Lettre n° 9 7 Juillet 2020



USA et 5 états de l'union. Accroissement des taux de visibilité. Décès sous évalués en Floride?

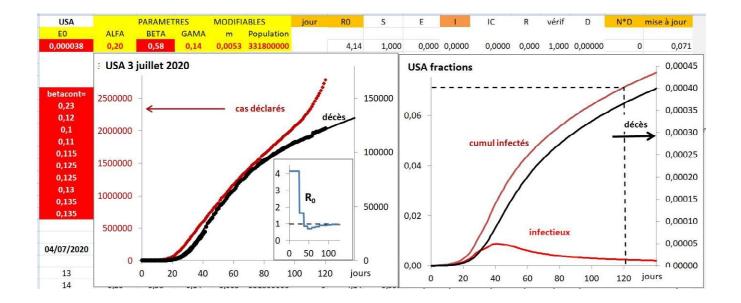
Bonjour, ou bonsoir, si vous êtes à l'autre bout du monde.

Alors que le flot de données ne cesse de croître, avec des statistiques importantes, l'examen des historiques permet de voir, comme un phénomène général, une divergence croissante entre l'évolution du nombre des cas déclarés et celle du nombre des décès. Cette divergence est nette dans les pays qui pratiquent intensivement les tests (PCR = virologiques). Nous prenons ici comme exemples les USA et plusieurs de leurs états, pour lesquels des données historiques complètes sont accessibles sur le site de **covid tracking project.** Ces données ont, de plus, le bon goût d'être cohérentes avec les autres données de JHU que nous avons utilisé jusqu'à présent.

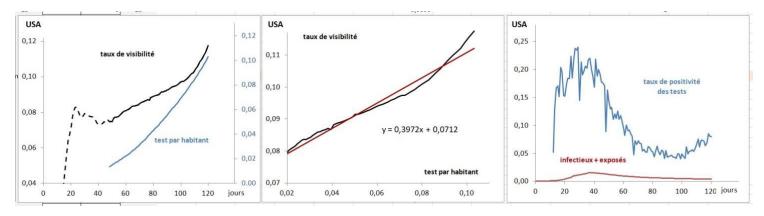
En première analyse, le dépistage massif peut révéler des cas asymptomatiques ou trop discrets qui seraient « normalement » passés inaperçus. Le taux de visibilité (voir lettre n° 4) ne peut plus être considéré comme une constante.

Nous allons donc procéder à l'analyse de la dynamique de la pandémie en nous basant sur les seules données de décès, comme nous l'avions fait précédemment pour les régions françaises (voir lettre n° 6) avec un taux de létalité fixé à 0,53 %. Les autres fractions (exposés, infectieux, total infectés, guéris) s'en déduisent. Il reste alors à comparer le nombre calculé de cas (fraction totale infectée x population) et le nombre des cas déclarés. Le rapport cas déclarés / cas calculés donne le taux de visibilité de la maladie, et dans cette vue simple on s'attend à le voir augmenter progressivement. Mais, comme nous allons le voir un peu plus loin, le virus peut avoir plus d'un tour dans son sac !

Dans cette nouvelle stratégie, l'affinement du modèle (SEIRD) est donc effectué sur la seule courbe des décès Les seuls paramètres ajustés sont : la valeur initiale E0 de la fraction exposée, et les valeurs successives du paramètre beta, qui apparaissent en surligné rouge sur les images du tableur Excel. Ces valeurs successives correspondent à une évolution par paliers, choisie par simplicité, du facteur R₀ = 2/2. Nous représenterons systématiquement cette évolution lors de chaque analyse. Ajuster le paramètre E₀ permet de jouer sur la date de démarrage de l'épidémie, d'une manière adaptée au travail sur tableur. L'évolution des autres fractions du modèle, déduites de la courbe des décès, est représentée sur la figure de droite, qui ne montre pas de divergence entre les courbes de cas et de décès. Ceci établit la réalité du phénomène.



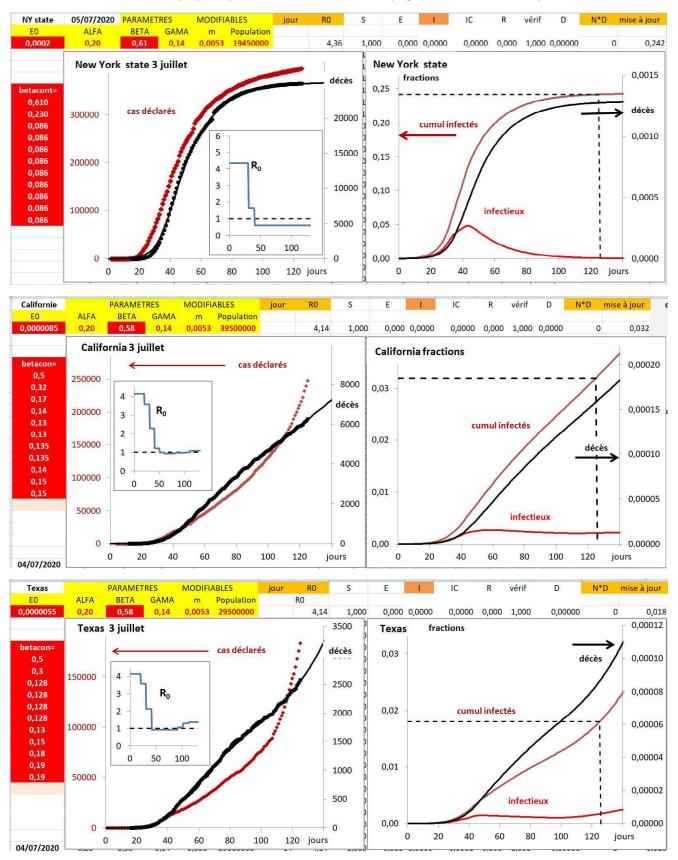
La divergence constatée entre les données de cas et de décès traduit un **taux de visibilité croissant** au cours du temps. Ce taux a été défini à la page précédente.



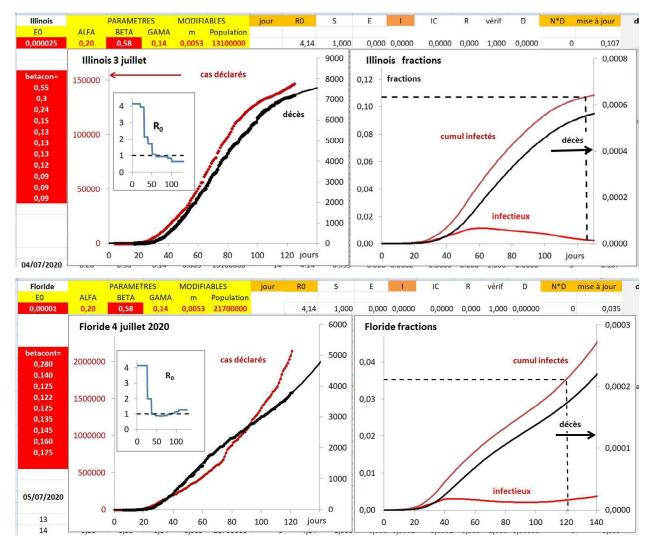
Le taux de visibilité ainsi calculé (figure de gauche, courbe noire) évolue de manière erratique au cours des premiers jours. Nous y voyons deux raisons de fond : 1/ la faiblesse des premières statistiques, 2/ l'hésitation à attribuer des décès à une maladie encore mal connue. Le nombre des premiers décès déclarés a pu être sous-estimé, tout comme celui des premiers cas de contamination. Nous avons représenté en pointillé la partie jugée douteuse et, voir figure centrale, restreint l'étude de la corrélation entre taux de visibilité et fraction testée à la partie jugée fiable de cette courbe. Sur la figure de droite nous avons porté à la même échelle l'évolution du taux de positivité des tests et la fraction porteuse de virus (exposée + infectée) ; ces deux courbes seraient proches si les tests étaient réalisés de manière réellement aléatoire (tests « préventifs »). Les données observées correspondent, au contraire, à un dépistage de type « curatif », cherchant à remonter les filières de contamination, et à circonscrire les « clusters » déjà indentifiés.

Sur ce premier exemple, on voit que le taux de positivité, malgré le caractère biaisé des tests, peut être considéré comme un bon indicateur de la dynamique de l'épidémie. Les USA sont peut-être sur la voie d'un rebond de l'épidémie, déjà suggéré par la remontée progressive du facteur de reproduction au voisinage du seuil critique R_0 =1.

Nous avons choisi 5 états qui pratiquant tous une intense campagne de tests. Les trois premiers ...



... New York, Californie, Texas, illustrent des évolutions très différentes de la dynamique de l'épidémie. Parmi eux, seul l'état de New York semble présentement à l'abri d'une seconde vague, et la divergence qui fait l'objet de la présente lettre y est moindre que dans les deux autres. Cette divergence semble donc liée à l'activité de la circulation du virus. Les détails seront repris plus loin.



Les données de l'Illinois présentent une évolution plus complexe du désaccord entre l'évolution des décès et celle des cas déclarés. Ce désaccord reste faible et avec la petitesse du facteur RO confirme le lien indiqué à la page précédente.

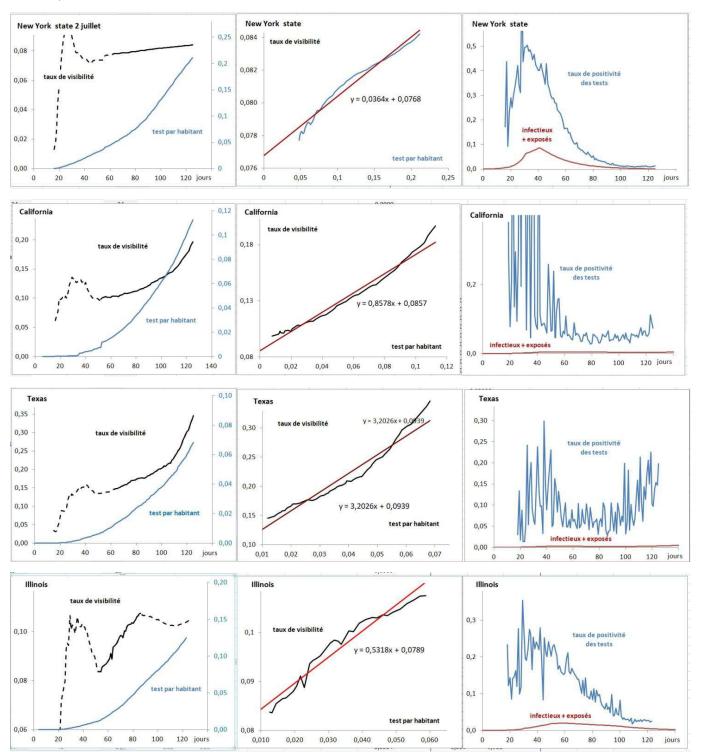
Enfin, l'analyse des données de la Floride conduit à une difficulté majeure et inédite : les valeurs calculées du taux de visibilité dépassent l'unité! Il faut réduire de moitié le taux de létalité pour que ce taux reste inférieur à l'unité. Nous ne voyons pas de raison particulière pour que le taux de létalité soit aussi faible, au contraire si l'on pense à la pyramide des âges de ce lieu de prédilection des seniors... Pour l'instant nous ne voyons pas d'autre cause possible que la sous-estimation du nombre de décès. Peut-on imaginer que les nombreux non-résidents de cet état ne sont pas pris en compte dans la statistique des décès ? La raison d'un tel choix, s'il est confirmé, sort du cadre de notre étude... Par contre, nous serons dorénavant à l'affût de tout autre exemple de sous-estimation manifeste du nombre de décès.

Sur les figures qui suivent nous avons cherché à relier la croissance du taux de visibilité et l'intensité de la campagne de dépistage du virus. Nous avons même tracé pour chaque exemple la figure de corrélation entre le taux de visibilité et le nombre des tests par habitant.

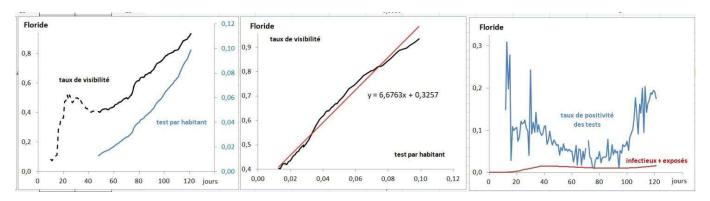
A l'exception notable de l'Illinois qui présente un brusque changement de tendance au voisinage du jour 90 (fin mai- début juin) et nécessiterait une discussion spécifique et documentée, tous les exemples présentent, après les errements des premiers jours, la même tendance à l'accroissement progressif du taux de visibilité, en relation linéaire avec l'accroissement de la fraction testée. La pente de la droite de corrélation varie notablement d'un exemple à l'autre. Il est clair cependant que lorsque la fraction testée aura atteint sa valeur limite 1, le taux de visibilité devra avoir rejoint lui aussi la valeur 1. Et, nous avons l'intuition qu'une campagne de tests idéalement

aléatoire devrait présenter en moyenne une corrélation de pente 1, mais tout ceci demande à être confirmé par une approche théorique.

Nous avons aussi suivi, voir les figures de droite, le taux de positivité des tests qui confirme sa fiabilité comme indicateur de l'épidémie. Ce taux reste cependant très supérieur à la somme I + E de la fraction infectieux + exposés qu'il devrait atteindre si les tests étaient pratiqués de manière aléatoire dans toute la population comme nous n'avons pas cessé de le recommander.



Les données de la Floride (voir page suivante) ont été traitées avec l'hypothèse de travail d'un taux de létalité environ moitié de la valeur « universelle » 0,53% afin que le taux de visibilité reste inférieur à 1. Les chiffres obtenus sont transcrits en italiques sur le tableau récapitulatif.



Les valeurs significatives de cette étude, rassemblées dans le tableau ci-dessous, reflètent l'extrême diversité des situations, et traduisent sans doute de profondes différences dans les politiques de dépistage, et peut-être aussi dans les comportements sociaux :

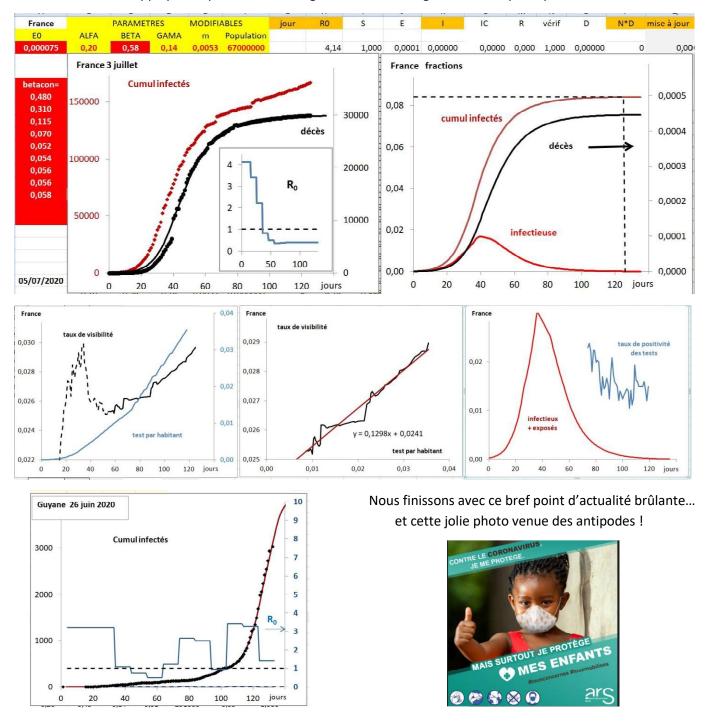
	R ₀	Fraction 1+E	taux de visibilité	fraction infectée	fraction testée	Fraction estée / fraction infectée	taux de positivité 10 derniers jours	Pente de la corrélation
		%	%	%	%		%	
	données au 3 juillet 2020							
USA	0,96	0,40	11,8	7,1	10,3	1,5	7,3	0,4
Californie	1,07	0,37	19,7	3,2	11,3	3,5	6,9	0,9
Texas	1,36	0,31	35	1,8	6,8	3,8	16	3
Etat New York	0,61	0,12	8,4	24	21,1	0,9	1,1	0,04
Illinois	0,64	0,47	10,4	10,7	12,5	1,2	2,7	0,5
Floride	1,25	0,48	(*)	10,4	9,9	0,96	17	(*)
France	0,41	0,016	3,0	8,4	3,2	0,34	1,5	0,13

(*) valeurs non significatives en raison du problème sur le nombre des décès.

Quels enseignements pouvons-nous tirer de cette diversité ? Dans l'attente d'autres exemples et d'une approche théorique de la question, remarquons le cas de l'état de New-York dans lequel l'épidémie a déjà touché le quart de la population : le taux de visibilité y reste faible et ne progresse pas rapidement malgré l'intensité du dépistage. Est-ce dû au fait que la décrue du premier pic de l'épidémie est déjà bien amorcée ? Ou bien au caractère aléatoire particulièrement faible d'une campagne de dépistage à but exclusivement curatif ? D'autre part, comment expliquer que les valeurs très élevées du taux de visibilité et de la pente de corrélation dans le cas du Texas ? Par une sous-déclaration du nombre de décès ? Enfin, que cache la récente inversion de tendance (décroissance du taux de visibilité) dans le cas de l'Illinois : un changement de la politique de dépistage ? ou un changement dans le mode de propagation du virus ? ou bien encore, la compétition entre plusieurs modes de propagation avec des dynamiques différentes ?

Les réponses à ces questions viendront peut-être d'approches théoriques qu'il nous reste à formuler clairement, ou bien de nouveaux exemples significatifs trouvés au hasard de nos recherches : Russie, Iran... dans lesquels la circulation du virus semble inquiétante. C'est donc une affaire à suivre.

La France n'échappe pas au phénomène, malgré la faiblesse congénitale de sa politique de tests...



Portez-vous bien, déconfinez de même, en respectant les gestes barrière, en particulier le masque dans les locaux fermés, et naturellement sans oublier le nettoyage fréquent des mains.

François VARRET, Physicien, Professeur Emérite à l'Université de Versailles Saint-Quentin Mathilde VARRET, Chargée de Recherche INSERM (Génétique, Biologie) Hôpital Bichat.