

Exemplos biparamétricos: comparação de duas distribuições de Poisson (Intervalos de credibilidade)

Prof. Caio Azevedo

Dados reais: comparação do número de acidentes

- Descrição: número de acidentes (com algum tipo de trauma para as pessoas envolvidas) em 92 dias (correspondentes) em dois anos distintos (1961 e 1962), medidos em algumas regiões da Suécia.
- Considerou-se apenas 43 dias, correspondendo a dias de 1961 em que não havia limite de velocidade e de 1962 em que havia limites de velocidade (90 ou 100 km/h).

- Vamos assumir que

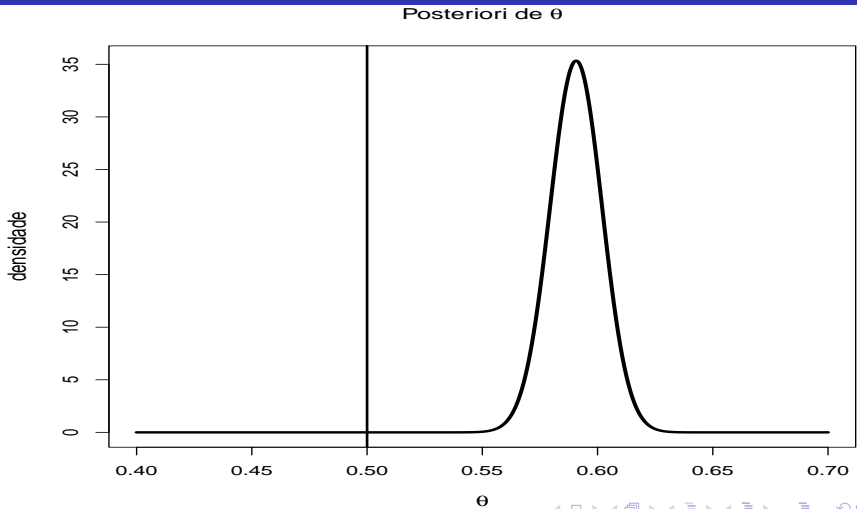
$$X_i | \lambda_1 \stackrel{i.i.d.}{\sim} \text{Poisson}(\lambda_1), i = 1, \dots, 43 \text{ (1961)}.$$

$$Y_i | \lambda_2 \stackrel{i.i.d.}{\sim} \text{Poisson}(\lambda_2), i = 1, \dots, 43 \text{ (1962)}.$$

Dados reais: comparação do número de acidentes

- Assumiremos também que $p(\lambda_1, \lambda_2) \propto \mathbb{1}_{(0,\infty)}(\lambda_1)\mathbb{1}_{(0,\infty)}(\lambda_2)$.
- Dessa forma, teremos que (como já foi visto)
 $\lambda_1 | \mathbf{x} \sim \text{gama}(n\bar{x} + 1, n^{-1}) \perp \lambda_2 | \mathbf{y} \sim \text{gama}(n\bar{y} + 1, n^{-1})$ (exercício).
- Assim, $\theta = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} | (\mathbf{x}, \mathbf{y}) \sim \text{beta}(n\bar{x} + 1, n\bar{y} + 1)$.
- Esses dados já foram analisados de uma forma um pouco diferente [aqui](#).

Dados reais: comparação do número de acidentes (cont.)



Dados reais: comparação do número de acidentes (cont.)

- Podemos facilmente obter um $IC_B(\theta, \gamma)$ simétrico, através do R, uma vez que $\theta = \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} | (\mathbf{x}, \mathbf{y}) \sim \text{beta}(n\bar{x} + 1, n\bar{y} + 1)$

- Basta digitar

```
ICsim <- c(qbeta((1-gammac)*0.5, shape1=n*xb+1,  
shape2=m*yb+1), qbeta((1+gammac)*0.5,  
shape1=n*xb+1, shape2=m*yb+1))
```

em que “gammac” é o grau de credibilidade desejado.

- Para o intervalo $HPD(\theta, \gamma)$ basta usar a função “hpd”, ou seja

```
hpd(qbeta, shape1=n*xb+1, shape2=m*yb+1, conf=gammac)
```

Dados reais: comparação do número de acidentes (cont.)

- Além disso, podemos calcular (motivados pelos objetivos e pela figura anterior):

$$P_{\theta|\mathbf{x}}(\theta > 1/2|\mathbf{x}) \equiv P(\theta > 1/2|\mathbf{x}).$$

- No R, basta digitar

```
1-pbeta(0.5, shape1=n*xb+1, shape2=m*yb+1)
```

Dados reais: comparação do número de acidentes (cont.)

- Os resultados foram:
 - $IC_B(\theta; 0, 95) = [0, 568; 0, 613]$
 - $HPD(\theta; 0, 95) = [0, 568; 0, 613]$
 - $P_{\theta|\mathbf{x}}(\theta > 1/2|\mathbf{x}) > 0, 9999$
- Os resultados acima nos levam à concluir que $\theta > 0, 5$ e que, portanto, houve um redução no número médio de acidentes (eventualmente devido à imposição de limites de velocidade).

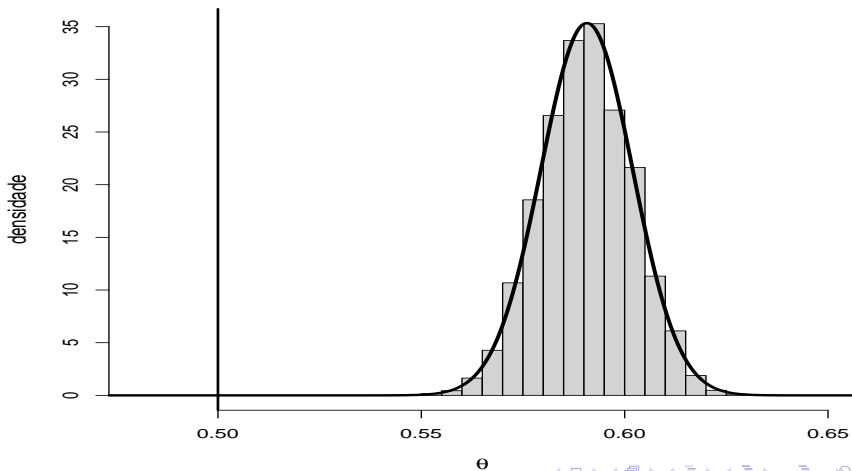
Obtendo a posteriori numericamente

- Uma vez que $\lambda_1|\mathbf{x} \sim \text{gama}(n\bar{x} + 1, n^{-1})$, $\lambda_2|\mathbf{y} \sim \text{gama}(n\bar{y} + 1, n^{-1})$ e $\lambda_1|(\mathbf{x}, \mathbf{y}) \perp \lambda_2|(\mathbf{x}, \mathbf{y})$, podemos simular “R” variáveis aleatórias, mutuamente independentes, com distribuições gama específicas, e calcular θ para cada par, ou seja:

- 1 Simular $(\lambda_1^{(r)}, \lambda_2^{(r)})$, $r = 1, \dots, R$ (das respectivas distribuições) e calcular $\theta^{(r)} = \frac{\lambda_1^{(r)}}{\lambda_1^{(r)} + \lambda_2^{(r)}}$.
- 2 Dessa forma, teremos uma aproximação numérica da posteriori de interesse.
- 3 Os resultados obtidos anteriormente, podem ainda sê-lo, uma vez que se tenha uma amostra aleatória de tamanho R da posteriori.

Dados reais: comparação do número de acidentes (cont.)

Densidade verdadeira e histograma dos valores simulados



Dados reais: comparação do número de acidentes (cont.)

- Para uma amostra aleatória de tamanho $R = 2.000$ obtivemos
 - $IC_B(\theta; 0, 95) = [0, 569; 0, 612]$
 - $HPD(\theta; 0, 95) = [0, 569; 0, 612]$
 - $P(\theta > 1/2 | \mathbf{x}) > 0, 9999$

Densidade a posteriori e histogramas dos valores simulados

