

Chương 5

Thiết kế thí nghiệm hai nhân tố

Xét ảnh hưởng của hai nhân tố, thí dụ ảnh hưởng của giống và thức ăn đến tăng trọng của gia cầm, gia súc; ảnh hưởng của giống và chế độ chăn thả đến sản lượng sữa của bò sữa; ảnh hưởng của bố và mẹ đến một chỉ số của con; ảnh hưởng của giống cây và khoảng cách hàng đến năng suất; ảnh hưởng của nhiệt độ và áp suất đến chất lượng sản phẩm; ảnh hưởng của nhiệt độ và thời gian bảo quản đến chất lượng tinh dịch, ảnh hưởng của protein và thức ăn tinh đến sản lượng sữa bò . . .

Nếu nhân tố thứ nhất là A có a mức ($i = 1, a$), nhân tố thứ hai là B có b mức ($j = 1, b$) thì có thể coi mỗi tổ hợp (a_i, b_j) là một công thức thí nghiệm. Tất cả có $a \times b$ công thức (hay nghiệm thức).

Nếu chỉ xét ảnh hưởng tổng hợp của 2 nhân tố thì coi các công thức là các mức của một nhân tố tổng hợp và có thể sử dụng tất cả các kiểu bố trí thí nghiệm một nhân tố và cách phân tích của Chương 3.

Nếu muốn có các hiểu biết kỹ hơn về từng nhân tố cũng như ảnh hưởng qua lại (tương tác) của hai nhân tố thì tùy theo mục đích và điều kiện kỹ thuật mà chọn một trong nhiều kiểu bố trí thí nghiệm hai nhân tố. Có bốn kiểu thí nghiệm hai nhân tố thường dùng:

- 1) Hai nhân tố trong đó mỗi mức của nhân tố thứ nhất lần lượt gặp tất cả các mức của nhân tố thứ hai và ngược lại, được gọi là thí nghiệm hai nhân tố chéo nhau (cross), hay hai nhân tố trực giao (orthogonal).
- 2) Hai nhân tố phân cấp (hierarchical), hay còn gọi là chia ổ (nested), trong đó một nhân tố cấp trên và một nhân tố cấp dưới.
- 3) Hai nhân tố có một nhân tố bố trí trên ô lớn, một nhân tố bố trí trên ô nhỏ, thường gọi là hai nhân tố chia ô (split plot).
- 4) Hai nhân tố trong đó một nhân tố bố trí trên băng ngang, một nhân tố bố trí trên băng dọc, thường gọi là hai nhân tố chia băng hay chia dải (strip plot).

Nhìn chung số ô thí nghiệm tương đối lớn nên ít khi bố trí thí nghiệm kiểu hoàn toàn ngẫu nhiên CRD mà bố trí kiểu khối ngẫu nhiên đầy đủ RCBD, mỗi lần lặp là một khối và quan niệm khối được chọn *ngẫu nhiên* trong rất nhiều khối có thể dùng được.

Cũng có thể bố trí các công thức vào ô vuông La tinh để loại bỏ ảnh hưởng của hai hướng biến động (xem lý do dùng ô vuông La tinh ở Chương 4) nhưng cách phân tích phức tạp hơn.

Chúng ta tập trung vào ba kiểu thí nghiệm thường được dùng trong chăn nuôi thú y là: chéo nhau, phân cấp và chia ô.

5.1. Kiểu thí nghiệm hai nhân tố chéo nhau (Cross hay Orthogonal)

Trong thí nghiệm kiểu hai nhân tố chéo nhau, chúng ta tiến hành nghiên cứu đồng thời hai yếu tố thí nghiệm và kiểm định tất cả các tổ hợp giữa các mức khác nhau của các yếu tố thí nghiệm. Ngoài ảnh hưởng của từng yếu tố riêng biệt gọi là các yếu tố chính, còn có thể tìm thấy tác động cùng với nhau của 2 yếu tố gọi là tương tác. Mô hình này cũng được thiết kế hoàn toàn ngẫu nhiên vì vậy các đơn vị thí nghiệm được phân về với các tổ hợp của các yếu tố là hoàn toàn ngẫu nhiên. Giả sử nhân tố A có a mức, nhân tố B có b mức, tất cả có $a \times b$ công thức, mỗi công thức $a_i \times b_j$ ($i = 1, a; j = 1, b$), lặp lại r lần. Tất cả có $a \times b \times r = n$ đơn vị thí nghiệm.

Xem xét một thí nghiệm nhằm đánh giá ảnh hưởng của hàm lượng protein và các loại thức ăn đến sản lượng sữa của bò. Yếu tố thứ nhất là hàm lượng protein và yếu tố thứ 2 là các loại thức ăn. Protein được xác định ở 3 mức và có 2 loại thức ăn được sử dụng. Mỗi bò có khả năng tham gia vào một trong 6 tổ hợp (protein \times thức ăn). Thí nghiệm này được gọi là mô hình 2 nhân tố trực giao hay bất chéo 3×2 vì có 3 mức của yếu tố thứ nhất và 2 mức của yếu tố thứ 2 đã được xác định. Mục đích của thí nghiệm là xác định phản ứng của bò khác nhau ở các mức protein khác nhau với các loại thức ăn khác nhau. Mục đích chính của thí nghiệm trực giao là có thể phân tích được tương tác của các yếu tố. Ngoài ra, mô hình này cũng đặc biệt hữu ích khi toàn bộ các yếu tố thí nghiệm và tổ hợp được tiến hành phân tích từ đó có thể kết luận tổ hợp nào là tốt nhất.

5.1.1. Ưu điểm và nhược điểm

Thiết kế thí nghiệm hai yếu tố theo kiểu chéo nhau có hiệu quả cao hơn so với mô hình thiết kế thí nghiệm một yếu tố. Nó có ưu điểm là có thể nghiên cứu đồng thời ảnh hưởng của từng yếu tố độc lập và ảnh hưởng của tương tác giữa các yếu tố. Mô hình này thật sự cần thiết khi tồn tại sự tương tác giữa các mức yếu tố nhằm tránh những kết luận sai lệch.

Trong mô hình thí nghiệm, tất cả các tổ hợp của mức yếu tố được bố trí và thực hiện. Như vậy khi các mức của từng yếu tố tăng lên một cách đáng kể thì số các tổ hợp sẽ tăng lên một cách nhanh chóng; điều này sẽ kéo theo hàng loạt các vấn đề phức tạp đối các nguyên vật liệu thí nghiệm. Thậm chí khi có các nguồn vật liệu thí nghiệm thì tổ chức thực hiện cũng gặp khó khăn.

Thiết kế thí nghiệm kiểu chéo nhau được khuyến cáo tối đa ở 4 mức đối với từng yếu tố thí nghiệm. Mô hình này không phải cách tiếp cận phù hợp nhất nếu muốn nghiên cứu rất nhiều mức đối với từng yếu tố.

5.1.2. Số đơn vị thí nghiệm cần thiết

Số đơn vị thí nghiệm cần thiết được chọn theo các tiêu chí đồng đều như đã nêu ở Chương 3. Số lượng cần đơn vị thí nghiệm cần thiết có thể được tính theo công thức sau:

Để loại bỏ giả thiết H_0 khi chênh lệch d giữa 2 giá trị trung bình bất kỳ ở yếu tố thí nghiệm A

$$\phi^2 = \frac{nb d^2}{2a \sigma^2}$$

Để loại bỏ giả thiết H_0 khi chênh lệch d giữa 2 giá trị trung bình bất kỳ ở yếu tố thí nghiệm B

$$\phi^2 = \frac{na d^2}{2b \sigma^2}$$

Để loại bỏ giả thiết H_0 khi chênh lệch d giữa 2 giá trị trung bình bất kỳ của tương tác giữa các mức yếu tố thí nghiệm A và B

$$\phi^2 = \frac{nd^2}{2\sigma^2[(a-1)(b-1)+1]}$$

5.1.3. Cách bố trí

Giả sử nhân tố A có a mức, nhân tố B có b mức, tất cả có $a \times b$ công thức, mỗi công thức $a_i \times b_j$ ($i = 1, a; j = 1, b$), lặp lại r lần. Tất cả có $a \times b \times r = n$ đơn vị thí nghiệm. Số đơn vị thí nghiệm (n) được phân một cách ngẫu nhiên vào $a \times b$ công thức.

Nếu bố trí thí nghiệm 2 nhân tố theo kiểu khối ngẫu nhiên đầy đủ thì mỗi lần lặp lại là một khối; mỗi khối chia $a \times b$ công thức (khối đầy đủ). Trong phân tích tích ngoài các tổng bình phương SS_{TO} , SS_A , SS_B , SS_{AB} còn có thêm SS_K (tổng bình phương của khối) sau đó mới đến SS_E .

Trường hợp đơn giản nhất của mô hình chéo nhau là yếu tố A có 2 mức A_1 và A_2 , yếu tố B có 2 mức B_1 và B_2 . Các tổ hợp có thể của các mức yếu tố là:

Yếu tố A	Yếu tố B	
	B_1	B_2
A_1	A_1B_1	A_1B_2
A_2	A_2B_1	A_2B_2

Nếu ở mỗi nghiệm thức có 3 đơn vị thí nghiệm ($r = 4$) thì số động vật cần thiết sẽ là $2 \times 2 \times 4$. Giả sử số động vật thí nghiệm này được đánh số từ 1 đến 16; sau khi phân một cách ngẫu nhiên về với 4 tổ hợp có thể như trên ta sẽ có sơ đồ thiết kế thí nghiệm như sau:

	A_1		A_2	
	B_1	B_2	B_1	B_2
Động vật thí nghiệm số	7	12	3	13
	11	8	1	10
	2	6	15	5
	14	4	9	16

Kết thúc thí nghiệm, số liệu có thể ghi lại để dễ dàng và thuận tiện cho việc tính toán như sau:

	A_1		A_2				
	B_1	B_2	B_1	B_2			
7	x_{111}	12	x_{121}	3	x_{211}	13	x_{221}
11	x_{112}	8	x_{122}	1	x_{212}	10	x_{222}
2	x_{113}	6	x_{123}	15	x_{213}	5	x_{223}
14	x_{114}	4	x_{124}	9	x_{214}	16	x_{224}

Dưới dạng tổng quát với a nghiệm thức với số lần lặp lại là r ta có:

A ₁		A ₂	
B ₁	B ₂	B ₁	B ₂
x_{111}	x_{121}	x_{211}	x_{221}
x_{112}	x_{122}	x_{212}	x_{222}
...
x_{11r}	x_{12r}	x_{21r}	x_{22r}

5.1.4. Mô hình phân tích

$$x_{ijk} = \mu + a_i + b_j + (ab)_{ij} + e_{ijk} \quad (i = 1, a; j = 1, b; k = 1, r)$$

μ là trung bình chung

a_i là chênh lệch so với trung bình chung của mức A_i của nhân tố A, $\sum a_i = 0$

b_j là chênh lệch so với trung bình chung của mức B_j của nhân tố B, $\sum b_j = 0$

$(ab)_{ij}$ là chênh lệch so với trung bình chung của công thức A_iB_j sau khi trừ bớt chênh lệch a_i của mức A_i và chênh lệch b_j của mức B_j

$$\sum_{i=1}^a ab_{ij} = 0 \text{ với mọi } j \text{ và } \sum_{j=1}^b ab_{ij} = 0 \text{ với mọi } i$$

e_{ijk} là sai số ngẫu nhiên, giả sử các sai số e_{ijk} độc lập, phân phối chuẩn $N(0, \sigma^2)$

5.1.5. Cách phân tích

Tính tổng bình phương toàn bộ (SS_{TO}) được cấu thành từ các tổng bình phương thành phần của yếu tố A (SS_A), yếu tố B (SS_B), tương tác giữa các yếu tố (SS_{AB}) và sai số ngẫu nhiên (SS_E)

$$SS_{TO} = SS_A + SS_B + SS_{AB} + SS_E$$

Các tổng bình phương được tính như sau:

$$SS_{TO} = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^r \left(x_{ijk} - \bar{x} \right)^2$$

$$SS_A = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^r \left(\bar{x}_i - \bar{x} \right)^2 = br \sum_{i=1}^a \left(\bar{x}_i - \bar{x} \right)^2$$

$$SS_B = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^r \left(\bar{x}_j - \bar{x} \right)^2 = ar \sum_{j=1}^b \left(\bar{x}_j - \bar{x} \right)^2$$

$$SS_{AB} = r \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \left(\bar{x}_{ij} - \bar{x} \right)^2 - SS_A - SS_B$$

$$SS_{TO} = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^r \left(x_{ijk} - \bar{x}_{ij} \right)^2$$

Hoặc có thể tính nhanh các tổng bình phương như sau:

Tính $n = a \times b \times r$; $ST = \sum \sum \sum x_{ijk}$; $SST = \sum \sum \sum x_{ijk}^2$; Số điều chỉnh $G = ST^2 / n$; Sau khi có các tổng $A_i B_j$ (gọi là y_{ij}), sắp xếp lại thành bảng hai chiều; từ bảng đó tính các tổng TA_i , tổng TB_j

$$SS_{TO} = SST - G$$

$$SS_A = \frac{1}{br} \sum_{i=1}^a TA_i^2 - G$$

$$SS_B = \frac{1}{ar} \sum_{j=1}^b TB_j^2 - G$$

$$SS_{AB} = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b y_{ij}^2 - G - SS_A - SS_B$$

$$SS_E = SS_{TO} - SS_B - SS_A - SS_{AB}$$

Các bậc tự do $df_{TO} = abr - 1$; $df_A = a - 1$; $df_B = b - 1$; $df_{AB} = (a-1)(b-1)$ và $df_E = ab(r-1)$

Chia các tổng bình phương cho các bậc tự do tương ứng được các bình phương trung bình.

$$MS_A = SS_A / df_A; MS_B = SS_B / df_B; MS_{AB} = SS_{AB} / df_{AB}; MS_E = SS_E / df_E;$$

Chia MS_A , MS_B , MS_{AB} cho MS_E được các giá trị F thực nghiệm F_{TNA} , F_{TNB} , F_{TNAB} . Các giá trị F tới hạn của yếu tố A là $F_{(\alpha, df_A, df_E)}$; B là $F_{(\alpha, df_B, df_E)}$ và $A \times B$ là $F_{(\alpha, df_{AB}, df_E)}$. So với các giá trị tới hạn có thể kiểm định ba giả thiết theo nguyên tắc $F_{TN} > F_{\text{tới hạn}}$ sẽ bác bỏ H_0 và chấp nhận đối thiết H_1 :

H_{0A} : “ Các a_i bằng không” đối thiết H_{1A} : “ Có a_i khác 0”

H_{0B} : “ Các b_j bằng không” đối thiết H_{1B} : “ Có b_j khác 0”

H_{0AB} : “ Các ab_{ij} bằng không” đối thiết H_{1AB} : “ Có ab_{ij} khác 0”

Dưới dạng tổng hợp ta có bảng phân tích phương sai

Nguồn biến động	df	SS	MS	F_{TN}	F tới hạn
Nhân tố A	a-1	SS_A	MS_A	MS_A / MS_E	$F_{(\alpha, df_A, df_E)}$
Nhân tố B	b-1	SS_B	MS_B	MS_B / MS_E	$F_{(\alpha, df_B, df_E)}$
Tương tác $A \times B$	$(a-1)(b-1)$	SS_{AB}	MS_{AB}	MS_{AB} / MS_E	$F_{(\alpha, df_{AB}, df_E)}$
Sai số	$ab(r-1)$	SS_E	MS_E		
Toàn bộ	$abr-1$	SS_{TO}			

Ví dụ 5.1: Một nghiên cứu được tiến hành để xác định ảnh hưởng của việc bổ sung 2 loại vitamin (A và B) vào thức ăn đến tăng trọng (kg/ngày) của lợn. Hai mức đối với vitamin A (0 và 4 mg) và 2 mức đối với vitamin B (0 và 5 mg) được sử dụng trong thí nghiệm này. Tổng số 20 lợn thí nghiệm được phân về 4 tổ hợp (công thức thí nghiệm) một cách ngẫu nhiên. Số liệu thu được khi kết thúc thí nghiệm được trình bày như sau:

Vitamin A	0 mg		4 mg	
Vitamin B	0 mg	5 mg	0 mg	5 mg
	0,585	0,567	0,473	0,684
	0,536	0,545	0,450	0,702
	0,458	0,589	0,869	0,900
	0,486	0,536	0,473	0,698
	0,536	0,549	0,464	0,693
Tổng	2,601	2,786	2,729	3,677
Trung bình	0,520	0,557	0,549	0,735

Các tổng bình phương được tính như sau:

$$ST = \sum \sum \sum x_{ijk} = 0,595 + \dots + 0,693 = 11,793$$

$$SST = \sum \sum \sum x_{ijk}^2 = 0,595^2 + \dots + 0,693^2 = 7,275437$$

$$G = ST^2 / n = 11,793^2 / 20 = 6,953742$$

$$TA_0 = 2,601 + 2,786 = 5,387 \text{ và } TA_4 = 2,729 + 3,677 = 6,406$$

$$TB_0 = 2,601 + 2,729 = 5,330 \text{ và } TB_5 = 2,786 + 3,677 = 6,463$$

$$T_{A_0B_0} = 2,601; T_{A_0B_5} = 2,786; T_{A_4B_0} = 2,729; T_{A_4B_5} = 3,677;$$

$$SS_{T_0} = SST - G = 7,275437 - 6,953742 = 0,32169455$$

$$SS_A = \frac{1}{br} \sum_{i=1}^a TA_i^2 - G = (1/10) \times (5,387^2 + 6,406^2) - 6,953742 = 0,05191805$$

$$SS_B = \frac{1}{ar} \sum_{j=1}^b TB_j^2 - G = (1/10) \times (5,330^2 + 6,463^2) - 6,953742 = 0,06418445$$

$$SS_{AB} = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b y_{ij}^2 - G - SS_A - SS_B =$$

$$\frac{1}{5} \times (2,601^2 + 2,786^2 + 2,729^2 + 3,677^2) - 6,953742 - 0,05191805 - 0,06418445 = 0,02910845$$

$$SS_E = SS_{TO} - SS_A - SS_B - SS_{AB} =$$

$$0,32169455 - 0,05191805 - 0,06418445 - 0,02910845 = 0,17648360$$

Có thể tổng hợp vào bảng phân tích phương sai sau:

Nguồn biến động	df	SS	MS	F_{TN}	F
Vitamin A	1	0,05191805	0,05191805	4,71	$F_{(0,05; 1; 16)} = 4,49$
Vitamin B	1	0,06418445	0,06418445	5,82	$F_{(0,05; 1; 16)} = 4,49$
Vit A \times Vit B	1	0,02910845	0,02910845	2,64	$F_{(0,05; 1; 16)} = 4,49$
Sai số	16	0,17648360	0,01103023		
Toàn bộ	19	0,32169455			

Kết luận: Bổ sung vitamin A và B đã làm cho tăng trọng của lợn thay đổi (vì $F_{TN} > 4,49$ ở mức $\alpha = 0,05$); tuy nhiên không có tương tác giữa các yếu tố (vì $F_{TN} < 4,49$ ở mức $\alpha = 0,05$).

5.2. Kiểu thí nghiệm hai nhân tố phân cấp

Kiểu thí nghiệm hai nhân tố phân cấp (Hierarchical) hay chia ổ (Nested) thường được dùng trong các nghiên cứu về di truyền. Trong đó một nhân tố là cấp trên, một nhân tố là cấp dưới, thí nghiệm lặp lại r lần.

Để cụ thể xét thí dụ A là bò đực giống, tất cả có 4 con A_1, A_2, A_3, A_4 . Mỗi con đực cho phối với 3 con cái gọi tất là B_1, B_2, B_3 . Mỗi con bò cái sinh 4 con. Ta có sơ đồ sau:

A	1			2			3			4		
B	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3
	x_{111}	x_{121}	x_{131}	x_{211}	x_{221}	x_{231}	x_{311}	x_{321}	x_{331}	x_{411}	x_{421}	x_{431}
	x_{112}	x_{122}	x_{132}	x_{212}	x_{222}	x_{232}	x_{312}	x_{322}	x_{332}	x_{412}	x_{422}	x_{432}
	x_{113}	x_{123}	x_{133}	x_{213}	x_{223}	x_{233}	x_{313}	x_{323}	x_{333}	x_{413}	x_{423}	x_{433}
	x_{114}	x_{124}	x_{134}	x_{214}	x_{224}	x_{234}	x_{314}	x_{324}	x_{334}	x_{414}	x_{424}	x_{434}

Cần phải chú ý là 3 con cái cho phối với con đực B_1 khác với 3 con cái cho phối với con đực B_2 , khác với 3 con cái cho phối với con đực B_3 , khác với 3 con cái cho phối với con đực B_4 .

Mỗi cặp bố mẹ sinh được 4 con. Như vậy chúng ta có mô hình phân cấp với con đực là cấp trên, mỗi con đực phối với 3 cái là cấp dưới, mỗi cặp bố mẹ có 4 con là cấp dưới nữa. Cũng có thể coi như có 4 ổ, mỗi ổ có một con đực và 3 con cái, mỗi cặp vợ chồng có 4 con.

Để thống nhất ký hiệu chúng ta coi nhân tố thứ nhất (A) là cấp trên có a mức, nhân tố thứ 2 (B) là cấp dưới có b mức và mỗi công thức $A_i B_j$ lặp lại r lần.

5.2.1. Ưu và nhược điểm của mô hình

Trong thí nghiệm hai nhân tố phân cấp, các đơn vị thí nghiệm của yếu tố thứ hai trong cùng một mức của yếu tố thứ nhất sẽ độc lập với các đơn vị tương tự nhưng nằm khác mức của yếu tố thứ nhất.

Ta có thể so sánh sự khác nhau giữa các mức của yếu tố thí nghiệm cấp trên và ảnh hưởng giữa các mức khác nhau của yếu tố cấp dưới trong cùng một mức của yếu tố thứ nhất nhưng không thể so sánh sự khác nhau giữa các mức của yếu tố nằm trong các mức khác nhau của yếu tố thứ nhất. Ví dụ ta có thể so sánh 4 con đực với nhau, so sánh các con cái được phối với cùng một đực nhưng không thể so sánh sự khác nhau giữa các con cái được phối với các con đực khác nhau.

5.2.2. Cách bố trí

Trong a mức của A phải bắt thăm để xem mức nào gọi là A_1 , mức nào là A_2, \dots, A_a . Trong $a \times b$ cá thể (tương đối đồng đều) phải bắt thăm b cá thể làm cấp dưới cho A_1 , sau đó bắt thăm b cá thể cho A_2, \dots , bắt thăm b cá thể cho A_a . Mỗi cặp $A_i B_j$ ($i = 1, a; j = 1, b$) có r lần lặp (tức là thu được r số liệu) ký hiệu là x_{ijk}

5.2.3. Mô hình

$$x_{ijk} = \mu + a_i + b_{j(i)} + e_{ijk} \quad (i = 1, a; j = 1, b; k = 1, r)$$

μ là trung bình chung

a_i là chênh lệch do ảnh hưởng của mức A_i của nhân tố A; $\sum a_i = 0$

$b_{j(i)}$ là chênh lệch do ảnh hưởng của mức B_j (trong ổ A_i) của nhân tố B; $\sum b_{j(i)} = 0$ với mọi i

e_{ijk} là sai số ngẫu nhiên; giả sử các e_{ijk} độc lập phân phối chuẩn $N(0, \sigma^2)$

5.2.4. Cách phân tích

Gọi $n = a \times b \times r$; $ST = \sum \sum \sum x_{ijk}$; $SST = \sum \sum \sum x_{ijk}^2$

Số điều chỉnh $G = ST^2 / n$; $TAB_{ij} = \sum_{k=1}^r x_{ijk}$; $TA_i = \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^r x_{ijk}$

Tổng bình phương toàn bộ

$$SS_{TO} = SST - G$$

Tổng bình phương do nhân tố A

$$SS_A = \left(\sum_{i=1}^a TA_i^2 \right) / (b \times r) - G$$

Tổng bình phương do nhân tố B trong A

$$SS_{B(A)} = \left(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b TAB_{ij}^2 \right) / r - \left(\sum_{i=1}^a TA_i^2 \right) / (b \times r) = \left(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b TAB_{ij}^2 \right) / r - G - SS_A$$

Tổng bình phương do sai số

$$SS_E = \sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b \sum_{k=1}^r x_{ijk}^2 - \left(\sum_{i=1}^a \sum_{j=1}^b TA_{ij}^2 \right) / r = SS_{TO} - SS_A - SS_B$$

Các bậc tự do $df_{TO} = abr - 1$; $df_A = a - 1$; $df_B = a(b - 1)$ và $df_E = ab(r - 1)$. Chia các tổng bình phương cho bậc tự do tương ứng được các bình phương trung bình:

$$MS_A = SS_A / df_A; MS_{B(A)} = SS_{B(A)} / df_{B(A)}; MS_E = SS_E / df_E$$

$$F_{TNA} = MS_A / MS_{B(A)} \text{ so với giá trị tới hạn } F_{(\alpha, df_A, df_{B(A)})}$$

$$F_{TNB} = MS_{B(A)} / MS_E \text{ so với giá trị tới hạn } F_{(\alpha, df_{B(A)}, df_E)}$$

Nếu $F_{TN} > F$ tới hạn, H_0 sẽ bị bác bỏ

Dưới dạng tổng hợp ta có bảng phân tích phương sai

Nguồn biến động	df	SS	MS	F_{TN}	F
Nhân tố A	a-1	SS_A	MS_A	$MS_A / MS_{B(A)}$	$F_{(\alpha, df_A, df_{B(A)})}$
Nhân tố B trong A	a(b-1)	$SS_{B(A)}$	$MS_{B(A)}$	$MS_{B(A)} / MS_E$	$F_{(\alpha, df_{B(A)}, df_E)}$
Sai số ngẫu nhiên	ab(r-1)	SS_E	MS_E		
Toàn bộ	abr-1	SS_{TO}			

Các ước tính của trung bình bình phương $E(MS)$ được xác định tương ứng khi yếu tố A và B là cố định hay ngẫu nhiên như sau:

$E(MS)$	A và B cố định	A cố định và B ngẫu nhiên	A và B ngẫu nhiên
$E(MS_A)$	$\sigma^2 + Q(A)$	$\sigma^2 + r\sigma_B^2 + Q(A)$	$\sigma^2 + r\sigma_B^2 + rb\sigma_A^2$
$E(MS_{B(A)})$	$\sigma^2 + Q(B(A))$	$\sigma^2 + r\sigma_B^2$	$\sigma^2 + r\sigma_B^2$
$E(MS_E)$	σ^2	σ^2	σ^2

Trong chăn nuôi, nhân cấp trên được giả thiết là *cố định* nếu tất cả các con đực hiện có là những con cụ thể hoặc giả thiết là *ngẫu nhiên* nếu con đực được chọn ngẫu nhiên từ số đực giống trong đàn, nhân tố cấp dưới được giả thiết là *ngẫu nhiên* vì con cái luôn được chọn ngẫu nhiên trong đàn. Từ đó ước lượng được các phương sai thành phần: *phương sai* σ^2 của sai số e_{ijk} , *phương sai* σ_B^2 của biến ngẫu nhiên “cái” và *phương sai* σ_A^2 của biến ngẫu nhiên “đực”. Từ các phương sai thành phần này có thể tính được hệ số di truyền theo bố hoặc theo mẹ.

Ví dụ 5.2: Mục đích của thí nghiệm là xác định ảnh hưởng của lợn đực giống và lợn nái đến khối lượng sơ sinh của thể hệ con. Mô hình phân cấp 2 yếu tố được sử dụng. Bốn lợn đực giống được chọn ngẫu nhiên ($a = 4$), mỗi đực phối với 3 lợn nái ($b = 3$) và mỗi nái sinh được 2 lợn con ($r = 2$). Khối lượng (kg) sơ sinh của từng lợn con thu được như sau:

Đực	<u>1</u>			<u>2</u>			<u>3</u>			<u>4</u>		
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Nái	1,2	1,2	1,1	1,2	1,1	1,2	1,2	1,3	1,2	1,3	1,4	1,3
	1,2	1,3	1,2	1,2	1,2	1,1	1,2	1,3	1,2	1,3	1,4	1,3

Ta có bảng phân tích phương sai:

Nguồn biến động	df	SS	MS	F_{TN}	F tới hạn
Đực	3	0,093333	0,031111	6,22	$F_{(0,05; 3; 8)} = 4,07$
Cái (cùng đực)	8	0,040000	0,005000	3,00	$F_{(0,05; 8; 12)} = 2,85$
Sai số ngẫu nhiên (Con cùng bố mẹ)	12	0,020000	0,001667		
Toàn bộ	23	0,153333			

Kết luận: Ta thấy các giá trị F thực nghiệm đều lớn hơn giá trị F tới hạn, chứng tỏ có sự sai khác giữa các con đực và giữa các nái cùng đực.

Theo như ví dụ đã nêu; đực giống và nái là các yếu tố ngẫu nhiên, vì vậy các giá trị của phương sai thành phần được ước tính trong bảng sau:

Nguồn biến động	$E(MS)$	Phương sai thành phần	Phần trăm so với toàn bộ biến động
Đực	$\sigma^2 + 2\sigma^2_B + 6\sigma^2_A$	0,004352	56,63
Cái cùng đực	$\sigma^2 + 2\sigma^2_B$	0,001667	21,69
Sai số ngẫu nhiên	σ^2	0,001667	21,69
Tổng số	σ^2_T	0,007685	100,00

Từ các phương sai thành phần này ta có thể tính được hệ số di truyền. Tuy nhiên để ước tính hệ số di truyền một cách chính xác thì bậc tự do của các nguồn biến động phải đủ lớn. Tức là thí nghiệm phải bố trí trên nhiều đực, cái và số lượng quan sát ở đời con cũng phải đủ lớn. Trong di truyền số lượng, mô hình này cũng được đặc biệt chú trọng.

5.3. Kiểu thí nghiệm hai nhân tố chia ô

Thí nghiệm hai nhân tố chia ô thích hợp để nghiên cứu ảnh hưởng của 2 nhân tố bố trí theo cách sau. Nguyên vật liệu thí nghiệm chia thành một số các ô lớn và các mức của yếu tố thứ nhất được bố trí ngẫu nhiên vào các ô lớn. Sau đó, mỗi ô lớn lại được chia thành các ô con và các mức của yếu tố thứ 2 được bố trí ngẫu nhiên vào các ô con.

Mô hình thí nghiệm hai nhân tố chia ô được sử dụng khi một yếu tố cần nhiều nguyên vật liệu hơn yếu tố thứ hai. Nếu một yếu tố được áp dụng muộn hơn so với yếu tố còn lại thì yếu tố muộn hơn sẽ được bố trí vào ô con. Ngoài ra, từ kinh nghiệm thực tế ta biết được một yếu tố có mức độ biến động lớn hơn thì yếu tố này sẽ được bố trí vào ô lớn. Hoặc ta muốn có một kết luận chính xác đối với một yếu tố thì yếu tố đó được bố trí vào ô nhỏ. Nhân tố trên ô lớn có sai số gọi là sai số ô lớn, nhân tố trên ô nhỏ có sai số gọi là sai số ô nhỏ.

5.3.1. Ưu và nhược điểm của mô hình

Thí nghiệm chia ô có cách phân tích phức tạp hơn hai thí nghiệm giao nhau hay phân cấp. Mức chính xác của hai nhân tố khác nhau, nhân tố trên ô lớn có độ chính xác thấp hơn nhân tố trên ô nhỏ.

Thí nghiệm này rất phù hợp nếu ta chỉ quan tâm đến một trong hai yếu tố và tương tác giữa chúng. Ví dụ, nghiên cứu ảnh hưởng của các loại thức ăn khác nhau đến tăng trọng của vật nuôi, đồng thời cũng quan tâm đến tương tác của thức ăn với giới tính.

Trong các nghiên cứu về nông nghiệp mô hình này cũng được sử dụng rộng rãi, trong một khu diện tích lớn đất được coi như một ô lớn và những lô được chia ra được gọi là ô nhỏ.

Mô hình này sẽ gặp khó khăn trong việc ước tính nếu số liệu bị khiếm khuyết. Số bậc tự do của sai số ngẫu nhiên bị giảm rất nhiều do có hai lần tương tác (tương tác giữa hai yếu tố $A \times B$ và tương tác giữa yếu tố A với khối hay còn gọi là sai số ô lớn), chính vì vậy cũng làm giảm độ chính xác của các ước lượng và các kết luận.

5.3.2. Cách bố trí

Thường bố trí thí nghiệm theo khối, mỗi khối chia thành a ô lớn để bắt thăm cho a mức của nhân tố A. Việc bắt thăm được thực hiện riêng rẽ cho từng khối. Mỗi ô lớn chia thành b ô nhỏ để bắt thăm cho b mức của nhân tố B. Việc bắt thăm thực hiện riêng rẽ cho từng ô lớn.

Thí dụ yếu tố A có 4 mức (A_1, A_2, A_3 và A_4), yếu tố B có 2 mức (B_1 và B_2). Ba mức của yếu tố A được bố trí trên ô lớn trong 3 khối. Mỗi ô lớn chia nhỏ thành 2 ô nhỏ để bố trí ngẫu nhiên các mức của yếu tố B. Sơ bố trí thí nghiệm có thể được trình bày như sau:

Khối 1				Khối 2				Khối 3			
A_4	A_1	A_2	A_3	A_2	A_1	A_4	A_3	A_1	A_2	A_4	A_3
B ₂	B ₂	B ₁	B ₂	B ₁	B ₂	B ₁	B ₁	B ₂	B ₁	B ₂	B ₁
B ₁	B ₁	B ₂	B ₁	B ₂	B ₁	B ₂	B ₂	B ₁	B ₂	B ₁	B ₂

5.3.3. Mô hình

$$x_{ijl} = \mu + a_i + k_l + (ak)_{il} + b_j + (ab)_{ij} + e_{ijl} ; (i = 1, a; j = 1, b; l = 1, r)$$

Trong đó:

μ là trung bình chung

a_i là chênh lệch do ảnh hưởng của mức i của nhân tố A (trên ô lớn); $\Sigma a_i = 0$

b_j là chênh lệch do ảnh hưởng của mức j của nhân tố B (trên ô nhỏ); $\Sigma b_j = 0$

k_l là chênh lệch do ảnh hưởng của khối l ; $\Sigma k_l = 0$

$(ak)_{il}$ là tương tác giữa nhân tố A và khối và được dùng làm sai số ô lớn se^2_L

$(ab)_{ij}$ là tương tác của hai nhân tố A và B

$$\sum_{j=1}^b (ab)_{ij} = 0 \text{ với mọi } i; \quad \sum_{i=1}^a (ab)_{ij} = 0 \text{ với mọi } j$$

e_{ijk} là sai số độc lập phân phối chuẩn $N(0, \sigma^2)$

Trong mô hình này khối coi như nhân tố ngẫu nhiên, không tương tác với B. Hai nhân tố A và B coi như nhân tố cố định

5.3.4. Cách phân tích

$$n = a \times b \times r ; \quad ST = \Sigma \Sigma \Sigma x_{ijl} ; \quad SST = \Sigma \Sigma \Sigma x_{ijl}^2 ; \quad G = ST^2 / n ;$$

Từ bảng số liệu gốc tính tổng các x_{ijl} theo j được TAC_{ik} sau đó lập bảng hai chiều $A \times K$. Từ bảng số liệu gốc lấy tổng các x_{ijl} theo k được TAB_{ij} sau đó lập bảng hai chiều $A \times B$.

Các tổng bình phương được tính như sau:

Tổng bình phương toàn bộ

$$SS_{TO} = SST - G$$

Tổng bình phương của khối

$$SS_K = (\Sigma TK^2_l) / (a \times b) - G$$

Tổng bình phương của yếu tố A

$$SS_A = (\Sigma TA^2_i) / (b \times r) - G$$

Tổng bình phương tương tác giữa yếu tố A và khối (sai số ô lớn)

$$SS_{AK} = (\Sigma \Sigma TAK^2_{il}) / b - G - SSA - SSK$$

Tổng bình phương của yếu tố B

$$SS_B = (\Sigma TB^2_j) / (a \times r) - G$$

Tổng bình phương tương tác giữa yếu tố A và B

$$SS_{AB} = (\Sigma \Sigma TAB^2_{ij}) / r - G - SSA - SSB$$

Tổng bình phương của sai số ngẫu nhiên (sai số ô nhỏ)

$$SS_E = SS_{TO} - SS_A - SS_K - SS_{AK} - SS_B - SS_{AB}$$

Với các bậc tự do $df_{TO} = a \times b \times r - 1$; $df_K = r - 1$; $df_A = a - 1$; $df_{AK} = (a - 1)(r - 1)$; $df_B = b - 1$; $df_{AB} = (a - 1)(b - 1)$; $df_E = a(b - 1)(r - 1)$. Chia các tổng bình phương cho bậc tự do tương ứng được các bình phương trung bình (MS):

$$MS_A = SS_A / df_A; MS_B = SS_B / df_B; MS_{AB} = SS_{AB} / df_{AB}; MS_E = SS_E / df_E$$

Ta có các giá trị F tương ứng:

$$F_{TNA} = MS_A / MS_{AK} \text{ so với giá trị tới hạn } F_{(\alpha, df_A, df_{AK})}$$

$$F_{TNB} = MS_B / MS_E \text{ so với giá trị tới hạn } F_{(\alpha, df_B, df_E)}$$

$$F_{TNAB} = MS_{AB} / MS_E \text{ so với giá trị tới hạn } F_{(\alpha, df_{AB}, df_E)}$$

Nếu $F_{TN} > F$ tới hạn, H_0 sẽ bị bác bỏ.

Kiểm định giả thiết đối với nhân tố trên ô lớn (A)

H_{0A} : “các a_i đều bằng 0” với đối thiết H_{1A} : “có a_i khác 0”.

Kiểm định giả thiết đối với nhân tố trên ô nhỏ (B)

H_{0B} “Các b_j đều bằng 0” với đối thiết H_{1B} “có b_j khác 0”

Kiểm định giả thiết đối với tương tác giữa A và B

H_{0AB} : “Các $(ab)_{ij}$ đều bằng 0” với đối thiết H_{1AB} “có $(ab)_{ij}$ khác 0”

Dưới dạng tổng hợp ta có bảng phân tích phương sai

Nguồn biến động	df	SS	MS	F_{TN}	F
Khối	$r - 1$	SS_K			
Nhân tố A	$a - 1$	SS_A	MS_A	MS_A / MS_{AK}	$F_{(\alpha, df_A, df_{AK})}$
Sai số ô lớn	$(r - 1)(a - 1)$	SS_{AK}	MS_{AK}		
Nhân tố B	$(b - 1)$	SS_B	MS_B	MS_B / MS_E	$F_{(\alpha, df_B, df_E)}$
Tương tác AB	$(a - 1)(b - 1)$	SS_{AB}	MS_{AB}	MS_{AB} / MS_E	$F_{(\alpha, df_{AB}, df_E)}$
Sai số ô nhỏ	$a(b - 1)(r - 1)$	SS_E	MS_E		
Toàn bộ	$a \times b \times r - 1$	SS_{TO}			

Ví dụ 5.3: Một thí nghiệm được tiến hành để nghiên cứu ảnh hưởng của bãi chăn thả A (1, 2, 3 và 4) và lượng khoáng bổ sung B (1 và 2) đến năng suất sữa. Có tất cả 24 bò tham gia thí nghiệm. Thí nghiệm được thiết kế theo mô hình hai nhân tố kiểu chia ô với yếu tố A được bố trí trên ô lớn và yếu tố B trên ô nhỏ trên 3 khối. Năng suất sữa trung bình được ghi lại như sau (kg /ngày):

Khối 1				Khối 2				Khối 3			
A ₄	A ₁	A ₂	A ₃	A ₂	A ₁	A ₄	A ₃	A ₁	A ₂	A ₄	A ₃
B ₂ 30	B ₂ 27	B ₁ 26	B ₂ 26	B ₁ 32	B ₂ 30	B ₁ 34	B ₁ 33	B ₂ 34	B ₁ 30	B ₂ 36	B ₁ 33
B ₁ 29	B ₁ 25	B ₂ 28	B ₁ 24	B ₂ 37	B ₁ 31	B ₂ 37	B ₂ 32	B ₁ 31	B ₂ 31	B ₁ 38	B ₂ 32

Ta có

$$n = a \times b \times r = 4 \times 2 \times 3 = 24;$$

$$ST = \sum \sum \sum x_{ijl} = 39 + \dots + 32 = 746;$$

$$SST = \sum \sum \sum x_{ijl}^2 = 30^2 + \dots + 32^2 = 23530;$$

$$G = ST^2 / n = 746^2 / 24 = 23188,167;$$

$$\sum TK_1^2 = (30 + \dots + 24)^2 + (32 + \dots + 32)^2 + (34 + \dots + 32)^2 = 187206$$

$$\sum TA_i^2 = (27 + \dots + 31)^2 + (26 + \dots + 31)^2 + (26 + \dots + 32)^2 + (30 + \dots + 38)^2 = 139556$$

$$\sum TAK_{il}^2 = (27 + 25)^2 + (26 + 28)^2 + \dots + (36 + 38)^2 = 46996$$

$$\sum TB_j^2 = (29 + 25 + \dots + 33)^2 + (30 + 27 + \dots + 32)^2 = 278356$$

$$\sum TAB_{ij}^2 = (25 + 31 + 31)^2 + (27 + 30 + 34)^2 + \dots + (30 + 37 + 36)^2 = 69820$$

Các tổng bình phương được tính như sau:

Tổng bình phương tổng số

$$SS_{TO} = SST - G = 23530 - 23188,167 = 341,833$$

Tổng bình phương của khối

$$SS_K = (\sum TK_1^2) / (a \times b) - G = 187206 / (4 \times 2) - 23188,167 = 212,583$$

Tổng bình phương của yếu tố A

$$SS_A = (\sum TA_i^2) / (b \times r) - G = 139556 / (2 \times 3) - 23188,167 = 71,167$$

Tổng bình phương tương tác giữa yếu tố A và khối (sai số ô lớn)

$$SS_{AK} = (\sum TAK_{il}^2) / b - G - SSA - SSK = 46996 / 2 - 23188,167 - 71,167 - 212,583 = 26,083$$

Tổng bình phương của yếu tố B

$$SS_B = (\sum TB_j^2) / (a \times r) - G = 278356 / (4 \times 3) - 23188,167 = 8,167$$

Tổng bình phương tương tác giữa yếu tố A và B

$$SS_{AB} = (\sum \sum TAB_{ij}^2) / r - G - SS_A - SS_B = 69820 / 3 - 23188,167 - 71,167 - 8,167 = 5,833$$

Tổng bình phương của sai số ngẫu nhiên (sai số ô nhỏ)

$$SS_E = SS_{TO} - SS_A - SS_K - SS_{AK} - SS_B - SS_{AB} = \\ = 341,833 - 71,167 - 212,583 - 26,083 - 8,167 - 5,833 = 18,000$$

Với các bậc tự do:

$$df_{TO} = a \times b \times r - 1 = 23; df_K = r - 1 = 2; df_A = a - 1 = 3;$$

$$df_{AK} = (a - 1)(r - 1) = 6; df_B = b - 1 = 1;$$

$$df_{AB} = (a - 1)(b - 1) = 3; df_E = a(b - 1)(r - 1) = 8.$$

Bảng phân tích phương sai

Nguồn biến động	df	SS	MS	F_{TN}	F tới hạn
Khôi	2	212,583	106,292		
Bãi chăn thả (A)	3	71,167	23,722	5,46	$F_{(0,05; 3; 6)} = 4,76$
Sai số ô lớn	6	26,083	4,347		
Khoáng bổ sung (B)	1	8,167	8,167	3,63	$F_{(0,05; 1; 8)} = 5,32$
Tương tác A×B	3	5,833	1,944	0,86	$F_{(0,05; 3; 8)} = 4,07$
Sai số ô nhỏ	8	18,000	2,250		
Toàn bộ	23	341,833			

Kết luận: Qua kết quả phân tích được trình bày ở bảng nêu trên ta thấy, năng suất sữa có sự khác nhau giữa các bãi chăn thả ($F_{TN} = 5,46 > F_{LT} = 4,76$), tuy nhiên việc bổ sung các khoáng chất không làm ảnh hưởng đến năng suất sữa và cũng không có ảnh hưởng tương tác giữa bãi chăn thả và việc bổ sung khoáng.

5.3.5. Thí nghiệm 2 nhân tố kiểu chia ô hoàn toàn ngẫu nhiên

Phần trước, ta đã nghiên cứu mô hình kiểu chia ô mà các ô lớn được bố trí trên các khối một cách ngẫu nhiên. Ngoài ra cũng có thể thiết kế để một yếu tố được bố trí ngẫu nhiên trên các ô lớn. Ví dụ yếu tố thứ nhất (A) có 4 mức (A_1, A_2, A_3 và A_4) được bố trí ngẫu nhiên trên 12 ô lớn. Mỗi mức của yếu tố A được lặp lại 3 lần ($r = 3$). Yếu tố thứ hai (B) có 2 mức (B_1 và B_2). Mỗi ô lớn được chia thành 2 ô con để bố trí ngẫu nhiên các mức của yếu tố B. Đây chính là mô hình thí nghiệm 2 nhân tố kiểu chia ô hoàn toàn ngẫu nhiên. Mô hình bố trí thí nghiệm có thể được trình bày như sau:

A ₄	A ₁	A ₂	A ₃	A ₂	A ₁	A ₄	A ₃	A ₁	A ₂	A ₄	A ₃
B ₂	B ₂	B ₁	B ₂	B ₁	B ₂	B ₁	B ₁	B ₂	B ₁	B ₂	B ₁
B ₁	B ₁	B ₂	B ₁	B ₂	B ₁	B ₂	B ₂	B ₁	B ₂	B ₁	B ₂

Ta sẽ có mô hình phân tích số liệu như sau:

$$x_{ijl} = \mu + a_i + o_{k(i)} + b_j + (ab)_{ij} + e_{ijl} ; (i = 1, a; j = 1, b; k = 1, r)$$

μ là trung bình chung

a_i là chênh lệch do ảnh hưởng của mức i của nhân tố A (trên ô lớn); $\sum a_i = 0$

b_j là chênh lệch do ảnh hưởng của mức j của nhân tố B (trên ô nhỏ); $\sum b_j = 0$

$o_{k(i)}$ là chênh lệch do ảnh hưởng của ô lớn k trong mức i của nhân tố A (sai số ô lớn); $\sum o_{k(i)} = 0$

$(ab)_{ij}$ là tương tác của hai nhân tố A và B

$$\sum_{j=1}^b (ab)_{ij} = 0 \text{ với mọi } i; \quad \sum_{i=1}^a (ab)_{ij} = 0 \text{ với mọi } j$$

e_{ijk} là sai số độc lập phân phối chuẩn $N(0, \sigma^2)$

Trong mô hình này hai nhân tố A và B coi như nhân tố cố định. Các tổng bình phương của yếu tố A, B, tương tác AB, sai số ngẫu nhiên (sai số ô bé) và các bậc tự do tương ứng được tính tương tự như ở phần 4.3.3. Tổng bình phương của ô lớn nằm trong yếu tố A ($SS_{O_{k(i)}}$) được tính theo công thức $SS_{O(A)} = (\sum \sum TAO_{ik}^2) / b - G - SSA$ và bậc tự do $df_{O(A)} = a(r - 1)$.

Tương tự như phần 4.3.3 ta có bảng phân tích phương sai:

Nguồn biến động	df	SS	MS	F _{TN}	F
Nhân tố A	a-1	SS _A	MS _A	MS _A / MS _{O(A)}	F _{(α, dfA, dfO(A))}
Sai số ô lớn	a(r - 1)	SS _{O(A)}	MS _{O(A)}		

Nhân tố B	(b-1)	SS _B	MS _B	MS _B / MS _E	F _(α, dfB, dfE)
Tương tác A×B	(a - 1)(b -1)	SS _{AB}	MS _{AB}	MS _{AB} / MS _E	F _(α, dfAB, dfE)
Sai số ô nhỏ	a(b -1)(r -1)	SS _E	MS _E		

Toàn bộ	a×b×r -1	SS _{TO}			

Kết luận cũng tiến hành tương tự như các bước kết luận ở mục 5.3.4.

Ví dụ 5.4: Ta lấy lại ví dụ ở mục 5.3.4. Ảnh hưởng của bãi chăn thả A (1, 2,3 và 4) và lượng khoáng bổ sung B (1 và 2) đến năng suất sữa. Có tất cả 24 bò tham gia thí nghiệm. Tuy nhiên trong thí nghiệm này, khối sẽ không có mà ta có 12 ô lớn để bố trí ngẫu nhiên các mức của yếu tố bãi chăn thả, mỗi mức được lặp lại 3 lần. Năng suất sữa trung bình được ghi lại như sau (kg /ngày):

A ₄	A ₁	A ₂	A ₃	A ₂	A ₁	A ₄	A ₃	A ₁	A ₂	A ₄	A ₃
B ₂	B ₂	B ₁	B ₂	B ₁	B ₂	B ₁	B ₁	B ₂	B ₁	B ₂	B ₁
30	27	26	26	32	30	34	33	34	30	36	33
B ₁	B ₁	B ₂	B ₁	B ₂	B ₁	B ₂	B ₂	B ₁	B ₂	B ₁	B ₂
29	25	28	24	37	31	37	32	31	31	38	32

Ta có bảng phân tích phương sai sau:

Nguồn biến động	df	SS	MS	F _{TN}	F tới hạn
Bãi chăn thả (A)	3	71,167	23,722	0,80	F _(0,05; 3; 8) = 4,07
Sai số ô lớn	8	238,667	29,883		

Khoáng bổ sung (B)	1	8,167	8,167	3,63	F _(0,05; 1; 8) = 5,32
Tương tác A×B	3	5,833	1,944	0,86	F _(0,05; 3; 8) = 4,07
Sai số ô nhỏ	8	18,000	2,250		

Toàn bộ	23	341,833			

Kết luận: Năng suất sữa không có sự sai khác giữa các bãi chăn thả; việc bổ sung khoáng cũng không ảnh hưởng tới năng suất và không có ảnh hưởng của tương tác giữa bãi chăn thả và việc bổ sung khoáng

So sánh 2 ví dụ ở mô hình hai yếu tố kiểu chia ô, thấy rằng phương pháp ngẫu nhiên hoá các bãi chăn thả khác nhau đã không ảnh hưởng đến năng suất sữa. Tuy nhiên sử dụng khối đã làm tăng độ chính xác của phép thử đối với yếu tố bãi chăn thả. Trên thực tế, những ô liền kề nhau có khuynh hướng giống nhau; chính điều này giải thích tại sao cách tiếp cận theo mô hình khối phù hợp hơn.

5.4. Bài tập

5.4.1

Một thí nghiệm được tiến hành nhằm nghiên cứu ảnh hưởng của progesterone lên chu kỳ động dục của cừu Merino. Sử dụng 4 liều khác nhau (0, 10, 25 và 40 mg/ngày) tiêm dưới da vào ngày động dục hoặc 1 ngày sau đó. Chọn 32 cừu thí nghiệm đồng đều nhau và phân ngẫu nhiên về với các công thức thí nghiệm, mỗi công thức có 4 cừu. Chu kỳ động dục (ngày) của 4 cừu trong mỗi nhóm thu được như sau:

Ngày sử dụng	Liều dùng			
	0	10	25	40
0	17	15	12	8
	18	15	12	9
	17	14	11	11
	17	16	11	6
1	18	16	16	12
	20	14	14	13
	17	16	11	12
	14	16	14	12

Cho biết ảnh hưởng của progesterone lên chu kỳ động dục ở cừu Merino.

5.4.2

Một thí nghiệm được tiến hành nhằm xác định ảnh hưởng của gà trống và gà mái đến khối lượng thể hệ gà con ở 8 tuần tuổi. Chọn ngẫu nhiên 4 gà trống, mỗi gà trống cho phối với 3 gà mái, mỗi gà mái cho 3 gà con. Khối lượng (kg) 8 tuần tuổi của các gà con được trình bày như sau:

Gà trống	Gà mái	Khối lượng gà con (kg)		
1	1	965	813	765
	2	803	640	714
	3	644	753	705
2	1	740	798	941
	2	701	847	909
	3	909	800	853
3	1	696	807	800
	2	752	863	739
	3	686	832	796
4	1	979	798	788
	2	905	880	770
	3	797	721	765
5	1	809	756	775
	2	887	935	937
	3	872	811	925

Hãy cho biết ảnh hưởng của gà trống và gà mái đến khối lượng gà con 8 tuần tuổi