

Méta-analyse bayésienne de l'effet de l'hydroxychloroquine sur la mortalité au cours du COVID-19

Fourmond M, Mukakalisa C, Catoire P

13/12/2021

Contexte

- COVID-19 : 270M cas, 5.31M décès
- Pandémie mondiale d'après l'OMS
- pas de traitement curatif établi
- Hydroxychloroquine proposée par plusieurs auteurs

Hydroxychloroquine

- Agent antiparasitaire, ayant été proposé dans certaines infections virales (Zika, Chikungunya . . .)
- Dissensus concernant son efficacité sur le COVID-19
- Biais de publication marqué
- Nécessité de synthèse de preuves, en particulier méta-analyse

Méta-analyse

Principe : modèle *hiérarchique*

Pour notre question de recherche :

- Axfors et al. (2021) ont réalisé une méta-analyse par une approche fréquentiste, avec étude des sous-groupes d'études publiées et non publiées

Question de recherche

Les études actuelles (publiées et en cours) montrent-elles un effet de l'hydroxychloroquine (HCQ) sur la mortalité au cours du COVID-19 ?

Analyse statistique

Analyse principale

- Méta-analyse bayésienne à partir des données de Axfors et al. (2021).
- détermination de :
 - ▶ l'effet global (OR) par médiane a posteriori
 - ▶ Intervalle de crédibilité (méthode de plus haute densité)
 - ▶ p-direction pour $OR < 1$ et $OR < 0.9$ (cliniquement pertinent)

Analyses secondaires

Sous-groupes :

- Etudes publiées vs. non publiées
- Traitement à forte dose vs. faible dose

Sensibilité :

- Hyperpriors (paramètres de la loi a priori de l'effet global et de sa dispersion)
- Choix de la distribution a priori du paramètre de dispersion

Modèle bayésien

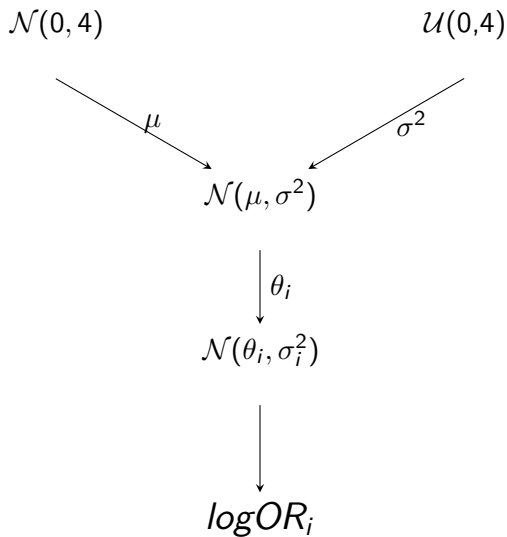
- Quantité d'intérêt : $\mu \in \mathbb{R}$, log-odds ratio du décès parmi les patients avec et sans traitement par HCQ
- Modèle d'échantillonnage :

$$\begin{cases} \log OR_i \sim \mathcal{N}(\theta_i, \sigma_i^2) \\ \theta_i \sim \mathcal{N}(\mu, \sigma^2) \end{cases}$$

- Priors :

$$\begin{cases} \mu \sim \mathcal{N}(0, 4) \\ \sigma^2 \sim \mathcal{U}(0, 4) \end{cases}$$

Modèle



Approche analytique

On cherche à déterminer $\mathbb{P}(\mu|Y)$, avec Y l'ensemble $\{\log OR_1, \dots, \log OR_k\}$ des log-OR observés.

On a $\mathbb{P}(\mu, \theta|Y) \propto \mathbb{P}(Y|\mu, \theta) \times \mathbb{P}(\theta|\mu) \times \mathbb{P}(\mu)$

D'où

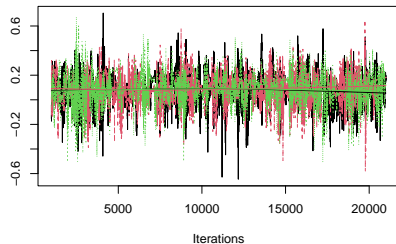
$$\mathbb{P}(\mu|Y) = \int^{\mathbb{R}} \mathbb{P}(\mu, \theta|Y) d\theta \propto \int^{\mathbb{R}} \mathbb{P}(Y|\mu, \theta) \times \mathbb{P}(\theta|\mu) \times \mathbb{P}(\mu) d\theta$$

On obtient (cf. demo.pdf sur github) :

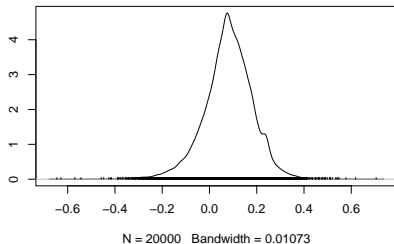
$$\mathbb{P}(\mu|\theta) = \int^{\Theta} \frac{\mathbb{P}(\mu) \int_0^4 \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\theta_i - \mu)^2} \frac{1}{4} \mathbb{1}_{\sigma^2 \in [0;4]} d\sigma^2}{\int^{\Theta} \int^{\mu} \int^{\sigma^2} \mathbb{P}(Y|\theta) \times \mathbb{P}(\theta|\mu, \sigma^2) \times \mathbb{P}(\mu) \times \mathbb{P}(\sigma^2) d\theta d\mu d\sigma^2} \prod_{i=1}^k \left[\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\theta_i - \mu)^2} \right]$$

Modèle "naïf"

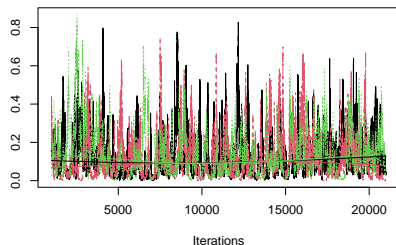
Trace of mu



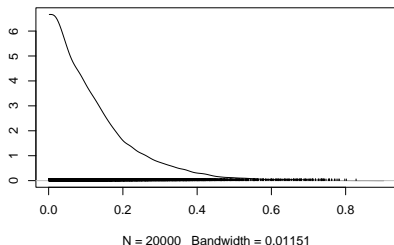
Density of mu



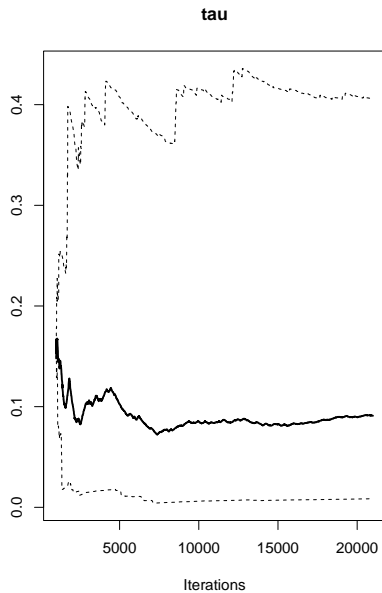
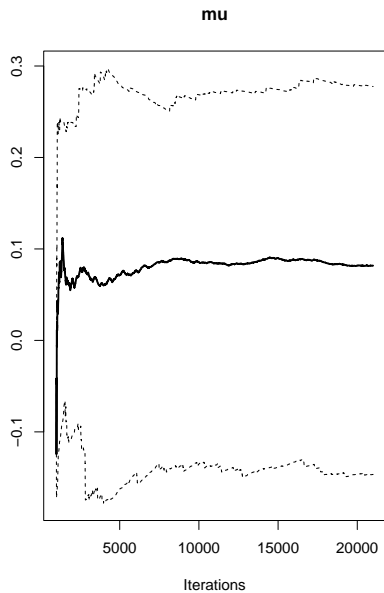
Trace of tau



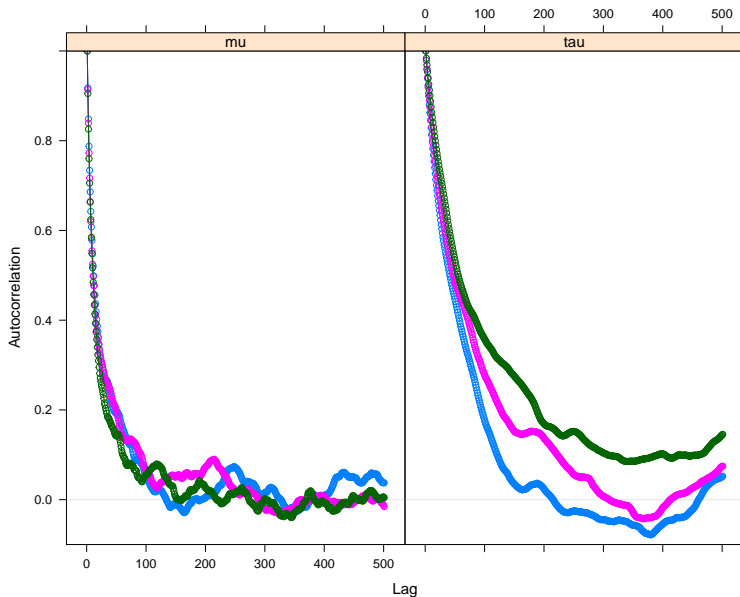
Density of tau



Quantiles courants

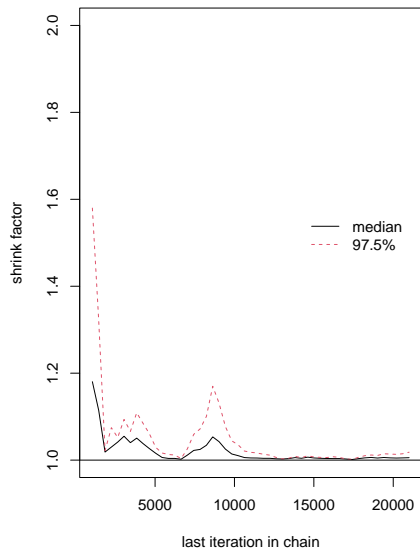


Autocorrélation

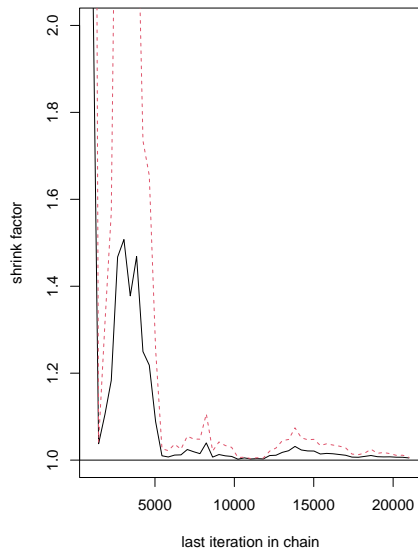


Gelman-Rubin

mu



tau



Paramétrage du modèle :

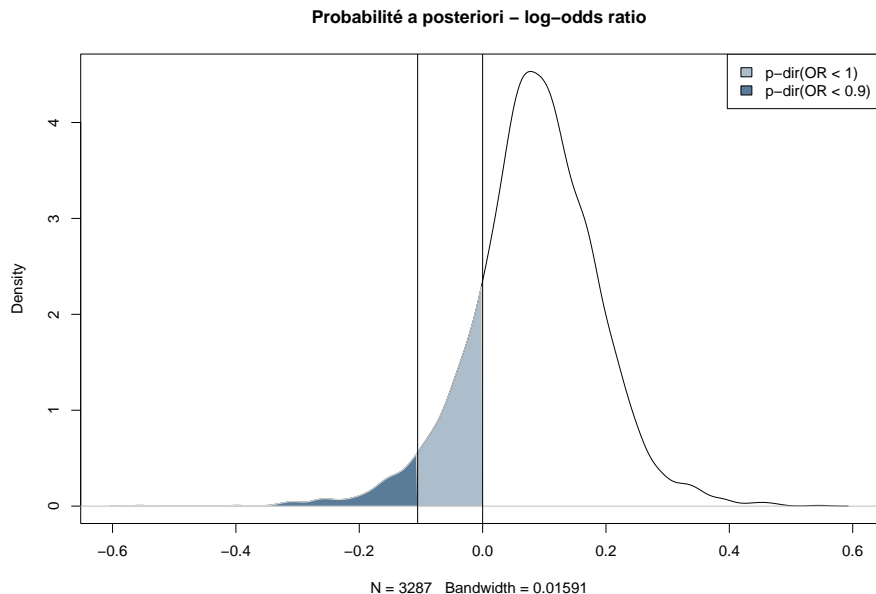
- `thin` : 300
- `burn-in` : 1.5×10^4
- `n.iter` : 10^6
- taille d'échantillon : $\frac{n.iter - burn-in}{thin} = 3283$

Résultats du modèle : ensemble des études

- Médiane a posteriori : 1.09
- ICr 95% HDI : [0.88;1.32]
- p-direction ($OR < 1$) : 0.17
- p-direction ($OR < 0.9$) : 0.04

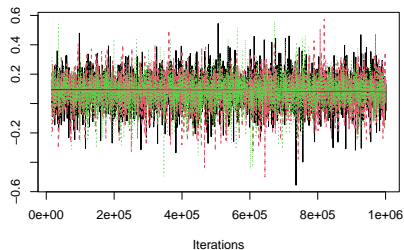
(Résultats de Axfors et al : 1.11 [1.02-1.20])

P-direction

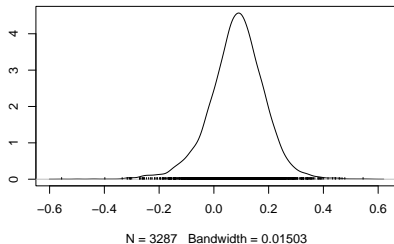


Densités a posteriori, trace

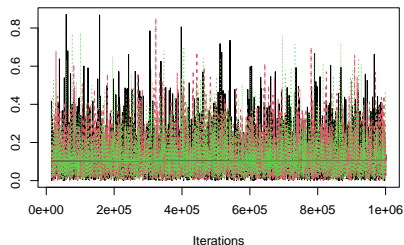
Trace of μ



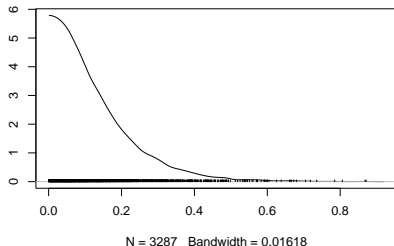
Density of μ



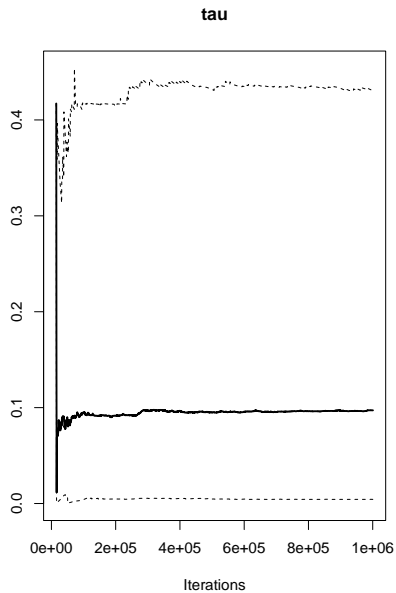
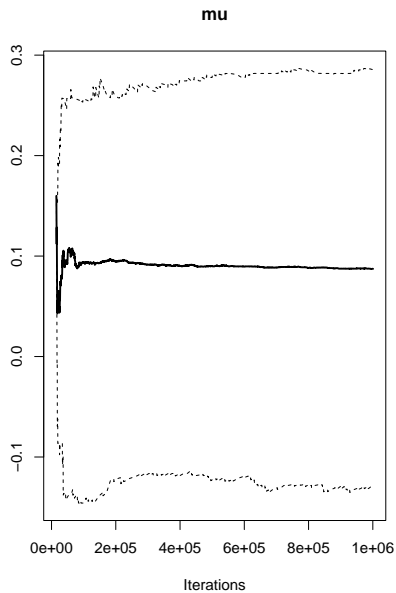
Trace of τ



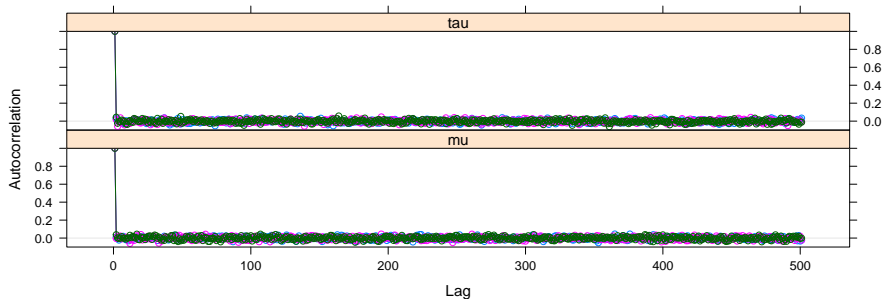
Density of τ



Quantiles

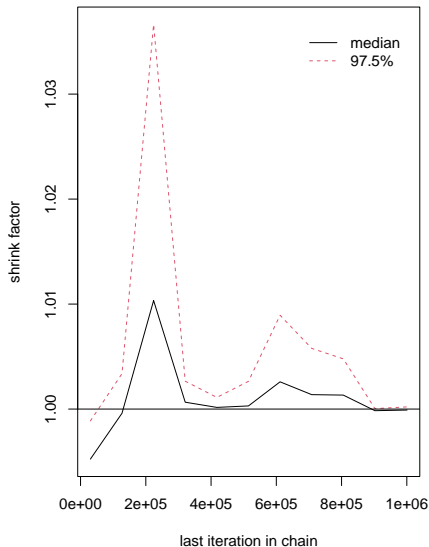


Autocorrélation

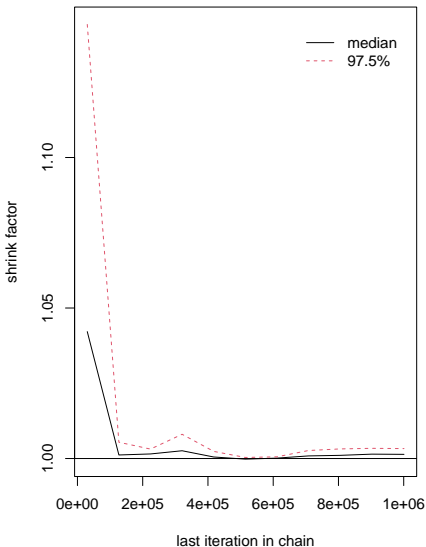


Gelman-Rubin

mu



tau



Etude en sous-groupes : publiées vs. non publiées

Groupe “études publiées” (n=14):

- Médiane a posteriori : 1.12
- ICr 95% HDI : [0.84;1.53]
- p-direction ($OR < 1$) : 0.15
- p-direction ($OR < 0.9$) : 0.05

(Résultats de Axfors et al : 1.12 [1.08-1.16])

Groupe “études non publiées” (n=15):

- Médiane a posteriori : 0.94
- ICr 95% HDI : [0.55;1.62]
- p-direction ($OR < 1$) : 0.59
- p-direction ($OR < 0.9$) : 0.42

(Résultats de Axfors et al : 0.92 [0.63-1.34])

Sous-groupes : dose d'hydroxychloroquine

Groupe “forte dose” (n=4):

- Médiane a posteriori : 1.13
- ICr 95% HDI : [0.59;2]
- p-direction ($OR < 1$) : 0.22
- p-direction ($OR < 0.9$) : 0.12

Groupe “faible dose” (n=30):

- Médiane a posteriori : 1.05
- ICr 95% HDI : [0.72;1.54]
- p-direction ($OR < 1$) : 0.39
- p-direction ($OR < 0.9$) : 0.21

Analyse de sensibilité

On modifie les paramètres a priori :

- $\mu \sim \mathcal{N}(0, 4)$, $\sigma^2 \sim \mathcal{U}(0, 4)$ (modèle initial)
- $\mu \sim \mathcal{N}(0, 1)$, $\sigma^2 \sim \mathcal{U}(0, 4)$ (modèle MT)
- $\mu \sim \mathcal{N}(0, 10)$, $\sigma^2 \sim \mathcal{U}(0, 4)$ (modèle ML)
- $\mu \sim \mathcal{N}(0, 4)$, $\sigma^2 \sim \mathcal{U}(0, 1)$ (modèle ST)
- $\mu \sim \mathcal{N}(0, 4)$, $\sigma^2 \sim \mathcal{U}(0, 100)$ (modèle SL)

Analyse de sensibilité : *hyperpriors*

Médianes a posteriori :

- modèle initial : 1.0916 [0.88;1.32]
- modèle MT : 1.0917 [0.88;1.33]
- modèle ML : 1.0539 [0.91;1.2]
- modèle ST : 1.093 [0.87;1.31]
- modèle SL : 1.0918 [0.88;1.33]

Analyse de sensibilité : *Distributions du paramètre de dispersion de groupe: beta inverse*

- modèle initial : 1.0916 [0.88;1.32]
- modèle $\sim \mathcal{B}^{-1}(1, 1)$: 1.0784 [0.82;1.38]
- modèle $\sim \mathcal{B}^{-1}(4, 4)$: 1.0373 [0.69;1.51]
- modèle $\sim \mathcal{B}^{-1}(0.25, 0.25)$: 1.0966 [0.93;1.31]

Discussion

- l'interprétation des p-directions et des intervalles de crédibilité ne permet pas d'exclure avec une forte probabilité un effet sur de l'hydroxychloroquine sur la mortalité
- l'estimation du paramètre μ par la médiane a posteriori donne des valeurs en accord avec l'approche fréquentiste
- l'augmentation de l'intervalle de crédibilité dans les méta-analyses bayésiennes comparativement aux intervalles de confiance a été décrit par certains auteurs (Seide, Jensen, and Kieser 2020)
- Les études de sensibilité ne montrent pas d'effet sensible du choix du type ou de la valeur des hyperparamètres des distributions des paramètres *a priori*
- les études non publiées semblent plus en faveur d'une réduction de la mortalité par l'HCQ, mais avec de faibles effectifs influant peu sur le résultat global

Conclusion

- La méta-analyse bayésienne montre un effet de même direction et magnitude, mais avec une dispersion plus importante de la distribution de probabilité a posteriori que l'analyse fréquentiste ne le laisse supposer
- la p-direction faible pour un $OR < 0.9$ est en faveur d'un effet au mieux modeste de l'hydroxychloroquine sur la mortalité
- il ne semble pas y avoir de différence sensible en analyse en sous-groupes en fonction de la dose

Merci !

Références :

- Axfors, Cathrine, Andreas M. Schmitt, Perrine Janiaud, Janneke van't Hooft, Sherief Abd-Elsalam, Ehab F. Abdo, Benjamin S. Abella, et al. 2021. "Mortality Outcomes with Hydroxychloroquine and Chloroquine in COVID-19 from an International Collaborative Meta-Analysis of Randomized Trials." *Nature Communications* 12 (1): 2349. <https://doi.org/10.1038/s41467-021-22446-z>.
- Seide, Svenja E., Katrin Jensen, and Meinhard Kieser. 2020. "A Comparison of Bayesian and Frequentist Methods in Random-Effects Network Meta-Analysis of Binary Data." *Research Synthesis Methods* 11 (3): 363–78. <https://doi.org/10.1002/jrsm.1397>.