

بِسْمِ اللَّهِ الرَّحْمَنِ الرَّحِيمِ

آموزش نرم افزار *splus*

چکیده

با توجه به اینکه درس‌هایی که در رشته ی آمار ارائه می شوند قابلیت قابل توجهی در طرح های پژوهشی و تحقیقاتی در زمینه‌های گوناگون دارند، یادگیری فنون و تکنیک های مربوط به این درسها از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است، اما نکته‌ی مهمتری که باید به آن توجه کرد بالا بردن سرعت و دقت در نتیجه گیری و استنباط است. خوشبختانه در حال حاضر نرم افزارهای زیادی مانند *splus*، *sas*، *minitab* و... موجود می باشند که در جهت افزایش سرعت و دقت در نتیجه گیری کمک شایان ذکری به محقق می کنند. از این میان ما به بیان برخی تکنیک ها و قابلیت های نرم افزار *splus* پرداخته‌ایم، که می تواند در زمینه ی درس‌های کاربردی رشته‌ی آمار به دانشجویان کمک کند.

ابتدا برخی مفاهیم اساسی که در استفاده از این نرم افزار مفید و مؤثر هستند را بیان کرده ایم و سپس چگونگی کارایی این نرم افزار را در درس‌هایی مانند طرح آزمایشات، رگرسیون، سریهای زمانی و ... شرح داده ایم. در آخر در بخش ضمیمه تعدادی برنامه‌ی جالب را در زمینه‌ی ریاضیات و آمار برای یادگیری بهتر ارائه داده ایم.

فصل اول

ساختار داده‌ها (1)

بردار

ساده‌ترین نوع ساختار داده در $S+$ بردار است. بردار مجموعه‌ای مرتب از مقادیر عددی، کاراکنتری و یا منطقی است.

ساختن بردار

روشهای مختلفی برای ساختن یک بردار وجود دارد. معمولی‌ترین روش استفاده از تابع $c()$ می‌باشد. روشی دیگر استفاده از عملگر $(:)$ است، که عملگر دنباله خوانده می‌شود و یک سری داده را به ترتیب می‌گیرد. با استفاده از تابع $rep()$ نیز می‌توان یک مقدار یا یک بردار را تکرار کرد. با تابع $seq()$ نیز می‌توان یک بردار تولید کرد. با دستور $scan()$ نیز می‌توان تا جایی که بخواهیم مقادیری را وارد یک بردار کنیم. این توابع را به ترتیب به همراه مثال در زیر شرح می‌دهیم.

تابع $c()$

با استفاده از این تابع می‌توان مقادیر دلخواه را با هم ترکیب کرده، یک بردار ساخت و با عملگر $(-)$ یا $(-)$ این بردار را به اسم دلخواهی نسبت داد.

مثال 1:

$$x < -c(1,2,3,4)$$

x .

[1] 1 2 3 4

$$y < -c(6,7)$$

$c(x, y, x)$.

[1] 1 2 3 4 6 7 1 2 3 4

توجه کنیم که اگر یک بردار دارای اسم نباشد، در قسمت‌های دیگر یک برنامه امکان استفاده از این بردار را نداریم. و همین‌طور اگر در معرفی یک متغیر یا یک بردار از حروف کوچک (بزرگ) استفاده کردیم، برای فراخوانی آن در جریان برنامه نیز باید از حروف کوچک (بزرگ) استفاده کنیم.

نکته 1:

لازم نیست مقداری که یک متغیر می‌پذیرد حتماً عددی باشد، می‌تواند مقدار اسمی نیز باشد. در این صورت هر مقدار اسمی را باید در داخل علامت $(")$ قرار داد تا ارزش اسمی داشته باشد.

مثال 2:

```
y <- c("a", "b", "d")
```

```
y
```

```
[1] a b d
```

عملگر (:)

برای ساختن دنباله‌ای از مقادیر، از این عملگر استفاده می‌کنیم که عملگر دنباله خوانده می‌شود. فرم کلی به صورت زیر است.

انتهای دنباله : ابتدای دنباله

مثال 3:

```
a <- 2:5
```

```
a
```

```
[1] 2 3 4 5
```

مشاهده می‌کنیم که در خروجی اعداد 2 تا 5 را به ترتیب به ما نشان می‌دهد.

تابع rep()

برای تکرار یک عدد یا یک بردار و قرار دادن آن در یک بردار از این تابع استفاده می‌کنیم. فرم کلی آن به صورت زیر است.

(تعداد تکرار ، عبارت) rep

مثال 4:

```
b <- rep(NA,3)
```

```
b
```

```
[1] NA NA NA
```

اگر تعداد تکرارها خود یک بردار باشد و طول این بردار با طول بردار مقادیر برابر باشد، هر مقدار از بردار مقادیر به تعداد متناظرش در بردار تکرارها، تکرار می‌شود.

مثال 5:

```
e <- rep(1:4, rep(3,4))
```

```
e
```

```
[1] 1 1 1 2 2 2 3 3 3 4 4 4
```

```
f <- rep(1:4, 1:4)
```

```
f
```

```
[1] 1 2 2 3 3 3 4 4 4 4
```

تابع seq()

از این تابع می‌توان به جای عملگر دنباله استفاده کرد. ولی تفاوتشان در این است که در تابع $seq()$ می‌توان طول بردار یا قدر نسبت دنباله و آغاز دنباله را مشخص کرد. حالت‌های مختلف استفاده از این دستور را با مثال زیر توضیح می‌دهیم.

مثال 6:

↓ $seq(5)$

[1] 1 2 3 4 5

مانند دستور 1:5 عمل می‌کند.

↓ $seq(-1,1,0.5)$

[1] -1 -0.5 0 0.5 1

از عدد -1 تا عدد 1 دنباله‌ای با قدر نسبت 0.5 تولید می‌کند.

↓ $seq(-1,1,length=5)$

[1] -1 -0.5 0 0.5 1

5 عدد بین اعداد -1 تا 1 را به ما می‌دهد.

↓ $seq(1,by=0.05,length=10)$

[1] 1.00 1.05 1.10 1.15 1.20 1.25 1.30 1.35 1.40 1.45

ده عدد از دنباله‌ای تولید می‌کند که از عدد 1 شروع می‌شود و دارای قدر نسبت 0.05 است.

دستور $scan()$

با اجرای این دستور پنجره‌ای باز می‌شود که مرتب از ما داده می‌گیرد و زمانی متوقف می‌شود که دو بار پشت سر هم کلید اینتر (↵) را فشار دهیم.

مثال 7:

به دستور زیر توجه کنید.

↓ $scan()$

↓ 1: 2

↓ 2: 3

↓ 3: ↓

[1] 2 3

با این دستور نرم افزار مرتب از ما داده می‌گیرد ولی می‌توانیم از همان ابتدا مشخص کنیم که چند داده از ما بگیرد. به مثال زیر توجه کنید.

لـ scan(n = 3)

لـ 1 : 2

لـ 2 : 3

لـ 3 : 4

[1] 2 3 4

انتخاب زیر مجموعه‌هایی از بردار

انتخاب زیر مجموعه‌ای از یک بردار را با مثال شرح می‌دهیم.

مثال 8:

$x < -c(5,14,8,9,5)$

لـ x

[1] 5 14 8 9 5

برای نمایش عنصری از یک بردار بنویسید:

[اندیس عنصر] نام بردار

مثلاً دستور زیر عنصر چهارم از بردار x را نمایش می‌دهد.

لـ x[4]

[1] 9

برای انتخاب عنصر دوم و پنجم بردار x عبارت زیر را به کار برید.

لـ x[c(2,5)]

[1] 14 5

اگر بخواهیم همه‌ی عناصر بردار به جز عناصر دوم و پنجم را انتخاب کنیم، قبل از تابع () c از علامت منفی استفاده می‌کنیم.

لـ x[-c(2,5)]

[1] 5 8 9

با استفاده از عبارات منطقی نیز می‌توان زیرمجموعه‌ای از یک بردار را انتخاب کرد.

لـ x[x > 8]

[1] 14 9

گاهی اوقات بعد از مشاهده‌ی بردار متوجه می‌شویم که عددی را اشتباه وارد کرده‌ایم. در این صورت با انتخاب عنصری که آن را اشتباه وارد کرده‌ایم و نسبت دادن مقدار صحیح به آن می‌توان اشتباه را جبران کرد. به مثال‌های زیر توجه کنید.

$x[1:3] < -2$

x

[1] 2 2 2 9 5

می‌خواهیم به جز عنصر اول بقیه‌ی عناصر را مقدار صفر قرار دهد.

$x[-1] < -0$

x

[1] 5 0 0 0 0

مثال 9:

فرض کنید یک بردار داریم مثل همان بردار مثال‌های قبل، می‌خواهیم عدد 12 را به عنوان عنصر سوم به این بردار اضافه کنیم .

$x < -c(x[1:2], 12, x[3:5])$

x

[1] 5 14 12 8 9 5

چند تابع تعریف شده در $S+$

(1) تابع $length()$

این تابع طول برداری که نام آن را در داخل پرانتزها می‌نویسیم به ما می‌دهد. برای بردار مثال 8 داریم:

$length(x)$

5

(2) تابع $rm()$

ساختار داده‌ای را که نام آن به عنوان شناسه‌ی تابع ذکر شود، حذف می‌کند.

(3) تابع $q()$

برای خروج از $S+$ از این تابع استفاده می‌شود.

(4) تابع $help()$

برای استفاده از راهنمائی‌های $S+$ از این تابع یا عملگر "؟" استفاده می‌شود. شناسه‌ی این تابع ممکن است نام یک تابع، یا یک کاراکتر باشد.

> $help$ (نام تابع)

> $help$ (" کاراکتر "

> نام تابع ?

> " کاراکتر ? "

(5) تابع $ls()$

لیست ساختار داده‌های موجود در زیر فهرست $Data$ را نمایش می‌دهد.

6) تابع `objects()`

لیست ساختار داده‌های موجود در تمام زیر فهرست‌های `S+` را نمایش می‌دهد.

7) تابع `sink()`

این تابع خروجی یک برنامه یا عبارت را در یک فایل متن ذخیره می‌کند.

مثال 10:

```
sink("list.dir")
```

```
ls()
```

```
sink()
```

در این مثال خروجی تابع `ls()` در فایل `list.dir` ذخیره خواهد شد. فراخوانی مجدد تابع `sink()` به عملیات خاتمه می‌دهد.

نکته 2:

برای مشخص کردن حالت یک بردار از تابع `mode()` استفاده می‌شود. و تابع `attributes()` ویژگی ساختار داده و تابع `attr()` یک ویژگی خاص ساختار داده را نشان می‌دهد.

```
c(1,2,3,4)
```

```
mode(x)
```

```
[1] 'numeric'
```

```
attributes(x)
```

```
list()
```

```
attr(,"length")
```

```
[1] 4
```

توجه کنیم که عناصر یک بردار همه باید دارای یک حالت باشند. مثلاً ساختن برداری شامل مقادیر عددی و منطقی غیر ممکن است.

نکته‌ی دیگر که باید به آن توجه کنیم این است که برای ساختن یک بردار با مقادیر نام گذاری شده از تابع `names()` استفاده می‌کنیم. به مثال زیر دقت کنید.

```
names(x) <- letters[1:4]
```

```
x
```

```
a b c d
```

```
1 2 3 4
```


در اینجا مقادیر بردار x با اولین تا چهارمین حروف لاتین که با بردار $letters[1:4]$ به $names(x)$ نسبت داده شده است، نام گذاری شده اند.

نکته 3 :

از تابع $letters[...]$ برای نمایش حروف لاتین کوچک استفاده می‌شود. اگر به این حروف به ترتیب الفبا، اعداد 1 تا 26 را نسبت دهیم، در داخل علامت $[]$ می‌توانیم اندیس حروفی را که می‌خواهیم بنویسیم. اگر این دستور به صورت $LETTERS[...]$ به کار رود، حروف بزرگ لاتین را نمایش می‌دهد.

توابع مقدماتی ریاضی در $S+$

شرح	تابع
قدر مطلق یک عدد	$abs()$
اولین عدد صحیح بزرگتر از عدد	$ceiling()$
جمع تجمعی اعداد یک بردار	$cumsum()$
ضرب تجمعی اعداد یک بردار	$cumprod()$
تابع نمایی	$exp()$
عناصر بردار را در هم ضرب می‌کند	$prod()$
عناصر بردار را با هم جمع می‌کند	$sum()$
جزء صحیح یک عدد	$floor()$
تابع گاما	$gamma()$
لگاریتم در مبنای عدد نپر	$log()$
لگاریتم در مبنای عدد 10	$log10()$
ماکزیمم یک سری عدد	$max()$
می‌نیمم یک سری عدد	$min()$
میانگین	$mean()$
میانه	$median()$
اعداد را رتبه بندی می‌کند	$rank()$
گرد کردن اعداد	$round()$
مرتب کردن اعداد به صورت صعودی	$sort()$
ریشه ی دوم عدد	$sqrt()$

summary()	یافتن میانه، چارک اول و سوم و min,max
trunc()	نزدکترین عدد صحیح به عدد
var()	واریانس
sin(), cos(), tan()	سینوس، کسینوس و تانژانت
asin(), acos(), atan()	توابع مثلثاتی معکوس
sinh(), cosh(), tanh()	توابع مثلثاتی هیپر بولیک
asinh(), acosh(), atanh()	وارون توابع مثلثاتی هیپر بولیک

در ادامه یک سری از توابع مهم دیگری را که در $S+$ کاربرد دارند معرفی می‌کنیم.

(1) تابع $data.frame()$

اگر بخواهیم در $S+$ مدل‌های طرح آزمایشات یا رگرسیون را برآورد کنیم، با این دستور داده‌ها را در کنار هم مرتب می‌کنیم. مثلاً اگر در یک مدل رگرسیون متغیر x یک متغیر کنترلی و y متغیر پاسخ باشد، بعد از وارد کردن اطلاعات برای برآزش مدل این دو متغیر را به صورت زیر در کنار هم قرار می‌دهیم.

```
far <- data.frame(x, y)
```

در طرح آزمایشات نیز ابتدا داده‌های مربوط به فاکتورها و خود متغیر را وارد می‌کنیم و سپس با این دستور آنها را در کنار هم قرار می‌دهیم تا داده‌های طرح آزمایشات را بسازیم.

مثال 11:

```
x <- c(1,2,3)
```

```
y <- c(12,13,16)
```

```
data.frame(x, y)
```

```
x y
```

```
1 12
```

```
2 13
```

```
3 16
```

(2) تابع مشتق $D()$

برای مشتق‌گیری از یک عبارت ریاضی از این تابع استفاده می‌کنیم. فرم کلی به صورت زیر است.

"متغیری که نسبت به آن مشتق می‌گیریم"، (تابع ریاضی) $D(\text{expression})$

مثال 12:

↓ $D(\text{expression}(3 * x^2), "x")$

[1] $3 * (2 * x)$

↓ $D(\text{expression}(\exp(x^2)), "x")$

[1] $\exp(x^2) * (2 * x)$

3) تابع integrate()

از این تابع برای محاسبه‌ی انتگرال توابع ریاضی استفاده می‌شود. که دارای شناسه‌های زیر است.

$\text{integrate}(\text{تابع}, \text{کران بالایی انتگرال}, \text{کران پایینی انتگرال}, \text{تابع}, \text{subdivision} = 100)$

در قسمت آخر تعداد مستطیل‌هایی که در محاسبه‌ی انتگرال ریمان به کار می‌روند، را قرار می‌دهیم.

مثال 13:

$f < -\text{function}(x) \{ y < -\exp(x); \text{return}(y) \}$

↓ $\text{integrate}(f, 0, 1, 1000)$

[1] 22025.47

ابتدا تابع را تعریف کردیم و بعد انتگرال را از صفر تا 1 برای آن محاسبه کردیم. در این مثال تعداد مستطیل‌ها را برای دقت بیشتر 1000 در نظر گرفتیم.

4) تابع polyroot()

این تابع ریشه‌های چند جمله‌ای $a_k z^k + \dots + a_1 z + a_0$ را محاسبه می‌کند. شناسه‌ی این تابع بردار ضرایب چند جمله‌ای (a_0, a_1, \dots, a_k) است.

مثال 14:

معادله‌ی $z^2 + 5z + 6 = 0$ با استفاده از این تابع به صورت زیر حل می‌شود.

↓ $\text{polyroot}(c(6,5,1))$

[1] $-2 + 2.58e - 0.26i$ $-3 - 2.58e - 0.26i$

عملگرهای منطقی و حسابی

در *splus* گزاره‌های درست را با کاراکتر *T* و گزاره‌های نادرست را با کاراکتر *F* می‌شناسیم. عملگرهای حسابی و منطقی را به ترتیب در جدول زیر تعریف می‌کنیم.

مثال	شرح	عملگر
$3 + 2$ [1]5	جمع	+
$3 - 2$ [1]1	تفریق	-
$3 * 2$ [1]6	ضرب	*
$3 / 2$ [1]1.5	تقسیم	/
$4^{(1/2)}$ [1]2	توان و ریشه	^
$24.5\% 3.2\%$ [1]7	خارج قسمت تقسیم	% %
$24.5\% \% 3.2\%$ [1]2.1	باقی مانده ی تقسیم	%%
	ضرب بیرونی دو بردار	%0%
....	بزرگتر	>
...	کوچکتر	<
...	کوچکتر یا مساوی	<=
...	بزرگتر یا مساوی	>=
...	مساوی	==
...	نامساوی	!=
$T \& F$ F	"و" منطقی	&
$T T$ T	"یا" منطقی	
$x < -!T; x$ F	نقیض	!

به مثال‌های زیر توجه کنید. که در محیط *command* نوشته و اجرا شده‌اند.

$2 \geq 3$ ↓

F

$\neg T$ ↓

F

$T \& F$ ↓

F

$T | F$ ↓

T

نکته 4 :

گزاره‌های منطقی بیشتر در حلقه‌ها به عنوان شرط پایانی حلقه استفاده می‌شوند. که در فصل سوم به کاربرد آنها پرداخته‌ایم.

تمرینهای فصل اول

تمرین 1 :

فرض کنید X_1, X_2, \dots, X_n یک نمونه‌ی تصادفی از یک جامعه باشد برنامه‌ای بنویسید که ضرایب چولگی و برجستگی که به صورت زیر هستند را محاسبه کند.

$$g_1 = \sqrt{n} \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^3}{(\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2)^{3/2}}$$

ضریب چولگی:

$$g_2 = n \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^4}{(\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2)^2} - 3$$

ضریب برجستگی:

با استفاده از توابع مقدماتی ریاضی و عملگرهای حسابی برای محاسبه‌ی این دو ضریب دستوراتی را به صورت زیر به کار می‌بریم.

```
x <- c(x1, x2, ..., xn)  
a1 <- -sum((x - mean(x))^3)  
a2 <- -sum((x - mean(x))^2)  
a3 <- -sum((x - mean(x))^4)  
n <- length(x)  
g1 <- -sqrt(n) * (a1 / a2^(3/2))  
g2 <- -n * (a3 / a2^2) - 3
```

فصل دوم

ساختار داده‌ها (2)

ماتریس، آرایه و لیست

ماتریس

برای ساختن ماتریس از تابع $matrix()$ استفاده می‌کنیم. بدین منظور مقادیر را با تابع $c()$ یا به هر شکل قابل قبولی به صورت بردار در می‌آوریم و با تعیین تعداد سطرها و ستونها آنها را گروه بندی می‌کنیم. اگر تعداد عناصر بردار از تعدادی که ماتریس نیاز دارد (یعنی از تعداد سطرها*تعداد ستونها) کمتر باشد، مقادیر به طور متناوب تکرار می‌شوند تا زمانی که ماتریس کامل شود. فرم کلی به صورت زیر است.

$byrow = F$, تعداد ستونها , تعداد سطرها , داده‌ها $-matrix$ < اسم ماتریس

نوشتن تعداد ستونها الزامی نیست. $byrow = F$ که حالت قراردادی است مشخص می‌کند که داده‌ها به صورت ستونی در ماتریس گذاشته شوند. یعنی اول تمام سطرهای ستون اول، سپس تمام سطرهای ستون دوم و بالاخره سطرهای ستون آخر پرمی شود. $byrow = T$ به عکس عمل می‌کند.

مثال 1:

به تفاوت دو ماتریس زیر توجه کنید.

$A < -matrix(1:12,3,4)$ ↓

A ↓

	[,1]	[,2]	[,3]	[,4]
[1,]	1	4	7	10
[2,]	2	5	8	11
[3,]	3	6	9	12

$B < -matrix(1:12,3,byrow = T)$ ↓

B ↓

	[,1]	[,2]	[,3]	[,4]
[1,]	1	2	3	4
[2,]	5	6	7	8
[3,]	9	10	11	12

انتخاب ریز مجموعه‌ای از یک ماتریس

انتخاب یک زیر مجموعه از یک ماتریس همانند انتخاب یک زیر مجموعه از بردار می‌باشد، با این تفاوت که ماتریسها دارای دو بعد هستند. برای انتخاب عنصری که در سطر i ام و ستون j ام قرار دارد از عبارت زیر استفاده می‌کنیم.

$[i, j]$ نام ماتریس

برای انتخاب سطر i ام و یا ستون j ام به صورت زیر عمل می‌کنیم.

$[i,]$ نام ماتریس : انتخاب سطر i ام

$[, j]$ نام ماتریس : انتخاب ستون j ام

برای انتخاب چند سطر یا ستون از یک ماتریس می‌توان از تابع $c()$ استفاده کرد. برای حذف چند سطر یا ستون علامت "-" را قبل از تابع $c()$ به کار می‌بریم.

مثال 2:

در مورد ماتریس مثال قبل داریم:

$A[1,2]$ ←

4

$A[c(1,2),]$ ←

1 4 7 10

2 5 8 11

$A[2, c(2,3)]$ ←

5 8

$A[,-c(2,3)]$ ←

1 10

2 11

3 12

$A[A > 8]$ ←

9 10 11 12

در قسمت آخر مثال بالا مشاهده می‌کنیم که می‌توان از عملگرهای منطقی نیز برای انتخاب استفاده کرد. توجه کنید که کدام انتخابها به صورت ماتریس و کدام انتخابها به صورت بردار به ما نشان داده می‌شوند.

ترکیب ماتریسها

برای ترکیب ماتریسها از دو تابع $cbind()$, $rbind()$ استفاده می‌کنیم. تابع $cbind()$ ماتریسها (بردارها) را به صورت ستونی و تابع $rbind()$ آنها را به صورت سطری ترکیب می‌کند.

مثال 3:

`rbind(c(1,2,3,4),5 : 8)` ←

```
1 2 3 4
5 6 7 8
```

`cbind(c(1,2,3,4),5 : 8)` ←

```
1 5
2 6
3 7
4 8
```

نکته 1 :

به منظور استفاده از `cbind()` ، تعداد سطرهای ماتریسها باید برابر باشند و به منظور استفاده از `rbind()` تعداد ستونها باید برابر باشند. در مورد بردارها نیز چنین است.

ویژگی‌های ماتریس

ویژگی‌های یک ماتریس عبارتند از بعد، حالت و طول آن ماتریس که به ترتیب توسط توابع `length()`، `mode()`، `dim()` به دست می‌آیند.

تابع `dim()` یک بردار به ما می‌دهد که درایه‌ی اول آن تعداد سطرها و درایه‌ی دوم آن تعداد ستونهای ماتریس است.

مثال 4:

ماتریس مثال قبل را در نظر بگیرید.

`dim(A)` ←

```
[1] 3 4
```

در این مثال داریم : تعداد سطرها = `dim(A)[1]` و تعداد ستونها = `dim(A)[2]`.

`mode(A)` ←

```
[1] "numeric"
```

نکته 2 :

حالت یک ماتریس می‌تواند اسمی باشد، در این صورت هر مقدار اسمی باید در داخل علامت (") قرار بگیرد. به مثال زیر توجه کنید.

`G <- matrix(c("a", "b", "d", "e"), 2)` ←

```
      [,1] [,2]
[1,]  a   d
[2,]  b   e
```

تابع $\text{length}()$ تعداد درایه‌های ماتریس را به ما می‌دهد.

محاسبات ماتریسی

بیشتر محاسبات برداری و ماتریسی در $S+$ به صورت عنصر به عنصر صورت می‌گیرد. برای انجام این گونه محاسبات باید ابعاد بردارها با هم و ابعاد ماتریسها با هم برابر باشند. در بردارها اگر طول یک بردار از دیگری کوچکتر باشد، عناصر بردار کوچکتر به طور متناوب تکرار می‌شود تا زمانی که طول دو بردار برابر شوند. در جدول زیر چند تابع مورد نیاز برای محاسبات ماتریسی ذکر شده است.

شرح	تابع
به دست آوردن قطر اصلی ماتریس و ساختن یک ماتریس قطری	$\text{diag}()$
به دست آوردن مقادیر و بردارهای ویژه یک ماتریس مربع	$\text{eigen}()$
انجام عملیات کرونگر	$\text{kron}()$
محاسبه‌ی ترانزپوز یک ماتریس	$\text{t}()$
معکوس یک ماتریس	$\text{solve}()$

تابع $\text{eigen}()$ هم مقادیر ویژه و هم بردارهای ویژه را می‌دهد. اگر فقط مقادیر ویژه را خواستیم از $\text{eigen}()$ \$values و اگر فقط بردارهای ویژه را خواستیم از $\text{eigen}()$ \$vectors استفاده می‌کنیم.

مثال 5 :

diag(matrix(c(1.2,3.98,5,4.3),2))

[1] 1.2 4.3

diag(2)

[1] [2]

[1,] 1 0

[2,] 0 1

دو کاربرد تابع $\text{diag}()$ را در بالا مشاهده کردیم، کاربرد توابع دیگر را در ادامه ببینید.

```
eigen(matrix(1:4,2))
```

```
$values:
```

```
[1] 5.37 -0.38
```

```
$vectors:
```

```
      [,1] [,2]  
[1,] -0.57 -0.91  
[2,] -0.84  0.41
```

```
t(matrix(1:4,2))
```

```
      [,1] [,2]  
[1,]  1    2  
[2,]  3    4
```

```
solve(matrix(1:4,2))
```

```
      [,1] [,2]  
[1,] -2    1.5  
[2,]  1   -0.5
```

نکته 3 :

در $S+$ تابعی برای محاسبه‌ی دترمینان وجود ندارد، اما می‌توانیم به صورت زیر دترمینان را محاسبه کنیم. که همان حاصل ضرب مقادیر ویژه‌ی ماتریس X است.

```
det <- prod(eigen(x)$values)
```

کاربرد عملگرهای حسابی

قبلاً اشاره کردیم که عملیات حسابی روی ماتریسها به صورت عنصر به عنصر صورت می‌گیرد. کاربرد این عملگرها را در مثال‌های زیر مشاهده می‌کنیم.

مثال 6:

```
A <- matrix(c(19,8,11,2,18,17,15,19,10),3)
```

```
B <- matrix(c(14,13,0,10,11,15,19,3,15),3)
```

```
A*B
```

```
      [,1] [,2] [,3]  
[1,] 266  20  285  
[2,] 104 198  57  
[3,] 110 255 150
```

عملیات حسابی جمع، تفریق و تقسیم نیز مثل عمل ضرب به صورت عنصر به عنصر صورت می‌گیرد.

مثال 7:

```
x <- c(3,1,9,5)
y <- c(1,2,0,5)
x + y
[1] 4 3 9 10
x / y
[1] 3 .5 NA 1
```

مثال 8:

```
x <- matrix(c(1,5,4,1,0,9),2)
y <- matrix(c(1,2,1,2,7,2),2, byrow = T)
x^2
      [,1] [,2] [,3]
[1,]  1  16  0
[2,] 25  1  81
x/2
      [,1] [,2] [,3]
[1,]  .5  2  0
[2,] 2.5  .5 4.5
x^y
      [,1] [,2] [,3]
[1,]  1  16  0
[2,] 25  1  81
```

در ماتریسها عمل ضرب به صورت ماتریسی توسط عملگر `%*%` صورت می‌گیرد. این عملگر در بردارها که یک نوع ماتریس به حساب می‌آیند نیز کاربرد دارد.

مثال 9:

```
a <- c(1,4)
y <- matrix(c(1,2,2,7,1,2),2)
b <- t(a) %*% y
b
[1] 9 30 9
```

هر یک از توابع مقدماتی را که در فصل قبل معرفی کردیم نیز در مورد ماتریسها و بردارها کاربرد دارند.

مثال 10:

ماتریس مثال قبل را در نظر بگیرید. برای این ماتریس نشان می‌دهیم که می‌توان از توابع ریاضی استفاده کرد.

```
log(y)←
      [,1] [,2] [,3]
[1,]  0    .6931  0
[2,] 0.6931 1.9459 .6931
sum(y)←
[1] 15
prod(y[,1])←
[1] 2
sum(y[1:2,2:3])←
[1] 12
```

نکته 4 :

گاهی اوقات در وارد کردن داده‌ها در یک بردار یا در یک ماتریس ممکن است به یک عدد اشتباهاً به جای ارزش عددی، ارزش اسمی داده باشیم، برای جبران این اشتباه از دستورات `is.numeric()` و به دنبال آن `as.numeric()` استفاده می‌کنیم. در داخل پرانتزها اسم متغیر که اینجا ماتریس است را قرار می‌دهیم.

مثال 11:

```
x <- c('1','2','3')
is.numeric(x)←
F
as.numeric(x)
[1] 1 2 3
```

نکته 5:

اگر بخواهیم یک ماتریس را به یک بردار تبدیل کنیم از تابع `as.vector()` استفاده می‌کنیم.

مثال 12:

```
a <- matrix(1:4,2)
as.vector(a)
[1] 1 2 3 4
```

نام گذاری ماتریس

از تابع `dimnames()` استفاده می‌کنیم و اسم‌ها را به صورت لیست وارد می‌کنیم. برای مثال بالا داریم:

```
dim names(a) <- list(c('d','b'),c('e','f'))
a←
  e f
```

d 13

b 24

البته ساختار داده‌ای لیست را بعداً شرح می‌دهیم.

آرایه

اگر ساختمان داده‌ها طوری باشد که در آن داده‌ها در چند بلوک با تعداد سطرها و ستونهای مساوی قرار گرفته باشند، باید داده‌ها را به صورت آرایه وارد کرد. برای ساختن آرایه در $S+$ از تابع $array()$ استفاده می‌کنیم. در این تابع دو شناسه را مشخص می‌کنیم. شناسه‌ی اول بردار مقادیر مشاهده شده‌ی ما می‌باشد و شناسه‌ی دوم برداری است شامل ابعاد آرایه، که در آن به ترتیب تعداد سطرها، تعداد ستونها و تعداد بلوک‌ها را وارد می‌کنیم. فرم کلی به صورت زیر است.

$array(dim = c(تعداد\ بلوک‌ها, تعداد\ ستونها, تعداد\ سطرها))$ داده‌ها

نکته 6 :

در آرایه نیز مانند ماتریس داده‌ها به ترتیب ستونی در بلوک‌ها قرار می‌گیرند.

مثال 13 :

$d <- array(c(1:8, 11:18), dim = c(2, 4, 2))$

،،1

	[,1]	[,2]	[,3]	[,4]
[1,]	1	3	5	7
[2,]	2	4	6	8

،،2

	[,1]	[,2]	[,3]	[,4]
[1,]	11	13	15	17
[2,]	12	14	16	18

این تابع ابتدا مقادیر اولین بعد را کامل می‌کند، سپس دومین بعد و به همین ترتیب بدهای دیگر را کامل می‌کند.

ویژگی‌های آرایه

آرایه نیز مانند ماتریس دارای طول، حالت و بعد می‌باشد که به ترتیب با توابع زیر به دست می‌آیند. $length()$ ، $mode()$ ، $dim()$ ، در اینجا تابع $dim()$ دارای سه شناسه می‌باشد. (تعداد بلوک‌ها، ستون، سطر)

مثال 14:

$dim(d)$

[1] 2 4 2

برای انتخاب کردن درایه‌ی خاصی از آرایه مانند آنچه که در ماتریس و بردار داشتیم، با مشخص کردن شماره‌ی سطر، ستون و بلوک مربوط به آن درایه این کار را انجام می‌دهیم. به مثال زیر توجه کنید.

```
d[1,1,2]
```

```
[1] 11
```

در مورد آرایه مانند ماتریس تابع `length()` تعداد کل درایه‌های آرایه را به ما می‌دهد.

```
length(d)
```

```
[1] 16
```

نام‌گذاری آرایه

برای نام‌گذاری یک آرایه از تابع `dimnames()` استفاده می‌کنیم و اسم‌های مربوط به سطرها، ستونها و بلوک‌ها را به صورت لیست وارد می‌کنیم.

مثال 15 :

```
dimnames(d) <- list(paste("Test",1:2),NULL,NULL)
```

در مثال 15 تابع `dimnames()` نام‌های `Test1, Test2` را به سطرها و بلوک‌ها اختصاص نمی‌دهد. اگر بخواهیم به ستونها و بلوک‌ها اسم اختصاص دهیم، به جای `NULL` برداری شامل اسم‌ها را قرار می‌دهیم.

لیست

لیست ساختاری است که می‌تواند مقادیری با حالت‌های مختلف داشته باشد. به عنوان مثال یک لیست ممکن است شامل مقادیر عددی و کاراکتری باشد، و یا مثلاً مؤلفه‌های لیست توأم می‌توانند ماتریس، بردار یا هر نوع دیگری از ساختار داده باشد. برای ساختن لیست از تابع `list()` استفاده می‌کنیم. این نوع ساختار داده را می‌توان در مورد داده‌های طرح آزمایشات به کار برد.

مثال 16 :

```
alist <- list(c(0,1,2),1:10)
```

```
alist
```

```
[[1]]:
```

```
[1] 0 1 2
```

```
[[2]]:
```

```
[2] 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10
```

```
alist[[1]]
```

```
[1] 0 1 2
```

در مثال بالا مشاهده می‌کنیم که برای فراخوانی مؤلفه‌های لیست از علامت `[[]]` استفاده می‌کنیم.

نکته 7:

در نام‌گذاریها از دستور `paste()` استفاده کرده‌ایم. این دستور دارای دو شناسه است شناسه اول عبارت مورد نظر و شناسه دوم اندیسها است. مثلاً اگر بخواهیم حرف `b` را با اعداد 1 تا 3 اندیس گذاری کنیم، این دستور را به صورت زیر به کار می‌بریم.

```
paste(b, 1:3)
```

```
[1] b1 b2 b3
```

نام گذاری لیست

مؤلفه‌های یک لیست را می‌توان نام گذاری کرد. برای این کار در دستور لیست مؤلفه‌ها را به همراه اسمهایشان قرار می‌دهیم. مثال بعد را به دقت ببینید.

مثال 17:

```
b <- list(c("A", "B", "C"), 1:5, "N")
```

```
c <- list(x = matrix(1:4, 2), y = c("A", "B"), z = b)
```

```
c$x
```

```
[1,] [2,]
```

```
[1,] 1 3
```

```
[2,] 2 4
```

```
c$y
```

```
[1] "A" "B"
```

```
c$z[[2]]
```

```
[1] 1 2 3 4 5
```

در مثال بالا علاوه بر مشاهده‌ی چگونگی نام‌گذاری یک لیست می‌بینیم که یک لیست چگونه می‌تواند شامل ساختارهای مختلف داده باشد. در این مثال مؤلفه‌ها ماتریس، بردار و لیست هستند. لیستها هم دارای سه ویژگی طول، حالت و اسم هستند. طول لیست تعداد مؤلفه‌های لیست است.

```
length(c)
```

```
[1] 3
```

حالت یک لیست، `list()` است. و با تابع `names()` می‌توان اسم یک لیست را نمایش داد.

```
names(c)
```

```
[1] "x" "y" "z"
```

نکته 8:

توابع مقدماتی که در فصل قبل معرفی کردیم در مورد ماتریس و آرایه مانند بردارها کاربرد دارند. اما در مورد لیستها کاربرد ندارند. در آخر چگونگی کار کرد چند تابع مهم که در مورد ساختارهای داده‌های که شرح دادیم به کار می‌روند را بررسی می‌کنیم.

1) توابع $apply()$ و $sapply()$ و $lapply()$

تابع $apply()$ با شناسه‌هایش به صورت زیر به کار می‌رود.
(*fun*, بعد، اسم متغیر $apply()$)

این دستور برای ماتریس و آرایه کاربرد دارد. در قسمت بعد سطر را با عدد (1) و ستون را با عدد (2) مشخص می‌کنیم و عملیاتی را که می‌خواهیم روی آنها انجام دهیم، در قسمت *fun* تعیین می‌کنیم. البته در مورد آرایه در قسمت شناسه‌ی بعد عدد 3 را نیز در مورد بلوکها به کار می‌بریم. توابع $sapply()$ و $lapply()$ در مورد لیستها کاربرد دارد و دارای همان شناسه‌های دستور $apply()$ می‌باشند، ولی شناسه‌ی بعد را دیگر در نظر نمی‌گیریم. تفاوت این دو دستور در این است که اولی خروجی را به صورت بردار و دومی به صورت لیست به ما می‌دهد.

مثال 18 :

```
a <- matrix(1:6,3)
apply(a,1,sum)
[1] 5 7 9
b <- list(1:4,6:9)
sapply(b,prod)
[1] 24 3024
lapply(b,prod)
[[1]]:
[1] 24
[[2]]:
[2] 3024
```

به تفاوت خروجیها در مثال بالا توجه کنید.

2) تابع $outer()$

این تابع محاسبات خارجی مانند ضرب خارجی را برای دو بردار و یا دو ماتریس انجام می‌دهد. این تابع سه شناسه دارد.

$outer()$ (بردار دوم، بردار اول، *fun*)

شناسه‌ی سوم یک عملگر حسابی یا یک تابع در $S+$ است.

مثال 19:

↓ $outer(1:3,1:4,'+')$

$$\begin{bmatrix} 2 & 3 & 4 & 5 \\ 3 & 4 & 5 & 6 \\ 4 & 5 & 6 & 7 \end{bmatrix}$$

↓ $outer(1:3,1:4,'*')$

$$\begin{bmatrix} 1 & 2 & 3 & 4 \\ 2 & 4 & 6 & 8 \\ 3 & 6 & 9 & 12 \end{bmatrix}$$

در این مثال " * " همان کار عملگر (%0%) یعنی ضرب خارجی را انجام می دهد.

مثال 20 :

فرض کنید دو متغیر مستقل هستند، برنامه‌ای بنویسید که احتمال‌های حاشیه‌ای را در هم ضرب کند و احتمال‌های توأم را به دست آورد .

	1	2	3	4	$\pi_{i.}$
1	π_{11}	π_{12}	π_{13}	π_{14}	1/4
2	π_{21}	π_{22}	π_{23}	π_{24}	2/4
3	π_{31}	π_{32}	π_{33}	π_{34}	1/4
$\pi_{.j}$	1/8	3/8	3/8	1/8	

$x < -outer(c(1/4,2/4,1/4),c(1/8,3/8,3/8,1/8),'*')$

محاسبات بالا را می‌توانستیم با تابعی دیگر به اسم $kroncker()$ انجام دهیم. تفاوتی که با هم دارند در این است که در $outer()$ خروجی به صورت ماتریس است ولی در $kroncker()$ به صورت بردار است. از این دستور به صورت زیر استفاده می‌کنیم .

$x < -kroncker(c(1/4,2/4,1/4),c(1/8,3/8,3/8,1/8),'*')$

خروجی دستور اول یعنی دستور $outer$ به صورت زیر است.

```

      [1]  [2]  [3]  [4]
[1,] 0.03125 0.09375 0.09375 0.03125
[2,] 0.06250 0.18750 0.18750 0.06250

```

[3,] 0.03125 0.09375 0.09375 0.03125

و خروجی دستور دوم یعنی دستور kronecker به صورت زیر است.

[1,]
[1,] 0.03125
[2,] 0.09375
[3,] 0.09375
[4,] 0.03125
[5,] 0.06250
[6,] 0.18750
[7,] 0.18750
[8,] 0.06250
[9,] 0.03125
[10,] 0.09375
[11,] 0.09375
[12,] 0.03125

تمرینهای فصل دوم

تمرین 1:

برنامه‌ای بنویسید برای محاسبه‌ی مجموع مربعات جدول آنالیز واریانس در طرح دو عاملی با تکرارهای مساوی در هر سطح، به طوری که، a = تعداد سطرها، b = تعداد ستونها، n = تعداد تکرارها، x = داده‌ها، که به صورت آرایه آن را وارد می‌کنیم. تعداد ابعاد این آرایه $a * b$ است که در هر بعد یک سطر و به تعداد تکرارها ستون داریم.

```

Tarh <-function(x,a,b,n){
h <-rep(0,a * b)
for(i in 1:(a * b)) {h[i] <-sum(x[,i])}
yij. <-matrix(h,a,b,byrow=T)
yi.. <-apply(yij.,1,sum)
y.j. <-apply(yij.,2,sum)
y... <-sum(yij.)
ssT <-sum(x^2) - (y...^2)/(a * b * n)
ssa <--(sum(yi..^2)/(b * n)) - (y...^2)/(a * b * n)
ssb <--(sum(y.j.^2)/(a * n)) - (y...^2)/(a * b * n)
ssab <--(sum(yij.^2)/n) - (y...^2)/(a * b * n) - ssa - ssb
ssE <-ssT - ssa - ssb - ssab
Fa <--(ssa/(a-1))/(ssE/(a * b * (n-1)))
Fb <--(ssb/(b-1))/(ssE/(a * b * (n-1)))
Fab <--(ssab/(a-1) * (b-1))/(ssE/(a * b * (n-1)))
return(yij., yi..., y.j., y..., ssT, ssa, ssb, ssab, ssE, Fa, Fb, Fab)
}

```

تمرین 2 :

تابعی بنویسید که دو ماتریس را در هم ضرب کند .

```

multiply <-function(mat1,mat2){
if (dim(mat1)[2]!= dim(mat2)[1])return(NA)
n <- dim(mat1)[1]
p <- dim(mat1)[2]
q <- dim(mat2)[2]

mat <-matrix(,n,q)
for(i in 1:n){
for(j in 1:q){
mat[i,j] <-sum(mat1[i,] * mat2[,j])
} }
return(mat)
}

```


فصل سوم

کاربرد حلقه‌ها و دستور *if*

کاربرد حلقه‌ها

for حلقه‌ی

برای تکرار یک سری دستور از حلقه‌ها استفاده می‌کنیم. فرم کلی حلقه‌ی *for* به صورت زیر است.

```
for(i in a:b) { scommand }
```

متغیر *i* آرگمان حلقه است و در این حلقه از عدد *a* تا عدد *b* شمرده می‌شود. ساختار این دستور طوری است که تمامی دستوراتی که در داخل دو تا آکلاد هستند، تازمانی که آرگمان تابع شمرده می‌شود، اجرا می‌شوند و در هر مرحله آرگمان تابع از عدد *a* تا عدد *b* یکی یکی شمرده می‌شود. برای شمرده شدن آرگمان حلقه می‌توان از توابع و عملگرهایی که تا کنون یاد گرفته‌ایم به نحوی مناسب استفاده کنیم. مثلاً در بالا می‌توان از دستور *seq()* به صورت زیر استفاده کرد.

```
for(i in seq(a,b,1))
```

مثال 1:

اعداد 1 تا 100 را با استفاده از حلقه جمع ببندید.

```
x <- 0
```

```
for(i in 1:100) {x <- x + i}
```

```
x
```

اگر بخواهیم فقط اعداد زوج بین 1 تا 100 با هم جمع شوند دستورات زیر را به کار می‌بریم.

```
X <- 0
```

```
for (i in 1:50) {j <- 2*i ; x <- x + j}
```

```
x
```

مثال 2:

با استفاده از حلقه‌ی *for* مقدار ضریب چولگی را محاسبه کنید.

```

x < -c(x1, x2, ..., xn)
n < -length(x)
a < -0
b < -0
for(i in 1:n) {
a < -a + (x[i] - mean(x))^3
b < -b + (x[i] - mean(x))^2
}
g1 < -sqrt(n) * a / (b^(3/2))

```

مثال 3 :

با استفاده از حلقه مربع اعداد 9، 2، 3 و 6 را به دست آورید.

```

for(i in c(3,2,9,6)) {
print(i^2)
}

```

در اینجا از دستور (print) که عبارت داخل پرانتز را برای ما عیناً چاپ می‌کند استفاده کرده‌ایم.

حلقه‌های for تو در تو

در حلقه‌های تو در تو یک حلقه درون حلقه دیگر قرار می‌گیرد. اول آرگمان حلقه‌ی اول شمرده می‌شود بعد برای این مقدار از آرگمان حلقه‌ی بیرونی دستورات حلقه‌ی درونی به تعدادی که آرگمان آن شمرده می‌شود یک بار به طور کامل انجام می‌شوند و همین عملیات برای مقادیر دیگر حلقه‌ی بیرونی تکرار می‌شود. فرم کلی به صورت زیر است.

```

for(i in a : b) {for(j in c : d) {commands
} }

```

مثال 4 :

ترا نهاده‌ی ماتریس زیر را به دست آورید.

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & \cdot & \cdot & \cdot & a_{1n} \\ \cdot & \cdot & & & \cdot \\ \cdot & & \cdot & & \cdot \\ \cdot & & & \cdot & \cdot \\ a_{n1} & \cdot & \cdot & \cdot & a_{nn} \end{bmatrix}$$

$A < -matrix(c(a_{11}, \dots, a_{nn}), n, n, byrow = T)$

$B < -matrix(0, n, n)$

$for(i in 1:n) \{ for(j in 1:n) \{ B[i, j] < -A[j, i] \} \}$

مثال 5 :

ماتریس متقارن متناظر با مثال قبل را که به صورت $B = \frac{(A+t(A))}{2}$ است پیدا کنید. از خط سوم به بعد دستورات مثال قبل را به صورت زیر به کار می‌بریم.

$for(i in 1:n) \{ for(j in 1:n) \{ B[i, j] < -(A[i, j] + A[j, i]) / 2 \} \}$

حلقه‌ی repeat :

این حلقه نیز مانند حلقه‌ی *for* برای تکرار یک سری دستورات به کار می‌رود. اما فرق آن با حلقه‌ی *for* در این است که در اینجا دستورات حلقه آن قدر تکرار می‌شوند تا به جواب مسئله برسیم یعنی برقراری شرط پایانی در جریان برنامه مشخص می‌شود و شرط پایانی را از همان ابتدا مشخص نمی‌کنیم. فرم کلی به صورت زیر است.

```
repeat{
  commands
  if(...) {break }
}
```

که در داخل پرانتزهای مقابل *if* شرط پایانی حلقه را می‌نویسیم.

مثال 6 :

به برنامه‌ی زیر توجه کنید.

```
n < -0
a < -0
repeat{
  n < -n + 1
  a < -n + a
  if(a > 1000) {break }
}
```

این برنامه تا زمانی که عدد *a* کمتر از 1000 باشد دستورات را اجرا می‌کند.

حلقه‌ی while

فرم کلی این حلقه به صورت زیر است.

```
while(قید شرطی) {
```


.....

.....

}

درون آکلادها دستوراتی را که در جریان حلقه تکرار می‌شوند، می‌نویسیم. توجه کنیم که شرط پایانی از همان اول حلقه معلوم است. ولی در حلقه‌ی *repeat* این شرط از همان ابتدا معلوم نیست و باید در جریان برنامه ساخته شود.

مثال 7 :

مجموع اعداد زوج بین 1 تا 100 را با حلقه *repeat* پیدا می‌کنیم.

```
i < -0; j < -0; repeat{ i < -i+1; j < -j+(2 * i); if(i >= 50) {break} }
```

دستور if

فرم کلی این دستور به صورت زیر است.

```
if (شرط) { دستور اول }
```

```
else { دستور دوم }
```

که در آکلادهای مقابل *if* دستوراتی را که در صورت برقرار بودن شرط درون پرانتزها باید اجرا شوند، می‌نویسیم و در آکلادهای مقابل *else* دستوراتی را که در صورت برقرار نبودن شرط درون پرانتزها باید اجرا شوند، می‌نویسیم. اگر دستورات فقط شامل یک قسمت بودند احتیاجی به آکلادها نیست.

گاهی لازم نیست حتماً دستور *else* را بعد از دستور *if* نوشت. البته اگر بخواهیم در صورت برقرار نبودن شرط درون پرانتزها دستور دیگری اجرا شود *else* لازم است. به جای اینکه دستور را به صورت بالا به کار ببریم، می‌توانیم از دستور زیر استفاده کنیم.

```
ifelse (دستور دوم, دستور اول, شرط)
```

در دستور *ifelse()* اگر شرط برقرار باشد، دستور اول اجرا می‌شود و اگر شرط برقرار نباشد دستور دوم اجرا می‌شود.

مثال 8 :

به برنامه‌ی زیر توجه کنید.

```
x < -c(0,1,2,3)
```

```
if(x == 0) log(x+1)
```

```
else log(x)
```

این برنامه برای 0 مقدار $\ln(1)$ را محاسبه می‌کند و برای بقیه‌ی اعداد $\ln(x)$ را محاسبه می‌کند.

تمرینات فصل سوم

تمرین 1:

به برنامه‌ی زیر توجه کنید.

```
z < -0
for(i in 1:4) {
z < -z+i+(i < 3)
}
z
```

به نحوه‌ی عملکرد این برنامه که در زیر شرح می‌دهیم توجه کنید .

$$i = 1 \Rightarrow z = 0 + 1 + (1 < 3) = 1 + T = 1 + 1 = 2$$

$$i = 2 \Rightarrow z = 2 + 2 + (2 < 3) = 4 + T = 4 + 1 = 5$$

$$i = 3 \Rightarrow z = 5 + 3 + (3 < 3) = 8 + F = 8 + 0 = 8$$

$$i = 4 \Rightarrow z = 8 + 4 + (4 < 3) = 12 + F = 12 + 0 = 12$$

نکته‌ی جالب در این است که ارزش عددی یک گزاره‌ی درست 1 و یک گزاره‌ی نادرست 0 است.

تمرین 2:

برنامه‌ی بنویسید که به وسیله‌ی آن بتوان مقدار آماره‌ی D'gostino را برای تشخیص نرمال بودن یک سری مشاهدات به دست آورد. برای محاسبه‌ی این آماره ابتدا داده‌ها را مرتب می‌کنیم، سپس اگر تعداد مشاهدات زوج باشد قرار می‌دهیم: $h = n/2$ و اگر تعداد آنها فرد باشد $h = (n -$

$1/2$ که n تعداد مشاهدات است. سپس برای $i=1,2,\dots,n$ تعریف می‌کنیم: $din=1/2*(n+1)-i$ سپس مقدار d را با فرمول زیر محاسبه می‌کنیم.

$$d = \frac{\sum_{i=1}^h din \times (x_{n-i+1} - x_i)}{n^{3/2} \times \sqrt{n-1} \times s}$$

حال مقدار آماره را به صورت $D = \frac{\sqrt{n} \times (d - 0.282095)}{0.029986}$ محاسبه می‌کنیم.

```

x < -c(x1, x2, ..., xn)
x < -sort(x)
n < -length(x)
S < -sum((x - mean(x))^2)/(n - 1)
if (n/2 - floor(n/2) == 0) {h < -n/2}
else {h < -(n - 1)/2}
din < -(1/2 * (n + 1) - (1:h))
d < -0
for(i in 1:h) {d < -d + (din[i] * (x[n - i + 1] - x[i]))}
d < -d/((n^(3/2)) * sqrt((n - 1) * S))
D < -(sqrt(n) * (d - 0.282095))/0.029986
D

```

تمرین 3:

برنامه‌ای بنویسید که برای داده‌های زیر مقدار آماره‌ی leven را برای آزمون برابری واریانسها به دست آورد. برای محاسبه‌ی این آماره ابتدا قرار می‌دهیم:

$$y_{ij} = |y_{ij} - \bar{y}_i|$$

مقدار آماره را به صورت زیر به دست می‌آوریم. n تعداد کل مشاهدات است.

$$z = \frac{\sum_{i=1}^k n_i (\bar{y}_i - \bar{y})^2 / k - 1}{\sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (y_{ij} - \bar{y}_i)^2 / n - k}$$

مشاهدات

سطح اول	7	7	15	11	9
سطح دوم	12	17	12	18	18
سطح سوم	14	18	18	19	19
سطح چهارم	19	25	22	19	23
سطح پنجم	7	10	11	15	11

```

x <- matrix(c(7,7,15,11,9, ..., 7,10,11,15,11), 5,5, byrow = T)
n <- 0
k <- dim(X) [1]
for(i in 1:k){n[i] <- length(x[i,])}
yi. <- 0
for(j in 1:k) {yi. [j] <- mean(x[j,])}
y.. <- mean(yi.)
yij <- matrix(0,5,5)
for(l in 1:k){yij[l,] <- -(x[l,] - yi. [l]) }
yij <- -abs(yij)
a <- sum(n * ((yi. - y..) * 2))/k - 1
d <- 0
for(t in 1:k){d[t] <- sum((yij[t,] - yi. [t]) ^ 2)}
d2 <- sum(d)
b <- d2/(sum(n) - k)
z <- a/b
z

```

فصل چهارم

محاسبه ی احتمال، اعداد تصادفی و چندکها

در $S+$ توابع بسیاری برای محاسبه ی چندکها، مقادیر احتمال توزیع های احتمال مختلف و تولید اعداد تصادفی وجود دارد. نام هر یک از این توابع با یکی از حروف زیر شروع می شود. این حروف به همراه کد توزیع که تابع مربوط به آن توزیع را می سازد و پارامترهای آن توزیع در جدول زیر تنظیم شده اند.

r - تولید اعداد تصادفی

p - محاسبه ی مقدار احتمال

d - محاسبه ی تابع چگالی

q - محاسبه ی چندک

مقادیر پیش فرض	پارامترهای اختیاری	پارامترهای لازم	کد توزیع	توزیع
0,1	<i>mean,sd</i>	<i>norm</i>	نرمال
0,1	<i>min,max</i>	<i>unif</i>	یکنواخت
1	<i>rate</i>	<i>exp</i>	نمایی
.....	<i>shape1, shape2</i>	<i>beta</i>	بتا
...,1	<i>rate</i>	<i>shape,rate</i>	<i>gamma</i>	گاما
...,1	<i>rate</i>	<i>shape,rate</i>	<i>weibull</i>	وایبل
.....	<i>df1,df2</i>	<i>f</i>	فیشر
.....	<i>df</i>	<i>t</i>	t - استودنت
.....	<i>df</i>	<i>chisq</i>	کای دو
.....	<i>size,prob</i>	<i>binom</i>	باینومیال
.....	<i>lambda</i>	<i>pois</i>	پواسن
.....	<i>prob</i>	<i>geom</i>	هندسی
.....	<i>m,n,k</i>	<i>hyper</i>	فوق هندسی
.....	<i>size,prob</i>	<i>nbinom</i>	دو جمله ای منفی

هر کدام از این توابع را با مثال شرح می دهیم.

توزیع نرمال

`rnorm(n, mean, sd)`

`pnorm(q, mean, sd)`

`dnorm(q, mean, sd)`

`qnorm(p, mean, sd)`

توجه کنیم که اگر از مقادیر پیش فرض پارامترها استفاده شد، با توزیع نرمال استاندارد سرو کار داریم.

مثال 1:

`rnorm(100)` صد نمونه‌ی تصادفی از توزیع نرمال استاندارد تولید می کند.
`dnorm(1.96, 5)` چگالی نقطه‌ی 1.96 را در توزیع نرمال با میانگین 5 و واریانس 1 تولید می کند.

مثال 2:

فرض کنید X_1, X_2, \dots, X_n یک نمونه‌ی تصادفی از توزیع نرمال با واریانس 1 باشد برنامه‌ای

$$H_0: \mu = 4$$

بنویسید که مقدار *p-value* را برای آزمون فرض $H_1: \mu \neq 4$ به دست آورد.

`(X < -c(`

`n < -length(X)`

`x_bar < -mean(X)`

`z < -sqrt(n) * (x_bar - 4)`

`p_value < -2 * (1 - pnorm(abs(z)))`

`p_value`

توزیع یکنواخت

`runif(n, min, max)`

`punif(q, min, max)`

`dunif(q, min, max)`

`qunif(p, min, max)`

توجه کنیم که اگر دو پارامتر را ننویسیم، مقادیر پیش فرض آنها یعنی $\min=0$ و $\max=1$ در نظر گرفته می شوند.

مثال 3:

`runif(50)` پنجاه نمونه‌ی تصادفی از توزیع یکنواخت، $u(0,1)$ تولید می کند.

توزیع نمایی

$r\exp(n, rate)$

$p\exp(q, rate)$

$d\exp(q, rate)$

$q\exp(p, rate)$

اگر مقدار پارامتر را ننویسیم، مقدار پیش فرض آن یعنی 1 را در نظر می گیرد. در اینجا تابع چگالی به صورت روبه رو در نظر گرفته می شود.

$$f(x) = \theta e^{-\theta x} \quad x = 0, 1, \dots$$

توزیع بتا

$rbeta(n, shape1, shape2)$

$pbeta(q, shape1, shape2)$

$dbeta(q, shape1, shape2)$

$qbeta(p, shape1, shape2)$

در این توزیع برای پارامترها حالت پیش فرضی وجود ندارد.

مثال 4:

$rbeta(100, 1, 5)$ صد نمونه تصادفی از چگالی $f(x) = 5(1-x)^4$ تولید می کند.

توزیع گاما

$rgamma(n, shape, rate)$

$pgamma(q, shape, rate)$

$dgamma(q, shape, rate)$

$qgamma(p, shape, rate)$

مثال 5:

$rgamma(100, \alpha, \lambda)$ صد نمونه تصادفی از چگالی $f(x) = \frac{1}{\Gamma(\alpha)\lambda^\alpha} x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\lambda}}$ تولید می کند.

توزیع وایبل

`rweibul(n, shape, rate)`
`pweibul(q, shape, rate)`
`dweibul(q, shape, rate)`
`qweibul(p, shape, rate)`

مثال 6:

`qweibul(.25, α , β)` چارک اول را از چگالی $f(x) = \alpha\beta^\alpha x^{\alpha-1} e^{-\beta x^\alpha}$ پیدا می کند.

توزیع فیشر

`rf(n, df1, df2)`
`pf(q, df1, df2)`
`df(q, df1, df2)`
`qf(p, df1, df2)`

مثال 7:

آزمون فرض برابری واریانسها را در دو جامعه‌ی نرمال با محاسبه‌ی مقدار *p-value* انجام دهید.

```
X <- c(x1, x2, ..., xn)
Y <- c(y1, y2, ..., ym)
n <- length(X)
m <- length(Y)
F <- var(X) / var(Y)
p_value <- 1 - pf(F, (n-1), (m-1))
if(p_value > 0.05) { print("H0 accepted") } else{ print("H0 rejected") }
```

توزیع *t* - استودنت

`rt(n, df)`
`pt(q, df)`
`dt(q, df)`
`qf(p, df)`

توزیع کای دو

`rchisq(n, df)`
`pchisq(q, df)`
`dchisq(q, df)`
`qchisq(p, df)`

مثال 8:

مقدار آماره‌ی کای دو و مقدار p_value را در آزمون استقلال برای جدول توافقی زیر به دست آورید.

x \ Y	1	2
1	25	10
2	19	45

```

A <- matrix(c(25,10,19,45),2,byrow=T)
n <- dim(A)[1]; m <- dim(A)[2]
mm <- matrix(0,n,m)
for(i in 1:n){ for(j in 1:m) { mm[i,j] <- (sum(A[i,]) * sum(A[,j])) / sum(A) } }
a <- 0
for(i in 1:n) { for(j in 1:m) { a <- a + ((A[i,j] - mm[i,j])^2) / mm[i,j] } }
p_value <- 1 - pchisq(a,(n-1)*(m-1))
a
p_value

```

متغیر a در اینجا همان مقدار آماره‌ی آزمون می باشد.

توزیع باینومیال

```

rbinom(n,size,prob)
pbinom(q,size,prob)
dbinom(q,size,prob)
qbinom(p,size,prob)

```

مثال 9:

اگر $X \sim \text{binom}(20,1/3)$ مقدار تابع توزیع را در نقطه‌ی $x = 14$ پیدا کنید.

می دانیم که $F(14) = \sum_0^{14} \binom{20}{x} (1/3)^x (2/3)^{20-x}$ که با دستور زیر محاسبه می شود.

```
pbinom(14,20,1/3)
```

توزیع دو جمله‌ای منفی

```

rnbinom(n,size,prob)
pnbinom(q,size,prob)
dnbinom(q,size,prob)
qnbinom(p,size,prob)

```

توجه کنیم که اگر $X \sim \text{nbinom}(r,p)$ تابع چگالی احتمال به صورت زیر می باشد.

$$p(X = x) = \binom{x-r-1}{r-1} p^r (1-p)^x$$

توزیع پواسن

$rpois(n, lambda)$
 $ppois(q, lambda)$
 $dpois(q, lambda)$
 $qpois(p, lambda)$

مثال 10:

$ppois(4, 2)$ مقدار تابع توزیع را در نقطه‌ی $X = 4$ به ما می‌دهد. تابع چگالی احتمال X در این مثال به صورت زیر است.

$$p(X = x) = \frac{e^{-2} 2^x}{x!}$$

توزیع هندسی

$rgeom(n, prob)$
 $pgeom(q, prob)$
 $dgeom(q, prob)$
 $qgeom(p, prod)$

در اینجا منظور از $prob$ همان پارامتر توزیع است. در این توزیع $p(X = x) = (1-p)^x p$

توزیع فوق هندسی

$rhyper(n, m, n, k)$
 $phyper(q, m, n, k)$
 $dhyper(q, m, n, k)$
 $qhyper(p, m, n, k)$

در این توزیع m تعداد کالاهای ویژه، n بقیه‌ی کالاها و k تعداد نمونه است. تابع چگالی به صورت زیر است.

$$p(X = x) = \frac{\binom{m}{x} \binom{n}{k-x}}{\binom{m+n}{k}} \quad x = 0, 1, \dots, \min(m, k)$$

توزیع نرمال چند متغیره

`rmvnorm(n, mean, sigma)`

`pmvnorm(q, mean, sigma)`

`dmvnorm(q, mean, sima)`

که در آن q بردار مشاهدات، $mean$ بردار میانگین و $sigma$ ماتریس واریانس کوواریانس است.

برای نمونه گیری از یک توزیع گسسته دلخواه از تابع `sample()` استفاده میکنیم. فرم کلی آن به صورت زیر است.

`sample(x, size, replace = F, prob)`

که در آن شناسه‌ی اول برداری شامل مقادیر متغیر تصادفی است که میخواهیم از آن نمونه تولید کنیم. شناسه‌ی دوم تعداد نمونه، شناسه‌ی سوم تعیین میکند که نمونه گیری بدون جایگذاری باشد یا با جایگذاری و شناسه‌ی آخر برداری است که در آن مقادیر تابع چگالی احتمال متغیر را قرار میدهیم.

فصل پنجم

تعریف توابع جدید در s+

s+ یک زبان برنامه نویسی است که به ما امکان می دهد برنامه هایی را که دائماً به کار می بریم در یک تابع جدید ذخیره کنیم. به این ترتیب هر بار که احتیاج به اجرای آن دستورات داشته باشیم در هر جایی از برنامه باشیم می توانیم آن تابع را با نامی که آن را ذخیره کرده ایم فراخوانی کنیم. ساختار عمومی یک تابع به صورت زیر است.

```
{ (آرگمان های ورودی تابع) function- < اسم تابع
```

```
متن برنامه +
```

```
(آرگمان های خروجی تابع) return
```

```
}
```

آرگمان های ورودی تابع با یک کاما از هم جدا می شوند و همان متغیرهایی هستند که در متن برنامه از آنها استفاده می کنیم. و قسمت متن برنامه شامل دستورات تعریف شده در s+ است که با یک علامت (;) یا یک خط جدید از هم جدا می شوند. در قسمت return آرگمان هایی را که تابع باید به عنوان خروجی به ما بدهد می نویسیم. به مثال های ساده‌ی زیر توجه کنید.

مثال 1:

می خواهیم تابعی بنویسیم که از این به بعد توسط آن مجذور هر عدد دلخواهی را حساب کند.

```
square <- function(x) {  
y <- x^2  
return(y)  
}
```

این تابع عدد x را به عنوان ورودی می گیرد و آن را به توان 2 می رساند و توان دوم آن را در خروجی به ما نشان می دهد.

```
square(2)  
4
```

مثال 2:

```
a <- function(x, y) {  
if (x!=0 | y!=0) { z <- -x/(x^2 + y^2) }  
return(z)  
}
```

۱. (2,1) a

0.2 [1]

نوع ساختار آرگمانهای ورودی تابع در کاربرد آنها در متن برنامه معلوم می‌شود و نیازی نیست که ما در موقع معرفی آرگمانها ساختار آنها را نیز مشخص کنیم، فقط ذکر نام آنها به عنوان آرگمانهای ورودی کافی است.

نکاتی در مورد آرگمان های ورودی تابع

آرگمان های ورودی تابع به یکی از دو حالت زیر می باشند.

(1) ورودی های قطعی و حتمی (entry)

(2) ورودی های دلخواه (option)، که وارد کردنشان اجباری ندارد.

اگر ما هنگام معرفی آرگمانها به آنها مقدار اولیه ای را نسبت دهیم این ورودی دلخواه به شمار می آید. یعنی در هنگام فراخوانی تابع می توان از مقدار پیش فرض آن استفاده کرد و مقداری برای آن به عنوان ورودی وارد نکرد. ولی اگر بخواهیم مقدار دلخواهی به غیر از مقدار پیش فرض برای آن در نظر بگیریم لازم است که مقدار آن را وارد کنیم. از این رو این ورودی ها را دلخواه می نامیم. ولی اگر برای یک آرگمان ورودی مقدار پیش فرض تعیین نکنیم ورودی قطعی به شمار می آید و هنگام فراخوانی تابع باید حتماً برای آن مقداری را وارد کنیم.

توجه کنید که به جز مقادیر عددی می توان از گزاره های منطقی T, F نیز به عنوان آرگمانهای ورودی تابع استفاده کرد.

مثال 3:

```
aa <- function(x, y = 1) { if( x!= 0 | y!= 0) {z <- -x/(x^2 + y^2) }; return(z) }
```

در این مثال متغیر z یک ورودی دلخواه است بعداً در استفاده از این تابع می توان به جای آن عددی قرار نداد در این صورت مقدار پیش فرض آن یعنی مقدار 1 برای آن در نظر گرفته می شود.

مثال 4:

```
bb <- function(x, unbiased = T) {  
  n <- length(x)  
  if(unbiased = T) {y <- -sum(x)/(n-1) }  
  else {y <- -sum(x)/n }  
  return(y)  
}
```

در این جا متغیر *unbiased* یک ورودی دلخواه منطقی است. حالت پیش فرض آن گزاره‌ی منطقی *T* است. در مثالهای زیر از تابع *bb* استفاده کرده ایم.

```
bb(c(2,4,5))
```

```
[1] 5.5
```

```
bb(c(3,4,5),F)
```

```
[1] 3.666667
```

مثال 5:

تابعی بنویسید که یک نقطه و پارامترهای چگالی نرمال دو متغیره را بگیرد و مقدار چگالی را در آن نقطه به ما بدهد و اگر پارامترها را وارد نکردیم، مقادیر پیش فرض ($\mu_1 = 0, \mu_2 = 0, \sigma_1 = 1, \sigma_2 = 1, \rho = 1$) را در نظر بگیرد.

```
bivariate <- function(x, mu = rep(0,2), sigma = matrix(c(1,0,0,1), 2)) {
a<-(2*pi*prod(eigen(sigma)$values)^0.5)
b<-exp(-0.5*t(x-mu)%*%solve(sigma)%*(x-mu))
return(b/a)
}
```

نکته 1:

اگر به جای یکی از آرگمان‌های تابع سه نقطه (...) قرار دهیم، بعداً می توانیم از هر نوع ورودی با هر مقداری به جای آن استفاده کنیم. به تابع زیر توجه کنید.

```
q <- function(x,...){
.....; return(.....)}
```

نکاتی در مورد آرگمانهای خروجی (return)

آرگمان‌های خروجی همان متغیرهای هستند که بعد از انجام محاسبات لازم روی آرگمانهای ورودی در قسمت برنامه‌ی تابع به دست آمده‌اند و می‌خواهیم آنها را در خروجی برنامه ببینیم. تعداد خروجی‌ها ممکن است یک یا بیشتر از یکی باشد. هر خروجی می‌تواند به همراه اسم یا بدون اسم باشد. به مثال زیر توجه کنید.

مثال 6:

تابعی بنویسید که یک بردار را به عنوان ورودی دریافت کند و در خروجی مجموع مجذور درایه‌های بردار را با نام *square* و مجموع درایه‌ها را با نام *sum* نشان دهد.

```
dd <-function(x) {
a <-sum(x)
b <-sum(x^2)
return(sum = a, square = b)
}
```

در این مثال خروجی ها به همراه اسم داده می شوند.

```
dd(c(1,2,3))
```

```
$sum
```

```
[1] 6
```

```
$square
```

```
[1] 14
```

در این مثال اگر بخواهیم در خروجی فقط sum نشان داده شود، تابع را به صورت زیر فراخوانی می کنیم.

```
dd(c(1,2,3))$sum
```

```
[1] 6
```

در مورد square نیز چنین است.

مثال 7:

برنامه‌ای بنویسید که بردار x را به عنوان ورودی بگیرد و اگر x ارزش عددی داشت مقادیر میانگین، واریانس، میانه و مد این بردار را به ترتیب در خروجی به همراه اسم به ما بدهد.

```
ee <-function(x) {
if(is.numeric(x) != T){
return("The entry is not numeric value") }
a <-mean(x)
b <-var(x)
d <-median(x)
e <-mode(x)
return(mean = a, variance = b, median = d, mode = e)
}
```

تابع را برای به دست آوردن میانگین به صورت زیر فراخوانی می کنیم.

```
ee(1:3)$mean
```

```
[1] 2
```

نکته 2:

در بالا اشاره کردیم که اگر خروجی ها دارای اسم باشند، اگر بخواهیم فقط خروجی خاصی نشان داده شود و بقیه نشان داده نشوند از \$ به همراه اسم آن خروجی خاص بعد از فراخوانی تابع استفاده می کنیم. حال اگر خروجی ها دارای اسم نباشند، برای نشان دادن خروجی خاص بعد از فراخوانی تابع برای مثال به صورت زیر عمل می کنیم .

```
dd <-function(x) {  
a <-sum(x)  
b <-sum(x^2)  
return(a, b)  
}
```

```
dd(c(1,2,3))$a
```

```
[1] 6
```

نکته 3:

اگر برنامه‌ی تابع را در محیط script بنویسیم با یک بار فشار دادن کلید F10 تابع برای همیشه برای نرم افزار شناخته می شود و هر کجا احتیاج داشته باشیم می توانیم آن را فراخوانی کنیم.

نکته 4:

اگر بعد از اجرای برنامه با فشار دادن کلید F10 برنامه اجرا نشد و متوجه شدیم که دارای خطا است، برای اینکه بفهمیم ایراد برنامه مربوط به کدام قسمت است، می توانیم اجزای مختلف برنامه را یکی یکی به تنهایی و با ثابت نگه داشتن بقیه‌ی اجزا اجرا کنیم. به این ترتیب که اگر بخواهیم قسمتی از برنامه اجرا نشود از عملگر (#) قبل از آن قسمت استفاده می کنیم.

تمرینهای فصل پنج

تمرین 1:

تابعی بنویسید که دترمینان ماتریس x را محاسبه کند.

```
det <-function(x) { d <-prod(eigen(x)$values) ; return(d) }
```

تمرین 2:

تابعی برای پیدا کردن زاویه‌ی بین دو بردار و نشان دادن آن با واحد درجه بنویسید.

```
ss <-function(x,y){  
normx <-sqrt(t(x)%*%x)  
normy <-sqrt(t(y)%*%y)  
f <-(t(x)%*%y)/(normx * normy)  
return(alpha = (a cos(f) * 180)/ pi)  
}
```

تمرین 3:

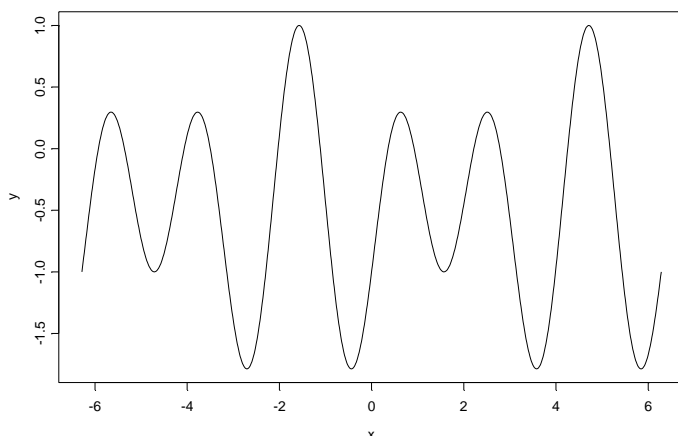
تابعی برای به دست آوردن ماکزیمم یک بردار بنویسید.

```
maxfunc <-function(x){  
n <-length(x)  
max <-x[1]  
for(i in 2:n){  
if (x[i] > max) max <-x[i]  
}  
return(max)  
}
```

تمرین 4:

تابعی بنویسید که نمودار و مقدار ماکزیمم مطلق تابع $y = \sin(3x) - \cos(x)^2$ را در بازه‌ی $I = [-2\pi, 2\pi]$ به ما بدهد.

```
> f <-function(x) {y <-sin(3 * x) - (cos(x))^2,  
+ plot(x,y,type="l") ; return(max(y)) }  
> x <-seq(-2 * pi,2 * pi,length = 1000); f(x),  
[1] 0.9999864
```



مقدار ماکزیمم و نمودار تابع بعد از فراخوانی تابع را مشاهده کردیم. عملکرد دستور `plot()` را در فصل بعد شرح می دهیم.

تمرین 5 :

تابعی بنویسید که دنباله‌ی مجموعهای جزئی سری $\sum_{n=1}^{\infty} \frac{n}{n^3-2}$ را تا جمله‌ی 60 محاسبه کند.

```
> fsigma <-function(n) {y <- -n/(n^3-2).
+ Sigma <- -sum(y).
+ return(Sigma) }
> n <- -seq(1,60,1); fsigma(n).
[1] -0.2761703
```

تمرین 6 :

تابعی بنویسید که n عدد صحیح تصادفی بین 1 و a را نمایش دهد.

```
frandom <-function(a,n) {
x <- -rnorm(n); x <- -floor(1000*x); y <- -x%%(a-1)+1; return(y) }
```

این تابع با توجه به این که باقیمانده‌ی تقسیم یک عدد بر a عددی بین صفر و $(a-1)$ می باشد، نوشته شده است. این تابع در زیر 6 عدد صحیح تصادفی بین 1 و 4 را به ما می دهد.

```
frandom(4,6).
[1] 131134
```

تمرین 7 :

تابعی بنویسید که در مورد تابع درجه‌ی (3) $y = ax^3 + bx^2 + cx + d$ مقادیر اکسترمم‌های مطلق را در بازه‌ی $I = [-15, 15]$ و نقطه‌ی عطف را نشان دهد.

```
f <- function(a, b, c, d, x){
y <- -a * (x^3) + b * (x^2) + c * x + d
return(y) }
fextermom <- function(a, b, c, d, I = seq(-15, 15, length = 1000)) {
z <- -f(I); ma <- -max(z); mi <- -min(z); at <- -f(a, b, c, d, (-b/(3 * a)))
return(MAX = ma, MIN = mi, ATF = at) }
```

البته اگر در قسمت return خروجیها را به صورت زیر بنویسیم، به جای مقدار تابع در نقطه‌ی عطف این نقطه را به همراه طول و عرض به ما نشان می‌دهد. (توجه کنید که از حرف لاتین بزرگ C برای این متغیر استفاده کنید.)

```
return (MAX=ma , MIN=mi , ATF=c(-b/(3*a),at))
```

تمرین 8 :

تابعی برای محاسبه‌ی ضریب همبستگی اسپرمن در درس ناپارامتری بنویسید .

```
fspearman <- function(x, y){
n <- length(x)
z <- -rank(x)
w <- -rank(y)
d <- -sum((z - w)^2)
r <- -1 - (6 * d) / (n * (n^2 - 1))
return(r)
}
```

تمرین 9 :

تابعی بنویسید که آماره‌ی ویلکاکسون را برای آزمون فرض زیر در مورد دو جامعه به همراه p_value پیدا کند. $(H_1 : F_x \neq F_y \text{ و } H_0 : F_x = F_y)$

```

wilcoxfar <-function(x,y){
m <-length(x); n <-length(y)
z <-c(x,y)
w1 <-sum(rank(z)[(m+1):(m+n)])
E <-(m*(n+m+1))/2
v <-(m*n*(m+n+1))/12
w <-(w1-E)/sqrt(v)
p_value <-2*(1-pnorm(abs(w)))
return(w,p_value)
}

```

تمرین 10 :

تابعی بنویسید که داده‌های یک سری زمانی را گرفته و مقادیر همبستگی و همبستگی‌های جزئی را برای آن محاسبه کند.

ابتدا با برنامه‌ی زیر ضرایب همبستگی یعنی r_1, r_2, \dots, r_k را که در آن $k = \lfloor n/4 \rfloor$ می‌باشد و n تعداد داده‌ها است، محاسبه می‌کنیم.

```

R <-function(x){
n <-length(x); k <-floor(n/4); y <-(x - mean(x))
r <-0
for(i in 1:k) { r[i] <--(t(y[1:(n-i)]))%*%y[(i+1):n]/(n-1)*var(x) }
return(r) }

```

حال تابع زیر را برای پیدا کردن ضرایب همبستگی جزئی به کار می‌بریم، که ورودی‌های آن بردار ضرایب همبستگی (r) و بردار مشاهدات (x) است.

```

PR < -function(r, x) {
n < -length(x); k < -floor(n/4); f < -rep(0, k)
f[1] < -r[1]
for(l in 2:k) {a < -b < -matrix(0,1,1)
for(i in 1:l) {for(j in 1:l) {if(i == j) {a[i, j] < -1}
else {a[i, j] < -r[abs(j-i)] }
b < -a }}
b[,1] < -r[1:l]
f[1] < -det(b)/det(a) }
return(f) }

```

تمرین 11 :

تابعی که یک بردار را به صورت صعودی مرتب کند بنویسید.

```

fsort < -function(s){
n < -length(s)
t < -0
for(i in 1:(n-1)) {for(j in n:2) {
if(s[j] < s[j-1]) {
t < -s[j]
s[j] < -s[j-1]
s[j-1] < -t
}
}}
return(s)
}

```

به فرا خوانی تابع توجه کنید.

```
masort(c(1,4,3,6,7,2))
```

```
[1] 1 2 3 4 6 7
```

با اندکی تغییر می‌توان تابع را برای حالتی که بردار را به صورت نزولی مرتب کند بنویسیم.

فصل ششم

رسم نمودار توابع توسط تابع `plot`

فرم کلی تابع `plot` و شناسه هایش به صورت زیر می باشد.

```
plot(x,y,pch = "یک کاراکتر", lty = عدد, main = "maintitle", sub = "subtitle", xlab  
= "xAxislab", ylab = "yaxislab", xlim = یک بازه, ylim = یک بازه, type = "p")
```

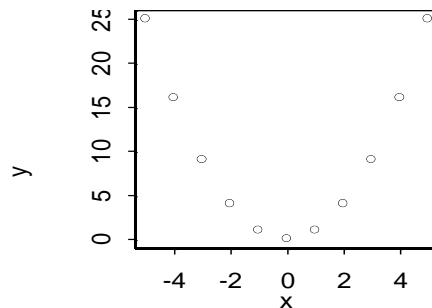
مثال 1:

```
x <- -5:5
```

```
y <- -x^2
```

```
plot(x,y)
```

در اینجا دستور `plot` نمودار نقطه‌ای ساده‌ی x را در مقابل y رسم می کند. شکل زیر را ببینید.

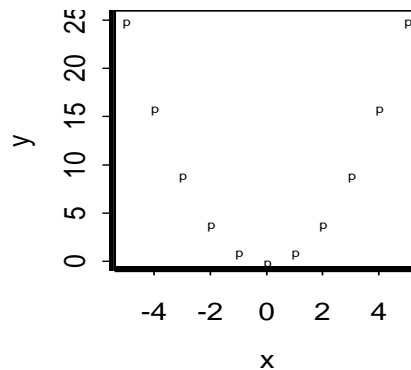


قسمت های مختلف این تابع را در مثال 1 در زیر بررسی می کنیم.

1) `pch` :

در این قسمت ما تعیین می کنیم که نمودار نقطه‌ای به جای نقطه که حالت پیش فرض در نظر گرفته شده است با چه کاراکتری نمایش داده شود. به مثال زیر توجه کنید.

```
plot(x,y,pch="p")
```



`type = "p"`

توسط این قسمت نوع نمودار را به صورت های زیر تعیین می کنیم.

`type = "p"`

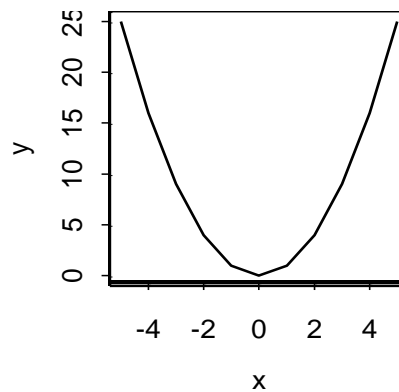
نمودار را به صورت نقطه ای رسم می کند که حالت پیش فرض سیستم است.

`plot(x,y,type="p")`

`type = "l"`

نمودار را به صورت خطوط پیوسته رسم می کند.

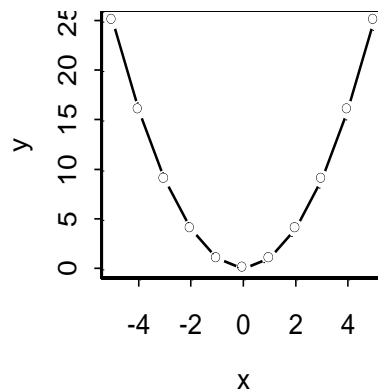
`plot(x,y,type="l")`



`type = "b"`

نمودار را تماماً توسط نقطه و خط رسم می کند.

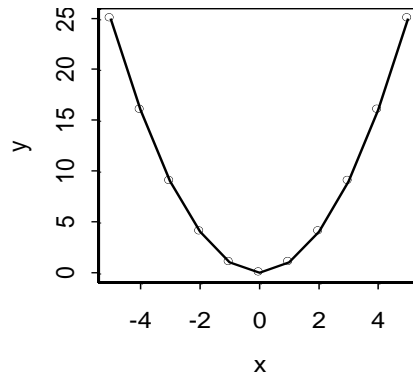
`plot(x,y,type="b")`



`type = "o"`

نمودار را توسط نقطه به همراه خطوط پیوسته رسم می کند.

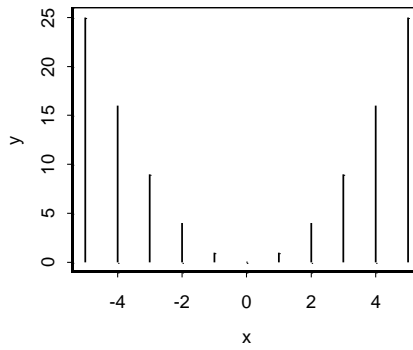
`plot(x,y,type="o")`



`type="h"`

برای رسم نمودار ستونی مورد استفاده قرار می گیرد.

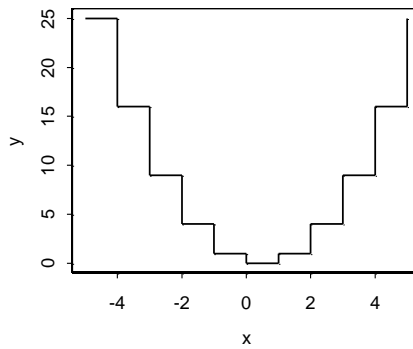
`plot(x,y,type="h")`



`type="s"`

نمودار پله‌ای را رسم می کند.

`plot(x,y,type="s")`



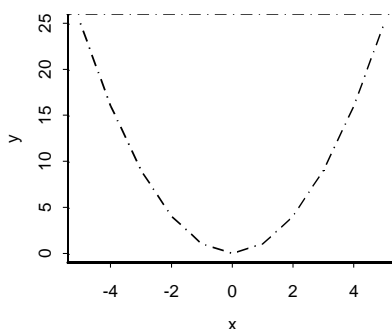
`: type = "n"`

چیزی را به عنوان نمودار در محورها رسم نمی کند. و یک صفحه‌ی خالی را به ما نشان می‌دهد.

(3) lty :

برای رسم نمودار با حالت‌های مختلف نقطه چین استفاده می‌شود.

`plot(x,y,type="l",lty=3)`



به جای عدد 3 می‌توان هر عددی از 2 تا 8 را انتخاب کرد، که هر عدد برای حالت خاصی از نقطه چین کاربرد دارد.

(4) col :

توسط این قسمت رنگ نمودار را مشخص می‌کنیم.

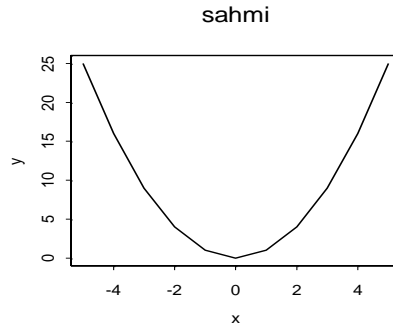
`plot(x,y,type="l",lty=3,col=a)`

a عددی است که بستگی به سیستم دارد، عددی بین 1 تا 15 یا حتی خارج از این رنج است.

(5) subtitle,maintitle :

`maintitle` عبارت از عنوانی است که ما به نمودار می‌دهیم و در بالای نمودار می‌نویسیم و `subtitle` عنوانی است که ما به نمودار می‌دهیم و در پایین نمودار می‌نویسیم.

`plot(x,y,type="l",main="sahmi")`

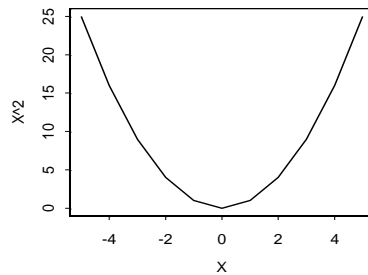


مشاهده می کنیم که دستور بالا نمودار را رسم می کند و عنوان *sahmi* را به آن می دهد. در این مثال عنوان را می توانستیم در *subtitle* بنویسیم. در این صورت عنوان در پایین نمودار قرار می گرفت.

6) label :

هر گاه بخواهیم به متغیرهای x, y که به عنوان محورهای افقی و عمودی در نمودار هستند عنوانی را نسبت دهیم از این قسمت در دستور *plot* استفاده می کنیم. به مثال زیر توجه کنید.

`plot(x,y,type="o",xlab="X",ylab="X^2")`



7) xlim :

توسط این دستور می توانیم محدوده تغییرات متغیرهای x, y را روی محورهای تغییر دهیم. به مثال زیر توجه کنید.

`plot(x,y,xlim=c(-8,8))`

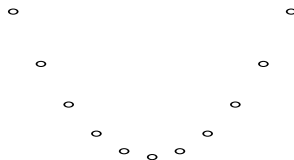
این دستور محدوده تغییرات x را روی محور افقی از حالت اولیه به حالتی که از عدد -8 تا عدد 8 گسترده شده است تغییر می دهد. برای تغییر حوزه تغییرات y نیز می توان از *ylim* استفاده کرد.

نکته 1:

اگر بخواهیم نموداری رسم کنیم که در آن محورها مشاهده نشوند می توان دستور `plot` را به صورت زیر به کار برد.

`plot(x,y,axes=F)`

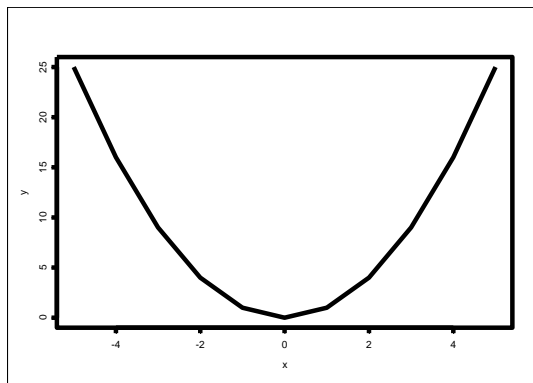
حالت پیش فرض سیستم `axes=T` است که نمودار را به همراه محورها رسم می کند.



8) lwd :

اگر نمودار را با `type="l"` رسم کنیم می توان پهنای خطوط نمودار را توسط `lwd` که کدهای 1 و 2 و 3... را می تواند اختیار کند تعیین کرد که کد 1 حالت پیش فرض سیستم است.

`plot(x,y,type="l",lwd=10)`



مثال 2:

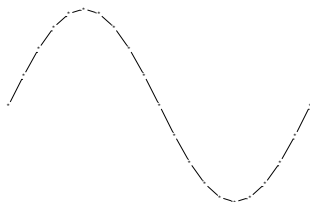
`x <- seq(0,2 * pi,length = 21)`

`y <- -sin(x)`

`plot(x,y,axes = F,type = "b",pch = "*",xlab = "",ylab = "")`

این مثال ابتدا فاصله ی بین 0 تا 2π را به 21 قسمت تقسیم می کند و در متغیر `x` قرار می دهد و `sin(x)` را در متغیر `y` قرار می دهد و نمودار تابع `y = sin(x)` در بازه ی $[0,2\pi]$ رسم می شود. در اینجا علاوه بر اینکه در دستور `plot` خواسته ایم که محورها

را رسم نکند با دستور `label` خواسته ایم که عنوان محورها یعنی (x, y) را نیز حذف کند.



دستوراتی که بعد از رسم نمودار از آنها استفاده می کنیم

1 بعد از دستور `plot` و رسم نمودار اگر بخواهیم از مختصات (x_1, y_1) به مختصات (x_2, y_2) بر روی نمودار فلشی رسم کنیم از دستور `arrows` استفاده می کنیم. فرم کلی این دستور به صورت زیر است.

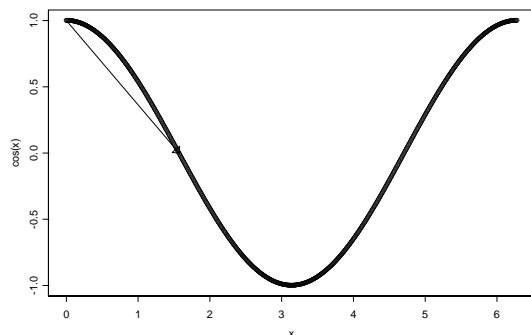
`arrows(x1, y1, x2, y2)`

مثال 3 :

`x <- seq(0, pi, length = 1000)`

`plot(x, cos(x))`

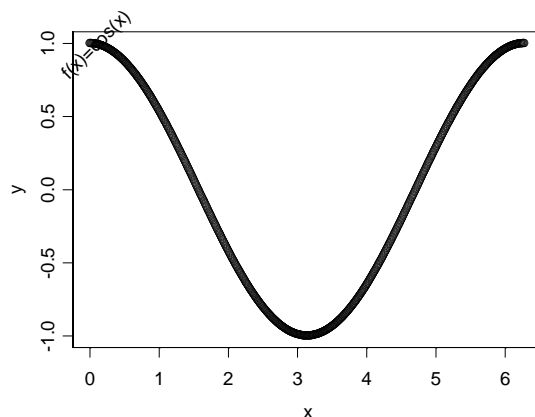
`arrows(0, 1, pi / 2, 0)`



2 اگر بخواهیم بر روی مختصات معینی از نمودار با زاویه ای مشخص عنوانی را بنویسیم از دستور `text` به صورت زیر استفاده می کنیم. در مورد مثال قبل این دستور را به کار برده ایم.

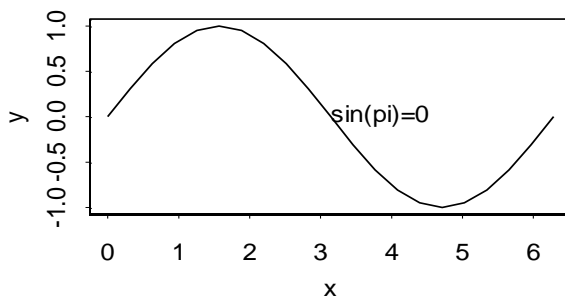
`text(a, b, "عنوان", srt = زاویه ی مورد نظر, adj = 0)`

`text(0, 1, "f(x) = cos(x)", srt = 45, adj = 0)`



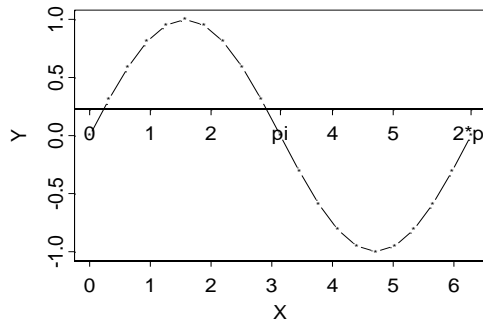
در این دستور در قسمت اول مختصات نقطه را معین می کنیم، در قسمت بعد برچسب و در آخر با مقادیر 0 یا 1 یا 0.5 در قسمت *adj* به ترتیب تعیین می کنیم که می خواهیم این برچسب در طرف راست مختصات مورد نظر یا در طرف چپ و یا در قسمت وسط قرار بگیرد. مثال 2 را در نظر بگیرید:

```
text(pi,0.1,"sin(pi) = 0",adj = 0)
```



3 گاهی اوقات می خواهیم در نموداری که رسم کرده ایم به تعدادی از مقادیر روی محورها عنوانی (*label*) نسبت دهیم این کار را توسط دستور `axis`، انجام می دهیم. کاربرد آن را در مورد مثال 2 در زیر مشاهده می کنید.

```
axis(1,at = c(0,1,2,pi,4,5,2 * pi),labels = c(0,1,2,"pi",4,5,"2 * pi"),pos = 0)
```



در این دستور عدد 1 معلوم می کند که می خواهیم *label* ها را برای مقادیر روی محور افقی (*x*) به نمودار اضافه کنیم، اگر به جای آن عدد 2 را قرار دهیم محور عمودی *y* ها و در نمودارهای سه بعدی عدد 3 محور سوم یعنی محور *z* ها را در نظر می گیرد. در قسمت (*at=c*) نقاطی را که می خواهیم برای آنها روی محور عنوان تعیین کنیم مشخص می کنیم. و در قسمت (*labels=c*) عنوانها را تعیین می کنیم. و در قسمت *pos* موقعیت نقطه ای که می خواهیم محوری در آن نقطه روی نمودار رسم شود و عنوانها روی آن نمایش داده شوند را تعیین می کنیم. که در این مثال عدد صفر را نوشته ایم که همان محور افقی *x* است.

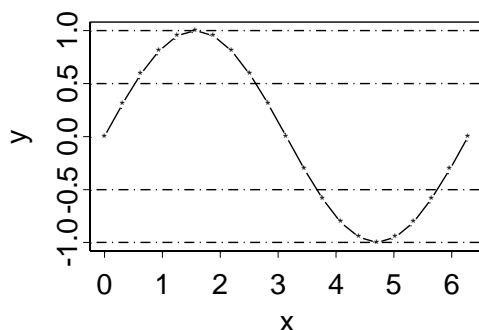
4) دستور *abline*

این دستور برای اضافه کردن خطهای افقی و عمودی به نمودار استفاده می شود. در زیر کاربرد این دستور را در مورد مثال 2 می بینید.

مثال 4:

```
abline(h=c(-1,-.5,.5,1), lty=3)
```

در این دستور حرف *h* برای رسم خطوط افقی و حرف *v* برای رسم خطوط عمودی استفاده می شود.



در قسمت *lty* تعیین می کنیم که این خطوط به صورت نقطه چین رسم شوند.

5 دستور `par()`

این دستور کاربردهای متفاوتی دارد که در زیر به آنها اشاره می کنیم. اگر بخواهیم برای محورهای نمودار حاشیه تعیین کنیم از این دستور به شکل زیر استفاده می کنیم.

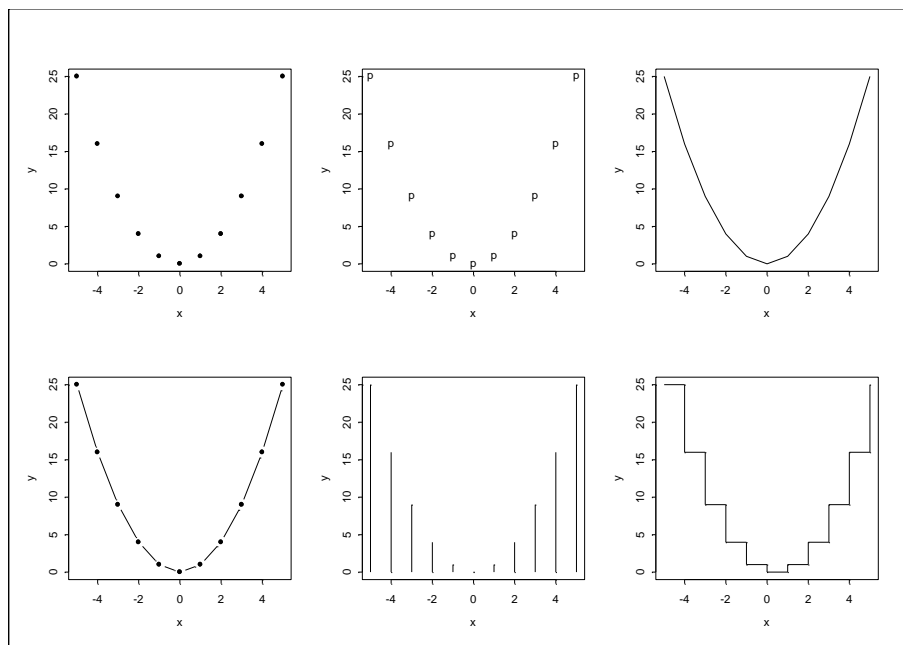
`par(mar = c(2,2,3,3))`

این دستور در قسمتهای افقی نمودار 2 سانتیمتر و در قسمتهای عمودی 3 سانتیمتر حاشیه ایجاد می کند. یک کاربرد دیگر دستور *par* قرار دادن نمودار در یک مستطیل است. برای این منظور به صورت زیر از این دستور استفاده می کنیم.

`par(pty = "s")`

محیطی که نمودارها در آن رسم می شوند *Graphsheet* نام دارد. توسط دستور زیر می توانیم این محیط را برای رسم هم زمان چندین نمودار تقسیم بندی کنیم. در مثال زیر محیط را به دو سطر و سه ستون برای رسم هم زمان 6 نمودار، تقسیم کرده ایم.

`par(mfrow = c(2,3))`

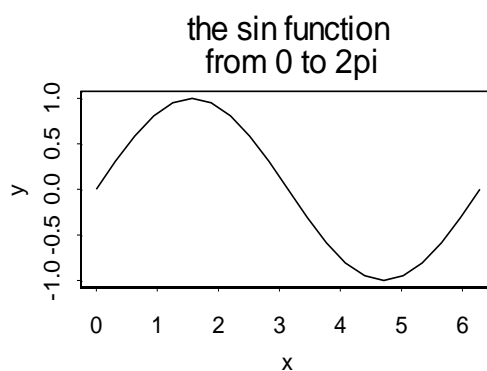


البته بعد از تقسیم بندی، دستور رسم این 6 نمودار را به ترتیب و پشت سر هم اجرا می‌کنیم.

5 دستور title

اگر در دستور `plot` فراموش کردیم که به نمودار عنوان بدهیم می‌توان بعد از رسم نمودار از دستور `title` به صورت زیر استفاده کرد. به مثال زیر در مورد نمودار `sin` توجه کنید.

`title("The sin function\n from 0 to 2pi")`



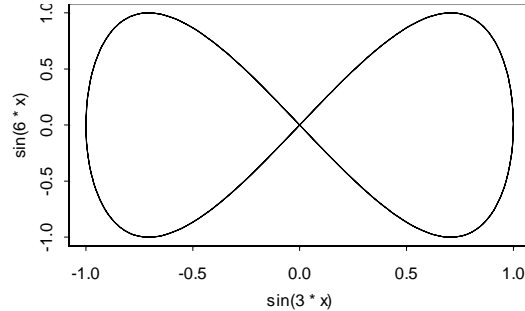
در دستور قبل (`\n`) تعیین می‌کند که ادامه‌ی متن در یک خط جدید نوشته شود.
مثال 5:


```

par(mfrow = c(2,2))
x <- seq(0,2 * pi, length = 1000)
plot(sin(3 * x), sin(6 * x), type = "l")

```

نمودار به شکل زیر است.



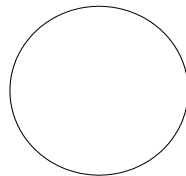
مثال 6:

```

z <- seq(0,2 * pi, length = 1000)
x <- -sin(z)
y <- -cos(z)
par(pin(2,2))
plot(x, y, type = "l", box = F, axes = F, xlab = "", ylab = "")
title("Acycle")

```

Acycle



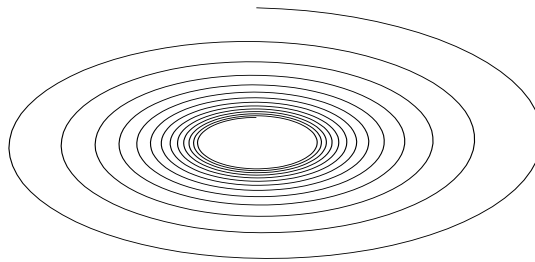
مثال 7:

```

z <- seq(6 * pi, 32 * pi, length = 1000)
x <- -sin(z)/(0.1 * 2)
y <- -cos(z)/(0.1 * 2)
plot(x, y, type = "l", box = F, axes = F, xlab = "", ylab = "", main = "A spiral with 13 winding")

```

A spiral with 13 winding



6) دستور locator ()

برای اضافه کردن عنوان به یک نقطه در نمودار استفاده می شود. به مثال زیر توجه کنید.

```
text(locator(1), "max")
```

بعد از اجرای این دستور نشانه گر موس به شکل یک علامت + در می آید و در هر جایی از نمودار که آن را ببریم عبارت max را می نویسد. عدد 1 داخل پرانتز مشخص می کند که در 1 نقطه می خواهیم این عبارت نوشته شود. اگر بخواهیم عنوان را به تعداد بیشتری نقطه نسبت دهیم از عدد دیگری استفاده می کنیم.

7) تشخیص نقاط پرت با دستور identify ()

اگر بعد از رسم نمودار متوجه یک یا چند نقطه‌ی پرت شدیم و خواستیم بدانیم که این نقاط پرت چندمین مشاهده هستند از تابع identify () استفاده می کنیم .

```
plot(x,y)  
identify(x,y,n=3)
```

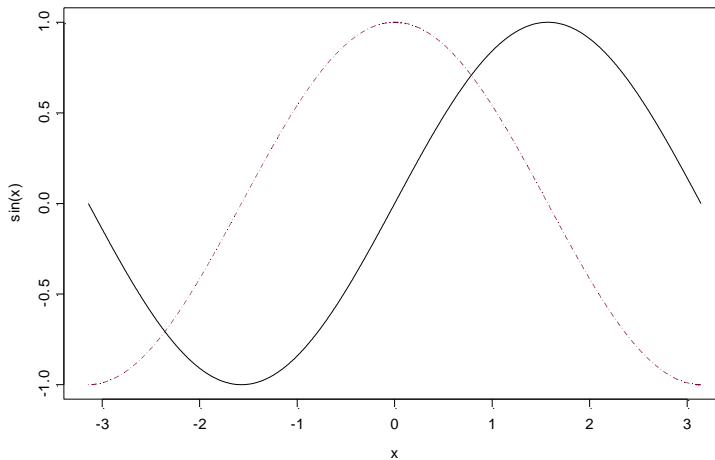
بعد از اجرای این تابع نشانه گر موس به یک علامت + تبدیل می شود، اگر این علامت را روی مشاهده‌ی پرتی که تشخیص داده ایم ببریم، مشخص می کند که کدام مشاهده است. عدد 3 تعیین می کند که 3 مشاهده‌ی پرت را می خواهیم شناسایی کنیم.

8) دستور lines ()

اگر یک منحنی رسم کرده باشیم و بخواهیم منحنی دیگری را در همان نمودار رسم کنیم از این دستور استفاده می کنیم. یعنی برای رسم هم زمان چند نمودار در یک صفحه به کار می رود. به مثال زیر توجه کنید.

```
x <- seq(-pi, pi, length = 1000)  
plot(x, sin(x))  
lines(x, cos(x), lty = 3, col = 3)
```

در این مثال ابتدا نمودار $\sin(x)$ رسم می‌شود سپس منحنی $\cos(x)$ در همان صفحه‌ی مختصات رسم می‌شود و بعد برای تشخیص این دو منحنی از هم حالت `lty` منحنی‌ها و رنگ آنها را تغییر داده ایم .



در زیر رسم بعضی از نمودارهای خاص مانند نمودار میله‌ای و نمودار دایره‌ای و غیره را شرح می‌دهیم.

دستور `barplot()`

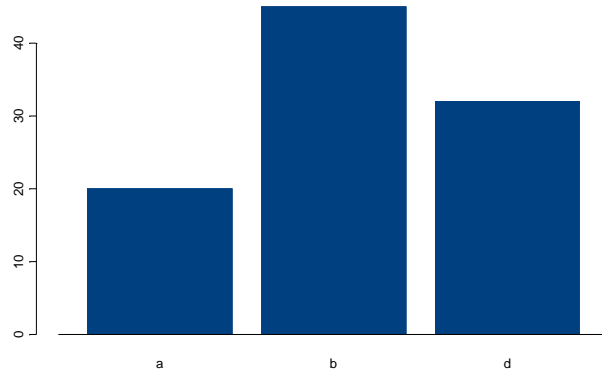
برای رسم نمودار میله‌ای از آن استفاده می‌کنیم. به مثال زیر توجه کنید.

```
x <- c(20,45,32)
```

```
barplot(x)
```

اگر بخواهیم در نمودار برای هر ستون اسمی قرار دهیم، دستور بالا را به صورت زیر به کار می‌بریم.

```
barplot(x, names= c('a','b','d'))
```



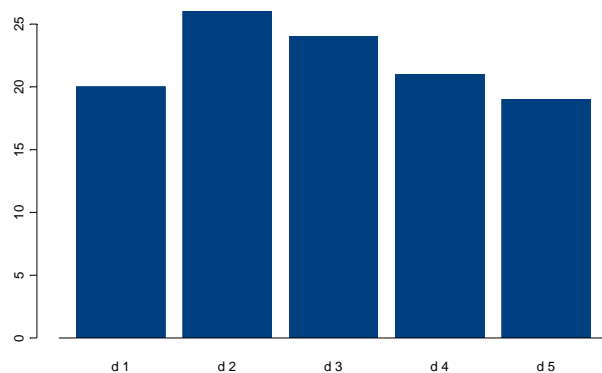
مثال 8 :

ماتریس *digit* را در نظر بگیرید برای اسم گذاری سطرها و ستونها به صورت زیر عمل می کنیم: ابتدا ماتریس را تعریف می کنیم بعد اسم سطرها و ستونها را با تابع *dimnames* تعیین می کنیم .

```
digit <- matrix(c(20,26,24,21,19,15,17,16,26,13,30,70,17,20,18),5)
dimnames(digit) <- list(paste("d",1:5),paste("sample",1:3))
```

با دستورات زیر نمودار میله ای را به همراه اسم برای ستون اول این ماتریس رسم می کنیم.

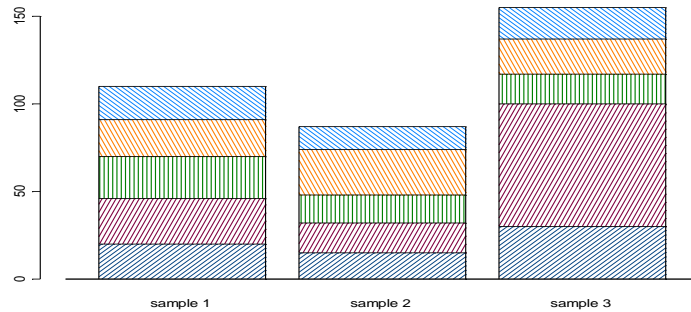
```
digitnames <- dimnames(digit)[1]
samplenames <- dimnames(digit)[2]
barplot(digit[,1],names=digitnames)
```



مثال 9 :

اگر دستور زیر را اجرا کنیم نموداری برای کل ماتریس رسم می شود. به این ترتیب که سطرهای ماتریس را به عنوان محور عمودی و ستونهای ماتریس را به عنوان محور افقی در نظر می گیریم.

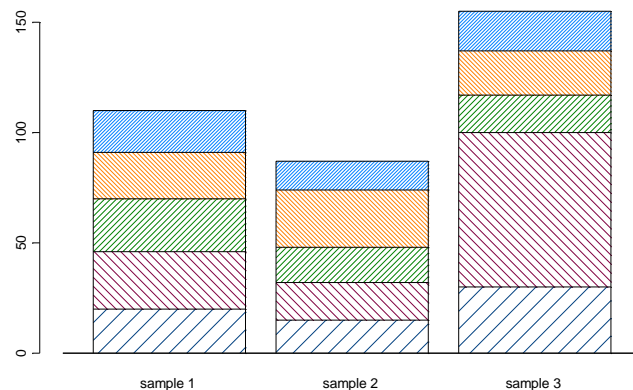
```
barplot(digit, angle = seq(45,135, len = 5), density = 16, names = samplenames)
```



در این دستور *angle* زاویه های خطوط را برای هر قسمت تعیین می کند و *density* تعداد خطوط را تعیین می کند. به دستور زیر توجه کنید:

```
barplot(digit, angle = c(45,135), density = (1:5) * 5, names = samplenames)
```

فرق دستور بالا با قبلی در این است که درجه ی زاویه ها را یک در میان با 45 درجه و 135 درجه عوض می کند و تعداد خطوط در ستونها یکسان نمی باشد.

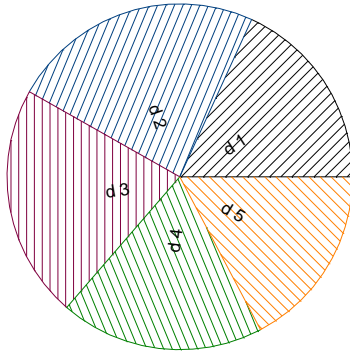


نمودار دایره ای

با دستور *pie()* این نمودار را رسم می کنیم. به مثال زیر توجه کنید.

```
pie(digits[,1], names = digitnames, angle = seq(45,135, len = 5), density = 10)
```

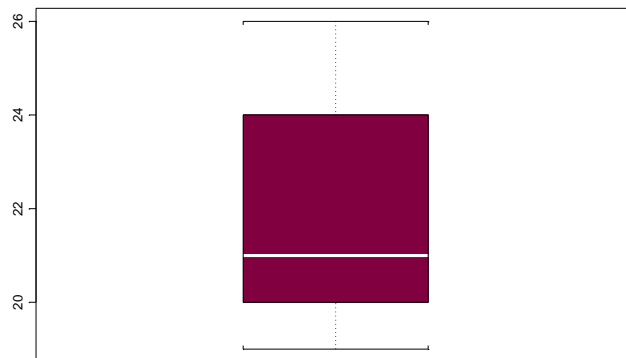
این دستور برای داده های ستون اول ماتریس نمودار دایره ای را رسم می کند.



نمودار جعبه‌ای *boxplot*

به کمک این نمودار می‌توان فهمید که آیا داده‌ها حول میانه متقارن هستند؟ این نمودار دارای 5 مؤلفه است: $min, Q_1, median, Q_3, max$. برای داده‌های مثال قبل این نمودار را رسم می‌کنیم.

`boxplot(digit[,1])`



دستور `hist()` برای رسم هیستوگرام

این دستور نمودار هیستوگرام را برای داده‌های پیوسته رسم می‌کند. برای رسم آن باید تعداد طبقات را معلوم نمود که نباید خیلی زیاد و یا خیلی کم باشند، معمولاً تعدادشان را بین 5 تا 20 در نظر می‌گیرند. فرم کلی به یکی از صورت‌های زیر است.

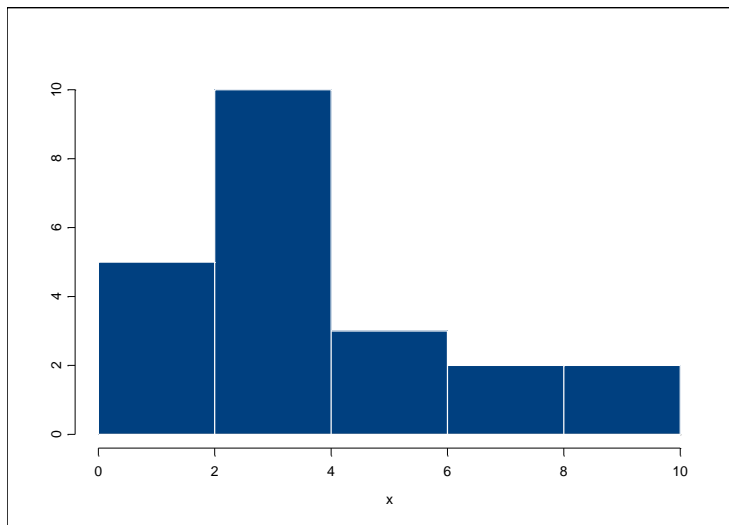
`hist(x, nclass = a)`

`hist(x, breaks = c())`

در فرم اول در قسمت `nclass` با یک عدد تعداد دسته‌ها را مشخص می‌کنیم و در فرم دوم در قسمت `breaks` برداری را قرار می‌دهیم که مقادیر آن مرز دسته‌ها است. به مثال‌های زیر توجه کنید.

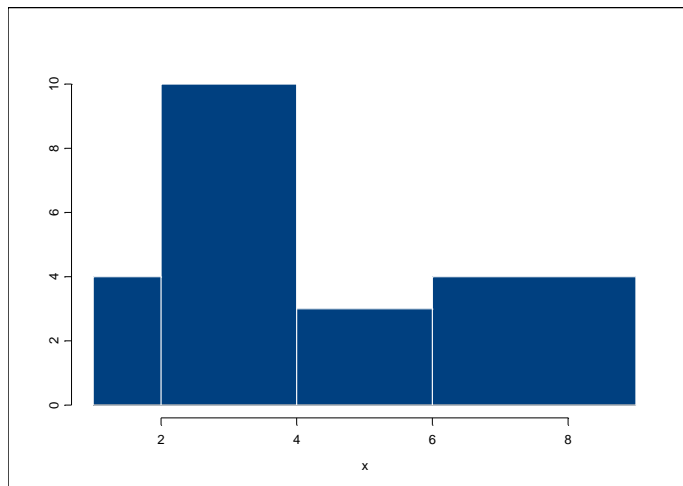
`x <- c(1.3, 2.1, 3.2, 2.5, 5.6, 4.4, 3.4, 3, 7.8, .9, 3.1, 1, 2.3, 4.6, 3.4, 2.2, 1.9, 6.5, 4, 9.2, 8.1, 1.7)`

`hist(x, nclass = 4)`



`x <- c(1.3, 2.1, 3.2, 2.5, 5.6, 4.4, 3.4, 3, 7.8, .9, 3.1, 1, 2.3, 4.6, 3.4, 2.2, 1.9, 6.5, 4, 9.2, 8.1, 1.7)`

`hist(x, breaks = c(1, 2, 4, 6, 9))`

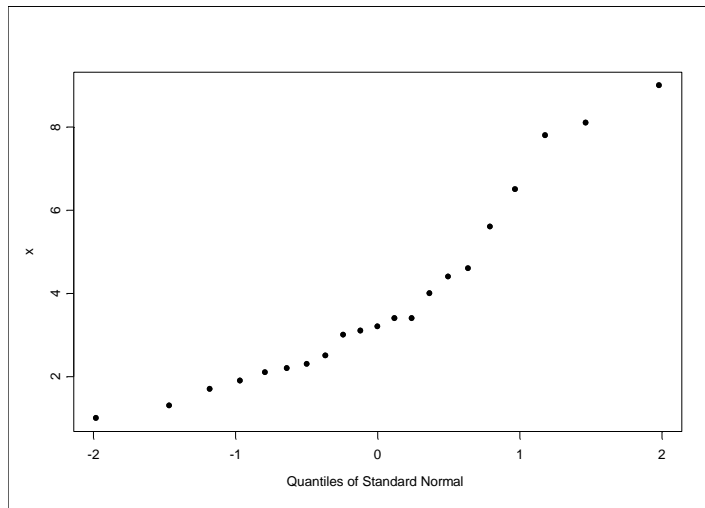


در نمودار اول تعداد مستطیلهای یکی بیشتر از تعدادی است که معین کرده‌ایم و در نمودار دوم 1 و 9 را نیز باید به عنوان مزرها ابتدایی و انتهایی باید در نظر گرفت.

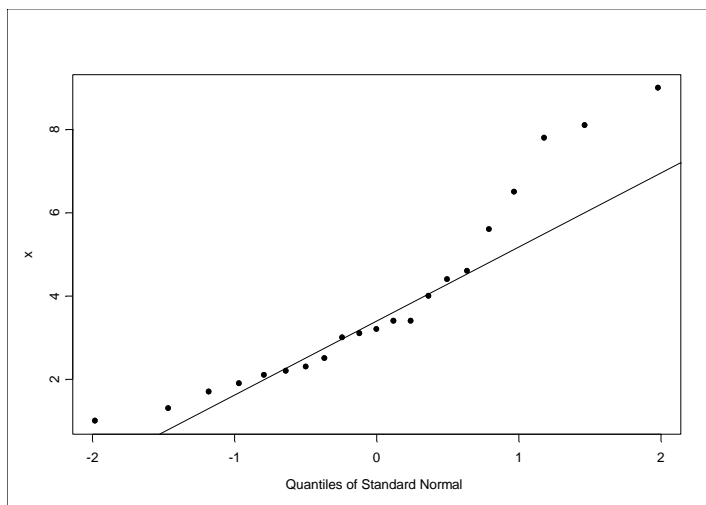
نمودار چندک - چندک برای تشخیص نوع توزیع

اگر توزیع فرض شده برای داده‌ها نرمال باشد برای رسم این نمودار (نمودار احتمال نرمال) از تابع $qqnorm()$ استفاده می‌کنیم. همین طور می‌توان از دستور $qqline()$ نیز استفاده کنیم، که یک خط بر اساس توزیع نرمال برازش می‌دهد، و هر چقدر نقاط نمودار به خط نزدیکتر باشند، داده‌ها به توزیع نرمال نزدیکتر هستند. به عنوان مثال برای داده‌های مثال قبل این دو نمودار را رسم می‌کنیم.

$qqnorm(x)$



$qqline(x)$



برای بررسی سایر توزیعها باید تابعی جهت رسم تعریف کنیم. مثلاً در مورد توزیع گاما با پارامترهای 2 و 3 به صورت زیر عمل می کنیم.

```
x <- -c(...); x <- -sort(x)
```

```
n <- length(x)
```

```
p <- -((1:n) - (3/8)) / (n + (1/4)); y <- -(x - mean(x)) / sqrt(var(x))
```

```
Q <- -qgamma(p,2,3)
```

```
plot(y,Q)
```

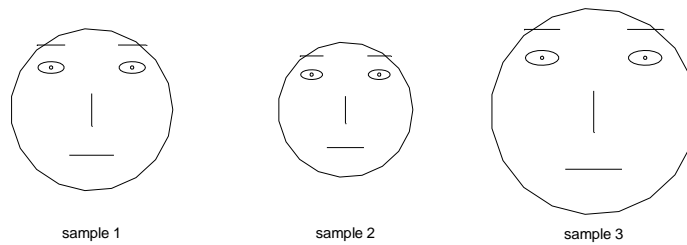
نمودار چهره نما `faces()`

برای نمایش مشاهدات چند متغیره از این نوع نمودار استفاده می شود در این نمودار هر صورتک متناظر بایک مشاهده است و برای مقایسه‌ی دو مشاهده تک تک اعضای صورتک با هم مقایسه می شوند. و تفاوت در اعضای چهره تفاوت در مشاهدات را به ما گزارش می دهد.

مثال 10 :

```
x <- -digit[1,]
```

```
faces(x, labels = dimnames(digit)[[2]], ncol = 3)
```

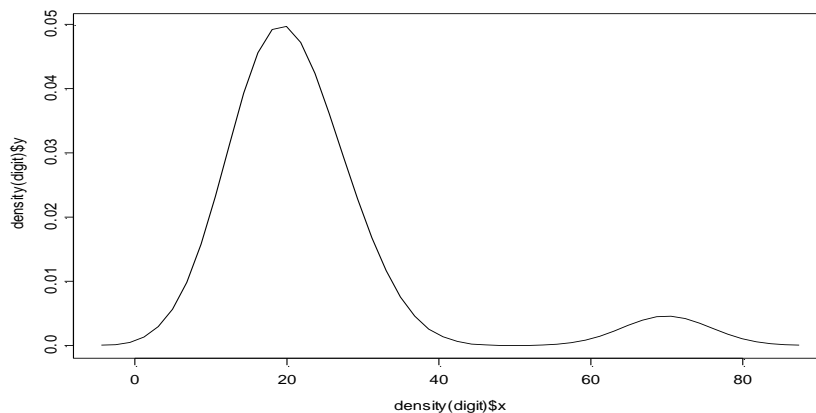


نمودار بالا نشان میدهد که صورتکها فقط از لحاظ اندازه با هم متفاوت هستند.

نمودار چگالی توزیع

در s+ تابع `density()` تابع چگالی یک مجموعه داده را به دست می‌آورد. برای رسم نمودار تابع چگالی تابع `plot()` را به صورت زیر به کار می‌بریم.

`plot(density(digit),type='l')`



فصل هفتم

تحلیل آماری در مورد میانگینها

الف: تحلیل در مورد میانگین یک جامعه

1- الف : برآورد نقطه‌ای

فرض کنیم X_1, X_2, \dots, X_n نمونه‌ی تصادفی ما از یک جامعه باشد، در اینجا دو حالت پیش می‌آید. حالتی که نمونه از یک جامعه پیوسته گرفته شده باشد و حالتی که نمونه از یک جامعه گسسته گرفته شده باشد. در حالت اول در برآورد نقطه‌ای ما باید میانگین جامعه (μ) را برآورد کنیم و در حالت دوم باید نسبت واقعی تعداد افرادی از جامعه که دارای صفت ویژه‌ای می‌باشند (π) را برآورد کنیم.

2- الف : برآورد فاصله‌ای

در حالتی که جامعه پیوسته باشد ما به دنبال یک بازه‌ی اطمینان برای میانگین جامعه (μ) هستیم و در جامعه‌ای که دارای توزیع باینومیال باشد به دنبال بازه‌ی اطمینانی برای نسبت (π) هستیم.

3- الف : آزمون فرض

زمانی که در مورد پارامتر جامعه ایده‌ی اولیه‌ی داشته باشیم و بخواهیم درستی آن را آزمون کنیم، آزمون فرض را انجام می‌دهیم. در اینجا فرض‌های ما اگر جامعه پیوسته باشد در مورد میانگین جامعه و در جامعه گسسته در مورد نسبت است.

ب : تحلیل آماری در مورد دو جامعه

تحلیل آماری در مورد دو جامعه نیز صورت می‌گیرد. در اینجا ما دو نمونه‌ی تصادفی داریم که به طور مستقل از دو جامعه گرفته شده‌اند.

X_1, X_2, \dots, X_n : نمونه‌ی جامعه‌ی اول

Y_1, Y_2, \dots, Y_m : نمونه‌ی جامعه‌ی دوم

1- ب : برآورد نقطه‌ای

که معمولاً اگر دو جامعه پیوسته باشند، برآوردی برای تفاضل میانگین‌ها ی دو جامعه یعنی $(\mu_2 - \mu_1)$ ، به دست می‌آوریم و اگر دو جامعه گسسته باشند برای تفاضل نسبت‌ها یعنی $(\pi_2 - \pi_1)$ ، برآورد نقطه‌ای پیدا می‌کنیم.

2- ب : برآورد فاصله‌ای

برآورد فاصله‌ای برای $(\mu_2 - \mu_1)$ یا برای $(\pi_2 - \pi_1)$ به دست می‌آوریم.

3- ب : آزمون فرض

اگر فرض اولیه‌ی در مورد تفاضل میانگین‌ها یا تفاضل نسبت‌ها داشته باشیم درستی این فرضیات را آزمون می‌کنیم. در آزمون فرض اگر توزیع جامعه‌ها معلوم باشد برای آزمون فرض از آزمونهای پارامتری استفاده می‌کنیم و در غیر این صورت از آزمونهای ناپارامتری استفاده می‌کنیم.

آزمونهای پارامتری

اگر تحلیل در مورد یک جامعه باشد و بخواهیم فرض $H_0: \mu = \mu_0$ را در مقابل فرض مقابلش آزمون کنیم از آماره t که به صورت زیر است استفاده می کنیم.

$$t = \frac{(\bar{x} - \mu_0)}{\frac{s}{\sqrt{n}}}$$

این آماره دارای توزیع t -student با $n-1$ درجهی آزادی می باشد.

اگر جامعه گسسته بود برای آزمون فرض $H_0: \pi = \pi_0$ از آماره z به صورت زیر استفاده می کنیم.

$$z = \frac{(\hat{\pi} - \pi_0)}{\sqrt{\frac{\pi_0(1-\pi_0)}{n}}}$$

که دارای توزیع نرمال استاندارد است.

اگر تحلیل در مورد دو جامعه باشد، با فرض مجهول بودن واریانسها برای آزمون فرض $H_0: \mu_2 - \mu_1 = \delta$ در برابر فرض مقابلش از آماره های زیر استفاده می کنیم.

(1) اگر واریانسهای دو جامعه برابر باشند از آماره ی زیر که دارای توزیع t -student با $n+m-2$ درجهی آزادی است استفاده می کنیم.

$$t_1 = \frac{(\bar{y} - \bar{x} - \delta)}{s_p \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{1}{m}}}$$

(2) اگر واریانسهای دو جامعه برابر نباشند از آماره ی زیر که دارای توزیع t -student است اما درجهی آزادی پیچیده ای دارد استفاده می کنیم.

$$t_2 = \frac{(\bar{y} - \bar{x} - \delta)}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n} + \frac{s_2^2}{m}}}$$

آزمونهای ناپارامتری

در تحلیل یک جامعه ای از آماره ی من ویتنی یا ویلکاکسون که دو آماره ی رتبه ای می باشند استفاده می کنیم و در تحلیل در مورد دو جامعه، از آماره ی رتبه ای نشانه ای ویلکاکسون استفاده می کنیم.

آزمونهای پارامتری و ناپارامتری در یک جامعه

برنامه ی کامپیوتری برای تحلیل آماری و آزمون فرض پارامتری برای یک جامعه ی پیوسته :

در این حالت از تابع () $t.test$ استفاده می کنیم. فرم کلی این دستور را در ادامه شرح می دهیم.

(عدد دلخواه = *conf.level*, *alt* = "l" or "g", عدد دلخواه = μ_0 , نام صفت) *t.test*

در نام صفت همان بردار مشاهدات یک جامعه را قرار می دهیم. در μ_0 مقدار موجود در فرض H_0 را قرار می دهیم. در قسمت *alt* تعیین می کنیم که فرض مقابل یعنی H_1 به صورت دو طرفه باشد یا به صورت یک طرفه. اگر از کاراکتر "l" استفاده کنیم یعنی می خواهیم فرض مقابل به صورت $H_1: \mu < \mu_0$ باشد. و اگر از کاراکتر "g" استفاده کنیم یعنی می خواهیم فرض مقابل به صورت $H_1: \mu > \mu_0$ باشد. اگر این قسمت را از تابع حذف کنیم حالت پیش فرض سیستم را برای فرض مقابل در نظر می گیرد که به صورت $H_1: \mu \neq \mu_0$ می باشد.

در قسمت *conf.level* سطح اطمینان مربوط به بازه ی اطمینان برای میانگین جامعه (μ) را تعیین می کنیم.

برنامه ی کامپیوتری برای تحلیل آماری و آزمون فرض پارامتری در یک جامعه ی گسسته:

در این حالت نمونه ی ما به صورت زیر می باشد.

$$x_1, x_2, \dots, x_n \sim b(1, \pi) \quad \text{و} \quad X = \sum_i x_i \sim b(n, \pi)$$

در اینجا هر x_i فقط دو مقدار می پذیرد. می دانیم که n تعداد نمونه ها و X تعداد موفقیتها می باشد. برای تحلیل آماری از تابع (*binom.test*) به صورت زیر استفاده می کنیم.

binom.test (X, n, p= π_0 , alt="l" or "g")

این تابع فقط مقدار آماره ی z و مقدار *p-value* را برای آزمون فرض پارامتری به ما می دهد. و برای پیدا کردن فاصله ی اطمینان از تابع (*prop.test*) به صورت زیر استفاده می کنیم.

prop.test(X, n, *conf.level* = 0.95, *correct* = *TorF*)

اگر در قسمت *correct* از کاراکتر *T* استفاده کنیم، تعیین می کنیم که برای فاصله ی اطمینان تصحیح پیوستگی را اعمال کند و کاراکتر *F* بر عکس عمل می کند. حالت پیش فرض سیستم *F* است.

مثال 1:

فرض کنید از 1000 بار پرتاب یک سکه 476 بار شیر آمده است. در سطح معنی داری 95% بیازمایید آیا سکه سالم است یا نه؟ یک فاصله ی اطمینان 95% برای احتمال شیر آمدن بسازید.
حل: برای قسمت اول از تابع زیر استفاده می کنیم.

binom.test (476,1000,0.5)

البته حالت پیش فرض سیستم در این تابع برای $p = \pi_0$ مقدار $\pi_0 = 0.5$ می باشد. بنابراین اگر در تابع مقدار 5. را ننویسیم از مقدار پیش فرض آن استفاده می کند. برای ساختن فاصله‌ی اطمینان از تابع زیر استفاده می‌کنیم.

`prop.test(476,1000,conf.level = 0.95,correct = T)`

خروجیها نتیجه می‌دهند که $p_value = 0.1372$ و بازه‌ی اطمینان به صورت زیر است.
`conf. level = (0.5074863, 0.4447004)`

برنامه‌ی کامپیوتری برای تحلیل آماری و آزمون فرض ناپارامتری برای یک جامعه‌ی پیوسته:

برای آزمون ناپارامتری از تابع (`wilcox.test`) استفاده می‌کنیم. فرم کلی این تابع به شکل زیر است.

`wilcox.test(x, mu = عدد, alt = "l" or "g", conf.level = عدد, exact = TorF, correct = TorF)`

در قسمت `exact` با کاراکتر `T` تعیین می‌کنیم که از توزیع دقیق آماره `wilcoxon` استفاده شود. حالت پیش فرض سیستم `F` می باشد که تعیین می‌کند از توزیع مجانبی آماره استفاده شود.

آزمونهای پارامتری و ناپارامتری در دو جامعه

برنامه‌ی کامپیوتری برای تحلیل آماری و آزمون فرض پارامتری در دو جامعه‌ی پیوسته:

از تابع (`t.test`) به صورت زیر استفاده می‌کنیم .

`t.test(x, y, mu = عدد, paired = TorF, var.equal = TorF, alt = "l" or "g", conf.level = عدد)`

در قسمت `paired` با کاراکتر `T` ما تعیین می‌کنیم که نمونه‌ها به صورت زوجی در نظر گرفته شوند. حالت پیش فرض آن `F` است که تعیین می‌کند نمونه‌ها از دو جامعه به صورت زوجی نباشند. و در قسمت `var.equal` با کاراکتر `T` تعیین می‌کنیم فرض برابری واریانسها را می‌پذیریم و حالت پیش فرض آن `T` است که فرض برابری واریانسها را می‌پذیرد.

برنامه‌ی کامپیوتری برای تحلیل آماری و آزمون فرض ناپارامتری در دو جامعه :

از تابع زیر استفاده می‌کنیم. که قسمتهای مختلف آن شبیه دستورات قبلی است.

`wilcox.test(x, y, mu = عدد, paired = TorF, alt = "l" or "g", conf.level = عدد)`

برنامه‌ی کامپیوتری برای آزمون فرض $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ در مقابل $H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ در دو

جامعه

از تابع زیر استفاده می کنیم.

`var.test(x,y,conf.level = عدد, alt = "l" or "g")`

مثال 2 :

برای داده‌های زیر که به طور مستقل از دو جامعه گرفته شده‌اند آزمون برابری واریانسها را انجام دهید.

X	12	13	22	32	34	44	43	23	18	27	40
y	88	90	78	66	79	85	99	90	56	74	65

`x<- c (12 , ... ,40)`

`y<- c (88, ... , 65)`

`var . test (x , y , conf . level = 0.90)`

خروجیها به صورت زیر هستند.

F = 0.7822, num df = 10, denom df = 10, p-value = 0.7051

Alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1

90 percent confidence interval:

0.2626248 2.3294549

Sample estimates:

Variance of x variance of y
132 168.7636

در بررسی دو جامعه ممکن است بخواهیم در مورد ارتباط بین دو متغیر نیز اطلاعاتی به دست آوریم. دو معیاری که برای بررسی ارتباط بین دو متغیر X, Y به کار می روند، ضریب همبستگی و رگرسیون هستند. ضریب همبستگی (*correlation*) میزان همبستگی و ارتباط را بیان می کند ولی رگرسیون نوع ارتباط را تبیین می کند.

برآورد و آزمون فرض در مورد ضریب همبستگی

برآورد ضریب همبستگی

ضریب همبستگی دو متغیر X, Y به صورت زیر محاسبه

می شود.

$$r = \frac{\sum_1^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_1^n (x_i - \bar{x})^2} \sqrt{\sum_1^n (y_i - \bar{y})^2}}$$

این محاسبه را توسط تابع `cor ()` به صورت زیر انجام می دهیم.

`cor(x,y)`

اگر این تابع را به صورت $cor(x, y, trim = \alpha)$ به کار ببریم، تعیین می کنیم که ابتدا میانگین پیراسته‌ی داده‌ها را با حذف $\alpha\%$ از داده‌های ابتدا و انتهای بردارهای x, y پیدا کند بعد ضریب همبستگی میان دو متغیر را حساب کند.

آزمون فرض در مورد ضریب همبستگی

اگر آزمون فرض $H_0: \rho = \rho_0$ در مقابل $H_1: \rho \neq \rho_0$ مد نظر باشد، باید از آماره‌ی زیر که دارای توزیع نرمال استاندارد است استفاده کنیم.

$$z = \frac{0.5 \ln\left(\frac{1-r}{1+r}\right) - 0.5 \ln\left(\frac{1-\rho_0}{1+\rho_0}\right)}{\sqrt{\frac{1}{n-3}}}$$

برای محاسبه‌ی این آماره تابعی به صورت زیر می نویسیم.

```
f <- function(x, y, rho0 = 0, alt) {
  r <- cor(x, y)
  z <- (.5 * log((1-r)/(1+r)) - .5 * log((1-rho0)/(1+rho0))) / sqrt(1/(n-3))
  ifelse(alt = "T", return(Statistic = z, 2 * (1 - pnorm(abs(z)))), return(Statistic = z, 1 - pnorm(abs(z))))
}
```

اگر آزمون فرض $H_0: \rho = 0$ در مقابل $H_1: \rho \neq 0$ مد نظر باشد از تابع زیر استفاده می کنیم .

```
cor.test(x, y, alt = "l" or "g", method = "p" or "s" or "k")
```

در قسمت *method* با کاراکتر *p* ضریب همبستگی *pearson* و با کاراکتر *s* ضریب همبستگی *spearman* و با کاراکتر *k* ضریب همبستگی *kenedal* محاسبه می شود. در خروجی مقدار آماره و مقدار *p-value* و برآورد نمونه‌ای ضریب همبستگی را می بینیم.

مثال 3 :

برای داده‌های مثال قبل آزمون کنید که آیا ضریب همبستگی بین این دو متغیر صفر است یا نه ؟
`Cor.test(x, y, method="p")`

خروجی به صورت زیر است.

```
data : x and y
t = 0.0704, df = 9, p-value = 0.9454
alternative hypothesis: true coef is not equal to 0
sample estimates:
cor
```


تحلیل آماری برای چند جامعه‌ی گسسته

فرض کنیم چند جامعه داریم و می‌خواهیم وجود یک صفت مشخص را در آنها مورد بررسی قرار دهیم. در اینجا اگر X_i را تعداد افرادی از جامعه‌ی i ام تعریف کنیم که دارای این صفت هستند در این صورت داریم:

$$x_i \sim b(n_i, p_i) \quad , \quad i = 1 \dots k$$

که در آن n_i اندازه‌ی جامعه‌ی i ام و p_i نسبت تعداد افرادی است که در جامعه‌ی i دارای این صفت مشخص هستند. برآورد ها به صورت زیر می‌باشند.

$$\hat{p}_i = \frac{X_i}{n_i} \quad , i = 1, 2, \dots, k$$

می‌خواهیم در مورد این جامعه‌ها فرض ($H_0: p_1 = p_2 = \dots = p_k$) را در مقابل (H_1 : خلاف) H_0 آزمون کنیم. از تابع ($prop.test$) به صورت زیر استفاده می‌کنیم.

$$x < -c(x_1, x_2, \dots, x_k)$$

$$n < -c(n_1, n_2, \dots, n_k)$$

$$prop.test(x, n) \downarrow$$

اگر در مورد هر p_i یک فرض اولیه داشته باشیم و بخواهیم فرض $H_0: p_i = p_{i0}$, $i = 1, 2, \dots, k$ را آزمون کنیم، از این تابع به صورت زیر استفاده می‌کنیم.

$$x < -c(x_1, x_2, \dots, x_k)$$

$$n < -c(n_1, n_2, \dots, n_k)$$

$$p < -c(p_1, p_2, \dots, p_k)$$

$$prop.test(x, n, p) \downarrow$$

مثال 4 :

جدول زیر تعداد افرادی که در سه شهر الف، ب، ج از شوینده‌های نوع A, B استفاده می‌کنند را نشان می‌دهد. می‌خواهیم آزمون برابری نسبتها را برای سه شهر برای نسبت افرادی که از شوینده‌ی نوع A استفاده می‌کنند انجام دهیم.

	A	B	n_i
الف	232	168	400

ب	260	240	500
ج	197	303	400

$$x < -c(232,260,197)$$

$$n < -c(400,500,400)$$

$$\text{prop.test}(x, n)$$

خروجی این تابع مقدار $p\text{-value} = .03$ و همچنین برآورد نسبت ها و مقدار آماره‌ی آزمون $X\text{-square} = 6.47$ را می‌دهد. که با در نظر گرفتن مقدار $\alpha = 0.05$ ، فرض صفر را رد می‌کنیم.

تمرینهای فصل هفتم

تمرین 1:

برای داده‌های زیر که مربوط به معدل دیپلم و معدل دانشگاه دانشجویان یک کلاس است با توجه به اینکه نمونه‌ها به صورت زوجی گرفته شده‌اند آزمون کنید که آیا تفاضل میانگینها برابر 8 است یا بیشتر از 8 است؟ فرض کنید که داده‌ها از توزیع نرمال باشند.

معدل دیپلم	7.87 , 17 , 17.32 , 17.24 , 18.4 , 17.5 , 15 , 15 , 15.53 , 17.20 , 16.7 , 17.41 , 13.5 , 18 , 16.89 , 16 , 18.7 , 14 , 17 , 19.36 , 19.4 , 16.5 , 19 , 14 , 19.48 , 19.26 , 18.66 , 19.33 , 18.5 , 17 , 15 , 19.07 , 18.87
معدل دانشگاه	15 , 15 , 14 , 13.5 , 15.6 , 14 , 13 , 12.5 , 13.25 , 15.72 , 12.86 , 14 , 19.25 , 14.5 , 14.8 , 14.58 , 14.3 , 13 , 14 , 17.36 , 16 , 12 , 14.8 , 15.1 , 13.6 , 17.21 , 16.5 , 17.42 , 16 , 14.5 , 13.3 , 13.15 , 15 , 14.9

ابتدا آزمون برابری واریانسها را انجام می‌دهیم.

$$X <- c(17.87, 17, \dots, 18.87)$$

$$Y <- c(15, 15, \dots, 14.9)$$

$$\text{Var.test}(x, y, \text{conf.level} = 0.9)$$

با توجه به این که در خروجی مقدار $p\text{value} = 0.3242$ بنابراین فرض برابری واریانسها را می‌پذیریم. با این فرض به سراغ آزمون زیر می‌رویم.

$$\text{t.test}(x, y, \text{mu} = 8, \text{paired} = \text{T}, \text{var.equal} = \text{T}, \text{alt} = "l")$$

در خروجی داریم:

$$\text{مقدار آماره} = -16.1033$$

$$\text{درجه‌ی آزادی} = 33$$

$$p\text{value} = 1$$

در سطح معنی داری 5 درصد، با توجه به مقدار $p\text{value}$ دلایلی برای رد فرض صفر نداریم.

فصل هشتم

آزمونهای استقلال در جداول توافقی

برای آزمون استقلال از توابع زیر می توان استفاده کرد.

- 1) `chisq.test(...)`
- 2) `fisher.test(...)`
- 3) `mantelhaentest(...)`
- 4) `mcnemar.test(...)`

آماره `chisq`

این آماره برای آزمون استقلال دو متغیر در مورد داده‌های گسسته به کار می‌رود.

مثال 1:

برای داده‌های جدول زیر آزمون استقلال را انجام می‌دهیم. که در آن متغیرستونی عقیده‌ی فکری و متغیر سطری میزان سواد افراد است.

	بنیاد گرا	میانه رو	آزاد اندیش
کمتر از دبیرستان	178	138	108
دبیرستان	570	648	442
دانشگاه	138	252	252

می‌خواهیم فرض $H_0: \pi_{i,j} = \pi_{i.} * \pi_{.j}$ را در برابر فرض مقابلش آزمون کنیم.

$$\pi_{i.} = \sum_j \pi_{ij}$$

$$\pi_{.j} = \sum_i \pi_{ij}$$

↓ `x < -matrix(c(178,570, ...,252),3)`

↓ `chisq.test(x)`

در خروجی این برنامه (69.16 = مقدار آماره) و ($p\text{-value} = 0$) و (4 = درجه ی آزادی آماره) را می‌بینیم. که با توجه به مقدار $p\text{-value} = 0$ و $\alpha = 0.05$ فرض استقلال دو متغیر را رد می‌کنیم. در چهار دستور بالا می‌توان آماره را با در نظر گرفتن ضریب تصحیح محاسبه کرد. به عنوان مثال برای مثال بالا می‌توانستیم از دستور زیر استفاده کنیم.

`chisq.test(x, correct = T)`

در قسمت *correct* با کاراکتر T تعیین می کنیم که برای محاسبه‌ی آماره، ضریب تصحیح را نیز در نظر بگیرد. و آماره را به صورت زیر محاسبه کند.

$$\chi^2 = \sum_{i,j} \frac{((n_{ij} - m_{ij}) - 0.5)^2}{n_{ij}}$$

آماره‌ی fisher

این آماره نیز برای آزمون استقلال به کار می‌رود. اما در مورد جداول پیش‌بینی کاربرد دارد که در آنها جمع‌های سطری و ستونی ثابت هستند.

مثال 2:

برای مثال معروف فیشر آزمون استقلال را انجام دهید.

	milk	tea	$n_{i.}$
milk	3	1	4
tea	1	3	4
$n_{.j}$	4	4	

`x <- matrix(c(3,1,1,3),2)`

`fisher.test(x)`

خروجی این تابع مقدار $p\text{-value} = 0.486$ را نشان می‌دهد. اگر $\alpha = 0.05$ ، فرض استقلال پذیرفته خواهد شد.

آماره‌ی *mcnemar*:

اگر نمونه‌های ما از دو جامعه‌ی گسسته به صورت زوج شده گرفته شده باشند و نتایج به صورت جدول زیر تنظیم شوند. و بخواهیم در مورد این جدول آزمون فرض $H_0: \pi_{1.} = \pi_{.1}$ را در مقابل $H_1: \pi_{1.} \neq \pi_{.1}$ انجام دهیم از این آماره که دارای توزیع کای دو با یک درجه‌ی آزادی می‌باشد استفاده می‌کنیم که به صورت زیر است.

$$Z_0 = \frac{n_{12} - n_{21}}{(n_{12} + n_{21})^{1/2}} \quad \text{و} \quad Z_0^2 = \frac{(n_{12} - n_{21})^2}{(n_{12} + n_{21})}$$

توجه کنیم که فرضیات بالا معادل با $H_0: \pi_{12} = \pi_{21}$ در مقابل $H_1: \pi_{12} \neq \pi_{21}$ می‌باشند. این آزمون به آزمون تقارن نیز معروف است.

	موافق	مخالف	$\pi_{i.}$
مخالف	$\pi_{11}, (n_{11})$	$\pi_{12}, (n_{12})$	$\pi_{1.}$
موافق	$\pi_{21}, (n_{21})$	$\pi_{22}, (n_{22})$	$\pi_{2.}$
	$\pi_{.1}$	$\pi_{.2}$	

`x <- matrix(c(n11, n12, n21, n22), 2, byrow = T)`

`mcnemar.test(x, correct = T)`

مثال 3 :

برای داده‌های جدول زیر آزمون تقارن را انجام دهید.

	موافق	مخالف
موافق	12	22
مخالف	42	34

$x < -matrix(c(12,42,22,34), 2)$ ↓

$mcnemar.test(x)$ ↓

خروجی به صورت زیر است.

McNemar's chi-square = 5.6406, df = 1, p-value = 0.0175

آماره‌ی mantelhaen

این آماره برای آزمون استقلال شرطی در جداول توافقی به کار می‌رود. به این ترتیب که آزمون استقلال را برای دو متغیر گسسته، در سطوح متفاوت یک متغیر دیگر انجام می‌دهد. فرمول محاسباتی این آماره به صورت زیر است .

$$CMH = \frac{(\sum_k (n_{iik} - M_{iik}))^2}{\sum_k \text{var}(n_{iik})}$$

مثال 4 :

برای داده‌های جدول زیر در مراکز 1 تا 8 آزمون استقلال دو متغیر دیگر را انجام دهید.

center	treatment	success	failur
1	Drag	11	25
	contor	10	27
2	Drag	16	4
	contor	22	10
3	Drag	14	5
	contor	7	12
4	Drag	2	14
	contor	1	16
5	Drag	6	1
	contor	0	12
6	Drag	1	10
	contor	0	10
7	Drag	1	4
	contor	1	8

8	Drag	4	2
	contor	6	1

چون باید آزمون استقلال دو متغیر را در سطوح مختلف یک متغیر دیگر انجام دهیم، ابتدا داده‌ها را به صورت یک آرایه با 8 بلوک وارد می‌کنیم. و سپس از آماره‌ی mantelhaen استفاده می‌کنیم.

↓ $x < -array(c(11,10,25,27, \dots, 4,6,2,1), dim = c(2,2,8))$
 ↓ $mantelhaen(x)$

خروجی این دستور به صورت زیر است. که شامل مقدار آماره و مقدار p_value می‌باشد.

Mantel-Haenszel chi-square = 7.7447, df = 1, p-value = 0.0054

با توجه با مقدار p_value، در سطح معنی داری 5 درصد فرض استقلال دو متغیر در مراکز مختلف رد می‌شود.

فصل نهم

رگرسیون

1) رگرسیون خطی ساده

در برآورد مدل‌های رگرسیونی ما با یک متغیر کنترلی (x) و متغیر پاسخ (y) که به ازای هر مقدار از متغیر x متغیری تصادفی است رو به رو هستیم. تشخیص هر مدل از روی نوع رابطه‌ای که متغیر y با متغیر x دارد صورت می‌گیرد. اگر این رابطه خطی باشد مدل خطی زیر باید به داده‌ها برازش داده شود. که به آن مدل رگرسیون خطی ساده می‌گویند.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \quad i = 1, 2, 3, \dots$$

بعد از تشخیص مدل نوبت به برآورد پارامترهای مدل یعنی β_0 و β_1 ، انجام آزمون فرض $H_0: \beta_1 = 0$ ، برآورد واریانس ضرایب، به دست آوردن مقادیر برازش شده و باقیمانده‌ها، تعیین مناسبت مدل و سرانجام پیدا کردن داده‌های پرت می‌باشد.

برای انجام دادن مراحل بالا در نرم افزار $S +$ ابتدا داده‌ها را در قالب بردارهای x و y وارد می‌کنیم. برای سادگی از دستور *scan* برای وارد کردن داده‌ها استفاده می‌کنیم. البته می‌توان از دستور $c()$ نیز استفاده کرد. سپس توسط دستور *data.frame* این داده‌ها را در کنار هم قرار می‌دهیم و آن را به متغیری با نام دلخواه که از این به بعد به عنوان بانک اطلاعاتی ما به حساب می‌آید نسبت می‌دهیم. در آخر توسط دستور $lm()$ که فرم کلی آن را برای این مدل در زیر نشان داده‌ایم اطلاعات مختصری در مورد مدل مانند برآورد ضرایب رگرسیون را به دست می‌آوریم.

$lm(y \sim x, \text{بانک اطلاعاتی})$

دقت کنید که در دستور بالا ابتدا متغیر پاسخ را با یک علامت مد به متغیر کنترلی ربط می‌دهیم سپس یک علامت کاما و بعد متغیری را که بانک اطلاعاتی را در آن قرار داده‌ایم می‌نویسیم. اگر اطلاعات مفصلی را در رابطه با مدل بخواهیم از دستور *summary* به صورت زیر استفاده می‌کنیم.

$r < -lm(y \sim x, \text{بانک اطلاعاتی})$

summary(r)

به این طریق ما علاوه بر برآورد ضرایب، انحراف استاندارد و کوواریانس بین آنها، باقیمانده‌ها و مقدار *p_value* برای آزمون فرض مورد نظر را به دست می‌آوریم. برای به دست آوردن \hat{y}_i ها می‌توان از یکی از دو دستور زیر استفاده کنیم، که هر دو مثل هم عمل می‌کنند. توجه کنید که نام r کاملاً دلخواه است.

fitted(r)

predict(r)

برای به دست آوردن باقیمانده‌ها از دستور $resid(r)$ استفاده می‌کنیم و برای تشخیص مناسبت مدل می‌توان توسط دستور $plot()$ نمودار باقیمانده‌ها در مقابل برآوردها را رسم کرد و تحلیل‌های لازم را انجام داد. در آخر برای تشخیص داده‌های پرت از دستور زیر استفاده می‌کنیم.

$lm.influence(r)$

این دستور خروجی‌های زیر را برای تشخیص نقاط پرت به ما می‌دهد.

(1) coefficient، در این قسمت برآورد ضرایب را با حذف تک تک ردیف‌های مشاهدات برای بقیه‌ی مشاهدات به دست می‌آورد، داده‌ای پرت است که برآوردهای مربوط به آن ردیف با بقیه متفاوت باشد.

(2) sigma، برآورد انحراف استاندارد را با حذف تک تک مشاهدات به ما می‌دهد.

(3) عناصر روی قطر اصلی ماتریس hat که در محاسبات مربوط به رگرسیون بسیار مهم است. داده‌ای پرت است که عنصر متناظر با آن در اینجا با بقیه متفاوت باشد.

بعد از برآورد مدل اگر بخواهیم برای مقادیر جدیدی از متغیر کنترلی متغیر پاسخ را پیش‌بینی کنیم ابتدا آن مقادیر جدید را در یک بردار با نام دلخواه مثلاً b قرار می‌دهیم و سپس دستور زیر را به کار می‌بریم.

$predict(r, b)$

مثال 1 :

برای داده‌های مثال 1-2 کتاب مونتگمری تمامی مراحل بالا را انجام می‌دهیم.

y: مقاومت برشی	2158.7, 1687.15, 2316, 2061.3, 2207.5, 1708.3, 1784.7, 2575, 2357.9, 2265.7, 2156.2, 2399.55 1779.8, 2336.75, 1765.3, 2053.5, 2414.4, 2200.5, 2654.2, 1753.7
X: سن عامل	15.5, 23.75, 8, 17, 5.5, 19, 24, 2.5, 7.5, 11, 13, 3.75, 25, 9.7, 22, 18, 6, 12.5, 2, 21.5

```
x<-scan( )
1: 15.5
2: 23.75
:
20: 21.5
21:
y <- scan( )
1: 2158.70
2: 1678.50
```



```

:
20: 1753.70
21:
far <- data.frame(x,y)

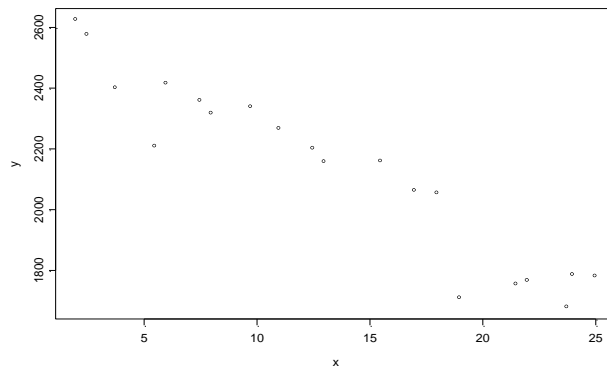
```

ابتدا داده‌ها را وارد کردیم و آنها را توسط دستور *data.frame* در کنار هم قرار دادیم. از این به بعد متغیر *far* به عنوان بانک اطلاعاتی ما به حساب می‌آید. در ادامه از دستوراتی که شرح داده‌ایم استفاده می‌کنیم.

برای تشخیص نوع رابطه‌ی بین این دو متغیر اولین گام رسم نمودار است، که با دستور *plot* در ادامه آن را رسم کرده‌ایم.

با توجه به نمودار زیر یک رابطه‌ی خطی با شیب منفی بین این دو متغیر وجود دارد. با تشخیص این رابطه به برآورد پارامترهای مدل رگرسیون خطی می‌پردازیم.

```
plot(x,y)
```



```

reg <- lm(y~x, far)
regres <- summary(reg)
regres

```

دستورات بالا خروجی‌هایی به صورت زیر به ما نشان می‌دهند.

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	2628.0397	44.2465	59.3955	0.0000
x	-37.1699	2.8932	-12.8473	0.0000

010 F-statistic: 165.1 on 1 and 18 degrees of freedom, the p-value is 1.67e-

Correlation of Coefficients:

```

(Intercept)
x -0.8737

```

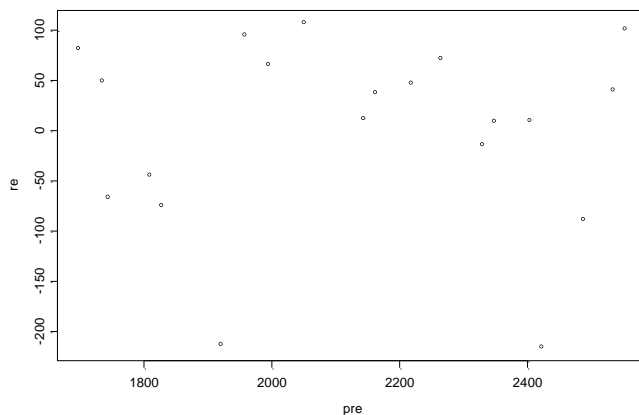
در قسمت **Coefficients** ما مقادیر برآورد ضرایب رگرسیون، انحراف استاندارد هر کدام و همچنین آماره‌های *t_student* به همراه مقادیر *p_value* برای آزمونهای *t* در مورد هر کدام از ضرایب داده شده است. مقدار همبستگی بین β_0 و β_1 را در قسمت *Correlation of Coefficients* می‌بینیم. در این خروجی‌ها همچنین مقدار آماره *F* به همراه *p_value* برای آزمون فرض $H_0: \beta_1 = 0$ داده شده است که با توجه به مقدار خیلی کوچک *p_value* فرض H_0 رد می‌شود.

در ادامه باقیمانده‌ها و \hat{y}_i ها را به دست می‌آوریم و سپس برای تشخیص کفایت مدل نمودار آنها را در مقابل هم رسم می‌کنیم.

```
re <- -resid(reg)
re
  1          2          3          4          5          6          7          8          9
10
106.7931 -67.1056 -14.68086 65.14786 -216.1055 -213.5124 48.73686 39.88492 8.63421
46.52871
 11          12          13          14          15          16          17          18          19
20
11.36843 -89.10276 81.00672 71.11639 -45.00286 94.51771 9.379424 37.0835 100.5 -
75.18778
```

```
pre <- -predict(reg)
pre
  1          2          3          4          5          6          7          8          9         10
2051.907 1745.256 2330.681 1996.152 2423.606 1921.812 1735.963 2535.115 2349.266
2219.171
 11          12          13          14          15          16          17          18          19         20
2144.832 2488.653 1698.793 2265.634 1810.303 1958.982 2405.021 2163.417 2553.7
1828.888
```

```
plot(pre, re)
```



با توجه به پراکندگی تصادفی نقاط در اطراف یک خط افقی می‌توان مناسب‌ترین مدل را نتیجه گرفت. اگر مناسب‌ترین مدل تأیید نمی‌شود ممکن بود دلیل آن وجود داده‌ی پرت باشد. در ادامه از دستوری که قبلاً معرفی کردیم برای تشخیص داده‌های پرت استفاده می‌کنیم.

`lm.influence(reg)` ↓

coefficients\$:

	(Intercept)	x
1	2619.671	-37.08162
2	2616.335	-36.10416
3	2623.855	-36.92227
4	2621.999	-37.09144
5	2656.820	-38.54795
6	2618.229	-35.67979
7	2626.769	-37.39432
8	2612.814	-36.34116
9	2620.854	-36.79297
10	2618.372	-36.75165
11	2621.680	-36.85733
12	2638.646	-37.71036
13	2631.057	-37.86470
14	2615.066	-36.60526
15	2619.583	-36.45353
16	2623.033	-37.28780
17	2620.396	-36.76472
18	2619.951	-36.82991
19	2605.462	-35.93149
20	2618.292	-36.23234

:\$sigma

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
93.68214	95.76093	97.40823	96.06021	80.83884	81.1148	96.66337	96.73297	97.40482	96.68943
11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
97.39811	94.92351	95.15312	95.68699	96.72016	94.50531	97.39374	96.97065	95.36482	95.46297

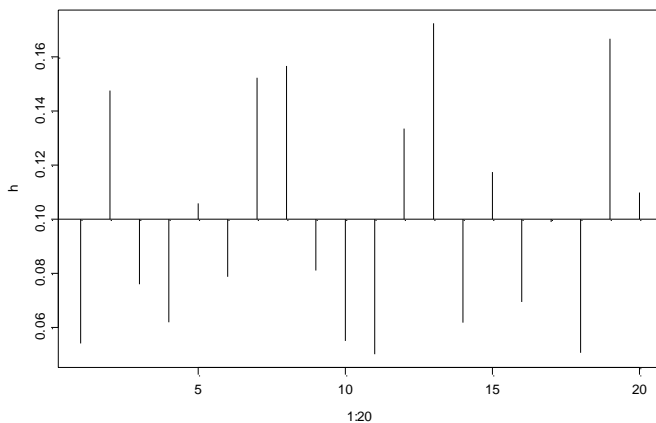
:\$hat

[1]	0.05412893	0.14750959	0.07598722	0.06195725	0.10586587	0.07872092
[7]	0.15225968	0.15663134	0.08105925	0.05504393	0.05011875	0.13350221
[13]	0.17238964	0.06179345	0.11742196	0.06943538	0.09898644	0.05067227
[19]	0.16667373	0.10984216				

با توجه به خروجی‌های بالا نمی‌توان گفت که در داده‌ها داده‌ی پرت موجود است. برای تشخیص داده‌های پرت یک روش دیگر رسم نموداری است که در مورد این مثال با دستورات زیر رسم می‌شود.

`h < -lm.influence(reg)$hat` ↓

$plot(1:20, h, type = n) \downarrow$
 $abline(h = mean(h)) \downarrow$
 $segments(1:20, h, 1:20, mean(h)) \downarrow$



داده‌ای که شاخک مربوط به آن در نمودار بالا از بقیه خیلی دور باشد داده‌ی پرت محسوب می‌شود. چون در این نمودار شاخکی که از بقیه خیلی دور باشد وجود ندارد پس می‌توانیم بگوییم داده‌ی پرتی وجود ندارد. که نتیجه‌ای مشابه نتیجه‌ی قبلی است. با توجه به تحلیل‌های بالا مدل برازش شده به شکل زیر است.

$$y_i = 2628.0397 + -37.1699 x_i \quad i = 1,2,3, \dots$$

(2) رگرسیون خطی چند گانه

در رگرسیون خطی چند گانه ما با متغیرهای کنترلی X_1, X_2, \dots, X_k و متغیر پاسخ Y که به ازای هر مقدار ثابت از بردار X_1, X_2, \dots, X_k یک متغیر تصادفی است، رو به رو هستیم و می‌خواهیم مدل خطی زیر را برآورد کنیم.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i \quad i = 1,2,3, \dots$$

دستورات مربوط به این نوع رگرسیون کاملاً مانند رگرسیون خطی ساده است. فقط باید توجه کنیم که در اینجا در دستور $lm()$ همه‌ی متغیرهای کنترلی X_1, X_2, \dots, X_k باید در نظر گرفته شوند. در حالت چندگانه این دستور را به صورت زیر به کار می‌بریم.

$$lm(y \sim x_1 + x_2 + \dots + x_k, \text{بانک اطلاعاتی}, \dots)$$

مثال 2:

برای داده‌های جدول زیر مدل رگرسیون خطی چند گانه را برازش دهید.

X_1	87 و 75 و 69 و 76 و 76 و 79 و 75 و 80 و 75 و 66 و 83 و 81 و 72 و 63 و 65 و 70
-------	---

x_2	26 و 12 و 11.7 و 11.4 و 11.4 و 11.3 و 11.2 و 11.1 و 11 و 11 و 10.8 و 10.7 و 10.5 و 8.8 و 8.6 و 8.3
y	77 و 19.1 و 21.3 و 21.4 و 21 و 24.2 و 15.9 و 22.6 و 18.2 و 15.6 و 19.7 و 18.8 و 16.4 و 10.2 و 10.3 و 10.3

```

y <- scan( ) ↓
1: 10.3 ↓
2: 10.3 ↓
:
16: 77 ↓
x1 <- scan( ) ↓
1: 70 ↓
:
16: 87 ↓
x2 <- scan( ) ↓
1: 8.3 ↓
:
16: 26 ↓
far <- data.frame(y, x1, x2) ↓
a1 <- lm(y~x1 + x2, far) ↓
a2 <- summary(a1) ↓
a2 ↓

```

خروجیها را در زیر مشاهده می‌کنید.

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	-34.5399	6.7412	-5.1237	0.0002
x 1	0.1814	0.1042	1.7410	0.1053
x2	3.6474	0.1754	20.7926	0.0000

F-statistic: 380.9 on 2 and 13 degrees of freedom, the p-value is 2.888e-012

Correlation of Coefficients:

(Intercept) x1

x1 -0.9676

x2 0.3989 -0.6088

خروجیهای بالا مانند خروجیهای رگرسیون خطی ساده است. که شامل برآورد ضرایب β_0 , β_1 و β_2 , انحراف استاندارد این برآوردها، آماره‌های $t_student$ ، مقدار آماره‌ی F و همچنین در قسمت آخر همبستگی بین این برآوردها را داریم. حال به محاسبه‌ی باقیمانده‌ها و \hat{y}_i ها و همچنین پیدا کردن داده‌های پرت می‌پردازیم.

```
r <- resid(a1) ↓
```

```

r ↓
1      2      3      4      5      6      7      8      9      10
1.867251 1.680083 1.21342 -0.4199417 -0.3821445 -0.9097139 -1.955185 -0.9878997 2.140293 -4.017388
11     12     13     14     15     16
3.192217 0.1717117 0.5717117 0.6473692 -3.735339 0.9235557

```

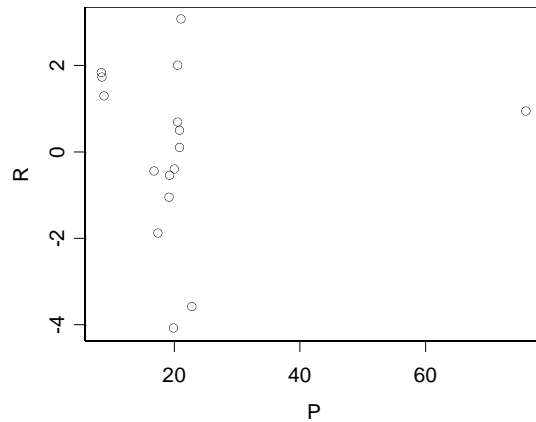
$p < -fitted(a1)$ ↓

```

p ↓
1      2      3      4      5      6      7      8      9      10
8.432749 8.619917 8.98658 16.81994 19.18214 19.90971 17.55518 19.1879 20.45971 19.91739
11     12     13     14     15     16
21.00778 20.82829 20.82829 20.65263 22.83534 76.07644

```

$plot(p,r)$ ↓



با توجه به نمودار بالا می‌توان به وجود داده‌ی پرت پی برد. که ممکن است با حذف آن مدل برای بقیه‌ی داده‌ها مناسب باشد. در ادامه می‌خواهیم داده‌ی پرت را پیدا کنیم.

$lm.influence(a1)$ ↓

hat \$:

```

[1] 0.11122896 0.19680176 0.26960263 0.07200670 0.19555223
0.26940325
[7] 0.20931297 0.06704944 0.14868628 0.06520721 0.11736614 0.06960489
[13] 0.06960489 0.13576136 0.06315247 0.93965882

```

sigma\$:

```

1      2      3      4      5      6      7      8      9
10
2.166007 2.173854 2.202387 2.236663 2.236822 2.219032 2.148396 2.220659 2.137777 1.892018
11     12     13     14     15     16
2.014049 2.239611 2.233657 2.231163 1.943551 1.959729

```

coefficients \$:

```

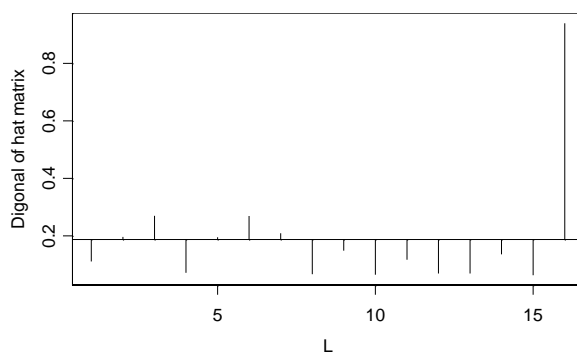
(Intercept)  x1      x2
1 -35.34952 0.1868522 3.670956
2 -36.94430 0.2128484 3.641559

```

3	-36.97084	0.2149654	3.632580
4	-34.39690	0.1799707	3.646813
5	-35.00735	0.1896910	3.637142
6	-36.11788	0.2086492	3.615293
7	-31.45592	0.1357893	3.687873
8	-34.61744	0.1842118	3.641859
9	-32.53714	0.1459091	3.689217
10	-34.76708	0.1907079	3.630501
11	-32.26309	0.1405529	3.694046
12	-34.50682	0.1806697	3.648365
13	-34.42977	0.1789388	3.650521
14	-35.19781	0.1912261	3.637107
15	-34.42583	0.1823735	3.652913
16	-29.85308	0.2620290	2.644269

با توجه به خروجیهای بالا می‌توان نتیجه گرفت که داده‌ی شانزدهم داده‌ی پرت است. می‌توان نموداری را که برای پیدا کردن داده‌ی پرت در مثال قبل رسم کردیم، برای این مثال نیز رسم کنیم. در این مثال دستورات مربوط به رسم این نمودار به صورت زیر است.

```
h <- lm.influence(a1)$hat
plot(1:16, h, type = n)
abline(h = mean(h))
segments(1:16, h, 1:16, mean(h))
```



نمودار نیز نشان می‌دهد که داده‌ی شانزدهم داده‌ی پرت است.

پیش‌بینی

بعد از برآورد مدل ما می‌توانیم پیش‌بینی انجام دهیم. به این صورت که ابتدا مقادیر متغیر کنترلی را که می‌خواهیم برای آنها پیش‌بینی انجام دهیم در یک بانک اطلاعاتی جدید قرار می‌دهیم و بعد با دستور *predict* مقادیر پیش‌بینی‌ها را به دست می‌آوریم. مثلاً اگر بانک اطلاعاتی جدید ما در متغیری با نام *new* قرار گرفته باشد و بخواهیم علاوه بر مقادیر پیش‌بینی شده برآورد انحراف استاندارد را نیز داشته باشیم از دستور *predict* به شکل زیر استفاده می‌کنیم. توجه کنید که

بانک اطلاعاتی در این حالت شامل مقادیر جدید متغیرهای کنترلی است که با دستور `data.frame` در کنار هم قرار گرفته‌اند.

`predict(a1, new, se.fit = T)`

3) رگرسیون لجستیک

مدلهای رگرسیون معمولی در مواردی که متغیر پاسخ، متغیری کیفی با دو سطح باشد قابل استفاده نیستند. در این گونه موارد از مدل رگرسیون لجستیک استفاده می‌کنیم. این مدل به صورت زیر است.

$$\log\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon$$

در این مدل $\log\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right)$ " لگ بختها " نامیده می‌شود که π مقدار مورد انتظار متغیر پاسخ، یا همان احتمال موفقیت است. برای برآورد پارامترهای این مدل از تابع `glm()` استفاده می‌کنیم. مانند مدل خطی ابتدا مقادیر متغیرهای کنترلی و همچنین مقادیر مربوط به متغیر پاسخ که شامل کدهای صفر و یک است را وارد می‌کنیم و در ادامه از دستور `glm()` به صورت زیر استفاده می‌کنیم.

`glm(y~x1 + x2 + ... + xk, family = binomial)`

در این دستور متغیر y همان متغیر پاسخ است و در قسمت `family` حالت `binomial` مشخص می‌کند که پارامترهای مدل رگرسیون لجستیک را برآورد کند. این دستور خروجی کوتاهی به ما می‌دهد. اگر خروجی مفصل‌تری بخواهیم می‌توانیم دستور `summary` را به همان شکلی که در مدل خطی به کار بردیم در اینجا نیز به کار ببریم.

نکته 1 :

اگر داده‌ها به همراه وزن یا همان فراوانی در دست ما باشند، ابتدا وزنها را نیز در یک متغیر وارد می‌کنیم و سپس این متغیر را در دستور `glm()` در قسمت `weights` قرار می‌دهیم. در این صورت با حالت زیر روبه رو هستیم.

`glm(y~x1 + x2 + ... + xk, weights = وزنها, family = binomial)`

برای به دست آوردن باقیمانده‌ها، \hat{y}_i ها، نقاط پرت و بررسی کفایت مدل مانند مدل‌های خطی عمل می‌کنیم. در ادامه دو مثال برای یادگیری بهتر دستورات بالا ذکر می‌کنیم.

مثال 3 :

برای داده‌های مثال 6-6 کتاب مونتگمری که نتایج مربوط به آزمون آتش 25 موشک ضد هوایی زمین به هوا با سرعت متغیر را ارائه می‌دهد، مدل لجستیک را برازش می‌دهیم. نتیجه‌ی هر آزمون آتش یا اصابت ($y_i = 1$) است.

سرعت هدف	400, 220, 490, 410, 500, 270, 200, 470, 480, 310, 240, 490, 420, 330, 280, 210, 300, 400, 230, 430, 460, 220, 250, 200, 390
----------	---

اصابت یا عدم اصابت	0, 1, 0, 1, 0, 0, 1, 0, 0, 1, 1, 0, 0, 1, 1, 1, 1, 1, 0, 0, 0, 1, 1, 1, 0
--------------------	---

$x < -scan()$ ↓

1: 400 ↓

:

25: 390 ↓ ↓

$y < -scan()$ ↓

1: 0 ↓

:

25: 0 ↓ ↓

$a < -glm(y \sim x, family = binomial)$ ↓

$summary(a)$ ↓

خروجی‌ها به صورت زیر هستند.

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value
(Intercept)	5.56027780	2.040337835	2.725175
X	-0.01566193	0.005589564	-2.801994

Residual Deviance: 22.82128 on 23 degrees of freedom

Correlation of Coefficients:

(Intercept)

x -0.9661769

با توجه به خروجی‌های بالا که مشابه خروجی‌های مدل خطی است مدل برآورد شده‌ی ما به شکل زیر است.

$$\ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = 5.5603 - 0.01566 x$$

مثال 4 :

برای بررسی اثر نژاد و نوعی دارو (AzT) بر روی بیماری ایدز نمونه‌ای به صورت جدول 1 داریم. مدل رگرسیون لجستیک را برای این داده‌ها برآزش دهید. در این مثال ما با دو متغیر کنترلی نژاد و دارو رو به رو هستیم. و متغیر پاسخ ما به همراه وزنها که همان فراوانی‌های مشاهده شده است داده شده‌اند. داده‌ها را برای راحتی کار در جدولی دسته بندی کرده‌ایم

بیماری (بلی)	بیماری (خیر)	دارو	نژاد
93	14	بلی	سفید
81	32	خیر	سفید
52	11	بلی	سیاه

سیاه	خیر	12	43
------	-----	----	----

جدول 1

در این مدل X_1 را متغیر کنترلی نژاد و X_2 را متغیر کنترلی دارو در نظر گرفته‌ایم و متغیر پاسخ ما بیماری است. ابتدا داده‌ها را به صورت جدول زیر دسته بندی می‌کنیم.

نژاد	Azt		
1	1	1	14
1	1	0	93
1	0	1	32
1	0	0	81
0	1	1	11
0	1	0	52
0	0	1	12
0	0	0	43

داده‌ها را به صورت زیر وارد می‌کنیم .

$$Race < -c(1,1,1,1,0,0,0,0)$$

$$Azt < -c(1,1,0,0,1,1,0,0)$$

$$w < -c(14,93,32,81,11,52,12,43)$$

$$y < -c(1,0,1,0,1,0,1,0)$$

حال به برازش مدل می‌پردازیم. برای برازش مدل از تابع $glm()$ استفاده می‌کنیم.

$$aa < -glm(y \sim Race + Azt, weights = w, family = binomial)$$

$$summary(aa)$$

این دستورات خروجی شامل برآورد ضرایب، انحراف استانداردهای آنها، مقادیر t_value برای آزمون معنی‌دار بودن هر یک از ضرایب و مقادیر کوواریانس بین ضرایب را به ما می‌دهد. که به صورت زیر هستند.

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value
(Intercept)	3.140185e-016	1.224745	2.563950e-016
Rase	-3.140185e-016	1.414214	-2.220446e-016
Azt	-3.140185e-016	1.414214	-2.220446e-016

Correlation of Coefficients:

(Intercept) Rase

Rase -0.5773503

Azt -0.5773503 0.0000000

بنابراین مدل برآورد شده به صورت زیر می‌باشد.

$$\ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = (3.140185e - 016) - (3.140185e - 016)x_1 - (3.140185e - 016)x_2$$

برای پیدا کردن باقیمانده‌های مدل و \hat{y}_i ها مانند قبل از توابع زیر استفاده می‌کنیم .

`aa$resid`

`aa$fitted`

برای پیدا کردن داده‌های دور افتاده از دستور `lm.influence(aa)` مانند قبل استفاده می‌کنیم. در این مثال داده‌ی پرت نداریم .

نکته 2 :

برای برآزش مدل‌های رگرسیون می‌توان از منوی `statistic` نرم افزار نیز استفاده کرد. برای این منظور مسیر زیر را طی می‌کنیم.

`regresion` → منوی `statistic`

تمرینها فصل نهم

تمرین 1 :

داده‌های مثال 3-3 کتاب رگرسیون بازرگان لاری را در نظر بگیرید، که در آن متغیر پاسخ (y) تعداد بازدید کنندگان، x_1 متوسط مسافتی که اسکی می‌کنند و x_2 ظرفیت بالا بر، بر حسب شمار اسکی بازان است. آزمون فرضهای زیر را انجام دهید.

الف : $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ ب : $H_0: \beta_2 = 0$

X ₁	10.5	2.5	13.1	4	14.7	3.6	7.1	22.5	6.4	17
X ₂	2200	1000	3250	1475	3800	1200	1900	5575	4200	18520
y	19929	5839	23696	9881	30011	7241	11634	45684	36476	12068

الف:

`x1 < -c(10.5, ..., 17)`

`x2 < -c(2200, ..., 18520)`

`y < -c(19929, ..., 12068)`

`far < -data.frame(x1,x2,y)`

`ff < -lm(y~x1 + x2, far)`

`summary(ff)`

خروجیها به صورت زیر هستند.

Coefficients:

Value Std. Error t value Pr (>|t|)

```
(Intercept) -1806.8237  1397.5264 -1.2929  0.2371
x1           1131.0285  615.7636  1.8368  0.1089
x2            4.0015    2.7077  1.4778  0.1830
```

Residual standard error: 1661 on 7 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.9883

F-statistic: 294.4 on 2 and 7 degrees of freedom, the p-value is 1.758e-007

با توجه به مقدار کم pvalue و مقدار آماره‌ی F فرض صفر رد می‌شود. مدل برازش داده شده‌ی ما به شکل زیر است:

$$y_i = -1806.8237 + 1131.0285 x_{1i} + 4.0015 x_{2i} \quad i = 1,2,3,$$

با توجه به خروجیهای بالا مقدار $SSE = (1661^2 \times 7) = 19312447$ و ضریب تعیین چندگانه $R^2 = 0.9883$

ب:

برای آزمون این فرض ابتدا مدل کاهش یافته را برازش می‌دهیم و با در نظر گرفتن مدل کامل و مدل کاهش یافته از آماره‌ی $F^* = MSE(\text{تفاوت دو مدل}) / MSE(\text{مدل کامل})$ استفاده می‌کنیم.

```
x1 <- c(10.5, ..., 17)
y <- c(19929, ..., 12068)
far2 <- data.frame(x1, y)
ff2 <- lm(y~x1, far)
summary(ff2)
```

خروجیها به شکل زیر هستند.

Coefficients:

	Value	Std. Error	t value	Pr (> t)
(Intercept)	-363.9804	1071.3768	-0.3397	0.7428
x1	2032.5326	89.9149	22.6051	0.0000

Residual standard error: 1779 on 8 degrees of freedom

Multiple R-Squared: 0.9846

F-statistic: 511 on 1 and 8 degrees of freedom, the p-value is 1.553e-008

خروجیهای مدل کاهش یافته نشان می‌دهند که $SSE = (1779^2 \times 8) = 25318728$ مدل کاهش یافته SSE. حالا آماره‌ی F^* را محاسبه می‌کنیم.

$$F^* = \left(\frac{25318728 - 19312447}{19312447/7} \right) = 2.17704$$

اگر ناحیه‌ی بحرانی را $F^* > F_{0.05}(1,7) = 5.59$ در نظر بگیریم دلیلی برای رد فرض صفر نداریم.

فصل دهم

طرح آزمایشات

1) طرح یک عاملی تصادفی ساده

اگر بخواهیم آزمون برابری میانگینها را برای چند (k و $k \geq 2$) جامعه انجام دهیم از توابعی که مربوط به طرح آزمایشات است استفاده می‌کنیم. نظیر این را برای دو جامعه با تابع $t.test$ انجام می‌دادیم. در اینجا ما قصد داریم فرض زیر، که فرض برابری میانگینهای سطوح تیمار ما می‌باشد را آزمون کنیم.

$$\begin{cases} H_0: \mu_1 = \dots = \mu_k \\ H_1: \text{خلاف فرض } H_0 \end{cases}$$

مدل ما در اینجا به صورت زیر است.

$$y_{ij} = \mu + \tau_i + \varepsilon_{ij} \quad \begin{cases} i = 1, 2, \dots, k \\ j = 1, 2, \dots, n_i \end{cases}$$

قدم اول شناساندن داده‌ها برای نرم افزار است. فرض کنیم که داده‌ها در جدولی به شکل زیر دسته بندی شده باشند.

سطح اول	سطح دوم	...	سطح k ام
y_{11}	y_{21}	...	y_{k1}

y_{12}	y_{22}	...	y_{k2}
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
y_{1n_1}	y_{2n_2}	...	y_{kn_k}

ابتدا داده‌ها را به ترتیب ستونی در متغیری قرار می‌دهیم. سپس متغیری را که ارزش عددی ندارد و فقط به عنوان فاکتور برای معرفی کردن اندیس داده‌ها به همان ترتیبی که آنها را وارد کرده‌ایم (ترتیب ستونی) به کار می‌رود، معرفی می‌کنیم. و در آخر این دو متغیر را با دستور `data.frame()` در کنار هم قرار می‌دهیم. به این ترتیب داده‌ها برای نرم افزار شناخته می‌شوند. این مراحل را در مورد جدول بالا به صورت زیر انجام می‌دهیم.

`y <- scan()` ↓

1: y_{11} ↓

2: y_{12} ↓

\vdots

$\sum_{i=1}^k n_i : y_{kn_k}$ ↓↓

`a <- factor(rep(1:k, c(n1, n2, ..., nk)))` ↓

`far <- data.frame(a, y)` ↓

و اگر طرح متعادل باشد متغیر `a` را می‌توان به صورت زیر تعریف کرد.

`a <- factor(rep(1:k, rep(n, k)))`

متغیر `a` را با دستور `factor` معرفی کردیم تا ارزش عددی نداشته باشد و فقط به عنوان معرف فاکتورها در نظر گرفته شود.

نکته 1:

اگر طرح متعادل و تعداد تکرارها در سطوح متفاوت مساوی باشد می‌توانیم داده‌ها را به ترتیب سطری وارد کنیم. در این صورت باید متغیر `a` را به صورت زیر تعریف کنیم. (`n`: تعداد تکرارها)

`a <- factor(rep(1:k, n))`

قبل از هر کاری برای بررسی نرمال بودن و مقارن بودن داده‌ها می‌توان از دو دستوری که هر کدام برای رسم یک نوع نمودار که ما را در مورد مناسب بودن داده‌ها برای مدل بندی راهنمایی می‌کنند، استفاده کنیم. این دو دستور را در زیر آورده‌ایم.

`plot.factor(far)`

`plot.design(far)`

حال برای به دست آوردن جدول آنالیز واریانس از دستور $aov()$ به شکل زیر استفاده می‌کنیم.

$de < -aov(y \sim a, far)$ ↓

de ↓

این دستور خروجی مختصری را به ما می‌دهد. اگر خروجی مفصل‌تری را بخواهیم باید از دستور *summary* استفاده کنیم.

$summary(de)$ ↓

در آخر برای به دست آوردن باقیمانده‌ها و \hat{y}_{ij} ها به ترتیب از دستورات زیر استفاده می‌کنیم.

deresid$

defitted$

نکته 2 :

اگر در مدل مد نظر ما میانگین اولیه μ وجود نداشته باشد. یعنی مدل $y_{ij} = \tau_i +$

ε_{ij} مد نظر باشد باید دستور $aov()$ را به صورت زیر به کار ببریم. $\begin{cases} i = 1, 2, \dots, k \\ j = 1, 2, \dots, n_i \end{cases}$

$aov(y \sim -1 + a, far)$

در ادامه مثالی را برای کاربرد دستورات بالا ارائه می‌دهیم.

مثال 1 :

با توجه به مشاهدات مربوط به مثال 1.3 کتاب طرح آزمایش‌های مونتاژی که مربوط به مقاومت

کششی الیاف مصنوعی جدید با درصد‌های متفاوتی از پنبه است، مدل $y_{ij} = \mu + \tau_i +$

ε_{ij} را در نظر گرفته و به تحلیل و تجزیه‌ی آن می‌پردازیم. داده‌های مشاهده شده‌ی مربوط به این مثال را برای راحتی کار در اینجا آورده‌ایم. $\begin{cases} i = 1, 2, \dots, 5 \\ j = 1, 2, \dots, 5 \end{cases}$

درصد پنبه	مشاهدات				
15	7	7	15	11	9
20	12	17	12	18	18
25	14	18	18	19	19
30	19	25	22	19	23
35	7	10	11	15	11

$y < -scan()$ ↓

1: 7 ↓

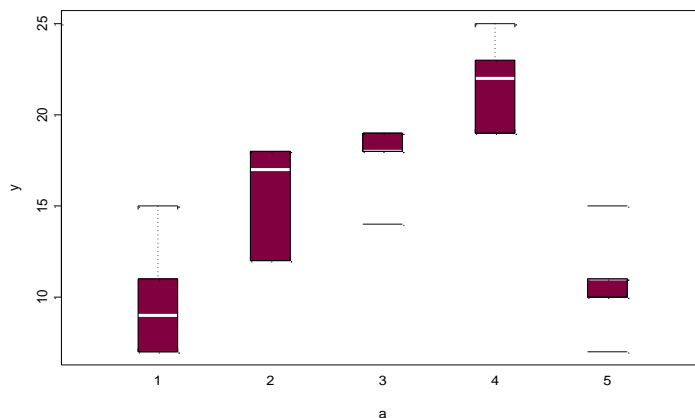
2: 7 ↓

:

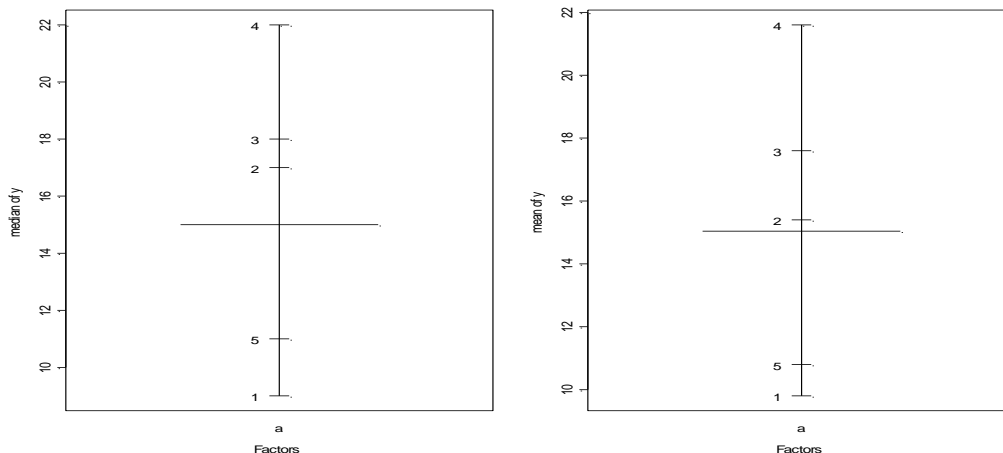
25: 11 ↓

$a < -factor(rep(1:5, rep(5, 5)))$ ↓

```
far <- data.frame(a, y) ↓
plot.factor(far) ↓
```



```
par(mfrow = c(1,2)) ↓
plot.design(far) ↓
plot.design(far, fun = "median") ↓
```



نمودار اول، نمودار جعبه‌ای را برای پنج سطح متفاوت پنبه رسم کرده است، که نشان می‌دهد داده‌ها تقریباً در این پنج سطح متقارن هستند. نمودار دوم که یکی بر اساس میانگین و دیگری بر اساس میانه رسم شده است به ترتیب میانگین و میانه‌ی داده‌های پنج سطح متفاوت پنبه را نشان می‌دهند. چون در این دو نمودار مشاهده می‌کنیم که تقریباً میانگین‌ها و میانه‌ها با هم برابر هستند بنابراین در اینجا هم نتیجه می‌گیریم که داده‌ها در سطوح متفاوت پنبه متقارن هستند. پس داده‌ها به داده‌های نرمال نزدیک هستند. بنابراین به ادامه‌ی محاسبات می‌پردازیم.

```
des <- aov(y~a, far) ↓
summary(des) ↓
```

خروجی این دستورات جدول آنالیز واریانس است که در زیر آمده است.

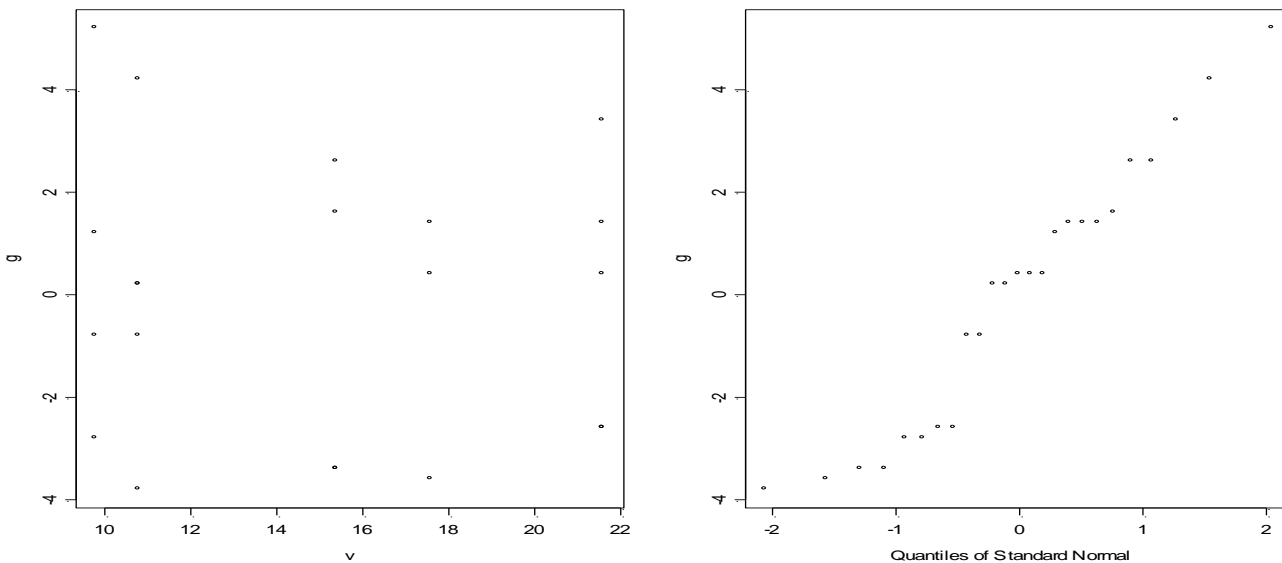
	Df	Sum of Sq	Mean Sq	F Value	Pr(F)
a	4	475.76	118.94	14.75682	9.127937e-006
Residuals	20	161.20	8.06		

با توجه به جدول بالا در سطح معنی داری یک در صد ($\alpha = 0.01$) با توجه به مقدار کم p_value و مقدار F جدول فرض H_0 را رد می‌کنیم و نتیجه می‌گیریم که میانگین تیمارها متفاوت است. باقیمانده‌ها و \hat{y}_i ها نیز به صورت زیر هستند.

```
g <- -des$resid ↓
g ↓
  1  2  3  4  5  6  7  8  9  10 11 12 13 14 15 16 17 18
19
-2.8 -2.8 5.2 1.2 -0.8 -3.4 1.6 -3.4 2.6 2.6 -3.6 0.4 0.4 1.4 1.4 -2.6 3.4 0.4 -2.6
20  21  22  23  24  25
1.4 -3.8 -0.8 0.2 4.2 0.2
v <- -des$fitted ↓
v ↓
  1  2  3  4  5  6  7  8  9  10 11 12 13 14 15 16 17
9.8 9.8 9.8 9.8 9.8 15.4 15.4 15.4 15.4 15.4 17.6 17.6 17.6 17.6 17.6 21.6 21.6
  18 19  20 21  22 23  24 25
21.6 21.6 21.6 10.8 10.8 10.8 10.8 10.8
```

برای تشخیص مناسبیت مدل از نمودارهای زیر استفاده می‌کنیم. که اولی نمودار مقادیر برازش شده در مقابل باقیمانده‌ها و دیگری نمودار احتمال نرمال است، که هر دو دلالت بر مناسب بودن مدل می‌کنند.

```
par(mfrow = c(1,2)) ↓
plot(v, g) ↓
qqnorm(g) ↓
```



یک آزمون ناپارامتری برای آنالیز واریانس یک طرفه آزمون کروسکال والیس است. که توسط تابع $kruskal.test(y, a)$ انجام می‌شود. در مورد مثال بالا به صورت زیر است.

$kruskal.test(y, a)$

خروجی این دستور به صورت زیر است. که مقدار آماره و $p - value$ را در آن مشاهده می‌کنیم. بنابراین در سطح معنی داری 5 درصد فرض صفر را رد می‌کنیم.

Kruskal – Wallis rank sum test

data: y and a

Kruskal – Wallis chi – square = 19.0637, df = 4, p – value = 0.0008

alternative hypothesis: two.sided

(2) طرح دو عاملی تصادفی ساده متعادل

فرض کنیم عامل اول دارای a سطح و عامل دوم دارای b سطح باشد. و تعداد تکرارها n باشد. در این صورت می‌خواهیم مدل زیر را برازش دهیم.

$$y_{ijk} = \tau_i + \beta_j + \tau\beta_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad \begin{cases} i = 1, 2, \dots, a \\ j = 1, 2, \dots, b \\ k = 1, 2, \dots, n \end{cases}$$

فرض کنیم که داده‌ها در جدولی مانند جدول بعد جمع آوری شده باشند.

عامل اول \ عامل دوم	1	2	...	a
1	y_{111} \vdots	y_{211} \vdots	...	y_{a11} \vdots

	y_{11n}	y_{21n}		y_{a1n}
2	y_{121} ⋮ y_{12n}	y_{221} ⋮ y_{22n}	y_{a21} ⋮ y_{a2n}
⋮	⋮	⋮	⋮
b	y_{1b1} ⋮ y_{1bn}	y_{2b1} ⋮ y_{2bn}	...	y_{ab1} ⋮ y_{abn}

مانند طرح یک عاملی ابتدا داده‌ها را با دستوری $scan()$ وارد می‌کنیم. سپس متغیرهایی را که فاکتورها را با دستور $factor()$ در آنها قرار می‌دهیم معرفی می‌کنیم. چون در این حالت با دو فاکتور روبه‌رو هستیم پس باید دو متغیر فاکتور را معرفی کنیم، که با توجه به ترتیب وارد کردن داده‌ها، یکی اندیسهای عامل اول و دیگری اندیسهای عامل دوم را مشخص کند. برای داده‌های داخل جدول اگر آنها را به ترتیب سطری وارد کنیم، باید دستورات زیر را به کار ببریم.

↓ $y < -scan()$

↓ $1: y_{111}$

↓ $2: y_{112}$

⋮

↓ $n: y_{11n}$

↓ $n + 1: y_{211}$

⋮

↓ $a < -factor(rep(rep(1:a, rep(n, a)), b))$

↓ $b < -factor(rep(1:b, rep(a * n, b)))$

↓ $far < -data.frame(y, a, b)$

نکته 3 :

به نحوه‌ی معرفی دو متغیر a و b دقت کنید. طوری آنها را معرفی کرده‌ایم که a معرف اندیسهای مربوط به عامل اول و b معرف اندیسهای مربوط به عامل دوم باشد، وقتی که داده‌ها را به ترتیب سطری وارد می‌کنیم. اگر داده‌ها را به ترتیب ستونی وارد کنیم این دو متغیر را به شکل زیر تعریف می‌کنیم.

↓ $a < -factor(rep(1:a, rep(n * b, a)))$

↓ $b < -factor(rep(rep(1:b, rep(n, b)), a))$

در هر صورت این دو متغیر باید به گونه‌ای تعریف شوند که اندیس داده‌ها را به ترتیبی که آنها را وارد کرده‌ایم برای ما مشخص کنند.

برای به دست آوردن جدول آنالیز واریانس از همان دستور $aov()$ به صورت زیر استفاده می‌کنیم.

↓ $desi < -aov(y \sim a + b + a:b, far)$
 ↓ $summary(desi)$

نکته 4 :

در دستور $aov()$ ، a یعنی اثر عامل اول (τ_i) ، b یعنی اثر عامل دوم (β_j) ، $a:b$ یعنی اثر متقابل این دو عامل $(\tau\beta_{ij})$ و علامت "+" قبل از هر اثر به این معنی است که ما می‌خواهیم این اثر در مدل برآزش شده باشد. اگر بخواهیم مدلی را برآزش دهیم که فاقد اثر خاصی باشد، در این دستور باید قبل از آن اثر به جای "+" از علامت "-" استفاده کنیم. در حالتی که مدلی شامل تمامی اثرهای اصلی و تمامی اثرهای متقابل را بخواهیم می‌توانیم این دستور را به شکل زیر به کار ببریم.

$aov(y \sim a * b, far)$

همچنین اگر مدلی کامل، بدون میانگین اولیه را بخواهیم برآزش دهیم مانند طرح یک عاملی از این دستور به شکل زیر استفاده می‌کنیم.

$aov(y \sim -1 + a * b, far)$

بنابراین برای در نظر گرفتن اثرهای متقابل بین فاکتورها از علامت ":" و از علامت "*" بین فاکتورها برای در نظر گرفتن تمامی اثرها در مدل استفاده می‌کنیم.

برای رسم نمودارها و همچنین به دست آوردن باقیمانده‌ها و \hat{y}_i ها از همان دستوراتی که در طرح یک عاملی استفاده می‌کردیم، در اینجا نیز استفاده می‌کنیم.

قبل از اجرای طرح برای آگاهی از وجود اثر متقابل در مدل می‌توانیم از نموداری که توسط دستور زیر رسم می‌شود استفاده کنیم.

↓ $interaction.plot(a, b, y)$

مثال 2 :

برای داده‌های مثال 1.7 کتاب مونتگمری که مربوط به طول عمر مؤثر باطری‌ها تحت دو عامل دما و نوع مواد است و در جدول زیر جمع‌آوری شده‌اند جدول آنالیز واریانس مربوط به مدل زیر را به دست آورید.

$$y_{ijk} = \tau_i + \beta_j + \tau\beta_{ij} + \varepsilon_{ijk} \quad \begin{cases} i = 1,2,3 \\ j = 1,2,3 \\ k = 1,2,3,4 \end{cases}$$

دما \ نوع مواد	15	70	125
1	130	34	20
	155	40	70
	74	80	82
	180	75	58
2	150	136	25
	188	122	70

	159	106	58
	126	115	45
3	138	174	96
	110	120	104
	168	150	82
	160	139	160

`y < -scan()` ↓

`1:130` ↓

`2:155` ↓

⋮

`4:180` ↓

`5:34` ↓

⋮

`48:160` ↓↓

`a < -factor(rep(rep(1:3, rep(4,3)), 3))` ↓

`b < -factor(rep(1:3, rep(12,3)))` ↓

`far < -data.frame(y, a, b)` ↓

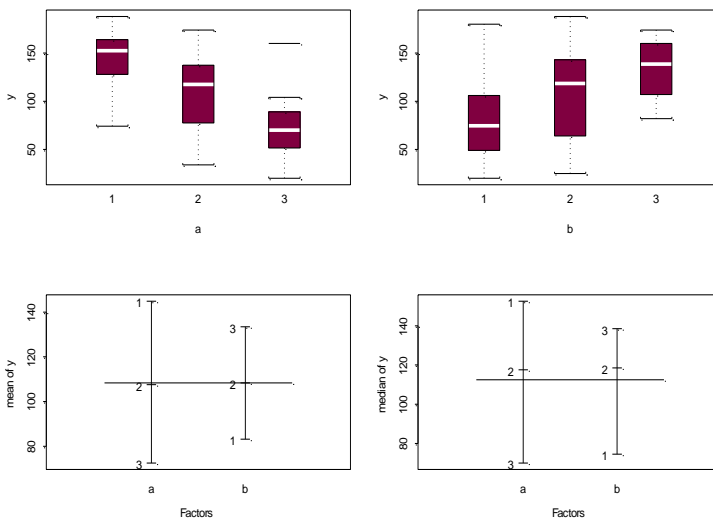
حال به رسم نمودارهای مهم می پردازیم. توجه کنیم که متغیر *far* بانک اطلاعاتی ما محسوب می شود.

`par(mfrow = c(2,2))` ↓

`plot.factor(far)` ↓

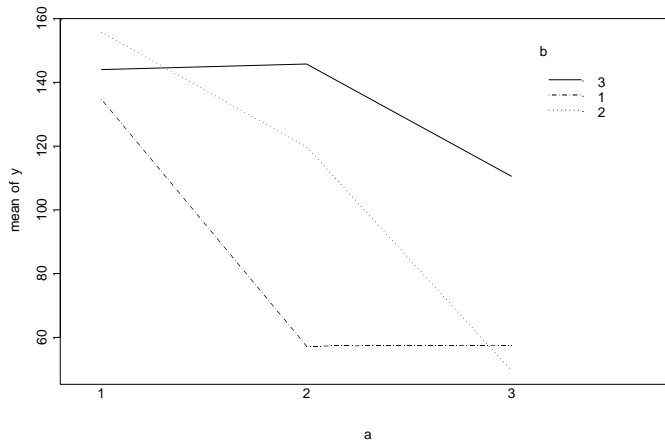
`plot.design(far)` ↓

`plot.design(far, fun = median)` ↓



با توجه به نمودارهای بالا می توان نتیجه گرفت، که داده ها تقریباً نرمال هستند و می توان مدل طرح مورد نظر را به آنها برازش داد. با توجه به نمودار زیر وجود اثر متقابل در مدل معنی دار است.

`interaction.plot(a, b, y)` ↓



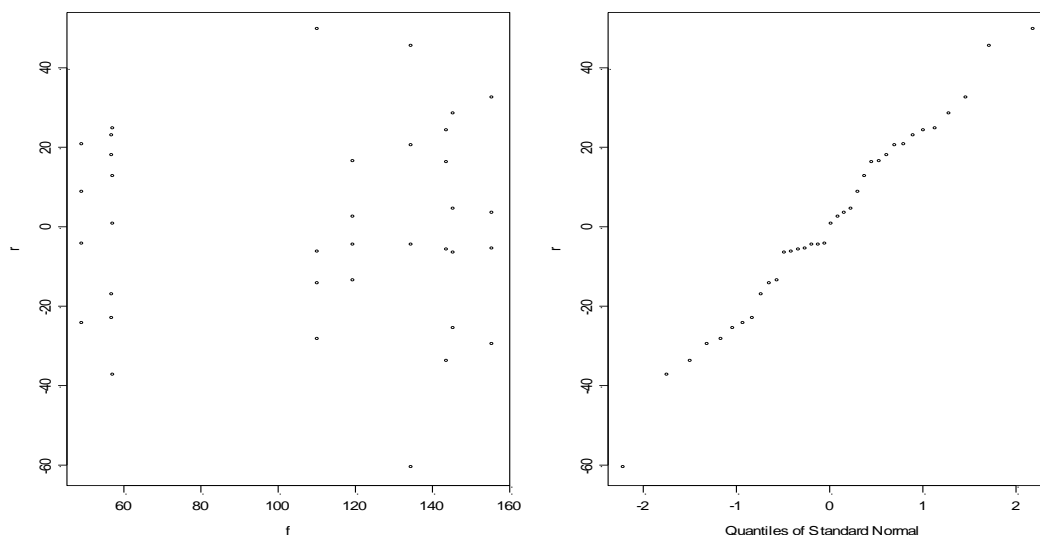
به سراغ جدول آنالیز واریانس می‌رویم.

```
desi <- aov(y~a + b + a:b, far)
summary(desi)
```

	D f	Sum of Sq	Mean Sq	F Value	Pr (F)
b	2	15150.39	7575.19	9.91385	0.00059105
a	2	31402.06	15701.03	20.54834	0.00000377
b: a	4	11080.44	2770.11	3.62532	0.01724889
Residuals	27	20630.75	764.10		

با توجه به مقادیر p_value در جدول بالا وجود تمامی اثرات در مدل معنی‌دار است. باقیمانده‌ها و \hat{y}_i ها و نمودار آنها در مقابل هم را به صورت زیر به دست می‌آوریم.

```
r <- -desi$resid
f <- -desi$fitted
par(mfrow = c(1,2))
plot(f,r)
qqnorm(r)
```



برای اجرای طرح سه عاملی و غیره باید ابتدا متغیرهای فاکتور را تعریف کنیم و سپس از دستور $aov()$ استفاده کنیم. مثلاً در مورد طرح سه عاملی اگر متغیرهای فاکتور را با حروف a , b و d نامگذاری کنیم، برای برآزش مدل کامل که شامل همه‌ی اثرها است از این دستور می‌توان به شکل‌های زیر استفاده کرد.

1) $aov(y \sim a + b + a:b + a:d + b:d + a:b:d, \text{بانک اطلاعاتی})$

2) $aov(y \sim a * b * d, \text{بانک اطلاعاتی})$

نکته 5 :

اگر بخواهیم مدلی با اثرهای مربوط به طرح آشیانه‌ای ($nested\ design$) را برآزش دهیم، باید در دستور $aov()$ به جای علامت ":" از علامت "/" برای اثرهای مربوط به این نوع مدل‌ها استفاده کنیم. مثلاً به کاربرد این دستور برای برآزش مدلی که در ادامه معرفی کرده‌ایم و در آن عامل b در عامل a آشیانه شده است توجه کنید.

$$y_{ijk} = \tau_i + \beta_j(\tau_i) + \varepsilon_{ijk} \quad \begin{cases} i = 1, 2, \dots, a \\ j = 1, 2, \dots, b \\ k = 1, 2, \dots, n \end{cases}$$

$aov(y \sim a + a/b, \text{بانک اطلاعاتی})$

3) طرح بلوک کاملاً تصادفی متعادل

در اینجا می‌خواهیم مدل $y_{ijk} = \tau_i + \beta_j + \varepsilon_{ijk}$ که در آن τ_i اثر تیمار و β_j اثر بلوک می‌باشد را برآزش دهیم. t تعداد تیمارها و b تعداد بلوکها است. نحوه‌ی وارد کردن داده‌ها و دستورات مربوط به این مدل مانند طرح دو عاملی است. فقط باید دقت کنیم که در این مدل اثر

$$\begin{cases} i = 1, \dots, t \\ j = 1, \dots, b \\ k = 1, \dots, n \end{cases}$$

متقابل نداریم. بنابراین در دستور $aov()$ اثر متقابل را در نظر نمی‌گیریم. برای یادگیری بهتر به ذکر مثالی می‌پردازیم.

مثال 3:

برای داده‌های جدول زیر مدل طرح بلوکی را برازش دهید.

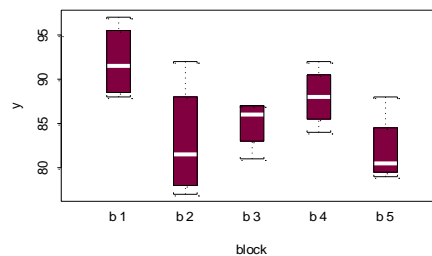
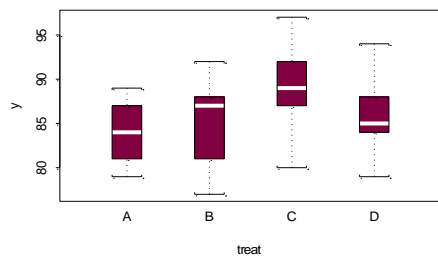
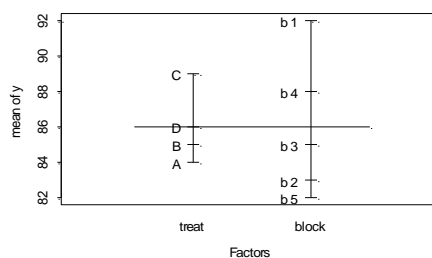
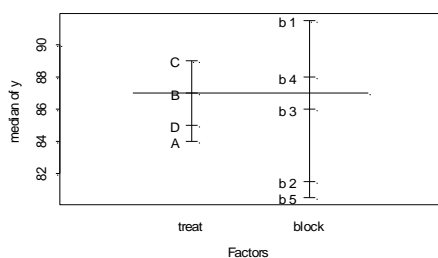
	تیمار اول	تیمار دوم	تیمار سوم	تیمار چهارم
بلوک اول	89	88	97	94
بلوک دوم	84	77	92	79
بلوک سوم	81	87	87	85
بلوک چهارم	87	92	89	84
بلوک پنجم	79	81	80	88

ابتدا داده‌ها را به ترتیب سطری وارد می‌کنیم.

```

y <- scan() ↓
1:89 ↓
:
20:88 ↓↓
treat <- factor(rep(LETTERS[1:4], 5)) ↓
block <- factor(rep(paste(b, 1:5), rep(4, 5))) ↓
far <- data.frame(block, treat, y) ↓
par(mfrow = c(2, 2)) ↓
plot.design(far) ↓
plot.design(far, fun = 'median') ↓
plot.factor(far) ↓

```



با توجه به نمودارهای بالا داده‌ها متقارن و نرمال هستند. پس به برآزش مدل می‌پردازیم.

$aa < -aov(y \sim treat + block, far)$ ↓

$summary(aa)$ ↓

	Df	Sum of Sq	Mean Sq	F Value	Pr(F)
treat	3	70	23.33333	1.238938	0.3386581
block	4	264	66.00000	3.504425	0.0407462
residuals	12	226	18.83333		

در سطح معنی‌داری $\alpha = 0.05$ ، با توجه به مقادیر p_value اثر تیمار در مدل معنی‌دار نیست ولی اثر بلوک در مدل معنی‌دار است.

برای به دست آوردن باقیمانده‌ها و \hat{y}_{ijk} ها نیز از همان دستورات قبلی استفاده می‌کنیم.

نکته 6 :

یک آزمون ناپارامتری برای طرح بلوکی توسط تابع $() friedman.test$ انجام می‌گیرد. در مورد مثال قبل داریم :

$friedman.test(y, treat, block)$ ↓

در خروجیهای این دستور مقدار آماره به همراه مقدار $p - value$ را مشاهده می‌کنیم.

Friedman rank sum test

data: y and treat and block

Friedman chi - square = 3.4898, df = 3, p - value = 0.3221

alternative hypothesis: two.sided

(4) طرح فاکتوریل 2^k

برای اجرای این نوع طرح با توجه به این که هر کدام از عامل‌ها از دو سطح تشکیل شده‌اند ابتدا ترتیب تصادفی اجرای واحدهای آزمایش را تعیین می‌کنیم. برای این کار ابتدا لیستی را به صورت زیر تعریف می‌کنیم و آن را به یک متغیر دلخواه نسبت می‌دهیم.

$f < -list(f1 = c("1L", "1H"), f2 = c("2L", "2H"), \dots, fk = c("kL", "kH"))$

حرف L را برای سطح پایین هر عامل و حرف H را برای سطح بالای هر عامل در نظر گرفته‌ایم. حال توسط تابع $() fac.design$ متغیر f را در کنار برداری شامل k تا عدد 2 قرار می‌دهیم و ترتیب تصادفی اجرای واحدها را به دست می‌آوریم. سپس مشاهدات را به ترتیبی که داریم توسط دستور $() scan$ وارد می‌کنیم. به چگونگی کاربرد تابع $() fac.design$ در زیر دقت کنید.

$d < -fac.design(c(2,2, \dots, 2), f)$

d ↓

می‌توانیم به جای دستور $() c$ از دستور $() rep(2,k)$ استفاده کنیم. توجه کنید که متغیر d دلخواه است. بعد از اینکه داده‌ها را به ترتیبی که متغیر d تعیین می‌کند وارد کردیم، آنها را توسط

دستور (`data.frame()`) در کنار هم قرار می‌دهیم و برای به دست آوردن جدول آنالیز واریانس مانند قبل از دستور (`aov()`) استفاده می‌کنیم.

مثال 4 :

برای داده‌های مثال 2.9 کتاب مونتگمری جدول آنالیز واریانس را برای مدل طرح 2^k که شامل تمامی اثرات است به دست آورید.

شماره اجرا	عامل A	عامل B	عامل C	عامل D	مشاهدات
1	-	-	-	-	45
2	+	-	-	-	71
3	-	+	-	-	48
4	+	+	-	-	65
5	-	-	+	-	68
6	+	-	+	-	60
7	-	+	+	-	80
8	+	+	+	-	65
9	-	-	-	+	43
10	+	-	-	+	100
11	-	+	-	+	45
12	+	+	-	+	104
13	-	-	+	+	75
14	+	-	+	+	86
15	-	+	+	+	70
16	+	+	+	+	96

`f <- list(f1 = c("1L","1H"),f2=c("2L","2H"),f3 = c("3L","3H"),f4 = c("4L","4H"))`

`d <- fac.design(rep(2,4), f)`

`d ↓`

خروجی این دستورات ترتیب اجرای واحدها را به ما نشان می‌دهد. که دقیقاً مانند جدول بالا است.

f1	f2	f3	f4	x	f1	f2	f3	f4		
1	1L	2L	3L	4L	1	45	1L	2L	3L	4L
2	1H	2L	3L	4L	2	71	1H	2L	3L	4L
3	1L	2H	3L	4L	3	48	1L	2H	3L	4L
4	1H	2H	3L	4L	4	65	1H	2H	3L	4L
5	1L	2L	3H	4L	5	68	1L	2L	3H	4L
6	1H	2L	3H	4L	6	60	1H	2L	3H	4L
7	1L	2H	3H	4L	7	80	1L	2H	3H	4L
8	1H	2H	3H	4L	8	65	1H	2H	3H	4L
9	1L	2L	3L	4H	9	43	1L	2L	3L	4H
10	1H	2L	3L	4H	10	100	1H	2L	3L	4H
11	1L	2H	3L	4H	11	45	1L	2H	3L	4H
12	1H	2H	3L	4H	12	104	1H	2H	3L	4H

13 1L 2L 3H 4H
 14 1H 2L 3H 4H
 15 1L 2H 3H 4H
 16 1H 2H 3H 4H

13 75 1L 2L 3H 4H
 14 86 1H 2L 3H 4H
 15 70 1L 2H 3H 4H
 16 96 1H 2H 3H 4H

حال داده‌ها را به ترتیب وارد می‌کنیم.

$x < -scan()$ ↓

1:45 ↓

:

16:96 ↓

$far < -data.frame(d, x)$

$a < -aov(x \sim f1 * f2 * f3 * f4, far)$

$summary(a)$ ↓

	<i>Df</i>	<i>Sum of Sq</i>	<i>Mean Sq</i>
<i>f1</i>	1	1870.562	1870.562
<i>f2</i>	1	39.063	39.063
<i>f3</i>	1	390.063	390.063
<i>f4</i>	1	855.562	855.562
<i>f1:f2</i>	1	0.062	0.062
<i>f1:f3</i>	1	1314.062	1314.062
<i>f2:f3</i>	1	22.562	22.562
<i>f1:f4</i>	1	1105.562	1105.562
<i>f2:f4</i>	1	0.563	0.563
<i>f3:f4</i>	1	5.063	5.063
<i>f1:f2:f3</i>	1	14.063	14.063
<i>f1:f2:f4</i>	1	68.063	68.063
<i>f1:f3:f4</i>	1	10.562	10.562
<i>f2:f3:f4</i>	1	27.562	27.562
<i>f1:f2:f3:f4</i>	1	7.562	7.562

متأسفانه در جدول آنالیز واریانس مقدار آماره‌های F داده نشده است. بنابراین برای بررسی معنی‌داری هرکدام از اثرها باید خودمان این آماره‌ها را محاسبه کنیم.

تمرینهای فصل دهم

تمرین 1 :

برای داده‌های زیر که مربوط به مثال 4.7 کتاب مونته‌گمری است، جدول آنالیز واریانس را برای مدل زیر به دست آورید.

$$Y_{ijkl} = \tau_i + \beta_j + \gamma_l + \tau\beta_{ij} + \gamma\beta_{jl} + \alpha\beta\gamma_{ijl} + \varepsilon_{ijkl} \quad \begin{cases} i = 1,2,3 \\ j = 1,2 \\ l = 1,2 \\ k = 1,2,3,4 \end{cases}$$

درصد گاز کربنیک (A)	فشار دستگاه (B)			
	25 پوند بر اینچ		30 پوند بر اینچ	
	سرعت نقاله (C)		سرعت نقاله (C)	
	200	250	200	250
10	-3	-1	-1	1
	-1	0	0	1
12	0	2	2	6
	1	1	3	5
14	5	7	7	10
	4	6	9	11

```

y <- c(-3, -1, -1, 1, ..., 4, 6, 9, 11)
a <- factor(rep(1:3, rep(8, 3)))
b <- factor(rep(rep(1:2, rep(2, 2)), 6))
C <- factor(rep(1:2, 12))
far <- data.frame(y, a, b, C)
a1 <- aov(y ~ a * b * C - a: C, far)
summary(a1)
    
```

جدول آنالیز واریانس به صورت زیر است.

			Df	Sum of Sq	Mean Sq	F Value	Pr(F)
a	2	252.7500	126.3750	194.7798	0.0000000		
b	1	45.3750	45.3750	69.9358	0.0000008		
C	1	22.0417	22.0417	33.9725	0.0000438		
a: b	2	5.2500	2.6250	4.0459	0.0410475		
b: C	1	1.0417	1.0417	1.6055	0.2257978		
a: b: C	2	1.0833	0.5417	0.8349	0.4544297		
Residuals	14	9.0833	0.6488				

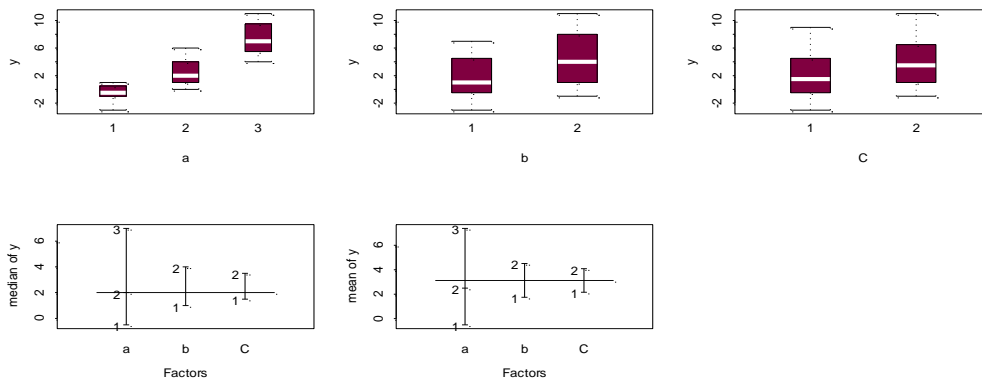
می‌توانیم در اینجا هم نمودارهای مهم را رسم کنیم.

```

plot.factor(far)
plot.design(far)
    
```

`plot.design(far, fun = 'median')`

نمودارها به شکل زیر هستند.



تمرین 2 :

برای داده‌های زیر که مربوط به مثال 1.13 کتاب مونته‌گمری است مدل زیر را برآزش دهید.

$$Y_{ijk} = \tau_i + \beta_j(\tau_i) + \varepsilon_{ijk} \quad \begin{cases} i = 1,2,3 \\ j = 1,2,3,4 \\ k = 1,2,3 \end{cases}$$

	تهیه کننده 1				تهیه کننده 2				تهیه کننده 3			
دسته‌ها	1	2	3	4	1	2	3	4	1	2	3	4
1	-2	-2	1	1	0	-1	0	2	-2	1	3	
-1	-3	0	4	-2	4	0	3	4	0	-1	2	
0	-4	1	0	-3	2	-2	2	0	2	2	1	

`y <- c(1, -2, -2, 1, 1, ..., 2, 2, 1)`

`a <- -factor(rep(rep(1:3, rep(4, 3)), 3))`

`b <- -factor(rep(1:4, 9))`

`far <- -data.frame(y, a, b)`

`a <- -aov(y~a + a/b, far)`

`summary(a)` ↓

جدول آنالیز واریانس که خروجی این دستورات است به شکل زیر است.

	Df	Sum of Sq	Mean Sq	F Value	Pr(F)
a	2	15.05556	7.527778	2.852632	0.07736313
b %in% a	9	69.91667	7.768519	2.943860	0.01667416
Residuals	24	63.33333	2.638889		