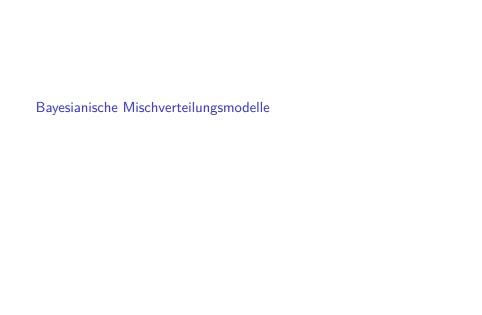
Bayesianische Mischverteilungsmodelle

Volker Schmid

17. Juli 2017



Bayesianische Mischverteilungsmodelle

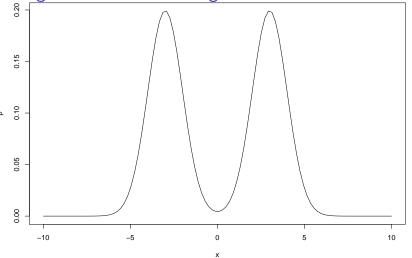
Mischverteilungen

- (Normal-)Verteilungsannahme basiert in der Regel auf der Annahme, dass die Beobachtungen identisch verteilt sind, es also eine Verteilung der Grundgesamtheit gibt
- ► Alternative Annahme: Es gibt mehrere Gruppen in der Grundgesamheit, die alle die selbe Verteilungsklasse haben, aber unterschiedliche Parameter
- ► Einfachster Fall: Mischung von Normalverteilungen

Mischung von Normalverteilungen I

```
x <- seq(-10, 10, length=100)
p <- 0.5*dnorm(x,-3,1) + 0.5*dnorm(x,3,1)
plot(x,p, type="l")</pre>
```

Mischung von Normalverteilungen II



► Natürlich sind auch verschiedene Varianzen und verschiedene Gewichte möglich

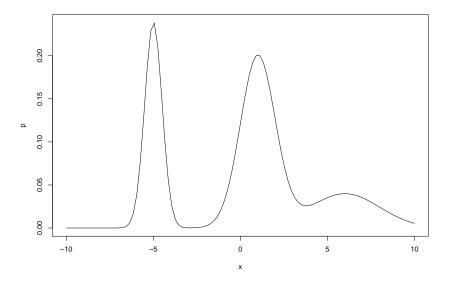
Mischung von Normalverteilungen III

```
x \leftarrow seq(-10, 10, length=100)

p \leftarrow 0.3*dnorm(x,-5,0.5) + 0.5*dnorm(x,1,1) + 0.2*dnorm(x,0)

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

Mischung von Normalverteilungen IV



Fragen

- Welche Parameter und welche Gewichte haben die einzelnen Verteilungen?
- Wieviele Mischverteilungen brauchen wir?
- Zu welcher Verteilung gehört welche Beobachtung

Latente Klassen

ldee der Modellierung: Führe latente Klassen S_i ein

$$egin{aligned} x_i | S_i &\sim \mathcal{N}(\mu_{S_i}, \sigma_{S_i}^2) \ \mu_j &\sim \mathcal{N}(\mu_0, \sigma_0^2) \ \sigma_j^2 &\sim \mathit{IG}(a, b) \ p(S_i = j) = \pi_j \ (\pi_1, \dots, \pi_K) &\sim \mathit{Diri}(lpha, \dots, lpha) \end{aligned}$$

Dirichlet-Verteilung:

$$p(\pi_1,\ldots,\pi_K)\propto\prod\pi_i^{\alpha_i-1}$$

Full conditionals

- ▶ Die full conditional von μ_j sind Normalverteilungen, wobei die x_i mit $S_i = j$ eingehen
- ▶ Analog ist die full conditional von σ_i^2 eine IG-Verteilung
- ▶ $p(S_i = j)$ berechnet sich aus Dichte von x_i mit μ_j und σ_j^2 (und Priori)
- Full Conditional von π ist Dirichlet mit $(\alpha + n_1, \dots, \alpha + n_k)$, wobei n_j die aktuelle Anzahl der Beobachtungen in Klasse j ist

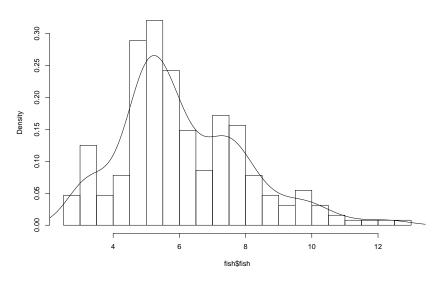
Beispiel I

Länge von 256 Fischen (aus D. M. Titterington, A. F. M. Smith and U.E. Makov (1985) Statistical Analysis of Finite Mixture Distributions. Wiley.)

```
data(fish, package="bayesmix")
hist(fish$fish, freq=FALSE, n=22)
lines(density(fish$fish))
```

Beispiel II

Histogram of fish\$fish



bayesmix-Paket I

```
library(bayesmix)
model <- BMMmodel(fish, k = 4,
  initialValues = list(S0 = 2),
  priors = list(kind = "independence",
  parameter = "priorsFish",
  hierarchical = "tau"))</pre>
```

```
## Data for nodes: b0, B0inv, nuOHalf, g0Half, g0G0Half, k
## Initial values for nodes: eta, mu, tau, S0
##
## Model specification in BUGS language:
##
## var
```

```
bayesmix-Paket II
   ##
        b0,
   ##
            B0inv,
   ##
            nuOHalf,
            gOHalf,
   ##
            gOGOHalf,
   ##
   ##
            k,
            N,
   ##
            eta[4],
   ##
   ##
       mu[4],
        tau[4],
   ##
   ##
        nuOSOHalf,
   ##
            SO,
   ##
            e[4],
       y[256],
   ##
   ##
        S[256];
   ##
   ## model
```

bayesmix-Paket III

```
for (i in 1:N) {
##
       y[i] ~ dnorm(mu[S[i]],tau[S[i]]);
##
       S[i] ~ dcat(eta[]);
##
## }
##
    for (j in 1:k) {
        mu[j] ~ dnorm(b0,B0inv);
##
        tau[i] ~ dgamma(nuOHalf,nuOSOHalf);
##
## }
    SO ~ dgamma(gOHalf,gOGOHalf);
##
##
    nuOSOHalf <- nuOHalf * SO;
##
    eta[] ~ ddirch(e[]):
##
## }
```

JAGS

- JAGS oder Just another Gibbs sampler ist eine Software zur MCMC-Simulation.
- Definition der Modelle entspricht der bei WinBUGS bzw. OpenBUGS
- Anbindung an R und andere Sprachen

Fortsetzung Beispiel I

```
control <- JAGScontrol(variables = c("mu", "tau", "eta",</pre>
    "S"), burn.in = 1000, n.iter = 5000, seed = 10)
z <- JAGSrun(fish, model = model, control = control)
  Compiling model graph
##
      Declaring variables
      Resolving undeclared variables
##
##
     Allocating nodes
  Graph information:
##
##
      Observed stochastic nodes: 256
##
      Unobserved stochastic nodes: 266
##
      Total graph size: 1047
##
## Initializing model
```

Fortsetzung Beispiel II

```
zSort <- Sort(z, by = "mu")
zSort.
##
## Call:
## JAGSrun(y = fish, model = model, control = control)
##
## Markov Chain Monte Carlo (MCMC) output:
## Start = 1001
## End = 6000
## Thinning interval = 1
##
    Empirical mean, standard deviation and 95% CI for eta
##
##
            Mean
                      SD 2.5% 97.5%
## eta[1] 0.1189 0.02483 0.07530 0.1731
## eta[2] 0.5065 0.04458 0.41275 0.5863
## eta[3] 0.2746 0.04544 0.19466 0.3742
```

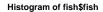
Fortsetzung Beispiel III

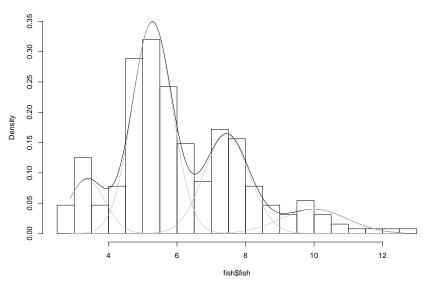
```
## eta[4] 0.1000 0.02937 0.05098 0.1658
##
   Empirical mean, standard deviation and 95% CI for mu
##
##
         Mean
               SD 2.5% 97.5%
## mu[1] 3.382 0.15393 3.122 3.729
## mu[2] 5.278 0.07337 5.130 5.416
## mu[3] 7.437 0.14866 7.106 7.699
## mu[4] 9.979 0.39132 9.181 10.696
##
##
   Empirical mean, standard deviation and 95% CI for sigma
##
                        SD 2.5% 97.5%
              Mean
## sigma2[1] 0.2996 0.11811 0.1456 0.5876
## sigma2[2] 0.3504 0.08497 0.2357 0.5174
## sigma2[3] 0.4815 0.19657 0.2404 0.9607
## sigma2[4] 1.0023 0.34858 0.5354 1.8441
```

Medianmodell I

```
postmed<-apply(zSort$results, 2, median)</pre>
x<-seq(min(fish$fish), max(fish$fish), length=1000)
d1 <- postmed[257]*dnorm(x, postmed[261], sqrt(postmed[265]
d2 <- postmed[258]*dnorm(x, postmed[262], sqrt(postmed[266]
d3 <- postmed[259]*dnorm(x, postmed[263], sqrt(postmed[267]
d4 <- postmed[260]*dnorm(x, postmed[264], sqrt(postmed[268]
d < -d1 + d2 + d3 + d4
hist(fish$fish, freq=FALSE, n=22, ylim=c(0,max(d)))
lines(x, d)
lines(x, d1, col="grey")
lines(x, d2, col="grey")
lines(x, d3, col="grey")
lines(x, d4, col="grey")
```

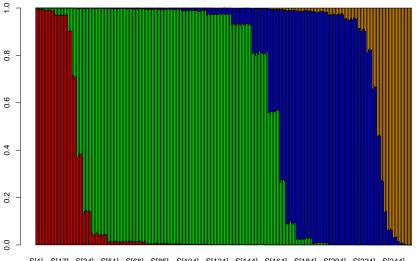
Medianmodell II





Posteriori-Verteilung der Klassen I

Posteriori-Verteilung der Klassen II



 $S[1] \quad S[17] \quad S[34] \quad S[51] \quad S[68] \quad S[85] \quad S[104] \quad S[124] \quad S[144] \quad S[164] \quad S[184] \quad S[204] \quad S[224] \quad S[244]$