليه الاختبار ، وبهذا تنتهي الدراسة من ناحية إختبار النظرية الفرضية . ولكن في الحالة الاولي (حالة رفض افتراض تساوي المتوسطات) تظهر المشكلة التالية لها وهي :

ما هو المتوسط أو المتوسطات التى تختلف عن متوسط أو متوسطات أخري للمعاملات التجريبية التى تضمنتها التجربة .

وهو سؤال مهم لابد من الإجابة عليه حتى يستطيع الباحث التفرقة بين معاملة تجريبية واخري من ناحية تأثيرها على الوحدات التجريبية في المتغير تحت الدراسة .

وقد إقترحت للإجابة علي هذا السؤال عدة طرق لمقارنة المتوسطات نورد أهمها فيما يلي . ونود ان نبين اننا قد لجأنا في هذا العرض إلى أمرين .

أولاً : إستخدام بيانات تجارب لتسهيل إيضاح كيفية تطبيق هذه الإختبارات .

ثانياً : عدم التعرض لهذه الإختبارات من نواحيها الرياضية البحتة . وتهدف بذلك إلى تقديم أهم طرق مقارنة المتوسطات في وضوح للباحث في العلوم التجريبية دون مطالبته بقراءة ما قد لا يعنيه من تفصيلات نظرية رياضية .

بيانات التجربة الأولي :

هذه البيانات مأخوذة من تجربة لمقارنة سبعة أصناف من القطن المصري وفيما يلي متوسطات المحصول للأصناف . كما ويبين الجدول رقم (1) تحليل التباين وإختبار "ف" للحكم على النظرية الفرضية الخاصة بتجانس متوسطات المحصول لهذه الأصناف . هذا وقد أجري هذا الإختبار على مستوي إحتمال قدره 1٪ .

(أ) متوسطات المعاملات (الأصناف) بالقنطار للفدان لمحصول القطن :

المعاملة :	أ	ب	جـ	د	هـ	و	ر
المتوسط :	4.9	7.1	6.8	6.2	7.2	5.8	6.1

وفيها المعاملة (د) هي معاملة المقارنة :

(ب) الجدول رقم (1) :

تحليل التباين لبيانات تجربة أصناف القطن

مصدر التباين	درجات الحرية	متوسط المربعات	ف	ف 1٪ (6 ـ 30)
القطاعات	5	1.50	**	
المعاملات	6	3.96	7.33	3.47
الخطأ	30	0.54		

** معنوية علي مستوي 1٪

(جـ) الإنحراف القياسي لمتوسط المعاملة الواحدة = ي م = $\sqrt{\frac{0.54}{6}}$ = 0.3 قنطار .

(د) درجات الحرية للخطأ التجريبي = ح = 30

المشكلة المراد دراستها بعد تحليل التباين :

لما كانت (ف) من البيانات لإختبار تجانس متوسطات الأصناف (المعاملات) عالية المعنوية فإن هذا يعني أن أحد أو بعض الفروق بين المتوسطات معنوي ولكن لا يدلنا إختبار (ف) على الفروق المعنوية أو الفروق الغير معنوية . والمشكلة التى نريد تناولها هنا هي إختبار معنوية الفروق بين متوسطات المعاملات "يبلغ عدد هذه الفروق (ل (ل - 1) ÷2) في تجربة بها ل معاملة " في تفصيل كاف يمكننا من الحكم على أي فرق بين أي متوسطي معاملتين من ناحية معنوية على مستوي 5٪ على مستوي 1٪ ونورد فيما يلي خمسة طرق لحل هذه المشكلة .

أولاً : طريقة أقل فرق معنوي Least significant difference

تعتبر أقدم طريقة لحل المشكلة ومقترحها ر . أ فيشر R. A. Fisher وفيها يُعتبر الفرق بين متوسطي أي معاملتين معنوياً علي مستوي 5٪ مثلاً إذا زاد هذا الفرق المشاهد عن الكمية (ت 05, - ح $\sqrt{2}$ ي م)

05 - ح 2 ى م أي زاد عن قيمة أقل فرق معنوي على مستوى 5٪ .

ومن المهم إيضاح ما يلي :

1 – 0.05 - ح = قيمة (ت) من جدولها على مستوى 5٪ بدرجات قدرها (ح) وهو عدد درجات الحرية للخطأ التجريبي في جدول تحليل التباين .

2 - 2ي م = $\sqrt{2}$ متوسط مربعات الخطأ / عدد التكرارات = الإنحراف القياسي للفرق بين

متوسطي أي معاملتين مقدراً كل منهما من عدد من القياسات بقدر عدد التكرارات بالتجربة .

3 - لإستخدام طريقة أقل فرق معنوي على مستوي 5٪ أو على مستوي 1٪ مثلاً يجب أن يكون إختبار تجانس متوسطات المعاملات بإستخدام (ف) معنوياً على مستوي 5٪ مثلاً . وإذا لم يكن إختبار (ف) معنوياً وجب عدم إستخدام طريقة

أقل فرق معنوي أي يجب في هذه الحالة إعتبار أي فرق بين متوسطي معاملتين فرقاً غير معنوي مهما بلغت قيمته بالنسبة لقيمة أقل فرق معنوي .

4 - الإستخدام السليم لطريقة أقل فرق معنوي يتطلب الإختبار العشوائي لزوج المتوسطات للمعاملتين المراد إختبار الفرق بينهما . ومن الخطأ إستخدام طريقة أقل فرق معنوي للحكم على معنوية أي فرق يمكن الحصول عليه لمقارنة أي متوسطين لأي معاملتين .

5 - من الممكن إستخدام طريقة أقل فرق معنوي على مستوى 5٪ أو على مستوى 1٪ للحكم على معنوية الفرق بين متوسط معاملة المقارنة (السابق تحديدها عند تصميم التجربة) ومتوسط أي من المعاملات الأخري ، ولكن لا يصح إستخدامها للحكم على الفرق بين متوسطي أي معاملتين من هذه المعاملات الأخري إذا لم يكن ذلك مقرراً قبل البدء فى دراسة البيانات .

6 -يمكن إستخدام طريقة أقل فرق معنوي في المقارنات التي يتقرر إجراؤها قبل البدء في دراسة البيانات .

7 – يمكن إستخدام طريقة أقل فرق معنوي لمقارنة مجموعة من المتوسطات لا تختلف معنوياً عن أكبر هذه المتوسطات وذلك في تربية النباتات حيث يهتم المربي بإنتخاب أفضل مجموعة من الأصناف أو السلالات التى لا تختلف متوسطاتها معنوياً عن أعلى هذه الأصناف لتكون مادته التجريبية في التجارب المستقبلة الأكثر دقة والأشد احكاماً في مقارنة هذه الأصناف .

وبإستخدام طريقة أقل فرق معنوي في التجربة المذكورة يمكن التوصل إلى النتائج التالية :

1 - قيمة أقل فرق معنوي على مستوي 5٪ هي :

$$\text{أ}_{5\%} = \sqrt{2 \text{ ي م}} \times 2.04 \times 1.414 \times 0.3 = 0.865 \text{ قنطار .}$$

2 - يمكن إستخدام الكمية 0.865 قنطار في مقارنة متوسط صنف المقارنة (د) بمتوسط أي من الأصناف الأخري . وعلى ذلك فمتوسط أي من الأصناف

الأخـــري الذي يختلف عن مـــتوسط الصنف (د) بمقـــدار يزيد عن 0.865 قنطـار يمكن إعتباره مختلفاً معنوياً عن متوسط الصنف (د) على مستوى 5٪ ويترتب على ذلك أن الفرق بين متوسطي الصنفين(هـ – د) الذى يبلغ (7.2 - 6.2) = 1.0 قنطار يمكن إعتباره فرقاً معنوياً على مستوي 5٪ ، وكذلك الفرق بين متوسطي الصنفين(ب – د) الذي يبلغ (7.1 - 6.2) = 0.9 قنطاراً يمكن إعتباره فرقاً معنوياً على مستوي 5٪ أيضاً كما وأن الفرق بين متوسطي الصنفين (د – أ) الذى يبلغ (6.2 - 4.9) = 1.3 قنطاراً يعتبر فرقاً معنوياً على مستوي 5٪ وأما الفروق (جـ - د) ، (ز – د) ، (و – د) فإن كل منها غير معنوي على مستوي 5٪ إذ أن كل منها يقل عن قيمة أقل فرق معنوي على مستوي 5٪ والذى يبلغ 0.865 قنطاراً وقد سبقت الإشارة إلى أن إستخدام أقل فرق معنوي على مستوى 5٪ لأي مقارنة بين متوسطين لاي صنف من الأصناف (أ ، ب، جـ ، د ، هـ ، و، ز) غير سليم إلا إذا كانت هذه المقارنة مزمع إجراؤها قبل البدء في دراسة البيانات .

ثانياً : طريقة المقارنات المتعددة لجون و . وتوكي Tukey's Method :

وفي هذه الطريقة يجري الإختبار بحساب فرق (ض) يكون معنوياً على مستوي 5٪ ثم يقارن هذا الفرق بكل من الفروق البالغ عددها (ل (ل – 1) ÷ 2) والتى يمثل كل منها الفرق بين متوسطي معاملتين في تجربة بها (ل) معاملة . و (ض) عبارة عن حاصل الضرب (ي م x ك) حيث (ي م) كما سبق تعريفها الإنحراف القياسي لمتوسط معاملة و (ك) عبارة عن كمية مأخوذة من جدول قيم (ك) لاختبار توكي على مستوي 5٪ ، وذلك بالنظر إلى الجدول فى العمود المقابل لعدد المعاملات بالتجربة (ل) وفي الصنف المقابل لعدد درجات الحرية (ح) للخطأ التجريبي وفي تجربة أصناف القطن نجد أن :

1 ـ ي م = 0.3 قنطار .

2 ـ ك = 4.46 عندما (ل) = 7 ، (ح) = 30

3 ـ ض = ي م x ك = 0.3 x 4.46 = 3.338 قنطار .

ـ وبالرجوع إلى الفروق بين متوسطات المعاملات (الأصناف) المبينة في الجدول رقم (2) والمراد مقارنتها بالكمية (ض) نجد أنه بعد ترتيب المتوسطات تنازلياً وحساب كل الفروق الممكنة بين أي أثنين منها أن :

الجدول رقم (2)

متوسطات الأصناف مرتبة ترتيباً تنازلياً والفروق بين كل أثنين منها

المعاملة	المتوسط	م ـ 4.9	م ـ 5.8	م ـ 6.1	م ـ 6.2	م ـ 6.8	م ـ 7.1
هـ	7.2	3.3	1.4	1.1	1.0	0.4	0.1
ب	7.1	2.2	1.3	1.0	0.9	0.3	
جـ	6.8	1.9	1.0	0.7	0.6		
د	6.2	1.3	0.4	0.1			
ز	6.1	1.2	0.3				
و	5.1	0.9					
أ	4.1						

من الواحد وعشرين فرق (7 x 6 ÷ 2) نجد أربعة فقط كل منها يزيد على 1.338 قنطار . والنتيجة المتوصل إليها هي أنه على مستوي 5٪ فإن الفرق (هـ – أ)، (ب – أ) ، (جـ- أ)، (هـ – و) معنوية ولكن الفروق الأخري غير معنوية .

ويلاحظ أنه اذا كانت (ل) = 2 فإن (ك) = 5٪ ت – ح $\sqrt{2}$ وبالتالي فإن (ض) = 5٪ ت - ح $\sqrt{2}$ يم وهي قيمة "أقل فرق معنوي" الذى يستخدم خطأ في كثير من الأحيان للحكم على معنوية كل من الفروق في حالة مقارنة ٣ أو أكثر من المتوسطات ويترتب على ذلك الحكم الخاطيء بإعتبار عدد كبير من هذه الفروق معنوي ويجب أن يكون من الواضح ان استخدام طريقة أقل فرق معنوي يعطي نتيجة سليمة عندما يكون عدد المتوسطات المعاملات بالتجربة أثنان .

وفي طريقة توكي تكون التجربة بأكملها وحدة واحدة عند إعتبار مقدار الخطأ 5٪ – مثلاً – وإستخدام هذه الطريقة يحدد الخطأ بمقدار 5 تجارب في كل 100 تجربة (في المتوسط) ولكنه لا يحدد مقدار النتائج الخاطئة في أي تجربة بمفردها .

ثالثاً : طريقة هارتلي Hartley Method :

في هذه الطريقة تستخدم عدة قيم للكمية (ك) من جدولها بدلاً من قيمة واحدة في طريقة توكي . وكل من هذه القيم للكمية (ك) تستخدم لمجال من مجالات متوسطات

المعاملات . وفي تجربة أصناف القطن يختبر الفرق بين متوسطين متجاورين " بعد ترتيب المتوسطات تنازلياً" بإستخدام (ك) = 2.89 حيث (ل) = 2 ثم يختبر المتوسطين اللذين يقع بينهما متوسط واحد بإستخدام (ك) = 3.48 حيث (ل) = 3 ويختبر المتوسطين الذين يقع بينهما (ط) من المتوسطات بإستخدام (ك) عند (ل) = (ط + 1) . وقيم (ض) المناسبة لكل من الحالات السابقة ص حاصل الضرب (ك x ي م) أي هي :

0.3x 2.89 ، 0.3x 3.48 ، 0.3 x 3.84 ، 0.3x 4.11 ، 0.3x 4.30 ، 0.3 x 4.46 ثم تكتب النتائج في جدول المتوسطات والفروق (الجدول رقم 3) قطرياً من الشمال الغربي إلى الجنوب الشرقي . وبإستخدام نتائج تجربة أصناف القطن نجد ما يلى بالجدول رقم (3) .

الجدول رقم (3)

متوسطات الأصناف مرتبة ترتيباً تنازلياً والفرق بين كل أثنين منها وتحته الفرق المعنوي

المعاملة	المتوسط	م ـ 4.9	م ـ 5.8	م ـ 6.1	م ـ 6.2	م ـ 6.8	م ـ 7.1
هـ	7.2	*2.3	*1.4	1.1	1.0	0.4	0.1
		1.338	1.290	1.233	1.152	1.044	0.867
ب	7.1	*2.2	*1.3	1.0	0.9	0.3	
		1.290	1.233	1.152	1.044	0.867	
جـ	6.8	*1.9	1.0	0.7	0.6		
		1.233	1.152	1.044	0.867		
د	6.2	*1.3	0.4	0.1			
		1.152	1.044	0.867			
ز	6.1	*1.2	0.3				
		1.044	0.867				
و	5.8	*0.9					
		0.867					
أ	4.9						

* معنوي علي مستوي 5٪

وبهذه الطريقة يقارن كل فرق بقيمة (ض) خاصة يعتبر الفرق معنوياً إذا زاد عن قيمة (ض) المحسوبة له . ويجب ملاحظة أنه إذا ظهر أن أي فرق أقل من (ض) المحسوبة له فإنه لا داع لإجراء المقارنة على أي من الفروق التى علي يساره في نفس الصنف أو تحته في نفس العمود وذلك كقاعدة عامة . ويلاحظ أن هذه الطريقة تكتشف معنوية عدد أكبر من الفروق عما في طريقة توكي . ومن المعروف أن طريقة هارتلي أكثر قوة من طريقة توكي .

رابعاً : طريقة الإختبار الجديد متعدد المجالات (المدي)

لدنكن: Duncan's new multiple range test

تعتبر هذه الطريقة أكثر الطرق المستخدمة في مقارنة المتوسطات لما لها من مزايا عديدة وقد إقترحها د. "دنكن" . ويلزم لإجرائها ما يلي :

1 - متوسطات المعاملات مرتبة تصاعدياً

2 - الإنحراف القياسي لمتوسط أي معاملة ي م (= 0.3 قنطار في تجربة أصناف القطن).

3 - درجات الحرية الخاصة بهذا الإنحراف القياسي ويرمز لها بالرمز (ح) (= 30 في تجربة أصناف القطن) .

4 – جداول المجالات المعنوية على مستوي 5٪ أو على مستوى 1٪ (جداول معاملات دنكن للمدي المقدر 5٪ ، 1٪)

وبإستخدام بيانات تجربة أصناف القطن يمكن عرض خطوات الإختبار على مستوي 5٪ فيما يلي :

1 - نكشف في جدول المجالات المعنوية علي مستوي 5٪ في الصف عند (ح) = 30 ونستخرج المجالات المعنوية لإعداد المعاملات (ل) = 2 ، 3 ، 4 ، 5 ، 6 ، 7 . والقيم المتحصل عليها هي :

2.89 ، 3.04 ، 3.12 ، 3.20 ، 3.25 ، 3.29 علي الترتيب .

2 - يضرب كل من هذه المجالات المعنوية X (ي م) وبذلك نحصل على أقصر مجالات معنوية (ر ل) وهذه تكتب قيمها مع المتوسطات المرتبة تصاعديا للمعاملات كما يلى :

(أ) أقصر مجالات معنوية :

ل :	2	3	4	5	6	7
رل :	0.857 ،	0.912	0.936	0.960	0.975	0.987

(ب) نتائج التجربة :

الأصناف	أ	و	ر	د	جـ	ب	هـ
المتوسطات	4.9	5.8	6.1	6.2	6.8	7.1	7.2

ويكون الإختبار بالتفصيل كما يلي :

1 : هـ – أ = 2.3 > 0.987 وعلى ذلك فإن (هـ – أ) معنوي

2 : هـ – و = 1.4 > 0.975 وعلى ذلك فإن (هـ – و) معنوي

3 : هـ – ز = 1.1 > 0.960 وعلى ذلك فإن (هـ – ز) معنوي

4 : هـ – د = 1.0 > 0.936 وعلى ذلك فإن (هـ – د) معنوي

5 : هـ – جـ = 0.4 < 0.912 وعلى ذلك فإن (هـ – جـ) غير معنوي

وبالتالى فإن (هـ–ب) غير معنوي . وتوضح هذه النتائج بوضع خط تحت المجموعة (جـ، ب، هـ) .

6 : بـ – أ = 2.2 > 0.975 وعلى ذلك فإن (ب – أ) معنوي

7 : بـ – و = 1.3 > 0.960 وعلى ذلك فإن (ب – و) معنوي

8 : بـ – ز = 1.0 > 0.936 وعلى ذلك فإن (ب – ز) معنوي

9 : بـ – د = 0.9 < 0.912 وعلى ذلك فإن (ب – د) غير معنوي

وبالتالي فإن (ب–جـ) غير معنوي . وتوضح هذه النتائج بوضع خط تحت المجموعة (د، جـ ، ب).

10: جـ – أ = 1.9 > 0.960 وعلى ذلك فإن (جـ – أ) معنوي

11: جـ – و = 1.0 > 0.936 وعلى ذلك فإن (جـ – أ) معنوي

12: جـ – ز = 0.7 < 0.912 وعلى ذلك فإن (ج – ز) غير معنوي

وبالتالى فان (جـ–د) غير معنوي . وتوضح هذه النتائج بوضع خط تحت المجموعة (ز، د، جـ) .

13 : د – أ = 1.3 < 0.936. وعلى ذلك فإن (د – أ) معنوي

14 : د – و = 0.4 < 0.912. وعلى ذلك فإن (د – و) غير معنوي

وبالتالي فان (د–ز) غير معنوي . وتوضح هذه النتائج بوضع خط تحت المجموعة (و ، ز ، د) .

15 : ز – أ = 1.2 < 0.912 وعلى ذلك فإن (ز– أ) معنوي

16 : ز– و = 0.3 < 0.857 وعلى ذلك فإن (ز– و) غير معنوي .

وتوضح هذه النتيجة بوضع خط تحت المجموعة (و – ز) .

17 : و – أ = 0.9 < 0.857 وعلى ذلك فإن (و – أ) معنوي

وتوضح هذه النتيجة بوضع خط تحت (أ) فقط .

وتتلخص النتيجة فيما يلى :

1 - أي متوسطين لا يختلفان عن بعضهما معنوياً إذا كان تحتهما نفس الخط .

2 - أي متوسطين يختلفان عن بعضهما إذا لم يكن تحتهما نفس الخط .

طريقة مختصرة لتطبيق إختبار دنكن :

توجد طريقة مختصرة لتطبيق الإختبار توفر كثيراً من الخطوات السابقة ولا سيما عندما يكون عدد المتوسطات كبيراً . وتتلخص هذه الطريقة المختصرة فى أنه بدلاً من البدء بحساب الفرق (هـ – أ)، فإننا نطرح أقصر مجال معنوي للسبعة متوسطات من أكبر المتوسطات (هـ) . ويعطي هذا (7.2 - 0.987) = 6.213 . ولما كانت متوسطات المعـــاملات أ ، و ، ز ، د ، جـ ، كـل منها أقل من 6.213 فإن (هـ - أ) ، (هـ - و) ، (هـ – ز) ، (هـ – د) ، (هـ – جـ) عبارة عن فروق معنوية وذلك لأن أقصر مجالات معنوية تأخذ في الصغر كلما قلت قيمة (ل).

وبذلك تحل هذه العملية الواحدة محل الخمسة خطوات الأولي السابق الإشارة إليها عند تطبيق الإختبار في تجربة أصناف القطن . وتنفذ هذه الفكرة في التطبيق للإختبار حتي تتم العملية .

ولعله من الواضح في هذا الإختبار أن أي فرق يكون معنوياً إذا زاد عما يقابله من أقصر مجال معنوي وتعتبر هذه قاعدة عامة ولكن لها إستثناء واحداً وهو أنه لا يعتبر الفرق بين متوسطين معنوياً إذا كان هذين المتوسطين ضمن مجموعة من المتوسطات لها مجال غير معنوي (أي تحتها خط واحد) .

وقد نشأ عن هذا الإستثناء أنه بمجرد إكتشاف فرق غير معنوي بين متوسطين فإننا نضع خطاً تحت هذين المتوسطين وما بينهما من متوسطات ولا يلزم بعد وضع هذا الخط مقارنة الفرق بين متوسطين تحتهما خط واحد بأقصر مجال معنوي لأن وضع خط واحد تحتهما معناه عدم وجود فرق معنوي بينهما .

خامساً : الطريقة المختصرة بإستخدام المجالات :

Short-cut computation using ranges

تمكن هذه الطريقة من إختبار كل المقارنات الممكن عملها بين متوسطات المعاملات (العينات) وتعتمد على المجالات لكل من هذه المعاملات . ونورد فيما يلي بيانات تجربة لمقارنة أربعة مبيدات لديدان القطن والمحصول بالقنطار للفدان المتحصل عليه لكل من المعاملات .

بيانات التجربة الثانية :

يبين الجدول (4) بيانات التجربة بالقنطار للفدان .

الجدول رقم (4)

الأصناف ومحصولها والمجموع والمتوسط والمجال لكل صنف

الصنف	المحصول بالقنطار للفدان						المجموع	المتوسط	المجال
أ	6.4	7.2	6.8	7.7	5.6	9.5	43.2	7.2	3.9
ب	7.8	9.1	9.7	8.2	8.5	7.7	51.0	8.5	2.0
جـ	7.5	9.3	7.8	7.1	6.3	7.6	45.6	7.6	3.0
د	5.5	6.6	4.9	6.4	7.0	6.8	37.2	6.2	2.1
المجموع							177.0	7.375	11.0

وتتلخص الطريقة المختصرة بإستخدام المجالات في مقارنة المتوسطات فيما يلي :

1 - يضرب مجموع المجالات في معامل يؤخذ من جدول خاص (جدول المعاملات الحرجة علي مستوي 5٪) من العمود حيث ل (عدد المعاملات) = 4 ومن الصف حيث ن (عدد المكررات) = 6 وبذلك نجد المعامل = 0.95

2 - تحسب (ضَ) = $\frac{\text{المعامل} \times \text{مجموع المجالات}}{\text{ن}} = \frac{11.0 \times 0.95}{6} = 1.74$

3 - تستخدم (ضَ) مثل (ض) في طريقة إختبار توكي .

4 - ترتب المتوسطات ترتيباً تنازلياً وتحسب الفروق بين أي متوسطين كما في الجدول رقم (5) .

الجدول رقم (5)
المتوسطات والفرق بين أي متوسطين بالقنطار للفدان

الصنف	المتوسط م	م - 6.2	م - 7.2	م - 7.6
ب	8.5	2.3	1.3	0.9
جـ	7.6	1.4	0.4	
أ	7.2	1.0		
د	6.2			

وبمقارنة ض (= 1.74) بكل من الفروق الستة بين المتوسطات للأصناف نصل إلى أن متوسط الصنف (ب) هو وحده الذي يفترق عن متوسط الصنف (د) معنوياً على مستوي 5٪ أي أن الفرق (ب – د) هو الفرق الوحيد المعنوي على مستوي 5٪ .

هذا وعند تطبيق أقل فرق معنوي على مستوي 5٪ على نتائج تجربة المبيدات هذه يخرج الباحث بأن هناك ثلاثة فروق معنوية من جملة الفروق البالغ عددها 6 في هذه التجربة . وهذه الفروق الثلاثة هي : (ب – د) ، (ب – أ) ، (جـ – د) فكما ذكرنا سابقاً تؤدي طريقة أقل فرق معنوي إلى إظهار فروق معنوية أكثر مما يجب .

وتؤدي طريقة الإختبار الجديد المتعدد المجالات على مستوي 5٪ لمقارنة متوسطات المعاملات بهذه التجربة إلى إعتبار كل من الفرقين (ب – د) (ب – أ) معنوي على مستوي 5٪ .

المعاملة :	د	أ	جـ	ب
المتوسط :	6.2	7.2	7.6	8.5

وأما تطبيق طريقتي توكي وهارتلي في التجربة فإن نتائجها تتفق مع النتيجة المتحصل عليها بتطبيق "الطريقة المختصرة بإستخدام المجالات"

الخلاصة :

لعلنا نستطيع أن نخرج من هذا الموضوع بعد عرضنا للخمسة طرق الهامة لمقارنة متوسطات المعاملات بما يلى :

1 – لا يقارن متوسط معاملة بمتوسط معاملة أخري إلا إذا كان إختبار "ف"معنوي

2 - لا تستخدم طريقة أقل فرق معنوي إلا لمقارنة المتوسطات المنصوص على مقارنتها في تصميم التجربة وقبل البدء بدراسة البيانات المتحصل عليها منها .

3 - طريقة توكي تنظر إلى تجربة كوحدة واحدة وبالتالى تكون نتائجها أكثر تحفظاً من باقى الطرق .

4 - طريقة هارتلي تعتبر أقل قوة من طريقة دنكن .

5 – الطريقة المختصرة بإستخدام المجالات تعتبر اسرع هذه الطرق .

6 – طريقة دنكن تعتبر أقوي من طريقتي توكي وهارتلي ولذلك شاع إستخدامها .

جدول رقم (6)

قيم (ت) لمستويات احتمال مختلفة

مستويات الاحتمال									درجات الحرية
0.001	0.01	0.02	0.05	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	ح
363.62	63.657	31.821	12.706	6.314	3.078	1.963	1.376	1.000	1
	9.925	6.965	4.303	2.920	1.886	1.386	1.061	0.816	2
31.60	5.841	4.541	3.182	2.353	1.638	1.250	0.978	0.765	3
12.94	4.604	3.747	2.776	2.132	1.533	1.190	0.941	0.741	4
8.61	4.032	3.365	2.571	2.015	1.476	1.156	0.920	0.727	5
6.86	3.707	3.143	2.447	1.943	1.440	1.134	0.906	0.718	6
5.96	3.499	2.998	2.365	1.895	1.415	1.119	0.896	0.711	7
5.41	3.355	2.896	2.306	1.860	1.397	1.108	0.889	0.706	8
5.04	3.250	2.821	2.262	1.833	1.383	1.100	0.883	0.703	9
4.78	3.169	2.764	2.228	1.812	1.372	1.093	0.879	0.700	10
4.59	3106	2.718	2.201	1.796	1.363	1.088	0.876	0.697	11
4.44	3.055	2.681	2.179	1.782	1.356	1.083	0.873	0.695	12
4.32	3.012	2.650	2.160	1.771	1.350	1.079	0.870	0.694	13
4.22	2.977	2.624	2.145	1.761	1.345	1.076	0.868	0.692	14
4.14	2.947	2.602	2.131	1.753	1.341	1.074	0.866	0.691	15
4.07	2.921	2.583	2.120	1.746	1.337	1.071	0.863	0.960	16
4.02	2.898	2.567	2.110	1.740	1.333	1.069	0.862	0.689	17
3.97	2.878	2.552	2.101	1.734	1.330	1.067	0.861	0.688	18
3.92	3.861	2.539	2.093	1.729	1.328	1.066	0.688	0.688	19
3.88	2.845	2.528	2.086	1.725	1.325	1.064	0.687	0.687	20
3.85	2.831	2.518	2.080	1.721	1.323	1.063	0.686	0.686	21
3.82	2.819	2.508	2.074	1.717	1.321	1.061	0.686	0.686	22
3.79	2.807	2.500	2.069	1.714	1.319	1.060	0.685	0.685	23
3.77	2.797	2.492	2.064	1.711	1.318	1.059	0.685	0.685	24
3.75	2.787	2.485	2.060	1.708	1.316	1.058	0.684	0.684	25
3.73	2.750	2.457	2.042	1.697	1.310	1.055	0.683	0.683	30
3.646	2.660	2.390	2.000	1.671	1.296	1.046	0.679	0.679	60
3.460	2.576	2.326	1.960	1.645	1.282	1.036	0.842	0.674	00

الجدول رقم (7)

قيم (ك) اللازمة لاختبار توكي (مستوي 5٪)

درجات الحرية	عدد المعاملات : ل								
ح	2	3	4	5	6	7	8	9	10
5	3.64	4.60	5.22	5.67	6.03	6.33	6.58	6.80	6.99
6	3.46	4.34	4.90	5.31	5.63	5.89	6.12	6.32	6.49
7	3.34	4.16	4.68	5.06	5.36	5.61	5.82	6.00	6.16
8	3.26	4.04	4.52	4.89	5.17	5.40	5.60	5.77	5.92
9	3.20	3.95	4.42	4.76	5.02	5.24	5.43	5.60	5.74
10	3.15	3.88	4.33	4.65	4.91	5.12	5.30	5.46	5.60
11	3.11	3.82	4.26	4.57	4.82	5.02	5.20	5.35	5.49
12	3.08	3.77	4.20	4.51	4.75	4.95	5.12	5.27	5.40
13	3.06	3.73	4.15	4.45	4.69	4.88	5.05	5.19	5.32
14	3.03	3.70	4.11	4.41	4.64	4.83	4.99	5.13	5.25
15	3.01	3.67	4.08	4.37	4.60	4.78	4.94	5.08	5.20
16	3.00	3.65	4.05	4.33	4.56	4.74	4.90	5.03	5.15
17	2.98	3.63	4.02	4.30	4.52	4.71	4.86	4.99	5.11
18	2.97	3.61	4.00	4.28	4.49	4.67	4.82	4.96	5.07
19	2.96	3.59	3.98	4.25	4.47	4.65	4.79	4.92	5.04
20	2.95	3.58	3.96	4.23	4.45	4.62	4.77	4.90	5.01
24	2.92	3.53	3.90	4.17	4.37	4.54	4.68	4.81	4.92
30	2.89	3.48	3.84	4.11	4.30	5.46	4.60	4.72	4.83
40	2.86	3.44	3.79	4.04	4.23	4.39	4.52	4.63	4.74
60	2.82	3.40	3.74	3.98	4.16	4.31	4.44	4.55	4.65
120	2.80	3.36	3.69	3.92	4.10	4.24	4.36	4.48	4.56
00	2.77	3.31	3.63	3.86	4.03	4.17	4.29	4.39	4.47

تابع الجدول رقم (7)

قيم (ك) اللازمة لاختبار توكي (مستوي 5٪)

درجات الحرية	عدد المعاملات : ل									
ح	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
5	7.17	7.32	7.47	7.60	7.72	7.83	7.93	8.03	8.12	8.21
6	6.65	6.79	6.92	7.03	7.14	7.24	7.34	7.43	7.51	7.59
7	6.30	6.43	6.55	6.66	6.76	6.85	6.94	7.02	7.09	7.17
8	6.05	6.18	6.29	6.39	6.48	6.57	6.65	6.73	6.80	6.87
9	5.87	5.98	6.09	6.19	6.28	6.36	6.44	6.51	6.58	6.64
10	5.72	5.83	5.93	6.03	6.11	6.20	6.27	6.34	6.40	6.47
11	5.61	5.71	5.81	5.90	5.99	6.06	6.14	6.20	6.26	6.33
12	5.51	5.62	5.71	5.80	5.88	5.95	6.03	6.09	6.15	6.21
13	5.43	5.53	5.63	5.71	5.79	5.86	5.93	6.00	6.05	6.11
14	5.36	5.46	5.55	5.64	5.72	5.79	5.85	5.92	5.97	6.03
15	5.31	5.40	5.49	5.58	5.65	5.72	5.79	5.85	5.90	5.96
16	5.26	5.35	5.44	5.52	5.59	5.66	5.72	5.79	5.84	5.90
17	5.21	5.31	5.39	5.47	5.55	5.61	5.68	5.74	5.79	5.84
18	5.17	5.27	5.35	5.43	5.50	5.57	5.63	5.69	5.74	5.79
19	5.14	5.23	5.32	5.39	5.46	5.53	5.59	5.65	5.70	5.75
20	5.11	5.20	5.28	5.36	5.43	5.49	5.55	5.61	5.66	5.71
24	5.01	5.10	5.18	5.25	5.32	5.38	5.44	5.50	5.54	5.59
30	4.92	5.00	5.08	5.12	5.21	5.27	5.33	5.38	5.43	5.48
40	4.82	4.91	4.98	5.05	5.11	5.16	5.22	5.27	5.31	5.36
60	4.73	4.81	4.88	4.94	5.00	5.06	5.11	5.16	5.20	5.24
120	4.64	4.72	4.78	4.84	4.90	4.95	5.00	5.05	5.09	5.13
00	4.55	4.62	4.68	4.74	4.80	4.85	4.89	4.93	4.97	5.01

الجدول رقم (7-أ)

قيم (ك) اللازمة لاختبار توكي (مستوي 1٪)

درجات الحرية	عدد المعاملات : ل								
ح	2	3	4	5	6	7	8	9	10
5	4.70	6.97	7.80	8.42	5.91	9.32	9.67	9.97	10.24
6	4.24	6.33	7.03	7.56	7.97	8.32	8.61	8.87	9.10
7	4.95	5.92	6.54	7.01	7.37	7.68	7.94	8.17	8.37
8	4.74	5.63	6.20	6.63	6.96	7.24	7.47	7.68	7.87
9	4.60	5.43	5.96	6.35	6.66	6.91	7.13	7.32	7.49
10	4.48	5.27	5.77	6.14	6.43	6.67	6.87	7.05	7.21
11	4.39	5.14	5.62	5.97	6.25	6.48	6.67	6.84	6.99
12	4.32	5.04	5.50	5.84	6.10	6.32	6.51	6.67	6.81
13	4.26	4.96	5.40	5.73	5.98	6.19	6.37	6.53	6.67
14	4.21	4.89	5.32	5.63	5.88	6.08	6.26	6.41	6.54
15	4.17	4.83	5.25	5.56	5.80	5.99	6.16	6.31	6.44
16	4.13	4.78	5.19	5.49	5.72	5.92	6.08	6.22	6.35
17	4.10	4.74	5.14	5.43	5.66	5.85	6.01	6.15	6.27
18	4.07	4.70	5.09	5.38	5.60	5.79	5.94	6.08	6.20
19	4.05	4.67	5.05	5.33	5.55	5.73	5.89	6.02	6.14
20	4.02	4.64	5.02	5.29	5.51	5.69	5.84	5.97	6.09
24	3.96	4.54	4.91	5.17	5.37	5.54	5.69	5.81	5.92
30	3.89	4.45	4.80	5.05	5.24	5.40	5.54	5.65	5.76
40	3.82	4.37	4.70	4.93	5.11	5.27	5.39	5.50	5.60
60	3.76	4.28	4.60	4.82	4.99	5.13	5.25	5.36	5.45
120	3.70	4.20	4.50	4.71	4.87	5.01	5.12	5.21	5.30
00	3.64	4.12	4.40	4.60	4.76	4.88	4.99	5.08	5.16

تابع الجدول رقم (7-أ)

قيم (ك) اللازمة لاختبار توكي (مستوي 1٪)

درجات الحرية	عدد المعاملات : ل									
ح	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
5	10.48	10.70	10.89	11.08	11.24	11.40	11.55	11.68	11.81	11.93
6	9.30	9.49	9.65	9.81	9.95	10.08	10.21	10.32	10.43	10.54
7	8.55	8.71	7.86	9.00	9.12	9.24	9.35	9.46	9.55	9.65
8	8.03	8.18	8.31	8.44	8.55	8.66	8.76	8.85	9.94	9.03
9	7.65	7.78	7.91	8.03	8.13	8.23	8.32	8.41	8.49	8.57
10	7.36	7.48	7.60	7.71	7.81	7.91	7.99	8.07	8.15	8.22
11	7.13	7.25	7.36	7.46	7.56	7.65	7.73	7.81	7.88	7.95
12	6.94	7.06	7.17	7.26	7.36	7.44	7.52	7.59	7.66	7.73
13	6.79	6.90	7.01	7.10	7.19	7.27	7.34	7.42	7.48	7.55
14	6.66	6.77	6.87	6.96	7.05	7.12	7.20	7.27	7.33	7.39
15	6.55	6.66	6.78	6.84	6.93	7.00	7.07	7.14	7.20	7.26
16	6.46	6.56	6.66	6.74	6.82	6.90	6.97	7.03	7.09	7.15
17	6.38	6.48	6.57	6.66	6.73	6.80	6.87	6.94	7.00	7.05
18	6.31	6.41	6.50	6.58	6.65	6.72	6.79	6.85	6.91	6.96
19	6.25	6.34	6.43	6.51	6.58	6.65	6.72	6.78	6.84	6.86
20	6.19	6.29	6.37	6.45	6.52	6.59	6.65	6.71	6.76	6.82
24	6.02	6.11	6.19	6.26	6.33	6.39	6.45	6.51	6.56	6.61
30	5.85	5.93	6.01	6.08	6.14	6.20	6.26	6.31	6.36	6.41
40	5.69	5.77	5.84	5.90	5.96	6.02	6.07	6.12	6.17	6.21
60	5.53	5.60	5.67	5.73	5.79	5.84	5.89	5.93	5.98	6.02
120	5.38	5.44	5.51	5.56	5.61	5.66	5.71	5.75	5.79	5.83
00	5.23	5.29	5.35	5.40	5.45	5.49	5.54	5.57	5.61	5.65

الجدول رقم (8)

معاملات دنكن لاختباره الجديد للمدى المتعدد (5٪)

ل / ح	2	3	4	5	6	7	8
1	18.0	18.0	18.0	18.0	18.0	18.0	18.0
2	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09
3	4.10	4.50	4.50	4.50	4.50	4.50	4.50
4	3.93	4.01	4.02	4.02	4.02	4.02	4.02
5	6.94	3.74	3.79	3.83	3.83	3.83	3.83
6	3.86	3.58	3.64	3.68	3.68	3.68	3.68
7	3.35	3.47	3.54	3.58	3.60	3.61	3.61
8	3.26	3.39	3.47	3.52	3.55	3.56	3.56
9	3.90	3.34	3.41	3.47	3.50	3.52	3.52
10	3.15	3.30	3.37	3.43	3.46	3.47	3.47
11	3.11	3.17	3.35	3.39	3.43	3.44	3.44
12	3.08	3.23	3.33	3.36	3.40	3.42	3.42
13	3.06	321	3.30	3.35	3.38	3.41	3.41
14	3.03	3.18	3.27	3.33	3.37	3.39	3.39

تابع الجدول رقم (8)

معاملات دنكن لاختباره الجديد للمدى المتعدد (5٪)

ل / ح	9	10	12	14	16	18	20	50	100
1	18.0	18.0	18.0	18.0	18.0	18.0	18.0	18.0	18.0
2	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09	6.09
3	4.50	4.50	4.50	4.50	4.50	4.50	4.50	4.50	4.50
4	4.02	4.02	4.02	4.02	4.02	4.02	4.02	4.02	4.02
5	3.83	3.83	3.83	3.83	3.83	3.83	3.83	3.83	3.83
6	3.68	3.68	3.68	3.68	3.68	3.68	3.68	3.68	3.68
7	3.61	3.61	3.61	3.61	3.61	3.61	3.61	3.61	3.61
8	3.56	3.56	3.56	3.56	3.56	3.56	3.56	3.56	3.56
9	3.52	3.52	3.52	3.52	3.52	3.52	3.52	3.52	3.52
10	3.47	3.47	3.47	3.47	3.47	3.47	3.48	3.48	3.48
11	3.46	3.46	3.46	3.46	3.46	3.47	3.48	3.48	3.48
12	3.44	3.46	3.46	3.46	3.46	3.47	3.48	3.48	3.48
13	3.44	3.45	3.45	3.46	3.46	3.47	3.47	3.47	3.47
14	3.42	3.44	3.45	3.46	3.46	3.47	3.47	3.47	3.47

تابع الجدول رقم (8)

معاملات دنكن لاختباره الجديد للمدى المتعدد (5٪)

ل / ح	2	3	4	5	6	7	8	9
15	3.01	3.16	3.25	3.31	3.36	3.38	3.40	3.42
16	3.00	3.15	3.23	3.30	3.34	3.37	3.39	3.41
17	2.98	3.13	3.22	3.28	3.33	3.36	3.38	3.40
18	2.97	3.12	3.21	3.27	3.32	3.35	3.37	3.39
19	2.96	3.11	3.19	3.26	3.31	3.35	3.37	3.39
20	2.95	3.10	3.18	3.25	3.30	3.34	3.36	3.38
22	2.93	3.08	3.17	3.24	3.29	3.32	3.35	3.37
24	2.92	3.07	3.15	3.22	3.28	3.31	3.34	3.37
26	2.91	3.06	3.14	3.21	3.27	3.30	3.34	3.36
28	2.90	3.04	3.13	3.20	3.26	3.30	3.33	3.35
30	2.89	3.04	3.12	3.20	3.25	3.29	3.32	3.35
40	2.86	3.01	3.10	3.17	3.22	3.27	3.30	3.33
60	2.83	2.98	3.08	3.14	3.20	3.24	3.28	3.31
100	2.80	2.95	3.05	3.12	3.18	3.22	3.26	3.29
00	2.77	2.92	3.02	3.09	3.15	3.19	3.23	3.26

تابع الجدول رقم (8)

معاملات دنكن لاختباره الجديد للمدى المتعدد (5٪)

ل / ح	10	12	14	16	18	20	50	100
15	3.43	3.44	3.45	3.46	3.47	3.47	3.47	3.47
16	3.43	3.44	3.45	3.46	3.47	3.47	3.47	3.47
17	3.42	3.44	3.45	3.46	3.47	3.47	3.47	3.47
18	3.41	3.43	3.45	3.46	3.47	3.47	3.47	3.47
19	3.41	3.43	3.44	3.46	3.47	3.47	3.47	3.47
20	3.40	3.43	3.44	3.46	3.46	3.47	3.47	3.47
22	3.39	3.42	3.44	3.45	3.46	3.47	3.47	3.47
24	3.38	3.41	3.44	3.45	3.46	3.47	3.47	3.47
26	3.38	3.41	3.43	3.45	3.46	3.47	3.47	3.47
28	3.37	3.40	3.43	3.45	3.46	3.47	3.47	3.47
30	3.37	3.40	3.43	3.44	3.46	3.47	3.47	3.47
40	3.35	3.39	3.42	3.44	3.46	3.47	3.47	3.47
60	3.33	3.37	3.40	3.43	3.45	3.47	3.48	3.48
100	3.31	3.36	3.40	3.42	3.45	3.47	3.53	3.53
00	3.29	3.34	3.38	3.41	3.44	3.47	3.61	3.67

تابع الجدول رقم (8 – أ)

معاملات دنكن لاختباره الجديد للمدى المتعدد (1٪)

ل / ح	2	3	4	5	6	7	8	9
1	90.0	90.0	90.0	90.0	90.0	90.0	90.0	90.0
2	14.0	14.0	14.0	14.0	14.0	14.0	14.0	14.0
3	8.26	8.5	8.6	8.7	8.8	8.9	8.9	9.0
4	6.51	6.08	6.9	7.0	7.1	7.3	7.1	7.2
5	5.70	5.91	6.11	6.18	6.26	6.33	6.40	6.44
6	4.24	5.51	5.65	5.73	5.81	5.88	5.95	6.00
7	4.95	5.22	5.37	5.45	5.53	5.61	5.69	5.73
8	4.74	5.00	5.14	5.23	5.32	5.40	5.47	5.51
9	4.60	4.86	4.99	5.18	5.27	5.25	5.32	5.36
10	4.48	4.73	4.88	4.96	5.06	5.13	5.20	5.24
11	4.39	4.63	4.77	4.86	4.94	5.01	5.06	5.12
12	4.32	4.55	4.68	4.76	4.84	4.92	4.96	5.02
13	4.26	4.48	4.62	4.69	4.74	4.84	4.88	4.94
14	4.21	4.42	4.55	4.63	4.70	4.78	4.83	4.87

تابع الجدول رقم (8 – أ)

معاملات دنكن لاختباره الجديد للمدى المتعدد (1٪)

ل / ح	10	12	14	16	18	20	50	100
1	90.0	90.0	90.0	90.0	90.0	90.0	90.0	90.0
2	14.0	14.0	14.0	14.0	14.0	14.0	14.0	14.0
3	9.0	9.0	9.1	9.2	9.3	9.3	9.3	9.3
4	7.3	7.3	7.4	7.4	7.5	7.5	7.5	7.5
5	6.3	6.6	6.7	6.7	6.7	6.8	6.8	6.8
6	6.0	6.1	6.2	6.2	6.3	6.3	6.3	6.3
7	5.8	5.8	5.9	5.9	6.0	6.0	6.0	6.0
8	5.5	5.6	5.7	5.7	5.8	5.8	5.8	5.8
9	5.4	5.5	5.5	5.6	5.7	5.7	5.7	5.7
10	5.28	5.36	5.42	5.48	5.54	5.55	5.55	5.55
11	5.15	5.24	5.28	5.34	5.39	5.39	5.39	5.39
12	5.07	5.13	5.17	5.22	5.24	5.26	5.26	5.26
13	4.98	5.04	5.08	5.12	5.14	5.14	5.14	5.14
14	4.91	4.96	5.00	5.04	5.06	5.07	5.07	5.07

تابع الجدول رقم (8 –أ)

معاملات دنكن لاختباره الجديد للمدى المتعدد (5٪)

ل / ح	2	3	4	5	6	7	8	9
15	4.17	4.37	4.50	4.58	4.64	4.72	4.77	4.81
16	4.13	4.34	4.45	4.54	4.60	4.67	4.72	4.76
17	4.10	4.30	4.41	4.50	4.56	4.63	4.68	4.72
18	4.07	4.27	4.38	4.46	4.53	4.59	4.64	4.68
19	4.05	4.24	4.35	4.43	4.50	4.56	4.61	4.64
20	4.02	4.21	4.33	4.40	4.47	4.53	4.58	4.61
22	3.99	4.17	4.28	4.36	4.42	4.48	4.53	4.57
24	3.96	4.14	4.24	4.33	4.39	4.44	4.49	4.53
26	3.93	4.11	4.21	4.30	4.36	4.41	4.46	4.50
28	3.91	4.08	4.18	4.28	4.34	4.39	4.43	4.47
30	3.89	4.06	4.16	4.22	4.32	4.36	4.41	4.45
40	3.82	3.99	4.10	4.17	4.24	4.30	4.34	4.37
60	3.76	3.92	4.03	4.12	4.17	4.23	4.27	4.31
100	3.71	3.86	3.98	4.06	4.11	4.17	4.21	4.25
00	3.64	3.80	3.90	3.98	4.04	4.09	4.14	4.17

تابع الجدول رقم (8 – أ)

معاملات دنكن لاختباره الجديد للمدى المتعدد (5٪)

ل / ح	10	12	14	16	18	20	50	100
15	4.84	4.90	4.94	4.97	4.99	5.00	5.00	5.00
16	4.79	4.84	4.88	4.91	4.93	4.94	4.94	4.94
17	4.75	4.80	4.83	4.86	4.88	4.89	4.89	4.89
18	4.71	4.76	4.79	4.82	4.84	4.85	4.85	4.85
19	4.67	4.72	4.76	4.79	4.81	4.82	4.82	4.82
20	4.65	4.69	4.73	4.76	4.78	4.79	4.79	4.79
22	4.60	4.65	4.68	4.71	4.74	4.75	4.75	4.75
24	4.57	4.62	4.64	4.67	4.70	4.72	4.72	4.72
26	4.53	4.58	4.62	4.65	4.67	4.69	4.69	4.69
28	4.51	4.56	4.60	4.62	4.65	4.67	4.67	4.67
30	4.48	4.54	4.58	4.61	4.63	4.65	4.65	4.65
40	4.41	4.46	4.51	4.54	4.57	4.59	4.59	4.59
60	4.24	4.39	4.44	4.47	4.50	4.53	4.53	4.53
100	4.29	4.35	4.38	4.42	4.45	4.48	4.48	4.48
00	4.20	4.26	4.31	4.34	4.38	4.41	4.41	4.41

تابع الجدول رقم (9)

المعاملات الحرجة لاجراء الاختبار على مستوى 5٪

حجم العينة ن	عدد العينات : ل								
	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2	3.43	3.37	1.78	1.40	1.16	1.00	0.87	0.78	0.70
3	1.91	1.44	1.13	0.94	0.80	0.70	0.62	0.56	0.51
4	1.63	1.25	1.01	0.84	1.72	0.63	0.57	0.51	0.47
5	1.53	1.19	0.96	0.81	0.70	0.61	0.55	0.50	0.45
6	1.50	1.18	0.95	0.80	0.69	0.61	0.55	0.49	0.45
7	1.49	1.17	0.95	0.81	0.69	0.61	0.55	0.50	0.45
8	1.49	1.17	0.96	0.80	0.70	0.62	0.55	0.50	0.46
9	1.50	1.18	0.97	0.82	0.71	0.62	0.56	0.51	0.47
10	1.52	1.20	0.98	0.83	0.72	0.63	0.57	0.52	0.47

مراجع

DUNCAN, D. B;, 1955) Multiple range and multiple F.tests . Biometrics, II , 1 - 42 .

FISHER R. A. 1948 - Statistical Method For Research Workers . Oliver and Boyd, London U.K.

Keuls, M, 1952 - Theuse of standardized range in connection with an analysis of variance . Euphytica, I, 112-122 .

SNEDECOR, G. W. 1955 - Statistical Methods . Iowa State College Press; Ames, Iowa .

TUKEY, J W. 1949 - comparing individual means in the analysis of variance . Biometrics, 5, 99-114 .

TUKEY, J.W. 1953 - The Problem of Multiple comparisons . Detto, Princeton Univ., Princeton. N.I.

إستخدام الحاسب الآلي
في التطبيقات الإحصائية المختلفة

إستخدام الحاسب الآلي
في التطبيقات الإحصائية المختلفة

إعداد :
عبدالوهاب شحاته عبد الوهاب

من أهم الصعوبات التي تواجه الباحث الذى يستخدم النماذج الإحصائية صعوبة إتمام العمليات الحسابية ، خاصة في حالة النماذج الكبيرة التى تحتوى على عدد كبير من المعادلات والمعلمات Parameters . ولا شك أن إتمام هذه العمليات بطريقة يدوية يتطلب وقتاً طويلاً ويتمخض عنه نتائج غير دقيقة وسوف يتضح هذا في الفرق بين النتائج التي يمكن الحصول عليها بطريقة يدوية ، وبين نتائج الكمبيوتر .

ولقد سهلت الحاسبات الالكترونية من عمليات إتمام الحسابات وجعلتها تتم بسرعة فائقة ودقة متناهية . وسوف نتعرض فيما يلي إلى :

أولاً : منهج البحث للنماذج الإحصائية

ثانياً : إستخدام الكمبيوتر في تحليل النماذج الإحصائية .

أ) برامج الحاسب

ب) أمثلة تطبيقية

ثالثاً : إستخدام البرمجيات الجاهزة في تقدير إنتاجية محصول القطن .

رابعاً: إستخدام البرمجيات الجاهزة في بناء نماذج والتنبؤ بإنتاجية محصول القطن

أولاً : منهاج البحث للنماذج الإحصائية :

المرحلة الأولي : تعيين النموذج (مرحلة وضع الفروض) Specification of the model ويتم في هذه المرحلة صياغة العلاقات الإحصائية محل البحث حتى يمكن قياس معاملاتها . وتنطوي هذه المرحلة على عدد من الخطوات :

1 - تحديد متغيرات النموذج

والمتغيرات Variables تنقسم إلى :

أ) متغيرات تابعة Dependent تتأثر بمتغيرات أخرى .

ب) متغيرات مستقلة Independent هي التى تؤثر في المتغير التابع .

وقد تكون هذه المتغيرات :

أ) مستمرة Continuous تنحصر بين (~ + , ~ -)

ب) متقطع Group - Class - Discrete - Catagorical على شكل فئات أو مجموعات أو طبقات .

2 – تحديد الشكل الإحصائي للنموذج .

يتحدد النموذج الإحصائي وفقاً لتقسيم المتغيرات السابق عرضه :

Dependent	**Independent**		
	Continuous	Catagorical	Mixed
Continuous متغير واحد	Regression Analysis	ANOVA	Analysis of Covariance
Continuous أكثر من متغير	Multiple Variate Regression	MANOVA	M.Analysis of Covariance
Catagorical	Logistic Regression	X^2 Chi - Square	غير واضحة

المرحلة الثانية : تقدير معلمات النموذج Estimation of the Model

بعد صياغة العلاقات الإحصائية محل البحث خلال المرحلة السابقة ينتقل الباحث إلى مرحلة قياس أو تقدير المعلمات ، ويعتمد الباحث أساساً في تقديره للمعلمات على بيانات واقعية تم جمعها عن المتغيرات التي يتضمنها النموذج وعلي أساليب إحصائية تستخدم في عملية القياس وتنطوي هذه المرحلة على ثلاث خطوات أساسية :

1 - تجميع البيانات : ويوجد نوعين من البيانات

أ ـ سلسة زمنية Time Series Data

ب ـ- بيانات مقطعية Cross Section Data

2 ـ وضـع البيانات في صـورة مـلائمة : أن تكون متجانسة وبالصورة التجميعية الملائمة .

3 ـ تطبيق الإسلوب الإحصائي الملائم والذى تم إختياره في المرحلة السابقة .

المرحلة الثالثة : تقـويم المعلمات المقـدرة بالنمـوذج

Evaluation of the Estimates

بعد أن ينتهي الباحث من تقدير القيم الرقمية لمعلمات النموذج من خلال بيانات واقعة يشرع في تقويم مدى الثقة في هذه القيم المقدرة والمقصود بتقويم المعلمات المقدرة هو تحديد ما إذا كانت قيم هذه المعلمات لها مدلول أو معني من الناحية الإقتصادية أو ما إذا كانت مقبولة من الناحية الإحصائية ويستخدم في هذه المرحلة :

أ- معايير إقتصادية : تتحدد من خلال مباديء النظرية الإقتصادية .

ب - معايير إحصائية : تهدف إلي إختبار مدي الثقة الإحصائية في التقديرات الخاصة بمعلمات النموذج . وذلك عن طريق حساب

معامل التحديد R2- الخطأ المعياري .

المرحلة الرابعة : تقـويـم مقـدرة النمـوذج علـى التنبؤ

Evaluation of the forecasting Validity

قبل التبو بقيم المتغيرات في المستقبل ، يتعين إختبار مدى قدرة النموذج على التنبؤ عن طريق إختبارحساسية المعلمات المقدرة في حجم العينة .

ثانياً : استخدام الحاسب الألي في تحليل النماذج الإحصائية :

سوف نتعرض أولاً لبرامج الحاسب الآلي المختلفة ثم مثال تطبيقي لكيفية استخدام برامج الحاسب في تقدير معادلة انحدار خطي بسيط باستخدام إحدي لغات الحاسب Basic والبرامج الإحصائية الجاهزة .

1 ـ Micro State

2 ـ SAS

برامج الحاسب الآلي Computer Software

وهى تستخدم لحل المشاكل المختلفة في تطبيقات متعددة وكذلك تشغيل الجهاز وتنقسم برامج الحاسب الى الأنواع الآتية :-

1-برامج التشغيل Operation System

وهى التي تتحكم في تشغيل الحاسب ومتابعة عمل الأجهزة الملحقة بالحاسب والتنسيق بينها وبين نظم التشغيل المعروفة ومن أمثلتها :-

- Disk operating system (DOS)

وقد تم تطويره عن طريق شركة Microsoft وهذا البرنامج مناسب لأجهزة IBM والمتوافق معها.

- OS/2

وهو نظام جديد طور عن طريق شركة IBM لعائلة الانتاج PS/2.

وهذا البرنامج يسمح بتنفيذ اكثر من عملية في وقت واحد Multitask.

- Macintoch Operation System (MOS)

وهو النظام المستخدم لمكينات الآبل.

يونيكس

- UNIX

وهو مستخدم بشكل واسع على انواع مختلفة من الحاسبات الاكبر من الحاسبات الشخصية (PC) وقد تم تعديل نسخة منه لتعمل مع الحاسبات الشخصية ويعتبر من النظم القياسية ويمكن لعدة مستخدمين استخدامه في وقت واحد Multiusers وكذلك يمكن ان يقوم بعدة وظائف في نفس الوقت Multitasking ويمكن عن طريقه تبادل

2-برامج ترجمة لغات الحاسب جهاز Compilers

تكتب كل الأرقام والحروف والرموز الى الحاسب باستخدام النظام الثنائي. وهذه هى اللغة المستخدمة للحاسبات وتسمى لغة الآلة Machine Language وهى اللغة الوحيدة التي يفهمها الحاسب مباشرة.

والنظام الثنائي يعمل وفقاً لامكانية الحاسب الآلي التي تتوقف على وجود أو عدم وجود

الكهرباء او ممغنط او غير ممغنط. ووحدة النظام الثنائي هى bit والجدول الآتي يبين الوحدات المتعلقة بهذا النظام :

Binary System	النظام الثنائي
Bit = Binary digit (0,1)	وحدة النظام الثنائي (الثنائية)
Byte = 8 bits	بايت
Word	طول الكلمة ويختلف من 2 الى 64 Bit
Kilo Byte = K=1024=2^{10} byte	كيلو بايت
Mega Byte = MB=Million Byte	ميجا بايت
Gega Byte = GB=1000 millions Byte	جيجا بايت
Tera Byte = 1000 Gega Byte	

وقد استخدمت هذه اللغة في برمجة الجيل الأول من الحاسبات وهى مرهقة للمستخدم.

لذلك فقد تطورت وسائل التفاهم مع الحاسب وانتج ما تسمى باللغات الراقية High Level Langugage وهى التي تعتمد على قواعد محددة وعبارات لها معاني ثابتة. ولما كانت هذه اللغات أقرب الى اللغات التي تستخدمها كلما كانت اسهل في الاستخدام واصعب في الانتاج.

وهناك برامج خاصة تقوم بترجمة هذه اللغات الى لغة الآلة وتسمى Compiler ولكل لغة مترجمها الخاص بها ومن هذه اللغات : Formula Translation (FORTRAN)

وهى اللغة التي يستخدمها العلميون والمهندسون وكانت اكثر انتشاراً في السبعينيات.

لغة Algorithmic Language (ALGOL)

استخدمت اكثر في مجال الهندسة

Common Business Oriented Language (COBOL)

لغة التجاريين وهى تتعامل مع العبارات والكلمات.

Programmation Language (PL)

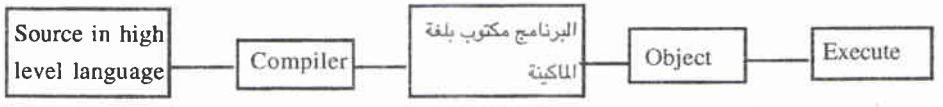
Beginners All Purpose - Symbolic Instruction Code (Basic)

وهى تستخدم في مجال الرياضيات -

Pascal

C,C++, C+++ وهى المناسبة للاستخدام لأجهزة PC وهى حديثة

-



وهناك لغات اخرى تستخدم في الذكاء الصناعي

- Artificial Intelligence Programming Language

مثل :

-List Processor (LISP)

Program in Logic (PROLOG) -

وهى لغات منطقية يمكن عن طريقها عمل تطبيقات تساعد على اتخاذ القرار في مجال متخصص معين مثل نظام خبرة لزراعة الخيار او ادارة مزارع الانتاج الحيواني او صوبة او طماطم ..الخ.

كما تستخدم في تطبيقات اخرى مثل نظام خبرة في الطب او المحاماة ...الخ.

3-برامج التطبيقات المختلفة Applications

وهى مصصمة لحل مشاكل المستخدمين في مجالات متعددة ومنها ما يستخدم بصفة عامة دون مراعاة لتخصص معين مثل :

معالجات الكلمات Word Processing

وهى برامج تستخدم لكتابة النصوص وتعديلها وتخزينها واخراجها بالشكل المناسب عن طباعتها ومن امثلتها:

- WordPerfect
- Arab Word

- Microsoft Writer
- Word Start 2000
- Volks Writer
- Win Word

ولكل هذه البرامج اصدارات مختلفة دائمة التطور.

ولقد تطورت هذه النوعيات من البرامج تطوراً كبيراً في السنوات الاخيرة فبالاضافة الى الوظائف الاساسية فيها وهي امكانية الكتابة بانواع مختلفة من الخطوط واللغات وكذلك عمليات التعديل في النص من حيث الحذف والاضافة ونقل جزء من النص من مكان الى آخر اوتكرار طباعته في مواضع مختلفة من النص هناك أيضاً استخدام الرموز الخاصة بالكتابة العلمية في الرياضيات والكيمياء وغيرها وكذلك عملية تصحيح كلمات النص من ناحية الهجاء ومراجعة قواعد اللغة من حيث التركيب الصحيح للجملة (يتم ذلك عند الكتابة باللغة الانجليزية حتى الآن) وهناك ايضاً امكانية عمل الجداول وادراجها بالنص وتنسيق هذه الجداول بامكانيات تمكننا من تنفيذ الجدوال المعقد بسهولة ويسر... وكذلك يمكن تضمين الصور والرسومات والمنحنيات للنصوص المكتوبة... وقد ساعدت هذه البرامج المستخدمين للحاسبات الشخصية كثيرا في استخدام المراسلات الالكترونية فيما بينهم حيث يمكن للمستخدم كتابة خطاب ثم ادخال بيانات المرسل اليه (سواء كان فرداً واحداً او عدة افراد في وقت واحد) الى الحاسب فيقوم الحاسب بعملية المزج واخراج صورة من هذا الخطاب لكل شخص مع وضع اسمه وعنوانه وما يخص بياناته الشخصية عليه.

برامج الجداول الالكترونية Electronic Spread Sheets

وهى برامج لمعالجة البيانات والمعادلات التي تستخدم في مجالات متخلفة مثل الشؤون المحاسبية والمخازن والمزارع وشؤون الافراد واعمال الكنترول وغيرها مع قدرة هذه البرامج على عمل رسومات توضيحية لمختلف البيانات.

هذه البرامج تعتمداساساً على صفحات مكونة من عدة اعمدة (Column) تصل الى 256 عمود يرمز له بحروف باسماء تبدأ من (A) وحتى (YZ) وصفوف (Row) تبدأ من 1 وحتى اكثر من 16000 صف وتقاطع مع الصف تسمى خلية (Cell). فمثلاً الخلية الموجودة في العمود الرابع في الصف الخامس تسمى D5 وهذا.

ويمكن تخزين عنوان يتكون من كلمة او اكثر في هذه الخلية التي يمكن تخزين عدد من الحروف الهجائية بها تصل الى 256 حرف كما يمكن تخزين قيمة عددية بها ام معادلة رياضية ومن اشهر هذه البرامج.

LOTUS 123
EXCEL
QUATROPRO (QPRO)
SYMPHONY.

برامج قواعد البيانات Data Base

وهي برامج تختص بتخزين واسترجاع البيانات مع امكانية عمل كثير من العمليات عليها مثل الفهرسة والترتيب والتغيير والحذف والاضافة والاستفسار واعداد التقارير وعمل ما يسمى بشاشات واجراء الاستفسارات المختلفة.

وكثير ما نقابل في حياتنا العملية نماذج مختلفة مثل النموذج الآتي الذي نملأه عند التقدم لوظيفة ما.

طلب توظيف

الوظيفة : الرقم الكودي :

تاريخ التقدم :

الاسم : تاريخ الميلاد : محل الميلاد :

الجنسية : الديانة : الحالة الاجتماعية :

محل الاقامة : الموقف من التجنيد : رقم التلفون :

البطاقة الشخصية : الرقم : جهة وتاريخ صدورها :

المؤهل الدراسي : تاريخ الحصول عليه :

وعلى كل متقدم ان يملئ مثل هذه البطاقة لذلك فان الموظف في هذه الحالة يعتبر Record سجل وهو يملئ عدة خانات Fields (حقل) تمثل مختلف البيانات السابقة. وعند تسجيل عدد من المتقديمن في سجل واحد يسمى File (ملف). كما يلاحظ ان نوع البيانات المدخلة قد تكون كلامية مثل اسم الموظف او رقميه مثل رقم البطاقة او تاريخ مثل تاريخ الميلاد او استخراج البطاقة او الملاحظات مثل خانة الخبرات السابقة.

وتعتمد قواعد البيانات على تخزين تصنيف واعداد هذه البيانات للاستخدام، مثل طلب كشف باسماء جميع المتقدمين للوظيفة والحاصلين على بكالوريوس زراعة فقط او المقيمين في منطقة معينة مثل سراي القبه كما يمكن حساب معلومة لم تدخل بطريقة مباشرة الى الكمبيوتر مثل حساب عمر المتقدم وذلك من تاريخ الميلاد وتاريخ تقديم الاستمارة.

و من وقاعد البيانات الشهيرة :

تطبيقات "دوس" -DBASE III PLUS & DBASE IV

تطبيقات "دوس" CLIPPER

تطبيقات النوافذ - FOXPRO & FOX BASE

برامج الرسوم GRAPHICS

وهى برامج تستخدم في عمل الرسوم العلمية والتصويرية بعضها في بعدين وبعضها في ثلاث ابعاد مثل :

3 D-Studio
Harvard Graphics
Paint Bruch

وغيرها.

Utilities برامج الخدمات

وهى برامج تيسر استخدام برامج التشغيل تقوم باعمال تداول الملفات بين الاقراص وكذلك علميات الحذف والنسخ وتغير اسماء الملفات والفهرسة والدمج والكشف عن الاجزاء المادية للحاسب ومعرفة الأعمال واصطلاح بعضها ومن أشهرها :

- Norton Commander & - Norton Utilities
- PC Tools.

Virus Scan برامج الكشف وازالة الفيروسات

وهى برامج للكشف عن الفيروسات المختلفة التي قد تصيب جهاز الحاسب نتيجة استخدام البرامج الغير اصلية او المنسوخة بطريقة غير شرعية مثل برامج :

SACAN
F-Prot
TBAV
CPAV
Norton Anti Virus

وهناك برامج تطبيقات مختلفة متخصصة مثل :

Computer Aided Design برامج التصميمات الهندسية

مثل برنامج Auto Cad وهو برنامج يساعد المهندسين في تصميم المنشآت الصناعية والمعمارية والدوائر الالكترونية والماكينات والأجهزة وهو مزود بكثير من الرموز والمصطلحات التي توفر الوقت والجهد في عملها وهى مفيدة لطلاب الهندسة الزراعية.

Staistical Analysis Packages برامج التحليل الاحصائي

Biomedical Computer Programs (BMDP)

وهى حزمة برامج احصائية تفيد المستخدمين عند تحليل البيانات الطبية.

Statistical Package for Social Science (SPSS)

وهى حزمة البرامج الاحصائية في مجال العلوم الاجتماعية والانسانية.

Statistical Analysis System (SAS)

وهى اكبر واهم واشمل حزمة برامج احصائية في العالم وتشمل تقريباً كل التطبيقات الاحصائية التي يحتاجها الباحث.

Minitab

وهى حزمة برامج احصائية تساعد في تدريس الاحصاء ويستخدمها الطلاب بسهولة وبسرعة.

وهناك الكثير من حزم البرامج الاحصائية المختلفة الاخرى والأقل انتشاراً مثل Statica- Costat- Systat وغيرها.

برامج التطبيقات الرياضية Mathematica

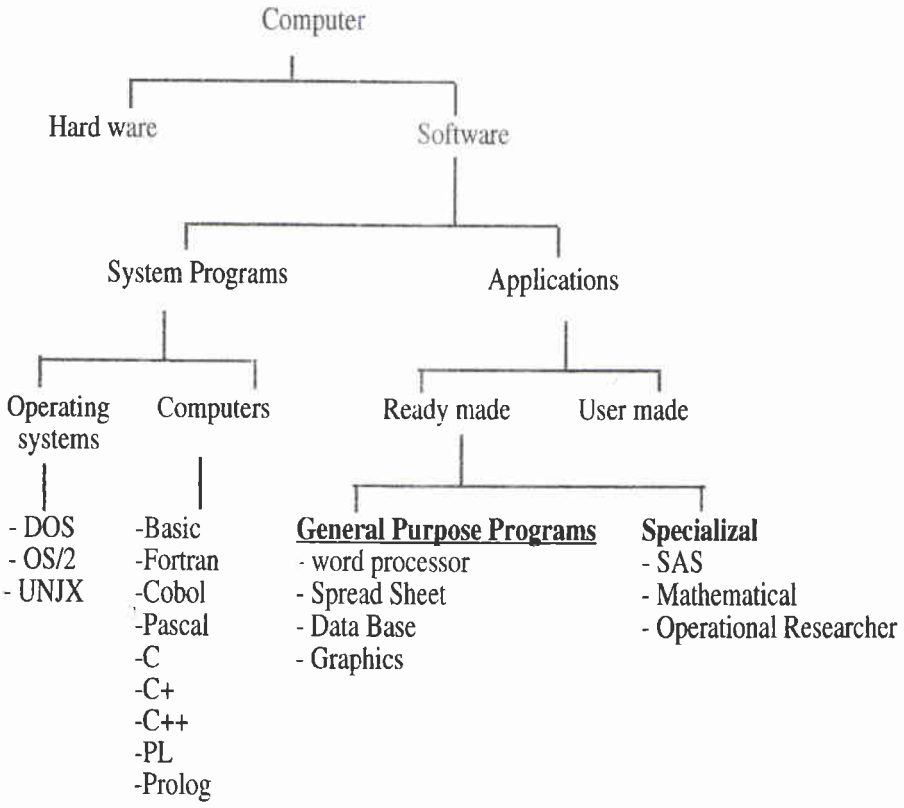
وهى حزمة البرامج التي يستخدمها الرياضيون

برامج بحوث العمليات Operation Research

وهى تستخدم في مجال بحوث العمليات التي لها تطبيقات في مختلف العلوم التطبيقية التي تساعد في ادارة المشروعات والتخطيط وكذلك برامج البحث عن الحلول المثلى للمشاكل التي يمكن توصيفها بشكل رياضي خطي مثل برامج.

البرمجة الخطية Linear Programming بلاضافةالى برامج المحاسبة والتسويق والتصنيع والمخازن ... الخ.

ويمكن تلخيص ما سبق في الرسم التوضيحي الآتي:



(1) استخدام الحاسب الالي في تقدري معادلة انحدار خطي بسيط باستخدام لغة (BASIC)

يهدف هذا البرنامج الى تقدير دالة الاستهلاك باستخدام صيغة انحدار خطي بسيط بالاضافة الى حساب معامل التحديد ومعامل الارتباط ومعامل المرونة.

حيث :

معادلة انحدار	$Y = A + BX + U$
المعلمة الانحدارية	$B = \Sigma Y_1 X / \Sigma X_1^2$
انحراف Y عن المتوسط	$Y_1 = Y - MY$
انحراف X عن المتوسط	$X_1 = X - MY$
متوسط Y	$MY = \Sigma Y / N$
متوسط X	$MX = \Sigma X / N$
المعلمة التقاطعية	$A = MY - B^* MX$
معامل التحديد	$R^2 = B^* eX_1 Y_1 / Y_1^2$
معامل الإرتباط	$R = \sqrt{R^2}$
معامل المرونة	$Eyx = B^* MX / MY$

وفيما يلي البرنامج المستخدم والنتائج المتحصل عليها:

```
10,  THIS PROGRAM IS DESIGNED TO ESTIMATE A SIMPLE LINEAR  REGRESSION
       EQUATION
20   A LINEAR CONSUMPTION FUNCTION
30   READ N
40   DIM I (N), y9n0 , x19n0, y1 9n0
50  SY=O:SY=O
60   FOR 1=1 TO N
70   READ Y (1)
80   SY=SY+Y(1)
90   NEXT 1
100 FPR 1=1 TO N
110 READ X (1)
120 SX=SX+X(1)
130 NEXT 1
140 MY=SY/N
150 MY=SY/N
160 MX=SX/N
170 '
180 SXIYI=0:SX12=0:SU12=0
190 FOR 1=1 TO N
200 X1(1)=X(1)-,X
210 UI(1)=Y(1)-MY
220 SXIYI=SXIY1+X1(1)+Y1(1)
230 SX12=SX12+X1(1) 2
240 SY12=SU12+YI(1) 2
250 NEXT 1
260 B=SX1Y1/SX12
270 A=MY-B+HX
280 EYX=B+MX/MY
290 R2=B+SX1Y1/SY12
300 R=S0R(R2)
310 CLS
320 LPRINT "--------" ; "----------" ; "----------"
330 LPRINT " SEROA; "; "CPMSUMPTION': "INCOME"
340 LPRINT "--------" ; "----------" ; "----------"
350 FOR1=1 TO N
360 LPRINT 1,Y(1),X(1)
370 NEXT 1
380 LPRINT "---------------------------------------------------------------"
390 LPRINT "MARGINAL PROPENSITY TO CONSUME 'B' =' :B
400 LPRINT "SUBSISTENCE LEVEL 'A' =':A
410 LPRINT " ELASTICITY OF CONSUMPTION 'EYX' = '; EYX
420 LPRINT " DETERMINATION COEFFICIENT ' R2' = '; R2
430 LPRINT " CORRELATION CONEFFICIENT ' R' = '; R
440 DATA 10
450 ' DATA OF Y
460 DATA 150, 200, 250. 250, 450, 500, 600, 800, 900, 1000
470 'DATA PF X
480 DATA 100, 150, 250, 300, 500, 650, 700, 900, 1000, 1250
```

SERIAL	CONSUMPTION	INCOME
1	150	100
2	200	150
3	250	250
4	250	300
5	450	500
6	500	650
7	600	750
8	800	900
9	900	1000
10	1000	1250

MARGINAL PROPENSITY TO CONSUME 'B' =.7801496
SUBSISTENCE LEVEL ' A' = 53.61249
ELASTOCOTU PF CPMSI,[TOPM ' EYX' = .8948775
DETERMINATION COEFFICIENT ' R2' = 9823084
CORRELATION COEFFICIENT ' R' = .9911148

(2) حل المثال السابق : باستخدام البرنامج الاحصائي Micor Stat

كانت النتائج كما يلي:

HEADER DATA FOR : C: STAT LABEL:
NUMBER OF CASES : 10 NUMBER OF VARIABLES :2

	CONSUMP	INCOME
1	150.00	100.00
2	200.00	150.00
3	250.00	250.00
4	250.00	300.00
5	450.00	500.00
6	500.00	650.00
7	600.00	750.00
8	800.00	900.00
9	900.00	1000.00
10	1000.00	1250.00

---------- REGRESSION ANALYSIS ----------

HEADER DATA FOR : C: STAT LABEL :
NUMBER OF CASES : 10 NUMBERT OR VARIABLES : 2

INDEX	NAME	MEAN	STED. DEV.
1	INCOME	585.0000	390.1923
DEP. VAR.:	CONSUMPTION	510.0000	307.1373

DEPENDENT VARIABLE : CONSUUMP

VAR.	REGRESSION COEFFICIENT	STD. ERROR	T(DF=8)	PROB.
INCOME	.7801	.0370	21.076	.00000
CONSTANT	53.6125			

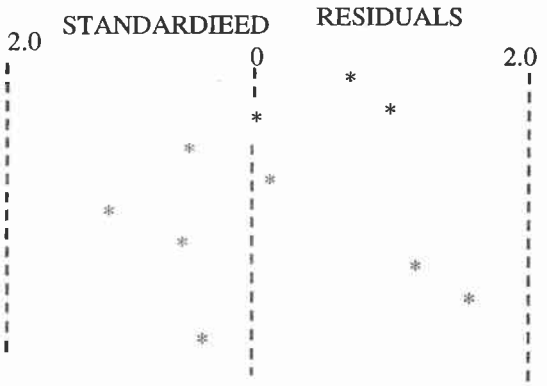
STD. ERROR OF EST. = 43.3302

R SQUARE = .9823
R = .9911

ANALYSIS OF VARIANCE TABLE

SPIRCE	SUM OF SQUARES	D.F.	MEAN SQUARE	F RATIO	PROB.
REGRESSION	833979.9307	1	833979.9307	444.195	2.698E-08
RESIDUAL	15020.0693	8	1877.5087		
TOTAL	849000.0000	9			

	OBSERVED	RESIDUAL
1	150.000	18.3726
2	200.000	29.3651
3	250.000	1.3501
4	250.000	-37.6574
5	450.000	6.3127
6	500.000	- 60.7097
7	600.000	- 38.7247
8	800.000	44.2529
9	900.000	66.2379
10	1000.000	- 28.7995



DURBAN-WATSON TEST = 1.7135

(3) حل المثال السابق : باستخدام البرنامج الاحصائي SAS

كانت النتائج كما يلي:

```
OPTIONE PS=60  NODATE:
DAA STATE :
INPUT CONSUMP INCOME:
CARDS:
150   100
200   150
250   250
250   300
450   500
500   650
600   750
800   900
900   1000
1000  1250

PROC REG,
MODEL CONSUMP = INCOME,
RUN;
```

SAS

OBS	CONSUMP	INCOME
1	150	100
2	200	150
3	250	250
4	250	300
5	450	500
6	500	650
7	600	750
8	800	900
9	900	1000
10	1000	1250

SAS

MODEL : MODEL 1
Dep Variable : CONSUMP

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	1	833979.93067	833979.93067	4444.195	0.0001
Error	8	15020.06933	1877.50867		
C Total	9	849000.00000			

Root MSE	43.33023	R-Square	0.9823
Dep Men	510.00000	Adj R-Sq	0.9801
C.V.	8.49612		

Parameter Estimates

Variables	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob > T
INTERCEP.	1	53.612479	25.62548717	2.092	0.0698
INCOME	1	0.780150	0.03701613	21.076	0.0001

ثالثاً : استخدام البرمجيات الجاهزة في تقدير انتاجية محصول القطن :

تستخدم المعاينة الطبقية متعددة المراحل في تقدير محصول القطن وذلك عن طريق تقسيم الجمهورية إلي محافظات ومراكز وطبقات Strata ثم مجموعات Cluster ثم حقول ونختار التجربة بأبعاد 3م X 3.5م أي ما يعادل 1/400 من الفدان .

الملف الرئيسي يتكون من البيانات التالية (علي مستوي الحقل) :

المحافظة ، المركز ، الطبقة ، المجموعة ، الحقل ، وزن التجربة .

وهناك ملفات فرعية يتم تكوينها لحساب تقدير متوسط المحصول واجمالي الانتاج والتقدير علي مستوي الطبقة والمركز والمحافظة والجمهورية .

عن طريق البرامج الإحصائية الجاهزة يتم تحديد حدود الثقة للمتوسط لحساب خطأ المعاينة ٪ كما يتم تحديد حجم العينة الأمثل بمعلومية :

Standard error & Standard Deviation

وفيما يلي مثال لتحدي مدي دقة التقدير وحجم العينة الأمثل باستخدام البرنامج الإحصائي SAS :

من البيانات الحقلية لتجارب الحصاد لتقدير محصول القطن عام 1995 كانت البيانات كما يلي:

الطبقة	المجموعة	الحقل	ناتج التجربة بالكجم
أ	18	1	1.89
أ	18	2	1.81
أ	13	1	3.48
أ	13	2	2.01
ب	25	1	1.74
ب	25	2	1.94
ب	78	1	2.30
ب	78	2	2.32
ب	15	1	2.53
ب	15	2	2.15
ب	83	1	1.52
ب	83	2	2.61
ب	29	1	2.13
ب	29	2	2.04
ب	9	1	1.94
ب	9	2	2.02
ب	80	1	2.55
ب	80	2	2.21
ج	3	1	2.22
ج	3	2	3.45
ج	3	1	2.29
ج	3	2	1.94
د	45	1	1.75
د	45	2	1.78
د	34	1	1.64
د	34	2	1.46
د	13	1	1.54
د	13	2	1.69
د	17	1	1.96
د	17	2	1.88

وباستخدام البرنامج الاحصائي SAS أمكن تحليل نموذج تحليل التباين Analysis of Variance كانت النتائج كما يلي:

```
OPTIONS PS = 60 NODATE;
DATA COTTON;
INPUT STRATA CLUSTER FIELDYIELD;
CARDS;

   1       1       1  1.89
   1       1       2  1.81
   1       2       1  3.48
   1       2       2  2.01
   2       1       1  1.74
   2       1       2  1.94
   2       2       1  2.30
   2       2       2  2.32
   2       3       1  2.53
   2       3       2  2.15
   2       4       1  1.52
   2       4       2  2.61
   2       5       1  2.13
   2       5       2  2.04
   2       6       1  1.94
   2       6       2  2.02
   2       7       1  2.55
   2       7       2  2.21
   3       1       1  2.22
   3       1       2  3.45
   3       2       1  2.29
   3       2       2  1.94
   4       1       1  1.57
   4       1       2  1.78
   4       2       1  1.64
   4       2       2  1.46
   4       3       1  1.54
   4       3       2  1.69
   4       4       1  1.96
   4       4       2  1.88
PROC  PRINT ;
PROC ANOVA;
CLASSES STRATA CLUSTER FIELD;
MODEL YEELD  = STRATA CLUSTER (STRATA) FIELD
(CLUSTER), RUN;
```

SAS

OBS	STRATA	CLUSTER	RIELD	YIELD
1	1	1	1	1.89
2	1	1	2	1.81
3	1	2	1	3.48
4	1	2	2	2.01
5	2	1	1	1.74
6	2	1	2	1.94
7	2	2	1	2.30
8	2	2	2	2.32
9	2	3	1	2.53
10	2	3	2	2.15
11	2	4	1	1.52
12	2	4	2	2.61
13	2	5	1	2.13
14	2	5	2	2.04
15	2	6	1	1.94
16	2	6	2	2.02
17	2	7	1	2.55
18	2	7	2	2.21
19	3	1	1	2.22
20	3	1	2	3.45
21	3	2	1	2.29
22	3	2	2	1.94
23	4	1	1	1.57
24	4	1	2	1.78
25	4	2	1	1.64
26	4	2	2	1.46
27	4	3	1	1.54
28	4	3	2	1.69
29	4	4	1	1.96
30	4	4	2	1.88

SAS

Analysis of Variance Procedure

Class Level Information

Class	Levels	Values
STRATA	4	1 2 3 4
CLUSTER	7	1 2 3 4 5 6 7
FIELD	2	1 2

SAS

Analysis of Variance Procedure

Dependent Variable : YIELD

Source	DF	Sum of squares	Mean Square	F. Value	Pr > F
Model	27	5.5474600	0.20546148	0.34	0.9316
Error	2	1.21957000	0.60978500		
Corrected Total	29	6.76703000			

R-Square	C.V	Root MSE	YEIDLD Mean
0.819778	37.416738	0.78088732	2.08700000

Source	DF	Anova SS	Mean Square	F. Value	Pr > F
STRATA	3	2.08396929	0.69465643	1.14	0.4990
CLUSTER	11	1.97751071	0.17977370	0.29	0.9288
(STRATA FIELD (CLUSTER)	13	1.48598000	0.11430615	0.19	0.9797

رابعاً : استـــخدام البـرمجيات الجاهزة في بناء نماذج لتنبؤ بانتاجية محصول القمح

تعتمد فكرة التنبؤ بانتاجية محصول القمح علي التعريف الخاص بالإنتاجية والتي هي محصول كل من عدد السنابل المتوقع وجودها عندالحصاد ومتوسط وزن الحبوب بالسنبلة ويتم اجراء العمل الحقلي دورياً وشهرياً في العشرة أيام الأخيرة من كل شهر ابتدأ من شهر فبراير وحتي نهاية الحصاد (مايو) وتتضمن بيانات استبيان القطعة البحثية للقمح 60 سم x 180سم : ـ

اعداد السنابل الناضحة أثناء الحصاد (متغير تابع)

عدد السيقان ـ عدد السنابل في مرحلة الغمد المتأخر ـ عدد السنابل الظاهرة (متغيرات مستقلة) .

وبناء نماذج التنبؤ لمحصول القمح يتضمن تحديد المتغيرات المؤثرة في انتاجية المحصول خلال أطواره المختلفة وذلك بالتحليل الإحصائي لبيانات استبيان تنبؤ القمح حتي يمكن الوصول إلي أفضل النماذج الرياضية التي يمكن استخدامها في التنبؤ لمحصول القمح .

ولتحديد المغيرات الأكثر تأثيراً علي المتغير التابع وللوصول إلي أفضل النماذج التي يمكن استخدامها في تقدير اعداد السنابل الناضحة اثناء الحصاد لكل زيارة ومن ثم حساب التنبؤ بانتاجية القمح ، يتم اجراء التحليل الإحصائي لنماذج الانحدار البسيط لكل زيارة ثم لنماذج الانحدار للصور التربيعية والتكعيبية واللوغاريتمية والنصف لوغاريتمية .

والمثال التالي يوضح نتائج التقدير الإحصائي لنماذج الانحدار المتعدد :

حيث تشير نتائج التقدير الإحصائي لنماذج الانحدار المتعدد لعدد من 1200 مشاهدة من البيانات الحقلية الخاصة باستبيان تنبؤ القمح عام 1995م إلي المعنوية العالية للنموذج في كل زيارة وإلي المتغيرات الأكثر تأثيراً علي عدد السنابل الناضحة أثناء الحصاد حيث يتضح أن عدد السيقان وعدد السنابل في مرحلة الغمد المتأخر هما

العوامل الأكثر تأثيراً في الزيارة الأولي ، وفي الزيارة الثانية ، ظهر التأثير المعنوي لكل المتغيرات بينما كان عدد السيقان وعدد السنابل الظاهرة هما الأكثر تأثيراً خلال الزيارة الثالثة وهو ما يتفق مع الظواهر النباتية لمحصول القمح خلال مراحل نموه المختلفة .

معادلات النموذج في كل زيارة :

الزيارة الأولي (فبراير)

$$Y = 4.09 + .09x_1 - .04x_2 + .04x_3$$

الزيارة الثانية (مارس)

$$Y = 4.09 + .13x_1 - .86x_2 + .84x_3$$

الزيارة الثالثة (ابريل)

$$Y = 1.52 + .73x_1 - .44x_2 + .25x_3$$

حيث :

y = اجمالي عدد السنابل الناضجة في القطعة البحثية أثناء الحصاد .

x_1 = عدد السنابل في كل قطعة بحثية لكل زيارة .

x_2 = عدد السنابل في مرحلة الغمد المتأخر في كل منطقة بحثية لكل زيارة .

x_3 = عدد السنابل في مرحلة الغمد الظاهر في كل منطقة بحثية لكل زيارة .

فيما يلي البرنامج والنتائج لهذا البرنامج من واقع بيانات فعلية للتنبؤ لمحصول القمح عام 1995

```
Options ps = 60 no date;
data al;
intile  b: eheat.txt;
input visit gov dist varity expno grow t stalk 1 latel
emerg 1   T staik 2 late2 emerg2 t ear ;
run ;
proc reg;
model t ear 1 = t staik 1 emerg 1 ;
by visit;
run;
```

----------VISIT=1----------

Model : MODEL 1:
Dep Variable : T BOLLS :

Analysis of Variance

Scource	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	6	910332.29292	151722.04882	44.006	0.0001
Error	293	1010200.9871	3447.78494		
C Total	299	1920533.2800			

Root MSE	58.71784	R-Square	0.4740
Dep Mean	275.68000	Adj R-Sq	0.4632
C.V	21.29928		

Parmeter Estimates

Variable	DF	Parmeter Estimate	Standard Error	T for HO Parameter=0	Prob>ITI
INTERCEP	1	89.699003	13.95572930	6.427	0.0001
PLANTS	1	1.149900	0.13622807	3.636	0.0003
BOOLS1	1	-29.858034	59.4886973	-0.502	0.5161
BOOLS2	1	-5.004734	8.10726036	-0.617	0.5375
BOOLS3	1	-0.037555	0.93497947	-0.040	0.9680
BOOLS4	1	0.565394	0.04621224	12.235	0.0001
BOOLS5	1	0.407500	0.05006051	8.142	0.0001

----------VISIT=2----------

Model : MODEL 1:
Dependent Variable : T EAR 1 :

Analysis of Variance

Scource	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	3	432080.14889	144026.71630	1982.18	0.0001
Error	296	21507.51777	72.66053		
C Total	299	453587.66667			

Root MSE	8.52411	R-Square	0.9526
Dep Mean	163.16667	Adj R-Sq	0.9521
C.V	5.22418		

Parmeter Estimates

Variable	DF	Parmeter Estimate	Standard Error	T for HO Parameter=0	Prob>ITI
INTERCEP	1	4.090620	2.12402144	1.926	0.0551
T STALK1	1	0.128052	0.06159565	2.079	0.0285
LATE 1	1	0.856465	0.06462062	13.254	0.0001
EMERG 1	1	0.839252	0.06196443	13.544	0.0001

SAS

---------- VISIT = 3 ----------

Model: MODEL I
Dependent Variable I EAR I

Source	DF	Sum of squares	Mean Square	F. Value	Prob > F
Model	3	427186.75792	142395.585971	596.502	0.0001
Error	296	26400.90875	89.19223		
C. Total	299	453587.66667	R-Square	0.9418	
			Adj R-sq	0.9412	
Root MS E		9.44417			
Dep. Mean		163.16667			
C.V		5.78805			

Parameter Estimates

Varibale	DF	PARAMETER ESTIMATE	Standard Errof	1 for H0: Param.=0	Prob > |T|
INTERCEP	1	1.520561	2.45200695	0.620	0.5356
T. STALK1	1	0.734331	0.02587141	28.384	0.0001
LATE 1	1	0.444566	0.24701777	1.800	0.0729
EMERG 1	1	0.245673	0.02526976	9.722	0.0001

وباستخدام البرنامج الاحصائي SAS أمكن تحليل نموذج تحليل التباين Analysis of Variance كانت النتائج كما يلي:

خامساً : استخـــدام البرمجيات الجـاهزة في بناء نماذج للتنبؤ بإنتاجية محصول القطن :

نختار عينة من عدد من المحافظات المختارة ويختار ثلاثة مراكز بكل محافظة ويراعي في اختيار المراكز والمحافظات تمثيلها لإنتاجية القطن علي مستوي الجمهورية . ونختار الحقول عشوائياً من واقع كشوف حصر زراع القطن في قريتين بكل مركز .

ويتم اجراء العمل الحقلي في نفس الموعد دورياً وشهرياً في العشرة أيام الأخيرة من كل شهر ابتدأ من شهر فبراير وحتي نهاية الجني وتتضمن بيانات استبيان القطعة البحثية لقطن (1م x 3م) :

عدد الخطوط ـ عدد النباتات ، عدد اللوز المتفتح كلياً ـ عدد اللوز المتفتح جزيئاً ـ عدد اللوز الفارغ والمصاب ـ عدد اللوز الأخضر الكبير ـ عدد الوز الأخضر الصغير .

وعن طريق النماذج الاحصائية المختلفة (انحدار بسيط ـ متعدد ـ صور تربيعية ـ صور تكعيبية) ولوغاريتمية يمكن تحديد المتغيرات المؤثرة علي انتاجية محصول القطن خلال اطوار نموه المختلفة وذلك بالتحليل الإحصائي للعينات الحقلية لاستبيان تنبؤ القطن من خلال ثلاثة زيارات حقلية (يوليو ، اغسطس ، سبتمبر) بالإضافة إلي زيارة الجني ومن ثم يمكن الوصول إلي أفضل النماذج الرياضية التي يمكن استخدامها في حساب التنبؤ بمحصول القطن .

وتشير نتائج التقدير الإحصائي لنماذج الإنحدار المتعدد لعدد 1200 مشاهدة من البيانات الحقلية الخاصة بإستبيان تنبؤ القطن عام 1994م .

إلي أن هناك تأثير معنوي لكل من عدد النباتات وعدد اللوز الأخضر الكبير وعدد اللوز الأخضر الصغير بالنسبة للزيارة الأولي .

وفي حين ظهر التأثير المعنوي لكل من عدد اللوز المتفتح كلياً وعدد اللوز المتفتح جزيئاً وعدد اللوز الأخضر كبير وعدد اللوز الأخضر الصغير في كل من الزيارات الثانية والثالثة .

معادلات النموذج في كل زيارة :

الزيارة الأولي (يوليو)

$$Y= 89.7 + 1.15x_1 - 29.86x_2 - 5.01x_3 - .04\,x_4 + .57x_5 + .41x_6$$

الزيارة الثانية (اغسطس)

$$Y= 83.27 + .02x_1 + .62x_2 + .82x_3 + .44\,x_4 + .45x_5 + .69x_6$$

الزيارة الثالثة

$$Y= 34.74 - .04x_1 - .93x_2 + .28x_3 + .16\,x_4 + .26x_5 + .82x_6$$

حيث :

y = اجمالي عدد اللوز المفتح الكلي في القطعة البحثية أثناء الجني .

x_1 = عد دالنباتات في القطعة البحثية لكل زيارة .

x_2 = عدد اللوز المفتح الكلي في القطعة البحثية لكل زيارة .

x_3 = عدد اللوز المفتح الجزئي في القطعة البحثية لكل زيارة .

x_4 = عدد اللوز الفارغ والمصاب في القطعة البحثية لكل زيارة .

x_5 = عدد اللوز الأخضر الكبير في القطعة البحثية لكل زيارة .

x_6 = عدد اللوزالأخضر الصغير في القطعة البحثية لكل زيارة .

إستخدام طرق المقارنة المتعددة
في تحليل البيانات
Multiple Comparisons

إستخدام طرق المقارنة المتعددة في تحليل البيانات

Multiple Comparisons :

دكتور / محمد خضر محمد حجازي
معهد بحوث الأقتصاد الزراعي قسم الاحصاء

عندما يؤدي إختبار ف إلى استنتاج وجود إختلاف بين متوسطات المعالجات ، فإن الأمر يحتاج إلى المزيد من التحليل لتحديد طبيعة الإختلافات وأي هذه المعالجات هي السبب في معنوية إختبار تحليل التباين ، وهنا يمكن إستخدام اسلوب المقارنات المتعددة في تحليل البيانات الإحصائية .

أولاً : الحد الأدني للفرق : L. S. D.

في حالة عدم تساوي عدد المشاهدات في المعالجتين فإن الحد الأدني للفرق يعرف كالآتي :

الحد الأدني للفرق = $ت_2$ درجة حرية الخطأ $\sqrt{\text{متوسط مربعات الخطأ} \left(\frac{1}{\text{ن أ}} + \frac{1}{\text{ن ب}}\right)}$

حيث ت (2 / درجات حرية الخطأ) هي قيمة ت من الجدول بدرجات حرية الخطأ

ن أ حجم المجموعة أ ن ب حجم المجموعة ب

لذلك يجب أن نحسب الفرق بين المتوسطين ، وإذا كانت قيمة هذا الفرق أكبر من قيمة الحد الأدني للفرق فإن ذلك يدل على أن الفرق معنوي والعكس صحيح .

أما في حالة تساوي عدد المشاهدات فإن الحد الأدني للفرق كالآتي :

= ت / درجات حرية الخطأ $\sqrt{\frac{2 \text{ x متوسط مربعات الخطأ}}{\text{ن}}}$

ثانياً – طريقة شيقيه : Scheffe's Method

من عيوب إستخدام طريقة الحد الأدني للفرق أنه إذا كان العديد من المتوسطات ويراد إجراء إختبار للفروق بينها فإن مستوى المعنوية a يبعد كثيراً عن المستوى الفعلي وهذا ما دعى شيفيه أن يقترح الإختبار التالي :

1 – حالة عدم تساوي عدد المشاهدات :

$$S = \sqrt{F \; F \quad MSE \left(\frac{1}{n_i} + \frac{1}{n_j} \right)}$$

ب – حالة تساوي عدد المشاهدات $n_i = n_j = r$

$$S = \sqrt{F_t \; F_e \; \frac{2 \; MSE}{r}}$$

حيث F_t درجات حرية المعالجات F_e درجات حرية الخطأ .

ثالثاً : طريقة توكي : Tukey's Method

تصلح هذه الطريقة في حالة تساوي المشاهدات بالنسبة للمقارنات المختلفة "

" ويأخذ إختبار توكي الصورة التالية :

$$T = \quad Q\, f_t{+}1,\, f_e \sqrt{\frac{MSE}{r}}$$

ويتم إستخراج قيمة $Q\, f_t +1, f_e$ من جدول المدي المعياري ، Studentized range وتقارن قيمة T بالفرق بين المتوسطين $Y_i - Y_j$

مثال :

في أحدي التجارب وجد أن $\hat{F} = 18$ وهي أكبر من قيمة $F^{0.05}_{3,6} = 4.76$ لذلك رفضنا فرض العدم وهو تساوي متوسطات المعالجات لذا يجب عمل إختبار الفروق بين المتوسطات المختلفة بالطرق الثلاث كما يلى :

المتوسطات

		(1) 1.75	(2) 1.9	(3) 2.175	(4) 2.425
(1)	1.75	-	0.15	0.425^{+**}	0.675^{+**}
(2)	1.9	-	-	0.275^{+}	0.525^{+**}
(3)	2.175	-	-	-	0.250^{+}
(4)	2.425	-	-	-	-

(1) $LSD = t_6^{0.025} \sqrt{\frac{2(0.02)}{4}} = 0.245$

$= 2.45\ (-1) = .245$

أي فرق معنوي بإستخدام طريقة LSD وقد رمزنا في الجدول السابق لهذا الفرق بالرموز (+) .

(2) $S = \sqrt{3\ F_{3,6}^{0.05} \quad 2\ \frac{(0.02)}{4}} = 0.378$

$= \sqrt{3\ (4.76) \quad (0.1)} = 0.378$

فرق معنوي بإستخدام طريقة شفيه وقد رمزنا له بالرمز (#) .

(3) $T = Q_{4,6}^{0.05} \sqrt{\frac{0.02}{4}} = 4.9 \sqrt{0.005} = 0.346$

فرق معنوي بإستخدام طريقة توكي وقد رمزنا له بالرمز (•) .

4 - إختبار دانكن : Duncan Test

ويمكن إجراء إختبار دانكن من خلال المثال التالي :

في المقارنة بين خمسة معالجات حيث : $ن_1 = 3$ ، $ن_2 = 5$ ، $ن_3 = 10$ ، $ن_4 = 8$ ، $ن_5 = 3$ متوسط مربعات الخطأ = 126.485

وكانت متوسطات المجموعات $س_1 = 129$ ، $س_2 = 118$ ، $س_3 = 120.3$، $س_4 = 96.88$ ، $س_5 = 91.67$

وإذا كان إختبار ف أثبت المعنوية للمعالجات . أحسب بعد ذلك إختبار دانكن .

1 - حساب $\sqrt{M.S.E.}$ = $\sqrt{126.485}$ = 11.3

2 - درجات الحرية = 29 - 1 = 28 الكلي

4	المعالجات
24	الخطأ

3 - عمل الجدول الآتي :

مدي المقارنة لمتوسط عدد المعالجات	مدي معنوية القيمة S.R.V.	$S.R.V.\sqrt{M.S.E}$
2	2.92	32.996 = (2.92) 11.3
3	3.07	34.691
4	3.15	35.595
5	3.22	36.386

4 - ترتيب المتوسطات

$_1X$	$_2X$	$_3X$	$_4X$	$_5X$
129	120.3	118	96.88	91.67

5 - إجراء المقارنة :

$$\bar{x}_1 - \bar{x}_5 = 129-91.67 = 37.33$$

$$\text{S. R. V.} \sqrt{\text{M. S. E}} . \sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{1}{ni}+\frac{1}{nj}\right)}$$

$$= 36.386 \sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{1}{3}+\frac{1}{3}\right)}$$

$$= 36.386\ (0.58) = 21.1$$

حيث أن 37.33 أكبر فالفرق معنوي

$$x_1 - x_4 = 129 - 96.88 = 32.12$$

$$\sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{1}{3}+\frac{1}{8}\right)} = 35.595 = 35.595\ (0.47) = 16.72$$

الفرق معنوي

$$x_1 - x_2 = 129 - 118 = 11$$

$$= 34.691 \sqrt{\frac{1}{2}\left(\frac{1}{5}+\frac{1}{3}\right)} = 34.691\ (0.52) = 18.04$$

الفرق غير معنوي

الكلمـــات

كلمة الدكتور يحيى بكور
المدير العام للمنظمة العربية للتنمية الزراعية
في حفل افتتاح الدورة التدريبية القومية حول
إستخدامات النماذج الإحصائية للتقدير والتوقع
في المجالات الزراعية

معالي الدكتور يوسف أمين والي
نائب رئيس الوزراء ووزير الزراعة واستصلاح الاراضي
رئيس الجمعية العمومية للمنظمة العربية للتنمية الزراعية
راعي هذه الدورة

أصحاب السعادة وكلاء الوزارة
الخبراء الحاضرون
الزملاء المشاركون
أيها الأخوة الاعزاء

أرحب بكم اجمل الترحيب في افتتاح اول نشاط قومي للتنمية البشرية تقيمه المنظمة العربية للتنمية الزراعية هذا العام ، والذي إخترنا القاهرة مكاناً أمثل لإقامته لما تحتويه من الخبرات والخبراء الأجلاء ، ولما يجد فيها الأشقاء من ترحيب ، ولما يكنه كل عربي مخلص لمصر من عظيم المحبة والتقدير .

وأحييكم أطيب تحية في حفل افتتاح الدورة التدريبية القومية حول استخدامات النماذج الاحصائية للتقدير والتوقع في المجالات الزراعية ، التي تفضل سيادة الدكتور يوسف امين والي نائب رئيس الوزراء ووزير الزراعة واستصلاح الاراضي بشمولها بكريم رعايته وكرم ضيافته ، فأضاف بذلك مكرمة الى مكرمة ، وعطاء الى عطاءاته الكثيرة ، ودعماً للمنظمة وانشطتها ، وتوفيراً لفرص استفادة الفنيين الزراعيين العرب من خبرة مصر ، وعطاء خبرائها ، ونتائج بحوثها ودراساتها التي تخدم الزراعة العربية وتساهم في تطويرها .

وأقدر عظيم التقدير لسيادة النائب ومعاونيه عملهم الدؤوب من اجل تنمية زراعية عربية شاملة تقوم على الاستفادة من معطيات العلم الحديث ، وتوفير عوامل زيادة الانتاج والانتاجية ، وتهيئة فرص الانشغال من زراعة الكفاف التقليديه الى زراعة عصرية متطورة تقوم علي إستخدام اساليب ووسائل الانتاج المحسنة وتطبيق نتائج البحوث الزراعية التي يقدمها العلماء والخبراء القادرين على حمل لواء التنمية .

وأهنىء من القلب سيادة النائب بثقة زملائه وزراء الزراعة العرب الذين إنتخبوه رئيساً لجمعيتهم العمومية ، والذين وجدوا بقيادته لاجتماعاتهم وأفكاره النيرة ، عطاء لا ينضب ، وخبرة نيرة وموجهاً لمرحلة هامة من مراحل تطور الزراعة العربية ، مرحلة قرر العرب فيها اقامة منطقة التجارة العربية الحرة الكبري كخطوة على طريق اقامة السوق العربي المشتركة التي تحقق التكتل الاقتصادي العربي ، القادر على مجابهة التكتلات الاقتصادية الدولية ، وتحقيق المصلحة العربية العليا في عالم لا يعترض بالحقوق لغير التكتلات الكبري .

وأرجو الله تعالى أن يحمي مصر ذخراً لأمتها وعطاء لاشقائها ، وحامية لمصالح شعبها وأمتها ، ودعماً للعمل العربي المشترك الذي يمثل منارة الطريق نحو مستقبل آمن تتحقق به مصالح الجميع .

سيادة النائب

الأخوة الأعزاء

للدورة التي تفتتح اليوم اهمية خاصة بإعتبارها تعطي خبرات جديدة في مجالات استخدام النماذج الاحصائية في توقعات الإنتاج وتقديره ، وفي الوصول الي أرقام أقرب الى الدقة تخدم المخططين ومتخذي القرار ، وتساهم في استفادة المشاركين من الخبرة الاحصائية يسعون الى مساعدتكم على تطوير عملكم وزيادة عطاءكم وتحسين كفاءة اداء أجهزتكم .

وتنبع اهمية هذه الدورة من أنها تمس الجانب الأهم من جوانب تطوير بنية الاحصاءات الزراعية العربية ، وتعمل على تحسين اداء الكوادر البشرية الذين يعتبرون الهدف والوسيلة حقا ، والذين بهم يكون التطوير ومن أجلهم تكون التنمية .

كما أنها تعتبر الحلقة الوسطي ضمن الانشطة التي نفذتها المنظمة العربية للتنمية الزراعية من أجل تطوير البنية الاحصائية في الوطن العربي والتي بدأت بدورات تدريبية وندوات لمستوي الاحصاءات الزراعية العربية ، وهي تستمر بهذه الدورة الاكثر تخصصاً وما يتبعها من دورات وندوات اخري تستهدف تطوير الهيكل التنظيمي والاداري للاجهزة الاحصائية الزراعية وتحديد متطلباتها التقنية والمادية . وتطوير بيانات الإصدارات الاحصائية العربية ، وذلك كله ضمن برنامج متكامل يستهدف اعادة تأهيل الكوادر الاحصائية الزراعية لكي تستطيع تنفيذ المهام المناطة بهم واستخدام التقانات الحديثة التي تمكنها من اداء عملها بكفاءة اكثر .

لذلك جاءت أهداف هذه الدورة متكاملة ، ومحاورها محددة ضمن محاضرات تتضمن نقل التقانات الحديثة وتوفير فرص استيعابها ، مع اعطاء اهتمام خاص للتطبيقات العملية للتقانات التي ستدرس لكم ، وكذلك توضيح أساليب تحليل البيانات المتبع في المنظمة العربي للتنمية الزراعية سواء بالنسبة للكتاب السنوي للاحصاءات الزراعية أو بالنسبة لقواعد البيانات التي تعدها المنظمة في مختلف المجالات .

ولانشك أنكم تدركون أن استفادتكم من هذه الدورة ، كما هو الحال في غيرها ، يكمن في الاستماع الى محاضريكم واستيعاب ما يعطونه لكم من معلومات ، ومناقشتهم في كل ما هو غير واضح لكم ، والاستفسارات من التساؤل والتحاور مع زملائكم للتأكد من أنكم حققتم الهدف من حضوركم ، وأثبتم أنكم أهل للثقة التي اولاكم أياها أصحاب المعالي الوزراء الذين أوفدوكم والمنظمة التي هيأت هذه الفرصة للمساهمة في تطوير معارفكم لتعودوا الى بلادكم وتعلموا زملاءكم بما استفدتموه من هذه الدورة الهامة .

اخيراً أكرر الشكر والتقدير لمصر العربية ولسيادة النائب ومعاونيه، وللخبراء الذين سيعطونكم خلاصة علمهم ، وأثق بأنكم ستكونوا خير من يستفيد من كل جديد في عالم اليوم ..

والسلام عليكم ورحمة الله وبركاته ، ، ،

دكتور يحيى بكور

المدير العام

أسماء المشاركين

أسماء المُشاركين

الإسم	الجهة
أولاً : ممثلو الدول العربية :	
1- محمد أحمد أبوكردس	المملكة الأُردُنية الهاشمية
2- ياسر العبادي	المملكة الأُردُنية الهاشمية
3- سعيد جعفر كاظم	الإمارات
4- رشاد العكروت	الجُمهورية التونسية
5- عبد الحق بن لعلام	الجُمهورية الجزائرية الديمُـقراطية الشعبية
6- حسين احمد مقبل	جيبوتي
7- خالد عبد الله الحنطي	المملكة العربية السعودية
8- حسن الشيخ البشير	جُمهورية السودان
9- ممدوح محمد الأحمد	الجُمهورية العربية السورية
10- رياض محمد سليمان شاهد	دولة فلسطين
11- عبد الحكيم احمد جبريل	دولة فلسطين
12- صدفة احمد الكندري	دولة الكويت
13- أمين أسعد جابر	الجُمهورية اللبنانية
14- محمد ضو يونس	الجماهيرية العربية الليبية الشعبية الإشتراكية العُظمى
15- علي حسب الله	الجماهيرية العربية الليبية الشعبية الإشتراكية العُظمى
16- أحمد عبد العزيز مرسي	جمهورية مصر العربية
17- فتحي عشماوي أحمد	جمهورية مصر العربية
18- علي محمد سيد احمد	جمهورية مصر العربية
19- سامية فؤاد	جمهورية مصر العربية
20- يسرية جابر محمد	جمهورية مصر العربية
21- عبد السلام الخراق	المملكة المغربية
22- محمد محمد النويرة	الجمهورية اليمنية