



**HAL**  
open science

# Le risque d'accident nucléaire majeur : calcul et perception des probabilités

François Lévêque

► **To cite this version:**

François Lévêque. Le risque d'accident nucléaire majeur : calcul et perception des probabilités. 2013. hal-00795118

**HAL Id: hal-00795118**

**<https://minesparis-psl.hal.science/hal-00795118>**

Preprint submitted on 27 Feb 2013

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Interdisciplinary Institute for Innovation



**Le risque d'accident nucléaire  
majeur : calcul et perception des  
probabilités**  
François Lévêque

**Working Paper 13-ME-02**

February 27, 2013



CERNA, MINES ParisTech  
60 boulevard Saint Michel  
75006 Paris, France  
Email: [leveque@mines-paristech.fr](mailto:leveque@mines-paristech.fr)



# Le risque d'accident nucléaire majeur : calcul et perception des probabilités<sup>1</sup>

*François Lévêque*

L'accident de Fukushima Daiichi s'est produit le 11 mars 2011. Cette catastrophe nucléaire, troisième d'une telle ampleur, a laissé une empreinte indélébile dans les esprits de centaines de millions de personnes. Une localité de plus, à l'instar de Three Mile Island et de Tchernobyl, est désormais irrémédiablement associée à une centrale nucléaire dont l'homme a perdu le contrôle. Fukushima Daiichi a ainsi fait resurgir la question des dangers du nucléaire civil et les passions et émotions qui les entourent.

Par accident nucléaire majeur, nous entendons une défaillance conduisant à un début de fusion de cœur, c'est-à-dire à la fonte du combustible et à son mélange avec le métal des gaines qui l'entourent. Dans l'échelle internationale d'événement nucléaire, dite INES (pour *International Nuclear Event Scale*), ces accidents sont classés au moins au niveau 5. L'accident de Three Mile Island, qui s'est produit aux Etats-Unis en 1979, a atteint ce niveau de gravité. L'explosion du réacteur 4 de Tchernobyl (Ukraine) en 1986, ainsi que les accidents de Fukushima-Daiichi, ont été classés au niveau 7, le plus haut barreau de cette échelle logarithmique<sup>2</sup>. La différence essentielle entre les deux niveaux supérieurs et le niveau 5 réside dans la présence de rejets importants ou massifs d'éléments radioactifs dans l'environnement. Les dommages en cas d'accident de niveau 5 sont limités à l'intérieur du site, alors que de vastes zones terrestres, souterraines ou marines peuvent être contaminées dans les accidents de niveau 7.

Avant la fusion de cœur des réacteurs 1, 2 et 3 de Fukushima Daiichi, huit accidents majeurs affectant des centrales nucléaires s'étaient déjà produits dans le monde<sup>3</sup>. Ce chiffre est élevé par rapport à celui escompté par les experts. Les observations ne semblent pas coller avec les résultats des modèles probabilistes d'accidents nucléaires élaborés depuis les années 1970. Paradoxalement, le nombre d'accidents majeurs est plus proche du risque perçu par les citoyens. Chacun d'entre nous a en effet tendance à surévaluer le risque lorsqu'il concerne des événements rares et effroyables. Comment comprendre les écarts et réconcilier le monde de l'observation, la probabilité objective des accidents et l'évaluation subjective des risques ? Les experts ont-ils pêché par optimisme ? L'opinion publique est-elle irrationnelle sur le sujet du danger nucléaire ? Comment mesurer le risque et sa perception ?

---

<sup>1</sup> Ce document est destiné à être publié dans ouvrage sur l'économie du nucléaire. Vos remarques et critiques permettront d'améliorer la publication finale.

<sup>2</sup> D'un niveau à l'autre, la gravité de l'événement de sûreté décuple : le niveau 2 de l'échelle est dix fois plus grave que le niveau 1, le niveau 3 dix fois plus grave que le niveau 2, etc.

<sup>3</sup> SL-1, Enrico Fermi 1, Chapelcross 2, Saint-Laurent A1 et A2, Three Mile Island 2, Tchernobyl 4, Greifswald 5. Liste tirée de T. Cochran. (2011), Fukushima nuclear disaster and its implication for US nuclear power reactors. Ce chiffre ne comprend pas les accidents des réacteurs de recherche.

## Calculer le risque

Dans la première partie, nous avons avancé provisoirement que le coût des accidents rapporté à la valeur de la quantité d'électricité produite était faible, voire négligeable. Cette conclusion liminaire repose sur un calcul de coin de table, à savoir la multiplication d'une (mal)chance d'accident de 1 pour 100.000 années de fonctionnement d'un réacteur par un dommage de 1000 milliards d'euros. Par MWh produit, le coût de l'accident équivaut à une pièce d'un euro. Quittons les bouts de table et les dos d'enveloppe qui se prêtent aux calculs simples et rapides pour étudier la question de manière approfondie, tant d'un point de vue théorique qu'empirique.

*Un coût de 0,1 €/MWh, 1 €/MWh ou 10 €/MWh ?*

Le coût de l'accident par MWh est-il négligeable - moins d'un dixième euro ? De l'épaisseur du trait - autour d'un euro ? Ou représente-t-il une fraction significative des quelques dizaines d'euros que coûte un MWh ? Comment notre calcul grossier se place-t-il par rapport aux évaluations détaillées existantes ? Comment ces dernières ont-elles été réalisées ?

Le risque est la combinaison d'un aléa et d'une conséquence. Pour calculer celui d'un accident, on multiplie donc sa probabilité d'occurrence par les dommages qu'il occasionne. Comme beaucoup de catastrophes, l'accident nucléaire majeur se caractérise par une probabilité infinitésimale et un dommage immense. Un raccourci souvent emprunté assimile la première à zéro et le second à l'infini. Leur multiplication, comme chacun sait, est alors indéterminée. Ce raccourci est facile mais idiot. La probabilité d'accident n'est pas nulle, puisque, malheureusement, certains se sont déjà produits; le dommage n'est pas non plus infini : un accident de réacteur nucléaire, même le pire qui puisse être imaginé, ne peut aboutir à l'anéantissement de la planète et de l'humanité. (Ce dernier, consécutif par exemple de la chute d'un astéroïde de 10 kilomètres de diamètre ou à l'emballement de quarks dans un accélérateur de particules, correspondrait-il d'ailleurs à un dommage infini<sup>4</sup> ?) Mathématiquement, un nombre très petit multiplié par un nombre très grand donne toujours une valeur déterminée. Les estimations du risque nucléaire cherchent donc à approcher ces deux nombres et les multiplient.

Dans son scénario le plus sombre, la grande étude européenne de 1995 sur les effets externes des différentes énergies, dite ExternE, évalue le coût d'un accident à 83 milliards d'euros. L'évaluation repose sur un cas hypothétique de fusion de cœur d'un réacteur de 1250 MW suivi deux heures plus tard d'un rejet limité à 60 minutes de 10 % des éléments les plus volatils (e.g., césium, iode) du cœur. Une dose collective de 291.000 personne-sieverts atteint les hommes. Elle entraîne à terme environ 50.000 cancers dont le tiers est mortel, et 3000 effets héréditaires sévères. Elle se traduit en quelques jours par 138 maladies précoces et 9 décès. Ces effets sanitaires représentent environ les deux tiers du coût de l'accident. L'étude évalue en effet également le coût des restrictions agricoles (pertes de production, du capital

---

<sup>4</sup> Dans son ouvrage sur les catastrophes Richard A. Posner l'évalue à 600 trillions de dollars (i.e., un 6 suivi de 14 zéros).

agricole, etc...) et le coût de l'évacuation et du relogement de la population locale. Cette litanie de chiffres n'offre qu'un maigre aperçu de l'ensemble des données nécessaires au chiffrage d'un accident nucléaire. Elle liste seulement quelques-uns des principaux paramètres, c'est-à-dire ceux dont les variations peuvent doubler, voire décupler, la somme totale du dommage économique. Examinons-les.

L'importance des rejets peut aller en principe jusqu'au largage de l'ensemble du contenu du cœur. L'explosion de Tchernobyl a libéré l'équivalent de 30 % de la radioactivité du réacteur, soit une proportion énorme jamais égalée. Les échappements des trois réacteurs de Fukushima sont estimés à moins de dix fois la quantité émise lors de la catastrophe ukrainienne. La dose collective est la traduction des rejets en personne-sieverts et somme les radiations absorbées par les groupes d'individus différemment exposés. La dose collective dépend des rejets, mais aussi des conditions météorologiques et de la densité de population. Selon que la radioactivité est déposée par la pluie sur une zone forestière ou sur une ville, le nombre de personnes exposées n'est pas le même. L'unité personne-Sv est retenue, car on considère le plus souvent que les effets biologiques de la radioactivité sont linéaires : l'effet sanitaire de l'exposition de vingt-mille individus à un milli-sievert, ou de vingt personnes à un sievert serait ainsi le même. Cette hypothèse suppose que des expositions très faibles suffisent pour augmenter le nombre de décès et maladies, de cancers notamment. Elle est controversée car elle implique que la radioactivité naturelle qui existe dans certaines régions comme la Bretagne feraient courir un danger spécifique aux populations locales. Considérons ici qu'il s'agit d'une hypothèse haute par rapport à celle introduisant un seuil en deçà duquel les radiations ionisantes n'ont pas d'effet. La traduction de la dose collective en nombre de maladies et décès dépend ensuite de l'effet retenu. L'hypothèse d'un facteur-risque de 5 %, par exemple, signifie que parmi cent personnes exposées cinq seront affectées par la maladie considérée. Le dernier pas de l'évaluation des effets sanitaires nécessite de choisir une valeur monétaire pour la vie humaine. Sans cela, il n'est pas possible d'agréger les dommages sur la santé publique à la liste des autres conséquences, comme le déplacement des populations ou la décontamination des sols. Plusieurs méthodes existent pour calculer la valeur de la vie humaine : par exemple, à partir des sommes allouées à la réduction des accidents sur la route ou de la contribution moyenne d'un individu à l'économie du pays basée sur le PIB<sup>5</sup>.

Les hypothèses retenues dans les études concernant la quantité et la dispersion des rejets, la dose collective reçue, le facteur de risque, la valeur de la vie humaine, le nombre de personnes déplacées, ou encore la taille de la surface agricole rendue stérile créent de larges écarts dans les estimations. Pour juger de l'ampleur des variations, regardons seulement deux indicateurs : le nombre de cancers additionnels et le coût total de l'accident. Dans l'étude ExternE déjà citée, le scénario correspondant aux plus fortes quantités rejetées aboutit à 49.739 cancers et 83,2 milliards €<sub>1995</sub> tandis que le scénario à faibles émissions conduit à 2380 cancers et 3,3 milliards €<sub>1995</sub>. Dans une étude allemande récente<sup>6</sup>, les valeurs basses calculées sont 255.528

---

<sup>5</sup> Ces méthodes sont toutes discutables et discutées. Le lecteur intéressé par ce sujet pourra utilement se reporter au chapitre 4 de l'ouvrage de W. Kip Viscusi *Rational Risk Policy*, Oxford University Press, 1998.

<sup>6</sup> Versicherungsforen Leipzig, *Calculating a risk-appropriate insurance premium to cover third-party liability risks that result from operation of nuclear power plants*, commissioned by the German Renewable Energy Federation, avril 2011.

cancers et 199 milliards €<sub>2011</sub> - des ordres de grandeur souvent avancés. Les valeurs hautes avancées par l'étude en sont en revanche extrêmement éloignés : 5,3 millions de cancers et 5.566 milliards d'euros (2011). Une telle estimation, avec laquelle, pour un seul accident le nombre de cancers se compte par millions et le dommage total par milliers de milliards, est plus rarement retenue par les experts. Elle rejoint toutefois des ordres de grandeur mis en avant par les premières études réalisées dans les années 1990<sup>7</sup> après l'accident de Tchernobyl. De tels chiffres, extrêmes, doivent être bien compris. Ils correspondent aux pires scénarios. Par exemple, dans l'étude allemande qui vient d'être citée, les conditions météorologiques sont un vent fort de direction changeante avec des précipitations d'un millimètre par heure ; vent et pluie contaminent fortement une zone de 22.900 km<sup>2</sup> (soit un cercle d'environ 85 km de rayon) occupée par des millions de personnes qu'il faut évacuer. Les scénarios les plus catastrophiques correspondent bien sûr à des accidents se produisant dans les centrales des régions à forte densité de population. 8,3 millions de personnes vivent dans un rayon de 30 km autour du réacteur nucléaire de la centrale de Karachi au Pakistan. Dans le monde, vingt-et-une centrales sont entourées, dans un rayon de 30 kilomètres, par une population de plus d'un million de personnes<sup>8</sup>.

Plutôt que de piocher un nombre parmi les diverses études d'évaluation des dommages, la bonne approche consiste à tenir compte des incertitudes, en particulier celles qui marquent la dose collective et le facteur de risque. L'accident ayant eu lieu avec telle quantité de rejets, il s'agit de tracer une courbe qui indique qu'il y a par exemple 1 % de chance qu'il entraîne une perte économique supérieure à 1000 milliards d'euros, 10 % pour une perte comprise entre 500 et 999,99 milliards d'euros, ou encore 5 % pour une perte inférieure à 1 milliard d'euros. Sur un plan conceptuel, un tel exercice est facile à réaliser. Le problème pratique est qu'il faut disposer de données suffisantes sur la variation des déterminants du niveau de dommage. C'est le cas pour les paramètres météorologiques : les conditions de vent et de pluviométrie sont connues statistiquement pour chaque centrale. Mais, pour beaucoup d'autres facteurs, l'aléa n'est pas connu. Il faut alors le modéliser en se fondant sur des considérations purement théoriques.

Les accidents passés avec rejets significatifs sont trop rares pour permettre l'observation des variations statistiques sur les effets - l'occurrence de cancers par exemple. On ne sait même pas quel est précisément le nombre de cancers mortels consécutifs à l'explosion de Tchernobyl. La raison n'est pas tant le nombre insuffisant d'études épidémiologiques et de suivi des populations : celles-ci ont été nombreuses; ni leur manipulation fondée sur une quelconque théorie du complot. L'incertitude réside dans le fait que le cancer est une cause de mortalité très commune, et que les cancers causés par les radiations ionisantes sont difficiles à distinguer. Selon le Forum Tchernobyl - qui regroupe différentes organisations internationales - parmi les 600.000 personnes les plus exposées (liquidateurs, résidents des zones les plus contaminées), 4.000 décès par cancer causés par la radioactivité devraient s'ajouter aux 100.000 attendus pour cette taille de population. Parmi les cinq millions de personnes contaminées à un moindre degré et résidant dans les trois pays les plus touchés

---

<sup>7</sup> Voir la recension réalisée par Versicherungsforen Leipzig dans son étude "Calculation a risk-appropriate insurance premium to cover third-party liability risks that result from operation of nuclear power plants", avril 2011.

<sup>8</sup> Nature Reactors, residents and risk online 21 April 2011 doi: 10.1038/472400a.

(Ukraine, Biélorussie, Fédération de Russie), le Forum estime le nombre de décès par cancer supplémentaire à quelques milliers, 10.000 au grand maximum. Cette estimation fait partie des plus basses de la littérature. Pour l'ensemble de la population des aires contaminées des trois pays, les évaluations fluctuent entre 4.000 et 22.000 décès additionnels. Notons que ces chiffres ne tiennent compte des rejets hors des zones officiellement contaminées ni dans le reste des pays, ni en Europe ou ailleurs dans le monde. Ces dernières estimations sont plus fragiles et plus controversées, puisque les expositions par personne atteignent de très faibles niveaux. Seule l'hypothèse de linéarité entre dose et effet conduit à des cancers additionnels hors des trois zones, chiffrés par exemple à 24.700 par Lisbeth Gronlund, militante de l'Union of Concerned Scientists des Etats-Unis<sup>9</sup>.

En retenant une perte de 1000 milliards d'euros pour un accident nucléaire majeur, nous nous situons donc plutôt dans le haut de la fourchette des estimations. Par rapport au passé également, puisque le coût de l'accident de Three Mile Island est de l'ordre du milliard de dollars, celui de Tchernobyl de plusieurs centaines de milliards<sup>10</sup>, et celui de Fukushima Daiichi est provisoirement estimé à une centaine de milliards<sup>11</sup>.

### *La fréquence calculée d'accident majeur*

Tournons-nous maintenant du côté du chiffrage de la probabilité d'occurrence d'un accident nucléaire majeur. L'étude ExternE retient une probabilité de fusion de cœur de  $5 \cdot 10^{-5}$  par réacteur.an, c'est-à-dire 0,00005 accident pour une année de fonctionnement d'un réacteur ; ou bien, en raison de l'unité choisie, une fréquence de cinq accidents pour 100.000 années de fonctionnement d'un réacteur, ou encore une fréquence d'un accident par an si la planète était couverte d'un parc de 100.000 réacteurs en opération. A la suite de la fusion de cœur, deux possibilités sont envisagées : soit, avec 8 chances sur 10, la radioactivité reste confinée à l'intérieur du réacteur ; soit, avec deux chances sur 10, elle s'échappe en partie dans l'environnement. Dans le premier cas, le dommage est estimé à 431 millions d'euros, dans le second il s'élève à 83,252 milliards. Comme on ne sait pas lequel des deux scénarios se concrétisera, le dommage attendu est calculé par son espérance mathématique, à savoir :  $0,8 \times 431 + 0,2 \times 83252$ , soit environ 17 milliards d'euros. Cet exemple simple illustre deux notions liées, essentielles à la compréhension de l'analyse probabiliste des accidents : celle de probabilité conditionnelle et celle d'arbres d'événements.

---

<sup>9</sup> How many cancers did Chernobyl really cause? Monthly Review Magazine  
<http://mrzine.monthlyreview.org/2011/gronlund070411.html>

<sup>10</sup> Sur la période 1986-2016, la perte économique liée à Tchernobyl a été estimée à 235 milliards pour la Biélorussie. Note de bas de page 6, rapport Forum p. 33.

<sup>11</sup> Estimation du Japan Center for Economic Research, laboratoire d'idées, entre 71 et 250 milliards de dollars. Pas d'évaluation des effets sanitaires. <http://newsonjapan.com/html/newsdesk/article/89987.php>

## Probabilité conditionnelle et arbre d'événements

La probabilité qu'en cas de fusion de cœur la radioactivité reste confinée dans l'enceinte est de 0,8 (8 chances sur 10). Il s'agit d'une probabilité conditionnelle. Elle se note par une barre verticale  $p(\text{rejet} \mid \text{fusion})$ . De façon générale, A et B étant deux événements, elle s'écrit  $p(A \mid B)$  et se lit «probabilité de A sachant B». La notion de probabilité conditionnelle est essentielle. Nous verrons dans la section 3 qu'elle est à l'origine d'une formule mathématique fondamentale, dite de Bayes. Cette formule permet de réviser ses jugements en fonction d'informations nouvelles. Ici la probabilité conditionnelle sert d'outil pour probabiliser des séquences d'événements et pour chiffrer celle qui parmi elles conduit à l'accident majeur. Par exemple,  $p(\text{rejet} \mid \text{fusion} \mid \text{panne du circuit de refroidissement} \mid \text{perte de la source électrique de secours} \mid \text{vague au-dessus du niveau de la digue de protection de la centrale} \mid \text{séisme de magnitude 7 sur l'échelle de Richter})$ . L'ensemble des séquences possibles forme un arbre dit d'événements constitué de bifurcations successives dont les deux branches sont affectées d'une probabilité, par exemple  $p$  pour l'une et donc  $(1-p)$  pour l'autre<sup>12</sup>. Imaginez le circuit de la sève d'un pommier palissé qui apporte de l'eau à chacune de ses extrémités, l'une d'entre elle étant malade. L'arbre d'événements dessine le parcours d'une molécule d'eau qui atteint la partie malade et n'emprunte aucun de tous les autres parcours possibles.

L'analyse probabiliste des accidents nucléaires est construite selon ce type d'arborescence. Elle s'efforce d'identifier tous les chemins techniques possibles menant à l'accident, puis de probabiliser chaque branche défaillante à chacune des bifurcations. Le point de départ est donné par une probabilité d'un facteur initiateur d'accident, par exemple une chance sur 1000 de survenue annuelle d'une secousse sismique d'accélération de 0,5 g se faisant ressentir sur la centrale. Le point d'arrivée est l'occurrence d'une fusion de cœur, ou de la dissémination massive d'éléments radioactifs dans l'environnement à la suite de cette fusion. Les points intermédiaires sont multiples; ils peuvent concerner aussi bien les défaillances techniques (une chance sur 10.000 qu'une pompe de moins de cinq ans tombe en panne) qu'humaine (une chance sur 5000 qu'un contrôleur ignore un signal lumineux clignotant du tableau de commande).

Les premières analyses probabilistes de sûreté ont été menées au Royaume-Uni et aux Etats-Unis. La plus connue est celle qu'a dirigée en 1975 le professeur Rasmussen pour l'Atomic Energy Commission de Washington<sup>13</sup>, et qui a conduit à réviser plusieurs croyances bien ancrées. En effet, elle a mis en évidence le rôle des actions des opérateurs, tant pour interrompre les cascades de défaillances du matériel que, dans certains cas, les aggraver. L'accident et sa prévention n'ont pas qu'une dimension technique. Rasmussen et ses collègues

<sup>12</sup> Lorsqu'il y a deux seuls choix possibles, par exemple tirer une boule rouge ou une boule noire d'une urne remplie uniquement de boules de ces couleurs, dès lors que l'on connaît la probabilité d'un des choix, on peut en déduire l'autre, car la somme des deux est égale à 1. Si la probabilité de tirer une boule rouge est de 1/3, la probabilité de ne pas tirer une boule rouge est de 2/3; comme toutes les boules non rouges sont noires, la probabilité de tirer une boule noire est de 2/3.

<sup>13</sup> USNRC. – *Reactor safety study: an assessment of accident risks in US commercial nuclear power plants.* WASH 1400 (NUREG 75/014), octobre. 1975.

ont montré que les pertes de liquide du circuit de refroidissement étaient aussi une cause possible fréquente d'accident, bien qu'auparavant largement ignorée. Le désastre de Three Mile Island, quelques années plus tard, a renforcé l'intérêt de l'analyse probabiliste de sûreté. Depuis, elle s'est complexifiée et élargie. Elle a pris en compte de nouveaux facteurs d'initiation d'accident, tant d'origine naturelle qu'humaine (e.g., risque de chute d'avion). Aujourd'hui, toutes les centrales nucléaires américaines et beaucoup d'autres dans le monde ont fait l'objet d'études probabilistes de sûreté. De même, tous les vendeurs de réacteurs en réalisent pour chacun de leur modèle encore sur plan.

Les études probabilistes de sûreté n'ont pas pour but principal d'aboutir au chiffrage de la probabilité d'accident d'une centrale donnée ou d'un modèle de réacteur donné. Leur utilité est avant tout de permettre de détecter précisément ce qui peut tourner mal, d'identifier les maillons les plus faibles de la chaîne et de connaître les défaillances qui contribuent le plus au risque d'accident. Bref, il s'agit d'un puissant instrument de prévention et de hiérarchisation des priorités qui permet de savoir où porter les efforts d'amélioration de la sûreté. Mais notre religion du chiffre unique a fait passer cette finalité au second rang et nous ne retenons de ces études que la probabilité résultante qu'elles calculent : LA fréquence de fusion de cœur. Le biais est d'autant plus regrettable que ce résultat global n'est associé à aucune mesure d'incertitude. Aucun d'intervalle de confiance n'est indiqué. Si le chiffre donné est par exemple d'un accident pour 100.000 années-réacteur, on ne sait pas si l'intervalle est très resserré autour de la moyenne - par exemple, 8 chances sur 10 que la fréquence d'accident soit comprise entre 0,9 et 1,1 accident pour 100.000 an.réacteur - ou s'il est large - 8 chances sur 10 que la fréquence soit comprise entre 0,1 et 10 accidents pour 100.000 an.réacteur. Intuitivement, ce n'est pas le même risque, alors que dans les deux cas la fréquence moyenne est la même. Dans le second cas de figure, il y a quelques chances que plus de 10 accidents se produisent tous les 100.000 an.réacteur, tandis que dans le premier cas cette possibilité est quasi inexistante. A notre connaissance, la seule étude chiffrant l'incertitude est une expertise réalisée en 1990 par l'autorité de régulation américaine, qui porte sur cinq centrales et précise, par exemple, que pour les deux réacteurs à eau pressurisée de Surry (Virginie), la fréquence moyenne de  $4,5 \cdot 10^{-5}$  est encadrée par une borne supérieure de  $1,3 \cdot 10^{-4}$  et une borne inférieure de  $6,8 \cdot 10^{-6}$ . La première indique qu'il y a 5 % de chance que la valeur de la fréquence soit encore plus grande; la seconde qu'il y a 5 % de chance qu'elle soit plus petite. En d'autres termes, il y a 90 % de chance que la fréquence de fusion de cœur soit comprise entre les deux bornes. Cet intervalle n'a cependant pas été calculé, il repose sur le jugement de différents experts interrogés.

L'absence générale de connaissance de la dispersion autour de la moyenne s'explique par la méthode suivie. Les probabilités affectées aux multiples branches de l'arbre qui servent à calculer la fréquence globale de fusion de cœur sont choisies comme les valeurs les plus vraisemblables (les *best estimates*). Le chiffre final est unique car il agrège des chiffres successifs uniques. Naturellement, les spécialistes des études de sûreté savent manier les statistiques et le calcul d'incertitude. Ils ne se contentent pas de moyennes. Mais leur préoccupation porte sur les détails car ceux-ci sont une source d'amélioration de la sûreté, par exemple la modélisation par une loi de probabilité de la défaillance de tel type de pompe. A cette échelle, les paramètres d'erreur et de dispersion aux noms barbares d'écart-type, de

mode, de variance ou de kurtosis, sont en général renseignés. Pourquoi ne sont-ils pas, alors, utilisés pour aboutir à une probabilité de fusion de cœur globale ne se résumant pas à un seul chiffre ? Tout simplement parce que la propagation de l'incertitude le long d'un arbre d'événements n'est pas du tout triviale d'un point de vue mathématique. Il ne suffit pas d'ajouter les écarts-types de chaque branche pour obtenir celui de la fréquence de fusion de cœur. Les spécialistes des études probabilistes de sûreté ne portent une attention soutenue à cette question que depuis quelques d'années.

Les non-spécialistes sont ainsi portés à croire que les études probabilistes de sûreté aboutissent à la découverte, pour un réacteur donné, de la *vraie* valeur de la fréquence d'accident, alors que cette valeur est incertaine. On est au mieux capable d'indiquer un intervalle de vraisemblance dans lequel se situe la probabilité d'accident.

La probabilité de fusion de cœur retenue par ExternE de  $5 \cdot 10^{-5}$  accidents par an.réacteur a pour source des études réalisées par EDF à la fin des années 1980, pour les tranches nucléaires de 900 MW. Elle a diminué depuis. Pour le palier de 1300 MW, la fréquence de fusion de cœur s'élevait au début des années 2000 à  $7,2 \cdot 10^{-6}$ , soit environ 10 fois moins. Aux Etats-Unis à la même période, elle était estimée à  $3 \cdot 10^{-5}$  par réacteur.an en moyenne pour le parc<sup>14</sup>, cette valeur masquant une très grande dispersion d'une centrale nucléaire à l'autre. Pour l'EPR, les résultats des études de sûreté, réalisées par AREVA et examinées par le régulateur britannique aboutissent à une fréquence de fusion de cœur de  $2,7 \cdot 10^{-7}$  par an.réacteur<sup>15</sup>, soit près de 200 fois moins que pour les réacteurs EDF de 900 MW.

#### *L'écart entre le nombre d'accidents observés et le nombre d'accidents prévus par les modèles*

La catastrophe de Fukushima Daiichi a mis au jour une différence d'ordre de grandeur entre les fréquences d'accident avancées par les études probabilistes de sûreté et les fréquences observées<sup>16</sup>. Depuis le début des années 1960 et la connexion au réseau électrique du premier réacteur nucléaire, 14.400 années.réacteur se sont écoulées dans le monde. Ce chiffre est obtenu en mettant bout à bout toutes les années de fonctionnement de tous les réacteurs jamais construits ayant produit des kWh, toujours en opération ou non, fermés précocement ou non. En d'autres termes, la profondeur d'observation dont nous disposons aujourd'hui est équivalente à 14.400 années de fonctionnement d'un réacteur. De façon plus parlante car la taille du parc mondial est d'environ un demi-millier de réacteurs, cette profondeur est équivalente à 28,8 années pour 500 réacteurs. Parallèlement, depuis le branchement du premier réacteur civil, onze fusions de cœur partielles ou totales se sont produites, dont trois à la centrale de Fukushima-Daiichi. La fréquence historique de fusion de cœur est donc de  $11/14.400$ , soit  $7,6 \cdot 10^{-4}$ , ou encore un accident toutes les 1300 années.réacteur. Or l'ordre de grandeur avancé dans les études probabilistes de sûreté se situe à  $10^{-4}$  et  $10^{-5}$ , soit un accident entre tous les 10.000 et les 100.000 années-réacteur. A comparer à 1300, un facteur de 10 à 100 sépare donc les probabilités calculées de la probabilité observée.

---

<sup>14</sup> Safety and Operational Benefits of Risk-Informed Initiatives, EPRI White Paper, February 2008.

<sup>15</sup> HSE Health and safety executive, Nuclear Directorate, Generic Design Assessment – New Civil Reactors Build, Step 3, PSA of the EDF and Areva UK EPR division 6, Assessment report n° AR 09/027-P, 2011.

<sup>16</sup> Voir Cochran et Repussard.

Quelles raisons invoquer pour expliquer un tel écart ? Il en existe de bonnes et de mauvaises, de triviales et de compliquées.

Première raison, la malchance. Ce n'est pas parce le 6 est sorti à chacun des cinq lancers du même dé qu'on peut être quasi certain qu'il est pipé. Une telle séquence a une chance sur 7776 d'être observée avec un dé parfaitement équilibré. L'expert fermement convaincu de la justesse de ses modèles ou le défenseur passionné du nucléaire peuvent ainsi rejeter l'idée d'erreur dans les fréquences calculées, pourtant beaucoup plus basses. A l'instar des lancers, les 14.400 années de fonctionnement des réacteurs n'offriraient pas un recul suffisant. Cette raison peut être légitimement invoquée sur le principe, mais elle revient à négliger les observations dès lors qu'elles sont peu nombreuses. Elle n'est somme toute pas très différente de la position opposée qui jette aux orties les études probabilistes de sûreté et ne retient que les observations. La démarche pertinente consiste à s'appuyer à la fois sur les informations tirées de l'observation et sur celles issues de la modélisation. En présence d'incertitude, toutes les informations doivent être considérées, celles issues du terrain comme celles provenant des laboratoires. Une telle démarche est développée dans la section consacrée à la révision bayésienne des probabilités.

Une variante de la thèse de la malchance consiste à souligner que la fréquence observée ne tombe pas hors du cadre des études probabilistes. Pour la centrale de Surry, nous avons vu que les experts estimaient à 5 % la chance que la fréquence de fusion de cœur soit supérieure à  $1,3 \cdot 10^{-4}$ , soit un accident pour 769 an.réacteur. La valeur observée d'un accident pour 1300 an.réacteur est même inférieure à cette borne. L'expert convaincu n'aurait donc pas à se déjuger : l'écart entre observation et modèle a disparu ! Cette position pourrait être convaincante si les fréquences de fusion de cœur étaient indiquées avec un intervalle de confiance. Nous avons vu que ce n'était pas le cas. En outre, la remarque de fond précédente s'applique : les valeurs des bornes marquant l'incertitude doivent bouger en fonction des observations nouvelles.

Deuxième raison, l'incomplétude. Les études probabilistes sont incomplètes car les arbres d'événements examinés et chiffrés ne recensent pas tous les scénarios possibles. Les premières études de sûreté ne retenaient que des facteurs d'initiation internes - panne d'équipement, par exemple. Les séquences de défaillances initiées par un tremblement de terre ou une inondation pouvant mener à une fusion de cœur n'ont été introduites que progressivement. La validité des fréquences calculées est limitée au périmètre étudié. Si le risque de chute d'avion n'est pas pris en compte, la fréquence est minorée. Les études qui en tiennent compte estiment qu'il est inférieur à  $10^{-7}$  par an.réacteur<sup>17</sup>. A lui seul, ce chiffre est trop petit pour changer significativement la fréquence de fusion de cœur qui est beaucoup plus élevée. Cet exemple montre simplement qu'en ajoutant des scénarios, la fréquence augmente progressivement. Les petits ruisseaux font les grandes rivières. L'accident de Fukushima Daiichi offre une illustration concrète de scénarios manquants. Il a fait prendre

---

<sup>17</sup> Le risque lié à la chute d'avion a été étudié par EDF pour le réacteur de Flamanville 3. La probabilité d'agression d'une des fonctions de sûreté est de  $6,6 \cdot 10^{-8}$  par année.réacteur. Voir Etude probabiliste de sûreté EDF <http://www.edf.com/html/epr/rps/chap18/chap18.pdf>.

conscience que les piscines de stockage du combustible usé pouvaient être à l'origine d'un largage massif d'éléments radioactifs dans l'atmosphère. Une interruption de l'alimentation en eau de ces bassins n'est pas un facteur initiateur traditionnellement pris en compte dans les études probabilistes. A Fukushima Daiichi, comme pour les autres centrales japonaises, il semble que la conjonction des deux facteurs de risque que sont les séismes et les tsunamis n'ait pas non plus été étudiée. Le lecteur ne manquera pas ici d'être surpris par cette ignorance. Les raz-de-marée et les tremblements de terre sont fréquents au Japon et les deux événements sont liés puisque l'un entraîne l'autre. En fait, le scénario qui n'a pas été envisagé (et donc probabilisé) est celui d'un effondrement du réseau électrique régional - conséquence du séisme - conjuguée à une inondation de la centrale - conséquence du tsunami. Environs dévastés, diesels de secours noyés, réseau coupé ont laissés la centrale sans alimentation électrique pendant onze jours. Or les études de sûreté tablent le plus souvent sur un retour du courant dans les vingt-quatre heures.

Mais l'exhaustivité des études probabilistes en matière de scénario est-elle possible ? Naturellement non. Il est impossible d'imaginer l'inimaginable, de concevoir l'inconcevable ou d'envisager l'inenvisageable. Derrières ces formules un peu creuses se cache une limite intrinsèque de l'analyse probabiliste : elle s'applique au risque et à l'incertitude, mais non aux situations d'incomplétude.

### **Risque, incertitude, incomplétude**

Expliquons ces notions fondamentales à partir de l'exemple d'une urne contenant des boules de différentes couleurs. Partons tout d'abord de la certitude. Elle peut être décrite grâce au cas d'une urne ne contenant que des boules d'une seule couleur, rouge par exemple. Je sais que si je tire une boule de cette urne, sa couleur sera forcément rouge. L'issue est connue d'avance. Le risque correspond à une urne dont on connaît la composition, par exemple 30 rouges et 60 blanches. Je ne suis plus certain de tirer une rouge, mais je sais que j'ai une chance sur trois de tirer une rouge, et deux sur trois de tirer une blanche. Dans le jargon des théoriciens, on dira que l'ensemble des états du monde (ou encore l'univers des événements) est connu, et qu'à chaque état ou événement correspond une probabilité également connue. L'incertitude peut être représentée par une urne dont on sait qu'elle contient 30 boules rouges, mais que les 60 autres sont soit noires soit blanches. Seule la probabilité de tirage d'une boule rouge ( $1/3$ ) est donc connue. Tous les états du monde (i.e., extraire une boule rouge, une boule noire, et une boule blanche) sont en revanche connus. Il ne peut y avoir aucune surprise, comme par exemple tirer une boule bleue. L'incomplétude, enfin, correspond à une urne remplie de boules de couleurs non spécifiées. On peut donc tirer une blanche, une mauve ou, pourquoi pas, une boule multicolore. A la différence du risque et de l'incertitude, en situation d'incomplétude, l'ensemble des états du monde n'est pas connu.

Dès lors, la théorie des probabilités ne peut s'appliquer. On ne peut pas associer une probabilité à un événement que l'on ignore<sup>18</sup>.

Dans la présentation qui vient d'être faite l'incertitude est distinguée du risque. Attention, ici, cependant, au vocabulaire, car il n'est pas universel. Le terme d'incertitude est aussi souvent utilisé de façon extensive ; il recouvre alors la notion de risque. La part de l'incertitude qui ne relève pas du risque est alors désignée par le terme d'ambiguïté, ou par celui d'incertitude non spécifique<sup>19</sup>. Peu important ici ces divergences de vocabulaire, le point-clef étant de distinguer les situations pour lesquelles on dispose de probabilités pour l'ensemble des événements considérés, de celles pour lesquelles on n'en dispose pas. En effet, dans ce dernier cas, il est nécessaire d'introduire des hypothèses pour affecter des probabilités aux événements qui n'en n'ont pas. Reprenons le cas de l'urne contenant 30 boules rouges et 60 autres, soit noires soit blanches. Une façon simple d'attacher une probabilité au tirage d'une boule noire et d'une boule blanche consiste à poser que ces deux événements sont aussi probables l'un que l'autre, soit une chance sur deux de tirer une blanche ou de tirer une noire parmi les 60 non rouges<sup>20</sup>. La probabilité de tirer une noire, une blanche ou une rouge parmi les 90 boules est alors d' $1/3$  ( $30/90$ ). En d'autres termes, l'ignorance est traitée par l'équiprobabilité : si  $n$  issues sont possibles, et si on ne sait rien sur leurs chances d'advenir, on considère celles-ci comme équiprobables et égales à  $1/n$ . Cette façon de faire offre un des moyens de traiter l'incertitude non spécifique comme un risque, et permet donc ainsi d'appliquer le calcul des probabilités aux situations d'incertitude en général (c.-à.-d., y compris l'incertitude non spécifique).

Troisième raison, chaque événement est unique. La théorie des probabilités ne peut alors s'appliquer. L'écart entre fréquence d'accidents observée et probabilité calculée n'est plus une question de malchance, mais résulterait de l'impossibilité d'appliquer la théorie des probabilités à des événements exceptionnels ou singuliers. Cette raison est intuitive, mais doit pourtant être écartée.

Dans notre esprit, la notion de probabilité est associée à celle de fréquence ainsi qu'à la loi des grands nombres. Nous avons tous appris sur les bancs de l'école que la probabilité est le rapport du nombre de cas favorables ou défavorables sur le nombre de cas possibles. Nous nous souvenons tous d'avoir dû appliquer cette définition à des observations de lancers de dés ou de tirages de cartes. Nous gardons aussi tous en tête que le calcul de probabilité exige un grand nombre de répétitions. Il faut procéder à quelques dizaines de lancers pour saisir

---

<sup>18</sup> On ne peut pas non plus associer de probabilités à la partie des événements connus dans un ensemble incomplet. La somme totale des probabilités doit être égale à 1, mais, celle concernant le sous-ensemble des événements ignorés n'étant pas connue, on ne peut pas la soustraire de 1 pour obtenir la probabilité associée aux événements connus.

<sup>19</sup> Dans une définition encore plus extensive de l'incertitude, ce terme recouvre également l'incomplétude. Pour distinguer cette forme d'incertitude du risque et de l'incertitude non spécifique, le terme d'incertitude radicale peut être utilisé.

<sup>20</sup> L'intuition derrière cette hypothèse est que toutes les répartitions des boules blanches et noires (1 blanche, 59 noires; 2 blanches, 58 noires; ...; 30 blanches, 30 noires ; ..... 59 blanches, 1 noire) sont possibles, et qu'aucun élément n'indique que l'une est plus probable que l'autre. Il n'y a pas plus de chance que la répartition contienne plus de noires que de blanches.

qu'une pièce tombe sur pile ou face à peu de choses près le même nombre de fois. Cette approche du calcul probabiliste par la fréquence est la plus connue et elle ne saurait se passer de données. Il existe en revanche d'autres formes d'analyses, ou théories, des probabilités, qui s'affranchissent de l'idée d'expérience répétée et donc d'observations en grand nombre pour calculer des fréquences. L'analyse probabiliste peut même être menée sans aucune observation ! Que le lecteur se souvienne cette fois du pari de Pascal. Le philosophe s'interroge sur le comportement à adopter face à l'incertitude quant à l'existence de Dieu. Nul événement répété ici ! L'existence d'un Etre Suprême est une proposition singulière, que Pascal soumet pourtant à un raisonnement probabiliste.

La logique probabiliste peut donc s'appliquer à des événements uniques. La notion de probabilité désigne alors un degré de certitude sur la véracité d'une proposition. Elle s'applique par exemple au raisonnement du juge qui considèrera différemment la culpabilité d'un inculpé s'il sait que celui-ci n'a pas d'alibi ou que des traces de son ADN ont été détectées sur le corps de la victime. Pour John Maynard Keynes, la théorie des probabilités se définit ainsi comme «A[yant] pour sujet la part de nos connaissances acquises par l'argumentation et trait[ant] des différents degrés dont les résultats obtenus ainsi sont conclusifs ou non conclusifs». La référence à l'auteur de la *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*, peut surprendre le lecteur non familier de l'œuvre de l'économiste de Cambridge. Le premier ouvrage publié par Keynes est un remarquable traité de probabilités, stimulant à lire aujourd'hui encore.

La théorie des probabilités subjectives offre une seconde approche non fréquentialiste des probabilités. Elle a été défendue et développée par trois grandes figures de la science économique, un anglais : Frank Plumton Ramsey - déjà croisé à propos du taux d'actualisation, un italien : Bruno de Finetti, et un américain : Leonard Jimmy Savage. La notion de probabilité désigne pour ces auteurs la croyance qu'un individu attache à un événement, peu importe que ce dernier se répète ou non. Pour de Finetti, la probabilité est «le degré de confiance d'un sujet donné, à un instant donné et avec un ensemble donné d'informations, dans la réalisation d'un événement». La probabilité n'est donc plus une mesure objective, car elle dépend de l'observateur et de ses connaissances du moment. La probabilité est alors assimilée à la cote qu'un individu est prêt à parier sur un événement donné, cote qui ne lui ferait ni perdre ni gagner d'argent. Imaginons par exemple que deux experts du nucléaire soient interrogés, l'un parierait à 100 contre 1 qu'un accident majeur puisse se produire en Europe au cours des trente prochaines années, et un autre 120 contre 1 ou 200 contre 1. Le monde de la théorie subjective des probabilités est ainsi une sorte de société où tout le monde est capable de parier sur tout. Attention toutefois à ne pas être abusé ici par les termes de « croyance » et de « subjectif ». La cote pour laquelle se prononcer ne dépend pas de l'humeur ou de l'état d'esprit des individus. Elle est supposée s'appuyer sur des connaissances. De plus, l'individu est rationnel car il est tenu par les règles de calcul des probabilités. Il ne peut pas, par exemple, parier à 3 contre 1 pour la réalisation d'un événement donné et à 1 contre 2 pour son contraire, la non-réalisation de ce même événement. La théorie de la décision en incertitude, monument élaboré par Savage au milieu du siècle dernier, suppose ainsi que tous les axiomes du calcul des probabilités soient respectés par les agents économiques. Ils doivent se comporter en parfaits statisticiens.

Quatrième raison : mauvais paramétrages et mauvais modèles. Il ne faut pas se tromper dans l'attribution d'une probabilité aux états du monde connus et donc dans sa mesure et dans celle de l'incertitude qui lui est attachée. Reprenons l'exemple de Fukushima-Daiichi. Les six réacteurs de la centrale ont été mis en service dans les années 1970. On ne dispose pas des études probabilistes réalisées ou commandées par l'exploitant, TEPCO, à la construction de la centrale ou plus tard. On connaît en revanche certaines valeurs prises en considération par l'électricien ou par le régulateur pour le risque de séisme et de tsunami. Elles sont largement sous-évaluées. La centrale a été conçue pour résister à un tremblement de terre de 7,9 de magnitude et à un raz-de-marée de 3,1 mètres. Le 11 mars 2011 à 14h46, heure locale, elle a subi une poussée de force 9 et une vague de plus de 10 mètres l'a inondée. A l'instar de TEPCO, les industriels du nucléaire auraient tendance à minorer les risques en choisissant des valeurs ou des modèles favorables à leur expansion. A moins d'être partisan de la théorie du complot, cette explication de l'écart entre probabilité observée et probabilité calculée n'est guère convaincante. Les études probabilistes sont depuis de nombreuses années examinées à la loupe par des autorités de sûreté et des experts indépendants.

### **Les mauvaises valeurs prises en compte pour Fukushima Daiichi**

A sa construction, le risque d'un tremblement de terre d'intensité supérieure à 8 sur l'échelle de Richter a été évalué<sup>21</sup> à moins de  $2 \cdot 10^{-5}$  par an. Cette valeur est extraite de travaux de modélisation et de simulation numérique réalisés pour chaque centrale nucléaire japonaise par l'Institut national de recherches en sciences de la terre et de prévention des désastres. Or la recherche historique recense six grands séismes qui se sont produits sur la côte de Sanriku depuis 869. Cette année-là a eu lieu le tremblement de terre sous-marin de Jogan, vraisemblablement le plus dévastateur jamais connu sur cette côte avant mars 2011. Les divers éléments rassemblés sur ces séismes conduisent à penser qu'ils avaient tous une intensité supérieure à 8. La fréquence annuelle observée serait donc d'environ  $5 \cdot 10^{-3}$ , soit 100 fois plus que les résultats calculés par l'Institut national japonais<sup>22</sup>.

La digue de protection de Fukushima Daiichi a été érigée en 1966, à une hauteur de six mètres. Ce niveau a été fixé selon un principe déterministe classique : choisir l'événement historique le plus dangereux et prendre une marge de sécurité d'un facteur 2. La vague de 3 mètres qui atteint les côtes du Chili en 1960 a servi de référence. Ce choix est surprenant car le séisme de Jogan aurait déclenché localement une vague de quatre mètres de haut et cette valeur était déjà connue à la construction de la centrale<sup>23</sup>. Quoiqu'il en soit, quarante ans plus tard, alors que les connaissances historiques sur les tsunamis ont beaucoup progressé, la hauteur initiale de la digue a été jugée conforme avec les lignes directrices pour l'évaluation

<sup>21</sup> Woody Epstein, A Probabilistic Risk Assessment Practitioner looks at the Great East Japan Earthquake and Tsunami A Ninokata Laboratory White Paper, 29 avril 2011.

<sup>22</sup> Un tel écart ne s'observe pas pour les estimations des fréquences concernant les autres centrales situées sur la même côte. Pour Fukushima Daiichi, la fréquence évaluée est dix fois plus faible que la fréquence historique et pour Onagawa, les deux fréquences convergent. Les différences s'expliquent par le découpage trop fin des zones pour différencier les risques sismiques dans la région de Sanriku. Voir l'article de Geller paru en 2011 dans Nature.

<sup>23</sup> W. Epstein p. 52.

des tsunamis préconisées par l'autorité de régulation<sup>24</sup>. Cette conformité implique une probabilité annuelle inférieure à  $10^{-4}$ . Or les études historiques ont établi que des vagues dépassant huit mètres ont frappé la côte de Sanriku. En témoignent des bornes placées au sol pour marquer les points les plus à l'intérieur des terres atteints par l'inondation. Certaines de ces pierres ont plus de quatre cents ans. Leurs inscriptions enjoignent les habitants de ne pas construire plus bas. Le carottage du sol permet également de repérer des sédiments déposés par des tsunamis anciens. Pour la centrale d'Onagawa, les traces trouvées dans les collines à 1 kilomètre du rivage ont ainsi permis d'estimer que le tremblement de terre de 1611 avait entraîné une vague de six à huit mètres<sup>25</sup>. Pour la plaine de Sendai, derrière la centrale de Fukushima Daiichi, W. Epstein a estimé sur la base de références anciennes à environ 1 pour 1000 ans la fréquence moyenne d'un tsunami de huit mètres ou plus. Il évalue à  $8,1 \cdot 10^{-4}$  par an la probabilité d'un séisme de magnitude égale ou supérieure à 8 suivi d'un raz-de-marée formant une vague de plus de huit mètres. Du fait de l'architecture de la centrale, ce double choc entraîne presque à coup sûr à sa suite l'inondation de la chambre des turbines, la destruction des générateurs diesel, la perte des batteries, et le black-out total de la centrale pendant au moins huit heures. Cette séquence correspond selon Epstein à une probabilité de fusion de cœur de l'ordre de  $10^{-4}$ , soit cinq fois plus que la limite autorisée. TEPCO s'est donc reposé<sup>26</sup> dans ses analyses probabilistes successives sur des valeurs très basses. Proviennent-elles d'une base de données historiques mal construite ou de modèles de simulation mal choisis ? Sans doute des deux.

Retenons deux choses de cette longue liste de raisons tentant d'expliquer l'écart entre fréquence observée et probabilité calculée d'accident. Premièrement, sur le plan de la méthode, il convient de faire feu de tout bois ; il faut combiner informations empiriques et théoriques. Porter un jugement sur le risque d'accident nucléaire majeur en ne regardant que les données d'observations passées ou en ne considérant que les études et simulations probabilistes théoriques conduit dans les deux cas à une impasse. Deuxièmement, sur le plan pratique, les limites de l'analyse probabiliste conduisent à mettre en œuvre des mesures de sûreté déterministes. Ne connaissant ni tous les états du monde, ni les probabilités de tous ceux qui nous sont pourtant connus, il est indispensable d'ériger des défenses successives et redondantes qui sont un moyen de nous protéger d'événements imprévisibles ou mal mesurés. Bref, de nous protéger de l'inconnu. Des digues de protection ou des installations antisismiques capables de résister à une ampleur double des précédents historiques les plus violents, des diesels de secours en surnombre et bien abrités, des enceintes gigognes - la plus petite à travers les gaines de combustible, première barrière entre les éléments radioactifs et l'extérieur, la plus grande, celle en béton entourant le réacteur et son circuit - sont des exemples parmi d'autres<sup>27</sup>.

---

<sup>24</sup> Lignes directrices de 2002. Tsunami Assessment Method for Nuclear Power Plants in Japan, published by the Tsunami Evaluation Subcommittee, Nuclear Civil Engineering Committee, Japan Society of Civil Engineers (JSCE). "We have assessed and confirmed the safety of the nuclear plants [at Daiichi] based on the JSCE method published in 2002." ["Tsunami Study for Fukushima 1 and 2", pg. 14]. Déclaration écrite de Tepco communiquée au régulateur, citée par Woody Epstein p. 24.

<sup>25</sup> W. Epstein.

<sup>26</sup> Sciemment ou non - peu importe ici. Ce point est discuté dans la partie 3 de l'ouvrage.

<sup>27</sup> Nous reviendrons plus en détail sur la notion de défense en profondeur dans la troisième partie de l'ouvrage.

## Probabilités perçues et aversion aux désastres

La notion de probabilité subjective est un faux-ami pour entrer dans le monde de la perception des probabilités par les individus. La probabilité perçue, à l'instar de la probabilité subjective, varie d'une personne à l'autre mais n'emprunte pas la même voie dans nos cerveaux. L'une s'exprime rapidement, sans effort, par réflexe en quelque sorte ; l'autre mobilise du temps, de l'énergie et du contrôle. La probabilité perçue s'appuie sur l'expérience et la routine, tandis que la probabilité subjective repose sur la rationalité et l'optimisation. A la question «Quel est le réacteur le plus dangereux, celui dont la probabilité d'accident dans l'année est de 0,0001 ou celui qui a une chance sur 10.000 de connaître un accident dans l'année ?» la plupart des individus répondront spontanément le second réacteur. Pourtant la rationalité nous dicte que les deux réacteurs sont aussi dangereux l'un que l'autre (i.e.,  $1/10.000 = 0,0001$ ). Comment perçoit-on les risques ? Les individus sont-ils de mauvais statisticiens, voire pas statisticiens du tout ? Que vaut alors la théorie de la décision en incertitude, puisqu'elle réclame que nous soyons de bons calculateurs de probabilités ? Comment les individus choisissent-ils s'ils n'optimisent pas leurs décisions ? Ces questions sont au cœur de quarante années de travaux de psychologie cognitive expérimentale sur la manière dont les individus jugent la probabilité des événements. Ils sont importants à connaître, car tous leurs résultats, ou presque, concourent à amplifier le risque nucléaire. Il est donc nécessaire de bien les comprendre.

### *Les biais de perception des probabilités*

Quel est le lien entre la psychologie cognitive, expérimentale de surcroît, et l'économie ? En fait, il est important. En 2002, Daniel Kahneman reçoit à Stockholm la récompense la plus prestigieuse à laquelle peuvent prétendre les économistes : le prix de la banque de Suède en sciences économiques à la mémoire d'Alfred Nobel. Il lui est attribué pour «avoir intégré à la science économique les découvertes de la recherche psychologique, en particulier concernant le jugement humain et la prise de décision en incertitude». Cette année-là, le lauréat du « Nobel d'économie » n'est pas économiste. Il est psychologue !

L'analyse économique s'intéresse à de nombreux sujets et se prête à de nombreuses définitions. La théorie de la décision est l'un de ses sujets, la science du comportement humain est l'une de ses définitions. L'économie étudie alors comment l'homme cherche le meilleur moyen d'atteindre ses objectifs (Lionel Robins, 1932). Ainsi, lorsque l'individu doit prendre une décision en situation d'incertitude, il pondère chaque choix possible par sa probabilité. Un individu rationnel placé devant l'alternative d'une action lui procurant une satisfaction de 100 avec une probabilité de 0,3 et d'une action lui procurant une satisfaction de 105 avec une probabilité de 0,29 choisira la seconde car son espérance mathématique est plus grande ( $100 \times 0,3 < 105 \times 0,29$ ). Il maximise son utilité espérée.

Le mathématicien suisse Daniel Bernoulli a posé les premiers jalons de la théorie de l'utilité espérée. Dans son essai de 1738, il s'interroge sur la façon de formaliser l'intuition qui veut que les riches soient prêts à vendre des assurances aux pauvres, eux-mêmes prêts à les acheter. Il cherche également à résoudre une énigme de l'époque, nommée depuis le paradoxe

de Saint-Pétersbourg : pourquoi un jeu qui offre une espérance de gain infinie<sup>28</sup> ne trouve-t-il pas de parieurs prêts à y miser toute leur fortune ? La réponse à ces deux interrogations réside dans l'aversion au risque des individus. Ce trait de psychologie leur fait préférer un gain sûr de 100 à un gain espéré de 110. Il s'explique par le fait qu'un riche attache moins de valeur qu'un pauvre à cent euros, ce qui se traduit dans le jargon économique d'aujourd'hui par la décroissance de l'utilité marginale avec le revenu, ou, en termes mathématiques, par la forme concave de la fonction d'utilité. (La courbe qui exprime notre satisfaction en fonction de l'argent que l'on possède est de moins en moins pentue. Bernoulli utilise ainsi une fonction logarithmique pour représenter l'utilité.)

Le lien entre l'aversion au risque et la forme de la fonction d'utilité n'est peut-être pas immédiat pour le lecteur. Prenons donc un exemple chiffré. Supposons que 100 € vous procurent une satisfaction de 1; 200 € vous procureront une utilité proportionnellement moindre, par exemple de 1,5; 220 encore un peu moindre, disons 1,58. Je vous offre 100 €, soit vous les acceptez, soit nous les jouons à pile ou face avec la règle suivante : pile, je reprends mes 100 €; face, vous repartez avec les 100 € plus 120 € que j'ajoute. Quelle option choisissez-vous ? 100 de façon certaine, ou 220 avec une chance sur deux ? Dans le premier cas, votre gain monétaire est de 100, dans le second il est en espérance de 110 (i.e.,  $220 \times 1/2$ ). Mais ce qui vous importe, ce ne sont pas les euros mais la satisfaction, ou l'utilité, qu'ils vous procurent. Dans le premier cas, une utilité de 1, dans le second une utilité de 0,79 en espérance (i.e.,  $1,58 \times 1/2$ ). Vous choisissez donc la première option : celle qui ne présente pas de risque. Avec la résolution du paradoxe de Saint-Pétersbourg en jouant sur la forme de la fonction d'utilité, Bernoulli ouvre une voie de progression à la théorie de la décision qui va se poursuivre jusqu'à Kahneman. Elle consiste en des va-et-vient entre la modélisation économique et l'expérimentation psychologique. La seconde repère une anomalie - les individus n'agissent pas sur tel point comme la théorie le prévoit - et la première la répare, en modifiant les propriétés mathématiques de la fonction d'utilité ou de pondération des probabilités. Les paradoxes d'Allais et d'Ellsberg marquent deux grands moments de cette évolution.

Dans une conférence académique de 1952 à Paris, Maurice Allais, professeur de l'Ecole des mines, distribue aux participants un questionnaire leur demandant de choisir entre différentes loteries simples associées par paires. Il collecte les réponses et montre qu'elles vont à l'encontre de la théorie de l'utilité espérée dans sa forme alors la plus aboutie, celle développée par Leonard Jimmy Savage. Un des axiomes de la théorie, censé avec les autres dicter la décision rationnelle en incertitude, est violé. En effet, en simplifiant, le paradoxe d'Allais peut être formulé ainsi<sup>29</sup>: une première loterie offre le choix entre (A) recevoir 100 millions d'euros de façon certaine et (B) 500 millions d'euros avec une probabilité de 0,98 et autrement rien. Une seconde loterie offre le choix entre (C) recevoir 100 millions d'euros avec

---

<sup>28</sup> Imaginez le jeu suivant proposé par un casino : une suite de lancers de pièce avec un pot de départ de 1 qui est doublé à chaque fois que la pièce tombe sur pile. Le jeu s'arrête et le joueur empoche le pot lorsque la pièce tombe sur face. Au premier lancer, le joueur gagne donc 1 si la pièce tombe sur face, si elle tombe sur pile la pièce est relancée une seconde fois; si elle tombe sur face, le joueur empoche le pot de 2, si elle tombe sur pile, la pièce est relancée une troisième fois, etc. L'espérance de gain est égale à  $1 \times 1/2 + 2 \times 1/4 + 4 \times 1/8 + 8 \times 1/16 + \dots$  soit  $1/2 + 1/2 + 1/2 + 1/2 + \dots$ , soit une somme infinie dès lors que les ressources du casino sont illimitées.

<sup>29</sup> Gigerenzer, *Heuristics and the Law* p. 32.

une probabilité de 0,01 et autrement rien et (D) 500 millions d'euros avec une probabilité de 0,0098 et autrement rien. Les paires de loteries sont donc les mêmes à un diviseur 100 près pour les probabilités. La plupart des personnes interrogées choisissent A plutôt que B, mais aussi D plutôt que C. Il leur semble que la probabilité de gagner 500 millions dans D (0,0098) est à peu près la même que celle de gagner 100 millions dans C (0,01), tandis que pour l'autre loterie le même écart de 2 % entre les probabilités apparaît plus grand. Pourtant, le comportement rationnel selon Savage aurait voulu que si A est préférée à B, alors C doit être préférée à D. Ironie de l'histoire, l'auteur était présent dans la salle et a lui-même donné des réponses au questionnaire qui contredisaient sa propre théorie.

Une solution commune apportée au paradoxe d'Allais consiste à pondérer les probabilités selon leur valeur : de grands coefficients aux petites probabilités et de petits coefficients aux grandes probabilités. Dit autrement, les préférences en matière de probabilités ne sont pas linéaires. Cette solution n'est pas une simple réponse technique. Elle rend compte d'un trait psychologique vérifié depuis Allais par de très nombreux travaux expérimentaux : les individus surestiment les petites probabilités et sous estiment les grandes probabilités. En d'autres termes, ils ont tendance à percevoir les événements rares comme plus fréquents qu'ils ne le sont et les événements très courants comme moins fréquents qu'ils ne le sont.

A la certitude préférée au risque et aux probabilités perçues différemment de leurs valeurs s'ajoute un autre phénomène bien connu des économistes : l'aversion des individus à l'ambiguïté, suggérée par John Maynard Keynes et mise en évidence par Daniel Ellsberg sous forme de paradoxe. Dans son traité de probabilités, l'économiste de Cambridge avance qu'un plus grand poids est attaché à une probabilité certaine qu'à une probabilité imprécise. Il illustre l'argument en comparant les préférences de tirage dans deux urnes contenant 100 boules. L'une contient des boules noires et des boules blanches dans la proportion connue de moitié-moitié ; l'autre ne contient également que des boules noires et blanches, mais dans une proportion inconnue. Dans cette seconde urne, toutes les distributions sont possibles (0 noire, 100 blanches; 1 noire, 99 blanches ;... ; 100 noires, 0 blanche) de façon équiprobables (i.e.,  $p=1/101$ ). La probabilité de tirer une boule blanche en espérance est donc aussi de  $1/2^{30}$ , soit la même valeur que la probabilité de tirer une boule blanche dans la première urne<sup>31</sup>. Pourtant, nous préférons gagner des boules blanches (ou des boules rouges) en puisant dans la première urne.

En 1961, Ellsberg reprend, développe et expérimente l'exemple de Keynes. Etudions son expérience d'une urne à trois couleurs. Elle contient en tout 90 boules, dont 30 boules rouges et 60 de couleur soit noire, soit jaune. On ne connaît donc précisément que la probabilité de tirer une rouge ( $1/3$ ) et celle de tirer une noire *ou* une jaune, autrement dit une non rouge ( $2/3$ ). Deux paires de paris vous sont proposées. Première paire : (A) vous gagnez 100 € si une boule rouge est tirée de l'urne, (B) vous gagnez 100 € si une boule de couleur noire est tirée de l'urne. Quelle option choisissez-vous ? Si, comme la majorité des individus testés, vous êtes averses à l'ambiguïté, vous choisirez A. L'autre paire de paris est un peu plus compliquée.

---

<sup>30</sup> Elle est en effet égale à  $(1/101)(100/100 + 99/100 + \dots + 1/100 + 0/100)$ .

<sup>31</sup> Elle est en effet égale à  $(1/101)(100/100 + 99/100 + \dots + 1/100 + 0/100)$ .

Vous gagnez 100 € si une boule rouge *ou* une boule jaune est tirée (C) ou vous gagnez 100 € si une noire *ou* une jaune est tirée (D). Même question : quel pari choisissez-vous ? Même réponse : l'aversion à l'ambiguïté incite à préférer D à C. Vous savez précisément qu'il y a deux chances sur trois de tirer une boule noire *ou* jaune (i.e., une non rouge). Le paradoxe vient du fait que les choix préférés pour A et D sont incohérents pour un décideur rationnel tel qu'il est modélisé dans la théorie classique de l'utilité espérée. En effet, préférer A à B implique que le décideur estime subjectivement la probabilité de tirage d'une boule noire inférieure à 1/3 et celle d'une rouge supérieure à 1/3. Comme il sait que la probabilité de tirer une noire *ou* une jaune est égale à 2/3, il en déduit que la probabilité de tirer une jaune est supérieure à 1/3. La probabilité de tirer une jaune et la probabilité de tirer une rouge étant toutes les deux supérieures à 1/3, leur somme est supérieure à 2/3. Le décideur de Savage choisit alors C. Comme au cours des expérimentations, la plupart des individus qui choisissent A choisissent D, il y a une anomalie quelque part, que l'introduction de l'aversion à l'ambiguïté corrige.

De la même façon qu'il existe une prime de risque, il est nécessaire d'accorder une compensation à l'individu pour qu'il devienne indifférent à un gain (ou à une perte) avec une probabilité de 1/2 ou avec une probabilité inconnue d'espérance 1/2. Techniquement, il existe plusieurs solutions pour remédier au problème, en particulier une fois de plus en jouant sur la fonction d'utilité<sup>32</sup>. Le paradoxe d'Ellsberg est intéressant à connaître car l'aversion à l'ambiguïté vis-à-vis d'un gain a sa contrepartie pour une perte : entre un dommage associé à une probabilité précise car les experts sont d'accord entre eux et un dommage de même valeur en espérance résultant de jugements opposés d'experts, les individus sont plus prêts à accepter de subir le premier que le second. Formulé d'une autre façon, les individus se calent dans le second cas sur le scénario de l'expert qui prévoit le pire. Une intuition simple permet de mieux comprendre ce résultat. Si les individus préfèrent le tirage d'une boule rouge associé à la probabilité précise d'1/3 (A) plutôt que le tirage d'une boule noire (B) c'est peut être parce qu'ils redoutent dans ce dernier cas que l'expérimentateur ne les abusent. Ce dernier, en effet, a pu placer plus de jaunes dans l'urne que de noires. Sa proposition est suspecte<sup>33</sup>. Par pessimisme, les individus régleront leur comportement sur le cas le plus défavorable, l'absence de boules noires dans l'urne, l'analogie du pire scénario parmi ceux proposés par les experts.

Si Daniel Kahneman s'inscrit dans la lignée des travaux précédents, il s'en écarte également à deux titres.

Avec son coauteur Amos Tversky<sup>34</sup>, il introduit deux modifications à la théorie de l'utilité espérée<sup>35</sup>. En premier lieu, les individus ne raisonnent plus par rapport à leur richesse

---

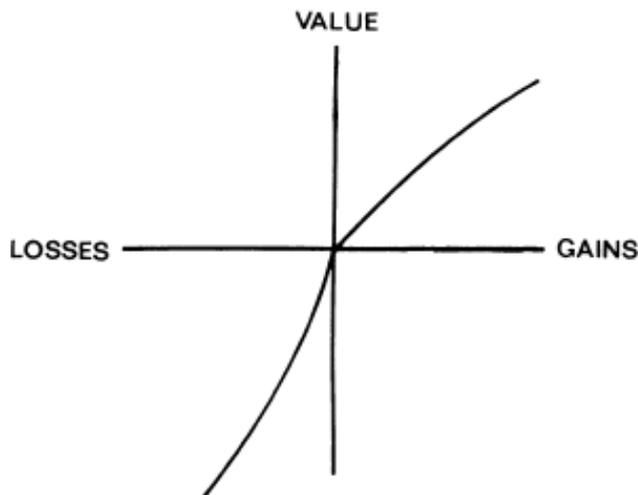
<sup>32</sup> Intégrale de Choquet.

<sup>33</sup> Il ne s'agit pas d'une explication du paradoxe d'Ellsberg : si l'individu suspecte ce comportement pour la première paire de paris, il devrait préférer ensuite C à D, à moins qu'il ne suspecte aussi que l'expérimentateur change la composition des urnes entre temps !

<sup>34</sup> Amos Tversky et Daniel Kahneman ont écrit ensemble un très grand nombre d'articles académiques, en particulier ceux couronnés par le prix d'économie de la Banque de Suède. C'est parce qu'il est décédé précocement à 59 ans que Tversky n'a pas été lauréat du «Nobel d'économie» avec Kahneman.

<sup>35</sup> Voir Kahneman, Daniel, and Amos Tversky (1979) "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk", *Econometrica*, XLVII (1979), 263-291 et Tversky, Amos; Daniel Kahneman (1992). "[Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty](#)". *Journal of Risk and Uncertainty* 5 (4): 297-323

absolue, mais de façon relative par rapport à un point de référence. Par exemple, si votre patron vous augmente moins que vos collègues, vous percevrez cette situation comme une perte et non comme un gain d'utilité. La fonction de valeur ne part pas de zéro, marquant la richesse nulle, pour ensuite grimper de façon décroissante comme Bernouilli l'avait modélisé. Toute une nouvelle partie de courbe se situe à gauche du zéro qui représente la valeur des pertes par rapport au point de statu quo. Cette partie est convexe (voir figure 1) : de la même façon que notre satisfaction est moindre quand notre richesse passe de 1000 à 1100 que lorsqu'elle passe de 100 à 200, la perte ressentie entre -1000 et -1100 est moindre qu'entre -100 et -200.



En second lieu, les individus sont plus affectés par une perte que par un gain. Par exemple, si un professeur distribue au hasard des tasses à l'effigie de leur université à la moitié des étudiants d'un amphithéâtre et rien à l'autre moitié, les propriétaires des *mugs* vont demander un prix deux fois plus élevé pour s'en défaire que celui proposé par ceux qui n'ont pas reçu le cadeau.<sup>36</sup> Cette aversion à la perte se traduit par une pente plus forte de la fonction de valeur du côté des pertes que du côté des gains. En ce qui concerne la perception des probabilités, Kahneman et Tversky reprennent l'idée d'une distorsion, en particulier pour les valeurs extrêmes (i.e., surpondération des faibles probabilités et sous-pondération des probabilités élevées). Armé de ces fonctions de valeur et de pondération des probabilités, le décideur de Kahneman et Tversky évalue la meilleure option parmi toutes celles qu'il peut choisir. Il continue d'optimiser.

Daniel Kahneman est aussi l'auteur de nombreuses réflexions et expériences sur les heuristiques, c'est-à-dire les raccourcis et routines que nous suivons dans nos choix. Il s'échappe de la lignée des travaux sur la décision optimale en incertitude. Pour décider, l'individu n'optimise plus ou ne maximise plus. Les anomalies de son comportement au regard de la théorie de l'utilité espérée ne sont plus répertoriées pour enrichir cette dernière et lui donner une portée plus générale, mais pour détecter les manières dont nous réagissons et réfléchissons. La finalité de la recherche est ici purement descriptive et explicative, positive disent les philosophes des sciences. Il ne s'agit plus de proposer un cadre théorique normatif

<sup>36</sup> Ce type d'expérience dont le résultat a été simplifié issue et son interprétation est détaillée dans Daniel Kahneman, Jack L. Knetsch et Richard H. Thaler, Anomalies: The Endowment Effect, Loss Aversion, and Status Quo Bias, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 5, n°1, 1991, 193-206.

indiquant comment l'homme ou la société doivent se comporter. Observer la déformation des probabilités devient un moyen d'accès pour comprendre comment fonctionne notre cerveau. Cette voie de recherche est analogue à celle consistant à soumettre des sujets à des illusions d'optique pour mieux comprendre le phénomène de la vision. Par exemple, une probabilité de perte de 0,0001 sera perçue comme plus faible qu'une probabilité de 1/10.000. Notre cerveau semble leurré par la présentation des chiffres, comme l'est notre œil devant un effet d'optique déformant un relief ou la taille d'un objet. Ce biais semble alors indiquer que notre cerveau prend un raccourci et néglige le dénominateur pour se focaliser sur le numérateur.

La psychologie a ainsi produit une masse d'expérimentations qui mettent en évidence une multitude de micro-raisonnements. Ils se recoupent parfois et leur dénomination peut changer d'un auteur à l'autre. Bref, l'économiste s'y perd au même titre que le psychologue est désarçonné devant la formalisation mathématique de la théorie de la décision en incertitude. Le lecteur peut quant à lui avoir l'impression d'être placé devant deux choix insatisfaisants. D'un côté, un modèle économique bâti en se complexifiant à coup d'hypothèses *post hoc*, la théorie de l'utilité espérée intégrant au fur à mesure l'aversion au risque, à l'ambiguïté, à la perte, mais restant malgré cela schématique et donc peu réaliste. D'un autre, une multitude de régularités observées du comportement qui éclairent les innombrables facettes de la décision mais qui, faute de théorie, restent juxtaposées. D'un côté, une discipline qui demeure fondamentalement normative, de l'autre un savoir qui reste obsédé par la description détaillée. Le rapprochement entre l'économie et la psychologie ne supprime pas leurs différences. Dans un ouvrage récent adressé au grand public, *Thinking, fast and slow*, Kahneman propose cependant de les réconcilier. Sa synthèse œcuménique repose sur la distinction de deux systèmes de raisonnements qui conduisent nos pensées et nos choix : un raisonnement automatique et un raisonnement délibéré. Le premier est rapide, ne réclame ni effort, ni contrôle ; il repose principalement sur des associations et des habiletés. Le second est tout le contraire : il est lent, réclame des efforts et du contrôle, et repose principalement sur la déduction et des règles apprises. Posez le problème suivant à des étudiants rompus au maniement des chiffres<sup>37</sup> : une batte de baseball et sa balle valent 110, la batte coûte 100 de plus que la balle. Quel est le prix de la balle ? Spontanément, vous obtiendrez comme réponse qu'elle coûte 10. Or dans ce cas la batte vaut 110 et les deux objets ensemble 120 ! Si vous laissez le temps aux mêmes étudiants de réfléchir ou de poser les équations sur le papier, ils vous donneront la bonne réponse.

En reprenant et en développant cette distinction classique en psychologie entre ces deux systèmes cognitifs, Kahneman cesse de penser heuristique et calcul comme exclusifs l'un de l'autre. La question n'est plus de savoir si l'homme est irrationnel ou rationnel, il est les deux !

#### *Des biais de perception défavorables au nucléaire*

Les biais généraux précédents dans notre perception des probabilités ont pour effet d'amplifier dans nos têtes le risque d'accident nucléaire. D'autres s'y ajoutent qui sont moins connus des économistes mais vont dans le même sens.

---

<sup>37</sup> Le problème a été posé par Kahneman à ses étudiants de Princeton (Vérifier).

Un accident nucléaire majeur est un événement rare. Partant, sa probabilité est surestimée. Comme la variole ou le botulisme, sa fréquence est perçue par le public comme plus grande qu'elle n'est. On observe ainsi que la technologie nucléaire est estimée plus risquée que les autres technologies. Paul Slovic, un psychologue américain qui a démarré ses travaux sur la perception des dangers du nucléaire, a demandé à des étudiants et à des experts de classer trente activités et technologies variées selon le risque qu'elles présentent. Les étudiants rangent le risque nucléaire en premier (et la natation en dernier...), les experts en 20<sup>ème</sup> position (et, sans surprise, les accidents de la route en premier). Face à une faible probabilité, les individus sont enclins à se sur-assurer et à demander une compensation ou une protection plus grande. La protection du personnel des centrales nucléaires contre les accidents du travail est plus coûteuse que dans tous les autres domaines<sup>38</sup>. De manière générale, il y a un surinvestissement pour la protection des événements peu probables car l'amélioration incrémentale est perçue plus bénéfique qu'elle n'est.

Le risque d'accident nucléaire est ambigu. Les expertises divergent selon qu'elles reposent sur les analyses probabilistes ou sur les observations d'accidents. De plus, les analyses probabilistes conduisent à des chiffres différents selon les réacteurs et les facteurs d'initiation considérés ; de même pour les observations d'accidents dont les définitions retenues, donc les listes, diffèrent. Enfin, les vues divergent entre les experts de l'industrie travaillant chez les opérateurs ou les constructeurs et les scientifiques défavorables à l'atome, comme ceux de Global Change en France ou de l'American Concerned Scientists Association aux États-Unis. L'effet soupçonné par Keynes et mis en évidence par Ellsberg joue à plein. Devant l'incertitude scientifique, nous sommes enclins à retenir le pire des scénarios. La probabilité d'accident la plus élevée prévaut. Le même phénomène joue pour le chiffrage controversé des dommages en cas d'accident majeur. Les plus hautes estimations ont tendance à l'emporter.

L'asymétrie entre la perte et le gain mise en évidence par Kahneman et Tversky est à l'origine d'un effet général moins décisif et moins spécifique pour le nucléaire<sup>39</sup>. La principale conséquence de ce troisième biais commun est de favoriser le statu quo, car les désavantages de le quitter sont en effet plus grands que les avantages (La courbe de la fonction de valeur de la figure 1 fait un coude au voisinage du point de référence qui sépare le sentiment de gain du sentiment de perte.) Il en résulte que la population locale sera plutôt opposée à la construction d'une centrale nucléaire dans son voisinage, mais qu'inversement elle fera barrage à la fermeture anticipée d'une centrale nucléaire exploitée depuis plusieurs années. Bien entendu, ce qui vaut pour le nucléaire vaut pour les autres installations nouvelles, qu'il s'agisse de centrales à gaz ou d'éoliennes terrestres.

Le risque d'accident nucléaire est aussi déformé par l'ampleur des dommages et leur écho dans l'opinion publique. Peu fréquent et d'impact élevé, il rejoint le cortège des risques jetant l'effroi (*dread risks*) à l'instar des accidents d'avion ou d'attaques terroristes ciblant les foules

---

<sup>38</sup> W. Kip Viscusi *Rational Risk Policy*, Oxford University Press, 1998.

<sup>39</sup> D'ailleurs, il ne s'agit pas à proprement parler d'une perception biaisée de probabilité. C'est la fonction de valeur qui est déformée, selon qu'il s'agit d'un gain ou d'une perte.

des marchés, hôtels ou autobus, ou encore des cyclones. La perception des conséquences de ces événements est telle que leur probabilité s'en trouve déformée. Tout se passe comme si le dénominateur était oublié. Plutôt que de rapporter l'accident à sa véritable dimension, seul l'accident lui-même retient l'attention. La négligence du dénominateur, très brièvement mentionnée précédemment, est liée à plusieurs routines communes plus ou moins proches identifiées par les psychologues du risque<sup>40</sup>. Citons-en les principales. L'heuristique de la disponibilité est le raccourci qui nous fait répondre sur les probabilités à partir des exemples qui nous viennent spontanément en tête. La fréquence d'homicides est ainsi en général perçue à tort comme plus élevée que celle de suicides. Les événements violents et catastrophiques laissent des empreintes vives et nettes, en particulier à cause de l'attention que leur portent les media. Il est alors facile de s'y raccrocher. Tchernobyl nous rappelle l'accident de Three Mile Island, Fukushima Daiichi nous rappelle celui de Tchernobyl. Peu importe que les cas soient dissemblables sur les causes établies, le déroulement des événements ou les conséquences en termes d'irradiation des populations. Le raisonnement spontané est analogique et non discriminant. L'heuristique de la représentation repose sur la ressemblance avec des stéréotypes. Une expérience célèbre de Kahneman et Tversky en est à l'origine. Soit l'énoncé suivant : Linda est âgée de 33 ans, célibataire, franche et brillante. Elle est licenciée en philosophie. Lorsqu'elle était étudiante, elle était très concernée par les questions de discrimination et de justice sociale et a aussi participé à des manifestations contre le nucléaire. Rangez par probabilité décroissante l'activité qu'exerce Linda : institutrice, libraire et pratiquante de yoga, active dans un mouvement féministe, travailleur social, membre de la ligue des électrices responsables, employée de banque, vendeuse d'assurances, employée de banque et active dans un mouvement féministe. La plupart des étudiants placent la dernière réponse devant l'antépénultième. Pourtant, il est logiquement plus probable d'être employée de banque qu'être employée de banque et militante féministe, cette dernière catégorie étant un sous-ensemble de la population féminine des employés de banque. L'heuristique de la représentation revient à confondre fréquence et plausibilité. En conséquence, nous sommes capables de trouver des régularités et des tendances là où il n'y en a pas. Deux accidents se succédant à faible intervalle dans le temps seront interprétés comme une dégradation sensible de la sûreté nucléaire, alors que leur occurrence rapprochée n'est due qu'au hasard. Ce phénomène est à rapprocher d'un autre biais qui nous leurre souvent : la généralisation à partir de petits nombres. Nous n'attendons pas la répétition tendant vers l'infini, ni même d'une centaine de fois d'un événement peu probable pour en déduire sa probabilité d'occurrence.

Un mot sur les très petites probabilités pour terminer cette liste de biais de perception des fréquences jouant en défaveur du nucléaire. 0,00001 ou des valeurs plus petites encore sont des grandeurs difficiles à appréhender. De même que des milliards de milliards sont des chiffres difficilement appréciables, souvent faute de repères concrets auxquels les rapporter, diviser 1 par des centaines de milliers n'a pas beaucoup de sens pour l'homme de la rue. Cass Sunstein, professeur de droit à Harvard, s'est livré à une expérience intéressante. Il a demandé à ses étudiants combien ils seraient prêts à payer au maximum pour éliminer un risque de cancer de un sur 100.000 et de un sur 1 million. Il a aussi présenté le problème de

---

<sup>40</sup> Voir Kahneman et, surtout, Sunstein et Zeichner, *Overreaction to fearsome risks*, 2008.

façon un peu différente en ajoutant que «le cancer est une maladie horrible et très douloureuse, car il ronge les organes internes de l'organisme». Avec la première formulation, les étudiants sont bien prêts à dépenser plus s'il s'agit de sauver un individu sur 100.000 que s'il s'agit d'en sauver un sur un million. En revanche, la différence n'est plus significative lorsque l'on cherche à les émouvoir. L'émotion fait oublier le dénominateur, même à des étudiants qui ont des connaissances de base sur les fractions et les probabilités ! Pour l'économiste, la perception biaisée des très petites fréquences est très étrange. La réaction des individus est à des années-lumière du raisonnement marginaliste, fondement des modèles économiques. L'économiste est désarçonné, car une diminution d'un risque de  $5.10^{-4}$  à  $10^{-4}$  ne sera pas perçue, même si ce progrès a demandé du temps et des moyens.

En pratique, si la puissance publique souhaite rassurer les concitoyens que le risque nucléaire inquiète, il lui sera difficile de faire valoir un progrès dans la sûreté des réacteurs. A ce titre, il semble plus efficace d'insister sur les bénéfices. Slovic et un coauteur ont en effet remarqué que la perception des risques était corrélée négativement avec la perception des bénéfices. Si les bienfaits d'une activité sont considérés comme élevés, les risques seront perçus comme faibles et réciproquement ; inversement, si les risques sont perçus comme élevés, les bienfaits seront considérés comme faibles. Plus prosaïquement, lorsque que j'aime quelque chose, j'en sous-estime les risques, lorsque je ne l'aime pas, j'en sous-estime les bénéfices. Il semble que le gaz de schiste bénéficie aujourd'hui aux Etats-Unis de cette corrélation négative. Très attachés à la sécurité et à l'indépendance énergétique et très convaincus du bénéfice économique pour le pays d'une énergie bon marché, les américains sous-estiment les risques liés à l'exploitation de cette ressource.

Contrairement aux très petites probabilités, le zéro est compris par tous. Lorsque l'on fait appel à leurs émotions, les individus semblent prêts à dépenser des sommes considérables pour éradiquer complètement le risque. Dans le domaine nucléaire, la décision de l'Allemagne de fermer ses réacteurs à la suite de la catastrophe de Fukushima Daiichi en témoigne (voir partie 4). Les estimations économiques chiffrent la perte consécutive à cette décision de fermeture anticipée entre 15 et 40 milliards d'euros<sup>41</sup>.

Bref, quelle que soit la façon dont les biais de perception sont abordés par les psychologues, ils sont défavorables au nucléaire. Ils s'ajoutent et se renforcent les uns les autres, amplifiant ainsi la probabilité perçue d'accident. Deux conséquences majeures pratiques en découlent. En premier lieu, un risque de surinvestissement en sécurité existe. Pour qu'il se réalise, il suffit que la puissance publique suive le mouvement, soit parce que les élus ont intérêt à accéder aux demandes de leurs électeurs, soit parce que la perception des probabilités par les décideurs publics n'est pas différente de celle des personnes privées. En second lieu, les choix entre investissements alternatifs sont distordus. En raison de son caractère effroyable, le risque perçu d'accident nucléaire est bien plus amplifié que celui des productions alternatives d'électricité. L'OCDE a réalisé en 2010 une étude sur l'évaluation comparée des accidents graves (i.e., entraînant plus de cinq morts). Son recensement porte sur le monde entier, entre

---

<sup>41</sup> Voir S. Douguet et F. Lévêque, The economic loss of the early retirement of nuclear power plants, [energypolicyblog.com](http://energypolicyblog.com), 18 février 2012

1969 et 2000. En termes de nombre de décès et d'accidents, le charbon arrive en tête, très, très loin devant le nucléaire<sup>42</sup>. Le perceviez-vous ainsi, alors que la liste des accidents au cours de cette période comprend l'explosion du réacteur de Tchernobyl ? Sans doute pas, comme la majorité des gens. Si la puissance publique conduit son action sur les probabilités perçues, ses décisions peuvent finalement aller à l'encontre d'un objectif de réduction des risques et des pertes en vies humaines.

Une illustration simple du double effet de l'aversion au risque effroyable est fournie par les décisions prises à la suite des attentats terroristes du 11 septembre. Pendant les trois mois qui ont suivi la catastrophe, les Américains ont moins utilisé l'avion et plus la voiture. Gerd Gigerenzer, un psychologue allemand de grand renom, a montré que ce changement de comportement s'est traduit par un nombre supplémentaire de décès sur la route, supérieur aux 265 passagers morts dans les avions détournés.. Les images effroyables de l'effondrement des tours jumelles du World Trade Center devenues plus lointaines, la déformation subite des probabilités a dû partiellement s'effacer. En revanche, nous subissons tous encore un effet de long terme du 11 septembre quand nous empruntons l'avion. Patienter dans la queue devant le contrôle pour rejoindre la salle d'embarquement, retirer nos ceintures et nos chaussures, vider nos poches, sortir les ordinateurs des bagages à main, se débarrasser des bouteilles d'eau, mettre sous sac plastique les flacons de liquide, faire sonner le portique car on a oublié de sortir les clés de sa poche, se laisser palper par des inconnus sont autant de désagréments que subissent les passagers aériens de toute la planète. Sans parler du renchérissement des taxes aéroportuaires consécutif à cette inflation des mesures de sécurité. Il semble qu'elles aient été poussées trop loin au regard de l'infime niveau du risque encouru<sup>43</sup>.

En conclusion, nous avons le sentiment que les probabilités perçues d'accident nucléaire resteront durablement écartées des probabilités avancées par les experts. Les travaux de psychologie expérimentale sur l'amplification des risques pour les événements peu probables nous semblent convaincants. L'accident de Fukushima Daiichi devrait longtemps produire ses effets déformants, d'autant qu'il sera régulièrement rappelé à nos mémoires - ne serait-ce qu'à l'occasion des avancées ou des constats de manques dans le traitement des nombreux problèmes qui restent pendants (décontamination des sols, suivi sanitaire des populations, démantèlement des réacteurs, traitements des déchets, etc.). Il faudra aussi beaucoup de détermination politique pour éviter de tomber dans le syndrome du contrôle renforcé des passagers dans les aéroports.

---

<sup>42</sup> Au total, 80.250 personnes ont péri dans 1870 accidents. Quel est l'accident qui a entraîné le plus de décès ? L'explosion de la centrale ukrainienne ? Non, la rupture du barrage chinois de Banquiao/Shimantan en 1975. Cet accident, ignoré de tous sauf des habitants de la région, a coûté la vie à 30.000 personnes. Rappelez-vous comme nous l'avons vu au début de cette partie, que le nombre de décès à Tchernobyl ne dépassait pas 60 et que 20.000 était une estimation haute des décès différés. Même si l'étude OCDE avait considéré ces décès induits, les accidents graves survenus dans la filière charbon sur cette période se sont soldés par un nombre supérieur de morts. De plus, il faudrait en toute rigueur comptabiliser aussi les décès différés du charbon pour le comparer ainsi au nucléaire.

<sup>43</sup> De plus, il semble à de nombreux observateurs qu'elles soient peu efficaces.

## La magie bayésienne

Un pasteur anglais presbytérien et un mathématicien français ont forgé une clef magique qui permet tout à la fois de réviser son jugement probabiliste, de raisonner en probabilité sans être statisticien, de réconcilier probabilité raisonnée et probabilité perçue, de combiner fréquence observée et probabilité calculée, et de prédire la probabilité de l'événement suivant.

### *La règle de Bayes-Laplace*

Thomas Bayes est le premier à avoir employé la notion de probabilité conditionnelle que Pierre-Simon Laplace a généralisée. Nous avons brièvement présenté cette notion dans le premier chapitre à propos de l'escalade dans la gravité d'un accident nucléaire : quelle est la probabilité d'un largage massif d'éléments radioactifs en cas de fusion de cœur d'un réacteur, c'est-à-dire sachant que la fusion de cœur s'est produite. Cette probabilité se note par une barre verticale  $p(\text{rejet} \mid \text{fusion})$ . De façon générale, A et B étant deux événements, la probabilité conditionnelle s'écrit  $p(A \mid B)$  et se lit «probabilité de A sachant B». Ou, soyons plus précis, non pas *la* mais *une des deux* probabilités conditionnelles ; comme on s'intéresse à deux événements, on peut en effet également formuler la probabilité conditionnelle  $p(B \mid A)$ , c'est-à-dire la probabilité de B sachant A. Dans l'exemple de la fusion de cœur et du largage radioactif,  $p(\text{fusion} \mid \text{rejet})$  est pratiquement égale à 1 : à quelques exceptions près (e.g., mise hors d'eau des barres de combustible usé) il n'y a pas de rejet massif possible si le cœur du réacteur n'a pas fondu.

## Règle de Bayes et probabilités conditionnelles

La règle de Bayes-Laplace, plus fréquemment nommée règle de Bayes, permet de relier par une équation les deux probabilités conditionnelles. Elle s'écrit en effet :

$$(1) p(A|B) = p(A)[p(B|A)/p(B)]$$

Elle se lit « la probabilité de A sachant B est égale à la probabilité de A multipliée par la probabilité de B sachant A divisée par la probabilité de B ».

Elle peut encore s'écrire :

$$(2) p(A|B) = [p(A)p(B|A)]/[p(A)p(B|A) + p(\text{non } A)p(B|\text{non } A)]$$

Cette formule est classiquement illustrée par des exemples médicaux. Soient les données suivantes du problème :

- (a) La probabilité d'être atteint d'un cancer pour individus qui se présentent à un examen radiographique est de 0,01, i.e.,  $p(\text{cancer})=0,01$
- (b) Si un individu est atteint d'un cancer, la probabilité que l'examen soit positif est de 0,8 i.e.,  $p(\text{positif}|\text{cancer})=0,8$
- (c) Si un individu n'est pas atteint de cancer, la probabilité que l'examen soit positif est de 0,1 i.e.,  $p(\text{positif}|\text{pas de cancer})=0,1$

Quelle est la probabilité qu'un individu soit atteint de cancer si l'examen est positif (i.e.,  $p(\text{cancer}|\text{positif})$ )?

En appliquant l'équation (2), on trouve 0,075 <sup>44</sup>.

La règle de Bayes rappelée dans l'encadré précédent est la clef du raisonnement inductif. Montrons comment.

Le lecteur étant sans doute plus familier de la notion de déduction que de celle d'induction, commençons par opposer les deux approches. La déduction procède du général au particulier : « Tous les chiens ont quatre pattes, Milou, Pongo, Rintintin et Rantanplan sont des chiens, donc ils ont quatre pattes ». A l'inverse, l'induction généralise à partir de faits ou de données empiriques : « Milou, Pongo, Rintintin et Rantanplan sont des chiens. Ils ont quatre pattes, donc tous les chiens ont quatre pattes ».

Une simple égalité permet de saisir la puissance inductive de la règle de Bayes. Désignons l'événement A comme une hypothèse notée H, et l'événement B comme une donnée observée

---

<sup>44</sup>  $p(\text{cancer}|\text{positif}) = [p(\text{cancer}) \times p(\text{positif}|\text{cancer})] / [p(\text{positif}|\text{cancer})p(\text{pas de cancer}) + p(\text{positif}|\text{pas de cancer})p(\text{pas de cancer})] = [0,01 \times 0,8] / [0,01 \times 0,8 + 0,99 \times 0,1] = 0,075$ .

$d$ .  $p(A|B)$  devient la probabilité que l'hypothèse  $H$  soit vraie, sachant que  $d$  est observée et la règle de Bayes s'écrit :

$$p(H|d) = p(H)[p(d|H)/p(d)]$$

La probabilité conditionnelle  $p(d|H)$  est l'expression même du raisonnement *déductif*. Elle indique la probabilité qu'une donnée  $d$  soit observée quand l'hypothèse  $H$  est vraie. Le raisonnement part d'une hypothèse délivrée par la théorie pour arriver à la probabilité d'une observation. Par exemple, la théorie moderne de la physique implique qu'il existe une particule sans masse, le neutrino. Depuis les travaux du physicien Wolfgang Pauli, tout le monde est parti à sa recherche. En raccourci, si la théorie est juste, elle devrait alors produire tel effet. La probabilité conditionnelle  $p(H|d)$  qui exprime le raisonnement *inductif* suit un chemin inverse. Elle indique la véracité d'une hypothèse, si une donnée  $d$  a été observée. Cette fois, on part de l'observation pour en inférer le degré de certitude d'une hypothèse. La chute d'une pomme sur la tête, si on s'appelle Isaac Newton, peut conduire à l'hypothèse de la gravitation universelle. On remonte de l'effet à la cause.

L'égalité précédente permet également de comprendre comment la règle de Bayes offre un moyen de réviser un jugement à la lumière d'éléments nouveaux.

Au départ, seule la probabilité générale, ou *a priori*, est connue,  $p(H)$  ; elle peut être fondée sur des données objectives passées, sur des théories scientifiques ou encore sur des croyances subjectives. Un élément nouveau qui change la donne est ensuite porté à la connaissance de l'individu. Grâce à la règle de Bayes, une nouvelle probabilité, *a posteriori* - la probabilité que  $H$  soit vraie sachant que l'élément  $d$  a été mis en lumière -, peut être calculée ; elle dépend de la probabilité *a priori*,  $p(H)$ , et du multiplicateur,  $[(p(d|H)/p(d))]$ . La probabilité inverse,  $p(d|H)$ , est la probabilité d'observer la donnée  $d$  sachant que  $H$  est vérifiée.  $p(d)$  est la probabilité d'observer la donnée  $d$ <sup>45</sup>, elle porte souvent le nom de vraisemblance. C'est ce multiplicateur qui va conduire à réviser plus ou moins fortement la probabilité *a priori*. Remarquons par exemple que lorsque l'observation n'apporte rien,  $p(d|H)$  est égal à  $p(d)$ , le multiplicateur est égal à un et la probabilité *a priori* n'a donc pas à être révisée. Intuitivement, si  $d$  et  $H$  n'ont aucun rapport, observer  $d$  ne doit pas faire changer d'avis sur le degré de certitude placé dans  $H$ . Remarquons aussi que lorsque l'observation est plus probable quand l'hypothèse est vraie,  $p(d|H)$  est plus grande que  $p(d)$ , le multiplicateur est supérieur à 1, la révision se fait alors à la hausse. En d'autres termes, si  $d$  et  $H$  vont de pair, je dois réviser à la hausse mon appréciation de l'hypothèse. Inversement, lorsque l'observation est moins probable quand l'hypothèse est vraie  $p(d|H)$  est plus petite que  $p(d)$ , le multiplicateur est inférieur à 1, la révision se fait alors à la baisse. En d'autres termes, si  $d$  et  $H$  s'opposent, je dois réviser à la baisse mon appréciation de l'hypothèse. Notons enfin que la probabilité *a posteriori* calculée à partir d'un premier élément nouveau peut elle-même servir de probabilité *a priori* pour le calcul d'une nouvelle probabilité *a posteriori* tenant compte d'un autre nouvel élément. Et ainsi de suite. Les nouveaux éléments s'accumulant, la probabilité *a posteriori* est de moins en moins déterminée par la probabilité *a priori* initiale.

---

On voit ainsi que la règle de Bayes permet de recourir au calcul de probabilités lorsque le nombre d'observations est faible. L'absence de données est même envisageable, la probabilité *a priori* restant alors non modifiée. Par exemple, vous n'avez pas tiré à pile ou face avec la pièce que vous tend le joueur adverse, ni peut-être même avec aucune pièce de toute votre vie. Si vous ne savez pas si la pièce est biaisée et si votre adversaire n'a pas une mine que vous trouvez patibulaire, vous choisirez 1/2 comme probabilité subjective de départ et vous resterez sur cette valeur si la partie doit s'interrompre avant même d'avoir commencé.

*Avons-nous la bosse des statistiques ?*

L'analyse bayésienne vient d'être présentée comme un mécanisme assez intuitif de l'induction et de la révision de jugement. Pourtant, l'application de la règle sur laquelle elle repose n'est pas aisée. Le chapitre précédent a déjà montré que les étudiants des universités américaines de *Ivy League* donnaient de mauvaises réponses à des calculs de probabilités beaucoup plus simples. La négligence du dénominateur qui semble si répandue va jusqu'à faire douter de la compréhension par tout un chacun de la notion de probabilité elle-même. Celle-ci est communément définie par une fréquence, le ratio du nombre de cas observés sur le nombre de cas possibles. A quoi une probabilité peut-elle ressembler si l'on oublie le dénominateur ? A rien.

Avec les travaux de psychologie expérimentale, le débat classique sur la rationalité ou l'irrationalité de l'homme dans ses prises de décisions s'est déplacé sur le terrain de l'esprit statistique. Sommes-nous capables de raisonner en probabilités <sup>46</sup>? La réponse de la plupart des expérimentateurs est sans appel. Kahneman et Tversky résument ainsi leur position «Dans leurs prédictions et jugements en incertitude, les gens ne semblent pas suivre le calcul des probabilités ou la théorie statistique. A la place, ils s'appuient sur un nombre limité d'heuristiques qui parviennent parfois à des jugements raisonnables, et conduisent d'autres fois à des erreurs fatales et systématiques». Pour Paul Slovic, notre absence de capacité probabiliste est un état de fait : «[l'homme] n'a pas développé un esprit en mesure de se coller conceptuellement à l'incertitude». Il est rejoint par le célèbre scientifique de l'évolution Stephen Jay Gould. Après avoir examiné les travaux du prix Nobel d'économie de 2002 et de son principal coauteur, il conclut que «Tversky et Kahneman argumentent, correctement je crois, que nos cerveaux ne sont pas construits (pour quelque raison que ce soit) pour travailler avec les règles de probabilité».

Dans ces conditions, le raisonnement bayésien semble encore plus hors d'atteinte. Le cas du test médical décrit précédemment a été soumis à des médecins et à des étudiants en médecine américains. L'écrasante majorité d'entre eux ont répondu que les chances d'être malade si le test se révèle positif étaient comprises entre 70 % et 80 %, soit un facteur 10 d'écart avec la bonne réponse : 7,5% ! Une enquête en Allemagne a montré que les conseillers SIDA se prenaient de la même façon les pieds dans le tapis avec le raisonnement Bayésien. Après

---

<sup>46</sup> Attention, le débat ne porte pas sur l'innombrabilité, la déficience cousine de l'illettrisme pour les nombres. Rappelons que les expérimentations que nous avons relatées portent sur des populations éduquées - étudiants ou diplômés de l'université.

communication des données pour calculer la probabilité qu'une personne dont le test a été positif soit porteuse du virus, les personnes interrogées ont fourni une réponse très proche de 1, alors que la solution juste est d'environ seulement un cas sur deux. Si vous croyez être malade et décidez de subir des examens, choisissez un médecin formé à l'analyse statistique !

Bref, l'affaire semble entendue. Comme l'affirment D. Kahneman et Tversky «Dans son évaluation des preuves, l'homme n'est pas un bayésien imparfait, il n'est pas bayésien du tout<sup>47</sup>». Les participants aux expérimentations résistent même aux tentatives des expérimentateurs pour les corriger et les former. Cette réaction est comparable à celle qu'engendrent des effets d'optique, face auxquels, tout en sachant qu'il s'agit d'illusions, nous continuons de prendre une bosse pour un creux ou de voir une aire plus petite ou plus grande qu'elle n'est.

Dans les années 1990, Gerd Gigerenzer s'est opposé fermement à cette façon de voir. Selon ce psychologue allemand l'homme ne serait pas sourd au raisonnement statistique. Contrairement à Gould, il défend l'idée que l'esprit humain a évolué en intégrant des algorithmes bayésiens. Cependant, la mobilisation de ces derniers nécessite des formulations concrètes, proches de leur format internes, ce à quoi semble parvenir la forme naturelle de fréquences et non les probabilités.

### **Une autre présentation de la règle de Bayes**

Les personnes se trompent dans le calcul bayésien car le problème leur est mal présenté. Elles commettent incomparablement moins d'erreurs si les données sont formulées sous forme de fréquences non normalisées au lieu de fréquences exprimées en pourcentages ou de valeurs comprises entre 0 et 1.

Le cas de l'examen médical devient alors :

- (a) 10 patients sur 1000 qui se présentent à l'examen sont atteints d'un cancer
- (b) 8 patients sur 10 atteints d'un cancer ont un examen positif
- (c) 99 des 990 patients qui ne sont pas atteints d'un cancer ont un examen positif

Imaginez un nouvel échantillon de patients dont le test s'est révélé positif, à quel nombre de patients atteints d'un cancer vous attendez-vous ?

Il est alors facile de procéder au raisonnement suivant : 8 personnes avec un test positif ont un cancer et 99 personnes avec un test positif n'ont pas de cancer, soit 107 personnes dont le test est positif ; la proportion de personnes atteintes d'un cancer parmi celles dont le test est positif est donc de  $8/107$ , soit une probabilité de 0,075.

---

<sup>47</sup> D. Kahneman et Amos Tversky Subjective probability: a judgment of representativeness, in Judgements under uncertainty: heuristics and biases, D.Kahneman, P. Slovic et Amos Tversky editeurs, Cambridge University Press, 1982, p. 46.

Ainsi formulé, ce problème et de multiples variantes ont été expérimentés par Gigerenzer et ses collaborateurs, tant auprès de médecins, d'étudiants que de quidams. Ils ont ainsi pu mettre au point un apprentissage à la règle de Bayes de moins de deux heures, largement utilisé aujourd'hui en Allemagne dans la formation du personnel médical.

Depuis les travaux expérimentaux de Kahneman, Tversky et Gigerenzer, les sciences cognitives ont connu de nouvelles avancées, notamment en matière d'apprentissage du langage. Elles semblent pencher du côté d'un cerveau bayésien<sup>48</sup> et confortent ainsi le sentiment de Laplace exprimé deux siècles plus tôt dans la note introductive de son essai philosophique sur les probabilités : « La théorie des probabilités n'est au fond que le bon sens réduit au calcul : elle fait apprécier avec exactitude ce que les esprits justes sentent par une sorte d'instinct, sans qu'ils puissent s'en rendre compte ».

### *Le choix de la probabilité a priori*

Nous avons écrit plus haut que le choix du degré de certitude *a priori* de l'hypothèse pouvait reposer sur des données objectives passées, des théories scientifiques ou encore sur des croyances subjectives. Apportons quelques précisions et montrons l'influence du choix de l'*a priori* sur le degré de certitude *a posteriori*.

La règle de Bayes s'applique aussi bien au raisonnement statistique qu'à la logique probabiliste. Dans le premier cas, la valeur retenue pour l'*a priori* est fondée sur des observations. Par exemple, un dé a été lancé déjà dix fois, le 6 est apparu deux fois, et l'on s'apprête à lancer le même dé pour une nouvelle série, la probabilité d'un nouveau 6 (ou par raccourci l'*a priori*) est 2/10. On peut également, avant tout lancer, choisir une théorie comme celle posant comme équiprobable l'apparition de chacune des faces. Il ne s'agit déjà plus là d'une observation, mais d'une croyance. Elle suppose que le dé est parfaitement équilibré, ce qui n'est jamais le cas. L'équiprobabilité stricte d'1/6 est rarement observée, même au bout de milliers de lancers. Certains se sont amusés à le vérifier. Avec ce choix de l'*a priori*, on pose déjà un pied dans la logique probabiliste. L'équiprobabilité est l'hypothèse de départ la plus plausible quand on ne sait rien sur les propriétés du dé avec lequel on joue. De façon plus subjective, on peut aussi accorder au 6 une probabilité *a priori* de 1/10, car on se sait malchanceux ou dans un mauvais jour.

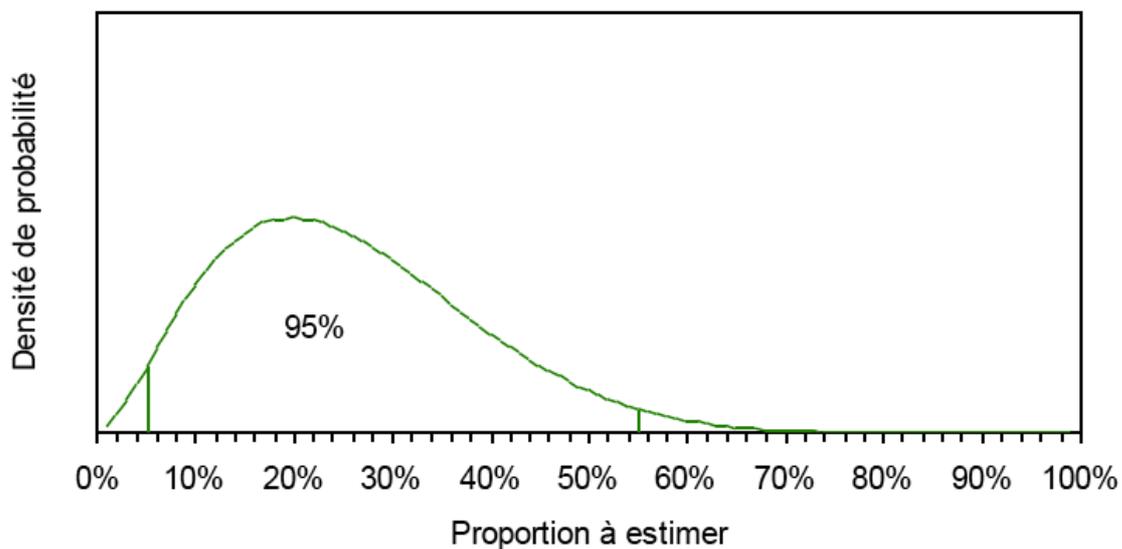
L'effet du choix de l'*a priori* est décrit visuellement dans l'encadré ci-dessous. Il montre que l'effet est nul dans deux cas seulement : soit les observations et mesures sont en nombre infini, soit les croyances sont vagues et toutes les issues sont équiprobables. Entre les deux, l'*a priori* exerce un poids plus ou moins grand.

---

<sup>48</sup> Voir Stanislas Dehaene, le cerveau statisticien : la révolution Bayésienne en sciences cognitives, Cours au Collège de France, 2011-2012.

## La révision bayésienne illustrée

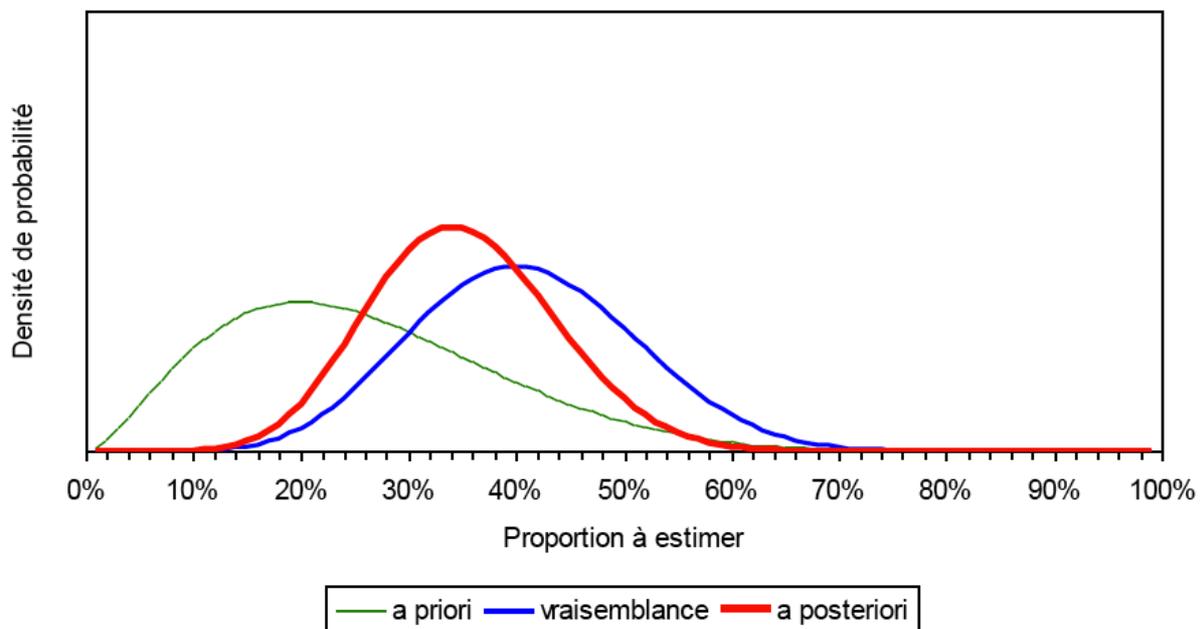
La figure 2 décrit une fonction de densité de probabilité<sup>49</sup>. Elle exprime votre jugement a priori sur la proportion de vos compatriotes qui partagent votre opinion sur le nucléaire. Selon vous, cette proportion se situe probablement (95 % de chances) entre 5 et 55 % et sa valeur la plus vraisemblable est 20 %. (95 %, car la surface sous la courbe est normalisée à 1 et les deux morceaux extrêmes en totalisent 5 % ; 20 %, car le sommet de la courbe s'observe pour cette valeur de l'abscisse.) Naturellement, quelqu'un d'autre sera peut-être plus sûr de lui que vous ne l'êtes, la courbe sera alors plus pointue ; inversement, une autre personne peut n'avoir d'idée a priori que très vague ; la courbe sera alors très plate.



Imaginez maintenant qu'un de vos amis se soit livré à un mini-sondage auprès de son entourage. Sur les vingt personnes qu'il a interrogées, huit se sont montrées de votre avis, soit 40 %. Avec quelques connaissances statistiques il est possible de définir une fonction qui résume les résultats de cette enquête : la fonction dite de vraisemblance. Sa densité est indiquée dans la figure par la courbe bleue. Si le nombre de personnes interrogées avait été plus grand, cette courbe aurait été plus pointue. Comme chacun le sait, les résultats des sondages sont d'autant moins incertains que l'effectif de la population sondée est élevé.

Vous êtes maintenant en mesure de réviser votre jugement initial en appliquant la règle de Bayes. Il suffit de multiplier les deux fonctions précédentes. La courbe rouge de la figure 3 est la nouvelle fonction de densité qui exprime la proportion de vos compatriotes qui ont la même opinion que vous sur le nucléaire *connaissant* les résultats du mini-sondage de votre ami.

<sup>49</sup> Figure extraite du dossier Bayes Fastoche d'Emmanuel Grenier.



Observez que votre a posteriori est moins incertain que votre a priori, puisque la courbe rouge est moins plate que la courbe verte. Rien d'étonnant à cela, parce que de nouvelles informations permettent d'affermir un jugement. Remarquez aussi que l'observation l'emporte sur l'a priori : le pic de l'a posteriori est à 34 %, une valeur plus proche de 40 % que de 20 %. Sachez enfin que, si le sondage avait concerné un plus grand nombre de personnes, la courbe rouge de l'a posteriori aurait collé de plus près encore à la courbe bleue par ailleurs devenue plus pointue. La vraisemblance aurait exercé un poids encore plus grand par rapport à l'a priori. A la limite, quand les observations ont été réalisées en très grand nombre, par répétitions multiples de l'événement ou grâce à une enquête quasi-exhaustive, le choix de l'a priori n'a plus d'effet sur l'a posteriori. Il est indifférent.

Inversement, que se passe-t-il quand l'a priori est modifié ? Si votre a priori est marqué d'une plus grande incertitude (i.e., courbe verte plus plate), il exercera une moindre influence sur l'a posteriori dont la forme ressemblera de près à la vraisemblance (i.e., courbe bleue). L'a priori perd du poids. Au point que si vous n'avez strictement aucune idée au départ de la façon dont votre opinion est partagée (i.e., une courbe horizontale d'un bout à l'autre), cet a priori n'influencera pas l'a posteriori ; il sera strictement calqué sur la vraisemblance -une droite horizontale ne déforme pas par multiplication la fonction de densité de la vraisemblance. Cette absence de poids de l'a priori est obtenue de la même façon qu'avec l'équiprobabilité pour le lancer de dés. Quand vous ne savez rien sur son déséquilibre, l'a posteriori sera influencé uniquement par les lancers, non par votre croyance initiale.

La règle bayésienne a accompli dans le cas décrit dans l'encadré un de ses nombreux tours de magie : elle réconcilie probabilité perçue et probabilité raisonnée. A une perception de départ sur la plausibilité d'une hypothèse ou sur la probabilité d'un événement, elle combine une probabilité calculée fondée sur de nouveaux éléments de connaissance.

## Prédire la probabilité de l'événement d'après

Le soleil se lèvera-t-il demain ? Pas sûr, selon Laplace. Il estime la probabilité pour qu'il ne se lève pas à  $1/1.826215$  !. Il applique dans cet exemple - qui lui a valu beaucoup de moqueries et de critiques - une formule générale qu'il a lui-même mise au point. Celle de la prédiction de l'événement d'après fondée sur la règle de Bayes.

Le problème de succession peut se formuler de la façon abstraite suivante : quelle est la chance de tirer une boule rouge d'une urne au  $n + 1^{\text{ème}}$  tirage, sachant que les  $n$  précédents tirages ont produit  $k$  boules rouges ? Ou alors, question plus concrète traitée dans la section suivante, sachant que le parc mondial de réacteurs a connu onze fusions de cœur en 14.400 années-réacteur, quelle est la probabilité qu'une nouvelle fusion de cœur se produise demain?

Votre réponse intuitive à la question du tirage d'après est sans doute  $k/n$ . Vous vous dites : dans le passé,  $k$  boules rouges ont été tirées de l'urne parmi  $n$  tirages, la même proportion vaut aussi pour demain. La solution n'est pas sotte, mais il y en a une meilleure. D'un point de vue mathématique, votre réponse ne marche pas si  $n$  est égal à 0<sup>50</sup>. Vous ne pouvez donc pas utiliser cette formule pour déterminer la probabilité du premier événement, par exemple une fusion de cœur avant qu'un accident ait jamais eu lieu. Le recours à cette formule implique que vous ne fondez votre jugement que sur les observations. Comme Saint Thomas, vous ne croyez que ce que vous voyez. Or vous avez peut-être mené des expériences antérieures (cas assez peu vraisemblable, nous vous l'accordons, pour le tirage de boules dans une urne !) ou vous avez peut-être le sentiment que la personne qui a placé l'urne sur la table veut vous gruger. Bref, vous ne vous appuyez pas sur votre a priori, vous ne raisonnez pas de façon bayésienne.

Pierre-Simon Laplace répond au problème de la succession par la règle de Bayes. Elle ne porte pas alors ce nom ; Laplace la réinvente car il n'a sans doute jamais eu connaissance des travaux du pasteur anglais. Le mathématicien français part donc d'un a priori. Lequel ? Il considère qu'il y a deux seules issues possibles : tirer une boule rouge ou tirer une boule non rouge, et que chacune a autant de chance de se réaliser que l'autre, soit une probabilité de  $1/2$ . Il parvient ainsi à la formule  $(k+1)/(n+2)$ . Par exemple, si cinq tirages ont été réalisés et qu'une boule rouge a été tirée une seule fois, la probabilité prédite par la formule pour le 6<sup>ème</sup> tirage est de  $(1+1) / (5+2)$ , soit  $2/7$ , soit encore 0,286. Ou, pour reprendre l'exemple du soleil<sup>51</sup>, Laplace remonte à la plus ancienne époque de l'histoire, 5000 ans, soit 1.826214 jours, soit 1.826.213 levers de soleil réussis sur 1.826.213. La probabilité qu'il se lève aussi demain est donc de  $(1.826.213+1)/(1.826213+2)$  et la probabilité qu'il ne se lève pas  $1-(1.826.213+1)/(1.826.213+2)$ , soit une chance sur 1,8 million.

---

<sup>50</sup> Si  $n$  est égal à zéro,  $k$  est égal à zéro, et zéro divisé par zéro est indéterminé.

<sup>51</sup> «On trouve ainsi qu'un événement étant arrivé de suite, un nombre quelconque de fois ; la probabilité qu'il arrivera encore la fois suivante, est égale à ce nombre augmenté de l'unité, divisé par le même nombre augmenté de deux unités. En faisant, par exemple remonter la plus ancienne époque de l'histoire, à cinq mille ans, ou à 1826213 jours, et le soleil s'étant levé constamment dans cet intervalle, à chaque révolution de vingt-quatre heures; il y a 1826214 à parier contre un, qu'il se lèvera encore demain» p. 23 Essai philosophique sur les probabilités, 1825.

Laplace fait comme si deux tirages virtuels avaient été réalisés en plus des vrais tirages, l'un donnant une boule rouge, l'autre une boule non rouge. D'où l'explication intuitive simple de l'origine de sa formule : ajouter 2 à  $n$  au dénominateur, car il y a eu deux tirages virtuels, ajouter 1 à  $k$  au numérateur, car il y a eu un tirage virtuel de boule rouge. L'exemple du soleil est de ce point de vue malencontreux. La vertu de l'a priori réside dans son choix judicieux. Laplace est un astronome de grand talent, or il choisit un a priori comme s'il ignorait tout de la mécanique céleste, comme s'il ne disposait d'aucune connaissance sur le mouvement du soleil autre que le nombre de ses apparitions.

Le choix de l'a priori pour prédire le tirage d'une boule rouge le coup d'après est mieux réussi. Il augure de ce que Keynes appellera le principe d'indifférence : quand il n'existe aucune raison de penser a priori qu'une issue est plus probable qu'une autre, l'équiprobabilité s'impose. Dès lors qu'aucun indice ne laisse supposer un biais, la probabilité a priori d'obtenir face en lançant une pièce est d' $1/2$ , la probabilité a priori d'obtenir un 3 en faisant rouler le dé est de  $1/6$ , etc. La probabilité d' $1/n$  prend tout son sens lorsqu'aucune connaissance antérieure ni aucune expertise ne laisse penser qu'une issue parmi les  $n$  possibles est plus probable qu'une autre.

Grâce au progrès de la théorie des probabilités, il est aujourd'hui possible de faire mieux que la formule de Laplace pour apporter une réponse au problème de la succession. La solution découverte par le mathématicien français,  $(k+1) / (n+2)$ , est devenue le cas particulier d'une formule plus générale. Celle-ci est toujours le résultat d'un raisonnement bayésien, mais elle présente le gros avantage d'introduire un paramètre qui exprime la force de l'a priori par rapport aux observations et aux connaissances nouvelles. Pour les deux valeurs extrêmes de ce paramètre, soit votre croyance dans l'a priori est tellement forte que rien ne vous fera changer d'avis - l'a posteriori reste collé à l'a priori - soit votre croyance dans l'a priori est tellement faible que le moindre élément nouveau va l'annihiler - l'a posteriori ne repose que sur l'élément nouveau.

Dans cette version moderne, l'espérance de la probabilité de tirer une boule rouge au  $n + 1^{\text{ème}}$  tirage, s'écrit  $(k+st) / (n+s)$ , où  $t$  est la probabilité espérée a priori, par exemple 0,5 pour l'équiprobabilité, et  $s$ , le paramètre qui mesure la force de l'a priori. Les deux tirages virtuels dont un réussi ajoutés par Laplace sont ici remplacés par  $st$  tirages virtuels (avec  $t < 1$ ) dont  $s$  sont réussis. Autrement dit, on retrouve la formule de Laplace pour  $s=1$  et  $t=1/2$ . Remarquez que lorsque  $s=0$ , l'a posteriori, c'est-à-dire la probabilité de tirer une rouge au  $n+1^{\text{ème}}$  tirage devient  $k/n$ . Seules les observations comptent. A l'opposé, si  $s$  tend vers l'infini, l'a posteriori tend vers l'a priori<sup>52</sup>. Seul l'a priori compte.

La formule générale,  $(k+st) / (n+s)$ , correspond au pic d'une courbe analogue à la courbe bleue de la figure 3. De même, la valeur  $t$  est le pic de la courbe verte dans la même figure. La règle bayésienne s'applique en effet ici à des fonctions. La probabilité a priori et la probabilité sont toutes deux des variables aléatoires dont on connaît seulement la distribution et les

---

<sup>52</sup> Pour  $s$  très grand, pour le dénominateur  $n$  est négligeable devant  $s$  et pour le numérateur  $k$  devient négligeable devant  $st$ , le ratio est proche de  $t$ , la probabilité espérée initiale.

paramètres classiques (e.g., espérance, variance)<sup>53</sup>. La bonne valeur n'est pas précisément connue. Elle est seulement estimée par des formulations comme « il y a 95 % de chance que la valeur recherchée soit comprise entre 0,3 et telle 0,6 ». Le paramètre  $s$  qui exprime la force de l'a priori peut être alors interprété comme l'incertitude de l'a priori. Plus  $s$  est grand, plus la courbe est pointue, plus  $s$  est petit, plus la courbe est plate (mathématiquement,  $1/s$  est proportionnel à la variance qui mesure la dispersion autour de la moyenne de la fonction a priori). Cette propriété permet de quantifier finement les avis d'experts. Ils peuvent être interrogés sur la mesure la plus probable a priori d'un phénomène (i.e.,  $t$ ), mais aussi sur leur force de conviction (i.e.,  $s$ ). Ainsi, deux experts pourront déclarer qu'ils estiment à 0,1 la probabilité de largage d'éléments radioactifs dans l'environnement en cas de fusion de cœur, mais l'un sera très ferme sur sa conviction avec une valeur de  $s$  égale à 10 et l'autre, très incertain dans son jugement, accordera une valeur de 0,5 à  $s$ .

Une propriété intéressante de cette solution au calcul de la probabilité de l'événement d'après est qu'elle permet de comprendre le lien entre la probabilité perçue et la probabilité objective communiquée. Au départ, vous disposez seulement de votre a priori subjectif (i.e., la probabilité espérée  $t$ ), on vous informe objectivement que  $k$  boules rouges ont été tirées en  $n$  tirages (i.e., probabilité espérée de  $k/n$ ), votre perception du coup d'après est alors donnée par l'a posteriori (i.e., la probabilité espérée de  $(k+st) / (n+s)$ ) qui combine les deux éléments précédents. En d'autres termes, on considère ainsi la probabilité perçue comme la révision de la probabilité a priori tenant compte de la probabilité objective communiquée. Cette interprétation est fructueuse car elle livre une explication théorique<sup>54</sup> à la perception biaisée des petites probabilités et des grandes probabilités. Il existe en effet une relation linéaire entre l'espérance de la probabilité perçue  $(k+st) / (n+s)$  et l'espérance de la probabilité objective communiquée  $k/n$ . Lorsque  $k/n < t$ , la probabilité perçue est plus grande que la probabilité objective, et inversement lorsque  $k/n > t$  la probabilité perçue est plus petite que la probabilité objective.

*Quelle est la probabilité d'une fusion de cœur demain dans le monde ?*

Après la catastrophe de Fukushima Daiichi, deux opposants à l'énergie nucléaire publient dans un quotidien<sup>55</sup> leur estimation du risque d'accident majeur. Tous deux ont une solide formation scientifique : l'un Bernard Laponche est physicien nucléaire, et l'autre, Benjamin Dessus, ingénieur et économiste. ; Tous deux ont débuté leur carrière au CEA. Ils prétendent que «D'ici trente ans, la probabilité d'un accident majeur est [...] de plus de 100 % en Europe». De 129 %, plus précisément. Bigre, une probabilité plus grande que un ! Comme si la certitude d'un accident n'était pas suffisante pour frapper les imaginations, nos deux compères ont inventé le plus certain que certain. Se sont-ils inspirés des techniques publicitaires des lessiviers qui prétendent avoir mis au point des poudres à laver rendant le linge plus blanc que blanc ?

---

<sup>53</sup> On parvient à la formule générale en choisissant une loi de distribution beta de paramètres  $[(st, s(1-t))]$  pour la fonction a priori et une loi binomiale pour la fonction de vraisemblance. Dans ce cas, la fonction a posteriori est une loi beta de paramètres  $[st + k, s(1-t) + n - k]$ .

<sup>54</sup> Voir Kipp Viscusi.

<sup>55</sup> B. Dessus et B. Laponche, Libération 5 juin 2011, Accident nucléaire : une certitude statistique.

Plus sérieusement, d'où provient l'erreur ? Pas de leurs données, car elles sont justes. Le calcul de Dessus et Laponche repose sur un parc mondial de 450 réacteurs (dont 143 en Europe) qui a connu quatre fusions de cœur suivies d'un largage massif d'éléments radioactifs (Tchernobyl unité 4, Fuskushima Daiichi, unités 1,2 et 3) pour une durée de fonctionnement cumulée de 14.000 années-réacteur. La fréquence observée d'accident est donc de  $4/14.000$ , soit environ 0,0003. L'erreur provient d'une confusion entre le nombre attendu d'accidents sur trente ans et la probabilité d'accident. Le nombre attendu d'accidents pour une telle durée et pour une fréquence observée de 0,0003 est bien de 1,29 ( $30 \times 143 \times 0,0003$ ). Cependant, ce nombre n'est pas une probabilité. Le confondre avec une probabilité reviendrait à dire que dans une famille de quatre enfants la probabilité d'avoir une fille est de 2 (i.e.,  $0,5 \times 4$ ), alors que cette probabilité est de  $15/16$  (i.e.,  $1 - 1/2 \times 2 \times 2 \times 2$ ) !

L'erreur, si elle est volontaire, est d'autant plus stupide qu'un calcul sans faute aboutit à un chiffre déjà très impressionnant : la probabilité d'un accident majeur en Europe d'ici trente ans serait de 0,72. Dessus et Laponche ont-ils craint la sous-estimation par le public des probabilités élevées ? Ont-ils voulu redresser eux-mêmes ce biais de perception ? La probabilité de 0,72 est calculée en modélisant la probabilité d'accident majeur par une loi binomiale de paramètres  $[30 \times 143; 0,0003]$ . Statistiquement parlant, cela revient à poser le problème à des étudiants en ces termes : 14.000 réacteurs-an ont été interrogés (« Avez-vous connu un accident majeur ? »), 4 ont répondu oui. En inférer quelle est la probabilité d'accident d'ici 30 ans pour un parc de 143 unités<sup>56</sup>.

L'erreur précédente est cependant bénigne en comparaison d'un défaut rédhibitoire de la démarche que la formule de *l'événement d'après* révèle. Dessus et Laponche font comme si la probabilité d'un nouvel accident demain ne pouvait être éclairée et renseignée que par la fréquence observée passée,  $k/n$ . Ils choisissent de donner toute la place aux observations et aucune aux autres connaissances acquises sur la question. Pourtant des dizaines de milliers d'ingénieurs, chercheurs, techniciens et régulateurs de sûreté y travaillent depuis soixante ans. Il n'y aurait point de salut hors des données d'accidents majeurs, alors même qu'elles sont en très petit nombre, contrairement aux autres connaissances. En considérant ainsi que le paramètre de force de l'a priori (désigné par la lettre  $s$  précédemment) valait zéro, les deux opposants au nucléaire ne se conduisent pas différemment de défenseurs obtus du nucléaire qui continueraient de camper sur leur a priori en refusant d'accorder toute valeur aux observations sur les accidents passés pour prédire la probabilité future d'un accident (i.e.,  $s$  tendant vers l'infini).

Illustrons de façon très simple comment combiner observations et autres connaissances pour prédire le risque nucléaire futur. Du côté des observations, pas de difficulté particulière, hormis leur très faible nombre. Cette contrainte peut être légèrement réduite si l'on

---

<sup>56</sup> On suppose ici que la probabilité d'accident suit une loi de probabilité binomiale. La probabilité qu'il n'y ait pas d'accident majeur d'ici trente ans en Europe est de  $1 - 0,0003$  par an et par réacteur, soit  $(1 - 0,0003)^{30 \times 143}$ , soit environ 0,28. La probabilité qu'il y ait un accident d'ici trente ans en Europe est donc de 0,72. Le choix de la période de trente ans étant largement arbitraire, on peut ramener le calcul à celui de la probabilité d'un accident en Europe l'année prochaine; on trouve alors 0,042, soit près de 4 « chances » sur 1000.

s'intéresse au risque de fusion de cœur, pour lequel on dispose de onze cas<sup>57</sup>, plutôt qu'au risque de fusion de cœur avec largage qui n'en comprend que quatre. Le choix de l'a priori est comme toujours délicat. Cependant, on peut tirer parti du fait qu'il existe des analyses probabilistes de sûreté dont les résultats offrent un condensé de l'ensemble des connaissances sur les accidents autres que leurs observations. Sur la base des analyses conduites dans les années 1990 pour les réacteurs américains, on peut ainsi choisir d'ajouter à l'observation de onze accidents en 14.000 années-réacteur, une observation virtuelle de 1,6 accident sur 25.000 années-réacteur. Cette observation virtuelle découle d'une espérance de probabilité de fusion de cœur estimée par les experts à  $6,5 \cdot 10^{-5}$  par année-réacteur et d'une incertitude associée mesurée par une force de l'a priori de 25.000. On obtient donc ainsi une valeur pour t et une valeur pour s. On peut alors appliquer la formule  $(k+st)/(n+s)$ , soit  $[11+(25.000 \times 6,5 \cdot 10^{-5})]/14.000 + 25.000$ , soit  $3,2 \cdot 10^{-4}$ . En d'autres termes, les experts avancent une probabilité moyenne de fusion de cœur par année-réacteur de  $6,5 \cdot 10^{-5}$ ; les faits observés conduisent à  $7,8 \cdot 10^{-4}$ . En combinant intelligemment ces deux sources de connaissances, on trouve une probabilité de  $3,2 \cdot 10^{-4}$ . Pour la rendre plus facilement compréhensible, traduisons-la en calculant que la probabilité d'un accident de fusion de cœur l'année prochaine en Europe est de 4,4 (mal) chances pour 1.000. Cette probabilité est plus de deux fois inférieure à celle fondée sur la seule fréquence observée des fusions de cœur.

Elle reste très élevée, car le raisonnement précédent a fait abstraction des progrès réalisés en matière de sûreté. La probabilité d'accident que l'on cherche à mesurer a été supposée constante dans le temps. Or la conception des réacteurs change au fil des décennies. Ceux d'aujourd'hui sont globalement plus sûrs que les réacteurs de première génération. De plus, avec le temps, les normes de sûreté sont mieux appliquées et plus sévères, ce qui améliore les performances de sûreté. Ce progrès est d'ailleurs décelable pour le risque de fusion de cœur. La plupart des onze fusions considérées se sont produites dans les vingt-cinq premières années de développement du nucléaire civil<sup>58</sup>.

La démarche précédente reste également imparfaite, car elle suppose que les événements sont indépendants. Or, le parc nucléaire européen ou mondial de 2012 est assez similaire à celui de 2011, qui est lui-même assez similaire à celui de 2010, etc. Bref, on n'est pas dans le cas d'un jeu de dés où sortir la valeur d'un lancer n'a aucune influence sur les lancers suivants. L'occurrence d'un accident majeur peut en augurer d'autres, car les réacteurs restent les mêmes. Par exemple, un accident peut signaler qu'un problème similaire se pose pour d'autres réacteurs de même conception ou soumis à des risques naturels analogues. Une étude récente<sup>59</sup> a cherché à remédier à ces deux défauts. Le modèle utilisé pondère les observations d'accidents selon la date à laquelle ils se sont produits. Il calcule une sorte de taux d'actualisation qui tend avec le temps à estomper l'influence des accidents anciens sur la probabilité d'accident d'aujourd'hui. Avec ce modèle, la probabilité d'un accident de fusion de

---

<sup>57</sup> Les huit fusions de cœur antérieures à l'accident de Fukushima-Daiichi (voir note de bas de page 3), plus les fusions dans les réacteurs 1,2 et 3 de cette centrale.

<sup>58</sup> Voir aussi l'évolution des études de sûreté américaines selon l'EPRI.

<sup>59</sup> Lina Escobar Rangel François Lévêque, How did Fukushima-Daiichi core meltdown change the probability of nuclear accidents?, i3 Working Paper 12-ME-06, Octobre 2012.

cœur l'année prochaine en Europe est de 0,7 (mal) chance pour 1.000, soit six fois plus faible que dans le cas précédent.

Comment conclure cette seconde partie sur le risque ? En insistant sur l'opposition vaine et creuse entre experts et public. Un procès en stupidité est instruit de chaque côté. Dans leurs calculs sophistiqués, les experts se seraient considérablement trompés dans l'estimation des fréquences d'accident majeur et des dommages. Enfermés dans leurs laboratoires et leurs certitudes, ils seraient aveugles aux évidences les plus criantes, la répétition de catastrophes depuis Three Mile Island. Le public quant à lui serait sensible uniquement à sa peur des désastres et désespérément rétif au calcul de probabilités. Décervelés par des torrents d'images catastrophiques et incapables de former le moindre jugement statistique, les gens ne réagiraient que sous le coup de l'émotion ; ils ne s'apercevraient même pas que le charbon ou les barrages présentent des risques plus grands que le nucléaire. Dénigrer l'expert ou dénigrer le public, choisissez votre camp ! L'analyse sur le papier de séquences d'événements susceptibles de conduire à une fusion de cœur ne s'oppose pourtant pas à l'observation des accidents et de leurs causes. La théorie fournit en outre des voies pour combiner et associer ces connaissances. Elle permet également de rationaliser l'irrationnel, qui du coup ne l'est plus ou presque. La déformation des probabilités est mieux comprise, qu'elle soit, selon les écoles scientifiques, le résultat d'heuristiques simples ou d'un apprentissage bayésien progressif. Obéissant à des mécanismes identifiés, ce qui passait pour irrationnel perd cette connotation. La frontière entre la décision rationnelle et celle qui ne l'est pas est devenue floue. La décision en incertitude qui ne tient pas compte de l'aversion au risque est-elle irrationnelle ? N'est-ce pas plutôt celle qui continuerait à la nier ? Interrogé par Maurice Allais, Jimmy Savage a répondu en contradiction avec les résultats de sa théorie. Invité en Israël, Daniel Kahneman évite de prendre l'autobus à Tel Aviv par crainte des attentats, et agit en toute conscience en fonction de la probabilité perçue et non calculée. Les experts font aussi partie du public.

Cette perte de repères opposant expertise et public, rationalité et irrationalité, est très inconfortable. Elle pose une redoutable question : la puissance publique doit-elle fonder ses décisions sur les probabilités perçues ou sur celles calculées par les experts ? Dans le cas du nucléaire, les premières sont durablement et fortement surestimées. Il serait illusoire de voir dans l'attitude du public des craintes passagères susceptibles d'être atténuées rapidement, encore moins vaincues, par des appels à la raison et par la communication rassurante des « vrais » faits et chiffres. Si elle était partagée par les pouvoirs publics et les entreprises du nucléaire, une telle illusion ne pourrait aboutir qu'à de sévères déconvenues. L'épreuve du réel via des manifestations d'hostilité ou des défaites électorales peut rendre très coûteuse pour la société l'inversion des choix passés exclusivement fondés sur des calculs d'experts. Inversement, le syndrome de la sécurité aérienne atteindra inévitablement le nucléaire si la puissance publique colle aux probabilités perçues. Si la propension à investir dans la sûreté des réacteurs n'est pas maîtrisée, de nombreuses et coûteuses mesures nouvelles de protection s'ajouteront les unes aux autres, sans parfois même être efficaces. Nous entrons là dans les sujets des prochaines parties : la réglementation de la sûreté et les politiques nucléaires.