

Lab 3

Martin Gustafsson (margu424) and Axel Gard (axega544)

2020-10-13

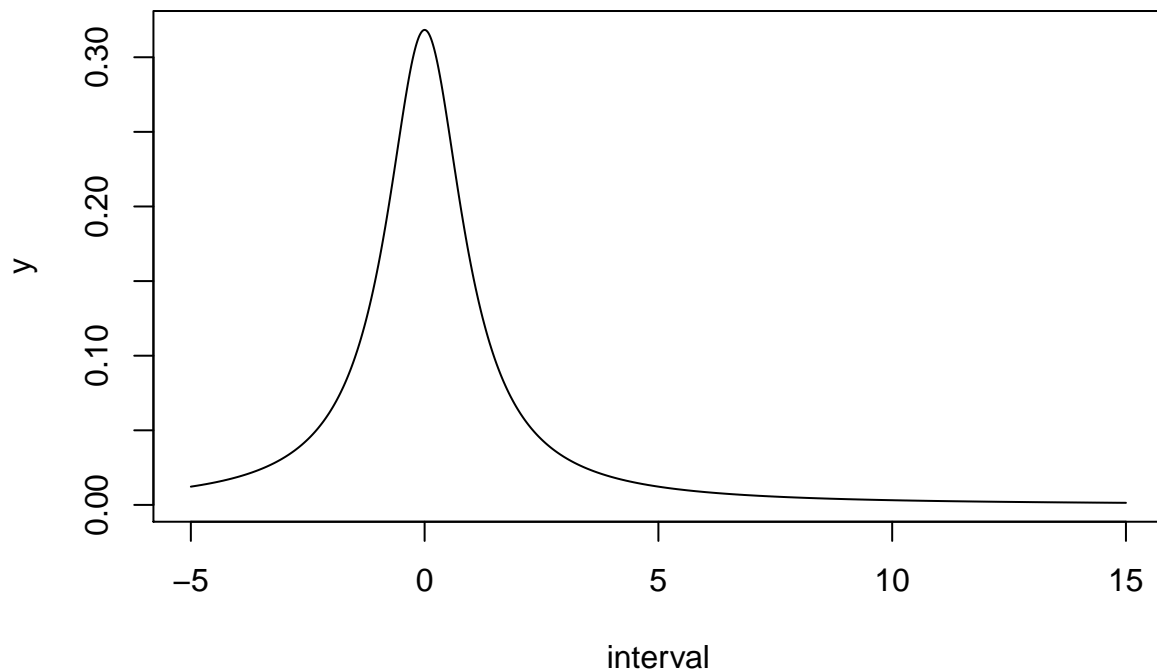
3.1.1

Visualisera posteriorn

(1)

Visualisera din prior exakt (d.v.s. använd `dt()`) över intervallet $[5, 15]$

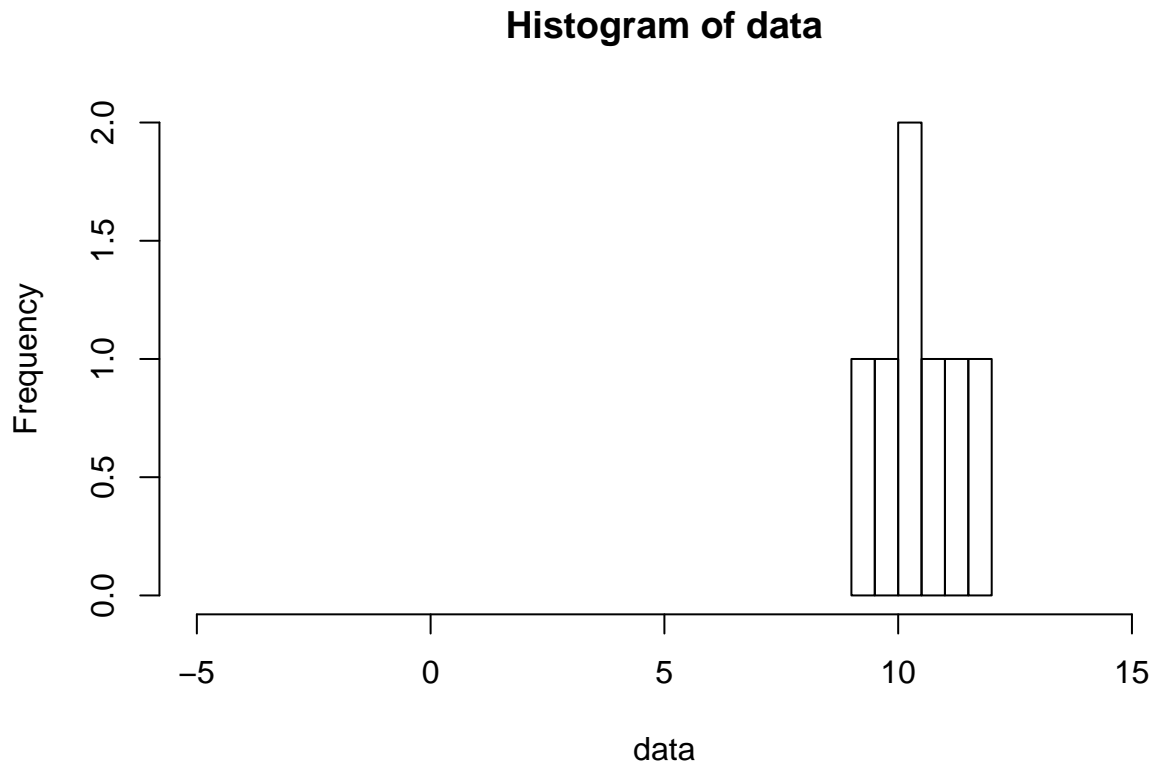
```
sigma <- 1
interval <- seq(-5, 15, 0.01)
y <- dt(x = interval, df = 1)
plot(interval, y, type="l")
```



(2)

Visualisera dessa som ett histogram på intervallet $[-5, 15]$

```
data <- c(11.3710, 9.4353, 10.3631, 10.6329, 10.4043, 9.8939, 11.5115)
hist(data, xlim = c(-5, 15))
```



(3)

Skapa en funktion för log likelihooden för μ som du kallar `normal_log_likelihood(mu, data)`

$$\ln \mathcal{L}(\mu, \sigma^2) = \sum_{i=1}^n \ln f(x_i | \mu, \sigma^2) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2.$$

Sigma² = 1 ger då:

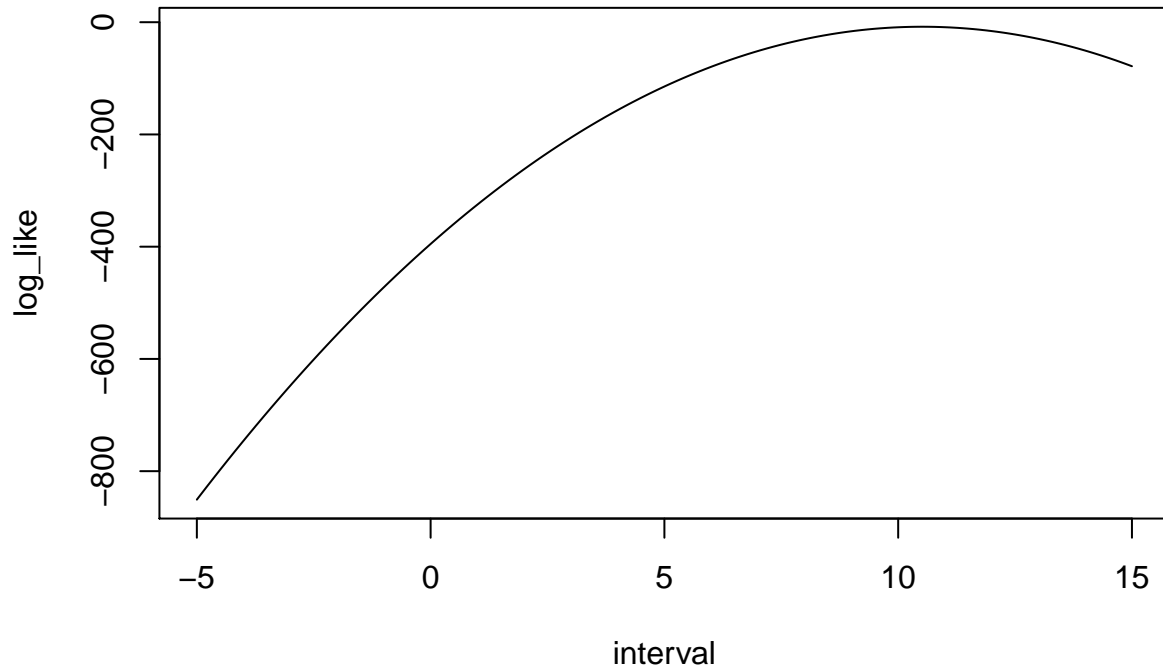
$$\ln \mathcal{L}(\mu, \sigma^2) = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2$$

```
normal_log_likelihood <- function(mu, data) {
  return((-length(data)/2) * log(2*pi) - (1/2) * sum((data - mu)^2))
}
llik <- normal_log_likelihood(5, data)
print(round(llik, 1))
```

```
## [1] -114.6
```

```
log_like <- c()
for (mu in interval) {
  log_like <- c(log_like, normal_log_likelihood(mu, data))
}
```

```
}
plot(interval, log_like, type="l")
```



(4)

Härled den proportionella posteriorn för mu

$$p(\theta \mid y) \propto p(y \mid \theta) * p(\theta)$$

Eftersom det är parametern mu vi vill ska posteriorn för så byter vi ut theta mot mu.

$$p(\mu \mid y) \propto p(y \mid \mu) * p(\mu)$$

Likelihood funktionen:

$$p(y \mid \mu) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} * \exp\left(\frac{-1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2\right)$$

Sigma² = 1 ger:

$$p(y \mid \mu) = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} * \exp\left(\frac{-1}{2} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2\right)$$

Vi kan förkorta bort termer som inte innehåller mu:

$$p(y \mid \mu) = \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2\right)$$

Prior funktionen:

$$p(\mu) = \frac{\Gamma(\frac{\nu+1}{2})}{\sqrt{\nu\pi} \Gamma(\frac{\nu}{2})} \left(1 + \frac{\mu^2}{\nu}\right)^{-\frac{\nu+1}{2}},$$

$\nu = 1$ ger:

$$p(\mu) = \frac{\Gamma(1)}{\sqrt{\pi} \Gamma(\frac{1}{2}) (1 + \mu^2)} = \frac{1}{\sqrt{\pi} \Gamma(\frac{1}{2}) (1 + \mu^2)}$$

Posteriorn blir då:

$$\begin{aligned} p(\mu \mid y) &= \left(\exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2\right)\right) \left(\frac{1}{\sqrt{\pi} \Gamma(\frac{1}{2}) (1 + \mu^2)}\right) = \\ &= \frac{\exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2\right)}{\sqrt{\pi} \Gamma(\frac{1}{2}) (1 + \mu^2)} = \frac{1}{\sqrt{\pi} \Gamma(\frac{1}{2})} * \frac{\exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2\right)}{1 + \mu^2} = c * \frac{\exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2\right)}{1 + \mu^2} \end{aligned}$$

Eftersom vi vill ha den proportionella posteriorn så kan vi förkorta bort konstanten c:

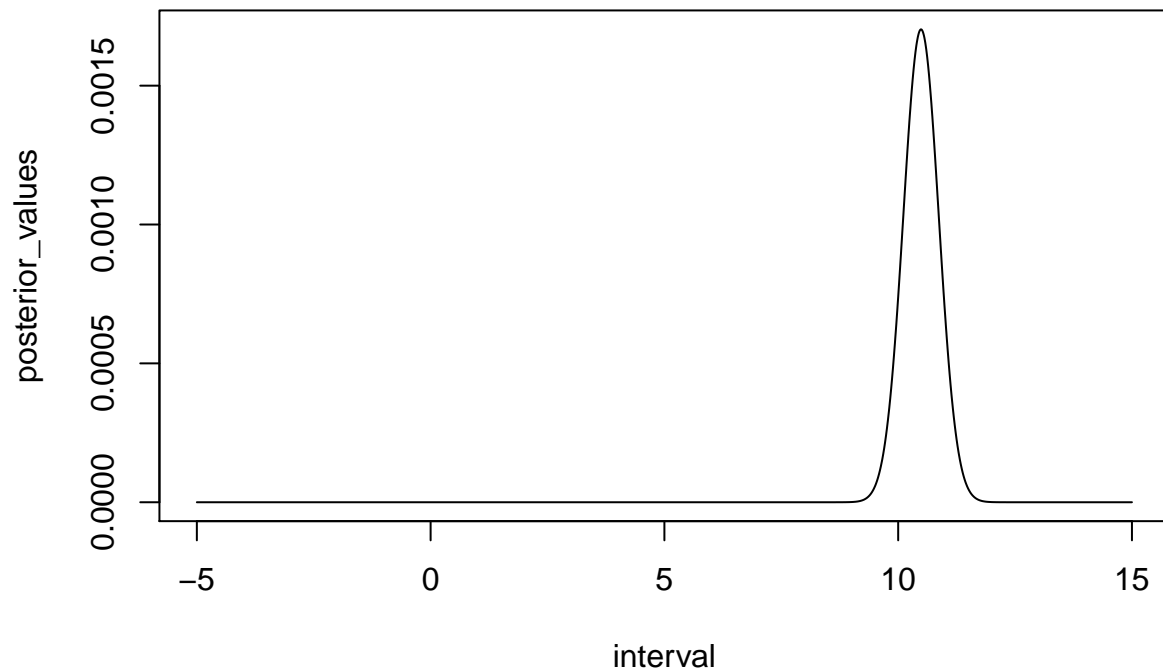
$$p(\mu \mid y) = \frac{\exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)^2\right)}{1 + \mu^2}$$

(5)

Visualisera den onormaliserade posteriorn

```
posterior <- function(mu, data) {
  return(exp((-1/2)*sum((data - mu)^2)) / (1 + mu^2))
}

posterior_values <- c()
for (mu in interval) {
  posterior_values <- c(posterior_values, posterior(mu, data))
}
plot(interval, posterior_values, type="l")
```



3.2.1

Produkt A eller B?

(1)

Materialet behöver du bestämma din prior för p som en beta fördelning. Välj parametrar.

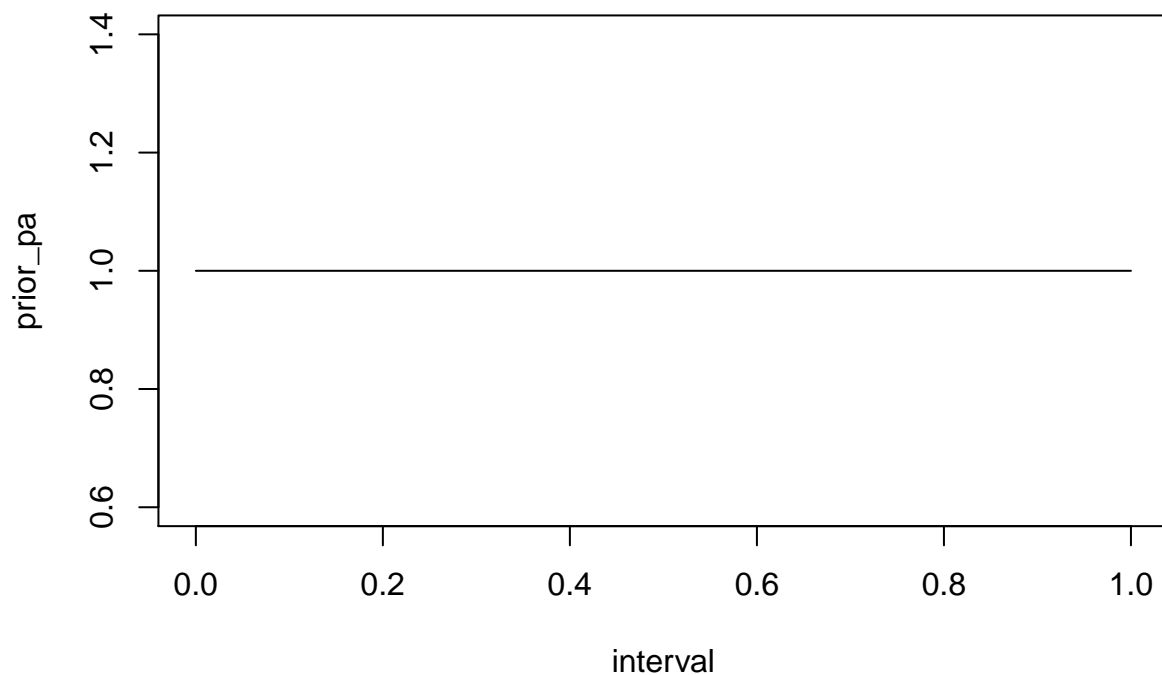
Eftersom vi inte sätt någon data så vill vi skapa en likformig fördelning.

Proir för P_a : Beta (1, 1)

Proir för P_b : Beta (1, 1)

Eftersom de är samma så plottar vi bara ena

```
alpha = 1
beta = 1
interval <- seq(0, 1, 0.01)
prior_pa <- dbeta(x = interval, shape1 = alpha, shape2 = beta)
plot(interval, prior_pa, type="l")
```



(2)

Beräkna den förväntade proportionen för respektive produkt. Vilken produkt har den högsta förväntade proportionen intresserade?

	Produkt A	Produkt B
Frågade	13	3
Intresserade	8	2

Posteriorn för p_a = Prior för p_a * Likelihood för binomialfördelning

Binomial ger Likelihood:

$$f(x | p) = \binom{n}{k} * p^k * (1 - p)^{n-k}$$

Beta prior: Beta(alpha, beta)

$$\pi(p) = \frac{1}{B(\alpha, \beta)} * p^{\alpha-1} * (1 - p)^{\beta-1}$$

Posteriorn fås då:

$$\pi(p | x) = \frac{f(x | p)\pi(p)}{\int f(x | p)\pi(p) dp} =$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{\binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \frac{1}{B(\alpha, \beta)} p^{\alpha-1} (1-p)^{\beta-1}}{\int \binom{n}{k} p^k (1-p)^{n-k} \frac{1}{B(\alpha, \beta)} p^{\alpha-1} (1-p)^{\beta-1} dp} = \\
&= \frac{p^{k+\alpha-1} (1-p)^{n-k+\beta-1}}{\int p^{k+\alpha-1} (1-p)^{n-k+\beta-1} dp} =
\end{aligned}$$

Vi kan bryta ut 1 / integralen till en konstant c.

$$= c * p^{k+\alpha-1} (1-p)^{n-k+\beta-1}$$

Beta(k+alpha, n-k+beta)

Väntevärdet för beta fördelning:

$$\mathbb{E}(x) = \frac{\alpha}{\alpha + \beta}$$

Så för Produkt A: n = 13 k = 8

$$\mathbb{E}(x) = (8+1) / (8+1 + 13-8+1) = 9 / 15 = 0.6$$

För Produkt B: n = 3 k = 2

$$\mathbb{E}(x) = (2+1) / (2+1 + 3-2+1) = 3 / 5 = 0.6$$

Det vi ser här är att båda produkterna har samma förväntade proportion intresserade.

(3)

Använd dina två aposteriorfördelningar för respektive produkt för att simulera hur många intresserade kunder du kan tänkas få för respektive produkt.

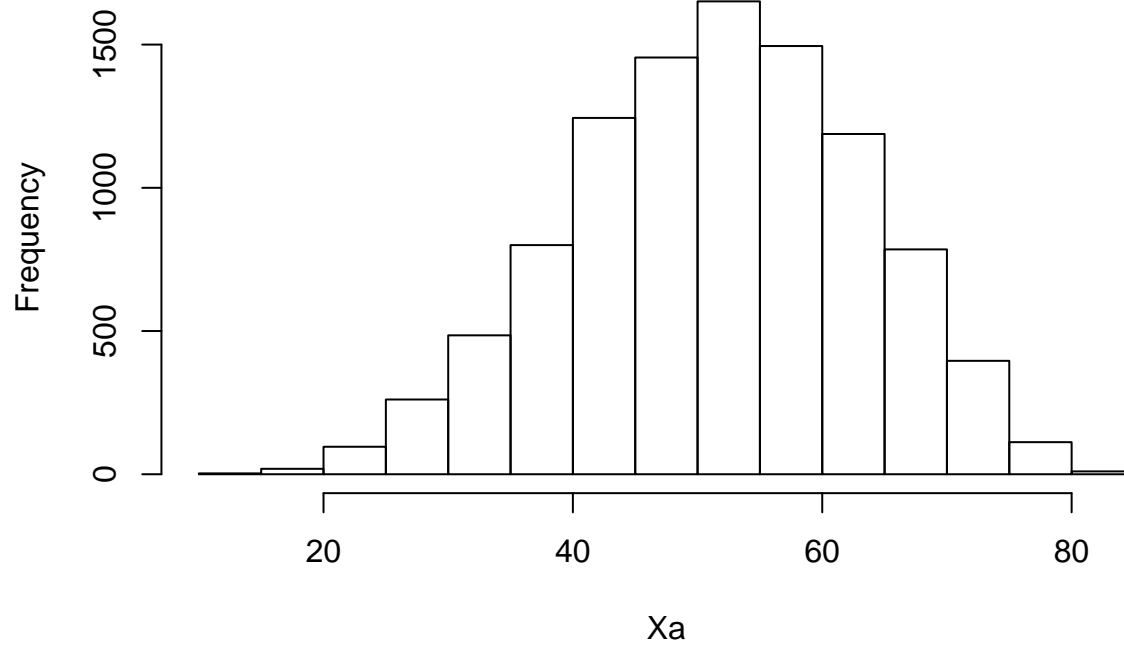
```

n <- 10000
pA <- rbeta(n = n, shape1 = 8+1, shape2 = 13-8+1)
pB <- rbeta(n = n, shape1 = 2+1, shape2 = 3-2+1)
Xa <- rbinom(n = n, size = 87, prob = pA)
Xb <- rbinom(n = n, size = 87, prob = pB)

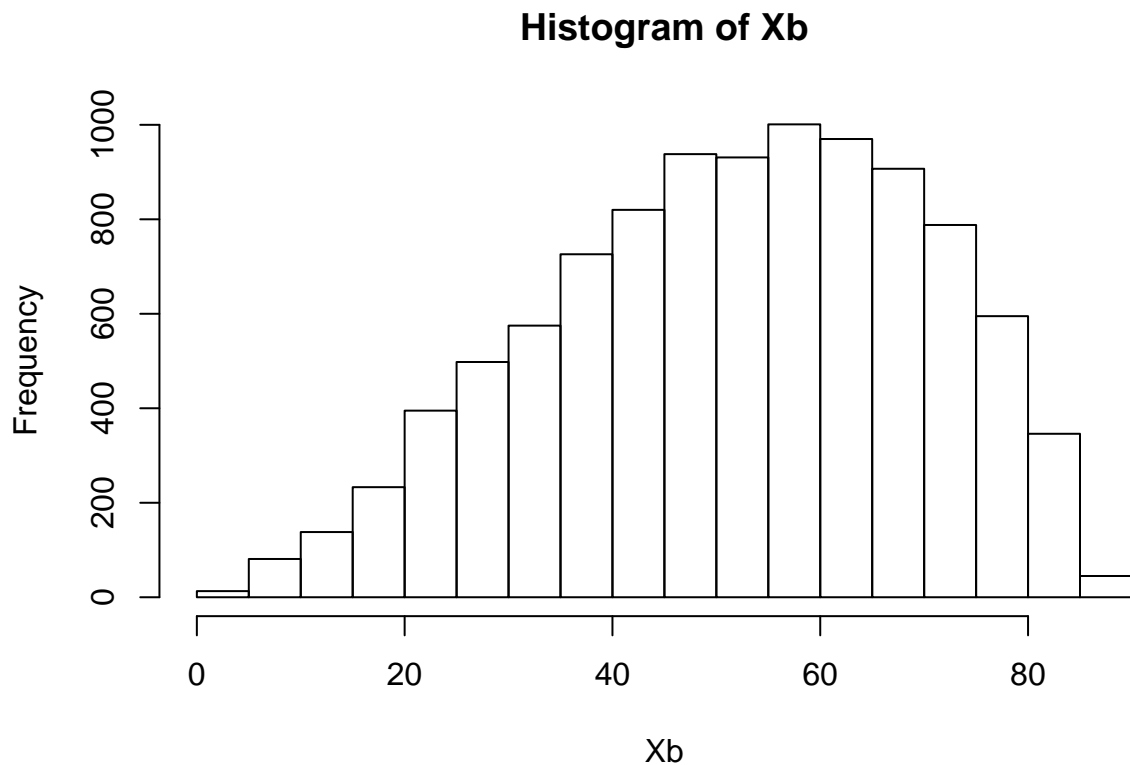
hist(Xa)

```

Histogram of Xa



```
hist(Xb)
```

(a) Hur stor är sannolikheten att du får fler än 40 intresserade kunder med respektive produkt ?

```
print(sum(Xa > 40) / n)
```

```
## [1] 0.8336
```

```
print(sum(Xb > 40) / n)
```

```
## [1] 0.7341
```

(b) Vad är det förväntade antalet intresserade kunder av respektive produkt, dvs $E(X_a)$ och $E(X_B)$?

```
print(mean(Xa))
```

```
## [1] 52.0384
```

```
print(mean(Xb))
```

```
## [1] 52.3198
```

3.3.1

Analys av opinionsundersökningar.

(1)

bestämma vår apriorifördelning för de olika partierna.

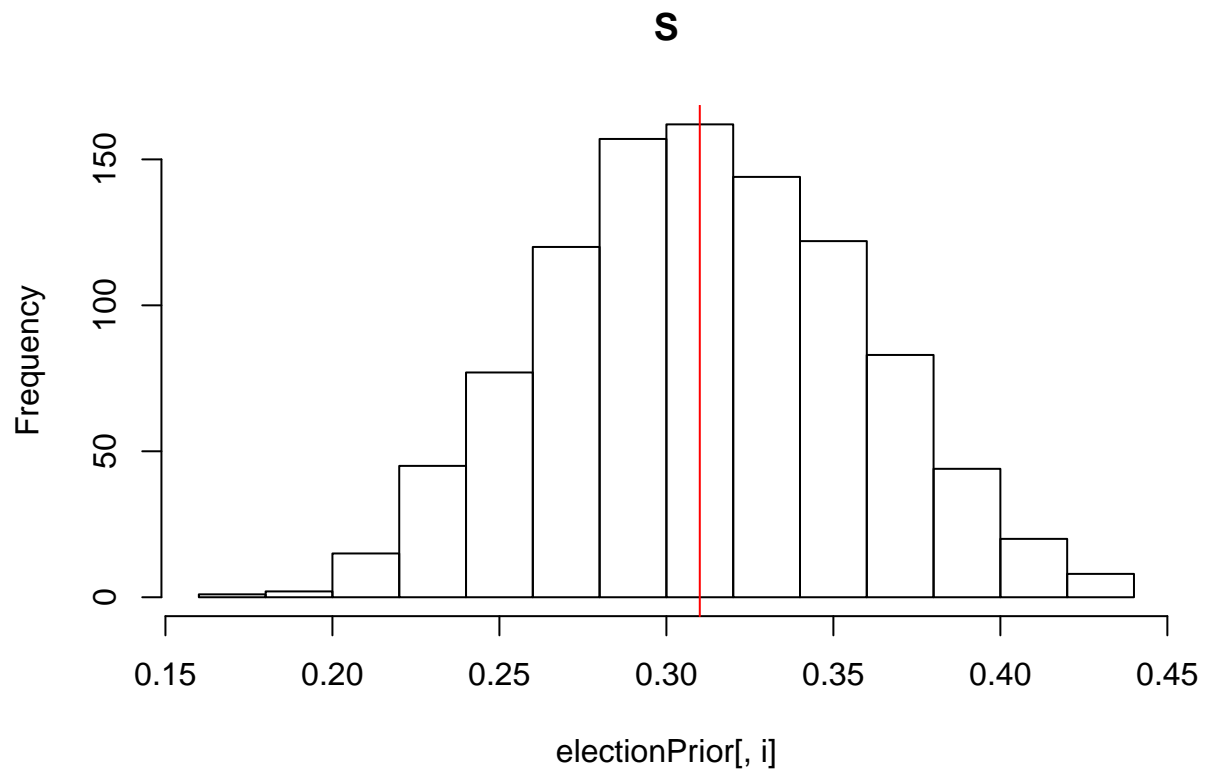
Parti	%
S	31.01
M	23.33
SD	12.86
MP	6.89
C	6.11
V	5.72
FP	5.42
KD	4.57
FI	3.12

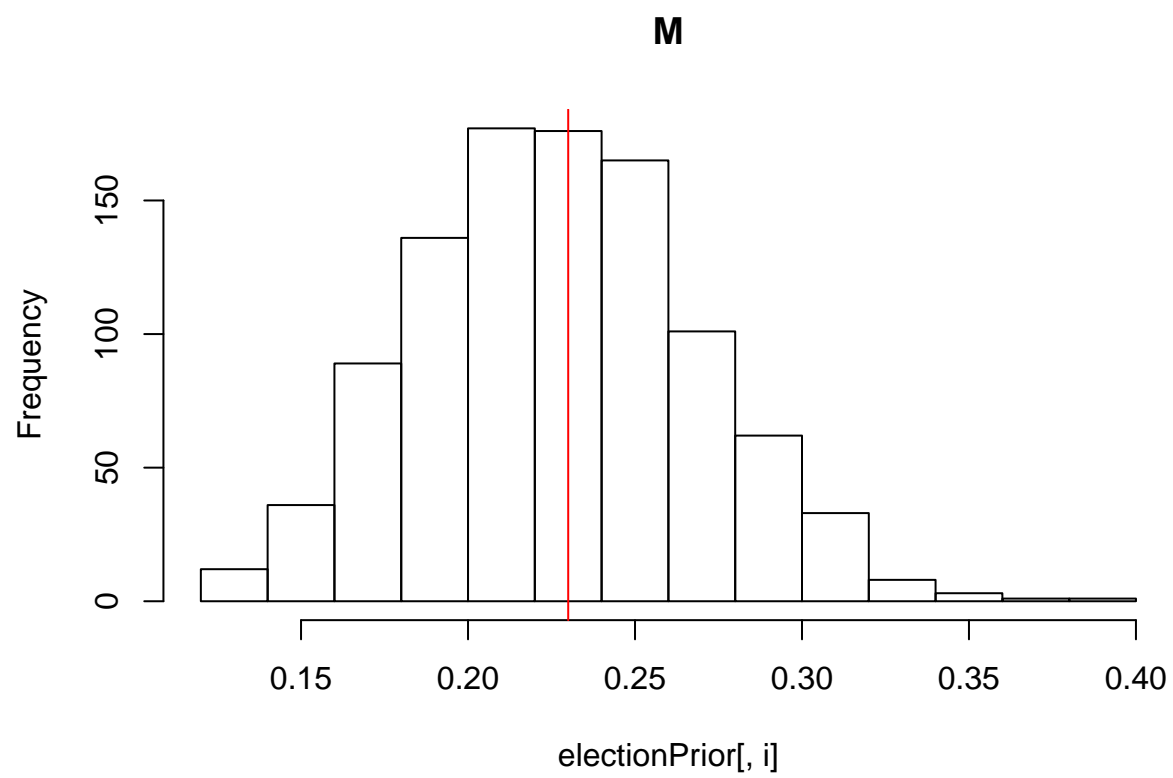
```
library(gtools)
set.seed(4711)

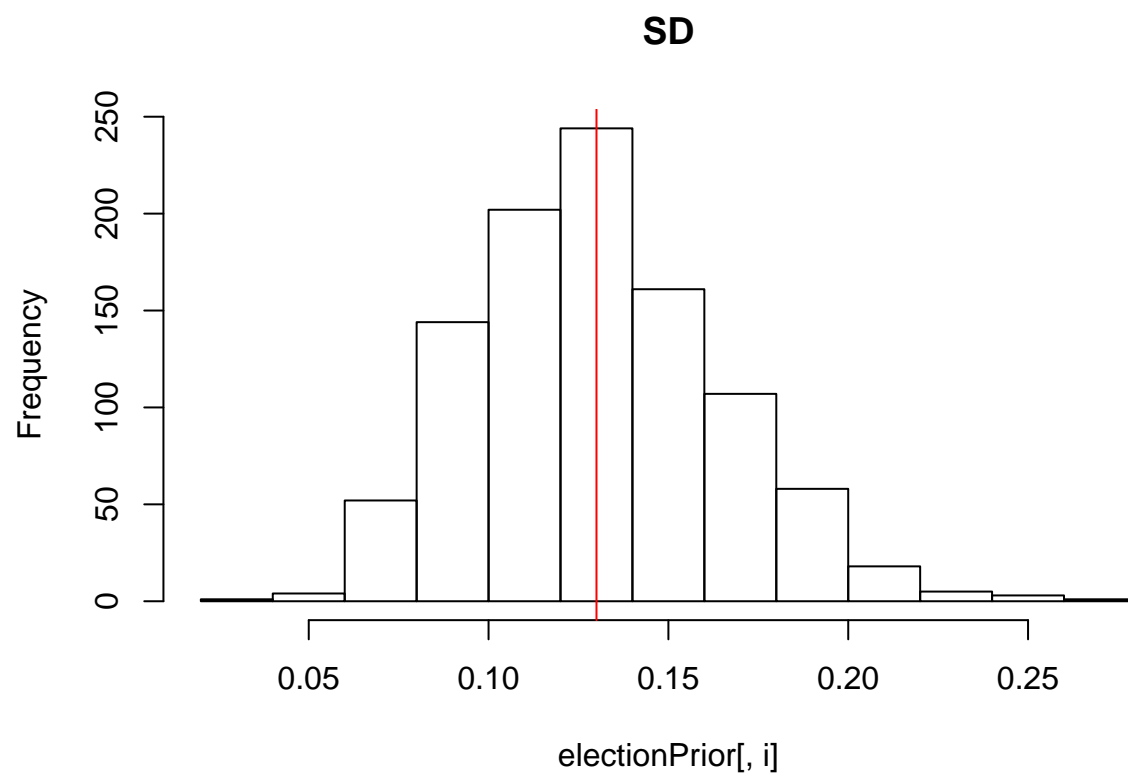
Parties <- c("S", "M", "SD", "MP", "C", "V", "FP", "KD", "FI")
n <- 1000
alpha <- c(31, 23, 13, 7, 6, 6, 6, 5, 3)

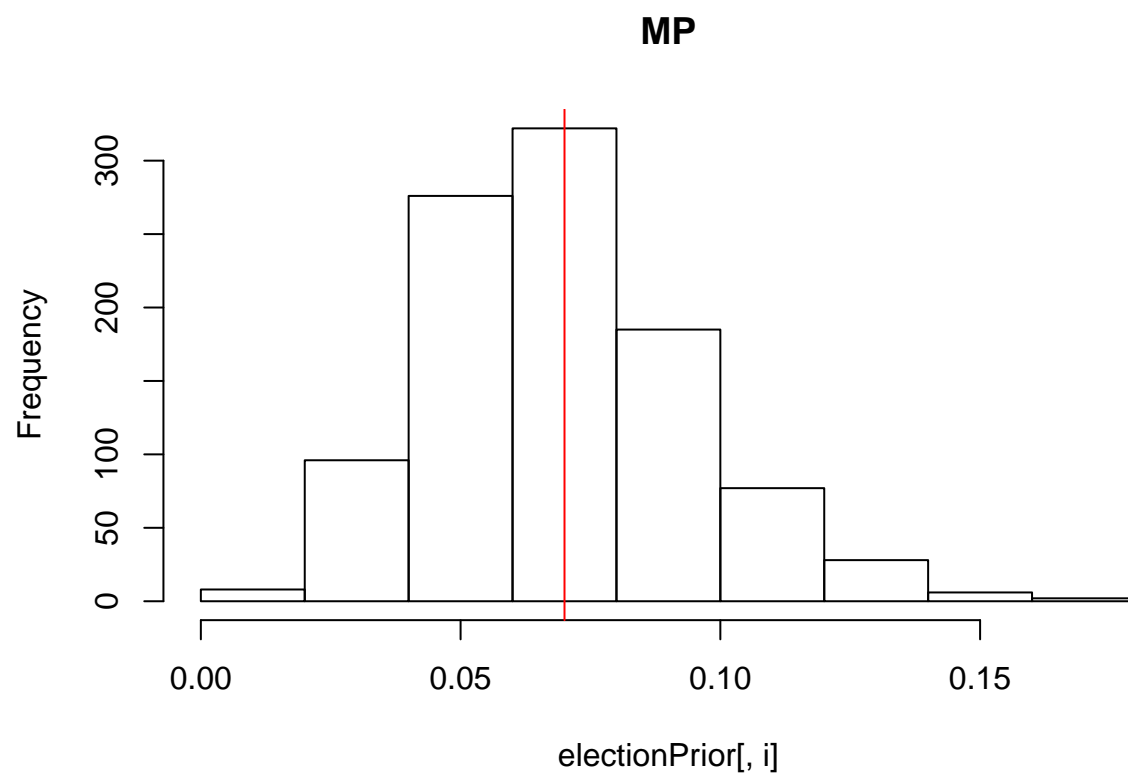
electionPrior <- rdirichlet(n = n, alpha = alpha)

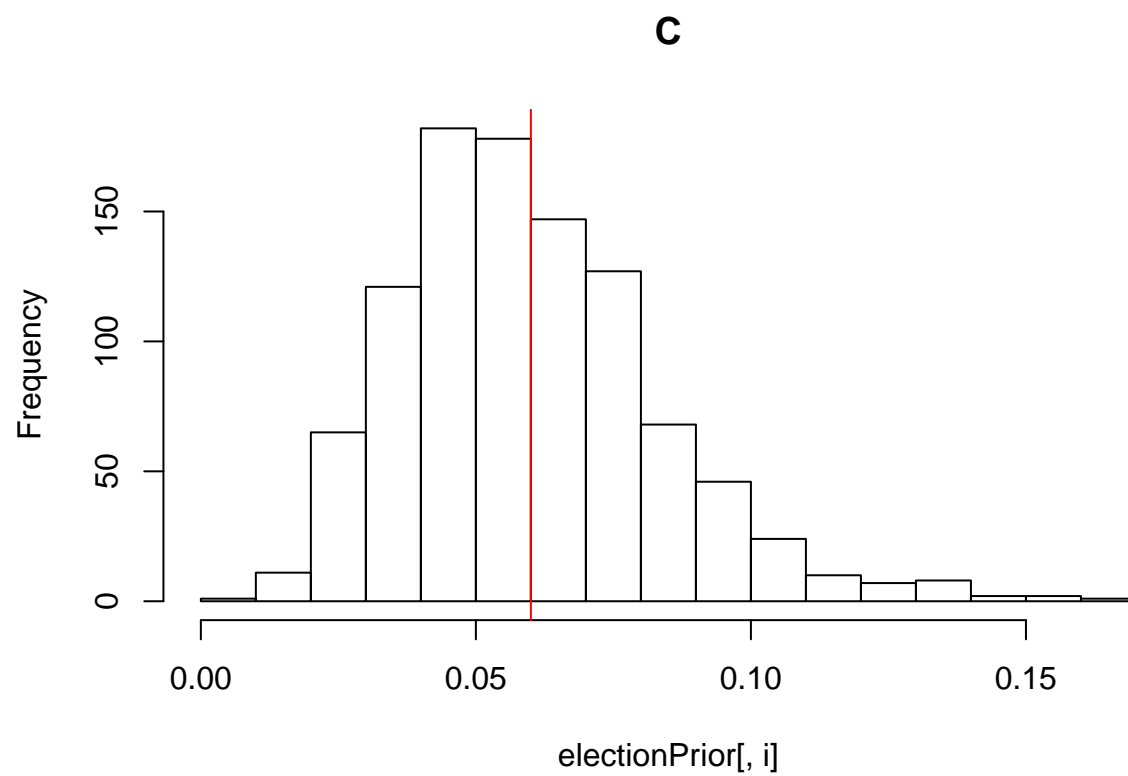
for (i in 1:9){
  party <- Parties[i]
  hist(electionPrior[,i], main = party)
  abline(v = alpha[i] / sum(alpha), col = "red")
}
```

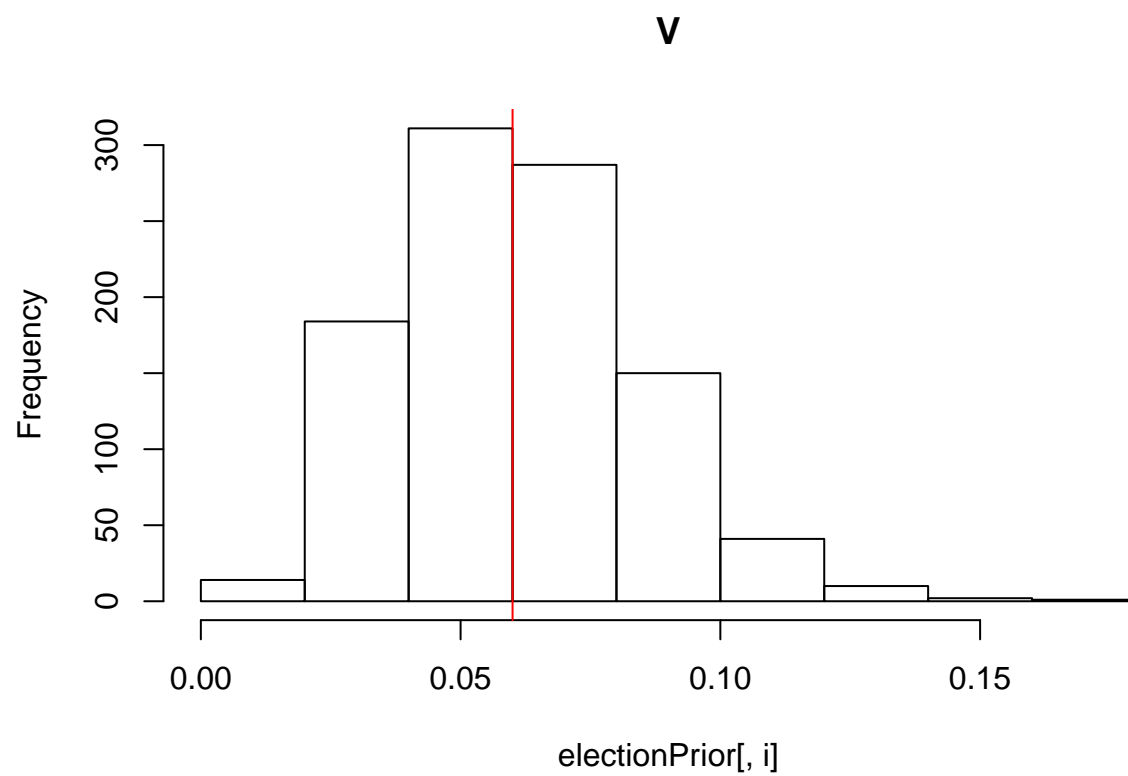


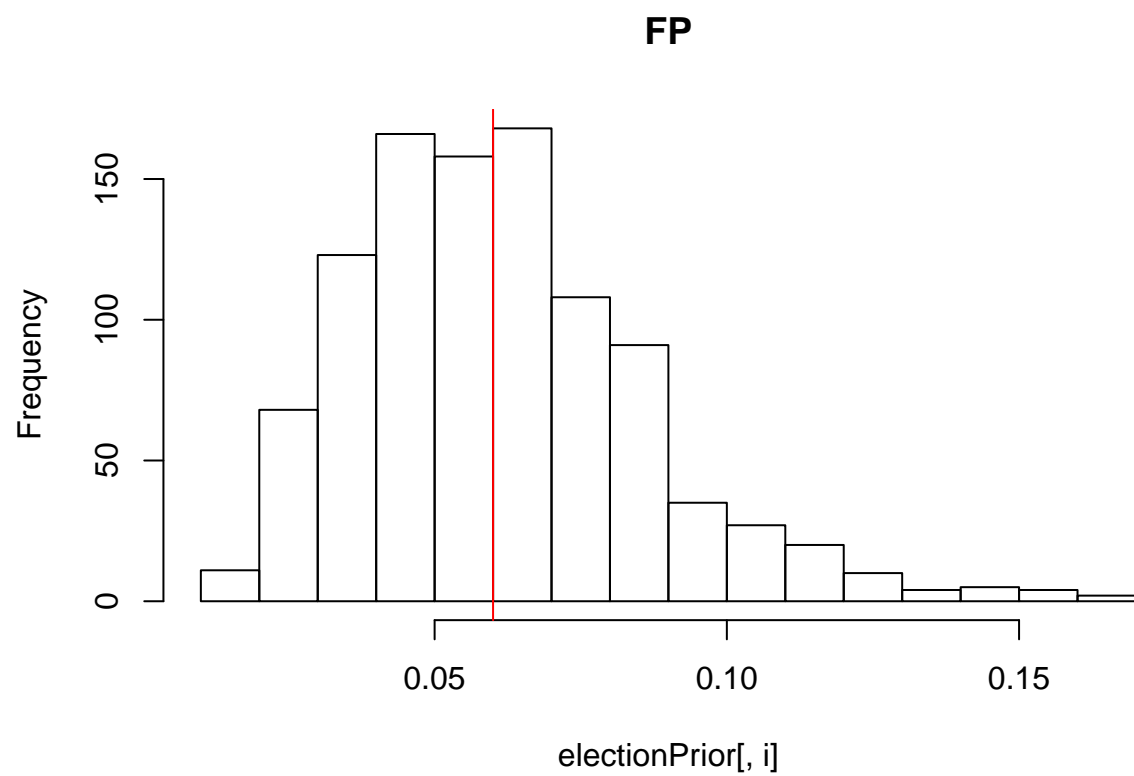


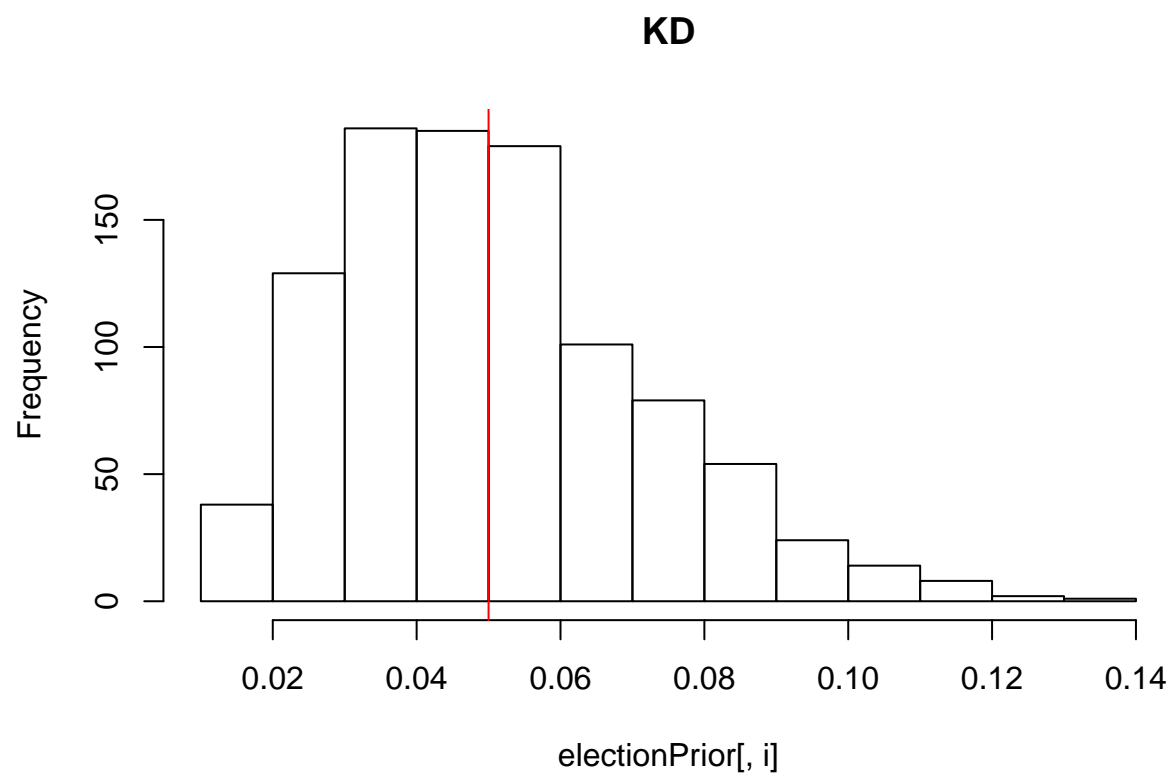


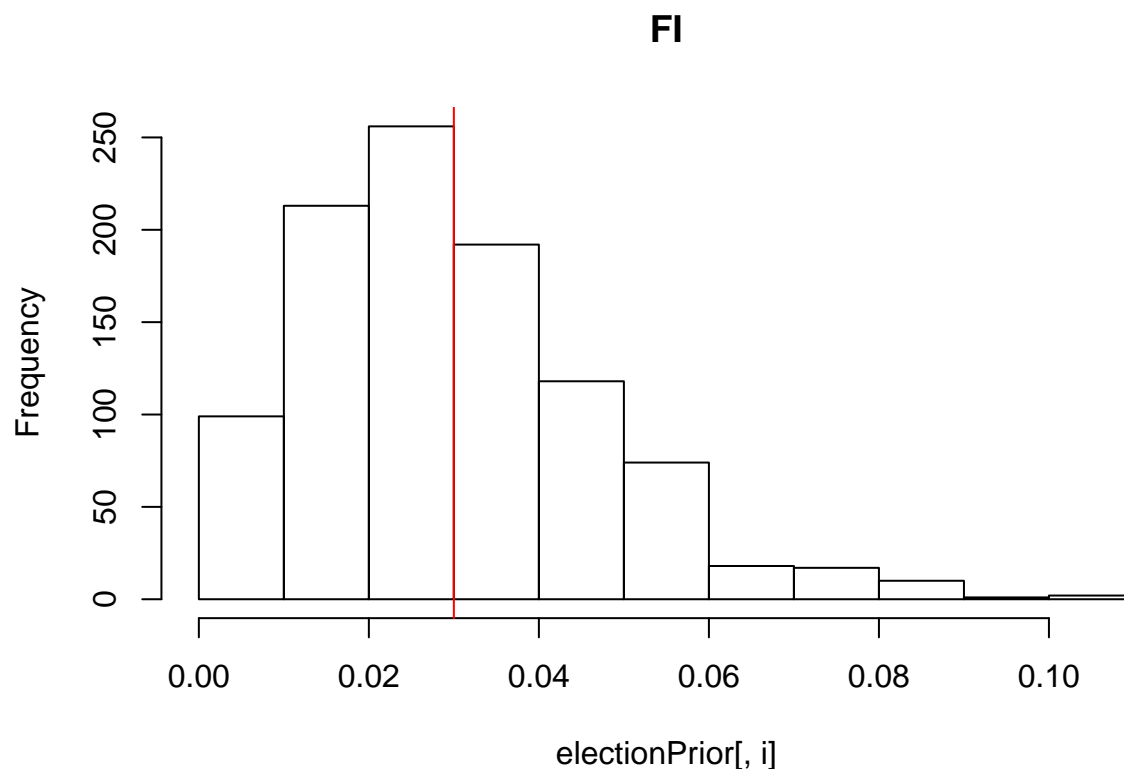












(2)

Den undersökning vi valde var en undersökning från Skop som publicerades 2018-09-06 och där de frågade 2928 personer.

```
row 125: 2018-sep Skop 17.3 6.2 7.9 6.9 23.1 10.6 5.7 17.7 0.8 1 2928 2018-09-06 2018-08-30
2018-09-06 FALSE Skop
```

Parti	%	antal (200 pers)
S	23.1	46
M	17.3	35
SD	17.7	35
MP	5.7	11
C	7.9	16
V	10.6	21
L	6.2	12
KD	6.9	14
FI	0.8	2

```
pollResults <- c(23.1, 17.3, 17.7, 5.7, 7.9, 10.6, 6.2, 6.9, 0.8)
for (proportion in pollResults){
  print(round((proportion/100)*200, digits = 0))
}
```

```
## [1] 46
```

```
## [1] 35
## [1] 35
## [1] 11
## [1] 16
## [1] 21
## [1] 12
## [1] 14
## [1] 2
```

(3)

aposteriorifördelningen för andelen per riksdagsparti

```
model <- c(46, 35, 35, 11, 16, 21, 12, 14, 2)
n <- 10000
barrier <- 0.04
Parties <- c("S", "M", "SD", "MP", "C", "V", "FP", "KD", "FI")
results <- rdirichlet(n = n, alpha = alpha + model)
normalizedResults <- matrix(nrow = n, ncol = 9)

for (i in 1:n){
  for (j in 1:9){
    if (results[i, j] > barrier) {
      normalizedResults[i, j] = results[i, j]
    } else {
      normalizedResults[i, j] = 0
    }
  }
}
for (i in 1:n){
  sum_ <- sum(normalizedResults[i, ])
  for (j in 1:9){
    normalizedResults[i, j] <- normalizedResults[i, j] / sum_
  }
}
```

(a) Vad är sannolikheten att de rödgröna är större än alliansen ?

```
S <- 1
M <- 2
MP <- 4
SD <- 3
C <- 5
V <- 6
FP <- 7
KD <- 8

RedGreenLargerAmount <- 0
for (i in 1:n){
  AlliedSum <- normalizedResults[i, M] + normalizedResults[i, FP] +
    normalizedResults[i, C] + normalizedResults[i, KD]
  redGreenSum <- normalizedResults[i, S] + normalizedResults[i, MP] + normalizedResults[i, V]
  RedGreenLargerAmount <- RedGreenLargerAmount + (redGreenSum > AlliedSum)
}
print(RedGreenLargerAmount / n)
```

```
## [1] 0.6209
```

(b) Vad är sannolikheten att Sverigedemokraterna (SD) är större än Moderaterna (M)?

```
SDLargerAmount <- 0
for (i in 1:n){
  SDLargerAmount <- SDLargerAmount + (normalizedResults[i, SD] > normalizedResults[i, M])
}
print(SDLargerAmount / n)
```

```
## [1] 0.1662
```

(c) Vad är sannolikheten att Kristdemokraterna inte skulle komma in i Riksdagen, dvs de får mindre än 4 % ?

```
KDOutAmount <- 0
for (i in 1:n){
  KDOutAmount <- KDOutAmount + (normalizedResults[i, KD] == 0)
}
print(KDOutAmount / n)
```

```
## [1] 0.0278
```

(d) Vad är sannolikheten att Miljöpartiet (MP) skulle åka ur Riksdagen ?

```
MPOutAmount <- 0
for (i in 1:n){
  MPOutAmount <- MPOutAmount + (normalizedResults[i, MP] == 0)
}
print(MPOutAmount / n)
```

```
## [1] 0.0499
```

(e) Skapa ett sannolikhetsintervall (95 %) för Socialdemokraterna

På grund av två delat så kommer alpha att delas på 2.

$$\frac{\alpha}{2} = \frac{1 - 0.95}{2} = \frac{0.05}{2} = 0.025$$

```
lower <- quantile(prob=0.025, x = normalizedResults[,S])
higher <- quantile(prob=0.975, x = normalizedResults[,S])

print(lower)
```

```
##      2.5%
## 0.2178666
```

```
print(higher)
```

```
##      97.5%
## 0.3239201
```