**جلسه هشتم**

**تجزیه مرکب:**

در اینجا به بررسی دو آزمایش پرکاربرد فاکتوریل دو عامله و اسپیلیت پلات در حالت مرکب می پردازیم. ابتدا فرض بر این است که دو آزمایش در دو مکان انجام شده باشد. حالت دیگر نیز این است که در دو مکان و دو سال انجام شده باشد.

نکته قابل ملاحظه در تجزیه مرکب این است که عوامل محیطی که بر حسب آنها آزمایشات مرکب می شوند (مثلا سال و مکان) ثابت در نظر گرفته شوند و یا تصادفی. اگر عوامل تصادفی در نظر گرفته شوند بایستی در برنامه کلیه عوامل تصادفی معرفی گردد. حال باید دید ثابت و تصادفی به چه معناست. تیمارهایی که دارای سطوح مشخص و قابل کنترل هستند ثابت در نظر گرفته می شوند به عنوان مثال ژنوتیپ و کوددهی ثابت هستند. اگر آزمایش در دو مکان کاملا مشابه کشت شوند مکان هم ثابت فرض می شود و در غیر اینصورت تصادفی. در مورد سال باید گفت که همیشه تصادفی است زیرا هیچ دو سالی مثل هم نیستند مگر اینکه خلاف آن ثابت شود.

در بخش random در برنامه تجزیه مرکب (این بخش زمانی وارد می شود که عامل تصادفی داریم) عوامل تصادفی ذکر می شوند. اثر متقابل یک عامل تصادفی و ثابت در واقع تصادفی است یعنی اگر سال تصادفی باشد اثر متقابل سال با عوامل دیگر هم تصادفی است و باید در این قسمت تعریف شوند.

برنامه تجزیه مرکب دو آزمایش اسپیلیت پلات در دو مکان:

11 ژنوتیپ در دو سطح تنش آبی طی دو مکان با فرض ثابت بودن مکان ها

**data**;

input loc Irri$ gen$ rep Y;

cards;

1 s Shiraz 1 72.2

1 s Shiraz 2 74.3

1 s Shiraz 3 70.6

1 c Shiraz 1 80.4

1 c Shiraz 2 81.7

1 c Shiraz 3 82.3

1 s Isfahan 1 26.25

1 s Isfahan 2 27.1

1 s Isfahan 3 25.9

1 c Isfahan 1 180.4

1 c Isfahan 2 177.3

1 c Isfahan 3 181.9

1 s Busheher 1 72.6

1 s Busheher 2 74.5

1 s Busheher 3 76.2

1 c Busheher 1 114.7

1 c Busheher 2 115.1

1 c Busheher 3 118.3

1 s Kh.jonobi 1 59.3

1 s Kh.jonobi 2 58.7

1 s Kh.jonobi 3 59.1

1 c Kh.jonobi 1 201.5

1 c Kh.jonobi 2 199.4

1 c Kh.jonobi 3 210.1

1 s Yazd 1 76.6

1 s Yazd 2 77.2

1 s Yazd 3 75.3

1 c Yazd 1 248.5

1 c Yazd 2 251

1 c Yazd 3 244

1 s Urmia 1 108

1 s Urmia 2 111

1 s Urmia 3 107

1 c Urmia 1 120.5

1 c Urmia 2 125

1 c Urmia 3 119

1 s Hamadan 1 62.9

1 s Hamadan 2 63.4

1 s Hamadan 3 65.7

1 c Hamadan 1 150.3

1 c Hamadan 2 152

1 c Hamadan 3 149

1 s Mashhad 1 70.5

1 s Mashhad 2 72.1

1 s Mashhad 3 70.9

1 c Mashhad 1 122.7

1 c Mashhad 2 120

1 c Mashhad 3 117

1 s Kerman 1 60.8

1 s Kerman 2 62.2

1 s Kerman 3 63.4

1 c Kerman 1 83.7

1 c Kerman 2 84.6

1 c Kerman 3 8.55

1 s Kashan 1 106.1

1 s Kashan 2 107

1 s Kashan 3 115

1 c Kashan 1 232.4

1 c Kashan 2 230

1 c Kashan 3 225

1 s Avicenna 1 65.8

1 s Avicenna 2 66

1 s Avicenna 3 63

1 c Avicenna 1 117.6

1 c Avicenna 2 120

1 c Avicenna 3 115

2 s Shiraz 1 118.67

2 s Shiraz 2 129.67

2 s Shiraz 3 113.33

2 c Shiraz 1 205.00

2 c Shiraz 2 167.33

2 c Shiraz 3 186.00

2 s Isfahan 1 79.00

2 s Isfahan 2 78.00

2 s Isfahan 3 71.70

2 c Isfahan 1 154.67

2 c Isfahan 2 186.00

2 c Isfahan 3 218.67

2 s Busheher 1 109.67

2 s Busheher 2 77.00

2 s Busheher 3 73.33

2 c Busheher 1 103.00

2 c Busheher 2 110.67

2 c Busheher 3 126.00

2 s Kh.jonobi 1 95.33

2 s Kh.jonobi 2 102.67

2 s Kh.jonobi 3 73.33

2 c Kh.jonobi 1 221.67

2 c Kh.jonobi 2 224.00

2 c Kh.jonobi 3 228.33

2 s Yazd 1 119.33

2 s Yazd 2 143.33

2 s Yazd 3 219.00

2 c Yazd 1 167.00

2 c Yazd 2 200.50

2 c Yazd 3 234.67

2 s Urmia 1 157.67

2 s Urmia 2 77.00

2 s Urmia 3 112.00

2 c Urmia 1 173.00

2 c Urmia 2 172.00

2 c Urmia 3 172.50

2 s Hamadan 1 59.67

2 s Hamadan 2 56.67

2 s Hamadan 3 68.33

2 c Hamadan 1 110.33

2 c Hamadan 2 93.33

2 c Hamadan 3 116.67

2 s Mashhad 1 81.33

2 s Mashhad 2 82.00

2 s Mashhad 3 145.00

2 c Mashhad 1 294.67

2 c Mashhad 2 232.33

2 c Mashhad 3 227.33

2 s Kerman 1 92.00

2 s Kerman 2 170.00

2 s Kerman 3 149.00

2 c Kerman 1 240.33

2 c Kerman 2 233.00

2 c Kerman 3 191.00

2 s Kashan 1 181.33

2 s Kashan 2 228.67

2 s Kashan 3 101.33

2 c Kashan 1 258.33

2 c Kashan 2 258.33

2 c Kashan 3 274.00

2 s Avicenna 1 80.33

2 s Avicenna 2 105.33

2 s Avicenna 3 148.33

2 c Avicenna 1 240.33

2 c Avicenna 2 197.67

2 c Avicenna 3 281.00

;

**proc** **glm**;

class loc Irri gen rep;

model Y=loc rep(loc) Irri Irri\*loc rep\*Irri(loc) gen gen\*loc gen\*Irri gen\*loc\*Irri/ss3;

test h=loc e=rep(loc);

test h=Irri Irri\*loc e=rep\*Irri(loc);

means loc/lsd e=rep(loc);

means Irri/lsd e=rep\*Irri(loc);

means gen/lsd;

lsmeans Irri\*loc/lines slice=loc e=rep\*Irri(loc);

lsmeans gen\*loc/lines slice=loc;

lsmeans gen\*Irri/lines slice=Irri;

lsmeans gen\*loc\*Irri/lines slice=(loc\*Irri);

**run**; **quit**;

برنامه تجزیه مرکب دو آزمایش فاکتوریل دو عامله در دو مکان:

مدل برنامه قبلی بدین شکل تغییر می کند (البته بدون slice زنی زیرا که این کار ضروری نیست و در برنامه قبل هم الزامی نبود)

model Y=loc rep(loc) Irri gen Irri\*loc gen\*loc gen\*Irri gen\*loc\*Irri/ss3;

test h=loc e=rep(loc);

means loc/lsd e=rep(loc);

means gen Irri/lsd;

lsmeans Irri\*loc gen\*loc gen\*Irri gen\*loc\*Irri /lines;

**run**; **quit**;

برنامه فاکتوریل دو عامله در مکان و سال با فرض تصادفی بودن هر دو:

5 ژنوتیپ و دو سطح آبیاری در سه تکرار در دو سال و دو مکان

**data**;

input year loc iri gen rep y;

cards;

1 1 1 1 1 1447.5

1 1 1 1 2 1215

1 1 1 1 3 566.3

1 1 1 2 1 1323.8

1 1 1 2 2 866.3

1 1 1 2 3 952.5

1 1 1 3 1 1822.5

1 1 1 3 2 1248.8

1 1 1 3 3 986.3

1 1 1 4 1 1136.3

1 1 1 4 2 1376.3

1 1 1 4 3 510

1 1 1 5 1 285

1 1 1 5 2 195

1 1 1 5 3 885

1 1 2 1 1 337.5

1 1 2 1 2 423.8

1 1 2 1 3 288.8

1 1 2 2 1 521.3

1 1 2 2 2 465

1 1 2 2 3 352.5

1 1 2 3 1 420

1 1 2 3 2 1068.8

1 1 2 3 3 1136.3

1 1 2 4 1 367.5

1 1 2 4 2 1533.8

1 1 2 4 3 1413.8

1 1 2 5 1 1451.3

1 1 2 5 2 1522.5

1 1 2 5 3 1196.3

1 2 1 1 1 948.8

1 2 1 1 2 1185

1 2 1 1 3 1522.5

1 2 1 2 1 450

1 2 1 2 2 288.8

1 2 1 2 3 435

1 2 1 3 1 472.5

1 2 1 3 2 322.5

1 2 1 3 3 971.3

1 2 1 4 1 296.3

1 2 1 4 2 543.8

1 2 1 4 3 397.5

1 2 1 5 1 352.5

1 2 1 5 2 581.3

1 2 1 5 3 1511.3

1 2 2 1 1 1151.3

1 2 2 1 2 693.8

1 2 2 1 3 1522.5

1 2 2 2 1 1080

1 2 2 2 2 836.3

1 2 2 2 3 1271.3

1 2 2 3 1 1481.3

1 2 2 3 2 1192.5

1 2 2 3 3 1316.3

1 2 2 4 1 1680

1 2 2 4 2 416.3

1 2 2 4 3 300

1 2 2 5 1 378.8

1 2 2 5 2 971.3

1 2 2 5 3 303.8

2 1 1 1 1 847.5

2 1 1 1 2 311.3

2 1 1 1 3 521.3

2 1 1 2 1 521.3

2 1 1 2 2 532.5

2 1 1 2 3 468.8

2 1 1 3 1 1920

2 1 1 3 2 1428.8

2 1 1 3 3 656.3

2 1 1 4 1 2006.3

2 1 1 4 2 1590

2 1 1 4 3 1237.5

2 1 1 5 1 2613.8

2 1 1 5 2 1740

2 1 1 5 3 1571.3

2 1 2 1 1 1833.8

2 1 2 1 2 2148.8

2 1 2 1 3 543.8

2 1 2 2 1 468.8

2 1 2 2 2 562.5

2 1 2 2 3 1125

2 1 2 3 1 521.3

2 1 2 3 2 791.3

2 1 2 3 3 641.3

2 1 2 4 1 798.8

2 1 2 4 2 915

2 1 2 4 3 682.5

2 1 2 5 1 720

2 1 2 5 2 1725

2 1 2 5 3 1736.3

2 2 1 1 1 618.8

2 2 1 1 2 1841.3

2 2 1 1 3 1368.8

2 2 1 2 1 1316.3

2 2 1 2 2 1822.5

2 2 1 2 3 1541.3

2 2 1 3 1 1875

2 2 1 3 2 2141.3

2 2 1 3 3 2073.8

2 2 1 4 1 648.8

2 2 1 4 2 382.5

2 2 1 4 3 510

2 2 1 5 1 708.8

2 2 1 5 2 401.3

2 2 1 5 3 1237.5

2 2 2 1 1 607.5

2 2 2 1 2 600

2 2 2 1 3 765

2 2 2 2 1 738.8

2 2 2 2 2 637.5

2 2 2 2 3 1927.5

2 2 2 3 1 1657.5

2 2 2 3 2 1068.8

2 2 2 3 3 1773.8

2 2 2 4 1 2025

2 2 2 4 2 1732.5

2 2 2 4 3 2171.3

2 2 2 5 1 1755

2 2 2 5 2 1503.8

2 2 2 5 3 1668.8

;

**proc** **glm**;

class year loc iri gen rep;

model y=year loc year\*loc rep(year loc) gen iri gen\*iri gen\*year gen\*loc iri\*year

iri\*loc gen\*year\*loc iri\*year\*loc gen\*iri\*loc gen\*iri\*year gen\*iri\*year\*loc/ss3;

random year loc rep(year loc) gen\*year gen\*loc iri\*year iri\*loc gen\*year\*loc

iri\*year\*loc gen\*iri\*year gen\*iri\*loc gen\*iri\*year\*loc/test;

lsmeans gen\*year\*loc iri\*year\*loc gen\*iri\*loc gen\*iri\*year/lines e=gen\*iri\*year\*loc pdiff=all;

**run**; **quit**;

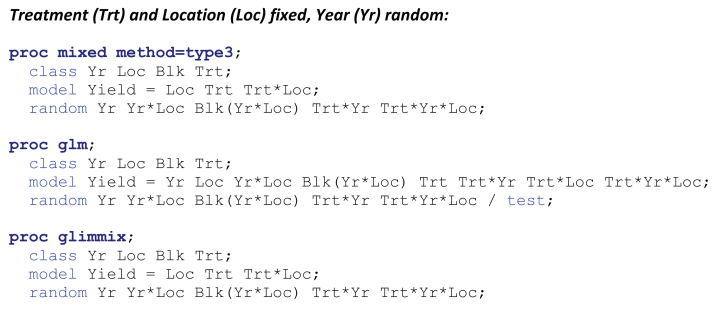
آنالیز فوق در حالت اسپیلیت پلات با توجه به توضیحات داده شده قابل استنتاج می باشد. همینطور اگر در مثال اول به جای مکان سال بود تنها قسمت random اضافه میشد. یا در مثال فوق اگر فقط یکی از عوامل تصادفی باشند تنها اعضای random تغییر می کنند و الباقی برنامه ثابت است.

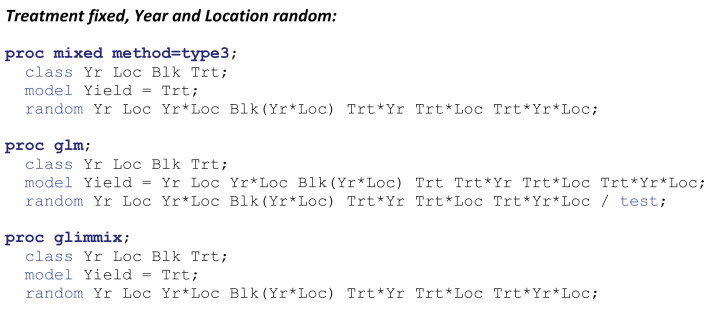
نکته مهم: در حالتی که عوامل تصادفی داشته باشیم بایستی تمامی مقایسات میانگین به شکل lsmeans نوشته شوند. علاوه بر این خطای مورد نظر برای آزمون یک عامل بایستی عاملی باشد که به جز جزء امید ریاضی آن عامل سایر اجزا را داشته باشد. فلذا در حالت عوامل تصادفی تمامی مقایسات میانگین ممکن نیست و بایستی دستورات بسیار پیشرفته مورد استفاده قرار گیرد و یا به صورت دستی انجام گردند. مثلا در مثال بالا تنها مقایسه میانگین اثرات سه گانه امکان پذیر است که خطای آنها اثر متقابل چهار گانه است (برخلاف طرحهای عامل ثابت در این طرحها از خطاهای رایج استفاده نمی شود). لطفا امیدهای ریاضی این عوامل را با عامل چهارگانه مقایسه کنید تا مطلب بازتر شود. این امیدها در خود دستور داده می شود. عامل تفاوت هایلایت شده است:

|  |  |
| --- | --- |
| **year\*loc\*gen** | Var(Error) + 3 Var(year\*loc\*iri\*gen) + 6 Var(year\*loc\*gen) |
| **year\*loc\*iri** | Var(Error) + 3 Var(year\*loc\*iri\*gen) + 15 Var(year\*loc\*iri) |
| **loc\*iri\*gen** | Var(Error) + 3 Var(year\*loc\*iri\*gen) + 6 Var(loc\*iri\*gen) |
| **year\*iri\*gen** | Var(Error) + 3 Var(year\*loc\*iri\*gen) + 6 Var(year\*iri\*gen) |
| **year\*loc\*iri\*gen** | Var(Error) + 3 Var(year\*loc\*iri\*gen) |

**سایر رویه ها در تجزیه مرکب:**

اخیرا برای تجزیه این نوع از آزمایشات از رویه هایی دیگری به جز glm استفاده می شود که می توانند در مواردی به ما کمک کنند. این رویه ها شامل مدل­های mixed و glimmix هستند. در واقع این مدل ها آمیخته از اثرات تصادفی و ثابت هستند و همزمان قادر به برآورد آنها هستند و از این نظر می توانند یکسری اثرات نویز را بیرون بکشند از همین روی رویه mixed زمانی که واریانس های خطا همگن نباشد (یکی از مفروضات تجزیه واریانس با glm) قابل اجراست و یا رویه glimmix زمانی که توزیع داده ها نرمال نباشد قابل اجراست. تصویر زیر انواع دستورهای حالتهای رویه های مذکور را در مقایسه با رویه glm نشان می دهد:



****

****

در مثال زیر سال تصادفی و تیمارها و مکان ثابت در نظر گرفته می شوند. همانطور که در تصاویر بالا هم قابل ملاحظه هست دستورها کوتاه تر می شود و بایستی در model عوامل ثابت را وارد کرد و الباقی اثرات در قسمت random وارد می شوند:

**data**;

input year loc iri gen rep y;

cards;

1 1 1 1 1 1447.5

1 1 1 1 2 1215

1 1 1 1 3 566.3

1 1 1 2 1 1323.8

1 1 1 2 2 866.3

1 1 1 2 3 952.5

1 1 1 3 1 1822.5

1 1 1 3 2 1248.8

1 1 1 3 3 986.3

1 1 1 4 1 1136.3

1 1 1 4 2 1376.3

1 1 1 4 3 510

1 1 1 5 1 285

1 1 1 5 2 195

1 1 1 5 3 885

1 1 2 1 1 337.5

1 1 2 1 2 423.8

1 1 2 1 3 288.8

1 1 2 2 1 521.3

1 1 2 2 2 465

1 1 2 2 3 352.5

1 1 2 3 1 420

1 1 2 3 2 1068.8

1 1 2 3 3 1136.3

1 1 2 4 1 367.5

1 1 2 4 2 1533.8

1 1 2 4 3 1413.8

1 1 2 5 1 1451.3

1 1 2 5 2 1522.5

1 1 2 5 3 1196.3

1 2 1 1 1 948.8

1 2 1 1 2 1185

1 2 1 1 3 1522.5

1 2 1 2 1 450

1 2 1 2 2 288.8

1 2 1 2 3 435

1 2 1 3 1 472.5

1 2 1 3 2 322.5

1 2 1 3 3 971.3

1 2 1 4 1 296.3

1 2 1 4 2 543.8

1 2 1 4 3 397.5

1 2 1 5 1 352.5

1 2 1 5 2 581.3

1 2 1 5 3 1511.3

1 2 2 1 1 1151.3

1 2 2 1 2 693.8

1 2 2 1 3 1522.5

1 2 2 2 1 1080

1 2 2 2 2 836.3

1 2 2 2 3 1271.3

1 2 2 3 1 1481.3

1 2 2 3 2 1192.5

1 2 2 3 3 1316.3

1 2 2 4 1 1680

1 2 2 4 2 416.3

1 2 2 4 3 300

1 2 2 5 1 378.8

1 2 2 5 2 971.3

1 2 2 5 3 303.8

2 1 1 1 1 847.5

2 1 1 1 2 311.3

2 1 1 1 3 521.3

2 1 1 2 1 521.3

2 1 1 2 2 532.5

2 1 1 2 3 468.8

2 1 1 3 1 1920

2 1 1 3 2 1428.8

2 1 1 3 3 656.3

2 1 1 4 1 2006.3

2 1 1 4 2 1590

2 1 1 4 3 1237.5

2 1 1 5 1 2613.8

2 1 1 5 2 1740

2 1 1 5 3 1571.3

2 1 2 1 1 1833.8

2 1 2 1 2 2148.8

2 1 2 1 3 543.8

2 1 2 2 1 468.8

2 1 2 2 2 562.5

2 1 2 2 3 1125

2 1 2 3 1 521.3

2 1 2 3 2 791.3

2 1 2 3 3 641.3

2 1 2 4 1 798.8

2 1 2 4 2 915

2 1 2 4 3 682.5

2 1 2 5 1 720

2 1 2 5 2 1725

2 1 2 5 3 1736.3

2 2 1 1 1 618.8

2 2 1 1 2 1841.3

2 2 1 1 3 1368.8

2 2 1 2 1 1316.3

2 2 1 2 2 1822.5

2 2 1 2 3 1541.3

2 2 1 3 1 1875

2 2 1 3 2 2141.3

2 2 1 3 3 2073.8

2 2 1 4 1 648.8

2 2 1 4 2 382.5

2 2 1 4 3 510

2 2 1 5 1 708.8

2 2 1 5 2 401.3

2 2 1 5 3 1237.5

2 2 2 1 1 607.5

2 2 2 1 2 600

2 2 2 1 3 765

2 2 2 2 1 738.8

2 2 2 2 2 637.5

2 2 2 2 3 1927.5

2 2 2 3 1 1657.5

2 2 2 3 2 1068.8

2 2 2 3 3 1773.8

2 2 2 4 1 2025

2 2 2 4 2 1732.5

2 2 2 4 3 2171.3

2 2 2 5 1 1755

2 2 2 5 2 1503.8

2 2 2 5 3 1668.8

;

**proc** **mixed**;

class year loc iri gen rep;

model y=loc gen iri gen\*iri gen\*loc

iri\*loc gen\*iri\*loc;

random year year\*loc rep(year loc) gen\*year iri\*year gen\*year\*loc

iri\*year\*loc gen\*iri\*year gen\*iri\*year\*loc;

lsmeans gen\*iri;

**run**; **quit**;

نکته: معایب این روشها این است که برای مقایسه میانگین حروف معنی داری نداریم و تنها گفته می شود کدام ترکیب تیماری دارای اثر معنی دار است و حتی با سایر اثرات تیماری هم جنس خود قابل مقایسه نیست. صرفا گفته شده این ترکیب اثر معنی دار گذاشته است یا خیر. علاوه بر این تنها برای اثرات ثابت مقایسه میانگین انجام می شود.

**طرح­های همراه با شاهد خاص**

گاها یک یا چند تیمار در کنار باقی سطوح تیماری در آزمایش موجود خواهد بود. مثلا در مثال زیر اثر فشار و حرارت برای درست کردن نوعی ماده سنجیده شده است و در کنار آن دو روش تجاری ساخت این ماده در بازار بررسی شده این دو روش هیچ نقطه اشتراکی با تیمارهای ما ندارند. در اینجا ما دو سطح فشار 50 و 70 بار داریم و چهار سطح حرارت 60، 70، 80 و 90 درجه سانتی­گراد داریم. درحالی که یکی از تیمارهای تجاری (شاهد) ما فشارش 45 بار و حرارتش 66 درجه است و دیگری هم 60 بار و 75 درجه است. حال صفت y روی ماده اندازه­گیری شده تا مشخص شود آیا سطوح تیماری ما بهتر در ساخت ماده جواب میدهد یا این دو شاهد تجاری. در این حالت باید برای شماره گذاری چه کرد؟

بایستی اول دید بیشترین سطح متعلق به کدام تیمار است. در اینجا متعلق به حرارت در چهار سطح است. پس باید به یکی از شاهدها 5 و به دیگری شماره 6 را اطلاق کرد. البته هم برای سطح حرارتش و هم فشارش بایستی همین شماره ها را قرار داد. علاوه بر این یک ستون تیمار هم باید تهیه شود که حاصل از ترکیب ستونهای حرارت و فشار است. پس در اینجا ما 10 تیمار داریم. در قسمت داده­های نمونه این طرز از وارد کردن آورده شده است.

در این حالت جدول تجزیه واریانس دارای دو جز اضافه می شود. یکی "شاهدها" و دیگری "شاهدها در مقابل بقیه". اگر فقط یک شاهد داشتیم فقط یک جز اضافه می­شد و آن هم "شاهد در مقابل بقیه" است. درجه آزادی­ها یک است. برای محاسبه آن­ها باید از دستور contrast استفاده شود که در قسمت برنامه آمده است. جدول تجزیه واریانس زیر یک فاکتوریل در قالب بلوک­های کامل تصادفی همراه با یک شاهد است.

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| منابع تغییرات | درجه آزادی | میانگین مربعات |
| تکرار | r-1 | MSR |
| تیمار | t-1 | MSt |
| A | a-1 | MSA |
| B | b-1 | MSB |
| A\*B | (a-1)(b-1) | MSAB |
| شاهد در مقابل بقیه | 1 | MSC vs Others |
| خطا | ab(r-1) | MSE |

نحوه ورود داده­ها در Excel:

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **rep** | **press** | **heat** | **trt** | **y** |
| 1 | 1 | 1 | 1 | 5.8659 |
| 2 | 1 | 1 | 1 | 5.9674 |
| 3 | 1 | 1 | 1 | 6.2817 |
| 1 | 1 | 2 | 2 | 5.9956 |
| 2 | 1 | 2 | 2 | 6.7697 |
| 3 | 1 | 2 | 2 | 7.1764 |
| 1 | 1 | 3 | 3 | 6.5359 |
| 2 | 1 | 3 | 3 | 6.558 |
| 3 | 1 | 3 | 3 | 6.2527 |
| 1 | 1 | 4 | 4 | 8.3782 |
| 2 | 1 | 4 | 4 | 8.1166 |
| 3 | 1 | 4 | 4 | 8.0792 |
| 1 | 2 | 1 | 5 | 9.9499 |
| 2 | 2 | 1 | 5 | 10.003 |
| 3 | 2 | 1 | 5 | 9.9258 |
| 1 | 2 | 2 | 6 | 9.4634 |
| 2 | 2 | 2 | 6 | 8.9214 |
| 3 | 2 | 2 | 6 | 10.2934 |
| 1 | 2 | 3 | 7 | 7.4259 |
| 2 | 2 | 3 | 7 | 7.6631 |
| 3 | 2 | 3 | 7 | 7.5715 |
| 1 | 2 | 4 | 8 | 12.1923 |
| 2 | 2 | 4 | 8 | 11.973 |
| 3 | 2 | 4 | 8 | 12.2457 |
| 1 | 5 | 5 | 9 | 8.1529 |
| 2 | 5 | 5 | 9 | 9.6595 |
| 3 | 5 | 5 | 9 | 9.8624 |
| 1 | 6 | 6 | 10 | 117.681 |
| 2 | 6 | 6 | 10 | 122.2633 |
| 3 | 6 | 6 | 10 | 111.1006 |

برنامه اجرای آزمایش فاکتوریل بر پایه طرح کاملا تصادفی با دو شاهد:

**data** a;

input rep press heat trt y;

cards;

;

**proc** **glm**;

class rep press heat;

model y=press heat press\*heat/ss3;

lsmeans press\*heat/lines;

**run**;

**proc** **glm** data=a;

class rep trt;

model y=trt/ss3;

means trt/lsd;

contrast 'controls' trt **0** **0** **0** **0** **0** **0** **0** **0** +**1** -**1**;

contrast 'con vs other' trt +**1** +**1** +**1** +**1** +**1** +**1** +**1** +**1** -**4** -**4**;

**run**; **quit**;

نحوه contrast نویسی، جدول تجزیه واریانس و تفسیر طرح در کلاس توضیح داده شد. برای ستونی که contrast نوشته می­شود بایستی سورت انجام گیرد.

زمانی که بیش از دو شاهد داشته باشیم بایستی برای شاهدها علاوه بر موارد فوق یک proc دیگر تعریف شود. در واقع شاهدها را به صورت جداگانه در طرح پایه آنالیزشان می کنیم و MS شاهدها را بدست می­آوریم. البته این طرح دارای خطای متفاوتی از آزمایش اصلی هست پس بررسی معنی داری این MS درست نیست و ما فقط MS رایادداشت می­کنیم و به شکل دستی معنی داری آن را با MS خطا می سنجیم.

**موفق باشید**