PN-ABC-234

LA THEORIE STATISTIQUE
POUR
LES RECHERCHES DANS
LES SYSTEMES D'EXPLOITATION AGRICOLES

Report #46

AGRICULTURAL DEVELOPMENT SUPPORT II
HAITI

University of Arkansas,
Fayetteville

ADS II
Projet d'Appui au Developpement Agricole

LA THEORIE STATISTIQUE

POUR

LES RECHERCHES DANS LES SYSTEMES D'EXPLOITATION AGRICOLES

USAID Contrat # 521-0092
entre
L'Universitè d'Arkansas/
Winrock International
et
le Ministére de l'Agriculture
Haiti

R. Quentin Grafton

Rapport # 46
dècembre 1987.

LECON 1

Introduction á ANOVA

ANOVA, ou l'analyse de variance, est un ensemble de procédés statistiques pour évaluer la signification entre les moyennes dans un groupe de données.

Dans certaines conditions, l'ANOVA peut être considéré comme un modèle linéaire statistique.

$$Yij = U + Ti + Eij$$

ainsi

Y = Variable dépendante pour un traitement i et unité experimentale j(par exemple, le rendement d'une culture en Kg/Ha).

U = La vraie moyenne ou la moyenne de la population. La valeur de la variable dépendante serait prise avec experimentation successive et sans traitements et erreur experimentale.

Ti = Les traitements ou le niveau d'un facteur á analyser(par exemple, la dose d'engrais en Kg/Ha).

Eij = Erreur experimentale.

L'erreur experimentale peut être considérée comme "défault de deux unités experimentales avec les mêmes traitements ce qui donne des résultats identiques". Cette erreur est une combinaison de plusieurs erreurs:

- erreur d'experimentation
- erreur de mesurage
- erreur d'observation
- les influences des facteurs en dehors l'experimentation peuvent affecter les résultats.

Un but du dessin experimental est de minimiser autant que possible l'erreur experimentale. Ceci va nous permettre d'evaluer correctement les facteurs á analyser

La méthode génerale consiste á grouper les unités experimentales. Par exemple, si dans un essai le type du sol parmi les unités experimentales peut affecter les résultats, nous devons grouper les unités pour determiner les effets de traitements.

Une autre facon de réduire l'erreur d'experimentation est de randomiser le dessin experimental. Nous pouvons affirmer que les erreurs sont indépendantes en faisant une selection des traitements pour des unités expérimentales choisies au hasard.
En général, les erreurs associées aux unités experimentales ont tendance á être corrélatives. la randomisation minimise cette

correlation.

Pour èxecuter les tests de signification sur les traitements á analyser, l'erreur experimentale doit rèpondre á certaines conditions.

(1) Les erreurs doivent être distribuèes de facon normale.

(2) Les erreurs doivent être distribuèes de la même facon. C'est-à-dire, la valeur des variables independantes n'affecte pas la variance des erreurs. Par exemple, si nous analysons l'effet d'engrais sur le rendement d'une culture, la variation dans les erreurs ne sera pas affecter par la dose d'engrais appliquèe.

(3) Les erreurs doivent être distribuèes independamment d'elles-mêmes. C'est-á-dire, la valeur d'une erreur n'affecte pas la valeur d'une autre i.e., il n'y aucune correlation entre les erreurs. Cette erreur est minimisèe par la selection au hasard des traitements pour les unitès experimentales.

En rèsumè, un important aspect du dessin expèrimental est de minimiser l'erreur experimentale. Cette erreur est contituèe de differents aspects: l'erreur experimentale, l'erreur d'observation, l'erreur de mesurage et l'erreur causèe par les facteurs en dehors du contrôle du chercheur. Les tests de signification dans l'ANOVA pour determiner l'erreur doivent se conformer á certaines exigences. Condition: l'erreur doit être distribuèe de facon normale, identique et indèpendante.

Procèdè Pour Crèer un Tableau d'ANOVA

Dans ANOVA nous voudrions calculer la variation des facteurs á analyser, les repetitions des unitès experimentales et l'erreur. Connaissant la variance de chacun des composants nous pouvons determiner leurs signification sur la variable dèpendante.

Pour calculer les variances individuelles, il est nècessaire d'ètablir un tableau de valeurs des unitès expèrimentales classifièes selon les facteurs á traiter. L'exemple d'un tel tableau est donnè au tableau 1, avec 6 rèpètitions et 4 traitements.

Tableau 1 - Exemple de Format pour l'Analyse des Donnèes

	T1	T2	T3	T4	
rèpètition 1	60	59	62	60	241
rèpètition 2	47	60	61	51	219
rèpètition 3	51	35	60	40	186
rèpètition 4	58	32	62	50	202
rèpètition 5	62	54	60	62	238
rèpètition 6	40	62	61	61	224
	---	---	---	---	---
	318	302	366	324	1310

Les meilleures formules pour calculer l'ANOVA à la main sont données ci-dessous.

facteur de correction(cf) = $(\Sigma X)^2/n$

totals de la somme des carrès(SS tot) = $\Sigma X^2 - cF$

traitement de la somme des carrès(SS treat) = $\Sigma T^2/r - cF$

rèpètitions de la somme des carrès(SS rep) = $\Sigma R^2/t - cF$

erreur de la somme des carrès = SStot - SStreat - SSrep

Avec rèfèrence au tableau 1. la somme des carrès aura les valeurs suivantes.

Facteur de correction = (1310) /n = 71504.17

SStot = ($(60)^2 + (47)^2 + \ldots (61)^2$) - cf = 1999.83

SStreat = ($(318)^2 + (302)^2 + (366)^2 + (324)^2$)/6 - cf = 372.5

SSrep = ($(241)^2 + (219)^2 + \ldots (224)^2$)/4 -cf = 561.5

SSerreur = 1999.83 - 561.33 - 372.5 = 1066

Les degrès de libertè(df) pour chaque somme des carrès sont:

df SS. tot = n - 1
df SS. treat = t-1
df SS. rep = r-1
df SS. erreur = (r-1) (t-1)

ainsi
n = nombre d'observations
t = nombre de traitements
r = nombre de rèpètitions ou blocks.

Si nous divisons les sommes des carrès par leurs degrès de libertè nous obtenons les variances composantes sous investigation. Dans la terminologie d'ANOVA ces variances sont souvent appelèes les moyennes des carrès.

Un assemblement des sommes des carrès, les moyennes des carrès et les degrès de libertè ètablissent le tableau d'ANOVA. L'ANOVA pour l'exemple donnè est prèsentè au tableau 2.

Tableau 2 - Exemple d'un ANOVA

source de variation	DF	SS	MS	F Ratio
total	23	1999.83	86.95	
répétition	5	561.33	112.27	1.58NS
traitements	3	372.5	124.17	1.75NS
erreur	15	1066.0	71.07	

cv = 15.44%

Bien qu'il existe plusieurs facons de présenter le tableau, le format au tableau 2 est des plus usités.

Le facteur de variation(CV) est souvent donné dans l'ANOVA parce qu'il indique une mesure de la variation totale de l'experimentation. Le plus élevele CV, le plus haut au niveau de l'erreur experimentale. Puisque le CV est toujours donné comme un pourcentage, on peut comparer les CV's de differents essais. La formule est la suivante:

$$CV = (\sqrt{MS\ erreur}/\bar{x}) \times 100$$

ou $\bar{x}$ = moyenne globale

Pour l'exemple au tableau 2.

$$CV = (\sqrt{71{,}07}/\bar{x}) \times 100$$

$$= 15.44\%$$

La proportion F, ou le test de signification des facteurs á traiter se calcule en divisant la moyenne respective des carrés par la moyenne des carrés de l'erreur. Cette proportion est comparée avec la valeur F dans le "Fisher's Distribution Table". Si la proportion est plus grande que la valeur dans le tableau á des niveaux de signification spécifiée, le facteur á traiter a une influence significative sur la variable dependante. Si le facteur est significatif au niveau de 5%, on place une * á côté de la proportion F dans le tableau ANOVA, si le facteur est significatif au niveau 1% on place deux * á côté de la proportion F et si le facteur n'atteint pas 10% de signification on place NS á côté de F pour indiquer que le facteur n'a pas une valeur statistique pouvant influencer la variable dependante.

A comprendre mieux l'utilisation de la proportion F on doit savoir les hypothéses que nous testons et pourquoi nous employons Fisher's Distribution Table. Se rappeler que dans le modéle lineaire la variable dépendante(par exemple, rendement Kg/Ha) est determinée par sa vraie moyenne, les influences des traitements, les répétitions et l'erreur experimentale. Si les traitements ou les répétitions affectent la variable dépendante significativement, on peut présumer que leurs variances soient plus grandes que l'erreur experimentale. C'est-á-dire, on ne peut pas dire que la variation dans la variable dépendante est causée seulement par la variation dans l'erreur experimentale. Donc, plus les traitements ou les rèpètitions sont significatives, le plus èlevè est le rèsultat de la division de la moyenne des carrès des traitements et rèpètitions par la moyenne des carrès de l'erreur experimentale – la proportion F.

La proportion F est comparèe aux valeurs dans le tableau F parce qu'il represente les valeurs anticipèes de la division de deux variances ègales aves des niveaux diffèrents de signification et des degrès de libertè. Ces degrès de libertè sont les degrès de libertè pour le numèrateur et dènominateur dans la proportion F. Les niveaux de signification pour comparaison entre la valeur dans le tableau F et la propotion F sont gènèralement 1%, 5% et 10%. Ici, 1% indique qu'il y a seulement 1% de chance d'affirmer qu'un facteur est significatif lorsqu'il affecte la variable dèpendante quand en rèalitè il n'est pas significatif.

L'hypothése testèe dans la proportion F est rarement mentionnèe dans l'ANOVA. L'hypothése testèe dans l'exemple trouvè au tableau 2 avec la proportion F pour les traitements est donnèe ci-dessous.

Ho : $\sigma^2_T = 0$

c'est-á-dire, l'influence du facteur (les traitements analytiques) n'a pas un effet sur la variable dèpendante(par exemple, rendement Kg/Ha).

L'hypothése est testèe comme suit.

MS Trait./MS Erreur avec(t-1) et (t-1)(r-1) degrès de libertè

ceci est comparèe á la valeur dans le tableau F au niveau de 5% de signification, i.e.

F.95 avec ((t-1),(t-1)(r-1)) degrès de libertè

Si la proportion F > la valeur tableau F, par consequence nous rejetons l'hypothése et affirmons que le facteur a une influence significative sur la variable dèpendante avec 5% de niveau de probabilitè.

Pour les donnèes presentèes au tableau 2, les calculs sont les suivants.

Traitements – la proportion F = 124.17/71.07 = 1.75 avec (3,15)DF

la valeur du tableau F = F.95(3,15)DF = 3.29
la valeur du tableau F = F.90(3,15)DF = 2.49

parce que 1.75 < 3.29, nous pouvons affirmer que les traitements ne sont pas significatifs au niveau de 5% de probabilitè. Aussi parce que 1.75 < 2.49, nous ne pouvons pas rejeter notre hypothése sur le fait que la variance des traitements est nulle.

Rèpètitions - la proportion F = 112.27/71.07 = 1.58 avec (5.15)DF

la valeur du tableau F = F.95(5,15)DF = 2.9
la valeur du tableau F = F.90(5,15)DF = 2.27

parce que 1.58 < 2.9, nous pouvons affirmer que les rèpètitions ne sont pas significatives au niveau 5% de probabilitè. Aussi, parce que 1.58 < 2.27, nous ne pouvons pas rejeter notre hypothése sur le fait que la variance des rèpètitions est nulle.

Comment Etablir les Differences entre les Moyennes de Traitements Individuels

Quand nous avons dèterminer que les traitements analytiques sont significatifs pouvant influencer la variable dependante, nous devons trouver la signification relative parmi les traitements individuels.

D'une maniére gènèrale le test de "Least Significant Difference" permet d'èvaluer les traitements individuels. Ceci est un type de plusieurs tests d'èvaluation des moyennes de traitements, appellè en gènèral "mean separation tests". On doit utiliser le LSD seulement dans conditions suivantes.

- Utilisez LSD seulement quand la proportion F est significative.

- Comprenez que plus les nombres des moyennes á tester sont èlevèes, plus grande est la chance de trouver une diffèrence significative entre deux moyennes.

Nèanmoins, le test est trés utile dans l'èvaluation des rèsultats des essais agricoles. Par exemple, dans un essai de comparaison des rendements de diffèrentes variètès d'une culture, LSD indique si la variètè avec le plus grand rendement a une diffèrence plus significative que les autres.

Bien qu'il existe plusieurs types de tests de sèparation des moyennes, le plus recommandè dans ce cours est "Duncan's Mutiple Range Test"(DMRT). Utilisant les donnèes aux tableaux 3 et 4. La facon de calculer ce test est la suivante.

<u>Tableau 3 - Les Donnèes Pour Calculer DMRT</u>

	Blocks		
Traitements	B1	B2	
T1	8.6	8.8	17.4
T2	6.4	6.7	13.1
T3	6.9	7.1	14.0
T4	6.4	7.0	13.4
total	28.3	29.6	57.9

Tableau 4 - L'ANOVA du tableau 3 pour Calculer DMRT

Source de variation	DF	SS	MS	F Ratio
blocks	1	0.2113	0.2113	11.79
traitements	3	5.9137	1.9713	110.02
erreur	3	0.0538	0.0179	
total	7	6.1787		

phase (1)
Calculer le "least significant difference ranges" et arranger dans un tableau.

$Rp = qaSx$

ainsi
qa = le significatif "studentized" rangèe (obtenu d'un tableau utilisant les degrès de libertè de la moyenne des carrès et le nombre de moyennes á tester).
a = niveau de signification.
p = nombre de moyenne.
$Sx = \sqrt{(\text{MS erreur/nombre de rèpètitions})}$.

Pour les donnèes prèsentèes aux tableaux 3 et 4:

La moyenne des carèes(MSE) = 0.0538
DF pour MSE = 3
Nombre de rèpètitions = 2
Nombre de traitements á tester(p) = 4

Tableau Des Rp

	2	3	4
q.05(p,3DF)-du tableau	4.5	4.5	4.5
Sx, $\sqrt{(0.0538/2)}$	0.0946	0.0946	0.0946
Rp, 4.5*0.0946	0.426	0.426	0.426

N.B: Dans l'exemple ci-dessus les valeurs de q du tableau sont identiques, cependant, ce n'est pas toujours le cas.

phase (2)
Arranger les moyennes á tester dans un ordre dècroissant.

Traitement	Rendement(Kg/Ha)
1	8.7
3	7.0
4	6.7
2	6.55

phase (3)
Evaluer les differences entre la moyenne plus èlevèe et toutes les autres. i.e.

8.7 - 6.55 = 2.15
8.7 - 6.7 = 2.0
8.7 - 7.0 = 1.7

Si les differences entre les moyennes > que Rp, nous pouvons dire que la difference entre les deux moyennes testèes est significative, par exemple.

1.7 > 0.426, il y a donc une diffèrence significative entre le traitement 1 et le traitement 3. Parce que la moyenne du traitement 3 est supèrieure aux moyennes des traitements 2 et 4, nous pouvons dire qu'il y a une difference significative entre les traitements 1 et 2 et les traitements 1 et 4.

phase (4)
Rèpèter la phase (3) pour toutes les autres moyennes de comparaison. Commencer avec la moyenne qui est plus èlevè et identifier avec la lettre A les autres moyennes qui ne prèsentent pas une difference significative avec la moyenne plus èlevèe. Continuer pour toutes les autres dans un ordre dècroissant des moyennes et alphabètique.

Traitement		Rendement(Kg/Ha)
1	A	8.7
3	B	7.0
4	BC	6.7
2	C	6.55

Toutes les moyennes avec une lettre commune n'ont pas une diffèrence significative au niveau de 5%. Donc, le traitement 1 est different de tous les autres, le traitement 3 n'a pas une difference significative avec le traitement 4, et le traitement 2 n'a pas une difference significative avec le traitement 4.

Comparaison Des Moyennes Parmi Les Groupes de Traitements

Quelquefois dans les essais agricoles il est nècessaire de comparer les groupes de traitements. Par exemple, dans un essai avec 4 traitements èvaluer les rendements de deux types d'une culture avec et sans engrais, nous voudrions savoir si une variètè donne un meilleur rendement avec et sans fertilisant. On peut utiliser "orthogonal contrasts" pour ètablir cette comparaison.

Simplement, "orthogonal contrasts" assigne une valeur aux traitements totals, puis les sommes des carrès de traitements sont calculèes par les contrastes assignèes. La proportion F est dèterminèe d'une maniére normale pour voir si la comparaison testèe est significative.

Les contrastes qui sont assignès dèpendent entièrement du chercheur, cependant, ils doivent totaliser á zèro dans chaque comparaison. Si, il y a plusieurs comparaisons, la somme des rèsultats de multiplications des contrastes entre chaque paire des comparaisons doit être ègale á zèro. Ceci est bien illustrè par un exemple utilisant des donnèes du tableau 5.

<u>Tableau 5 - Les Donnèes Pour Illustrer Les Contrastes Orthogonal</u>

	Traitements				
Rèpètitions	1	2	3	4	
1	33.4	32.8	29.5	31.3	127.0
2	23.7	25.8	14.2	24.2	87.9
3	33.1	33.3	28.5	28.0	122.9
4	26.9	25.8	13.2	23.6	89.5
	117.1	117.7	85.4	107.1	427.3

ou

Traitement 1 = Variètè A avec fertlisant.
Traitement 2 = Variètè B avec fertlisant.
Traitement 3 = Variètè A sans fertlisant.
Traitement 4 = Variètè B sans fertlisant.

Les hypothéses á dèterminer sont les suivantes.

(1) Les traitements 1 et 2(variètès A et B avec fertilisant) sont diffèrents des traitements 3 et 4 (variètès A et B sans fertilisant).
(2) Les traitements 1 et 3(variètè A avec et sans fertilisant) sont diffèrents des traitements 2 et 4(variètè B avec et sans fertlisant).

Les contrastes pour tester ces hypothéses se prèsentent comme suit.

Les contrastes pour hypothése 1.

$L1 = (1T1) + (1T2) + (-1T3) + (-1T4)$

Les contrates pour hypothése 2.

$L2 = (1T1) + (-1T2) + (1T3) + (-1T4)$

Par èvaluation les conditions nècessaires pour les contrastes totalisent zèro et la somme des rèsultats de mutiplications des contrastes ègale á zèro.

$L1 = 1 + 1 - 1 - 1 = 0$
$L2 = 1 - 1 + 1 - 1 = 0$

et les rèsultats de multiplications.

$(1)(1) + (1)(-1) + (-1)(1) + (-1)(-1) = 0$

$(1)(1) + (1)(-1) + (-1)(1) + (-1)(-1) = 0$

N.B: Avec plus de 2 comparaisons à tester, chaque paire de comparaison doit avoir zèro comme somme. rèsultats de multiplications des contrastes assurer "mutual orthogonality".

Pour calculer la somme des carrès des comparaisons nous devons, d'abord, faire le carrè et puis totaliser les contrastes, i.e.

$$L1 = (1)^2 + (1)^2 + (-1)^2 + (-1)^2 = 4$$
$$L2 = (1)^2 + (-1)^2 + (1)^2 + (-1)^2 = 4$$

Les sommes des carrès des contrastes sont calculès de la maniére suivante.

La somme des carrès de contraste(SS Contraste) = $L^2 / r(\Sigma C^2)$

ou:
L = La somme des carrès de contrastes multipliès par la total des traitements.
r = Nombre de rèpètitions.
C = Les contrastes assignès.

$$SS1 = ((1)(117.1) + (1)(117.7) + (-1)(85.4) + (-1)(107.1))^2/(4)(4)$$
$$= 1789.29/16$$
$$= 111.83$$

$$SS2 = ((1)(117.1) + (-1)(117.7) + (1)(85.4) + (-1)(107.4))^2/(4)(4)$$
$$= 497.29/16$$
$$= 31.08$$

Nous pouvons insèrer les rèsultats dans un tableau d'ANOVA et assigner un degrè de libertè à chaque comparaison.

<u>Tableau 6 - ANOVA Pour Illustrer l'Utilisation des Contrastes Orthogonal</u>

source de variation	DF	SS	MS	F Ratio
rèpètitions	3			
Traitements	3	170.74	56.91	6.59*
- fertilisant	1	111.83	111.83	12.94*
- variètè	1	31.08	31.08	3.60NS
- variètè/fert.	1	27.83	27.83	3.22NS
Erreur	6	51.83	8.64	

* = significative au niveau 5%. NS = Non significative.

Nous constatons qu'il y a une difference significative dans le rendement des deux variètès avec l'application des fertlisants. Cependant, il n'y a pas une difference significative entre les deux variètès.

Le Probléme de Manque de Donnèes

En tout type d'expèrience on peut rencontrer le probléme de manque de donnèes, ceci particuliérement en recherche agricole.

Pour vaincre ce probléme, le chercheur a trois options.

(1) Abandonner le block ou rèpètition qui manque les donnèes. Cependant, si il y a quelques rèpètitions dans l'expèrience cette mèthode est trop sevére et on doit considerer d'autres options.

(2) Si une parcelle expèrimentale n'est pas complétement dètruite, on peut rècolter la partie qui n'est pas endommagèe et puis estimer la rècolte totale de la parcelle. Ce procèdè prèsume que le rendement de la partie endommagèe serait identique á la partie non affectèe.

(3) Si seulement un ou au maximum deux parcelles manquent, on peut estimer les valeurs manquantes.

La formule pour estimer la valeur manquante d'une parcelle avec un essai en blocks dessinè au hasard est prèsentè ci-dessous.

$$Y = (bB + tT - G)/(b-1)(t-1)$$

ou

b = Nombre de blocks.
t = Nombre de traitements.
G = la somme globale
B = la somme de block ou la parcelle est manquante.
T = la somme de traitements ou la parcelle est manquante.

Le procèdè á employer est mieux illustrè par un exemple.

Tableau 7 - Illustration Pour Estimer les Donnèes Manquantes

	Blocks			
Traitements	1	2	3	
1	30	26	( )	56
2	35	27	33	95
3	43	35	45	123
	---	---	---	---
	108	88	78	274

Le manque de donnèes est situè dans le block 3 du traitement 1.

$$\text{Valeur}(T1,B3) = ((3)(78) + (3)(56) - 274)/(3-1)(3-1)$$
$$= 32.$$

Quand on utilise ce procédè certaines modifications au ANOVA sont nècessaires pour èviter des rèsultats contraires. Les ètapes sont les suivantes.

(1) Rèduire par 1 les degrès de libertè pour l'erreur experimentale et la somme totale des carrès.
(2) Rèduire la somme des carrès de traitements de la maniére suivante.

(B - (t-1)Y)/t(t-1) = facteur de correction

pour l'exemple prèsentè au tableau 7.

facteur de correction = (78 - (3-1)32)/3(3-1)
= 32.67

Dans l'exemple ci-dessus, l'ANOVA calculè avec l'estimation de donnèes manquantes est prèsentè pour montrer les differences avant et aprés les corrections nècessaires. Ces ANOVAS sont insèrès aux tableaux 8 et 9.

<u>Tableau 8 - ANOVA Sans Modification</u>

Source de variation	DF	SS	MS	F Ratio
blocks	2	98.67	49.335	18.49**
traitements	2	228.67	114.335	42.85**
erreur	4	10.67	2.668	
total	8	338.01		

** = significative au niveau de 1%.

<u>Tableau 9 - ANOVA Modifiè</u>

Source de Variation	DF	SS	MS	F Ratio
blocks	2	98.67	49.335	13.86*
traitements	2	228.67-32.67	98.0	27.53*
erreur	3	10.67	3.57	
total	7	305.34		

* = significative au niveau de 5%.

L'ANOVA sans modifications (tableau 8) indique que les influences des traitements et blocks sur la variable dèpendante sont significatives au niveau de 1%. Avec modifications l'ANOVA (tableau 9) indique que les traitements et blocks sont significatifs au niveau 5%.

EXERCICE 1

(1) Une expèrience avec 10 blocks et 5 traitements pour les unitès expèrimentales choisies par hasard a ètè ètablie. La variance parmi les moyennes des traitements ètait 100 et la moyenne globale ètait 20. Remplir les parties vides du tableau d'ANOVA donnè.

source de variation	DF	SS	MS	F Ratio
rèpètitions		90		
traitements				
erreur			5	
total				

C.V = %
* = significative au niveau 5%. ** = significative au niveau 1%

(2) Une expèrience avec 4 rèpètitions pour dèterminer l'influence sur riz de 7 differents traitements de pesticides. Les moyennes de traitements et un ANOVA partiel sont prèsentès ci-dessus.

Traitements	Moyenne de Rendement(Kg/Ha)
1	2127
2	2678
3	2552
4	2128
5	1796
6	1681
7	1316

Un ANOVA Partiel

Source de variation	DF	SS	MS	F Ratio
traitements	6	5587175	931196	9.82
erreur	21	1990237	94773	

Faire le DMRT pour èvaluer les diffèrences entre les moyennes de traitements au niveau 5% de signification et prèsenter les rèsultats dans un tableau.

(3) Une expèrience ètait ètablie pour comparer les rendements de plusieurs variètès de sorgho. Avec l'information fournie ci-dessous, calculer la somme des carrès et les degrès de libertè pour une comparaison en vue d'èvaluer la difference entre la moyenne du traitement 4 et tous les autres traitements.

Nombre de rèpètitions = 4

Totals des Traitements

T1=117.1
T2=117.7
T3=107.1
T4= 85.4

Les Rèponses pour Exercice 1

(1)

ANOVA

Source de variation	DF	SS	MS	F Ratio
rèpètitions	9	90	10	2
traitements	4	400	100	20**
erreur	36	180	5	
total	49	670		

C.V = 11.18%

* = significative au niveau 5%. ** = significative au niveau 1%

(2) DMRT avec 7 traitements de pesticides appliquès sur une culture de riz.

Traitement	Moyennes de Rendements	Signification Statistique
1	2127	BC
2	2678	A
3	2552	AB
4	2128	BC
5	1796	C
6	1681	CD
7	1316	D

Les moyennes de traitements reprèsentent une moyenne de 4 rèpètitions pour chacun.
Toutes les moyennes avec une lettre commune n'ont pas une difference significative au niveau de 5%.

(3) Le total des traitements et des contrastes sont les suivants.

Total de Traitements	Contraste	Carrè de Contraste
T1=117.1	-1	1
T2=117.7	-1	1
T3=107.1	-1	1
T4= 85.4	3	9
	somme	12

La somme des carrès pour la comparaison entre la moyenne de traitement 4 et les autres traitements est prèsentèe ci-dessous.

$$SS = ((-1)(117.1) + (-1)(117.7) + (-1)(107.1) + (3)(85.4))^2/(4)(12)$$

$$= 153.01$$

LECON 2

Dessin Expèrimental

Vue Approfondie de la Thèorie

Dans un essai agricole, il convient de dèterminer l'effet de certains traitements sous investigation(engrais, variètè) en fonction d'une variable dèpendante(rendement kg/ha). En rèduisant l'erreur experiemntale d'une expèrience, nous sommes capables de distinguer les differents effets des traitements variès et de plus dèterminer le lieu et la grandeur de leur influence sur la variable dèpendante. La facon dont une expèrience est dessinèe reprèsente un moyen important pour qu'un chercheur soit á même de rèduire l'erreur experimentale.

Les trois maximes d'un dessin expèrimental sont ènumèrèes comme suit:

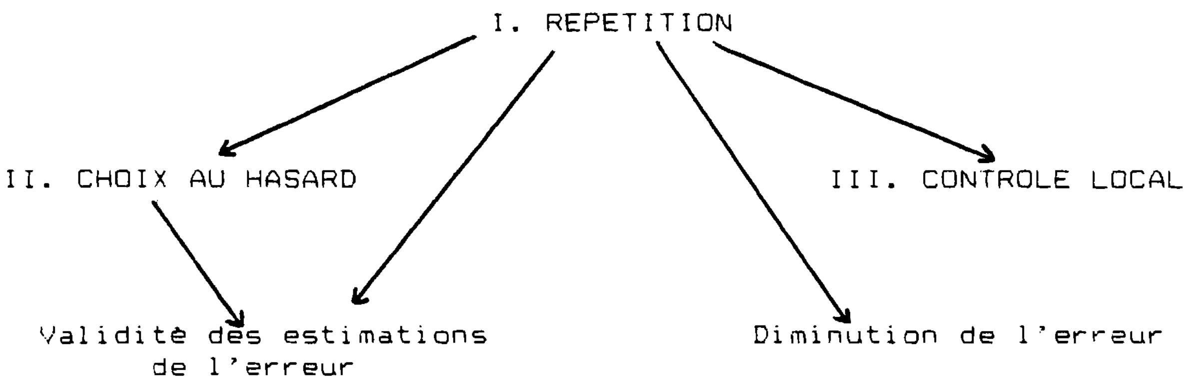
(1) Choix au Hasard: L'interprètation des diffèrences au niveau des traitements sur la variable dèpendante est influencèe par les facteurs en dehors de l'investigation, par exemple, la fertlitè du sol. Choix au hasard, ou la sèlection des traitements pour les unitès experimentales au hasard, aide á rèduire l'erreur de tels effets.

(2) Rèpètition: Plus il y a d'observations et de rèpètitions dans une expèrience, toutes choses ègales, plus bas est l'erreur expèrimentale plus grande est la valeur de l'information en comparaison des traitements. Par exemple, l'influence sur la totalitè de l'erreur experimentale á partir d'une inondation sur cinq parcelles est plus basses s'il y avait 100 rèpètitions que s'il y en avait 10.

(3) Contrôle Local: Un moyen de rèduire l'erreur expèrimentale consiste á crèer des divisions ou blocks parmi les parcelles dans le but de rèduire au minimum la variation, á l'intèrieur des blocks et au maximum la variation entre les blocks. Par exemple, si on savait qu'un champ designè pour une expèrience avait trois types de sol distinct, on contrôlerait ces diffèrences en crèant un block pour chaque sol de type distinct. Ainsi, une partie de l'erreur expèrimentale est considèrèe comme une source de variation au niveau du block.

Le rôle de ces trois maximes consistant á valoriser les estimations et l'erreur expèrimentale est montrè á la figure 1.

Figure 1. Les Trois Maximes du Dessin Expèrimental Agricole



Recommandations pour Systèmes de Recherches Agricoles

Dans la domaine des systémes de production agricole, d'autres facteurs doivent être pris en considèration au moment de faire les expèriences du terrain. Par exemple, pour les essais de champs agricoles, le nombre des traitements sous investigation ne doit pas dèpasser 15 et si possible doit être encore plus bas que cela. Ceci permet d'effectuer un contrôle adèquat de l'expèrience, d'èviter que l'expèrience se complique au point que les fermiers deviennent incapables d'èvaluer diffèrents traitements, et a l'avantage de permettre au chercheur d'utiliser le meilleur moyen d'emploi et d'analyse du dessin des blocks complets randomisès(RCBD).

Les traitements sous investigation sont dèterminès en fonction du chercheur. Dans les systémes de rescherche agricole(FSR) on inclus souvent les traitements de contrôle suivants.

(1) Un traitement qui comprend la technique du paysan pour la culture sous investigation.

(2) Un traitement typique pour la culture telle que pratiquèe dans la règion.

(3) Un traitement au niveau de la technique actuelle recommandèe.

Le premier type de contrôle de traitement permet á l'agriculteur de comparer les pratiques de techniques recommandèes et communèment acceptèe dans la règion avec la sienne. La deuxiéme type de contrôle de traitement permet au chercheur de comparer les pratiques traditionnelles avec les pratiques recommandèes. Une comparaison des deuxiéme et troisiéme contrôles rèpètès dans plusieurs saisons d'essais permet au chercheur de connaître les avantages de chacun d'eux.

Pour une expèrience non-factoriel consistant á comparer trois variètèes d'une culture á deux niveaux diffèrents d'engrais, il faudra avoir six traitements. Si le chercheur inclus les moyens de contrôle recommandès il y aurait trois autres traitements á èvaluer.

(1) L'application d'engrais et la variètè utilisèe par l'agriculteur á l'endroit ou la rèpètition a eu lieu.
(2) L'application d'engrais, variètè et pratiques culturelles typiques locales.
(3) L'application d'engrais et variètè recommandèes actuellement aux agriculteurs.

Une recommandation spècifique pour l'èvaluation des variables quantitatives dans une expèrience, telle, quantitè d'engrais appliquè, est que les niveaux des facteurs sous investigation doivent être choisis adèquatement pour dècrire la rèponse de la variable dèpendante dans une sèrie de traitements. Par exemple, dans une culture d'essai avec engrais, un traitement de 200 kg azote/ha n'est pas economiquement indiquè pour appliquer de l'engrais á ce niveau, cependant ceci ne suggére rien non plus au chercheur quand á acceptabilitè d'autres niveaux d'applications. Un dessin experimental avec quatre applications diffèrentes, chacune de 50 kg azote/ha determinerait une fonction de rèponse de la culture á l'engrais et puis montrer le niveau d'application le plus profitable.

<u>Dessin des Blocks Complets Randomisès</u>

Il y a un grande nombre de dessins expèrimentaux diffèrents pour les essais agricoles qui comprennent, les noms de quelques essais, le dessin des blocks complets randomisès(RCBD), le carrè latin, les dessins lattices, et les dessins des blocks fissurès. Le dessin le plus appropriè dèpend des conditions du lieu de l'expèrience ainsi que du nombre et types de facteurs á investiguer. Le plus commun est RCBD.

Le principal avantage du RCBD est en raison de sa simplicitè et sa flexibilitè ainsi que de son abilitè á rèduire l'erreur expèrimentale avec l'utilisation des blocks. Le dessin est caractèrisè par les traitements ayant le même nombre de temps pour chaque block. Les blocks sont designès pour calculer au maximum les diffèrences entre les blocks et au minimum les diffèrences á l'intèrieur des blocks. Les traitements sont rèpartis aux unitès expèrimentales par un procèdè au hasard et seraient limitèes le moins possible pour atteindre les buts de l'expèrience.

La flexibilitè du dessin est montrè quand les rèsultats d'un facteur entier ou d'une rèpètition ne sont pas atteints alors que le chercheur peut continuer á analyser les rèsultats d'autres facteurs. La mise en application du RCBD est cependant limitèe á 15 traitements puis qu'on au-dessus de ce nombre il y a une perte dans l'efficacitè due á l'augmentation de hètèrogènèitè entre les rèpètitions.

Le processus au hasard des traitements choisis dans un RCBD est dècrit au-dessous dans un exemple pour une expèrience avec six traitements(A,B,C,D,E,F) et quatre rèpètitions.

(1) Sèlectionner au hasard six(nombre de traitements) trois chiffres numèriques d'un tableau des numèros randomisès. Ceci est fait en marquant á l'aide d'un crayon avec les yeux fermès à n'importe quelle page dans le tableau des numèros randomisès. Du premier chiffre sèlectionnè au hasard ajouter deux chiffres à droite, puis lire verticalement au bas cinq autres trois chiffres numèriques.

(2) Ecrire les numèros selectionnès en marquant l'ordre de leur sèlection. Ensuite, dèterminer le rang de chacun en assignant "1" à la plus petite valeur, "2" á la plus petite valeur qui suit et ainsi de suite jusqu'á la plus grande valeur des numèros.

Exemple

Trois Chiffres Numèriques	Ordre de Sèlection	Rang
918	1	6
772	2	5
243	3	1
494	4	2
704	5	4
549	6	3

(3) Employer l'ordre de sèlection pour assigner les traitements et le rang pour assigner les numèros des parcelles dans chaque block, i.e., allouer le traitement A(c'est-á-dire le premier numèro dans la sèlection) á la parcelle 6, le traitement B(c'est-á-dire le deuxiéme numèro dans la sèlection) á la parcelle 5 et ainsi de suite.

(4) Dessinè un schèma du premier block.

Exemple

Numèro de Parcelle	Block I
1	traitement C
2	traitement D
3	traitement F
4	traitement E
5	traitement B
6	traitement A

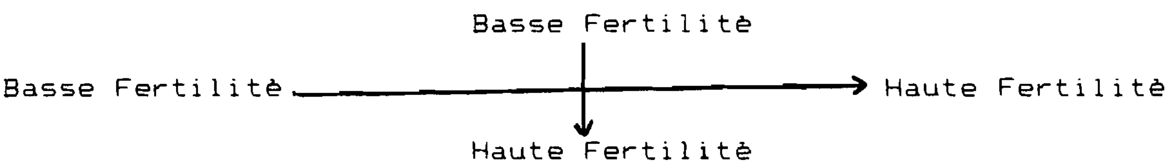
(5) Rèpèter le processus trois fois de plus(parce qu'il y a quatre rèpètitions dans l'expèrience) - ètablir l'ordre de sèlection aux traitements et le rang aux numèros des parcelles.

Comme pour tous les essais expèriementaux les rèsultats du RCBD sont en gènèral applicables seulement aux sites spècifiques et á la saison particuliére. Donc, èvaluer adèquatement les diffèrences entre les facteurs et leur effets sur la variable dèpendante, on doit, en gènèral, rèpèter l'essai au moins dans trois pèriodes de temps. Seulement aprés tout ce nombre d'expèriences les chercheurs seront capables de recommander leurs innovations aux fermiers.

Le Dessin du Carrè Latin

Le dessin expèrimental du carrè latin est employè quand le chercheur sait, avant l'expèrience, qu'il existe un facteur qui reste dans deux directions parmi les unitès expèrimentales. Ce facteur qui n'est pas sous investigation influence la rèponse de la variable dèpendante aux traitements ètablis, et de plus augmente l'erreur expèrimentale. Un exemple de cette situation est donnè plus loin, ou il y a un champ proposè pour une expèrience ayant une pente de fertilitè situèe dans deux directions diffèrentes. S'il y avait une pente de fertilitè dans une seule direction, l'utilisation des blocks pour les differents types de sol avec le RCBD serait suffisant ce qui donnerait des rèsultats efficaces.

<u>Exemple d'une Pente de Fertilitè à Deux Directions</u>



Dans l'exemple ci-dessus, le dessin du carrè latin est une trés bonne mèthode de rèduction de l'erreur expèrimentale. La restriction principale de ce dessin est que le nombre de rèpètitions doit ètre ègal au nombre de traitements. A cause de cette contrainte, dans les expèriences avec moins que quatre traitements le carrè latin n'est pas conseillè tant qu'il y a des degrès de libertè insuffisants associes à l'erreur experimentale. De plus, s'il y a plus de huit traitements à considerer, ce dessin devient encombrant à cause des unitès expèrimentales considèrables.

Le carrè latin est mieux compris à l'aide d'un exemple consistant à choisir les traitements par hasard pour les unitès experiemntales et une revue de l'ANOVA de ce dessin. Le procèdè de randomiser cinq traitements du carrè latin est prèsentè ci-dessous.

(1) Sèlectionner un carrè latin pour les nombres de traitements sous investigation comme enumèrè dans les livres sur le dessin expèrimental.

Exemple - 5X5 Carrè Latin

		Colonnes				
R		1	2	3	4	5
a	1	A	B	C	D	E
n	2	B	A	E	C	D
g	3	C	D	A	E	B
è	4	D	E	B	A	C
e	5	E	C	D	B	A
s						

(2) Randomiser les rangèes qui suivent.
A - Sèlectionner au hasard cinq nombres de trois chiffres d'un tableau des numèros randomisès et arranger par ordre de sèlection et par rang, en assignant "1" á la plus petite valeur, "2" á plus petite valeur qui suive et ainsi de suite.

Numèro Randomisè	Ordre de Sèlection	Rang
628	1	3
846	2	4
475	3	2
902	4	5
452	5	1

B - Faire en sorte que le rang soit le numèro de chaque rangèe dans le carrè sèlectionnè(donnè en (1)) et l'ordre de sèlection, le numèro de chaque rangèe du carrè latin rèajustè. Donc, la rangèe trois dans le carrè latin originale devient maintenant la rangèe un dans le carrè latin rèajustè, rangèe quatre devient rangèe deux et ainsi de suite. Le carrè rèajustè est prèsentè comme suit.

		Colonnes				
R		1	2	3	4	5
a	1	C	D	A	E	B
n	2	D	E	B	A	C
g	3	B	A	E	C	D
è	4	E	C	D	B	A
e	5	A	B	C	D	E
s						

(3) Rèpèter le processus comme á la phase (2) pour les colonnes en sèlectionnant cinq nombres de trois chiffres numèriques additionels et les arranger par ordre de sèlection et de rang.

Numèro Randomisè	Ordre de Sèlection	Rang
792	1	4
032	2	1
947	3	5
293	4	3
196	5	2

Arranger le carrè latin formè en phase (2) en assignant le numèro de rang comme le numèro colonne latin á la phase (2) et le numèro d'ordre sèlection comme le numèro de colonne pour le carrè latin rèajustè. Donc, la quatrième colonne du carrè latin trouvè á la phase (2) devient la première colonne du carrè latin rèajustè, la colonne un devient la colonne deux et ainsi de suite. Le carrè latin final pour dèterminer le dessin final de l'expèrience est prèsentè ci-dessous.

	Colonnes				
Rangèes	1	2	3	4	5
1	E	C	B	A	D
2	A	D	C	B	E
3	C	B	D	E	A
4	B	E	A	D	C
5	D	A	E	C	B

Dans un carrè latin il y a quatre sources de variation, venant des rangèes, des colonnes, des traitements et de l'erreur expèrimentale. Les degrès de libertè pour chacune des variations sont calculès comme suit.

Total d.f = nombre total d'observations - 1

Traitement d.f = rangèe d.f = colonne d.f = nombre de traitements -1

Erreur d.f = Total d.f - Traitement d.f - row d.f - colonne d.f

Les donnèes et ANOVA pour un 4X4 carrè latin sont prèsentès ci-dessous.

<u>Les Donnèes Pour 4X4 Carrè Latin</u>

	Rendement(kg/ha)				
Rangèe	col 1.	col 2.	col 3.	col 4.	Total
1	32.8	24.2	28.5	26.9	112.4
2	29.5	23.7	28.0	25.8	107.0
3	33.4	14.2	33.3	23.6	104.5
4	31.3	25.8	33.1	13.2	103.4
Total	127.0	87.9	122.9	89.5	427.3

<u>ANOVA pour 4X4 Carrè Latin</u>

Source de Variation	D.F	S.S	Carrè Moy.	Valeur F
rangèe	3	12.062	4.021	0.465NS
colonne	3	330.937	110.312	12.77**
traitement	3	170.737	59.912	6.59*
erreur	6	51.833	8.639	
Total	15	565.569		

L'ANOVA prèsentè ci-dessus indique que le groupement par rangèes n'avait pas une source de variation significative. Donc, dans cet exemple, un RCBD aurait un dessin expèrimental satisfaisant.

Dessin de Blocks Fissurès

Le dessin de blocks fissurès est souvent employè dans les expèriences de type factoriel ou il est difficile de traiter toutes les combinaisons de facteurs d'une manière similaire. Ce dessin est aussi utilisè lorsque le chercheur veut augmenter la prècision de l'estimation des effets de certains facteurs et en même temps sacrifier la prècision des autres.

La principale caractèristique du dessin de blocks fissurès est qu'il utilise les diffèrentes tailles de parcelles pour les differents facteurs sous investigation. Les parcelles plus grandes sont appellèes "mainplots", pour chaque rèpètition le nombre de mainplots doit être ègal au nombre des niveaux du premier facteur sous investigation. Par exemple, si l'engrais ètait le premier facteur d'une expèrience èvaluèe á deux niveaux soit 50 kg azote/ha et 100 kg azote/ha, il y aurait deux parcelles principales par rèpètition. En consèquence, les mainplots sont divisèes en de plus petites parcelles, appellèes, "subplots", ou le nombre de subplots dans chaque mainplot correspond au nombre de niveaux du second facteur sous investigation. Par exemple, si le second facteur ètait la variètè d'une culture et qu'il y avait trois types sous investigation, il y aurait trois subplots par mainplot.

Les parcelles inègales de taille pour les differents facteurs sous investigation expliquent la diffèrence des niveaux de prècision dans l'èvaluation des effets des facteurs. Le facteur exigeant le plus grand niveau de prècision dans l'estimation serait assignè aux subplots. Donc, avec deux facteurs dans une expèrience, variètè et engrais, si la variètè, le facteur plus important, rèclamant la plus grande prècision, nous l'aurions placèe aux subplots et l'engrais aux mainplots.

Dans un dessin de blocks fissurès, le procèdè consistant á choisir les traitements au hasard pour les unitès experimentales est rèalisè en deux ètapes. D'abord, les traitements du premier facteur sont assignès au hasard á chaque mainplot dans un processus dèja dècrit á la section sur RCBD, notant que un nouveau dispositif de sèlection de numèros au hasard est nècessaire pour chaque rèpètition. Un exemple de ce processus, le rèsultat de l'assignement du premier facteur, azote, á six niveaux differents pour trois rèpètitions est prèsentè ci-dessous.

Mainplot	Rèpètition I	Rèpètition II	Rèpètition III
1	A4	A1	A0
2	A3	A0	A1
3	A1	A5	A4
4	A0	A2	A5
5	A5	A4	A3
6	A2	A3	A2

Ensuite, le second facteur est assignè aux subplots dans chaque mainplot, notant que le nombre de subplots par mainplot ègale le nombre des niveaux de second facteur sous investigation. Continuant l'exemple, si il y avait quatre variètès á èvaluer pour le second facteur, il y aurait quatre subplots par mainplot et donc en total 72 subplots(4 subplots pour chaque 18 mainplots). Parce qu'il y a 18 mainplots, l'assignement randomisè des types de variètès aux subplots aurait besoin d'être rèpètè 18 fois.

Comme l'analyse des dessins de blocks fissurès est quelque peu diffèrente de celle RCBD, un exemple du calcul d'ANOVA pour l'expèrience donnè dans la description du processus de randomisation est prèsentè ci-dessous.

<u>Les Donnèes pour une Expèrience dans un Dessin de Blocks Fissurès</u>

	Rèpètition I	Rèpètition II	Rèpètition III
Variètè			
		A0(0 A kg/ha)	
v1	4430	4478	3850
v2	3944	5314	3660
v3	3464	2944	3142
v4	4126	4482	4836
		A1(60 A kg/ha)	
v1	5418	5166	6432
v2	6502	5858	5586
v3	4768	6004	5556
v4	5192	4604	4652
		A2(90 A kg/ha)	
v1	6076	6420	6704
v2	6008	6127	6542
v3	6224	5724	6014
v4	4546	5744	4146
		A3(120 A kg/ha)	
v1	6462	7056	6680
v2	7139	6982	6564
v3	5792	5880	6370
v4	2774	5036	3638
		A4(150 A kg/ha)	
v1	7290	7848	7552
v2	7682	6594	6576
v3	7080	6662	6320
v4	1414	1960	2722
		A5(180 A kg/ha)	
v1	8452	8832	8818
v2	6228	7387	6006
v3	5594	7122	5480
v4	2248	1380	2014

Pour analyser les donnèes il est mieux d'abord de rèarranger les rèsultats dans une forme convenable pour les calculs á la main, i.e., crèer un tableau pour le rendement des rèpètitions et le premier facteur et ensuite un tableau pour le rendement des premier et deuxiéme facteurs. Ceux-ci sont prèsentès ci-dessous.

Tableau de Rendement par Rèpètition X Azote

Azote	Rèpètition I	Rèpèition II	Rèpètition III	Azote Total
A0	15964	17218	15488	48670
A1	21880	21632	22226	65738
A2	22874	24015	23506	70395
A3	22167	24954	23252	70373
A4	23466	23064	23214	69744
A5	22522	24721	22318	65561
	-----	-----	-----	-----
Total	128873	135604	130004	394481

Tableau de Rendement par Azote X Variètè

Azote	Variètè 1	Variètè 2	Variètè 3	Variètè 4	Az. Total
A0	12758	12918	9550	13444	48670
A1	17016	17946	16328	14448	65738
A2	19200	18777	17982	14436	70395
A3	20198	20685	18042	11448	70373
A4	22690	20852	20062	6140	69744
A5	26102	19621	18196	5642	69561
	-----	-----	-----	-----	-----
Total	117964	110799	100160	65558	394481

Le calcul est alors divisè en deux parties; la première pour les mainplots et la deuxiéme pour les subplots. Le facteur de correction et la somme totale des carrès sont dèrivès dans la maniére usuelle. En consultant les données de rendement figurant au tableau de Rèpètitions X Azote, on peut calculer les sommes des carrès suivantes.

Facteur de Correction(cf) = (Somme Globale)/Nombre d'observations
= (394481)/72
= 2161323047

SS Rèpètitions = $\Sigma R^2/av$ - cf

= $(128873)^2$ + ..$(130004)^2$/(6)(4) - cf
= 1082577

SS Azote = $\Sigma A^2/rv$ - cf

= $(48670)^2$ + ..$(69561)^2$/(3)(4) - cf
= 30429200

SS Erreur(a) = $\Sigma (NB)^2/v$ - cf - SS Rep. - SS d'Azote

= $(15964)^2$ + ..$(22318)^2$/(4) - cf
- SS Rèpètitions - SS d'Azote
= 1419678

En consultant les données au tableau de rendement pour Variètè X Azote, on peut calculer les sommes des carrès pour les subplots.

SS Variete = $\Sigma V^2/ra$ - cf

$= (117964)^2 + \ldots (65558)^2/(3)(6) - cf$
$= 89888101$

SS Varièté X Azote = $\Sigma(VA)^2/r$ - cf - SS Variété - SS Azote

$= (12758)^2 + \ldots (5642)^2/3 - cf$
$- \text{SS Variètèe} - \text{SS Azote}$
$= 69343487$

SS Erreur(b) = SS total - La somme de tous les autres carrès
= 204747916 - (1082577 + 30429200 + 1419678 + 89888101 + 69343487)
= 12584873

Le rèsultant d'ANOVA se prèsente ainsi:

<u>ANOVA d'une Expèrience en Blocks Fissurès</u>

Source de Variation	d.f	SS	Carrè de Moy.	Valeur F
Repètitions	2	1082577	541228	
Azote(A)	5	30429200	6085840	42.87**
Erreur(a)	10	1419678	141968	
Variètè(V)	3	89888101	29962700	85.71**
A X V	15	69343487	4622899	13.22**
Erreur(b)	36	12584873	349580	

cv(a) = 6.9 %, cv(b) = 10.8 %

ou, cv(a) = $\sqrt{\text{erreur(a)carrè Moyenne}}$/moyenne globale X 100
cv(b) = $\sqrt{\text{erreur(b)carrè Moyenne}}$/moyenne globale X 100

L'ANOVA indique que l'effet de deux facteurs, variètè et azote, et une influence interactive entre les deux, sont significatifs en causant une variation dans la variable dèpendante. Le coefficient de variation(cv), un moyen de prècision propre á l'estimation des principaux effets de traitements, est plus grand pour les mainplots que les subplots. Comme discutè, ordinairement dans un essai de blocks fissurès on peut espèrer le contraire.

En prèsence de trois facteurs sous investigation, on peut ètablir un dessin de blocks fissurès deux fois. Ceci s'effectue de la même manière que le dessin en block fissurè à l'exception que chaque subplot est divisè encore en sub-subplots pour le troisième facteur. Comme avant, le processus de randomisation pour le premier facteur est donnè sèparèment pour chaque mainplot, pour le second facteur de chaque subplot, avec une randomisation supplèmentaire pour le troisième facteur de chaque sub-subplot.

Dessins De Lattices

Les dessins de blocks complets comme RCBD et carrè latin deviennent inefficaces á mesure que le nombre de traitements augmentent, parce que le nombre des unitès expèrimentales ou les tailles des blocks doivent augmenter substantiellement. Par exemple, á mesure que le nombre d'unitès expèrimentales èlargit le contrôle des grandes diffèrences parmi les unitès expèrimentales ainsi l'hèterogèneitè des sols significatifs devient beaucoup plus difficile.

Une alterantive est permise quand il y a un grand nombre de traitements á èvaluer(16 ou plus) que ce soit le dèrivè des dessins de blocks incomplets. Ces dessins diffèrent des dessins de blocks complets; ainsi, chaque block peut ne pas contenir le même nombre de traitements. Parce que les dessins de lattices ne sont pas souvent utilisès dans le FSR et qu'il existe un grand nombre de ces types de dessins, quelques demandes de traitements statistiques spècifiques, ne vont pas donnèes en dètail dans ce cours. L'èléve, cependant est priè de consulter les rèfèrences á cette lecon dans la mesure ou des dètails ultèrieurs sur ce type de dessin expèrimental sont requis.

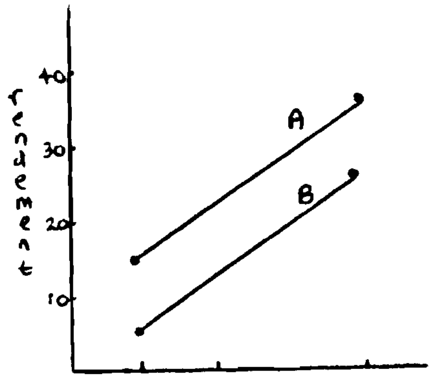
Experiences Facterielles

Les expèriences factorielles sont prises en considèration chaque fois qu'un chercheur veut connaître les effets interactifs entre les traitements. Par exemple, l'effet de la densitè des plantes sur le rendement/ha á lui-même peut être influencè par la quantitè d'engrais appliquèe. Chaque fois que le chercheur dèsire connaître les effets interactifs entre les traitements, une expèrience de type factoriel devrait être utilisèe. Il faut comprendre qu'une expèrience factorielle rèfére au choix des traitements á investiguer et non au dessin de l'expèrience. Donc, les expèriences factorielles peuvent être utilisèes dans le RCBD, carrè latin, les bocks fissurès et les dessins de blocks incomplets.

Pour mieux comprendre le concept d'interaction entre les traitements, une expèrience hypothètique èvaluant deux facteurs á deux niveaux est ètablie. Dans l'illustration 1, l'augmentation de rendement causèe par le facteur A comparè au facteur B á un niveau 1 correspond á 10 unitès, aussi, l'augmentation de rendement entre les niveaux 1 et 2, et entre les facteurs A et B correspond á 10 unitès. Donc, la diffèrence entre les deux facteurs est la même á des niveaux diffèrents et puis il n'y a pas d'effet interactif

<u>Illustration I - Pas d'effet Interactif</u>

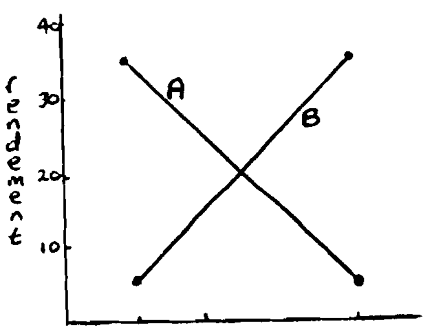
	Niveaux		
Facteurs	1	2	Rendement Total
A	15	35	50
B	5	25	30
Total	20	60	80



Dans l'illustration 2, le facteur A diminue le rendement oar 30 unitèsdu niveau 1 au niveau 2, ou le facteur B augmente le rendement par 30 unitès du niveau 1 au niveau 2. Voici un exemple d'une interaction forte entre les facteurs, dans ce cas c'est le revers complet.

<u>Illustration II - Interaction du Revers Complet</u>

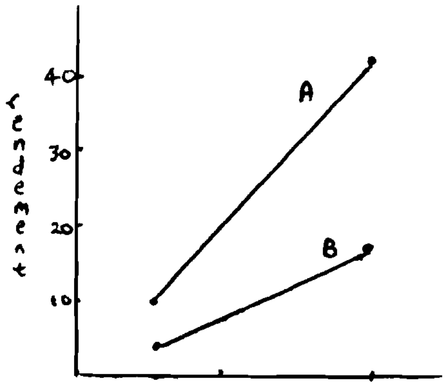
Facteurs	Niveaux 1	2	Rendement Total
A	35	5	40
B	5	35	40
Total	40	40	80



Dans l'illustration 3, l'augmentation du rendement due au facteur A comparè au facteur B est de 5 unitès au niveau 1 mais de 25 unitès au niveau 2. Donc, le taux d'augmentation du rendement dèterminè par le facteur A est plus grand qu'au facteur B. Ceci reprèsente une legére interaction entre les facteurs et un exemple de changement du taux d'interaction.

<u>Illustration III - Changement de le Taux d'Interaction</u>

Facteurs	Niveaux 1	2	Rendement Total
A	10	40	50
B	5	15	20
Total	15	55	70



Un type commun d'expèrience factorielle consiste á comparer plusieurs facteurs mais uniquement á deux niveaux diffèrents. Ils se rapportent souvent á 2^N expèriences factorielles, ou N reprèsente le nombre de traitements. Cependant, il n'est pas de coutume d'avoir 3^N ou 4^N factoriels dont N est le nombre de traitements, èvalues respectivement à trois et quatre niveaux.

Le concept, emploi et analyse d'une expèrience factorielle est mieux compris á l'aide d'un exemple.

Un chercheur qui dèsire èvaluer les effets individuels et interactifs de trois facteur á deux niveaux diffèrents chacun. Les facteurs et leurs niveaux respectifs sont ènumèrès ci-dessous.

Facteur P - La densitè des Plantes/ha
niveau 1, P0 = 25000
niveau 2, P1 = 50000

Facteur A - Azote kg/ha
niveau 1, A0 = 0
niveau 2, A1 = 100 kg/ha

Facteur V - Varièté
niveau 1, V0 = variètè locale
niveau 2, V1 = Tuxpeno

L'expèrience a ètè rèalisèe en RCBD avec les rèsultats trouvès dans tableau 1.

Tableau 1. Les Rèsultats d'une Expèrience Factorielle

Traitements	Blocks I	Blocks II	Total	Moyennes
POAOVO	4.3	3.9	8.2	4.1
P1AOVO	4.5	5.9	10.4	5.2
POA1VO	4.5	5.4	9.9	4.95
POAOV1	5.7	6.6	12.3	6.15
P1A1VO	6.4	6.7	13.1	6.55
P1AOV1	6.9	7.1	14.0	7.0
POA1V1	6.4	7.0	13.4	6.7
P1A1V1	8.6	8.8	17.4	8.7
Total	47.3	51.4	98.7	

On peut voir que pour èvaluer toutes les interactions de trois facteurs(P,A,V) á deux niveaux diffèrents, il est nècessaire d'avoir huit traitements. Si les interactions ne nous intèressaient pas, nous aurions eusimplement six traitements; chaque facteur ètant èvaluè sèparèment á deux niveaux diffèrents.

La premiére ètape de l'analyse est de construire un tableau dans lequel les combinaisons de traitement et le contrôle(POAOVO) sont placès sur l'axe horizontal et les factoriels sont ènumèrès verticalement comme le montre le tableau 2. Pour dèterminer les effets de traitements nous ajoutons un (+) dans le tableau chaque fois qu'il y a un deuxiéme niveau de facteur dans une combinaison de traitements qui correspond á un effet factoriel. Par exemple, dans la premiére rangèe(effet factoriel P) et la deuxiéme colonne(combinaison de traitement P1AOVO) du tableau, la combinaison de traitements inclus le deuxiéme niveau de traitement d'un niveau de la densitè des plantes(P1= 50000) et, donc, á l'effet de traitement est assignè un (+). Chaque fois qu'il n'y a pas un deuxième niveau d'un facteur dans une combinaison de traitements á l'effet factoriel correspondant, on assigne un (-) á l'effet de traitement. Par exemple, dans la deuxiéme rangèe(A effet factoriel) et la premiére colonne(contrôle, POAOVO), il n'y a pas un deuxième niveau du facteur A dans la combinaison de traitement et ainsi un (-) est assignè á l'effet de traitement.

Le signe assignè aux effets de traitements quand il y a des effets factoriels multiples(PN,PV,NV,PNV) dèpend du signe des effets principaux pour les facteurs individuels. Si les deux effets principaux ont le même signe,i.e.,(-) et (-) ou (+) et (+), le signe pour l'effet de traitement sera positif. Si les signes pour les effets principaux sont diffèrents, alors, le signe pour l'effet factoriel multiple sera (-). Par exemple, dans la rangèe quatre(effet factoriel PA) du tableau, les effets principaux pour les facteurs P et A sont visibles en haut des rangèes un et deux pour chaque combinaison de traitements. Donc, pour la colonne un(le côtrole POAOVO) les signes dèjá assignès á P et A sont respectivement (-) et (-), donc, le signe pour l'effet factoriel multiple pour la même combinaison de traitement devient (+). Similairement, pour le même effet factoriel mutiple(PA) le signe assignè dans la colonne deux(combinaison de traitement P1AOVO) est dètermine par les signes trouvès dans la même colonne pour les effets factoriels individuels, P et A. Les signes correspondant aux effets factoriels P et A(rangèes 1 et 2) sont respectivement (+) et (-), donc, le signe à l'effet factoriel multiple est (-). Ce procèdè est suivi jusqu'à ce que les signes soient assignès à toutes les combinaisons de traitements ainsi qu'à leurs effets factoriels correspondant. Une vèrification sous les calculs est telle que le nombre de (+) ègale le nombre de (-).

Tableau 2 - Principaux Effets et Interactions Exprimès en Termes de Moyenne de Traitement Individuel

Effet Factoriel	Codes de Traitement Combinaisons et Rendement								
	(1)	P	A	V	PA	PV	AV	PAV	Total
	8.2	10.4	9.9	12.3	13.1	14.0	13.4	17.4	98.7
P	-	+	-	-	+	+	-	+	11.1
A	-	-	+	-	+	-	+	+	8.9
V	-	-	-	+	-	+	+	+	15.5
PA	+	-	-	+	+	-	-	+	3.3
PV	+	-	+	-	-	+	-	+	0.3
AV	+	+	-	-	-	-	+	+	0.1
PAV	-	+	+	+	-	-	-	+	1.3

Les effets factoriels peuvent être alors calculès au moyen de signes et le total de traitements ènumèrès au haut du tableau. Par exemple, l'effet factoriel pour P est calculè comme suit.

$$- 8.2 + 10.4 - 9.9 - 12.3 + 13.1 + 14.0 - 13.4 + 17.4 = 11.1$$

La somme des carrès pour les effets factoriels peut maintenant être calculèe par le procèdè, "seul-degrè-de-libertè". Cette mèthode se rèalisèe par le carrè de l'effet factoriel divisè par le nombre d'observations. Ainsi, la somme des carrès pour l'effet factoriel P est comme suit:

SS effet factoriel P = carrè(effet factoriel)/n
= carrè(11.1)/16 = 7.7

La somme des carrès pour les autres sources de variation(blocks, traitements, erreur) sont calculès de la maniére suivante.

$$\begin{aligned}\text{SS total} &= \Sigma X^2 - cf \\ &= (4.3^2 + 4.5^2 + \ldots 8.8^2) - cf \\ &= 639.45 - 608.856 \\ &= 30.594\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\text{SS blocks} &= \Sigma B^2 - cf \\ &= ((47.3)^2 + (51.4)^2)/8 - cf \\ &= 609.906 - 608.856 \\ &= 1.05\end{aligned}$$

SS traitements $= \sum(\text{Effets Factoriels}^2)/n$
$= ((11.1)^2 + (8.9)^2 \ldots (1.3)^2)/16$
$= 28.41$

SS erreur = SS total - (SS traitements + SS blocks)
= 30.594 - (28.46 + 1.05)
= 1.084

Rèsumè de la somme des carrès dans un ANOVA.

ANOVA pour Les Donnèes Prèsentèes au Tableau 1.

Source de Variation	df	SS	MS	F Ratio
Blocks	1	1.05	1.05	6.77*
Traitements	7	28.46	4.066	26.23**
Facteurs				
- P	1	7.77	7.77	50.129**
- A	1	4.95	4.95	31.935**
- V	1	15.016	15.016	96.88**
- PA	1	0.681	0.681	4.39NS
- PV	1	0.0056	0.0056	0.036NS
- AV	1	0.000625	0.000625	0.004NS
- PAV	1	0.1056	0.1056	0.68NS
Erreur	7	1.084	0.155	
Total	15	30.594		

Un examen du tableau d'ANOVA nous permet de constater qu'un degrè de libertè est assignè á chaque effet factoriel, i.e., que l'effet factoriel est calculè en comportant deux niveaux d'un facteur et un degrè de libertè est perdu par estimation. Une vèrification des calculs permet d'avoir la somme de la somme des carrès des effets factoriaux individuels ègale la somme des carrès de l'effet de traitement.

La signification du F ratio dètermine la signification des blocks, des traitements dans leur ensemble et les effets factoriaux individuels sous la variable dèpendante. On peut remarquer dans l'ANOVA prèsentè au tableau 2 que les facteurs

- Densitè de plant(P)
- Niveau d'Azote(A)
- Variètè(V)

ont un effet significatif sur le rendement. Les effets interactifs, cependant, ètaient tous insignifiant á 10% de niveau de signification.

Parmi les trois traitements, la variètè avait le plus grand effet sur le rendement, comme montrè par son plus haut F ratio, suivie respectivement par la densitè de plant et le niveau d'azote. Les effets absolus sur le rendement pour les traitements sont calculès á partir des moyennes individuelles trouvès dans les rèsultats du tableau 1, moins la moyenne du contrôle de traitement(POAOVO) de 4.1 unitè. Donc, l'effet absolu des trois facteurs sous investigation se prèsentent comme suit:

Variètè

6.15 - 4.1 = 2.05 kg/parcelle - 50% augmentation du rendement á cause de l'utilisation de Tuxpeno

Densitè de Plant

5.2 - 4.1 = 1.1 kg/parcelle - 27% augmentation du rendement á cause de l'augmentation de la densitè de 25000 plantes á 50000.

Azote

4.95 - 4.1 = 0.85 kg/parcelle - 21% augmentation du rendement d'application 100 Azote kg/ha.

Recommander l'adoption des traitements est en fonction du nombre de variables additionelles, par exemple, le taux èconomique. Bien que l'azote augmente le rendement 0.85 kg/parcelle, il est nècessaire de savoir si la valeur de cette augmentation est plus èlevè que le coût du transport et d'application de l'engrais.

Un probleme possible a l'aide d'experiences factoriels est que le nombre de traitements á investiguer peut devenir trés grand. Par exemple, dans une comparaison factorielle avec cinq facteurs á deux niveaux diffèrents, pour èvaluer tous les effets d'intervention il est nècessaire d'avoir 32(2) combinaisons de traitements. Quand les nombres de traitements augmentent, il exige une augmentation correspondant au nombre d'unitès expèrimentales et ceci limite l'efficacitè des dessins de block complets tel le RCBD.

Pour vaincre cette difficultè, le chercheur peut adopter deux approches. Une mèthode consiste á grouper les unitès experimentales en petits nombre de blocks dans un dessin incomplet, souvent considèrè comme une expèrience factorielle confondue. Dans les expèriences confondues, quelques informations au sujet d'une ou de plusieurs interactions sont perdues. Donc, dans cette approche il est nècessaire pour le chercheur de dèterminer á l'avance avant l'expèrience quels effets d'interaction sont plus importants que les autres.

L'autre mèthode d'approche permettant au chercheur d'utiliser le dessin RCBD qui consiste á èliminer ces traitements qui reprèsentent un intèrêt. Cela est peut être mieux illustrèe par un exemple. Une expèrience qui examine l'effet sous le rendement(kg/ha) de quatre facteurs, èvaluè chacun á deux niveaux diffèrents a ètè proposèe. Les quatre facteurs sont ènumèrès ci-dessous:

Facteur A - la densitè de plant
Facteur B - azote
Facteur C - variètè
Facteur D - pesticide

Si le chercheur s'interessent a tous les effets d'interaction entre les facteurs, il y aurait $16(2^4)$ traitements à evaluer. Cependant, si les effets factoriaux mutiples de trois ou quatre traitements ne sont pas d'un intèrêt immediat, ceux-ci peuvent être exclus de l'expèrience, i.e.,

AXBXCXD
AXBXC
AXCXD
BXCXD
AXBXD

D'une telle maniére, le nombre de combinaisons de traitements peut être rèduit á un nombre acceptable. Cependant, il serait accentuè du fait qu'un tel procèdè doit aboutir á une perte d'information sur les multiples effets d'interaction. Seulement quand ces effets sont jugès non intèressants par le chercheur(s'ils avaient un effet significatif á la variable dèpendante ou non) ils devraient être exclus de l'expèrience.

EXERCICE 2

(1) Pour le carrè latin 6X6 prèsentè ci-dessous, randomiser les colonnes et rangèes pour dèterminer le rèsultat final de l'expèrience proposèe. Prendre soin de faire ressortir vos calculs.

<u>6X6 Carrè Latin</u>

		Colonnes					
R		1	2	3	4	5	6
a	1	A	B	C	D	E	F
n	2	B	F	D	C	A	E
g	3	C	D	E	F	B	E
è	4	D	A	F	E	C	B
e	5	E	C	A	B	F	D
s	6	F	E	B	A	D	C

(2) Un dessin fissurè deux fois est proposè pour un essai de riz. Les trois facteurs à investiguer dans un ordre dècroissant d'importance sont variètè, engrais, et irrigation. Ils deviennent quatre variètès de riz et deux taux d'application diffèrents d'engrais et d'irrigation. S'il y a trois rèpètitions de l'expèrience, calculer le nombre de mainplots, subplots et sub-subplots et spècifier lequel des facteurs serait assignè à chacune des parcelles.

(3) Une expèrience factorielle ètait fait dans un RCBD pour comparer trois types d'engrais(azote, phosphate et potasse). Une parcelle de contrôle qui n'a pas d'engrais est aussi inclue. Les combinaisons de traitements et les rèsultats de l'expèrience se prèsentaient comme suit.

A0B0C0 = contrôle
A1B0C0 = azote(A)
A0B1C0 = phosphate(B)
A1B1C0 = azote et phosphate(AB)
A0B0C1 = potasse(C)
A1B0C1 = azote et potasse(AC)
A0B1C1 = phosphate et potasse(BC)
A1B1C1 = azote, phospahte, et potasse(ABC)

<u>Effet des Traitements d'Engrais sur les Parcelles d'une Culture</u>

	Rèpètitions								
Traitements	1	2	3	4	5	6	7	8	Total
(1)	189	152	191	196	189	167	110	139	1333
A	216	189	224	218	140	104	187	230	1508
B	220	175	113	223	192	145	201	180	1449
AB	244	141	192	171	168	186	159	121	1382
C	304	283	184	157	101	149	136	198	1512
AC	288	166	266	255	218	277	268	177	1915
BC	240	188	205	140	171	223	219	174	1560
ABC	251	249	210	224	168	225	175	191	1693
Total	1952	1543	1585	1584	1347	1476	1455	1410	12352

Construire un tableau des effets principaux et des interactions exprimes en termes de moyenne de traitement individuel. A partir de ce tableau construire l'ANOVA.

REPONSES A L'EXERCICE 2

(1) Le résultat final du carré latin dépendra des sélections faites dans le tableau des numéros randomisés. Donc, il n'y a pas un seul résultat.

(2) Depuis que l'ordre d'importance des facteurs suivant un ordre décroissant est variété, engrais , et irrigation, on peut assigner les variétés aux sub-subplots, l'engrais aux subplots, et l'irrigation aux mainplots. Le nombre de sub-subplots par subplot doit être égal au nombre de variétés, le nombre de subplots par mainplot doit être égal au nombre de niveaux d'engrais, et le nombre de mainplots par répétition doit être égal au nombre de traitements et d'irrigation. Donc, s'il y a trois répétitions, le nombre de mainplots, subplots et sub-subplots se présent comme suit:

2 mainplots par répétition X 3 répétitions = 6 mainplots

2 subplots par mainplot X 6 mainplots = 12 subplots

4 sub-subplots par subplot X 12 subplots = 48 sub-suplots

48 sub-subplots + 12 subplots + 6 mainplots = 66 observations.

(3)

Les Interactions et Effets Principaux Exprimés en Termes de Moyenne de Traitement Individuel

Effet Factoriel	(1) 1333	A 1508	B 1449	AB 1382	C 1512	AC 1915	BC 1560	ABC 1693	Effet Diff.
	Les Codes des Combinaisons de Traitements et Rendement Total								
A	-	+	-	+	-	+	-	+	644
B	-	-	+	+	-	-	+	+	-184
AB	+	-	-	+	+	-	-	+	-512
C	-	-	-	-	+	+	+	+	1008
AC	+	-	+	-	-	-	-	+	428
BC	+	+	-	-	-	+	+	+	-164
ABC	-	+	+	-	+	-	-	+	-28

L'ANOVA d'une Expérience Factorielle sur l'Engrais

Source de variation	df	Somme des Carrés	Carrés Moy.	Ratio F
répétitions	7	29882.00	4268.86	2.77**
traitements	7	30276.00	4325.14	2.81**
- A	1	6480.25	6480.25	4.22**
- B	1	529.00	529.00	0.34NS
- AB	1	4096.00	4096.00	2.66*
- C	1	15876.00	15876.00	10.33**
- AC	1	2862.25	2862.25	1.86NS
- BC	1	420.25	420.25	0.27NS
- ABC	1	12.25	12.25	0.008NS
Erreur	49	75306.00	1536.86	

REFERENCES

1. Gomez, K.A et Gomez, A.A. 1976. Statistical Procedures for Agricultural Research with Emphasis on Rice International Rice Research Institute, Los Banos, Phillipines.

2. Hildebrand, P.E et Poey, F. 1985. On-Farm Agronomic Trials in Farming Systems Research and Extension. Lynne Rienner Publishers, Inc., Boulder, Colorado, U.S.A.

3. LeClerge, E.L, Leonard, W.H., et Clark, A.G. 1962. Field Plot Technique. Second Edition. Burgess Pubishing Company, 426 South Sixth Street, Minneapolis 23, Minnesota, U.S.A.

4. Little, T.M. et Hills, F.J. 1978. Agricultural Experimentation - Design and Analysis. John Wiley & Sons, New York, U.S.A.

5. Ostle, B. et Mensing, R.W. 1979. Statistics in Research - Basic Concepts and Techniques for Research Workers. Iowa State University Press, Ames, Iowa, U.S.A.

International Agricultural Program
300 Hotz Hall
Fayetteville, Arkansas 72701
(501) 575-6857
Telex: 314000
FAC 501 575 5055