# TD
# Méta-analyse sur l’efficacité d’injection de Mg sur le risque d’infarctus

# 14 études sur les taux de mortalité avec/sans Mg

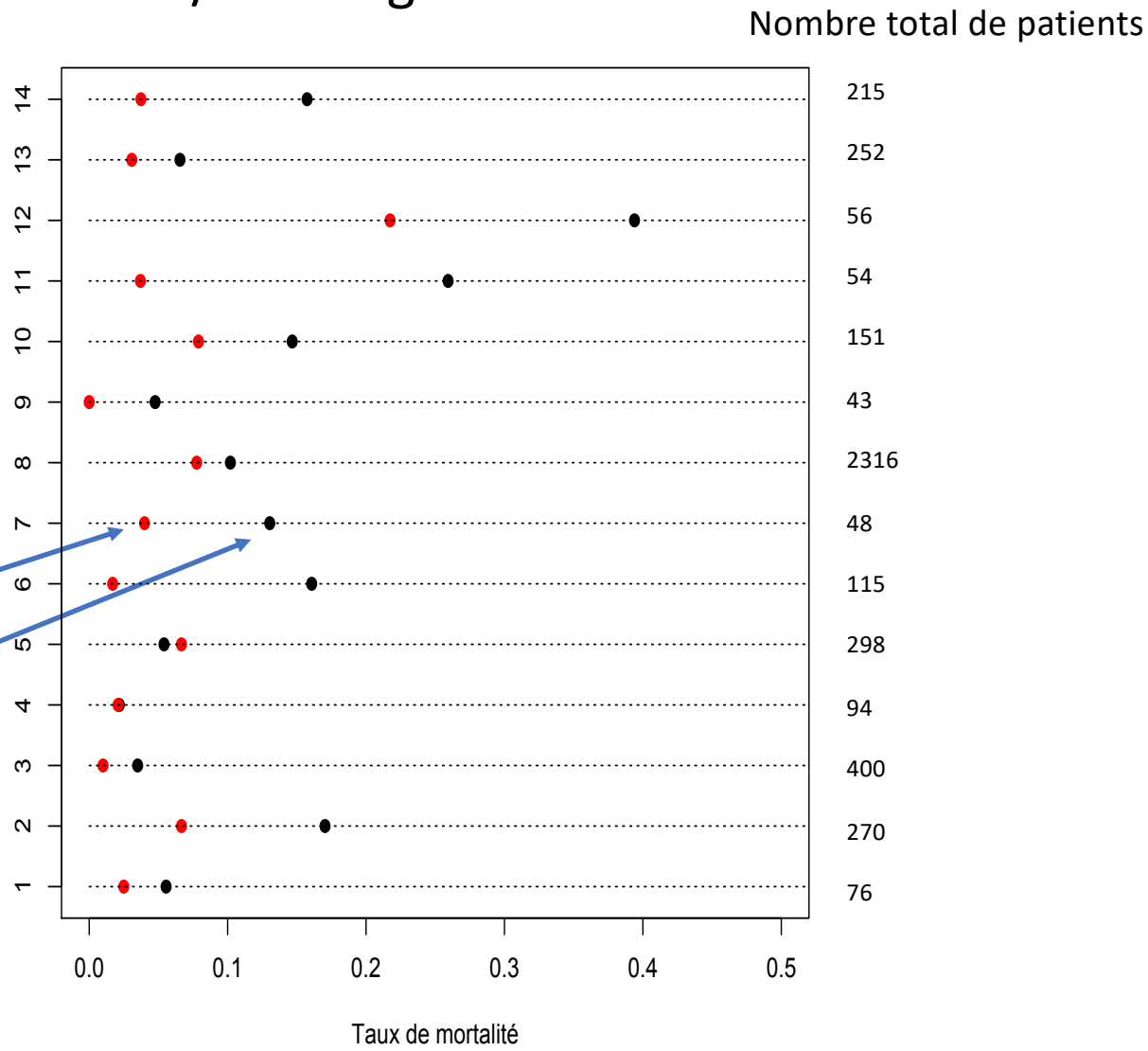
(Sterne et al., 2001)

Chaque étude a

- 1 groupe traité
- 1 groupe témoin

Groupe traité avec du Mg

Groupe témoin



# Odds et Odds ratio

$$Odds = \frac{Proba\ de\ mortalité}{1 - Proba\ de\ mortalité}$$

$$Odds\ ratio = \frac{Odds(avec\ Mg)}{Odds(sans\ Mg)}$$

# Odds et Odds ratio

$$\textit{Odds} = \frac{Proba\ de\ mortalit\acute{e}}{1 - Proba\ de\ mortalit\acute{e}}$$

$$\textit{Odds ratio} = \frac{Odds(avec\ Mg)}{Odds(sans\ Mg)}$$

Si le *Odds ratio* est >1 (ou *ln Odds ratio*>0),

le traitement n’est pas efficace

# Objectif du TD

Estimer le Odds ratio à l'aide des 14 études en tenant compte de l'hétérogénéité des études

Estimer la probabilité que le Odds ratio soit >1 en moyenne dans la population et pour une nouvelle étude

# Un modèle hiérarchique
(Higgins et Spiegelhalter, 2002)

$$r_{ci} \sim Bin(n_{ci}, p_{ci})$$

$$r_{mi} \sim Bin(n_{mi}, p_{mi})$$

$$\varphi_i = logit(p_{ci}) = ln\left(\frac{p_{ci}}{1 - p_{ci}}\right)$$

$$logit(p_{mi}) = ln\left(\frac{p_{mi}}{1-p_{mi}}\right) = \varphi_i + \delta_i$$

$$\delta_i \sim N(\mu, \tau^2)$$

$$r_{ci} \sim Bin(n_{ci}, p_{ci})$$

$$r_{mi} \sim Bin(n_{mi}, p_{mi})$$

$$\varphi_i = logit(p_{ci}) = ln\left(\frac{p_{ci}}{1 - p_{ci}}\right)$$

$$logit(p_{mi}) = ln\left(\frac{p_{mi}}{1-p_{mi}}\right) = \varphi_i + \delta_i$$

$$\delta_i \sim N(\mu, \tau^2)$$

$$\boldsymbol{\delta_i = ln\, Odds\ ratio\ i}$$

$$\boldsymbol{\mu = ln\, Odds\ ratio\ population}$$

$$r_{ci} \sim Bin(n_{ci}, p_{ci})$$

$$r_{mi} \sim Bin(n_{mi}, p_{mi})$$

$$\varphi_i = logit(p_{ci}) = ln\left(\frac{p_{ci}}{1 - p_{ci}}\right)$$

$$logit(p_{mi}) = ln\left(\frac{p_{mi}}{1-p_{mi}}\right) = \varphi_i + \delta_i$$

$$\delta_i \sim N(\mu, \tau^2)$$

**PRIOR**

$$p_{ci} \sim Unif(0,1)$$

$$\tau \sim Unif(0,100)$$

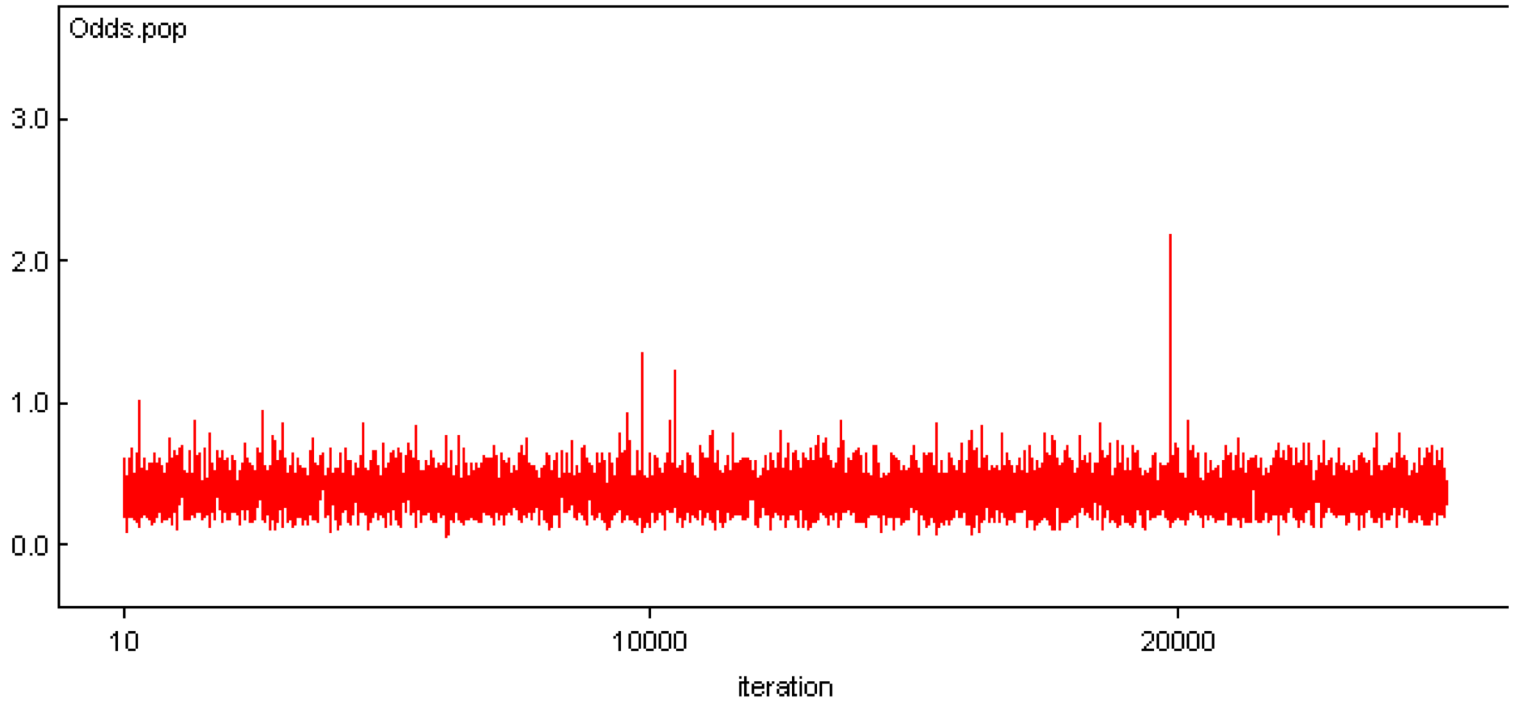
$$\mu \sim N(0, 10^4)$$

# WinBUGS

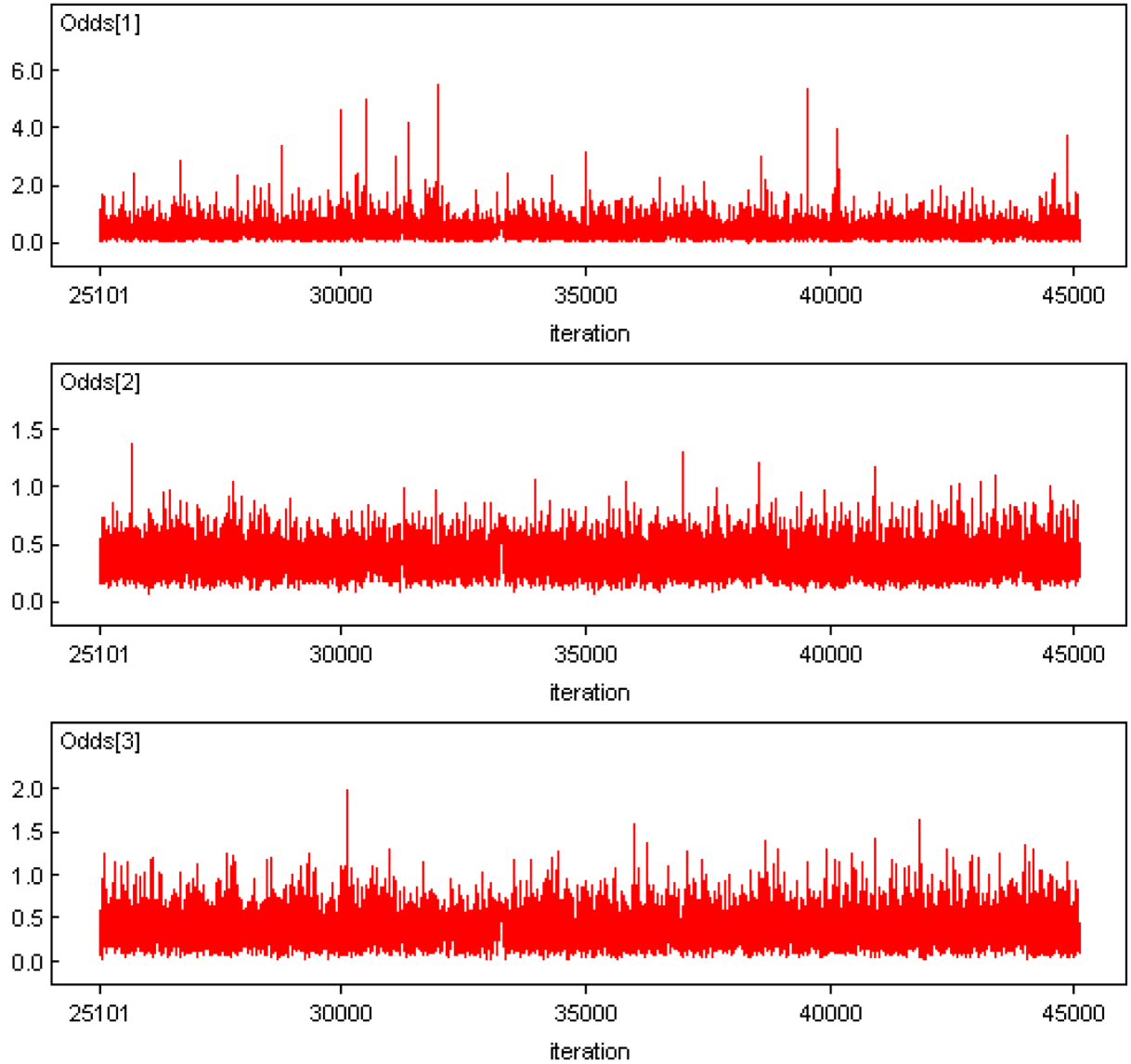
```
list(K=14,

#Nb de morts dans le groupe avec Mg
rm= c(1,9,2,1,10,1,1,90,0,6,1,5,4,4),
#Nb de morts dans le groupe sans Mg
rc=c(2,23,7,1,8,9,3,118,1,11,7,13,8,17),

#Effectif dans le groupe avec Mg
nm=c(40,135,200,48,150,59,25,1159,22,76,27,23,130,107),
#Effectif dans le groupe sans Mg
nc=c(36,135,200,46,148,56,23,1157,21,75,27,33,122,108)

)
```

```
model {

for(i in 1:K) {

#Lois binomiales
rc[i] ~ dbin(pc[i],nc[i]);
rm[i] ~ dbin(pm[i],nm[i]);

#Logit
phi[i] <- logit(pc[i]);
logit(pm[i]) <- phi[i] + delta[i];

#log(odds ratio)
delta[i] ~ dnorm(mu, precision);

#Odds ratio pour l'étude i
Odds[i] <-exp(delta[i]);

#Prior pour pc
pc[i] ~ dunif(0,1)
}

#Odds ratio nlle etude
delta.new ~ dnorm(mu, precision);
Odds.new<-exp(delta.new);

#Odds ratio population
Odds.pop<-exp(mu);

#prior pour le log Odds ratio moyen
mu ~ dnorm(0.0, 0.0001);

#Prior pour tau
tau ~ dunif(0, 100);
precision <- 1/(tau*tau);
tau.sq <- 1/precision;

#Probabilite log(Odds ratio)<0
less0 <- min(delta.new, 0);
less0mean<-min(mu, 0);
prob0 <- 1 - equals(less0, 0);
prob0mean<- 1 - equals(less0mean, 0);
}
```

# Odds de la population d'études



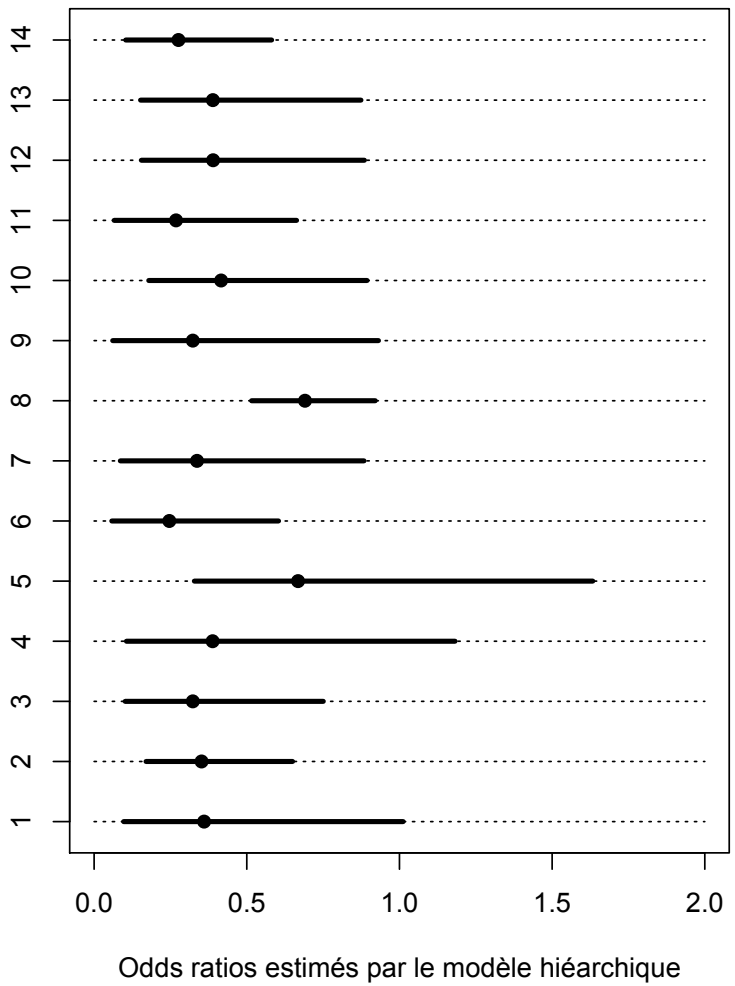
# Odds des études 1, 2 et 3

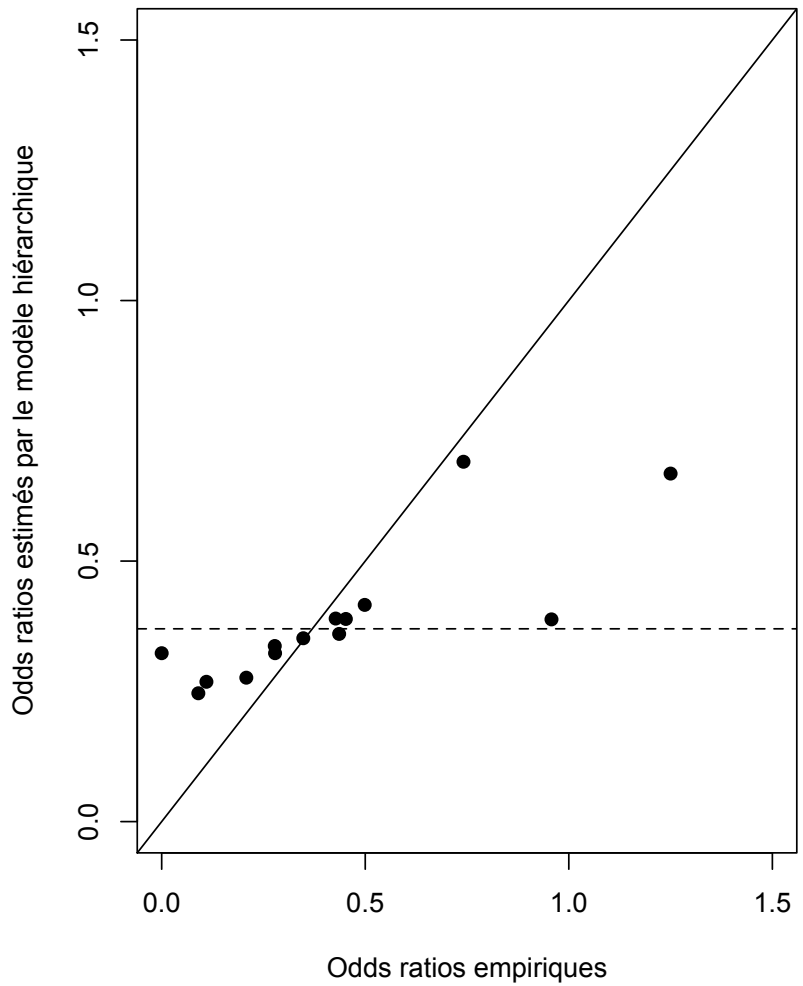


# Odds ratios des études individuelles

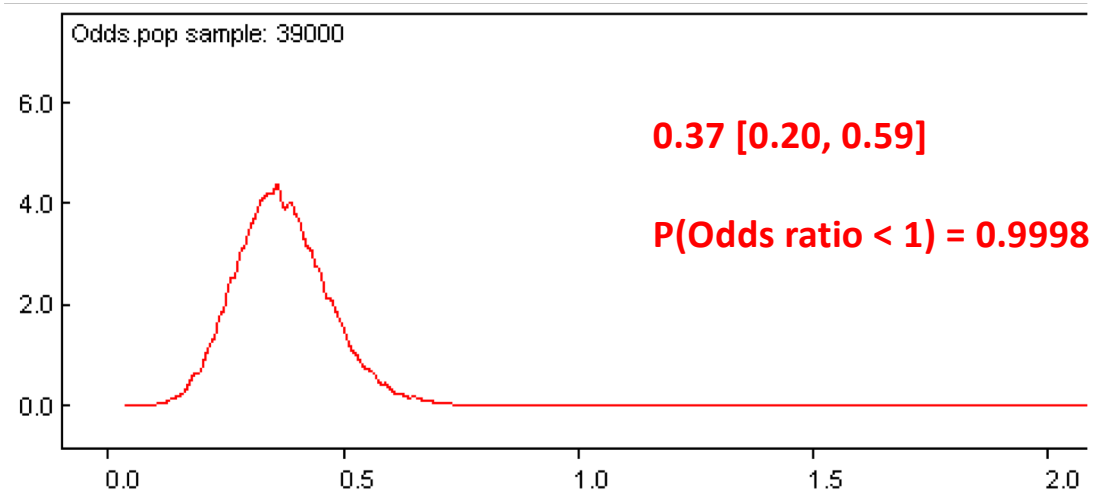
| node | mean | sd | MC error | 2.5% | median | 97.5% | start | sample |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Odds[1] | 0.4066 | 0.2536 | 0.002132 | 0.09683 | 0.3602 | 1.012 | 1000 | 39000 |
| Odds[2] | 0.367 | 0.1247 | 0.001303 | 0.1701 | 0.3519 | 0.6498 | 1000 | 39000 |
| Odds[3] | 0.3503 | 0.1704 | 0.001767 | 0.1018 | 0.3232 | 0.7505 | 1000 | 39000 |
| Odds[4] | 0.4479 | 0.3007 | 0.001841 | 0.1059 | 0.3881 | 1.182 | 1000 | 39000 |
| Odds[5] | 0.7502 | 0.3452 | 0.003878 | 0.3283 | 0.6679 | 1.633 | 1000 | 39000 |
| Odds[6] | 0.2689 | 0.1443 | 0.002013 | 0.05795 | 0.2463 | 0.6039 | 1000 | 39000 |
| Odds[7] | 0.374 | 0.2199 | 0.001905 | 0.08591 | 0.337 | 0.8838 | 1000 | 39000 |
| Odds[8] | 0.6977 | 0.1034 | 9.54E-4 | 0.5157 | 0.6906 | 0.9207 | 1000 | 39000 |
| Odds[9] | 0.3652 | 0.2422 | 0.002131 | 0.0609 | 0.3232 | 0.9312 | 1000 | 39000 |
| Odds[10] | 0.4463 | 0.1855 | 0.001306 | 0.179 | 0.4159 | 0.8938 | 1000 | 39000 |
| Odds[11] | 0.2931 | 0.1585 | 0.001912 | 0.06571 | 0.2683 | 0.663 | 1000 | 39000 |
| Odds[12] | 0.4223 | 0.191 | 0.00146 | 0.1548 | 0.3897 | 0.8851 | 1000 | 39000 |
| Odds[13] | 0.4184 | 0.1874 | 0.001459 | 0.1522 | 0.3889 | 0.8738 | 1000 | 39000 |
| Odds[14] | 0.2938 | 0.1246 | 0.001683 | 0.1035 | 0.2762 | 0.5813 | 1000 | 39000 |

# Odds ratios des études individuelles et effet « shrinkage »



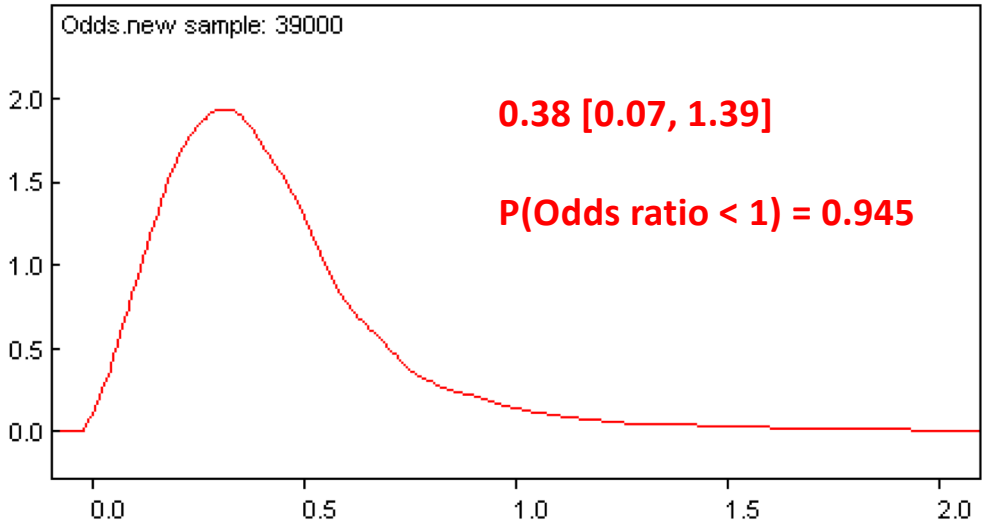



# Odds ratio moyen pour la population d'études



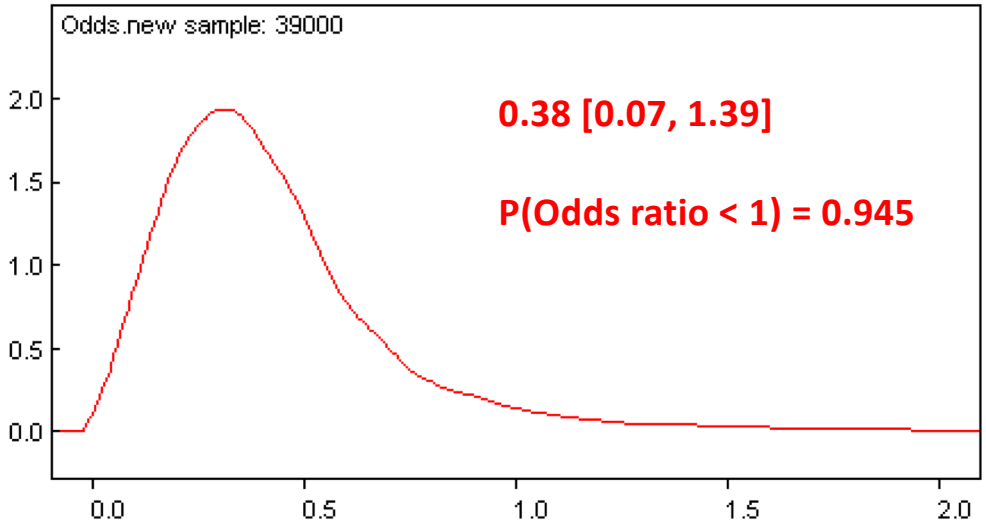

| node | mean | sd | MC error | 2.5% | median | 97.5% | start | sample |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Odds.pop | 0.3726 | 0.1003 | 0.001522 | 0.196 | 0.3655 | 0.5877 | 1000 | 39000 |

# Odds ratio pour une nouvelle d'étude




| node | mean | sd | MC error | 2.5% | median | 97.5% | start | sample |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Odds.new | 0.4673 | 0.7198 | 0.003881 | 0.07487 | 0.3757 | 1.388 | 1000 | 39000 |

# Odds ratio pour une nouvelle d'étude




Plus de 5% de chance d'avoir une nouvelle étude avec un Odds ratio >1

| node | mean | sd | MC error | 2.5% | median | 97.5% | start | sample |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Odds.new | 0.4673 | 0.7198 | 0.003881 | 0.07487 | 0.3757 | 1.388 | 1000 | 39000 |

# Question supplémentaire : Refaire l'analyse avec un prior plus informatif

A priori « sceptique »

5% de chance que le odds ratio soit inférieur à 0.75

$\mu \sim N(0, 0.03)$