

Alimentation bio et risque de cancer :

Quand les statistiques décident des résultats

Une publication récente de l'INRA et de l'INSERM déclare avoir observé un lien négatif entre incidence du cancer et consommation de produits de l'agriculture biologique, dans une vaste enquête épidémiologique sur les habitudes alimentaires des Français (Baudry et al, 2017¹). Un résultat que la presse (quelque peu incitée par les auteurs de la publication il est vrai...) a le plus souvent interprété comme la démonstration d'un effet favorable de l'alimentation bio sur la santé. Peut-on vraiment tirer cette conclusion de la publication ? Nous allons voir que c'est loin d'être sûr.

Commençons par rappeler ce qui devrait être une évidence : **une publication scientifique ne doit pas se contenter de montrer que les données étudiées sont compatibles avec l'hypothèse formulée par les auteurs. Elle doit (normalement) montrer aussi que ces données ne sont pas compatibles (ou moins compatibles) avec les autres hypothèses déjà formulées pour expliquer les mêmes phénomènes**, ou que d'autres experts du domaine pourraient formuler. Cette deuxième exigence est particulièrement cruciale dans un domaine comme celui des effets de la nutrition ou du mode de vie sur la santé. Une foule de facteurs de risque de cancer, associés au mode de vie, ont déjà été identifiés : la consommation de tabac et d'alcool sont les facteurs de risque les plus connus. L'obésité (souvent elle-même liée à une alimentation excessive et déséquilibrée) est également associée à un risque accru. A l'inverse, la consommation de fibres végétales est un facteur protecteur tout aussi reconnu (d'où la fameuse recommandation des 5 fruits et légumes par jour). Le risque de cancer associé à chaque individu est donc une combinaison complexe de facteurs favorables et défavorables liés à son mode de vie, sans compter ceux qu'il ne peut pas maîtriser, comme les facteurs génétiques.

Quand on s'intéresse à l'effet éventuel de la consommation d'aliment bio, on se heurte à des difficultés, que les auteurs rappellent en toute objectivité dans leur article : la consommation d'aliment bio est fortement corrélée à de nombreux facteurs protecteurs contre les cancers : les amateurs de bio sont plus attentifs que la moyenne de la population à leur hygiène de vie, ils fument moins, boivent moins d'alcool, consomment plus de fruits et légumes et moins de viande que la moyenne de la population. Cette liaison entre consommation bio et comportements alimentaires « vertueux » avait déjà été observée dans une autre publication sur la cohorte NutriNet-Santé, la population sur laquelle la publication dont nous parlons ici a été réalisée². Elle est encore confirmée dans Baudry et al :

Characteristic	Q1	Q2	Q3	Q4	P Value ^a
Smoking status, %					
Never smoker	52.0	51.9	50.2	49.4	
Former smoker	31.6	31.9	34.5	36.8	<.001
Current smoker	16.4	16.2	15.3	13.8	
Alcohol intake, mean (SD), g/d	8.34 (13.84)	8.18 (13.11)	8.17 (12.19)	7.54 (11.30)	
Family history of cancer, %	33.8	34.5	36.8	38.6	<.001
BMI, mean (SD)	24.46 (4.92)	23.92 (4.63)	23.64 (4.32)	22.92 (3.89)	<.001
Height, mean (SD), cm	166.91 (8.27)	166.58 (8.05)	166.54 (8.11)	166.40 (7.98)	<.001
Energy intake, mean (SD), kcal/d ^b	1881.71 (493.19)	1855.10 (469.03)	1848.42 (474.71)	1841.24 (464.11)	<.001
mPMS-GS, mean (SD)	7.41 (1.72)	7.70 (1.71)	7.95 (1.71)	8.19 (1.69)	<.001
Fiber intake, mean (SD), g/d	17.88 (6.55)	18.87 (6.84)	20.05 (7.20)	22.60 (8.31)	<.001
Processed meat intake, mean (SD), g/d	23.67 (29.40)	21.15 (27.12)	18.85 (24.92)	15.12 (22.49)	<.001
Red meat intake, mean (SD), g/d	48.72 (44.51)	44.59 (41.44)	40.77 (40.67)	31.44 (36.81)	<.001
Parity, mean (SD) ^c	1.26 (1.26)	1.27 (1.23)	1.34 (1.23)	1.41 (1.21)	<.001
Postmenopausal status, % ^d	16.6	19.3	22.4	24.7	<.001
Use of hormonal treatment for menopause, % ^e	4.0	4.6	5.0	4.9	.01
Use of oral contraception, % ^f	24.7	23.2	19.1	14.0	<.001

Abbreviations: BMI, body mass index (calculated as weight in kilograms divided by height in meters squared); mPMS-GS, Programme National Nutrition Santé Guideline Score without the physical activity component; NA, not applicable; Q, quartile.

^a P value based on linear trend for continuous variables or Mantel-Haenszel χ^2 test for categorical variables.

^b This category indicates the month of the year during which the participant was included.

^c In 2016 US dollars, the monetary ranges are "less than \$1377.46," "\$1377.46 to \$2066.18," "greater than \$2066.18 to \$3099.28," and "greater than \$3099.28."

^d Physical activity levels assessed using the French short form of the International Physical Activity Questionnaire self-administered online.

^e Energy intake without alcohol.

^f For women.

Extrait du tableau 1 de Baudry et al. Sur l'association entre la consommation bio et les facteurs connus pour influencer sur le risque de cancer. Exemple de lecture : la consommation de viande rouge (Red meat intake) est

plus faible chez les grands consommateurs de bio (Q4 : 31,44g/jour) que chez les faibles consommateurs (Q1 : 48,72g/jour), et cette liaison est hautement significative (P Value <.001)

La lecture du tableau 1 confirme que les consommateurs de bio sont de « bons élèves » en matière de nutrition : ils ont une liaison hautement significative avec tous les facteurs comportementaux favorables à la prévention des cancers (alimentation, alcool, tabac), à l'exception de l'activité physique pour laquelle ils ne brillent pas particulièrement. De façon générale, on trouve une liaison négative hautement significative entre la consommation bio et tous les facteurs de risque de cancer couramment reconnu, y compris les facteurs socio-économiques. La seule exception est celle des antécédents familiaux de cancer, pour lesquels il y a encore une liaison hautement significative, mais cette fois dans le mauvais sens : les consommateurs de bio sont plus nombreux à avoir des antécédent familiaux de cancer.

En conséquence, il est très difficile de savoir si un risque plus faible de cancer chez les consommateurs de bio est vraiment dû à un bénéfice de la nourriture bio elle-même, ou simplement la résultante de l'ensemble de leurs comportements alimentaires favorables : c'est ce que l'on appelle les facteurs de confusion, qui pourraient fausser les résultats en attribuant à la consommation bio un effet qui est en fait dû à la somme des comportements « vertueux » qui lui sont associés. Bien entendu, les auteurs sont conscients de ce problème, et ont tenté d'y remédier en corrigeant les résultats de l'effet de ces facteurs de confusion. Mais nous allons voir que la méthode employée est loin d'être neutre.

Une cohorte bien peu représentative

Commençons par rappeler un problème lié à la cohorte Nutrinet-Santé sur laquelle l'étude a porté : il s'agit d'une population qui a été recrutée par appel à des volontaires, qui remplissent régulièrement en ligne des questionnaires détaillés sur leurs habitudes alimentaires et leur état de santé. Cette démarche assez exigeante sélectionne naturellement des candidats particulièrement sensibilisés aux effets de la nutrition sur la santé. On peut donc s'attendre à ce que la cohorte ainsi recrutée soit loin d'être représentative de la population nationale, et la publication confirme que c'est bien le cas :

- La cohorte compte plus de ¾ de femmes (jusqu'à 81% dans le groupe le plus consommateur de bio)
- Son revenu médian est légèrement supérieur à la moyenne nationale, et celui des forts consommateurs de bio l'est encore plus

En conséquence, cette population n'est pas très représentative de la population nationale. Les catégories sociales les plus favorisées y sont sur-représentées. On peut également soupçonner que les participant(e)s à Nutrinet-Santé ont une alimentation plus saine que la moyenne, mais comme on ne dispose pas dans la population générale d'indicateurs de la qualité du régime alimentaire aussi avancé que ceux que l'on peut calculer dans Nutrinet-Santé, il est difficile d'en être sûr.

La méthode suivie : classique, mais involontairement orientée

La méthode suivie par les auteurs est classique : ils ont commencé par calculer un indicateur synthétique, l'organic food score, qui permet de résumer en une variable unique l'importance de l'alimentation bio de chaque membre de la cohorte. Ils ont ensuite divisé la population en 4 quartiles (les quartiles), en fonction de leur organic food score : le premier quartile comprend le 25% de personnes qui ont l'organic food score le plus faible, et qui sert de population de référence (peu ou pas consommatrice de bio). Le 4^{ème} quartile regroupe les 25% de personnes ayant eu l'organic food score le plus élevé (donc les plus forts consommateurs de bio), les 2^{ème} et 3^{ème} quartiles représentant les catégories intermédiaires (de 25 à 50%, et 50 à 75% respectivement).

On calcule ensuite pour les 3 quartiles supérieurs un hazard ratio (HR, risque relatif en français) à partir du rapport entre les cas de cancer dans ce quartile et celui du 1^{er} quartile (non ou faiblement consommateurs de bio). Si ce ratio est inférieur à 1, c'est que le risque de cancer est plus faible pour les consommateurs de bio.

Bien entendu, ces HR ne sont jamais publiés bruts, car ils peuvent être biaisés par des facteurs de confusion associés à la consommation bio. Par exemple, le 4^{ème} quartile bio est plus âgé de presque 3 ans en moyenne que le 1^{er} quartile, ce qui aggrave le risque général de cancer. Les femmes y sont encore plus surreprésentées (81% au lieu de 74%), ce qui influe forcément sur les risques de cancer du sein...ou de la prostate ! Il est donc nécessaire de corriger statistiquement les résultats de l'effet de ces facteurs de confusion. Le problème est qu'ils sont ici légion : antécédents familiaux de cancer, indice de masse corporelle, consommation de tabac et d'alcool, de fibres végétales, de viande, ration calorique moyenne, etc... Les auteurs ont donc appliqué 3 niveaux de redressement :

- Le modèle 1, dans lequel ils corrigent seulement les deux facteurs de confusion les plus généraux, l'âge et le sexe. Ce premier modèle ne prend donc en compte aucun des facteurs de risque associés habituellement au cancer, comme le tabac, l'alcool, ou la consommation de fibres végétales.
- Le modèle 2, leur modèle principal, dans lequel ils ajoutent d'un coup les corrections pour la plupart des facteurs de confusion clairement identifiés : facteurs socio-économiques, antécédents familiaux, tabac, alcool, et tous les facteurs liés directement ou indirectement à la nutrition, et calculés directement dans le questionnaire : indice de masse corporelle, consommation de viande, de fibres, ration calorique moyenne, ainsi que le score PNN (Programme national de nutrition), un indicateur permettant d'évaluer globalement la qualité nutritionnelle du régime alimentaire). A cela s'ajoutent pour les femmes plusieurs indicateurs sur leur statut physiologique (ménopausées ou non), et sur l'usage de contraceptifs. Au total, ce ne sont pas moins de 20 variables qui sont corrigées simultanément dans ce modèle !
- Le modèle 3, qui en plus des corrections du modèle du modèle 2, redresse selon des indicateurs plus avancés sur la qualité nutritionnelle du régime alimentaire : proportion d'aliments ultra-transformés, consommation de fruits et légumes, et autres indicateurs alimentaires identifiés à partir d'une analyse en composantes principales (ACP).

Les auteurs (et la plupart de leurs lecteurs dans la presse) considèrent qu'avec les modèles 2 et 3, ils éliminent l'effet des facteurs de confusion potentiels, et donc que l'incidence plus faible de cancer observée dans les modèles 2 et 3 traduit bien un effet propre à l'alimentation bio, et non la simple conjonction des facteurs favorables associés à la consommation bio. Normalement, c'est effectivement à cela que servent les ajustements statistiques qu'ils ont pratiqués, mais est-ce que cela a bien marché ici ? L'examen des résultats statistiques devrait inciter à plus de prudence :

Table 2. Multivariable Associations Between the Organic Food Score (Modeled as a Continuous Variable and as Quartiles) and Overall Cancer Risk, NutriNet-Santé Cohort, France, 2009 to 2016

Variable	HR (95% CI)				P Value for Trend ^a	HR (95% CI) for a 5-Point Increase	P Value
	Q1	Q2	Q3	Q4			
Cases/noncases	360/16471	358/17286	353/16887	269/16962	NA	NA	NA
Model 1 ^b	1 [Reference]	0.93 (0.80-1.07)	0.90 (0.78-1.04)	0.70 (0.60-0.83)	<.001	0.91 (0.87-0.94)	<.001
Model 2 ^c	1 [Reference]	0.94 (0.81-1.09)	0.92 (0.79-1.07)	0.75 (0.63-0.88)	.001	0.92 (0.88-0.96)	<.001
Model 3 ^d	1 [Reference]	0.94 (0.81-1.09)	0.93 (0.80-1.08)	0.76 (0.64-0.90)	.003	0.93 (0.89-0.97)	<.001

Abbreviations: HR, hazard ratio; mPNNS-GS, Programme National Nutrition Santé Guideline Score without the physical activity component; NA, not applicable; Q, quartile.

^a P value for linear trend obtained from the quartile classification by modeling organic food score quartiles as an ordinal variable.

^b Model 1 is adjusted for age (time scale) and sex.

^c Model 2 is adjusted for age (time scale) and sex, month of inclusion, occupational status, educational level, marital status, monthly income per

household unit, physical activity, smoking status, alcohol intake, family history of cancer, body mass index, height, energy intake, mPNNS-GS, fiber intake, processed meat intake and red meat intake, and (for women) parity, postmenopausal status, use of hormonal treatment for menopause, and use of oral contraception.

^d Model 3 is model 2 plus further adjustments for ultraprocessed food consumption, fruit and vegetable consumption, and dietary patterns extracted by principal component analysis.

Tableau 2 de Baudry et al : Association entre cancer (toutes localisations confondues) et consommation bio. Exemple de lecture : dans le modèle 1, le risque de cancer des grands consommateurs de bio (Q4 pour 4^{ème} quartile) n'est que de 70% (HR = 0,70) de celui des faibles consommateurs de bio (Q1)

Nous avons vu que le modèle 1 ne corrige aucun des facteurs de confusion nutritionnels qui pourraient conduire à attribuer par erreur un effet positif aux produits bio. Or le modèle 2, qui corrige l'effet de facteurs réputés aussi importants que l'alcool, le tabac ou la teneur en fibres des aliments, ne montre que des différences mineures avec le modèle 1. Quand au modèle 3, qui ajoute l'effet de suspects très à la mode, comme les aliments « ultratransformés », il donne presque exactement les mêmes résultats que le modèle 2.

Si on compare plus en détail le modèle 1 et le modèle 2, que les auteurs considèrent comme le modèle principal, on observe des résultats surprenants. Concentrons-nous sur les plus forts consommateurs de bio (Quartile 4). Dans le modèle 1, où les facteurs nutritionnels ne sont pas encore ajustés, leur risque de cancer est réduit de 30% (1-0,7) par rapport au 1^{er} quartile (peu ou pas de consommation de bio).

Dans le modèle 2, après correction par la ribambelle des facteurs considérés comme favorables aux cancers (faible consommation de tabac, d'alcool, et de viande rouge, forte consommation de fibres, etc, etc...), l'« effet protecteur » associé au bio diminue certes, mais très peu : il passe à 25% (1-0,75). Si on prend à la lettre ces résultats corrigés, cela voudrait dire que l'effet de tous ces facteurs nutritionnels représenterait au mieux 1/6 de l'effet protecteur total lié à la consommation bio. Voilà qui est pour le moins surprenant ! La perplexité s'accroît quand on consulte le tableau eTable 3 des éléments supplémentaires fournis en annexe de l'article³, les facteurs véritablement nutritionnels n'ont eu quasiment aucun poids sur l'ajustement pratiqué dans le modèle 2 : les facteurs les plus influents dans l'ajustement sont de loin le sexe, le fait d'être un ancien fumeur, la consommation d'alcool et les antécédents de cancer, l'effet des facteurs nutritionnels (consommation de viande, ration calorique journalière, consommation de fibres, etc...) n'ont qu'un poids négligeable.

Si on prend à la lettre les résultats du modèle 2, le modèle principal retenu par les auteurs, les facteurs nutritionnels autres que le bio (n'auraient donc qu'un poids faible à nul dans la baisse du risque de cancer observé chez les consommateurs de bio. Un résultat pour le moins surprenant, qui va à rebours d'une foule de travaux confirmés de longue date sur des cohortes bien plus grandes et sur des durées bien plus longues que cette publication. L'explication la plus probable est que l'ajustement statistique a en fait totalement échoué à séparer l'effet bénéfique du régime alimentaire, de celui des aliments bios. Comment est-ce possible ?

L'explication est en fait simple : quand les facteurs étudiés sont aussi étroitement associés que les facteurs nutritionnels étudiés ici, la méthode employée privilégie inévitablement le facteur choisi comme principal, ici l'alimentation bio. En fait, le modèle utilisé considère implicitement le facteur de stratification de la population (ici l'organic food score) comme la cause principale, et ne corrige l'effet des autres facteurs qu'en fonction du biais qu'ils créent par rapport au gradient de cancer observé entre les différents quartiles du classement selon l'organic food score. Vu le nombre de facteurs étroitement corrélés à l'organic food score, il n'est pas surprenant que le modèle 2 n'arrive plus à calculer l'effet individuel de chacun, surtout quand on lui fait ingérer d'un seul coup 20 variables à ajuster.

Pesticides ou aliments ultratransformés : choisissez votre coupable !

Une autre publication sur un thème voisin, démontre par l'absurde l'inefficacité de la méthode statistique employée : dans un article⁴ paru début 2018, la même équipe, sur la même cohorte Nutrinet-Santé, a brillamment montré un fort effet des aliments ultra-transformés sur le risque de cancer.

La méthode employée est la même : création d'un indicateur global de la consommation d'aliments transformés, puis utilisation d'un modèle de Cox pour le relier à l'incidence des cancers. Et les résultats sont tout aussi impressionnants :

	Proportion of ultra-processed food intake in the diet						
	Continuoust		Sex specific quarters‡				
			1	2	3	4	
HR (95% CI)	P for trend	HR	HR (95% CI)	HR (95% CI)	P for trend HR (95% CI)		
All cancers							
No of cases/non-cases	2228/102 752		712/25 532	607/25 638	541/25 705	368/25 877	
Model 1	1.12 (1.06 to 1.18)	<0.001	1	0.99 (0.89 to 1.11)	1.10 (0.99 to 1.24)	1.21 (1.06 to 1.38)	0.002
Model 2	1.12 (1.07 to 1.18)	<0.001	1	1.00 (0.90 to 1.11)	1.11 (0.99 to 1.25)	1.23 (1.08 to 1.40)	0.001
Model 3	1.12 (1.06 to 1.18)	<0.001	1	0.99 (0.89 to 1.11)	1.01 (0.98 to 1.23)	1.21 (1.06 to 1.38)	0.002
Model 4	1.13 (1.07 to 1.18)	<0.001	1	1.00 (0.90 to 1.11)	1.11 (0.99 to 1.24)	1.23 (1.08 to 1.40)	0.001

Extrait du tableau 2 de Fiolet et al : Association entre cancer (toutes localisations confondues) et consommation d'aliments ultratransformés. Exemple de lecture : le risque de cancer des grands consommateurs d'aliments ultratransformés (Quarter 4) est augmenté de 21% dans le modèle 1 (HR = 0,70) de celui des faibles consommateurs (Q1).

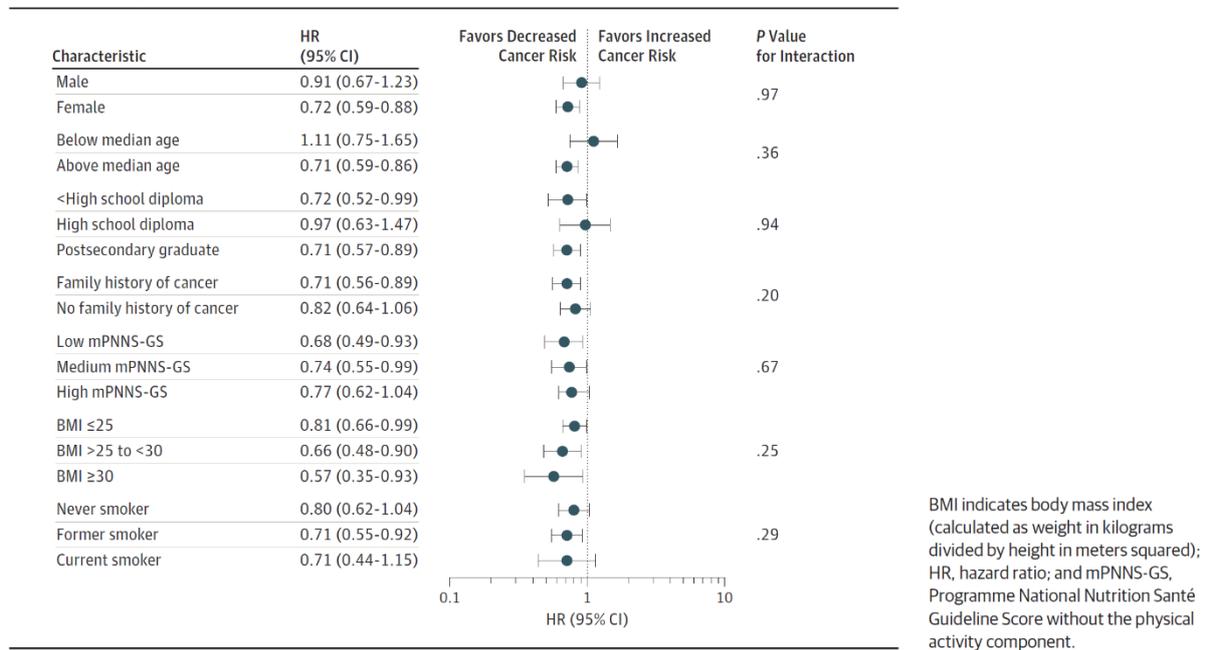
Dans cette publication, on constate que les aliments ultratransformés augmentent le risque global de cancer de plus de 20% pour les plus gros consommateurs : des résultats hautement significatifs, et bien entendu après ajustement de l'effet des facteurs de confusion. Or nous avons vu que, dans Baudry et al, la consommation d'aliments ultratransformés, qui faisait l'objet d'un ajustement dans le modèle 3, n'avait strictement aucun effet. La comparaison de ces deux publications (pourtant réalisées par les mêmes auteurs à quelques mois d'intervalle) devrait inciter à une sérieuse remise en cause méthodologique : il semble bien que, quel que soit le facteur nutritionnel retenu dans cette méthode, il ait toujours un effet significatif sur le cancer...qui résiste à tous les ajustements.

Le vrai sujet esquivé

On sait depuis longtemps, et cette publication l'a encore confirmé, que la consommation bio est étroitement associée à un régime alimentaire plus sain. La vraie question scientifique devrait donc être de savoir si la consommation bio apporte un plus par rapport à une alimentation équilibrée mais non bio.

Pour cela, les données nécessaires sont disponibles dans l'étude, puisque les auteurs ont calculé pour chaque participant son mPNNS-GS, (Programme National Nutrition Santé Guideline Score), un indicateur qui permet de mesurer la conformité de leur régime alimentaire aux recommandations du Programme National Nutrition Santé. Pour vérifier si les aliments bio ont par eux-mêmes un effet favorable sur la santé, il faudrait donc vérifier si, à mPNNS-GS égal, un Organic Food Score élevé apporte un effet favorable supplémentaire. Or, c'est l'inverse que les auteurs ont fait. Dans le corps de l'article, ils présentent une figure où les deux indices sont croisés :

Figure. Association Between Quartiles of the Organic Food Score (Quartile 4 vs Quartile 1) and Overall Cancer Risk Stratified by Different Factors, NutriNet-Santé Cohort, France, 2009 to 2016



Dans cette figure, il semble que le mPNNS-GS n'ait qu'un faible effet, puisque le fait qu'il soit haut ou bas ne modifie que peu les résultats. Mais il s'agit encore d'un résultat calculé selon le modèle initial, dont nous avons qu'il minimise par nature l'effet des facteurs autres que l'organic food score. En effet, dans cette comparaison, ce que l'on appelle low et high mPNNS-GS ne représente que la fourchette observée dans le 4^{ème} quartile des plus haut organic food score : donc des consommateurs de bio qui ont de toute façon des mPNNS-GS beaucoup plus élevés que la moyenne nationale.

Dans les documents supplémentaires, les auteurs publient un tableau eTable6, qui semble confirmer que l'effet du mPNNS-GS est marginal :

eTable 6. Parameter Estimates and Hazard Ratios (HR) with 95% Confidence Intervals (95% CI) for a 'Tandem' Variable Combining Both Different Diet Quality Levels (Reflected by the mPNNS-GS) and Organic Food Consumption Frequencies, NutriNet-Santé Cohort, France

'Tandem' variable ^a	Parameter estimate	HR	Lower CI	Upper CI
High organic food score + high mPNNS-GS vs. low organic food score + low mPNNS-GS	-0.27	0.78	0.58	1.01
High organic food score + medium mPNNS-GS vs. low organic food score + low mPNNS-GS	-0.34	0.71	0.53	0.95
High organic food score + low mPNNS-GS vs. low organic food score + low mPNNS-GS	-0.46	0.63	0.45	0.88

Abbreviations: mPNNS-GS, modified Programme National Nutrition Santé-Guideline Score

^aHigh organic food score: belonging to quartile 4 of the organic food score; low organic food score: belonging to quartile 1 of the organic food score; high mPNNS-GS: belonging to tertile 3 of the mPNNS-GS; medium mPNNS-GS: belonging to tertile 2 of the mPNNS-GS; low mPNNS-GS: belonging to tertile 1 of the mPNNS-GS

Mais, là encore, la comparaison est orientée : le tableau ne comprend que les « tandems » où l'organic food score est élevé, et ne fait varier que le mPNNS-GS. Il manque la comparaison symétrique, où l'on ferait varier l'organic food score pour les personnes ayant un mPNNS-GS élevé.

De même, pour une approche plus objective, les auteurs n'auraient pas dû se contenter d'appliquer un modèle de Cox à l'organic food score, malgré le risque évident d'ajustements défectueux : ils auraient dû au moins appliquer le même modèle au mPNNS-GS, avec l'organic food score comme facteur ajusté, pour voir si les deux modèles donnaient des résultats cohérents.

Quelques petits arrangements avec l'objectivité scientifique

Certes, les auteurs rappellent plusieurs fois que leurs résultats doivent être confirmés, et citent eux-mêmes, dans leur paragraphe « Limites de l'étude », la plupart des objections que nous avons faites ici à leurs résultats. Mais cela en des termes bien peu compréhensibles pour le grand public. De plus, l'article lui-même mord sérieusement sur la ligne blanche de l'objectivité scientifique, au moins deux fois :

- Dans les « Key Points » qui résument l'essentiel de l'article, ils affirment « *Une plus haute fréquence de consommation d'aliments biologiques est associée avec un risque réduit de cancer ; si ces découvertes sont confirmées, la promotion de l'alimentation biologique dans la population générale pourrait être une stratégie prometteuse de prévention du cancer* ». La deuxième partie de cette conclusion n'a de sens que s'il y a démonstration d'un effet propre des aliments bio sur la réduction du risque de cancer. Or nous avons que cet article ne démontre absolument pas l'existence de cet effet propre au bio (et qu'il minimise très fortement l'effet de facteurs nutritionnels démontrés de façon beaucoup plus robustes dans la population générale). De plus, confirmer ce résultat sur une autre cohorte, mais par les mêmes méthodes statistiques, n'apporterait aucune démonstration supplémentaire d'un effet réel du bio.
- A propos de confirmation sur une autre cohorte, la façon dont les auteurs citent les résultats de la cohorte anglaise « One million women » est une fois encore très orientée : ils mettent surtout en avant le fait que dans cette cohorte, on avait observé comme dans Nutrinet-Santé une incidence plus faible du lymphome non hodgkinien chez les consommatrices de bio. Ils évoquent aussi le fait que dans la cohorte anglaise on avait observé par contre un excès de cancer du sein chez les consommatrices de bio, mais ils oublient de souligner les contradictions majeures entre les deux cohortes : dans One Million Women, les cancers de l'utérus et du cerveau étaient également en excès significatif chez les consommatrices de bio. Et l'incidence globale des cancers, tous sites confondus, présentait chez elles un excès global faible (3%), mais tout près d'être significatif (intervalle de confiance à 95% : 1,00 – 1,06). **Les auteurs contribuent donc au détournement français des résultats de cette étude anglaise, que nous avons déjà signalé dans un article précédent⁵.**

Un nouvel exemple de « Foucartisation » de la science française

En conclusion, cet article montre bien une relation significative entre consommation bio et risque réduit de cancer. Mais ce résultat en lui-même ne prouve rien vu la forte corrélation entre consommation bio, hygiène de vie, et respect de l'ensemble des recommandations sanitaires.

La crédibilité de la publication dépend donc de celle de la procédure utilisée pour corriger les résultats de l'effet de tous les facteurs de confusion potentiels (consommation d'alcool, tabac, viande rouge, fibres, etc...). Or l'examen des résultats statistiques suggère très fortement que la méthode employée minimise gravement l'effet des facteurs de confusion, et tend donc à exagérer l'effet du facteur principal étudié dans le modèle (ici l'alimentation bio).

Une publication précédente des mêmes auteurs renforce ces doutes : avec la même méthode, et sur la même cohorte, ils ont montré récemment un fort effet des aliments ultratransformés sur le risque de cancer. Or cet effet disparaît complètement dans la nouvelle publication, quand on considère la

consommation de bio comme le facteur principal, et que la consommation d'aliments ultratransformés comme une variable à ajuster.

Par conséquent, les résultats présentés sont certes compatibles avec l'hypothèse des auteurs (les aliments bio auraient par eux-mêmes un effet protecteur contre le cancer), mais ne démontrent absolument pas que l'effet favorable observé ne résulte pas simplement du bon respect des recommandations du Programme National Nutrition Santé, tel que mesuré par l'indice mPNNS-GS. Il est d'ailleurs très surprenant que les auteurs aient si peu exploité, et de façon si orientée, les résultats de cet indice qu'ils ont pourtant calculé dans la cohorte.

Cet article ne répond donc pas à ce qui devrait être un des critères les plus importants d'évaluation d'une publication scientifique : elle ne doit pas seulement montrer que les faits observés sont compatibles avec l'hypothèse des auteurs, mais aussi vérifier qu'ils ne peuvent s'expliquer simplement par les connaissances déjà établies. Le fait qu'il ait néanmoins été accepté par le JAMA, une des revues médicales les plus prestigieuses au monde, démontre une fois de plus l'indulgence étonnante de la presse scientifique, même dans les revues les mieux cotées, pour les sujets touchant à l'écologie.

Le niveau de preuve de cette publication est donc inversement proportionnel à son potentiel médiatique. Il s'agit d'un exemple typique de ce que nous avons déjà appelé la « Foucartisation⁶ » d'une certaine science française, qui vise plus les leaders d'opinion comme Stéphane Foucart du Monde, que les scientifiques. Comme d'habitude sur ce type de sujet, cet article a été abondamment cité dans la presse, le jour même de sa sortie, ce qui confirme une fois de plus l'efficacité des services de presse des instituts de recherche. Comme on pouvait s'y attendre, il était cité sans aucun recul critique par la presse écologiste et la majorité des médias comme une démonstration d'un effet favorable du bio sur la santé, même si pour une fois quelques voix un peu plus critiques ont souligné le manque de représentativité de la population suivie, et rappelé qu'il ne s'agissait que de corrélations statistiques qu'il ne fallait pas surinterpréter. Toutefois la plupart de ces avis critiques ont attribué les dérives à l'interprétation des médias, et non à la publication elle-même. Il faut tout de même s'interroger sérieusement sur le rôle des revues scientifiques, et des auteurs eux-mêmes, sur ces dérives.

Nous avons vu que les auteurs, sans commettre aucune erreur factuelle, ont plus ou moins discrètement orienté l'interprétation de leur étude, avec la bénédiction tacite du JAMA. A partir de là, il est facile pour les médias les plus orientés idéologiquement d'accommoder ces publications à la sauce qui les arrange. Stéphane Foucart du Monde, n'a pas manqué de dégainer, le jour même de la parution de la publication, un article où il franchit hardiment le Rubicon de la relation de causalité entre bio et cancer⁷. Il en a bien sûr profité pour utiliser cette publication dans sa croisade contre les agences sanitaires : « Pour les agences réglementaires, les résidus de pesticides dans l'alimentation ne présentent aucun risque pour la santé. Mais un corpus scientifique récent, sur les effets des mélanges de molécules et des expositions chroniques à faibles doses, suggère que les risques posés par les traces de produits phytosanitaires sont, au contraire, bien réels pour le consommateur. ». Quelques jours après, il récidive en attaquant les scientifiques qui se sont permis de relativiser les résultats de Baudry et al⁸ : « *Quelques voix, y compris scientifiques, se sont élevées pour relativiser ces conclusions... Des biais, il y en aura toujours... Les scientifiques qui interviennent ainsi dans le débat public le font souvent avec les meilleures intentions. Avec, comme étendard, l'exigence de rigueur. Celle-ci est bien sûr louable. Mais, en matière de santé publique, le rigorisme scientifique est une posture dangereuse.* ». Ce faisant, S. Foucart se positionne bien sûr comme défenseur de l'intérêt des citoyens, face aux ergotages des « scientifiques rigoristes ». Mais la vérité n'est pas toujours si simple : en février 2018, il n'avait pas manqué de saluer aussi la publication Fiolet et al.

sur les aliments ultratransformés⁹, mais n'a manifestement pas relevé le fait que dans Baudry et al ces aliments n'avaient plus aucun effet néfaste. Un peu de « rigorisme scientifique » ne ferait donc pas de mal, pour ne pas se tromper d'ennemi. Bien sûr, en bonne logique précautionniste, on peut ne pas choisir, et décider de bannir tous les boucs émissaires (aliments issus de l'agriculture conventionnelle, et plats ultratransformés). Mais c'est au risque de renchérir encore davantage le régime alimentaire conseillé, et donc aggraver les inégalités sociales face aux recommandations nutritionnelles. Une posture certes « non rigoriste », mais tout aussi dangereuse tant que l'on n'a pas vérifié si un bon respect des règles actuelles (telles que les mesure le PNNS-GS) n'est pas tout simplement le meilleur indicateur d'un risque réduit de cancer.

Philippe Stoop

¹ <https://jamanetwork.com/journals/jamainternalmedicine/fullarticle/2707948>

² <https://info.etude-nutrinet-sante.fr/en/node/64>

³ https://jamanetwork.com/data/Journals/INTEMED/0/IOI180070supp1_prod.pdf

⁴ Fiolet et al, 2018 : <https://www.bmj.com/content/360/bmj.k322>

⁵ <http://www.forumphyto.fr/2017/10/30/consommer-bio-quel-effet-sur-le-cancer-attention-il-y-a-un-piege/>

⁶ <http://www.forumphyto.fr/2017/01/20/mais-bt-et-conflits-dinteret-de-la-science-a-la-propagande/>

⁷ https://www.lemonde.fr/planete/article/2018/10/22/l-alimentation-bio-reduit-significativement-les-risques-de-cancer_5372971_3244.html

⁸ https://www.lemonde.fr/idees/article/2018/10/27/en-matiere-de-sante-publique-le-rigorisme-scientifique-est-une-posture-dangereuse_5375460_3232.html

⁹ https://www.lemonde.fr/planete/article/2018/02/16/les-aliments-ultra-transformes-favorisent-le-cancer_5257759_3244.html