

Néonicotinoïdes et abeilles sauvages :

Le modèle qui marche trop bien pour être vrai

Le 16 août 2016, Le Monde a de nouveau dégainé un argument décisif contre les insecticides néonicotinoïdes : ils tripleraient la mortalité des abeilles sauvages¹. Ce titre percutant s'appuie sur une publication scientifique anglaise récente, parue dans Nature Communications², qui est un peu la session de rattrapage pour les articles refusés par la prestigieuse revue Nature. Une belle référence, mais que démontre vraiment cet article ?

Les méthodes cash (Investigation) du Monde

Notons d'abord qu'en bonne disciple de Stéphane Foucart, la rédactrice du Monde fait une interprétation très personnelle du résultat principal de l'étude. Les auteurs ne calculent nulle part une mortalité, que leurs chiffres ne permettent d'ailleurs pas d'estimer. Ce qu'ils disent est qu'ils ont établi un modèle permettant d'évaluer l'effet sur le terrain des néonicotinoïdes sur les populations d'abeilles sauvages (en termes de sites occupés, et non de mortalité), et que cet effet serait 3 fois plus fort pour les abeilles butinant sur colza que pour les abeilles qui n'y butinent pas. La différence est de taille, car le calcul de cet effet négatif supposé des néonicotinoïdes est très fortement dépendant d'un effet positif tout aussi hypothétique du colza. Or nous allons voir que la démonstration de ces effets positifs du colza est loin d'être concluante. D'ailleurs, les auteurs eux-mêmes reconnaissent que l'effet qu'ils attribuent aux néonicotinoïdes reste modeste (« typically small ») : parmi les 62 espèces d'abeilles étudiées, ces traitements auraient aggravé de plus de 20% le déclin de 5 espèces, de plus de 10% pour 24 espèces... et donc de moins de 10% pour 38 espèces !

Ces chiffres concernent leur modèle, revenons d'abord aux données de terrain. En ce qui concerne le déclin des populations d'abeilles sauvages (modéré, mais incontestable, dans les comptages présentés), B. Woodcock, le premier auteur de l'étude, a donné les vrais chiffres lors du service après-vente médiatique de la publication : en global, la présence des abeilles sauvages ne fréquentant pas le colza aurait baissé de 7% pendant la période étudiée (1994-2011), alors que celles butinant sur colza aurait décliné de 10%³. On est donc très loin du triplement de mortalité évoqué par Le Monde ! En l'occurrence, le procédé employé rappelle les désormais célèbres 97% d'aliments contaminés par les pesticides selon Cash Investigation⁴ : Le Monde a bien repris un chiffre figurant dans l'étude, mais en lui donnant une tout autre signification que les auteurs de la publication d'origine !

Une publication très opaque

Ces chiffres de déclin de 7 et 10%, pourtant nécessaires à la contextualisation des résultats présentés, ne figurent pas dans l'article, ce qui nous amène à la première objection majeure envers cette publication : son opacité quant aux données utilisées. Normalement, un article scientifique doit fournir toutes les données permettant aux pairs des auteurs de vérifier la validité de leur raisonnement. Or nous en sommes très loin :

- La référence donnée pour vérifier l'évolution des surfaces de colza prises en compte dans cette étude est un site Web qui ne délivre pas ces données gratuitement. Or, comme nous le verrons plus bas, une exploration plus approfondie de ces données à l'échelle régionale serait nécessaire pour valider sérieusement le modèle « Effet colza » de la publication. Les auteurs ne sont pas responsables de cet état de fait, mais pour y pallier ils auraient dû au moins faire eux-mêmes quelques vérifications élémentaires (voir plus bas objection 2)
- En ce qui concerne les résultats essentiels, à savoir les données sur le suivi des abeilles, et les résultats de leur modèle, les auteurs se moquent gentiment du lecteur : la référence à laquelle ils renvoient est tout simplement le portail du National Biodiversity Network, qui centralise toutes données collectées sur la biodiversité dans le Royaume-Uni. Impossible de retrouver dans ce labyrinthe les données utilisées par les auteurs, et encore moins les résultats de leur modèle, si jamais ils y figurent. Les courbes de population et les résultats du modèle ne sont présentés dans la publication que sous forme de graphiques minuscules, à la limite du lisible. L'analyse critique qui va suivre est donc forcément approximative, car basée sur des estimations visuelles à partir de ces graphiques. Il est toutefois clair que les incertitudes qui en résultent ne changent en rien nos conclusions. Là encore, le procédé rappelle un précédent fâcheux : le fameux article retiré de G.E Seralini sur la toxicité des maïs OGM pour le rat, dont les résultats étaient présentés sous forme de graphiques illisibles. Reconnaissons que les graphiques de cet article sont plus soignés, mais leur taille minuscule aboutit au même résultat.
- Pour les Foliar Insecticide Index calculés par les auteurs, c'est encore plus simple : ils ne sont pas publiés du tout. Certes, cela ne devrait pas avoir d'importance, puisque les auteurs nous assurent qu'ils n'ont finalement eu aucun poids dans le modèle. Mais, comme nous le verrons dans la suite, il y a des moments où on aimerait bien pouvoir le vérifier...
- En plus de ne pas présenter les résultats de leur modèle sous une forme exploitable, les auteurs ne publient même pas les paramètres attribués à chaque espèce dans le modèle (sensibilité à la surface de colza, aux traitements néonicotinoïdes, et aux traitements foliaires). Là encore, nous verrons dans la suite que la valeur de ces paramètres, en particulier la sensibilité à la surface de colza (β_1) pose de sérieuses questions sur la crédibilité de leur modèle, pour la grande majorité des espèces d'abeilles étudiées.
- Les conclusions majeures de l'article reposent sur la comparaison entre les populations effectivement observées, et un modèle théorique calculant l'évolution qu'auraient dû connaître les populations d'abeille en absence de traitements néonicotinoïdes. De façon très surprenante, les auteurs n'expliquent pas comment ce modèle théorique a été construit. L'hypothèse la plus simple est qu'ils ont tout simplement fait tourner le même modèle, en mettant à 0 le paramètre quantifiant l'effet des néonicotinoïdes. Mais, comme nous le verrons dans la suite, les courbes présentées démentent cette hypothèse. Nous ne savons

donc pas comment fonctionne réellement ce modèle « sans néonicotinoïdes » sur lequel reposent les résultats tonitruants de l'article !

On notera en passant que l'absence de ces données démontre que les reviewers de Nature Communications n'ont pas jugé utile de vérifier le raisonnement des auteurs : un peu léger, pour un journal qui bénéficie indirectement de l'aura de « Nature », le vrai ! Cette disparition des données de terrain est d'autant plus ennuyeuse que cet article présente une caractéristique inédite pour un travail de modélisation : il ne présente aucune comparaison entre le modèle et les données réelles ! Les auteurs décrivent le mode de collecte des comptages d'abeilles, leur traitement complexe (comme il s'agit d'observations réalisées par un réseau collaboratif de bénévoles, leur répartition dans l'espace et dans le temps est très irrégulière, elles nécessitent des traitements complexes avant d'être exploitées) et le modèle... mais ils ne donnent aucune indication sur l'accord entre ce fameux modèle et la réalité ! Les figures 3 et 4, qui montrent les résultats espèce par espèce, indiquent simplement les résultats du modèle et son intervalle de confiance à 95%. Ces intervalles de confiance sont d'une étroitesse tout-à-fait satisfaisante, ce qui attesterait d'une bonne qualité du modèle... si 95% des observations sont effectivement dedans ! Or nous n'en avons pas la moindre preuve. La moindre des choses aurait été de montrer la position des mesures dans cet intervalle de confiance. Nous voulons bien croire les auteurs sur parole, et supposer que leur modèle représente fidèlement la réalité. Mais, même dans ce cas, il est toujours intéressant de voir la distribution des écarts entre le modèle et les données, qui peut alerter sur des comportements anormaux du modèle... et nous verrons que ce ne sont pas les alertes qui manquent !

Une hypothèse plausible, mais difficile à valider.

Le déclin des populations des abeilles sauvages n'est guère contesté, même si son ampleur réelle reste très discutée. Cette situation est paradoxale, car les pratiques agronomiques, en Angleterre comme dans le reste de l'Europe, ont évolué ces dernières années dans un sens qui aurait dû leur être favorable :

- Développement de la culture du colza, qui constitue une ressource alimentaire majeure pour les pollinisateurs en début de saison
- Développement des espaces agricoles non traités, justement pour favoriser la biodiversité. L'Angleterre était d'ailleurs pionnière dans ce domaine, avec un programme ambitieux de développement des « field margins » non traitées, lancé dès le milieu des années 90⁵

Pour expliquer ces résultats décevants, les auteurs ont donc émis l'hypothèse selon laquelle les effets positifs de l'augmentation de la sole de colza auraient été contrariés, à partir de 2002, par le développement rapide des semences de colza traitées aux néonicotinoïdes. En effet, contrairement à la France, où ces produits n'ont fait qu'une brève apparition sur colza avant d'y être interdits, ils ont été adoptés massivement en Angleterre. Nous n'avons pas accès aux chiffres exacts employés par les auteurs, mais nous pouvons les estimer d'après les données de FAOStat (Fig1). Les chiffres que nous obtenons sont compatibles avec les deux seules références données par les auteurs (taux de semences traitées par les néonics : 37,4 +- 8,0% en 2002, contre 83,0+-5,2% en 2011).

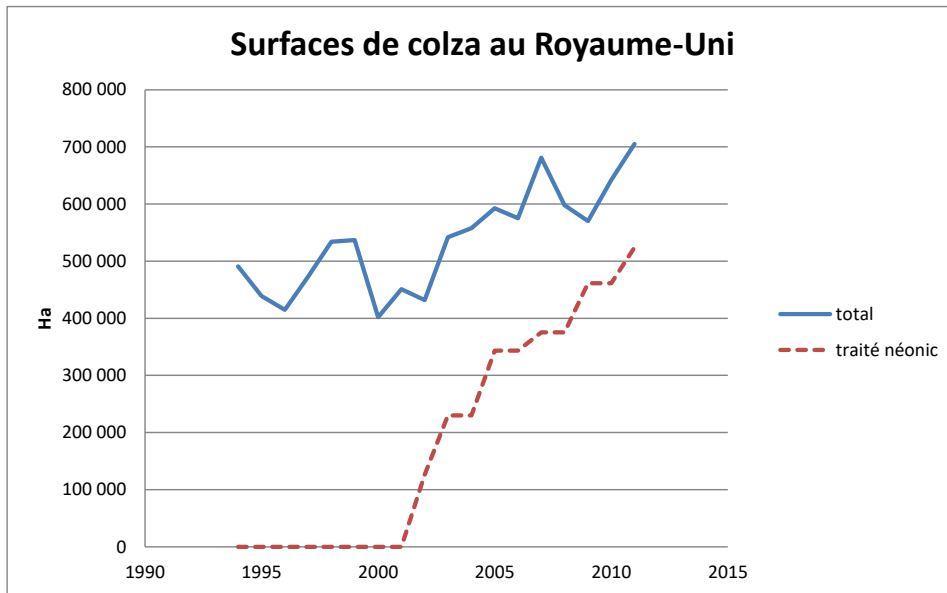


Fig. A : évolution de la surface de colza au Royaume-Uni pendant la durée de l'étude.

Si on regarde l'évolution de certaines espèces d'abeilles (mais certaines seulement, nous y reviendrons), l'hypothèse des auteurs paraît légitime :

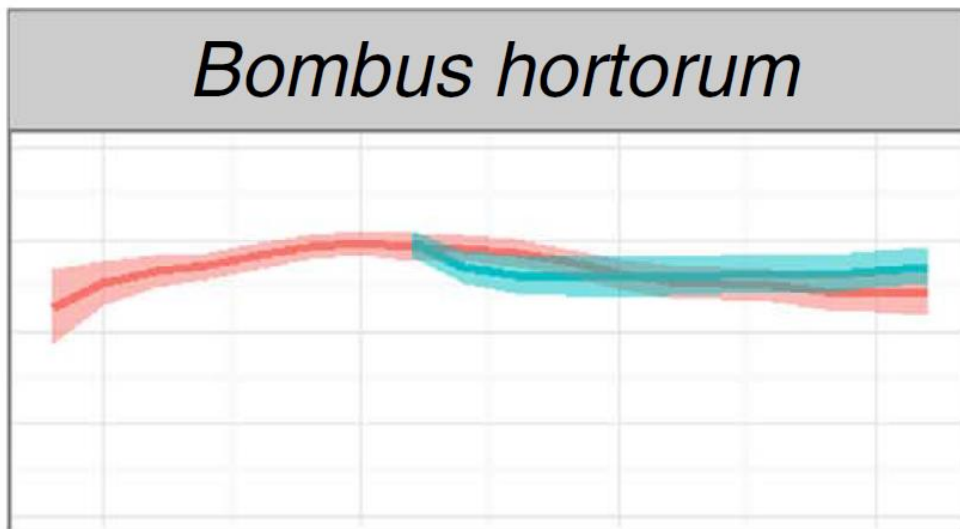


Fig. B : Extrait de la figure 3 de Woodcock et al : la courbe rouge représente l'évolution observée de la population ; la courbe bleue représente leur évolution théorique, si les traitements de semences néonicotinoïdes n'avaient pas été utilisés

On voit effectivement que la population de cette espèce a augmenté de 1994 à 2000, puis s'est mise à stagner et même à régresser après 2002, date d'introduction des traitements de semences néonicotinoïdes sur colza.

Pour valider leur hypothèse, les chercheurs ont donc développé un modèle statistique visant à mesurer l'effet de 3 facteurs sur les populations d'abeilles sauvages :

- La surface totale de colza semée

- La proportion de ces surfaces traitées par des néonicotinoïdes en traitement de semences
- Le nombre de traitements insecticides foliaires appliqués

La conclusion de leur article est que leur hypothèse est bien confirmée. En effet :

- Le paramètre β_1 , qui mesure l'effet du colza sur les populations d'abeilles a une valeur positive pour les espèces qui butinent sur colza, et nulle pour les espèces qui n'y butinent pas (Fig. 2b), ce qui est logique compte tenu de leur hypothèse de départ
- L'effet des néonicotinoïdes, mesuré par le paramètre β_2 est négatif, et beaucoup plus marqué chez les espèces butinant sur colza que sur celles qui n'y butinent pas (c'est le fameux écart de 1 à 3, que Le Monde a transformé en « mortalité 3 fois plus forte »). Le fait que cet effet ne soit pas tout-à-fait nul sur les abeilles non butineuses de colza peut facilement s'expliquer par la contamination des adventices du colza, ou des plantes de leur environnement.
- On n'observe aucun effet des traitements insecticides foliaires, qui pourraient être un facteur de confusion avec les néonicotinoïdes. On notera au passage que ce résultat montre que les tests d'homologation destinés à vérifier l'innocuité des traitements pour les abeilles ne marchent pas si mal que ça ! Un résultat intéressant, que les auteurs, par modestie sans doute, n'ont pas mis en avant 😊.

Ces résultats vont certes dans le bon sens, mais ne portent que sur le modèle étudié globalement (toutes espèces confondues). Or, comme nous le verrons dans la suite, les espèces d'abeilles étudiées ont connu des évolutions très différentes, même dans chaque sous-famille (espèces butinant ou non sur colza). La validation de ce modèle, et donc de l'hypothèse qu'il prétend démontrer, nécessiterait de grandes précautions, car les sources d'erreurs potentielles sont nombreuses.

Un modèle très simple (voire simpliste)

Le modèle retenu par les auteurs est un modèle linéaire très simple. L'évolution d'une espèce d'abeille i , sur un site j , entre l'année $t-1$ et l'année t , est calculée selon l'équation suivante :

$$\text{Logit}(\varphi_{i,j,t}) = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} * \text{OSR}_{j,t-1} + \beta_{2,i} * \text{NNI}_{j,t-1} + \beta_{3,i} * \text{FI}_{j,t-1}$$

dans laquelle $\text{OSR}_{j,t-1}$ est la surface de colza dans le site j l'année $t-1$, $\text{NNI}_{j,t-1}$ est un indice calculant l'exposition des abeilles aux néonicotinoïdes utilisés en traitement de semences colza sur le site j pendant l'année $t-1$, et $\text{FI}_{j,t-1}$ calcule leur exposition aux insecticides foliaires appliqués sur colza.

Pour être cohérent avec l'hypothèse de départ, ce modèle suppose implicitement que $\beta_{2,i}$ est inférieur ou égal à 0 (il peut être nul pour une espèce ne fréquentant absolument pas le colza). A l'inverse, $\beta_{1,i}$ devrait être logiquement être strictement supérieur à zéro pour les espèces butinant sur colza, et nul pour les espèces qui n'y butinent pas.

Ce modèle suscite immédiatement trois types d'objections, auxquels les auteurs devraient répondre dans leur article :

- Objection 1 : Toutes ses variables d'entrée sont relatives au colza. Cela suppose donc que le colza et ses traitements sont la principale cause de variation des populations d'abeille, ce qui est surprenant, car on considère généralement que la complexité du paysage agricole (variété des espèces cultivées, présence d'espèces préservées comme les bois et les haies) est déterminante
- Objection 2 : les 2 dernières variables du modèle (NNI et FII) sont dépendantes de la première (surface de colza semée). Toute erreur sur l'effet de cette 1^{ère} variable va inévitablement fausser les résultats des 2 variables suivantes. Il est donc particulièrement important de valider très attentivement le modèle « colza+ traitements foliaires » sur la période 1994-2001, avant que l'effet néonicotinoïdes ne vienne compliquer la situation.
- Objection 3 : Ce modèle est linéaire, c'est-à-dire que les variables d'entrée, quelle que soit leur valeur, y ont un effet constant sur la variable de sortie. Or cette hypothèse est peu vraisemblable pour la surface de colza, pour des raisons que les auteurs évoquent d'ailleurs vaguement, mais sans en tirer les conséquences. En effet, ils rappellent que le colza fleurit tôt et pendant une période relativement courte (en gros, de fin avril à fin mai), à une époque où il y a encore assez peu de fleurs sauvages, et peu de cultures nourricières pour les abeilles. Il est donc logique que le développement du colza, dans un premier temps, augmente significativement les populations des pollinisateurs qui peuvent le fréquenter. Mais il serait tout aussi logique que cet effet plafonne assez vite : en effet, les abeilles nées pendant la floraison du colza, ou leur descendance, auront besoin de se nourrir tout l'été. Si le colza augmente beaucoup, il y a donc de grandes chances que le facteur limitant pour les populations d'abeilles devienne la disponibilité en nectar dans les mois suivants sa floraison. Il ne serait donc pas surprenant que l'effet positif du colza décline assez rapidement quand sa présence devient importante. Il ne serait même pas absurde de penser qu'il pourrait avoir un effet négatif quand il est trop répandu : en effet, il s'est développé en partie en remplacement du pois protéagineux, qui fleurit plus tard et pouvait donc prendre le relais pour nourrir les pollinisateurs en juin. Or, que se passera-t-il dans un modèle linéaire comme celui des auteurs, si l'effet du colza s'atténue ou s'inverse à partir de 2002 ? La réponse est évidente : comme l'effet du colza dans le modèle est fixe, ce changement va être attribué à un effet négatif des néonicotinoïdes qui sont apparus entre-temps ! Pour être sûr de ne pas être victime d'un effet de confusion, il faudrait donc s'assurer que l'effet colza est bien indépendant de la surface qu'il occupe.

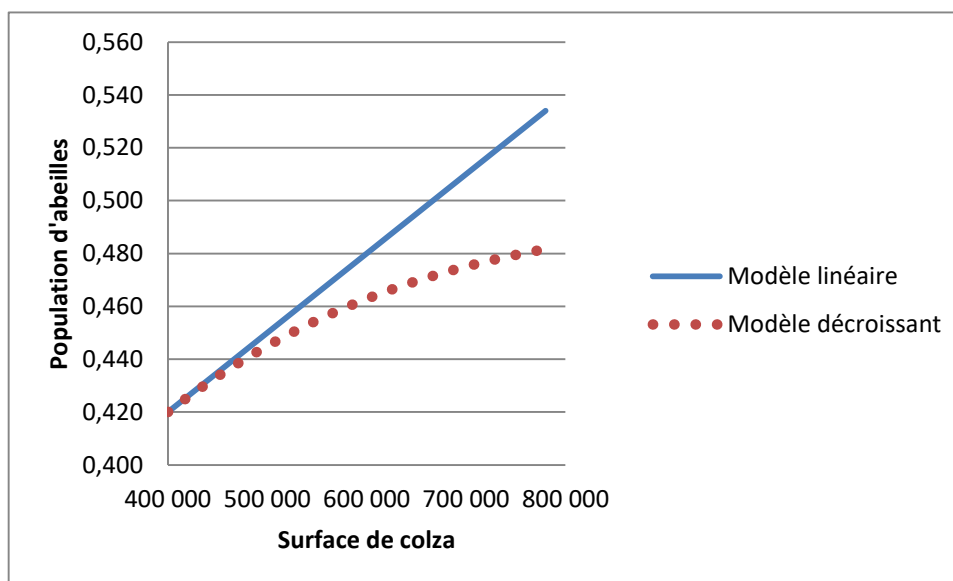


Fig C : le modèle étudié prévoit que l'effet de surface de colza est linéaire (courbe bleue pleine), ce qui est peu vraisemblable. En effet, l'effet positif du colza sur les populations d'abeilles s'estompe vite s'il n'y a pas assez de fleurs pour les nourrir après sa floraison. Il est donc probable que cet effet plafonne plus ou moins rapidement (modèle décroissant, courbe pointillée). Si ce phénomène se produit aux environs de 2002, un modèle linéaire va attribuer par erreur ce fléchissement de la population aux néonicotinoïdes.

Une 4^{ème} objection, que nous approfondirons ensuite, vient quand on examine les données d'entrée et de sortie du modèle : au niveau global (c'est-à-dire national dans ce cas précis), toutes les courbes de variation de ces variables sont monotones (c'est-dire qu'elles varient dans le même sens tout au long de la période étudiée), sans irrégularité facilement identifiable des variables d'entrée dont on pourrait vérifier la répercussion sur la variable de sortie. Il s'agit donc d'une situation où il est très facile d'obtenir involontairement un modèle fonctionnant correctement avec n'importe quelle variable monotone, même sans aucun rapport de causalité avec la variable étudiée.

La publication permet-elle de répondre à ces objections ? C'est ce que nous allons maintenant étudier plus en détail. Mais, avant d'examiner les résultats du modèle, commençons par une étape que les auteurs ont apparemment négligé : regardons les courbes d'évolution des populations d'abeilles, pour voir si elles sont conformes à l'hypothèse de départ.

Des données contradictoires avec l'hypothèse de départ

Ces courbes figurent dans les figures 3 (abeilles butinant sur colza) et 4 (abeilles ne butinant pas sur colza) de la publication. Pour l'instant, nous ne regarderons que les courbes rouges, sensées représenter (si le modèle est juste), l'évolution réelle de leurs populations. Si l'hypothèse des auteurs est juste, on devrait observer les comportements suivants :

- Pour les espèces butinant sur colza, une croissance de la population jusqu'en 2002 suivie d'un ralentissement, voire d'une régression, après cette date
- Pour les abeilles ne butinant pas sur colza, les populations devraient être stables. Bien sûr, il n'est pas exclu que leur population puisse varier sous l'effet de facteurs sans rapport avec le colza. Mais, si c'est le cas, cela remet tout de même sérieusement en cause le modèle, car cela veut dire qu'il y a des facteurs, non pris en compte dans le modèle, qui ont influencé leur population. Et, si c'est le cas, comment pourrions-nous être sûrs qu'ils n'ont pas agi aussi sur les abeilles butinant le colza ?

Qu'en est-il dans la réalité, ou tout au moins ce que les auteurs nous présentent comme le modèle conforme à la réalité (courbes rouges des figures 3 et 4) ?

	Evolution avant 2002			Dégradation après 2002
	Croissance	Stabilité	Décroissance	
Espèces butinant sur colza	38%	6%	56%	50%
Espèces ne butinant pas sur colza	11%	57%	32%	25%

Commençons par les espèces butinant sur colza. Leur situation est en fait très hétérogène : entre 1994 et 2002, 38% des espèces ont vu leur population augmenter légèrement, conformément à l'hypothèse de départ. De plus, pour toutes ces espèces, la croissance s'est ralentie, ou s'est même inversée, après 2002. Ces espèces semblent donc à première vue donner raison aux auteurs. Il est par contre plus gênant de constater que 56% des espèces restantes ont vu leur population diminuer dès cette période, donc avant l'arrivée des néonicotinoïdes. De plus, la moitié seulement des espèces voient leur évolution se dégrader sur la période 2002-2011, par rapport à l'évolution de la période antérieure, ce qui est tout de même ennuyeux, vu que 100% d'entre elles ont été exposées aux néonicotinoïdes qui répandent la terreur.

La situation est globalement nettement plus stable pour les espèces ne butinant pas sur colza : 57 % d'entre elles avaient des effectifs stables sur la 1^{ère} période (1994-2001). Autre élément conforme à l'hypothèse des auteurs, seules 3 espèces (11%) ont vu leurs effectifs augmenter, donc beaucoup moins que chez celles fréquentant le colza. Toutefois, il faut noter là encore que près d'un tiers des espèces dédaignant leur colza ont commencé à décliner dès 1994 : une proportion moindre que sur colza, mais ce n'est tout de même pas négligeable.

Ce premier examen rapide et intuitif montre deux choses :

- Il y a clairement un « effet colza » qui différencie les espèces qui le fréquentent de celles qui ne le butinent pas. Mais cet effet semble plus complexe que prévu, et seule une minorité d'espèces montre des courbes d'évolution conformes à l'idée des auteurs
- Il y a manifestement une tendance globale à la baisse, qui s'exprime plus clairement, mais pas uniquement, pour les espèces du colza. Cela remet sérieusement en cause l'hypothèse implicite du modèle, selon laquelle le colza et ses traitements suffisaient à expliquer les variations des populations d'abeilles. En tout cas, il est clair que beaucoup d'espèces du colza ont vu leur population baisser dès 1994, ce qui est normalement contradictoire avec le modèle.

Toutes ces observations paraissent assez inquiétantes pour l'hypothèse de départ, mais peut-être les auteurs vont-ils tout nous expliquer en répondant à nos objections ?

Objection n° 1 : le rôle des changements du paysage agricole

Sur ce sujet, la réponse des auteurs est pour le moins désinvolte : d'après eux, la structure du paysage agricole n'aurait subi aucun changement majeur sur la période étudiée, à part justement l'augmentation de la surface du colza ! Une affirmation pour le moins surprenante, quand on se rappelle que le Royaume-Uni a lancé dès 1994 un ambitieux « Habitat Action Plan », pour restaurer la biodiversité des paysages agricoles, en particulier en développant des bordures non traitées (field margins) autour des champs de céréales. Certes, les auteurs évoquent l'effet des field margins, mais très rapidement et d'une façon discrètement tendancieuse : en effet, ils mentionnent leur effet positif sur la biodiversité végétale de 2000 à 2007, donc pendant une période où les traitements néonicotinoïdes étaient déjà largement pratiqués. Cette mention laisse croire que négliger l'effet positif éventuel des field margins, comme ils l'ont fait, aurait pour effet de minimiser les nuisances des nicotinoïdes. Or c'est faux : la surface des fields margins avait déjà augmenté très significativement de 1994 à 2002, donc avant l'introduction de ces traitements de semences (cf figure de la référence ⁵). L'effet éventuel (et même probable) des fields margins a donc pu être un facteur de confusion significatif, même pour l'effet « colza non traité » du modèle.

De plus, les auteurs affirment que le colza s'est développé au détriment de l'orge, qui n'est une source de nourriture pour aucune abeille. Dans cette vision, le développement du colza n'aurait que des avantages pour les abeilles, tant qu'il n'est pas traité. Ils oublient de signaler que, dans le même temps, la surface de pois protéagineux a également décliné considérablement. Or le pois, qui fleurit plus tard, pouvait prendre le relais pour nourrir les abeilles, après la floraison du colza.

Cette question, absolument essentielle pour le traitement de l'objection 3, n'est absolument pas traitée dans l'article.

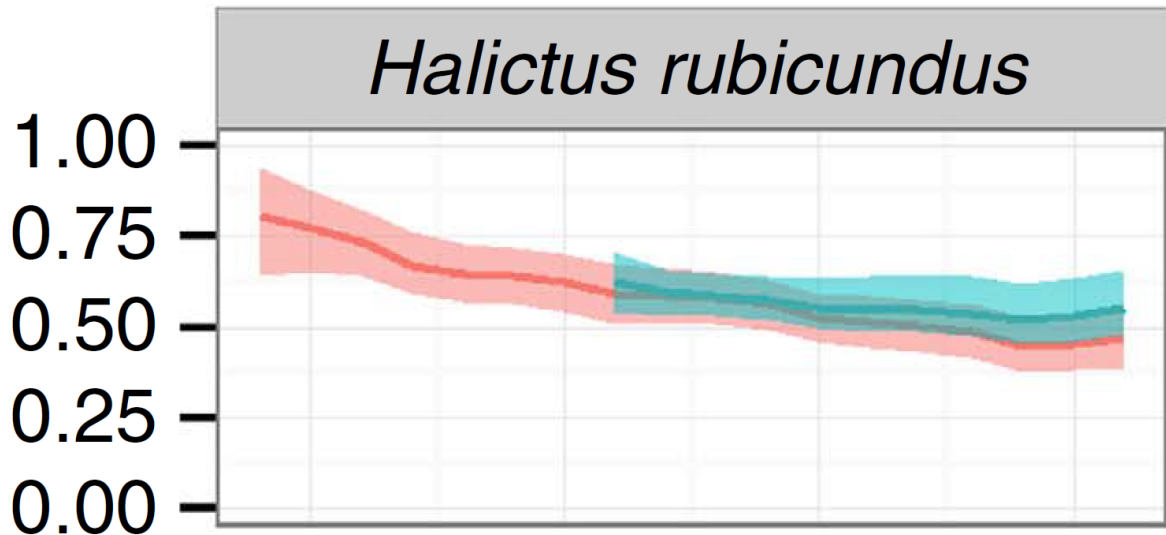
En conclusion, les auteurs n'apportent aucune réponse théorique à l'objection 1. Leur seule réponse implicite est purement pragmatique : si leur modèle marche bien (ce qui est apparemment vrai), c'est que la complexité du paysage n'a finalement qu'une importance secondaire. Ce serait recevable si toutes les autres objections étaient parfaitement traitées. Passons donc à la suite...

Objection n°2 : le modèle colza marche-t-il bien avant l'introduction des néonicotinoïdes en 2002 ?

Cette question est centrale, puisque toute erreur du modèle colza risque de se répercuter sur la modélisation des effets des traitements foliaires et de des néonicotinoïdes. Il est malheureusement impossible d'analyser séparément l'effet du colza et des traitements foliaires, d'autant plus que les auteurs ne donnent aucune information sur les FII de leur modèle. Toutefois, puisqu'ils nous disent que les traitements foliaires n'ont eu aucune influence, nous pouvons considérer que la période 1992-2002 permet de juger de la validité du modèle colza seul.

Sur ce sujet, nous aurions aimé voir quelques vérifications basiques : sur l'écart entre le modèle et les observations pendant la période 1992-2002, ou bien sur la comparaison entre la valeur des β_i sur cette période, et celle que l'on obtiendrait sur une validation limitée à la période 2002-2011. Les

auteurs ne nous fournissent rien de tout cela, mais ne soyons pas trop tatillons. Inspirons-nous plutôt de l'ouverture d'esprit des reviewers de Nature Communications : supposons donc que les observations sont conformes au modèle, et rentrent donc à 95% dans l'intervalle de confiance affiché, qui est remarquablement étroit pour toutes les espèces étudiées. Pouvons-nous en déduire que tout va pour le mieux ? Non, car, paradoxalement, le modèle marche en fait beaucoup trop bien.



Prenons l'exemple de *Halictus rubicundus*, qui est justement une des espèces pour lesquels les auteurs ont identifié l'effet « néonicotinoïdes » le plus prononcé (courbe extraite de la figure 3). Le modèle fonctionne parfaitement pour cette espèce qui fréquente le colza... alors que son évolution est en parfaite contradiction apparente avec l'hypothèse de départ :

- Sa population a assez fortement décliné de 1994 à 2002, avant l'introduction des néonicotinoïdes
- Elle a continué à diminuer, mais plus modérément, après l'introduction de ces produits.

Comment expliquer que même le modèle prévoit cette décroissance en début de période, alors que :

- la surface de colza augmentait déjà
- il n'y avait pas encore les terribles néonicotinoïdes, les « insecticides les plus efficaces jamais synthétisés », qui « tuent massivement abeilles et bourdons » (dixit Le Monde)
- les traitements insecticides foliaires ont un effet nul, d'après les auteurs ?

Vu le fonctionnement du modèle avant 2002, il n'y a que deux explications possibles :

- Soit cette espèce a bien un paramètre β_1 supérieur à 0, comme le nécessitait l'hypothèse de départ, mais, en raison d'une répartition géographique atypique, elle se serait trouvée uniquement dans des sites où la surface de colza aurait diminué, à rebours de la tendance nationale. Ce n'est pas tout-à-fait impossible, mais tout de même très peu vraisemblable statistiquement. Si par extraordinaire c'est le cas, il est évident que la répartition géographique des espèces a une importance majeure, et que les auteurs feraient bien de se pencher sur la question pour toutes les espèces étudiées...

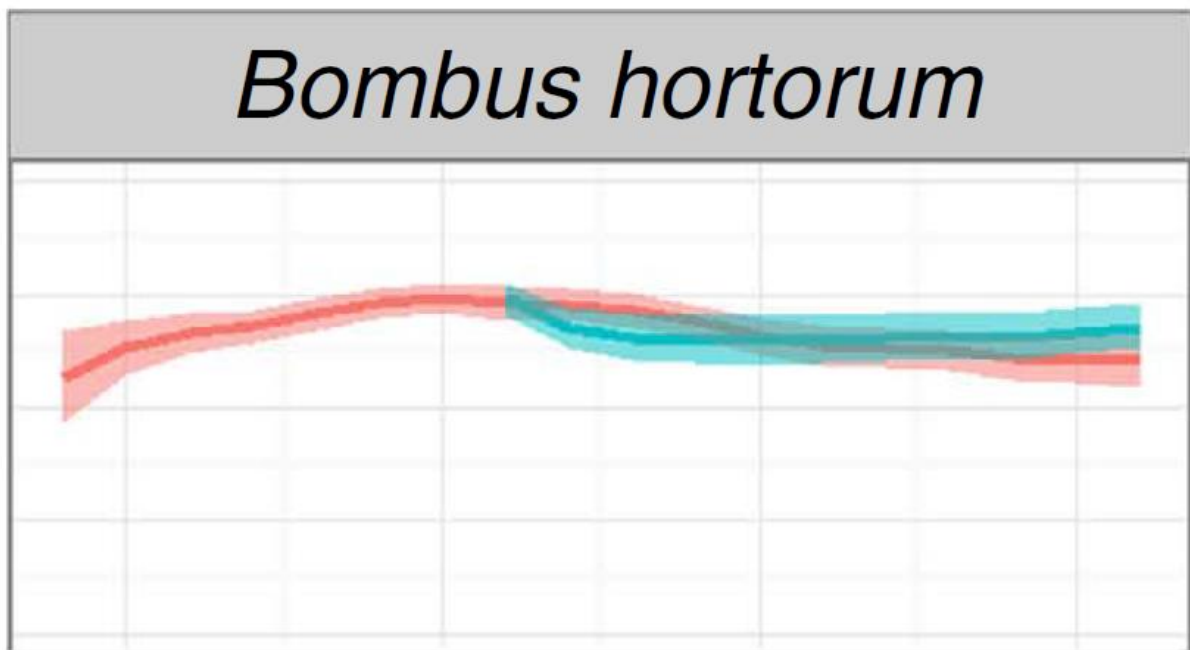
- L'explication la plus vraisemblable est tout de même que le modèle a attribué à cette espèce d'abeille un β_1 négatif... c'est-à-dire que le colza non traité aurait un effet négatif sur elle ! Il est déjà gênant que les auteurs nous aient caché ce « petit » détail. Mais il faudrait surtout qu'ils trouvent une explication rationnelle pour ces β_1 négatifs tout au long de la période étudiée! Sinon, il est clair que le « bon » fonctionnement du modèle pour cette espèce n'est qu'une coïncidence statistique, du style de celles que traque régulièrement l'hilarant site Web « Spurious correlations »⁶.

Si le cas d'*Halictus rubicundus* était isolé, ce serait déjà gênant, puisque cette espèce est une des rares où le modèle « sans néonicotinoïdes » se détache nettement du modèle « avec néonics ». Mais on en est loin : parmi les 62 espèces étudiées, 28 (45%) avaient déjà commencé à décliner avant 2002. Cette proportion s'élève même à 56% pour les espèces butinant sur colza. Et à chaque fois, le modèle prévoit bien cette décroissance, sans que les auteurs (ni les reviewers de Nature Communications, ni les journalistes du Monde) ne s'en étonnent.

En conclusion pour l'objection 2 : oui, le modèle marche très bien pour la période 1994/2002, avant l'apparition des néonicotinides... mais ce n'est pas une bonne nouvelle pour les auteurs, puisqu'il marche même pour les espèces qui contredisent manifestement leur hypothèse !

Objection 3 : l'effet du colza sur les populations est-il vraiment linéaire ?

Nous avons déjà vu que la majorité des espèces d'abeilles ont l'impudence de démentir l'hypothèse des auteurs. Mais, heureusement, il y en a quelques-unes qui semblent se conformer à leur idée initiale : la plupart des bourdons (genre *Bombus*), et quelques espèces du genre *Lasioglossum* (*L. calceatum*, *L. malachurum*, et *L. pauxillum*). Ces espèces ont vu leurs effectifs augmenter jusqu'à 2002, puis stagner, voire diminuer, par la suite :



Notons, que, selon l'argumentation même des auteurs, les bourdons (*Bombus*), sont justement des espèces dont la population est sensible à des déficits de nourriture après floraison du colza.

Théoriquement, on pouvait craindre que le modèle attribue par erreur aux néonicotinoïdes un effet négatif simplement dû à un fléchissement de l'effet du colza, mais finalement, la question ne se pose pas. En effet, curieusement, le modèle prévoit un tassement de la population de ce bourdon, même s'il n'y avait pas eu de néonicotinoïdes (courbe bleue) ! De façon encore plus étonnante, il estime même que leur population aurait été plus faible en 2002 et 2003, s'il n'y avait pas eu ces traitements de semences!

Là encore, ce résultat aberrant n'est pas isolé : il s'observe chez pratiquement toutes les espèces dont la population a augmenté de 1994 à 2002, y compris quelques espèces ne butinant pas sur colza, comme *Lasioglossum villosulum* et comme *Sphecodes ephippius*.

Il faut noter que, sur cette période 2002-2003, ce n'est pas forcément la courbe bleue qui a un comportement anormal : en effet, la surface de colza au Royaume-Uni avait subi un recul provisoire de 2000 à 2002 (cf Fig. 1). Comme le modèle calcule la population de l'année n en fonction de la surface de $n-1$, il est donc normal que l'on voie une baisse de 2002 à 2003. Ce qui l'est moins, c'est que cette baisse ne s'observe pas en même temps sur la courbe rouge (modèle avec traitement néonicotinoïdes)! De plus, on observe que la courbe bleue est tantôt en-dessous, tantôt au-dessus de la rouge, alors que les deux modèles utilisent les mêmes variables d'entrée, et que le taux d'utilisation des nicotinoïdes est continuellement croissant : ces deux croisements de courbe successifs sont inexplicables avec un modèle linéaire conforme aux hypothèses de départ (donc avec $\beta_1 > 0$ et $\beta_2 < 0$). Manifestement, la différence entre le « modèle rouge » et le « modèle bleu » ne se limite pas au fait que β_2 a été mis à zéro dans ce dernier. Il est donc d'autant plus inadmissible que les auteurs n'aient pas décrit clairement ce modèle bleu, alors que c'est lui qui leur permet de « démontrer » un effet nocif des néonicotinoïdes.

L'objection 3 n'est donc pas traitée par les auteurs, car elle est tout simplement sans objet vu le comportement du modèle « sans néonic ». Mais ce n'est pas non plus une bonne nouvelle pour eux, car le comportement de ce sous-modèle est pour le moins étrange, quand on le compare au modèle « avec néonic »

Nos auteurs jouent donc de malchance :

- Leur modèle fonctionne (si on les croit) parfaitement... mais même pour les espèces dont l'évolution contredit leur hypothèse de départ !
- Pour les espèces (très minoritaires) dont l'évolution paraît conforme à cette hypothèse, même leur modèle « sans néonicotinoïdes » prévoit un fort tassement de la croissance de leur population à partir de 2002. De plus, la comparaison des différences (minimes) entre les modèles « avec » et « sans » montre des anomalies inexplicables dans le cadre de l'hypothèse de départ.

Au point où nous en sommes, il n'est même plus utile de traiter sérieusement l'objection 4. Notons simplement que les courbes d'évolution des populations sont toutes très lissées, et sans irrégularité notable dont on puisse repérer un lien avec les variables d'entrée du modèle. De plus, elles

présentent souvent un léger infléchissement (dans un sens ou dans l'autre) entre le début et la fin de la période d'étude. Les auteurs ont obtenu un modèle apparemment satisfaisant avec en fait deux variables seulement (la surface de colza et la surface traitée néonic), puisque le FII n'a finalement pas eu d'effet. Dans ce contexte, n'importe quel couple de variables présentant les mêmes caractéristiques (c'est-à-dire uniformément croissantes toutes deux, l'une démarrant en 1994, et l'autre en 2002) aurait donné d'aussi bons résultats. En remplaçant la surface de colza par le nombre de téléphones portables en Angleterre, et la proportion de parcelles traitées néonic par la proportion de smartphones, nos auteurs auraient obtenu un modèle tout aussi beau. Ils auraient ainsi montré avec brio que les téléphones portables à l'ancienne avaient un effet positif sur les bourdons, malheureusement contrarié depuis par l'apparition des smartphones.

Dernière remarque à propos des conséquences du fort lissage des courbes de populations : c'est une conséquence inévitable de la collecte des données par un réseau collaboratif de volontaires, qui empêche d'avoir des protocoles d'échantillonnage stables dans le temps. Les auteurs signalent d'ailleurs que, pour beaucoup de sites, il s'est écoulé plusieurs années entre deux comptages. Il est évident que des courbes aussi régulières ne permettent pas de mettre en évidence l'effet d'un facteur qui connaîtrait de fortes variations aléatoires d'une année à l'autre. Or c'est probablement le cas du FII, l'indicateur mesurant l'exposition aux traitements insecticides foliaires. En effet, le colza est exposé à plusieurs espèces d'insectes ravageurs, dont l'abondance et la nuisibilité potentielles varient fortement d'une année à l'autre. Un effet éventuel de ces variations ne se manifeste donc que l'année suivante, il est donc effacé si les courbes de population sont trop lissées. Le fait que β_3 , le coefficient mesurant l'impact des insecticides foliaires, soit nul, ne prouve donc rien. C'est une conséquence évidente du choix plutôt hasardeux des auteurs : appliquer un modèle à pas de temps annuel, à des données de population qui font l'objet d'un lissage dans le temps.

C'est prouvé : les néonicotinoïdes ont des effets psychotropes sur l'homme

Au final, cet article ne démontre donc aucun effet nocif des néonicotinoïdes sur les abeilles : le calcul de cet effet dépendait d'un effet colza supposé uniformément positif, ce qui est manifestement faux, même dans le modèle brandi par les auteurs ! Par contre, il confirme une fois encore leurs effets neurologiques préoccupants sur l'homme :

- Troubles graves de la vigilance pour les reviewers des revues scientifiques
- Accès de fébrilité : l'article du Monde est paru le jour même de la publication dans Nature Communications, ce qui explique probablement que la journaliste ne soit posée aucune des questions ci-dessus.
- Hallucinations collectives, avec visions apocalyptiques, dans la presse pseudoscientifique, qui a cru voir avec un bel ensemble un article scientifique parfaitement étayé, et démontrant un déclin dramatique des populations d'abeilles sauvages.

Il serait grand temps que l'ANSES se saisisse de cette grave question. Au nom du principe de précaution, nous préconisons pour cela une mesure simple, inspirée des délais de réentrée pour les

produits phytosanitaires : imposer un délai d'attente d'au moins 7 jours entre la lecture de toute publication scientifique sur les néonicotinoïdes, et toute activité exigeant vigilance et lucidité, comme la rédaction d'un article sur l'agriculture ou l'environnement.

Plus sérieusement, cet article est révélateur de deux tendances de plus en plus marquées dans la littérature sur ces sujets :

- Le mépris total des vrais enjeux environnementaux et agricoles. Les courbes des auteurs montrent une tendance globale à la diminution des populations d'abeilles sauvages, avec probablement des interactions avec le colza, mais beaucoup plus complexes que dans leur hypothèse initiale. Le seul résultat clair est l'inefficacité totale du programme de développement des fields margins, en tout cas en ce qui concerne les abeilles sauvages. Un sujet essentiel pour l'agroécologie, que les auteurs n'évoquent absolument pas, trop occupés à essayer de trouver malgré tout de vagues indices en faveur de leur idée initiale
- La « virtualisation » des nuisances attribuées aux néonicotinoïdes : faute d'arriver à montrer des effets mesurables de ces produits dans les conditions du terrain, les études s'orientent dans une nouvelle voie. D'après ces nouveaux travaux, si la situation des abeilles sauvages ou domestiques n'est finalement pas si dramatique, c'est parce que la toxicité des néonicotinoïdes aurait été masquée par un effet positif qui leur aurait été associé. Le tout « démontré » avec des modèles statistiques d'une complexité suffisante pour dissuader toute discussion. Nous reviendrons dans un prochain article sur un exemple particulièrement comique de cette nouvelle approche, sur les abeilles domestiques cette fois.

¹ http://www.lemonde.fr/biodiversite/article/2016/08/16/pesticides-tueurs-d-abeilles-la-preuve-par-trois_4983620_1652692.html

² <http://www.nature.com/ncomms/2016/160816/ncomms12459/full/ncomms12459.html>

³ http://www.euractiv.com/section/science-policy/news/major-study-links-neonicotinoid-pesticides-to-wild-bee-declines/?nl_ref=19148212

⁴ <http://www.forumphyto.fr/2016/02/03/cash-investigation-suite-levangile-selon-sainte-lucet/>

⁵ http://www.ecifm.rdg.ac.uk/field_margins_and_conservation_strips.htm

⁶ <http://www.tylervigen.com/spurious-correlations>