

Impact du confinement sur l'épidémie de COVID-19

25 juillet 2021

1 Introduction

Nous présentons un modèle épidémiologique suffisamment simple et robuste pour être appliqué à l'épidémie de SARS-CoV-2 ayant sévi pendant le premier semestre 2020 à l'occasion de la période dite de la « première vague » de la COVID-19. Son application aux cas des pays européens nous permet d'évaluer l'impact des politiques de confinement sur la dynamique épidémique et sur la mortalité imputée au virus. Les conclusions font apparaître deux faits majeurs :

- le confinement n'a aucun impact sur la dynamique épidémique ;
- le confinement a des conséquences très significative sur la mortalité : plus les pays confinent, plus leur mortalité par COVID-19 est élevée.

En moyenne, les pays qui ont confiné ont subi d'une mortalité deux fois plus élevée. Le confinement semble être non pas la cause mais le témoin principal de la mise en place de mesures de contrôle de la population essentiellement délétères pour la santé publique. Le cas de la Suède, seul pays ayant peu confiné qui a souffert d'une forte mortalité, permet d'inférer l'hypothèse que la qualité de la prise en charge médicale est le facteur principal déterminant la mortalité par COVID-19. Le confinement et les autres mesures de contrôle des populations augmenteraient la mortalité par COVID-19 en désorganisant les parcours de soins.

2 Définition du modèle

Nous essayons ici de modéliser la dynamique d'une épidémie causée par un agent immunisant. Ce modèle sera appliqué au cas de la COVID-19.

La dynamique épidémique est modélisée à l'aide d'un processus de Markov. La population concernée est décomposée en cinq sous-populations :

- les personnes saines jamais infectées (S) ;
- les personnes infectées (I) ;
- les personnes rétablies, supposées immunisées (\mathcal{R}) ;
- les personnes décédées (\mathcal{D}).

Chaque personne est susceptible de changer de sous-population avec une probabilité fixe suivant un rythme prédéfini, quotidien dans notre cas :

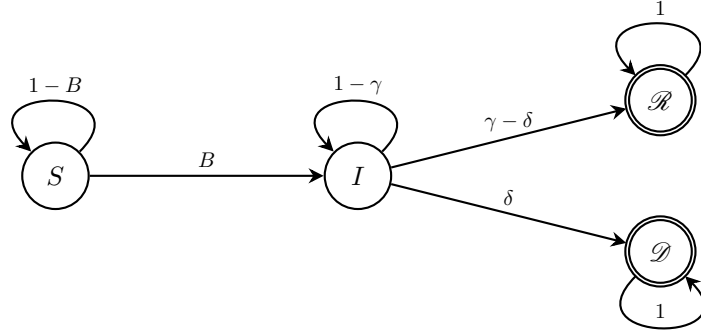
- B est la probabilité quotidienne d'être infecté ;
- γ est la probabilité quotidienne de se rétablir ou de mourir si on est infecté ;
- δ est la probabilité quotidienne de mourir si on est infecté.

Ces probabilités sont contraintes par les règles inhérentes aux probabilités :

- $0 \leq B \leq 1$;
- $0 \leq \gamma \leq 1$;

— $0 \leq \delta \leq \gamma$.

Ce processus stochastique est représenté par le graphe de sa chaîne de Markov :



Intuitivement, ce graphe décrit le parcours d'une personne face à l'épidémie. Une personne saine (S) peut être infectée (I), puis éventuellement décéder (\mathcal{D}) ; mais elle peut aussi guérir (\mathcal{R}) : elle est alors immunisée et ne peut pas recommencer ce parcours.

Ce processus induit la donnée de quatre fonctions du temps t mutuellement récursives S_t , I_t , \mathcal{R}_t et \mathcal{D}_t associant à chaque jour le nombre de personnes étant respectivement dans les états S , I , \mathcal{R} et \mathcal{D} . Le décompte des jours débute arbitrairement à 0. Parmi tous les paramètres probabilistes, l'un d'eux, B , dépend du temps afin de modéliser la propagation de l'agent infectieux. On suppose que sa présence dans l'environnement est proportionnel à la quantité d'humains le portant. Cela ne présume pas de leur infectiosité ; on suppose seulement que les humains constituent un bon échantillonnage des porteurs de l'agent infectieux dans l'environnement. Si par exemple l'agent infectieux se propageait par transmission manuportée ou via des animaux partageant le même écosystème que les humains, le taux d'infection des humains resterait représentatif, peut-être même proportionnel à la présence de l'agent infectieux dans son réservoir préférentiel.

Comme dans tout modèle statistique, c'est l'adéquation aux données issues des grandes populations qui importe. Il faut alors abandonner toute idée d'analyse fine des processus guidant la propagation car cette dernière peut dépendre d'un virus, d'une bactérie, mais aussi de la réponse sanitaire, des stratégies curatives, de la mode ou des rituels concomitants. Ce modèle peut donc tout aussi bien modéliser une grippe que la fréquentation des boutiques pendant la saison des soldes. Il est destiné à modéliser quantitativement un phénomène de propagation ; mais rien n'indique qu'il soit apte à mettre en évidence les propriétés propres des facteurs sous-tendant le phénomène de transmission supposé.

Nous avons donc la relation de proportionnalité suivante :

$$B_t = \beta \frac{I_t}{S_0}$$

avec :

- S_0 la population initiale au jour 0 ;
- β la probabilité quotidienne d'être infecté si on rencontre l'agent infectieux.

Ces nouvelles données sont contraintes par les propriétés suivantes :

- $S_0 \geq 0$;
- $0 \leq \beta \leq 1$;

Nous obtenons enfin les équations récursives permettant de calculer les effectifs des sous-populations :

$$\begin{aligned}
 S_{t+1} &= S_t - \frac{\beta}{S_0} I_t S_t \\
 I_{t+1} &= I_t + \frac{\beta}{S_0} I_t S_t - \gamma I_t \\
 \mathcal{R}_{t+1} &= \mathcal{R}_t + (\gamma - \delta) I_t \\
 \mathcal{D}_{t+1} &= \mathcal{D}_t + \delta I_t
 \end{aligned}$$

avec comme conditions initiales :

$$\begin{aligned} S_0 & \text{ la population initiale au jour 0, moins le patient zéro} \\ I_0 & = 1 \text{ le patient zéro} \\ \mathcal{R}_0 & = 0 \\ \mathcal{D}_0 & = 0 \end{aligned}$$

Ce modèle est ainsi défini par quatre paramètres libres : β , γ , δ et S_0 .

On remarque que $S_0 + 1 = S_t + I_t + \mathcal{R}_t + \mathcal{D}_t$ pour tout $t \geq 0$, ce qui signifie que la population est constante : les gens vivent ou meurent ; mais ils ne naissent pas ni ne passent la frontière.

Ce modèle admet une représentation continue ; il suffit d'interpréter le système discret comme une intégration numérique de pas 1. Par souci de lisibilité, on gardera les mêmes notations pour les variantes discrètes et continues. On obtient alors les équations différentielles suivantes :

$$\begin{aligned} S' & = -\frac{\beta}{S_0}SI \\ I' & = \frac{\beta}{S_0}SI - \gamma I \\ \mathcal{R}' & = (\gamma - \delta)I \\ \mathcal{D}' & = \delta I \end{aligned}$$

avec les mêmes conditions initiales que dans le cas discret. On retrouve les équations du modèle SIR introduit par Kermack et McKendrick en 1927 [1].

On remarque de même que $S' + I' + \mathcal{R}' + \mathcal{D}' = 0$ pour tout $t \geq 0$, ce qui signifie encore une fois que la population (décédés inclus) est constante.

Nous noterons par la suite respectivement \mathcal{S} et \mathcal{I} les primitives de S et I valant 0 pour $t = 0$. Les dérivées de \mathcal{R} et \mathcal{D} seront notées respectivement R et D . Le rapport β/γ , aussi appelé *nombre de reproduction de base*, sera noté ρ .

Par commodité, seule la version continue du modèle sera analysée. De plus, les données de terrain sont des tables de décès quotidiens dans des pays très peuplés. Nous nous limiterons donc aux modèles dans lesquels $\delta > 0$ et $S_0 \gg 1$.

3 Étude variationnelle des solutions

Le modèle continu SIRD est défini par une équation différentielle du premier ordre définie par une fonction f de \mathbb{R}^4 dans \mathbb{R}^4 :

$$\begin{pmatrix} S' \\ I' \\ \mathcal{R}' \\ \mathcal{D}' \end{pmatrix} = f \begin{pmatrix} S \\ I \\ \mathcal{R} \\ \mathcal{D} \end{pmatrix} \text{ et } \begin{pmatrix} S_0 \\ I_0 \\ \mathcal{R}_0 \\ \mathcal{D}_0 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} S_0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \text{ avec } f \begin{pmatrix} s \\ i \\ r \\ d \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} -\frac{\beta}{S_0}is \\ \frac{\beta}{S_0}is - \gamma i \\ (\gamma - \delta)i \\ \delta i \end{pmatrix}$$

Les projections de la fonction f sont définies par des combinaisons de fonctions C^∞ . Ainsi, sur tout ouvert de \mathbb{R}^4 , la fonction f est continue, différentiable et les dérivées partielles de ses projections sont continues. En vertu du théorème de Cauchy-Lipschitz, cette équation différentielle admet donc une solution unique sur \mathbb{R}^4 . Nous considérerons les composantes S , I , \mathcal{R} et \mathcal{D} de cette solution sur le domaine $[0; +\infty[$.

Avec les notations $D = \mathcal{D}'$ et $R = \mathcal{R}'$, sachant que $\delta > 0$ par hypothèse, nous pouvons réécrire les

équations sous cette forme :

$$\begin{aligned} S' &= -\frac{\beta}{\delta S_0} SD \\ D' &= \frac{\beta}{S_0} SD - \gamma D \\ R &= \left(\frac{\gamma}{\delta} - 1\right) D \\ I &= \frac{D}{\delta} \end{aligned}$$

On constate que les fonctions R et I sont proportionnelles à D . L'étude des variations de S et D suffira donc à décrire la totalité des composantes de la solution. On remarque que $R_0 = \gamma - \delta$ et $D_0 = \delta$.

Comme $D_0 > 0$ et D est continue, il existe un intervalle autour de 0 sur lequel la fonction D est strictement positive. Supposons l'existence de $t_0 > 0$ la borne supérieure des intervalles $[0; t[$ sur lesquels $D > 0$. Pour tout $t \in [0; t_0[$ on a :

$$\frac{D'}{D} = \frac{\beta}{S_0} S - \gamma$$

En intégrant sur t chaque membre de l'égalité on obtient :

$$\begin{aligned} \log\left(\frac{D}{D_0}\right) &= \frac{\beta}{S_0} \mathcal{S} - \gamma t \\ D &= \delta e^{\frac{\beta}{S_0} \mathcal{S} - \gamma t} \end{aligned} \quad (1)$$

La fonction exponentielle étant strictement positive, la fonction D est strictement positive pour tout $t \in [0; t_0[$. Par continuité à gauche on a $D_{t_0} = \delta e^{\frac{\beta}{S_0} \mathcal{S}_{t_0} - \gamma t_0}$ donc $D_{t_0} \neq 0$, et par continuité à droite $D_{t_0} = 0$, ce qui est contradictoire avec la continuité de D en t_0 . On démontre ainsi par contradiction que $D_t \neq 0$ pour tout $t \in [0; +\infty[$. La relation (1) est donc valide sur tout l'intervalle $t \in [0; +\infty[$. On en conclut que la fonction D est strictement positive.

Par un raisonnement similaire on obtient :

$$\begin{aligned} \frac{S'}{S} &= -\frac{\beta}{\delta S_0} D \\ \log\left(\frac{S}{S_0}\right) &= -\frac{\beta}{\delta S_0} \mathcal{D} \\ S &= S_0 e^{-\frac{\beta}{\delta S_0} \mathcal{D}} \end{aligned} \quad (2)$$

Ainsi la fonction S est également strictement positive. Il s'ensuit que S' est strictement négative et donc que la fonction S est strictement décroissante.

Les éventuels extrema de D sur $]0; +\infty[$ sont atteints quand $D' = 0$, c'est-à-dire quand $\frac{\beta}{S_0} SD - \gamma D = 0$. Comme $D > 0$, cette relation est équivalente à $\frac{\beta}{S_0} S - \gamma = 0$, soit $S = \frac{S_0}{\rho}$. La fonction S étant strictement décroissante, l'existence d'un extremum impose à ρ d'être strictement supérieur à 1. Dans ce cas, il est unique et il est atteint au point $t = M$ et alors $S_M = \frac{S_0}{\rho}$.

De la formule (2) on obtient :

$$\begin{aligned} \frac{S_0}{\rho} &= S_0 e^{-\frac{\beta}{\delta S_0} \mathcal{D}_M} \\ \rho &= e^{\frac{\beta}{\delta S_0} \mathcal{D}_M} \\ \mathcal{D}_M &= \frac{\delta S_0}{\beta} \log(\rho) \end{aligned} \quad (3)$$

Comme $S' + I' + \mathcal{R}' + \mathcal{D}' = 0$ on obtient :

$$\begin{aligned} S' + \frac{D'}{\delta} + \gamma \frac{D}{\delta} &= 0 \\ \delta S' + D' + \gamma D &= 0 \end{aligned}$$

puis en intégrant de part et d'autre de l'égalité :

$$\delta S + D + \gamma \mathcal{D} = \delta(S_0 + 1) \quad (4)$$

On a alors pour $t = M$, à l'aide de la formule (3) :

$$\frac{\delta S_0}{\rho} + D_M + \frac{\gamma \delta S_0}{\beta} \log(\rho) = \delta(S_0 + 1)$$

On obtient alors :

$$D_M = \delta(1 + S_0 - \frac{S_0}{\rho}(\log(\rho) + 1)) \quad (5)$$

Comme S est strictement décroissante il existe un $u > M$ tel que $S_t < S_q$ pour tous les $t > q$. Ainsi on a également $\mathcal{S} < \mathcal{S}_q + S_q(t - q)$. De la formule (1) on déduit :

$$D < \delta e^{\frac{\beta}{S_0}(\mathcal{S}_q + S_q(t-q)) - \gamma t}$$

$$D < \delta e^{\frac{\beta}{S_0}(\mathcal{S}_q - q S_q)} e^{(\frac{\beta S_q}{S_0} - \gamma)t}$$

On a $\frac{S_q}{S_0} < \frac{S_M}{S_0}$, donc $\frac{S_q}{S_0} < \frac{\gamma}{\beta}$ et $\frac{\beta S_q}{S_0} < \gamma$. Ainsi on a $\frac{\beta S_q}{S_0} - \gamma < 1$. Le facteur $e^{(\frac{\beta S_q}{S_0} - \gamma)t}$ est alors strictement décroissant et tend vers 0 quand t tend vers $+\infty$. La limite D_∞ de D en $t = +\infty$ existe est elle est égale à 0.

Comme $D_\infty = 0$ et D est strictement positive, l'extremum au point M est nécessairement un maximum.

On résume dans les tables suivantes le signe et les variations de S et D quand $\rho > 1$:

t	0	$+\infty$
S_t		+
D_t		+

t	0	M	$+\infty$
S_t	S_0	S_M	S_∞
D_t	δ	D_M	0

4 Calcul des paramètres à partir d'une courbe empirique

Pour $t = +\infty$ la formule (4) devient :

$$\delta S_\infty + D_\infty + \gamma \mathcal{D}_\infty = \delta(S_0 + 1) \quad (6)$$

À l'aide de la formule (2) on a $S_\infty = S_0 e^{-\frac{\beta}{\delta S_0} \mathcal{D}_\infty}$. De plus on a $D_\infty = 0$. Ainsi on a :

$$\delta S_0 e^{-\frac{\beta}{\delta S_0} \mathcal{D}_\infty} + \gamma \mathcal{D}_\infty = \delta(S_0 + 1)$$

$$-\frac{1}{\beta} e^{-\frac{\beta}{\delta S_0} \mathcal{D}_\infty} - \frac{\gamma \beta}{\delta S_0} \mathcal{D}_\infty + \beta(1 + \frac{1}{S_0}) = 0$$

Cette équation est de la forme $ae^x + bx + c = 0$ avec $x = -\frac{\beta}{\delta S_0} \mathcal{D}_\infty$, $a = -\frac{1}{\beta}$, $b = -\gamma$ et $c = \beta(1 + \frac{1}{S_0})$. Elle a pour déterminant $\Delta = \frac{a}{b}e^{-\frac{c}{b}}$, soit $\Delta = -\rho e^{-\rho(1 + \frac{1}{S_0})}$. Pour $\rho \in]1 + \infty[$, Δ est compris entre $-\frac{1}{e}$ et 0. On a donc :

$$\begin{aligned} -\frac{\beta}{\delta S_0} \mathcal{D}_\infty &= -W(\Delta) + \rho(1 + \frac{1}{S_0}) \\ \mathcal{D}_\infty &= \frac{\delta S_0}{\beta} W(\Delta) + \frac{\delta}{\gamma} (S_0 + 1) \end{aligned}$$

avec W une fonction de Lambert.

Supposons que $W = W_{-1}$. Comme $S_0 \gg 1$ on peut prendre $W(-\rho e^\rho)$ comme approximation de $W(\Delta)$. Comme $-\rho \leq -1$ on a $W_{-1}(-\rho e^{-\rho}) = -\rho$. Ainsi $\mathcal{D}_\infty = \frac{\delta}{\gamma}$. À partir de la formule (6) on obtient $\delta S_\infty + \delta = \delta(S_0 + 1)$, puis $S_\infty = S_0$, ce qui est contradictoire car S est strictement décroissante. Ainsi $W = W_0$ et on a :

$$\mathcal{D}_\infty = \frac{\delta S_0}{\beta} W_0(-\rho e^{-\rho(1 + \frac{1}{S_0})}) + \frac{\delta S_0}{\gamma} (1 + \frac{1}{S_0}) \quad (7)$$

À partir de la formule (3) on obtient :

$$\beta = \frac{\delta S_0}{\mathcal{D}_M} \log(\rho) \quad (8)$$

$$\gamma = \frac{\delta S_0}{\mathcal{D}_M \rho} \log(\rho) \quad (9)$$

En substituant β et γ dans (7) par ces deux expressions, on trouve :

$$\begin{aligned} \mathcal{D}_\infty &= \frac{\mathcal{D}_M}{\log(\rho)} W_0(-\rho e^{-\rho(1 + \frac{1}{S_0})}) + \frac{\mathcal{D}_M \rho}{\log(\rho)} (1 + \frac{1}{S_0}) \\ \frac{\mathcal{D}_\infty}{\mathcal{D}_M} &= \frac{W_0(-\rho e^{-\rho(1 + \frac{1}{S_0})}) + \rho(1 + \frac{1}{S_0})}{\log(\rho)} \end{aligned} \quad (10)$$

Notons D^* la courbe empirique des décès et \mathcal{D}^* sa primitive valant 0 en $t = 0$. La formule (10) définit la fonction P de ρ suivante :

$$P(\rho) = \frac{W_0(-\rho e^{-\rho(1 + \frac{1}{S_0})}) + \rho(1 + \frac{1}{S_0})}{\log(\rho)} \quad (11)$$

Pour évaluer la valeur empirique ρ^* à partir de D^* on recherche la valeur maximale D_M^* de D^* puis on calcule la valeur \mathcal{D}_M^* . On approxime \mathcal{D}_∞^* en prenant la plus grande valeur de \mathcal{D}^* . On résout alors l'équation $\frac{\mathcal{D}_\infty^*}{\mathcal{D}_M^*} = P(\rho)$.

La fonction P est strictement monotone sur $]1; +\infty[$ (cf. section 5). On peut donc l'inverser et on a ainsi :

$$\rho^* = P^{-1} \left(\frac{\mathcal{D}_\infty^*}{\mathcal{D}_M^*} \right)$$

En pratique une recherche dichotomique permet d'obtenir le résultat attendu très rapidement. Une fois que ρ^* est calculé, on évalue β^* et γ^* à l'aide des formules (8) et (9). Pour évaluer δ^* on fait appel à la formule (5) :

$$\delta = \frac{D_M}{1 + S_0 - \frac{S_0}{\rho} (\log(\rho) + 1)}$$

Si les valeurs de β^* , γ^* et δ^* ne respectent pas les conditions du modèle, on considèrera que la courbe empirique n'est pas modélisable.

Il arrive que les données réelles soient incomplètes ou bruitées : on ne dispose pas toujours des valeurs pour les t élevés, ce qui réduit la qualité de l'évaluation de \mathcal{D}^∞ . Pour remédier à ce problème, sachant que la valeur empirique \mathcal{D}_∞^* minore la valeur idéale, on itère la procédure d'évaluation de ρ^* avec des valeurs $\mathcal{D}_\infty^* + K$ en cherchant à ajuster les courbes réelles et modélisées.

5 Preuve de la croissance stricte de P sur $]1 + \infty[$

Dans toute cette section, on supposera $\rho > 1$.

$$\begin{aligned}\log(\rho) &= \int_1^\rho \frac{dt}{t} \\ \log(\rho) &< \int_1^\rho dt \\ \log(\rho) &< \rho - 1 \\ \log(\rho) &< \rho - \frac{1}{2} \\ 0 &< \rho - \log(\rho) - \frac{1}{2} \\ 0 &< 2\rho - 2\log(\rho) - 1 \\ 0 &< 2\rho - 2(\log(\rho) + 1)\end{aligned}$$

L'expression à droite ci-dessus est la dérivée de la fonction qui à ρ associe $\rho^2 - 1 - 2\rho\log(\rho)$; cette dernière est donc strictement croissante sur $]1; +\infty[$. Comme elle vaut 0 pour $\rho = 1$, on a :

$$\begin{aligned}0 &< \rho^2 - 1 - 2\rho\log(\rho) \\ 2\rho\log(\rho) &< \rho^2 - 1 \\ 2\log(\rho) &< \rho - \frac{1}{\rho} \\ \rho^2 &< e^{\rho - \frac{1}{\rho}} \\ \rho e^{-\rho} &< \frac{1}{\rho} e^{\frac{1}{\rho}} \\ -\frac{1}{\rho} e^{\frac{1}{\rho}} &< -\rho e^{-\rho}\end{aligned}$$

Comme $\rho > 1$, les valeurs $-\frac{1}{\rho}e^{\frac{1}{\rho}}$ et $-\rho e^{-\rho}$ sont toutes les deux dans $] -e^{-1}; 0[$. Sur cet intervalle, la fonction W_0 est strictement croissante. On a donc :

$$W_0\left(-\frac{1}{\rho}e^{\frac{1}{\rho}}\right) < W_0(-\rho e^{-\rho})$$

Comme $-1/\rho \geq -1$ on a :

$$W_0\left(-\frac{1}{\rho}e^{\frac{1}{\rho}}\right) = -\frac{1}{\rho}$$

Ainsi on déduit que :

$$-\frac{1}{\rho} < W_0(-\rho e^{-\rho})$$

Par la suite nous noterons Z l'expression $W_0(-\rho e^{-\rho})$.

$$\begin{aligned}-\frac{1}{\rho} &< Z \\ 0 &< \rho Z + 1\end{aligned}$$

Comme $-\rho e^{-\rho} \in]-e^{-1}; 0[$, la valeur Z est strictement comprise entre -1 et 0 . Ainsi $\rho(1+Z) > 0$. On peut donc écrire :

$$\begin{aligned} 0 &< \frac{\rho Z + 1}{\rho(1+Z)} \\ 0 &< \frac{\rho Z - Z + 1 + Z}{\rho(1+Z)} \\ 0 &< \frac{(\rho - 1)Z + (1 + Z)}{\rho(1+Z)} \\ 0 &< \frac{(\rho - 1)Z}{\rho(1+Z)} + \frac{1}{\rho} \\ 0 &< -\frac{(\rho e^{-\rho} - e^{-\rho})Z}{-\rho e^{-\rho}(1+Z)} + \frac{1}{\rho} \end{aligned}$$

L'expression à droite ci-dessus est la dérivée de la fonction qui à ρ associe $-Z + \log(\rho) - 1$; cette dernière est donc strictement croissante sur $]1; +\infty[$. Comme elle vaut 0 pour $\rho = 1$, on a :

$$0 < -Z + \log(\rho) - 1$$

Comme $Z \in]-1; 0[$ et $\rho > 1$, on a :

$$0 < \frac{Z + \rho}{\rho(Z + 1) \log(\rho)^2}$$

En multipliant ces deux dernières expressions on obtient alors :

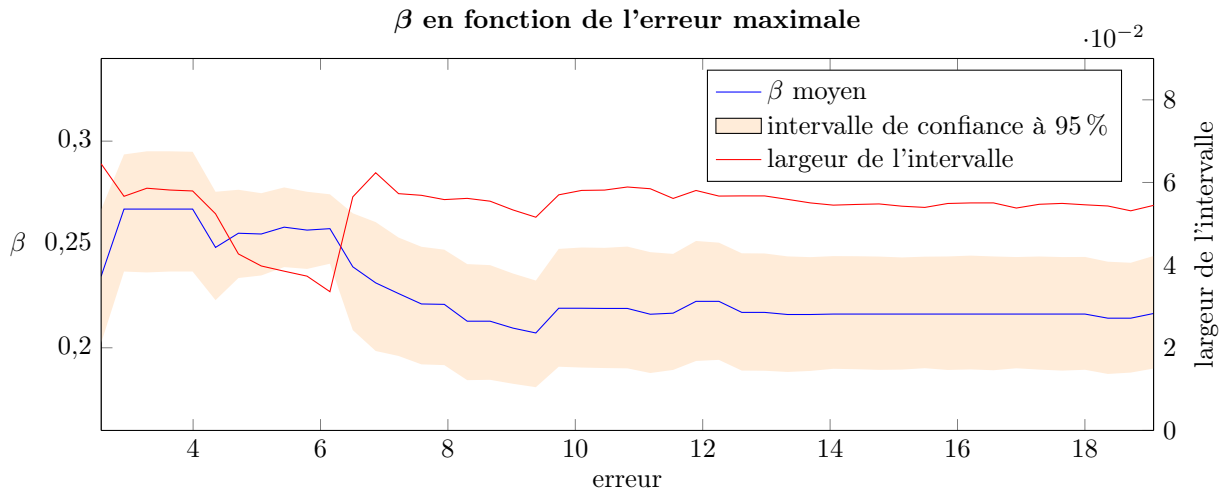
$$\begin{aligned} 0 &< \frac{Z + \rho}{\rho(Z + 1) \log(\rho)^2} (-Z + \log(\rho) - 1) \\ 0 &< \frac{Z + \rho}{\rho(Z + 1) \log(\rho)^2} (\log(\rho) - (Z + 1)) \\ 0 &< \frac{(Z + \rho) \log(\rho) - (Z + \rho)(Z + 1)}{\rho(Z + 1) \log(\rho)^2} \\ 0 &< \frac{\frac{Z + \rho}{\rho(Z + 1)} \log(\rho) - \frac{Z + \rho}{\rho}}{\log(\rho)^2} \end{aligned}$$

Cette dernière expression est la dérivée de la fonction P . On prouve ainsi que la fonction P est strictement croissante sur $]1; +\infty[$.

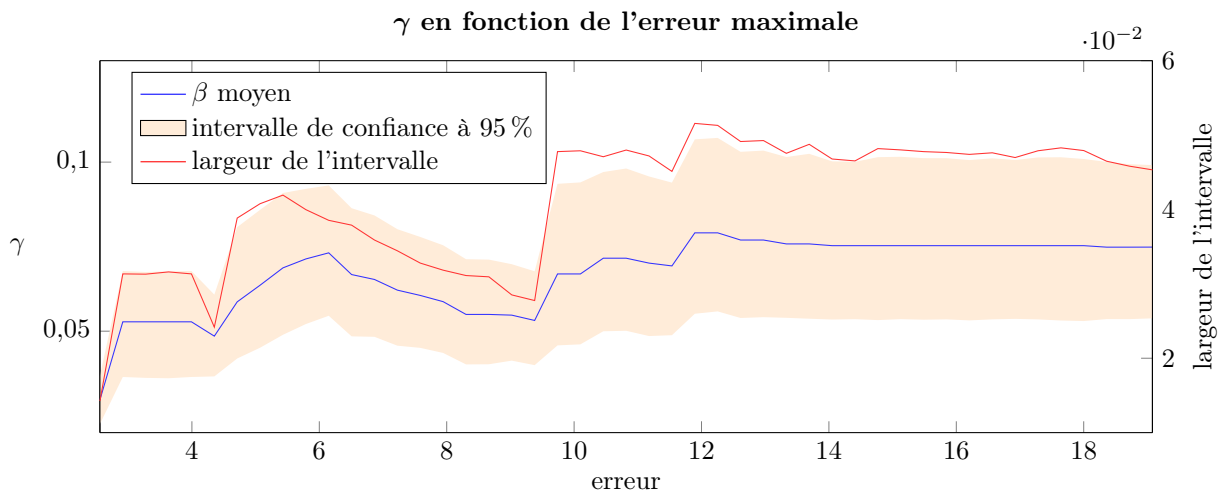
6 Applications numériques

Les paramètres suivants sont évalués sur la période de la première vague de la COVID-19. Les relevés des décès quotidiens sont issus de Our World In Data [2] et concernent les décès déclarés « COVID-19 ». On écarte les résultats ayant un écart supérieur à 5 % sur le total des décès. De plus, on rejette les pays n'ayant pas suffisamment de décès pour former une statistique, soit un nombre de décès moyen inférieur à un mort par jour. Pour garder les modèles suffisamment pertinents, on opère un filtre en fonction de l'écart-type de la distance à la courbe réelle, grandeur qu'on identifie à l'erreur du modèle. L'étude de la moyenne sur les trois paramètres β , γ et δ met en évidence une valeur de l'erreur, 9,6, à partir de laquelle les moyennes divergent.

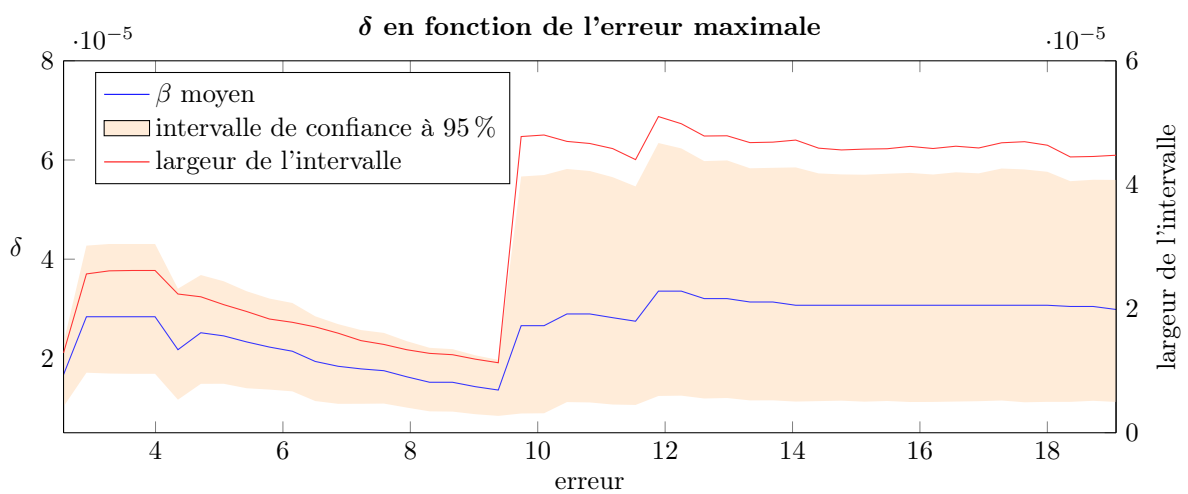
Quelque soit l'erreur, la valeur de β reste stable dans un intervalle de confiance à 95 % qui ne dépasse pas 25 % de la valeur de β .



La valeur de γ est moins stable et accuse une perte de précision au delà d'une erreur de 9,6.



Quant à la valeur de δ , elle perd toute précision au delà de 9,6 dans de grandes proportions.



Au delà d'une erreur 9,6, les cas traités présentent une très mauvaise adéquation au modèle SIRD. On rejette donc les modèles dont l'erreur est supérieure à 9,6 afin de garder les plus pertinents d'entre eux

tout en maximisant leur quantité. Sur les 215 pays présents dans la base de données de Our World In Data, on compte ainsi 32 pays dont les données de décès sont suffisamment proches d’une solution d’un modèle SIRD pour être exploités.

code	pays	β	γ	δ	S_0	ecart-type
ARM	Armenia	0,12	0,03	$9,83 \cdot 10^{-6}$	2 963 234	7,39
AUT	Austria	0,27	0,10	$8,92 \cdot 10^{-6}$	9 006 400	5,84
BEL	Belgium	0,32	0,07	$6,14 \cdot 10^{-5}$	11 589 616	2,88
BGD	Bangladesh	0,08	0,01	$3,67 \cdot 10^{-7}$	164 689 383	6,20
CAN	Canada	0,26	0,16	$5,88 \cdot 10^{-5}$	37 742 157	4,64
CHE	Switzerland	0,28	0,07	$1,65 \cdot 10^{-5}$	8 654 618	2,58
CZE	Czechia	0,28	0,07	$2,22 \cdot 10^{-6}$	10 708 982	7,92
DEU	Germany	0,25	0,12	$1,70 \cdot 10^{-5}$	83 783 945	4,82
DNK	Denmark	0,30	0,04	$4,75 \cdot 10^{-6}$	5 792 203	4,65
DOM	Dominican Republic	0,21	0,04	$2,18 \cdot 10^{-6}$	10 847 904	9,49
EGY	Egypt	0,13	0,05	$3,09 \cdot 10^{-6}$	102 334 403	8,75
ESP	Spain	0,27	0,07	$4,27 \cdot 10^{-5}$	46 754 783	4,47
FRA	France	0,29	0,08	$3,45 \cdot 10^{-5}$	68 147 687	2,83
GBR	United Kingdom	0,27	0,04	$2,32 \cdot 10^{-5}$	67 886 004	1,93
GRC	Greece	0,24	0,06	$1,08 \cdot 10^{-6}$	10 423 056	9,14
GTM	Guatemala	0,10	0,02	$5,36 \cdot 10^{-6}$	17 915 567	6,41
HUN	Hungary	0,23	0,04	$2,82 \cdot 10^{-6}$	9 660 350	4,19
IRN	Iran	0,19	0,03	$2,68 \cdot 10^{-6}$	83 992 953	4,24
IRQ	Iraq	0,16	0,01	$3,24 \cdot 10^{-6}$	40 222 503	7,78
ITA	Italy	0,25	0,04	$2,45 \cdot 10^{-5}$	60 461 828	2,79
MAR	Morocco	0,37	0,18	$1,27 \cdot 10^{-6}$	36 910 558	9,59
MEX	Mexico	0,11	0,01	$7,18 \cdot 10^{-6}$	128 932 753	9,30
NLD	Netherlands	0,21	0,05	$1,99 \cdot 10^{-5}$	17 134 873	4,13
NOR	Norway	0,30	0,14	$7,51 \cdot 10^{-6}$	5 421 242	5,13
PRT	Portugal	0,20	0,03	$5,61 \cdot 10^{-6}$	10 196 707	7,20
RUS	Russia	0,14	0,01	$1,49 \cdot 10^{-6}$	145 934 460	8,06
SAU	Saudi Arabia	0,09	0,01	$2,45 \cdot 10^{-6}$	34 813 867	8,30
SRB	Serbia	0,20	0,06	$2,30 \cdot 10^{-6}$	6 804 596	8,87
SWE	Sweden	0,16	0,03	$2,02 \cdot 10^{-5}$	10 099 270	6,94
TUR	Turkey	0,24	0,11	$7,68 \cdot 10^{-6}$	84 339 067	5,59
USA	United States	0,20	0,02	$1,03 \cdot 10^{-5}$	331 002 647	2,56
UZB	Uzbekistan	0,09	0,04	$8,79 \cdot 10^{-7}$	33 469 199	6,84

Parmi tous ces pays on sélectionne ceux qui font géographiquement partie de l’Europe, puis on renseigne pour chacun la politique de confinement menée pendant la première vague suivant la nomenclature de l’Oxford COVID-19 Government Response Tracker (OxCGRT) [3]. Sur la variable codé C6 *stay at home requirements*, quatre niveaux de confinement numérotés de 0 à 3 sont définis :

- niveau 0 : aucune mesure ;
- niveau 1 : recommandation de ne pas quitter le foyer ;
- niveau 2 : ordre de ne pas quitter le foyer sauf pour les activités essentielles (achat de nourriture, exercices quotidiens, etc.) ;
- niveau 3 : ordre de ne pas quitter le foyer sauf exceptions très réduite (une sortie par semaine, une seule personne en sortie par foyer, etc.).

Dans le tableau suivant, la mortalité est donnée en décès pour 100 000 habitants. Les niveaux de confinement sont moyennés sur la période autour du pic de mortalité ayant chaque jour un nombre de

décès supérieur à la moitié de la moyenne des décès quotidiens. On conserve ainsi l'information sur les stratégies de confinement sur l'intervalle le plus significatif de l'épidémie. Ce choix permet en outre de séparer en deux populations de tailles équivalentes les pays avec un confinement majoritairement facultatif sur la période et ceux avec un confinement majoritairement obligatoire.

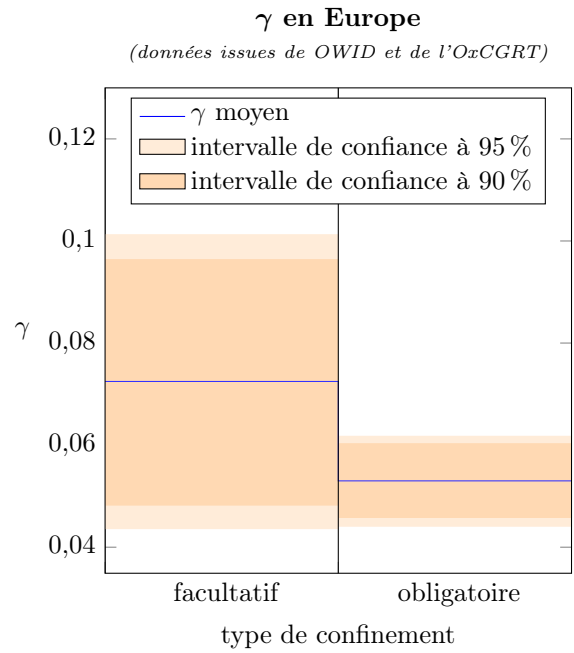
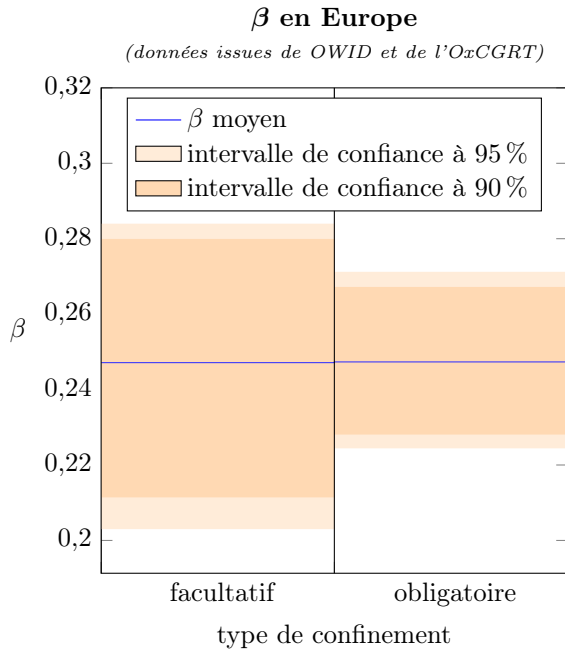
code	pays	β	γ	δ	mortalité	confinement
AUT	Austria	0,27	0,10	$8,92 \cdot 10^{-6}$	7,89	1,19
BEL	Belgium	0,32	0,07	$6,14 \cdot 10^{-5}$	84,40	2
CHE	Switzerland	0,28	0,07	$1,65 \cdot 10^{-5}$	22,70	1
CZE	Czechia	0,28	0,07	$2,22 \cdot 10^{-6}$	3,08	1,44
DEU	Germany	0,25	0,12	$1,70 \cdot 10^{-5}$	10,85	1,22
DNK	Denmark	0,30	0,04	$4,75 \cdot 10^{-6}$	10,55	1
ESP	Spain	0,27	0,07	$4,27 \cdot 10^{-5}$	61,50	2
FRA	France	0,29	0,08	$3,45 \cdot 10^{-5}$	44,31	1,78
GBR	United Kingdom	0,27	0,04	$2,32 \cdot 10^{-5}$	61,06	1,86
GRC	Greece	0,24	0,06	$1,08 \cdot 10^{-6}$	1,83	1,8
HUN	Hungary	0,23	0,04	$2,82 \cdot 10^{-6}$	6,17	1,6
ITA	Italy	0,25	0,04	$2,45 \cdot 10^{-5}$	58,11	1,94
NLD	Netherlands	0,21	0,05	$1,99 \cdot 10^{-5}$	35,93	1,72
NOR	Norway	0,30	0,14	$7,51 \cdot 10^{-6}$	4,70	0
PRT	Portugal	0,20	0,03	$5,61 \cdot 10^{-6}$	17,04	1,5
RUS	Russia	0,14	0,01	$1,49 \cdot 10^{-6}$	10,76	1,23
SRB	Serbia	0,20	0,06	$2,30 \cdot 10^{-6}$	3,56	2,41
SWE	Sweden	0,16	0,03	$2,02 \cdot 10^{-5}$	57,64	1

Pour les pays européens, les valeurs des paramètres SIRD sont très resserrés autour de leur moyenne empirique, signe que les populations européennes sont suffisamment homogènes pour être comparées sur les grandeurs qui nous concernent.

L'interprétation probabiliste présente le paramètre β comme étant la probabilité d'être infecté si on rencontre le virus. Le paramètre γ , quant à lui, est assimilé à la probabilité de mourir ou de guérir si on est infecté. Intuitivement, plus β augmente, plus l'agent infectieux est agressif, et plus γ diminue, moins on a de chances de sortir de l'infection.

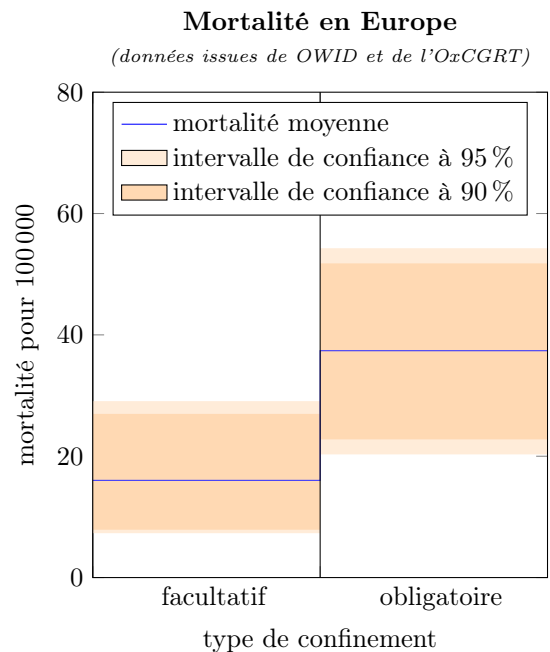
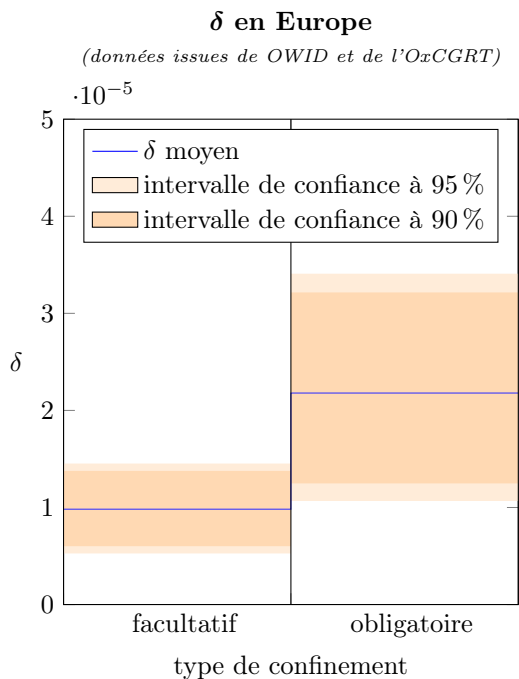
En effectuant une analyse dimensionnelle sur les équations du modèle SIRD, on se rend compte que $1/\beta$ et $1/\gamma$ ont la dimension d'un temps. La première expression est le temps qu'il faut pour qu'une personne soit infectée et la seconde le temps pour qu'une personne ne soit plus infectée. On arrive aux mêmes conclusions : plus β augmente, plus on est infecté rapidement, et plus γ diminue, plus on reste longtemps infecté.

Ainsi, pour diminuer la gravité d'une épidémie, il faut essayer de faire diminuer β et de faire augmenter γ . Nous allons voir quel est l'impact du confinement sur ces paramètres. Il n'y a qu'un seul pays qui a un niveau de confinement de 0 et un seul qui a mis en place pendant un temps un confinement de niveau 3. Nous ne pouvons donc pas détailler une statistique par niveaux sans souffrir d'échantillons trop peu fournis. Nous séparons donc les pays en deux groupes suffisamment grands : le groupe des pays dans lequel le confinement est resté essentiellement facultatif (niveau moyen inférieur à 1,5) et celui des pays qui ont majoritairement imposé le confinement (niveau moyen strictement supérieur à 1,5).



Il n'y a pas de différence notable sur le paramètre β , et la moyenne des γ pour les pays à confinement essentiellement obligatoire tombe dans l'intervalle de confiance à 90 % de l'autre catégorie. Les différences sur les paramètres β et γ sont donc non-significatives. Le confinement n'a vraisemblablement eu aucune influence sur la dynamique de l'épidémie de SARS-CoV2. Ceci est cohérent avec les résultats obtenus par Bendavid, Oh, Bhattacharya et Ioannidis [4].

Il convient également d'observer comment les stratégies de confinement ont impacté la mortalité. Bien évidemment, plus le paramètre δ est bas, moins l'épidémie est mortelle au quotidien.



On constate que les différences sur δ et sur la mortalité sont cette fois significatives car les moyennes de chaque catégorie tombent hors des intervalles de confiance à 95 % de l'autre catégorie. Le confinement

semble être lié à un impact funeste sur le sort des infectés : le paramètre δ a significativement augmenté et la mortalité est deux fois plus élevée.

7 Le confinement comme témoin des mesures de contrôle

L'Oxford COVID-19 Government Response Tracker [3] définit huit indicateurs concernant les mesures de contrôle géographique des populations :

- C1 : fermeture des écoles ;
- C2 : fermeture des lieux de travail ;
- C3 : annulation des événements publics ;
- C4 : restriction de la taille des rassemblements ;
- C5 : fermeture des transports publics ;
- C6 : confinement à domicile ;
- C7 : restriction des déplacements nationaux ;
- C8 : restriction des déplacements internationaux.

À l'instar de l'indicateur de confinement déjà évoqué, tous ces indicateurs admettent quatre niveaux numérotés de 0 à 3 :

- niveau 0 : aucune mesure ;
- niveau 1 : recommandation de la mesure ;
- niveau 2 : ordre d'appliquer la mesure en dehors des activités nécessaires ;
- niveau 3 : ordre d'appliquer la mesure sauf exceptions très réduites.

Le tableau suivant présente, pendant la période de mortalité épidémique exploitée dans la section 6, le pourcentage de jours sur lesquels le niveau de l'indicateur de confinement est inférieur ou égal au niveau de l'indicateur Cx indiqué en tête de colonne. Ainsi un pourcentage élevé signifiera que le confinement à domicile induit statistiquement un niveau au moins aussi élevé sur l'indicateur Cx.

C1	C2	C3	C4	C5	C7	C8
99,71 %	95,57 %	92,09 %	94,34 %	38,03 %	72,57 %	94,27 %

On constate qu'à l'exception de l'indicateur C5 concernant la fermeture des transports publics, tous les indicateurs ont un score plus élevé que celui du confinement à domicile sur au moins 72 % de la période épidémique. Le tableau suivant présente le détail de ces statistiques par pays.

code	pays	C1	C2	C3	C4	C5	C7	C8
AUT	Austria	100 %	100 %	100 %	100 %	40 %	89 %	100 %
BEL	Belgium	100 %	100 %	100 %	100 %	0 %	100 %	100 %
CHE	Switzerland	93 %	100 %	100 %	100 %	0 %	100 %	100 %
CZE	Czechia	100 %	100 %	100 %	100 %	0 %	13 %	100 %
DEU	Germany	100 %	100 %	100 %	100 %	39 %	100 %	100 %
DNK	Denmark	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	86 %	100 %
ESP	Spain	100 %	100 %	100 %	77 %	0 %	0 %	100 %
FRA	France	100 %	100 %	100 %	100 %	22 %	100 %	100 %
GBR	United Kingdom	100 %	100 %	100 %	100 %	14 %	100 %	6 %
GRC	Greece	100 %	67 %	100 %	100 %	11 %	100 %	100 %
HUN	Hungary	100 %	100 %	100 %	40 %	40 %	84 %	100 %
ITA	Italy	100 %	100 %	75 %	86 %	27 %	75 %	100 %
NLD	Netherlands	100 %	100 %	100 %	100 %	21 %	21 %	100 %
NOR	Norway	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %	100 %

code	pays	C1	C2	C3	C4	C5	C7	C8
PRT	Portugal	100 %	100 %	100 %	100 %	50 %	67 %	100 %
RUS	Russia	100 %	84 %	63 %	100 %	57 %	63 %	100 %
SRB	Serbia	100 %	74 %	30 %	100 %	16 %	16 %	95 %
SWE	Sweden	100 %	100 %	100 %	100 %	96 %	75 %	100 %

En dehors de l'indicateur C5, sauf exception, le confinement à domicile est concomitant à toutes les autres mesures de contrôle géographique des populations. Il représente donc non pas la cause mais le révélateur d'une politique globale de contrôle géographique, dans la mesure où quand un pays confine sa population, il a tendance à lui interdire toute autre activité à l'exception des déplacements en transports en commun. Cette exception s'explique par la nécessité de transporter les travailleurs jugés nécessaires à la continuité des activités vitales des pays. Les conclusions concernant l'impact du confinement sur les paramètres de l'épidémie sont donc à relativiser par rapport à toutes les mesures non-médicamenteuses mises en place en même temps que le confinement sur la période épidémique.

8 À propos de la Suède

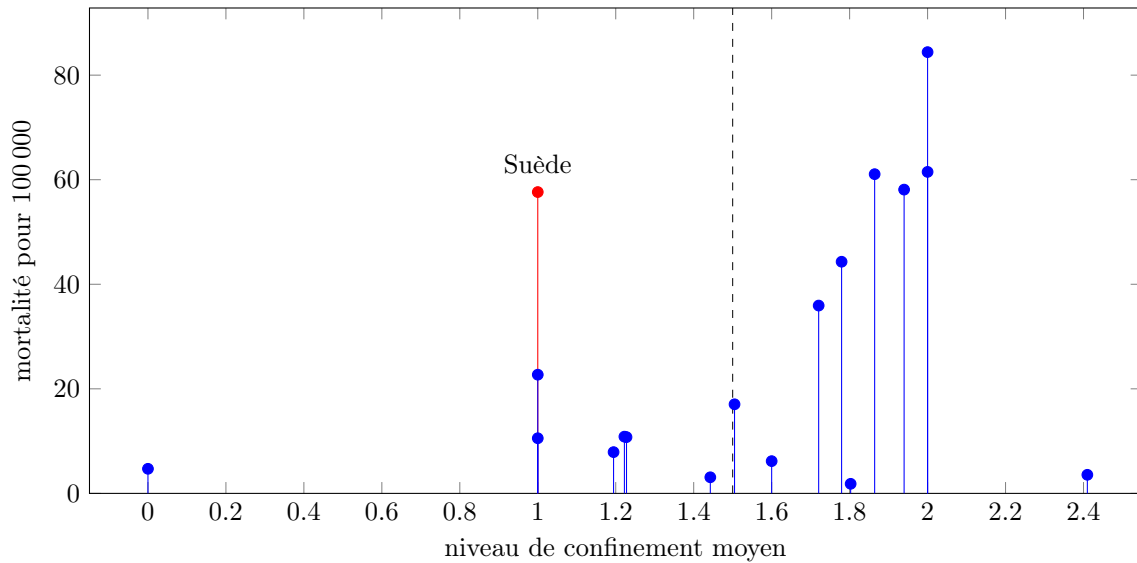
La Suède a un paramètre β assez faible par rapport aux autres pays; mais son paramètre γ est également bien plus faible. C'est un pays qui a appliqué peu de consignes de confinement (niveau 1), alors que la Norvège sa voisine, qui n'en a mise aucune en place (niveau 0), possède un β similaire à celui des autres pays européens. Vraisemblablement, la Suède a un β faible parce que son γ est faible. Autrement dit, le taux d'infectiosité paraît peu élevé parce que l'épidémie a duré plus longtemps, pour atteindre au final un nombre de décès similaire à celui de France.

La Coronakommissionen, une commission gouvernementale suédoise dont la mission est de faire le bilan de la crise de la COVID-19, a publié ses conclusions concernant la « première vague » [6]. Le résultat est dépourvu d'ambiguïté : la Suède a refusé l'accès aux soins à de nombreuses personnes âgées en les excluant des populations devant avoir un accès prioritaire aux soins. Environ 20 % d'entre elles n'ont même pas été auscultées par un médecin. Dans les établissements d'hébergement pour les personnes âgées, moins de 10 % des patients ont vu leur état évalué dans un lieu de soins. Les statistiques de mortalité officielles montrent que pendant la « première vague » 53 % des décès COVID-19 des plus de 70 ans ont eu lieu en maison de retraite et non pas en milieu hospitalier [5]. Plus de la moitié des personnes âgées n'ont pas été soignées ou ont été dirigées directement vers des soins palliatifs. Le rapport de la Coronakommissionen annonce clairement: « *The strategy of protecting the elderly has failed* ». En Suède, la stratégie de protection des personnes âgées a échoué.

La Suède a une population qualitativement similaire à celle de la Norvège; mais ces deux pays n'ont pas appliqué les mêmes politiques de soins. La Norvège n'a pas confiné et n'a pas abandonné ses anciens. Contrairement au reste du Monde et à l'instar de la Corée du Sud, la Norvège a testé les cas potentiels, puis isolé les malades pour les soigner, soit exactement ce que la médecine moderne préconise de faire depuis longtemps. La mortalité alléguée de la COVID-19 y est très faible, 4,7 décès pour 100 000, l'un des taux les plus bas d'Europe, alors qu'en Suède cette mortalité est de 57,64 pour 100 000, soit plus de dix fois plus. À titre de comparaison, la France a souffert de 44,31 décès pour 100 000. Il est alors étonnant de considérer la Suède comme un contre-exemple des politiques sanitaires ubiquitaires alors que, comme tous les autres pays, la Suède a appelé à la distanciation sociale et a écarté les personnes âgées de l'accès aux soins.

Mortalité en fonction du niveau de confinement moyen

(données issues de OWID et de l'OxCGRT)



9 Conclusion

Les mesures de confinement en Europe n'ont apparemment eu qu'un effet statistiquement négligeable sur la circulation du SARS-CoV-2. Leur tendance à aggraver la dynamique épidémique est insignifiante. Par contre, elles sont corrélées à une augmentation des paramètres représentatifs de la mortalité. La prise en charge des malades, en particulier parmi les personnes âgées, semble être un facteur déterminant dans la mortalité finale de l'épidémie. On peut penser que l'adoption de techniques aussi aberrantes que le confinement laisse supposer un délitement profond de la qualité de la prise en charge médicale. C'est alors la mortalité quotidienne qui est pertinente pour juger de l'efficacité ou de l'inutilité des stratégies de confinement. Dans le modèle SIRD, elle est représentée par δ la probabilité quotidienne de décéder quand on est infecté. Ceci expliquerait l'impact négatif des mesures de confinement sur la mortalité. Plus les mesures de confinement sont sévères, plus la probabilité de mourir infecté semble être élevée et plus les morts sont nombreux. Les pays européens n'ayant appliqué aucune mesure de confinement (niveau 0) sont tellement rares qu'il est quasiment impossible d'effectuer une statistique en s'appuyant sur eux. On peut juste remarquer que dans la liste retenue par la pertinence du modèle SIRD, le seul pays de niveau 0 (la Norvège) a un δ très bas et une mortalité très faible de l'ordre de 4,7 décès pour 100 000, tandis que le seul pays ayant atteint le niveau 3 sur sa période épidémique (l'Italie), a un δ élevé et une mortalité très haute, 58,11 décès pour 100 000. On trouve de toute manière les mortalités les plus élevées dans les pays qui ont pratiqué le confinement.

Même si il n'y a pas forcément de lien de cause à effet, le confinement reste un indicateur dépréciatif majeur de la prise en charge de l'épidémie de SARS-CoV-2 par les autorités concernées. Le confinement n'a visiblement aucune conséquence sur la dynamique épidémique. Mais plus un pays confine, plus les conséquences sanitaires sont désastreuses. L'homogénéité des populations des pays européens, a fortiori quand ils sont frontaliers avec une dynamique épidémique comparable, montre que les différences dans les conséquences sanitaires ne peuvent pas être imputées à l'épidémie mais aux mesures de contrôle des populations prises dans les pays. Les cas de la Suède et de la Norvège, ou même de l'Allemagne et de la France, montrent de façon criante l'énorme différence entre les pays qui ont peu confiné et ceux qui ont durement confiné, ces derniers souffrant d'une mortalité bien plus élevée que les premiers.

Références

- [1] KERMACK W. O., MCKENDRICK A. G., « *A contribution to the mathematical theory of epidemics* », Proceedings of the Royal society A, vol. 115, no. 772, 700–721 (1^{er} août 1927), doi : [10.1098/rspa.1927.0118](https://doi.org/10.1098/rspa.1927.0118).
- [2] Our World In Data, « *Data on COVID-19* », jeu de données complet (25 juin 2021), [lien sur le dépôt GitHub de Our World In Data](#).
- [3] Oxford COVID-19 Government Response Tracker (OxCGRT), Blavatnik School of Government, University of Oxford (30 avril 2021), [lien sur le dépôt GitHub de l'OxCGRT](#).
- [4] BENDAVID Eran, OH Christopher, BHATTACHARYA Jay, IOANNIDIS John P. A., « *Assessing mandatory stay-at-home and business closure effects on the spread of COVID-19* », European Journal of Clinical Investigation (5 janvier 2021), doi:[10.1111/eci.13484](https://doi.org/10.1111/eci.13484).
- [5] Socialstyrelsen, « *Statistics on number of COVID-19 deaths* », onglet « *Place of death* », [lien sur le site du Socialstyreslen](#).
- [6] Coronakommissionen, « *Äldreomsorgen under pandemin* », SOU 2020:80, résumé (décembre 2020), [lien sur le site de la Coronakommissionen](#).