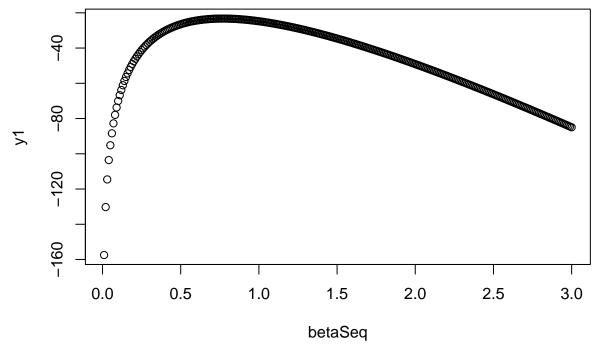
### Lab 2

#### Mervan Palmér (merpa433)

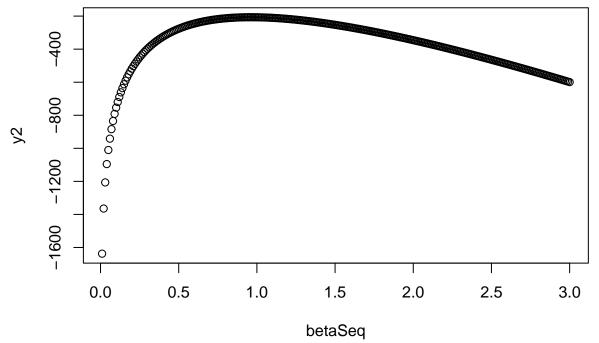
#### 2023-10-09

```
3.1.1
    set.seed(4711)
    x1 \leftarrow rgamma(n = 10, shape = 4, scale = 1)
    print(x1)
## [1] 7.732272 6.533384 6.095901 2.780186 1.356453 5.196592 1.927918 5.412191
  [9] 8.585872 6.436910
    x2 \leftarrow rgamma(n = 100, shape = 4, scale = 1)
    print(x2)
##
     [1] 4.7933145 6.4078777 1.2524996 7.0699216 2.6775015 1.7462794 5.6962765
##
     [8] 4.9533488 3.6483032 5.5642625 3.0268525 5.6341619 4.6954800 3.8741800
##
    [15] 4.7266055 4.9152438 8.2934848 6.5703531 7.1091655 4.3100000 6.8211806
   [22] 3.6603027 1.0355927 9.2742610 2.5662701 3.5025632 3.0801527 4.8644986
   [29] 4.3088394 6.7330634 2.7062688 4.5798475 2.6797855 2.2796759 2.0076845
   [36] 1.4096379 4.9922868 5.4800055 4.5163278 5.1399955 3.7729417 3.4574605
  [43] 2.8503213 2.4625271 3.3658973 3.4968829 2.4145311 5.0747220 3.8178490
##
   [50] 3.6556031 5.8728461 4.3116583 9.4085043 8.0308030 3.4812218 5.3774500
##
    [57] 7.7453305 8.5612052 0.7180357 4.3406654 3.0284858 5.7561584 1.4420738
##
   [64] 3.8452518 5.1088222 2.0748232 3.5825704 0.9476719 2.4432608 4.9785975
## [71] 3.5238302 1.6925612 9.0357576 3.6132114 2.4578954 2.9422182 4.9744189
## [78] 1.5697247 2.0107780 7.0152307 6.4054799 1.3905572 2.8664584 1.2083543
   [85] 1.5948936 4.0447307 7.8776784 2.7505398 5.8247179 3.3252117 2.5662169
## [92] 2.5599499 5.5872460 4.6300639 4.7439562 3.8493310 1.6461260 4.7146479
## [99] 2.2851556 3.0887078
Fråga 1
    llgamma <- function(x, alpha, beta) {</pre>
        return(length(x) * (alpha * log(beta) - lgamma(alpha)) + (alpha - 1) * sum(log(x)) - (beta*sum(
    }
    print(llgamma(x = x1, alpha = 2, beta = 2))
## [1] -75.18981
Fråga 2
    alfa <- 4
    betaSeq \leftarrow seq(0.01, 3, 0.01)
    y1 <- numeric(0)
    for (beta in betaSeq) {
        y1 \leftarrow c(y1, llgamma(x = x1, alpha = alfa, beta = beta))
```

```
y2 <- numeric(0)
for (beta in betaSeq) {
    y2 <- c(y2, llgamma(x = x2, alpha = alfa, beta = beta))
}</pre>
```

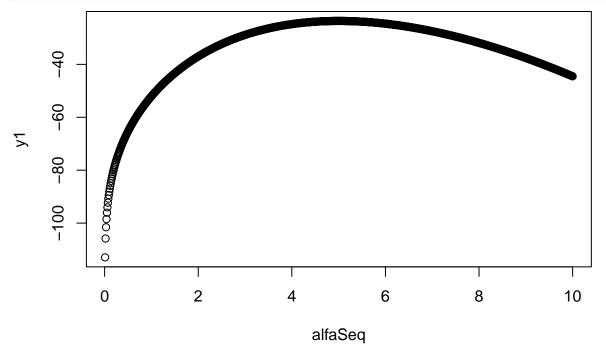


## [1] "max value at beta = 0.77"

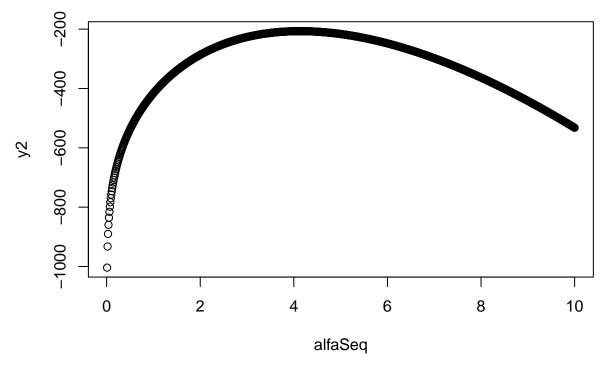


## [1] "max value at beta = 0.96" y1 har sitt max vid 0.77 y2 har sitt max vid 0.96

```
beta <- 1
alfaSeq <- seq(0.01, 10, 0.01)
y1 <- numeric(0)
for (alfa in alfaSeq) {
    y1 <- c(y1, llgamma(x = x1, alpha = alfa, beta = beta))
}
y2 <- numeric(0)
for (alfa in alfaSeq) {
    y2 <- c(y2, llgamma(x = x2, alpha = alfa, beta = beta))
}</pre>
```



## [1] "max value at alpha = 5"



## [1] "max value at alpha = 4.13"

y1 har sitt max vid 5

y<br/>2 har sitt max vid 4.13

Fråga 4.

Täthetsfunktionen för normalfördelning ges av:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} * e^{\frac{-1}{2}(\frac{(x-\mu)^2}{\sigma^2})}$$

Eftersom värdena är oberoende kan sannolikheterna vi får multipliceras ihop med varandra:

$$\prod_{i=1}^{n} f(x_i) = \prod_{i=1}^{n} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} * e^{\frac{-1}{2}(\frac{(x_i - \mu)^2}{\sigma^2})} =$$

$$= \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)^n * \prod_{i=1}^n e^{\frac{-1}{2}\left(\frac{(x_i - \mu)^2}{\sigma^2}\right)}$$

Detta är likelyhood-funktionen, så vi tar log av denna för att få log-likelihoodfunktionen:

$$\ln\left(\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)^n * \prod_{i=1}^n e^{\frac{-1}{2}\left(\frac{(x_i - \mu)^2}{\sigma^2}\right)}\right) =$$

$$= \ln\left(\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}}\right)^n\right) + \sum_{i=1}^n \frac{-1}{2}\left(\frac{(x_i - \mu)^2}{\sigma^2}\right) =$$

$$= \frac{-n}{2} * \ln\left(2\pi\sigma^2\right) + \frac{-1}{2} * \frac{1}{\sigma^2} * \sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2 =$$

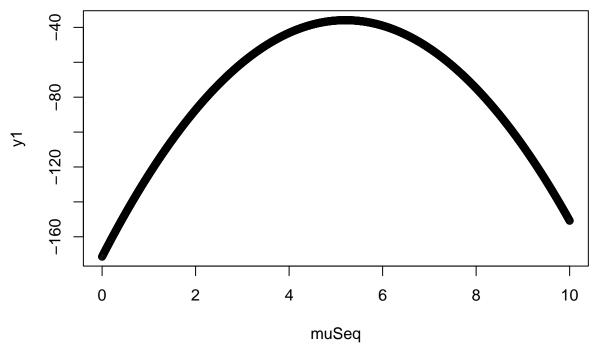
$$= \frac{-n}{2} * \ln(2\pi\sigma^2) + \frac{-1}{2\sigma^2} * \sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2$$

```
llnorm <- function(x, mu, sigma2){
    n <- length(x)
    return((-n/2) * log(2*pi*sigma2) + (-1/(2*sigma2)) * sum((x - mu)^2))
}
print(llnorm(x = x1, mu = 2, sigma2 = 1))</pre>
```

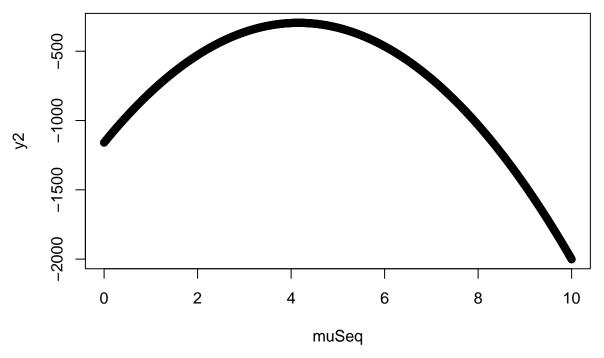
## [1] -87.25743

Fråga 5.

```
sigma2 <- 1
y1 <- numeric(0)
y2 <- numeric(0)
muSeq <- seq(0, 10, 0.01)
for (mu in muSeq) {
    y1 <- c(y1, llnorm(x = x1, mu = mu, sigma2 = sigma2))
}
for (mu in muSeq) {
    y2 <- c(y2, llnorm(x = x2, mu = mu, sigma2 = sigma2))
}</pre>
```



## [1] "max value at alpha = 5.21"



```
## [1] "max value at alpha = 4.16"

y1 <- dgamma(x1, shape = alfaMaxX1, scale = betaMaxX1)

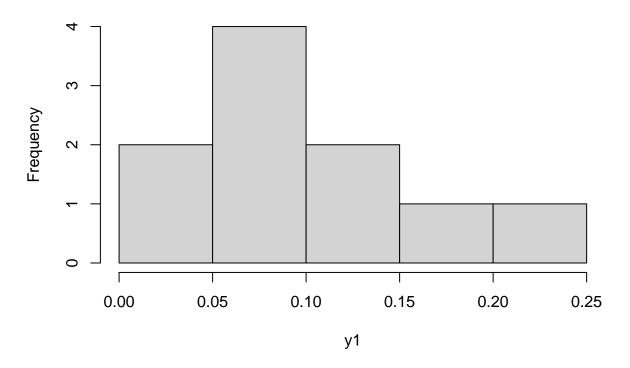
y2 <- dgamma(x2, shape = alfaMaxX2, scale = betaMaxX2)

y3 <- dnorm(x1, mean = muMaxX1, sd = 1)

y4 <- dnorm(x2, mean = muMaxX2, sd = 1)

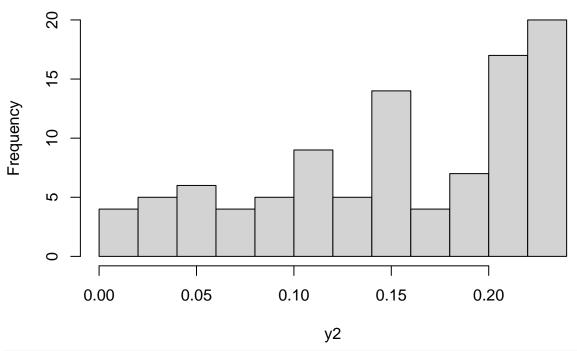
hist(y1)</pre>
```

## Histogram of y1



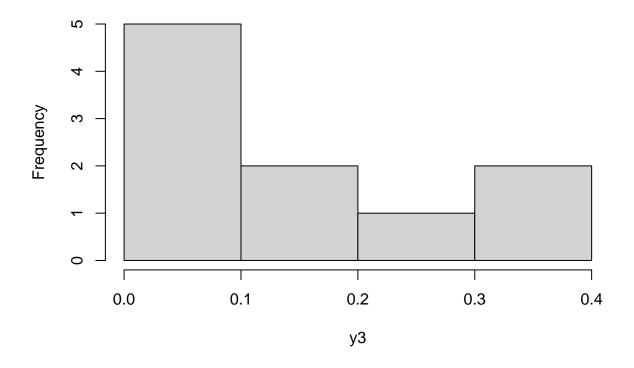
hist(y2)

# Histogram of y2



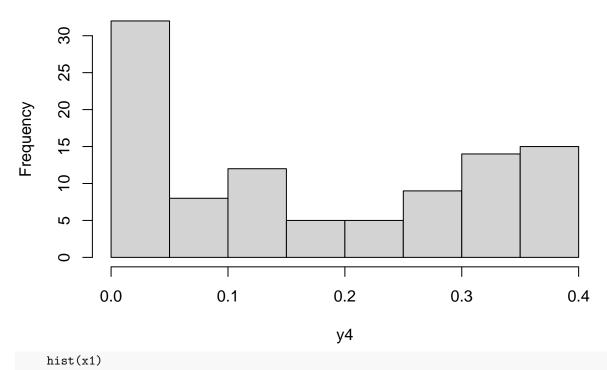
hist(y3)

# Histogram of y3

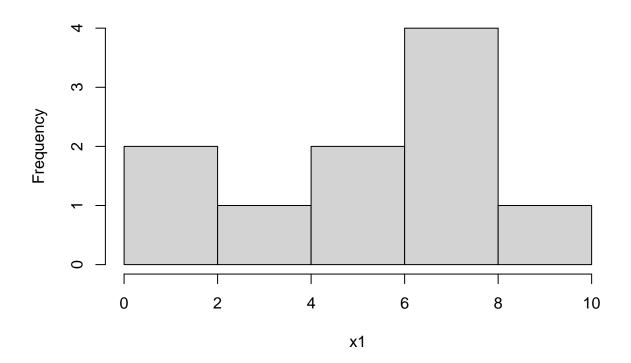


hist(y4)

# Histogram of y4

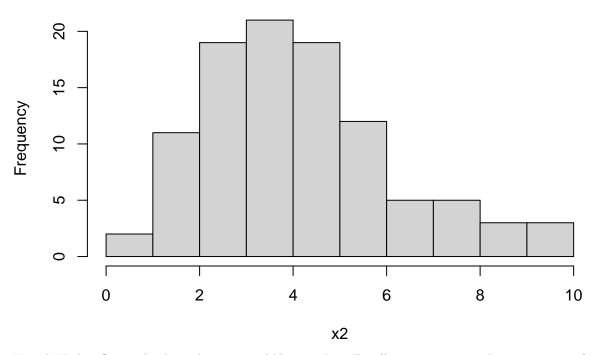


Histogram of x1



hist(x2)

### Histogram of x2



Y1 och Y2 har fler värden kring högre sannolikhetsgrader vilket får mig att tro att det är en gammafördelning Y3 och Y4 har en stor del av värderna kring 0 vilket visar att en normalfördelning inte skapade x1 och x2 3.2.1

```
gammaBetaMle <- function(x, alpha) {
    return(length(x) * alpha / sum(x))
}
print(gammaBetaMle(x = x1, alpha = 4))

## [1] 0.7683785</pre>
```

```
print(gammaBetaMle(x = x2, alpha = 4))
```

#### ## [1] 0.9619473

För x1 så maximeras sannolikheten för dessa värden då beta = 0.7683785 när alfa är 4 För x2 så maximeras sannolikheten för dessa värden då beta = 0.9619473 när alfa är 4 3.2.2

Fråga 1

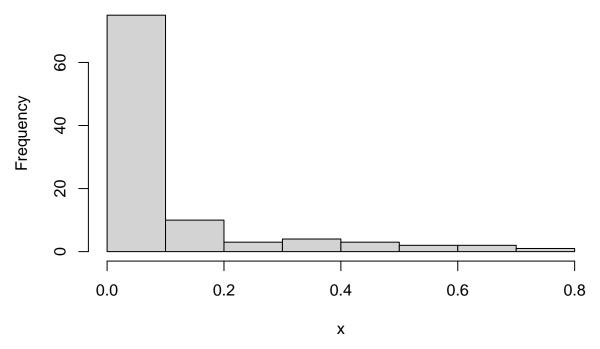
```
norm_mu_mle <- function(x) {
    return(sum(x) / length(x))
}

norm_sigma2_mle <- function(x) {
    xhat <- norm_mu_mle(x)
    return(sum((x - xhat)^2) / length(x))</pre>
```

```
test_x <- 1:10
    print(norm_mu_mle(x = test_x))
## [1] 5.5
    print(norm_sigma2_mle(x = test_x))
## [1] 8.25
Fråga 2
    set.seed(42)
    y10 < rnorm(n = 10, mean = 10, sd = 2) # Roten ur 4 är 2
    y10000 \leftarrow rnorm(n = 10000, mean = 10, sd = 2)
    print(norm_mu_mle(x = y10))
## [1] 11.09459
    print(norm_sigma2_mle(x = y10))
## [1] 2.512709
    print(norm_mu_mle(x = y10000))
## [1] 9.9762
    print(norm_sigma2_mle(x = y10000))
## [1] 4.048198
Den stora skillnaden är att den med 10 000 dragningar kommer värderna närmare my = 10 och sigma2 = 4
vilket är det vi skickar in i rnorm funktionen. Baserat på detta skulle vi förmodligen få väldigt nära my = 10
och sigma2=4 om vi går mot o<br/>ändligheten
3.3.1
Fråga 1
    llbeta <- function(pair, x) {</pre>
      return(-sum(dbeta(x, pair[1], pair[2], log = TRUE)))
    }
Fråga 2
    x \leftarrow rbeta(n = 100, shape1 = 0.2, shape2 = 2)
```

hist(x)

### Histogram of x



Fråga 3 Method "L-BFGS-B" is that of Byrd et. al. (1995) which allows box constraints, that is each variable can be given a lower and/or upper bound. The initial value must satisfy the constraints. This uses a limited-memory modification of the BFGS quasi-Newton method. If non-trivial bounds are supplied, this method will be selected, with a warning.

```
optResult <- optim(par = c(1, 1), fn = llbeta, x = x, method = "L-BFGS-B", lower = 0.000001) print(optResult$par)
```

#### ## [1] 0.2211375 2.1439056

#### Fråga 4

För att vara en uppskattnings funktion blir de väldigt nära då alfa är 0,2 men uppskattnings ger oss 0,2211375 och att vi skickar in beta 2 men får 2.1439056. Men det är svårt med tanke på att det är just en uppskattning som görs att få exakt, lite som minsta kvadratmetoden i linjär algebra

#### 3.4.1

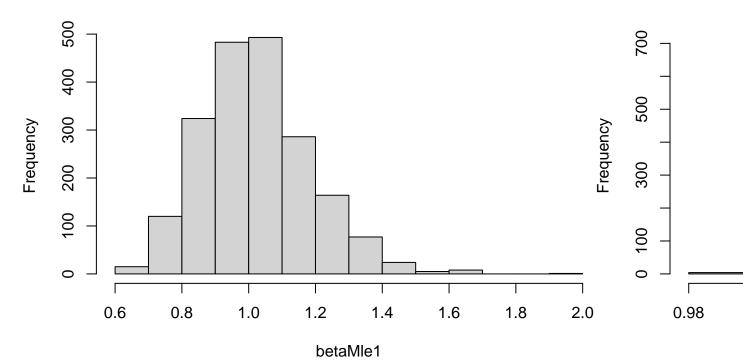
#### Fråga 1.

```
n <- 2000
betaMle1 <- numeric(n)
betaMle2 <- numeric(n)
my1 <- numeric(n)
my2 <- numeric(n)
sigma1 <- numeric(n)
sigma2 <- numeric(n)

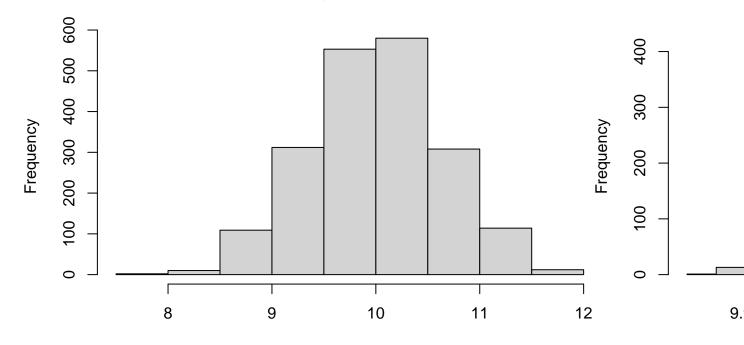
for (i in 1:n) {
    x1 <- rgamma(n = 10, shape = 4, rate = 1)
    x2 <- rgamma(n = 10000, shape = 4, rate = 1)
    betaMle1[i] <- gammaBetaMle(x = x1, alpha = 4)
    betaMle2[i] <- gammaBetaMle(x = x2, alpha = 4)</pre>
```

```
y1 <- rnorm(n = 10, mean = 10, sd = 2)
y2 <- rnorm(n = 10000, mean = 10, sd = 2)
my1[i] <- norm_mu_mle(x = y1)
my2[i] <- norm_mu_mle(x = y2)
sigma1[i] <- norm_sigma2_mle(x = y1)
sigma2[i] <- norm_sigma2_mle(x = y2)
}</pre>
```

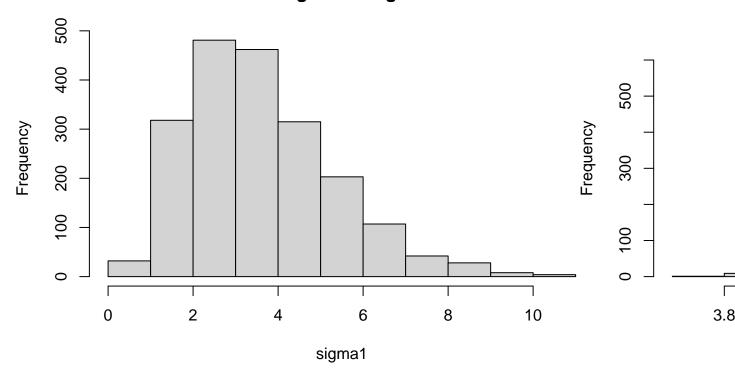
## Histogram of betaMle1







# my1 Histogram of sigma1



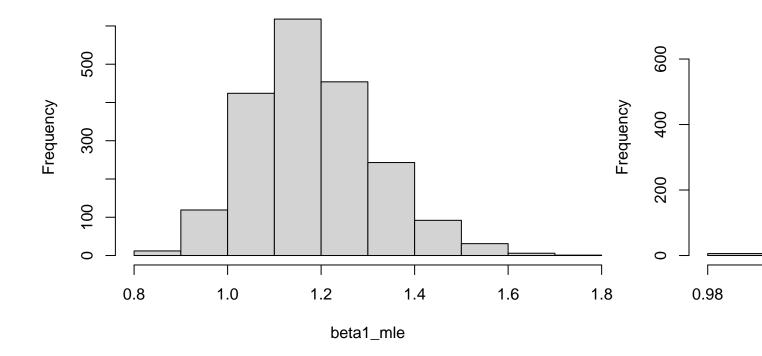
Slutsaten är att när vi tar n=10 000 så blir variansen mycket mindre än när vi har n = 10. Det är sigma1 är svårtolkad då den har få dragningar jämfört med sigma

Fråga 2

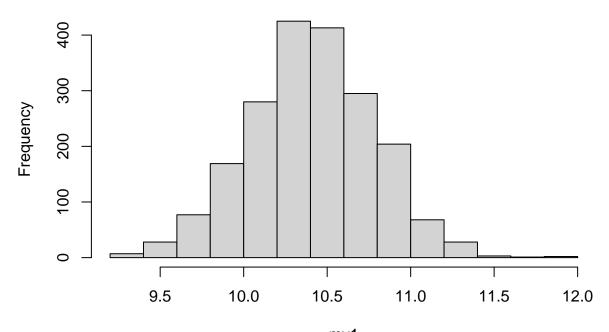
```
n <- 2000
beta1_mle <- numeric(n)</pre>
```

```
beta2_mle <- numeric(n)</pre>
my1 <- numeric(n)</pre>
my2 <- numeric(n)</pre>
sigma1 <- numeric(n)</pre>
sigma2 <- numeric(n)</pre>
x1 \leftarrow rgamma(n = 10, shape = 4, rate = 1)
x2 < - rgamma(n = 10000, shape = 4, rate = 1)
y1 <- rnorm(n = 10, mean = 10, sd = 2)
y2 < -rnorm(n = 10000, mean = 10, sd = 2)
for (i in 1:n) {
    beta1_mle[i] <- gammaBetaMle(x = sample(x1, 10, replace = TRUE), alpha = 4)</pre>
    beta2_mle[i] <- gammaBetaMle(x = sample(x2, 10000, replace = TRUE), alpha = 4)</pre>
    my1[i] <- norm_mu_mle(x = sample(y1, 10, replace = TRUE))</pre>
    my2[i] <- norm_mu_mle(x = sample(y2, 10000, replace = TRUE))</pre>
    sigma1[i] <- norm_sigma2_mle(x = sample(y1, 10, replace = TRUE))</pre>
    sigma2[i] <- norm_sigma2_mle(x = sample(y2, 10000, replace = TRUE))</pre>
```

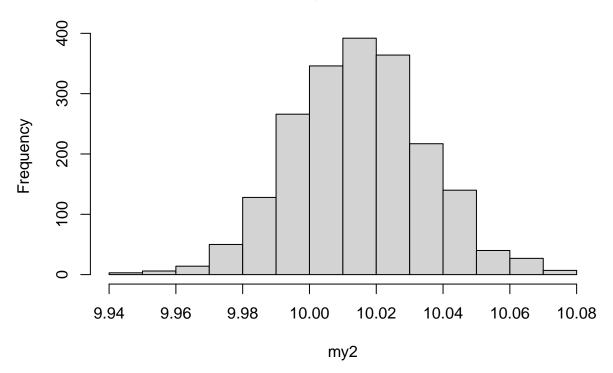
### Histogram of beta1\_mle



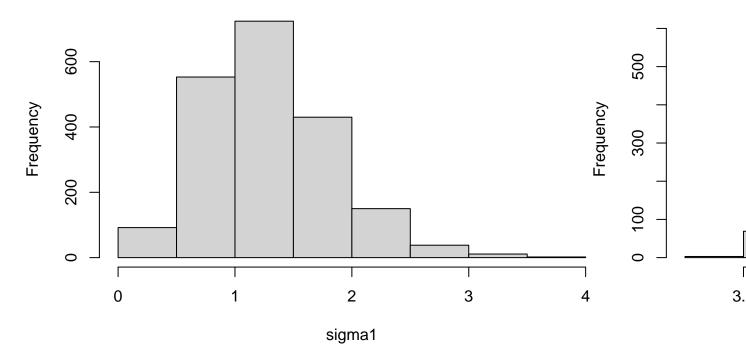
### Histogram of my1



# my1 Histogram of my2



### Histogram of sigma1



Till skillnad från ovan blir dessa uppskattningar inte lika bra då vi har en mycket mer begränsad indata. Det ger att fel i dragningarna får en större inverkan på uppskattningarna som görs. Det syns tydligt på dragningar där n=10.