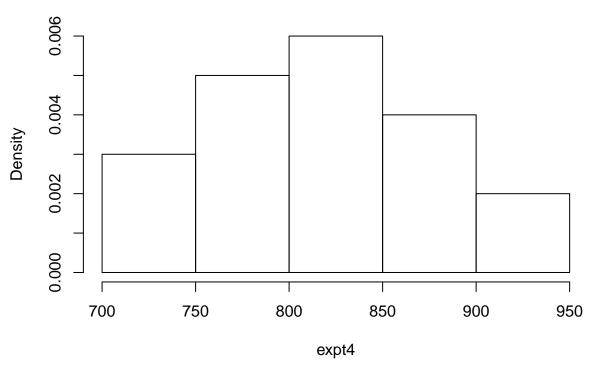
Домашно 2 по ВС (практикум) ФН: 45342 $_{ m Ivo\ Stratev}$

Задача 1.

```
library('MASS');
data("morley");
expt4 = morley[morley$Expt == 4, 3];
hist(expt4, prob=T)
```

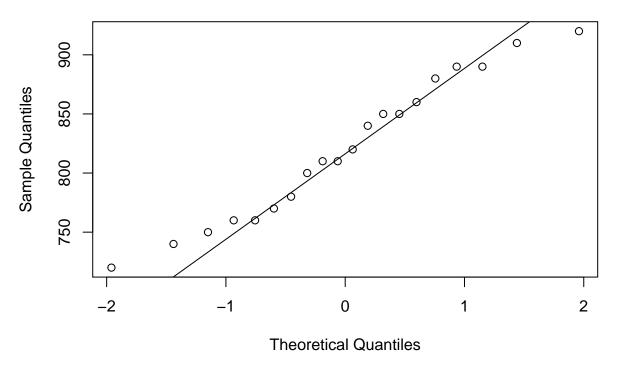
Histogram of expt4



Хистограмата изглежда като на нормално разпределение. Нека все пак сравним графично квантилите на разпределението на данните срещу това на нормално разпределение.

```
qqnorm(expt4)
qqline(expt4)
```

Normal Q-Q Plot



Сравнеието на квантилите потвърждава хипотезата, че данните са нормално разпределени. Следователно можем да намерим доверителен интервал с 97% точност за това какво е очакването на данните.

```
t.test(expt4, conf.level = 0.97)

##

## One Sample t-test

##

## data: expt4

## t = 61.114, df = 19, p-value < 2.2e-16

## alternative hypothesis: true mean is not equal to 0

## 97 percent confidence interval:

## 789.008 851.992

## sample estimates:

## mean of x

## 820.5
```

Както можем да видим с 97% точност очакването на данните се намира в интервала [789, 852] като средната стойност е 820.5.

Задача 2.

Производителя твърди, че в плик с бонбони всички цветове с изключение на синия се срещат с еднаква вероятност, а той с два пъти по-голяма от останалите. Даден ни е плик с 83 сини, 32 червени, 42 оранжеви и 48 жълти искаме да проверим дали производителя казва истината. Тоест да проверим дали е възможно пакета да бъде извадка с твърдените пропорции. За тази цел ще направим Хи-квадрат тест. Първо пресмятаме вероятността за всеки цвят: 2p + p + p + p = 1. Следователно вероятността за син бонбон е 2/5, а за всеки друг цвят 1/5.

```
chisq.test(c(83, 35, 42, 48), p = c(2, 1, 1, 1) / 5)
```

```
##
## Chi-squared test for given probabilities
##
## data: c(83, 35, 42, 48)
## X-squared = 2.0361, df = 3, p-value = 0.565
```

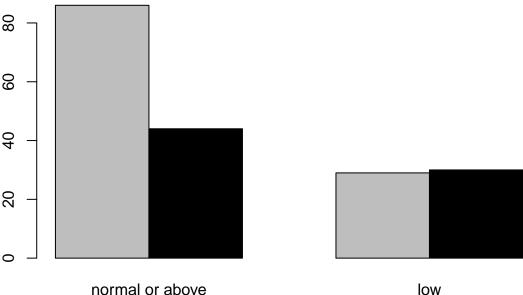
Следователно вероятността производителят да казва истината е 56.5%. Тоест можем да приемем, че той не лъже.

Задача 3.

```
\label{library("knitr");} $\operatorname{data("birthwt");}$ $t = table(birthwt\$smoke, birthwt\$low);$ $\operatorname{colnames}(t) = c("normal or above", "low");$ $\operatorname{row.names}(t) = c("don't smoke", "smoke");$ $\operatorname{kable}(t)$ $
```

	normal or above	low
don't smoke	86	29
smoke	44	30





Графично забелязваме, че има връзка между теглото и тютюнопушенето. Все пак ще проведем Хиквадрат тест. Нулевата хипотеза е, че липсва зависимост между теглото и тютюнопушенето. Алтернативната, че има зависимост.

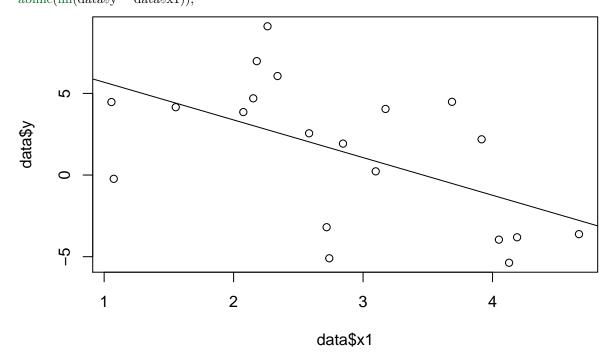
```
chisq.test(as.data.frame.matrix(t))
##
## Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction
##
## data: as.data.frame.matrix(t)
```

```
\#\# X-squared = 4.2359, df = 1, p-value = 0.03958
```

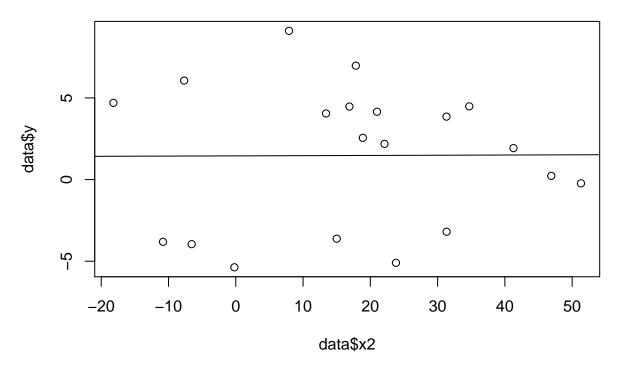
Нулевата хипотеза е подкрепена с вероятност 4%, за това я отхвърляме. Следователно има зависимост между теглото и тютюнопушенето.

Задача 4.

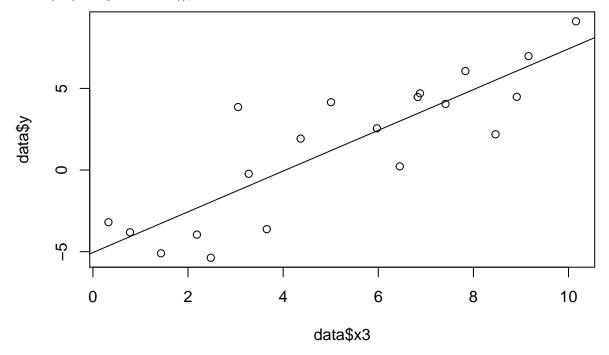
```
data = read.csv("DomR2.csv", header = T);
Изследваме как всяка от колоните: x1, x2, x3 влиае на колоната y. plot(data$x1, data$y);
abline(lm(data$y ^{\sim} data$x1));
```



 $\begin{array}{l} \operatorname{plot}(\operatorname{data\$x2},\,\operatorname{data\$y});\\ \operatorname{abline}(\operatorname{lm}(\operatorname{data\$y}\ ^{\sim}\,\operatorname{data\$x2})); \end{array}$



plot(data\$x3, data\$y); abline(lm(data\$y ~ data\$x3));



Забелязваме, че между x3 и у твърдо има линейна зависимост. Между x1 и у има доста слаба линейна зависимост и между x2 и у твърдо няма линейна зависимост.

Все пак пресмятаме коефициентите на корелация.

cor(data\$x1, data\$y)

[1] -0.550594

cor(data\$x2, data\$y)

```
## [1] 0.005742398
cor(data$x3, data$y)
## [1] 0.8571049
Стройм линеен модел ползвайки само x1 и x3.
s = summary(lm(data\$y \sim data\$x1 + data\$x3));
s$r.squared
## [1] 0.871811
s$adj.r.squared
## [1] 0.85673
Проверяваме дали ако премахнем свободния член от модела ще получим по-добър R<sup>2</sup> резултат.
s = summary(lm(data\$y \sim data\$x1 + data\$x3 - 1));
s$r.squared
## [1] 0.8856211
sadj.r.squared
## [1] 0.8729124
И наистина има леко подобрение в R<sup>2</sup> резултата, така че ще използваме този модел. Тоест в модела
участват променливите x1 и x3 и няма свободен член (получената права минава през центъра на
координатната система).
##
\#\# Call:
\#\# \operatorname{lm}(\text{formula} = \text{data\$y} \sim \text{data\$x1} + \text{data\$x3} - 1)
##
\#\# Residuals:
##
       \operatorname{Min}
                1Q Median
                                3Q
                                       Max
## -2.4058 -1.3086 0.1345 0.9056 3.6719
##
## Coefficients:
          Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
\#\# \text{ data}\$x1 -1.5731
                        0.1930 -8.152 1.87e-07 ***
## data$x3 1.1300
                         0.0967 11.685 7.73e-10 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
## Residual standard error: 1.599 on 18 degrees of freedom
## Multiple R-squared: 0.8856, Adjusted R-squared: 0.8729
## F-statistic: 69.69 on 2 and 18 DF, p-value: 3.351e-09
Очевидно е, че коефициента пред х1 не е -1, но все пак ще направим статистически тест за да се уверим
в това:).
beta1 = s$coefficients[1, 1];
se = s$coefficients[1, 2];
a = -1;
df = s df[2];
t = (beta1 - a) / se;
2 * pt(t, df, lower.tail = t < 0)
```

[1] 0.008207128

Понеже вероятността е под 1% то директно отхвърляме хипотезата, че коефициента пред х1 е -1.