SECONDE PARTIE

NOTES ET REFERENCES

(1) MORIN E. :

Le retour de l'évènement. In Communication

Ecole Pratique des Hautes Etudes, Centre d'Etudes des Communications de Masse, n° 18, p. 16, 1972.

(2) LAGADEC P. :

L'impact des grands projets de développement sur l'environnement. Le cas de la raffinerie de Brest. Contribution à la théorie de la planification. E. H. E. S. S. , Paris, 1976.

(3) BACHELARD G. :

La formation de l'esprit scientifique : contribution à une psychanalyse de la connaissance objective. J. Vrin, 7e ed., Paris, 1970 (pp. 212-213).

(4) GREEN H. P. :

The adversary process in technology assessment. In ouvrage collectif Technology Assessment ; R. G. Kasper ed., Praeger Publishers, New-York, 1972 (p. 55), cité par F. Hetman, op. cit. p. 380.

(5) DUBOS R. :

Environnement : les dangers de l'adaptation.

In Dialogue, vol. 3, n° 1, pp. 77, 1972.

(6) LAGADEC P. :

Développement, Environnement et Politique vis-à-vis du Risque : le cas de l'Italie.Cahier du Laboratoire d'Econométrie, Ecole Polytechnique. A par.

(7) CONTI L. :

Trop d'échéances manquées. In ouvrage collectif Survivre à Seveso ? , Maspéro, Presses Universitaires de Grenoble (1977), p. 53

(8) Idem, p. 55

(9) Idem, p. 54-55

(10) CONTI L. : entretien.

(11) ZEDDA S. :
La leçon de la chloracné. In Survivre à Seveso ?, op. cit., p. 39.

(12) PECORELLA G. :
Qui va payer ? In Survivre à Seveso ?, op. cit., p. 106.

(13) CONTI L. :
Survivre à Seveso ?,. p. 49.

(14) CAPANNA M. :
Un nuage sur l'institution. In Survivre à Seveso ?, p. 89-90.

(15) Idem, p. 89.

(16) Entretien avec un ancien journaliste du "Tempo".

(17) PECORELLA G. :
Survivre à Séveso ?, p. 107

(18) Idem, p. 113.

(19) SHON D. A. :
Beyond the Stable State : Public and Private Learning in a Changing Society, Penguin Books, 1973.

(20) Entretien avec un responsable politique local.

(21) LAGADEC P. :
Développement, Environnement et Politique vis-à-vis du Risque : le cas britannique. Tome I, Cahier du Laboratoire d'Econométrie, Ecole Polytechnique, mars 1978.

(22) Department of Employment : The Flixborough disaster, Report of the Court of Inquiry, London, H. M. S. O., 1975, p. 1

(23) Idem, p. 14

(24) Idem, p. 1

(25) TAYLOR H. D. :
Flixborough : The Implication for Management.
A Keith Shipton Development Special Study, June 1975.

(26) ENGELS F. :
La situation de la classe laborieuse en Angleterre.
Editions Sociales, Paris, 1973.

(27) KINNERSLY P. :
The Hazards of work. How to fight them. Pluto Press, London 1973.

(28) FARMER D. :
Health and Safety at Work : an appraisal for management.
A Keith Shipton Development Study, 1975.

(29) ROBENS Lord :
Safety and Health at Work. Report of the Committee on Safety and Health at Work. London, H. M. S. O., command Paper 5034, 1972 (p. V).

(30) Health and Safety at Work.,etc. Act. 1974, London, H. M. S. O., 1977.

(31) Health and Safety Commission Report 1974-1976, London, H. M. S. O., 1977.
Health and Safety Commission. Advisory Commitee on Major Hazards.
First Report, London, H. M. S. O., 1976.

(32) Confederation of British Industry. In Safety and Health at Work - Selected Evidence. Report of the Commitee, volume 2, London, H. M. S. O., 1972, pp. 111-153.

(33) British Chemical Industry Safety Council of the Chemical Industries Association. In Safety and Health at Work - Selected Evidence. Report of the Committee, Volume 2, London, H. M. S. O., 1972, pp. 19-42.

(34) NICHOLS T. and ARMSTRONG P. :
Safety or Profit - Industrial Accidents and the Conventional Wisdom. Falling Wall Press 1973. (13 p.).

(35) National Institute of Industiral Psychology :
2.000 Accidents : a shop floor study of their causes. 1971.

(36) THOMSON W. H., Solicitor :
Safety and Health at Work, op. cit., vol. 2, pp. 656-659.

(37) T. U. C. Annual Report 1964, p. 425, cité p. 3 par GRAYSON J. and GODDARD Ch. : Industrial Safety and the Trade Union Movement. Studies for Trade Unionists. Vol. 1, n° 4, 1st Edition, Dec. 1975. (New edition september 1975.) 29 p.

(38) GRAYSON J. and GODDARD Ch. : op. cit. (cf. réf. 37).

(39) T. U. C. Annual Report 1972, p. 387, cité p. 3 par GRAYSON J. and GODDARD Ch., cf. réf. 37 .

(40) T. U. C. Annual Report 1965, p. 346, cité p. 3 par GRAYSON K. and GODDARD Ch., cf. réf. 37 .

(41) GRAYSON J. and GODDARD Ch. : cf. réf. 37.

(42) THOMSON W. H., Solicitor
Note on the report of the Committee,janvier 1973 (19 p.).

TROISIEME PARTIE - CONCLUSION

ELEMENTS DE SYNTHESE

1. FACE AU RISQUE, DES QUESTIONS DE FOND POUR LA CONDUITE DU DEVELOPPEMENT

Il serait certes prématuré et présomptueux, dans l'état actuel des recherches, de prétendre dresser une liste de recommandations bien établies à propos de la gestion des risques majeurs. Dans une large mesure, d'ailleurs, l'urgence est actuellement beaucoup plus de poser ce problème, de le faire prendre en considération comme dimension importante du développement contemporain.

Immédiatement, nous soulignerons donc les points suivants.

- Les moyens dont nous disposons aujourd'hui sont bien plus performants et sans doute plus sûrs - en fonctionnement normal - qu'ils ne l'étaient autrefois ; mais il sont également porteurs de risques colossaux.
- On a ainsi expérimenté, à Seveso, qu'une catastrophe moderne pourrait contraindre à envisager en temps de paix des évacuations sur une grande échelle : des centaines de milliers d'habitants ou plus encore. Personne n'est en mesure de proposer des plans pour de telles éventualités, personne ne serait sans doute en position de les faire accepter. On préfère donc, le plus souvent, ne pas penser à ce type d'évènement et frémir en secret : combien de temps pourra-t-on faire cette politique de l'autruche ?
- A Flixborough on a également failli expérimenter qu'une explosion peut aujourd'hui faire plusieurs milliers de victimes. Cela dépasse largement les bornes de ce que l'on nomme parfois "niveau de risque acceptable".

On mesure les bouleversements que portent pareilles éventualités. La science des laboratoires ne peut plus ignorer l'improbable ; ne peut plus espérer se soustraire au questionnement politique et social. La gestion concrète du risque ne peut plus se limiter à une organisation administrative intervenant après coup, quand les instances normales de responsabilité abandonnent face au désastre. La réponse au risque ne peut s'en tenir à l'arme si prisée de l'indemnisation des victimes et à l'assurance classique : "C'est la dernière fois" . Politiquement, il n'est pas sûr non plus qu'un bon contrôle des media puisse encore suffire à endiguer les réactions des victimes.

Il faut donc accepter la question du risque dans toute son ampleur : il est possible aujourd'hui d'entrer dans le domaine du "non gérable" en cas de dérèglement des systèmes mis en place ; il existe des impasses parmi les chemins du développement.

A cette question "techniques" s'ajoute une interrogation "sociale" très débattue. Etant donné la difficulté de cette conduite du développement, faut-il se reposer sur les jugements des "experts" ou, au contraire, faut-il s'orienter vers la mise au point de procédure de débat social adaptées aux défis à relever ?

Certains tiennent que nous sommes entrés dans une ère où les possibilités de choix se restreignent si fortement que seuls les spécialistes doivent intervenir dans les décisions majeures.

Les risques sociaux sont tels, en cas de catastrophe de large échelle, - et l'on n'oublie pas à ce propos le caractère souvent très vulnérable des systèmes technologiques - que ce monopole des experts apparaît vite condamné. Il faut se résoudre à la conclusion suivante : la capacité à mettre au point des sytèmes complexes hautement performants mais dangereux exige, dans le même temps, des capacités également nouvelles en terme de démocratie. Aux défis technologiques se joignent des défis sociaux et politiques.

A ces considérations centrales on ajoutera quelques réflexions diverses sur la gestion du risque et des catastrophes ; elles découlent des développements présentés dans les parties précédentes.

2. QUELQUES REFLEXIONS POUR LA GESTION DES RISQUES ET DES CATASTROPHES

On peut regrouper sous quatre titres les éléments de réflexion auxquels conduisent les pages précédentes.

2.1. *La gestion du risque au niveau de l'entreprise*

a) L'attention aux signaux d'alarme

Souvent une catastrophe ne se produit qu'après divers phénomènes, incidents, accidents qui auraient pu donner à penser que les systèmes en cause présentaient des dangers potentiels. Tel évènement, même banal, pourrait de ce fait retenir l'attention et être interprété comme un signal, un clignotant sur un tableau de bord où s'afficherait la marche normale du processus. D'autant plus d'ailleurs que, souvent également, les causes des catastrophes sont identiques aux causes d'accidents plus communs : la différence se trouvant dans la caisse de résonnance qu'a formé ou non le contexte plus général d'activité. Précieux symptômes, l'incident serait ainsi à examiner de près.

Pourtant, ces "near misses" sont fréquemment traités selon une démarche archaïque : l'incident n'a pas touché cette usine-ci mais une autre (ailleurs, avant, à l'étranger, chez des concurrents, ...) ; cela rassure et on ferme les yeux. Le comportement est alors de type magique : on espère que le sort continuera à frapper plutôt le voisin.

Toute autre serait une saine approche du risque majeur : les systèmes ayant engendré tels ou tels phénomènes dangereux seraient examinés avec la précision requise. On s'efforcerait, par exemple, avec l'aide d'outils comme les "event-trees" ou les "falt-trees", de déceler toutes les potentialités d'accidents auxquelles pourrait faire songer le phénomène survenu.

A ce propos, la critique faite en Grande-Bretagne au sujet de la non-déclaration de plus de 40 % des accidents du travail, de la non-déclaration des accidents seulement matériels, peut apparaître fondée. Il conviendrait de trouver une procédure - plus simple éventuellement que celle de la déclaration - engageant plus fortement à prendre en considération les évènements anormaux. A cet égard l'industrie nucléaire observe des règles de recensement qui mériteraient à la fois d'être suivies ailleurs et renforcées dans cette industrie.

Ce problème de gestion n'est pas seulement une défectuosité "technique". L'inattention couvre aussi une inclination, voire une détermination, à ignorer tout ce qui pourrait gêner le cours normal de la marche d'une activité. Dans les cas italiens mentionnés, par exemple, ce ne sont jamais les pouvoirs publics mais les victimes qui ont reconnu ou tenté de faire reconnaître les dysfonctionnements existants. Il s'agirait de passer d'une attitude de refus d'attention à ces signaux à une attitude plus positive.

Il s'ensuit deux recommandations évidentes : d'une part serait à envisager quelques règles nouvelles de fonctionnement pour les services en charge du contrôle industriel (services de l'entreprise, autorité publique...) ; d'autre part dans l'attente de nouvelles pratiques de gestion publique, une information très large des groupes sur lesquels on doit compter -

comme le montre la pratique - pour déclencher la mise en oeuvre des mesures de sécurité, serait à développer.

On reviendra sur la question de l'information. Soulignons ici le caractère totalement inadapté des comportements bureaucratiques, comme le soulignait Lord Robbens à propos de cette explosion qui se produisit parce que, avant d'intervenir, les services de sécurité devaient s'assurer de leur compétence administrative. Les mêmes scrupules funestes s'observent parfois au niveau de l'analyse scientifique : on veut tout connaître de la façon la plus fine ; mais alors on opte souvent pour l'autopsie.

b) L'attention portée aux processus anormaux, voire aberrants

C'est là une question bien mise en évidence par le cas de Seveso : la dioxine n'est produite que de façon accidentelle. Certes, le trichlorophénol n'est pas en lui-même hautement dangereux ; mais on peut se demander s'il est raisonnable de le classer, comme l'a fait par exemple la Suisse, dans une catégorie de produits d'une nocivité moyenne ; car sa fabrication, en cas d'incident, peut produire de la dioxine. Il s'ensuit que la règlementation, les contrôles, les laboratoires de l'entreprise ne devraient pas laisser de côté cette éventualité ; comme on l'a souligné, la législation italienne, qui ne s'intéresse qu'aux produits "fabriqués, stockés ou transportés", est insuffisante (les projets de nouvelle législation sur les substances dangereuses ne souffrent pas de cette lacune).

c) Une approche systémique pour la sécurité

Il est commode de penser qu'un accident majeur est causé par une pièce défectueuse et de s'en tenir là. Cela permet d'envisager des contrôles simples, portant sur les composants utilisés. Il apparaît cependant que la difficulté à affronter est d'un autre ordre de complexité : une catastrophe est généralement le fait d'un système de causes qu'il convient d'approcher en tant que tel. Au nombre des éléments de ce système, il y a la compétence des personnels chargés de la marche du processus - comme l'a bien montré le cas de l'usine de Flixborough, où l'on déplore l'absence d'ingénieur de sécurité qualifié au moment de l'accident (qualifié signifiant en l'occurence "comprenant la structure des phénomènes et des matériels en cause").

Apparaît ainsi le bien-fondé de certaines recommandations du Major Hazards Advisory Commitee britannique : les études de sécurité doivent démontrer que l'entreprise possède un bon système technologique, un personnel compétent, des procédures de contrôle adéquates, un organigramme pensé en fonction de la sécurité, etc. On ne peut donc se contenter, pour la sécurité, de visites des seuls experts en "engineering".

De même la sécurité d'un système ne peut être assurée sans le concours actif des personnels intervenant sur ce système. Comme on va le voir, cette constatation ne conduit pas seulement à attribuer de nouvelles responsabilités (internes à l'entreprise, ou même pénales).

d) Pour la sécurité, le partage des responsabilités, de l'information, du pouvoir

Il a fallu se rendre à l'évidence, comme on l'a vu sur l'exemple britannique : la sécurité est, dans l'usine, une dimension à part entière de la gestion du processus de production ; le personnel dans son ensemble doit la prendre en considération, et plus particulièrement les agents situés aux points critiques pour les risques. Le danger n'est pas une question annexe, à prendre en charge par un responsable ayant reçu une fonction honorifique - parce qu'on ne savait que faire de lui, comme l'admet et le regrette le patronat anglais dans sa déposition du Comité Robens.

La tendance est alors de rechercher un haut niveau de compétence également en ce domaine et de responsabiliser le plus grand nombre de personnes en cette matière. Mais les syndicats, comme la Health and Safety Commission d'ailleurs, avant d'envisager pareilles responsabilisation du personnel, insistent sur les contreparties à obtenir auparavant :

- l'information sur ce qui se passe à l'intérieur de l'usine, à la fois pour être en mesure de gérer les risques et pour contrôler le niveau de ces risques (revendication posée d'ailleurs dès lors qu'il y a refus du schéma ancien, celui de l'indemnisation, et exigence de prévention),
- la formation appropriée des personnels,
- des moyens adéquats de sécurité.

Cela est en marche en Grande-Bretagne avec la création des Safety representatives et des safety committees.

Mais cette question peut parfois inquiéter : dès lors que l'on quitte le schéma classique mais de plus en plus difficile à maintenir - la direction seule responsable, la direction seule maîtresse de l'information et de la gestion du risque - on s'achemine inévitablement vers une certaine redistribution des pouvoirs. Si le risque est un problème pour tous, à gérer par tous, il oblige bien à des modifications dans les rapports de pouvoir. C'est ce que l'on observe notamment en Suède ou en Allemagne fédérale : le responsable de la sécurité d'une usine, par exemple, dépend directement du Président du Conseil d'Administration et non du directeur d'établissement.

Dans la mesure où les risques internes à l'entreprise sont susceptibles de concerner de nombreux habitants du voisinage, la gestion du risque doit induire également de nouvelles formes de gestion publique.

e) <u>Des contrôles externes</u>

De nombreuses questions se posent en rapport avec ces contrôles ; on en retiendra quelques-unes.

Une première, très souvent mise en avant, est celle de la compétence des personnels chargés de ce contrôle. La réorganisation opérée en Grande-Bretagne est intéressante à cet égard car, en regroupant l'ensemble des services d'inspection, elle facilite la mise en place d'équipes d'inspecteurs ; les industriels auront, de ce fait, de meilleurs interlocuteurs ; de meilleurs contrôleurs aussi, d'autant plus que l'on a également mis sur pied des comités de haute capacité d'expertise (comme le risk appraisal group).

Une seconde interrogation a trait au nombre des inspecteurs : faut-il financer une armée de contrôleurs ? La question est souvent posée pour démontrer, par l'absurde, que rien ne peut être amélioré en matière de contrôle et que le statu quo est un moindre mal. Une approche plus sensée devrait prendre en compte le fait que, pour gérer des systèmes, point n'est besoin de contrôler en détail chacun des éléments de ce système : veiller au bon état des points stratégiques est déjà un travail essentiel ; le nombre des inspecteurs à envisager pourrait l'être à partir de ce critère : cela évite effectivement des revendications démesurées et donc aussi des exagérations paralysantes. Un bon contrôle des points stratégiques par les inspecteurs, allié à une responsabilisation interne à l'entreprise pour le suivi des autres points de risque, serait déjà une esquisse plus appropriée d'une gestion du risque.

Une troisième question discutée est celle du statut du contrôleur externe : doit-il relever d'une administration publique ? Des entreprises-conseils, les compagnies d'assurance, ne peuvent-elles pas jouer un tel rôle ? La question a été examinée lors des discussions soulevées par les travaux du Comité Robens. Il a été souligné, à juste titre, que les systèmes de contrôle privés ne sont certainement pas négligeables, qu'ils sont à encourager, mais que l'on ne peut se reposer sur eux seuls : le rapport entreprise-client qui caractérise les relations entre ces organisations et les entreprises contrôlées n'est guère favorable à une gestion du risque rigoureuse ; en particulier, ce rapport ne conduit pas à des coercitions par recours juridique, pourtant parfois nécessaires. Il y a donc là une voie intéressante qui doit venir compléter les moyens plus classiques mais non les supprimer.

Enfin, se pose le problème des rapports entre les services d'inspection et les citoyens sujets au risque de catastrophe. On se heurte, là encore, à la question traditionnelle du secret. Pourtant, malgré des difficultés évidentes il conviendrait d'explorer cette voie : les personnels depuis toujours soumis au risque ont conquis des droits ; pourquoi le citoyen serait-il écarté de toute forme d'information, de contrôle, sur ce qui peut le concerner un jour de façon funeste ?

On entre déjà là dans le second ordre de préoccupation en matière de gestion du risque.

2.2. *La gestion du risque au niveau du public*

On retrouve, de façon fondamentale, la question sur le gouvernement par les experts ou l'ouverture au débat social. L'approche anglaise est ici bien instructive ; elle tient en quelques mots : le problème du risque majeur est si grave que sa gestion doit impliquer l'ensemble des acteurs sociaux - en cas de catastrophe, la situation devient politiquement insoutenable dans un autre schéma. Ajoutons que la référence si fréquente, et si commode, aux volontés du citoyens (du consommateur) en cas de catastrophe serait plus fondée si, effectivement, les options prises étaient plus sujettes au contrôle du citoyen et de ses représentants.

La base est, ici encore, l'information. Dès le seuil on rencontre donc des obstacles : le secret industriel ; la peur aussi d'enclencher des processus de panique ; le caractère technique des données. Ces difficultés bloquent généralement tout processus d'ouverture vers le citoyen ; mais ce recul apparait fort suspect : dans d'autres domaines on fait montre de plus d'intelligence et de détermination. Il en résulte une assez grande pauvreté en ce domaine : il y a peu d'expérimentations sociales à indiquer. Pour bien montrer qu'il a cependant là un travail à réaliser, on soulignera la nécessité de le faire - on ne peut continuer à tenir le citoyen à l'écart puisqu'il se trouve trop souvent concerné par des catastrophes - et quelques réflexions indiquant qu'il y a des points de passage possibles :

- Un ingénieur engagé dans des débats publics en Grande-Bretagne : "les sujets sont complexes ; mais c'est une de mes responsabilités de les faire comprendre". On est loin du trop courant "c'est trop compliqué pour eux" (1).
- Une grande entreprise italienne : "étant donné que l'on ne pourra installer l'usine, mettre en route et poursuivre cette production tenue pour dangereuse contre la population locale, nous avons accéléré les débats, les conflits, pour obtenir le plus rapidement possible une réponse claire." (1). On est loin de la course obscure vers le point du non-retour. A mesure que se développent les exigences sociales en matière de partage du pouvoir dans les options de développement, la technique du coup-parti risque d'ailleurs fort de tourner à la partie de kamikaze peu attirante pour une entreprise quand de grands intérêts sont en jeu.

Pour suivre des voies nouvelles il importe certainement de revoir également des approches fort coutumières : il ne s'agit plus, pour citer une nouvelle fois D. W. Rowe de trouver "la" bonne décision mais de construire une décision sociale représentant le meilleur compromis ; la pluralité des logiques, des intérêts ne peut être ignorée ; elle se rappellerait de toute façon à qui voudrait l'oublier.

2.3. *La gestion des catastrophes - la sécurité civile*

Certaines questions sont souvent posées en ce domaine : faut-il dire aux gens les risques qu'ils courent ou leur cacher ces sombres réalités ? Faut-il les préparer à l'éventualité de la catastrophe ou tenir pour inutiles, voire dangereuses, de telles préparations ? Quel discours doit-on tenir quand la catastrophe survient effectivement ? Le danger de panique doit-il conduire à minorer la gravité des situations ?

Pareilles interrogations sont naturellement trop complexes pour que l'on y réponde en quelques lignes et d'une manière définitive. On apportera ici seulement quelques éléments de réflexion :

- Une certaine cohérence est nécessaire : on ne peut tout cacher avant un évènement et tout expliciter ensuite ; de même, à l'inverse, l'ouverture avant et le refus d'information après, parait difficile. La ligne suggérée - ouverture au citoyen - fournit un repère pour une stratégie ; il reste à définir, dans chaque cas, les meilleurs comportements.

- Le danger de la panique est réel ; mais il ne doit pas faire oublier le risque opposé, vu à Seveso : le refus de "croire" qu'il y a danger et donc le refus d'observer les recommandations ou les ordres des pouvoirs publics. Dès lors se pose la question de la publicité des débats d'experts ; Laura Conti a tranché en faveur de cette publicité :

  Les réticences du gouvernement régional étaient inspirées par la peur que la panique ne se répande. On se préoccupait d'éviter l'alarmisme mais c'était une préoccupation tout à fait sans fondement. Le vrai risque n'était pas la sur-évaluation de la nocivité de la dioxine mais la sous-évaluation, surtout pour ceux qui vivaient dans la zone contaminée depuis le 10 juillet.

  Les discussions auraient dû être publiques. Probablement une discussion publique aurait-elle été une première prise de conscience de la part des populations. Ce fut une erreur de la Région de vouloir résoudre le problème dans des réunions très restreintes et très secrètes et d'en sortir avec des décisions toutes faites. Cela creusait un fossé entre la population et le gouvernement régional (2).

- On est beaucoup préoccupé par les dires des responsables lors des catastrophes. Il faudrait prêter une plus grande attention cependant aux comportements de ces mêmes responsables. Le cas de Seveso est, ici encore, très instructif ; suivons Laura Conti ; c'est le médecin, préalablement chirurgien qui s'exprime :

  Pour diminuer les dangers il fallait une série de comportements extrêmement rigoureux, surtout pour enseigner aux gens qu'il faut penser à la dioxine comme à une menace, sans jamais diminuer de vigilance. On aurait dû se comporter comme dans la salle d'opération d'un hôpital. Les chirurgiens savent très bien que si l'on tolère qu'une mèche de cheveux s'échappe de la coiffe d'une infirmière, ou bien que si l'on tolère qu'un médecin entre sans blouse stérilisée et sans masque, il faut s'attendre quelques mois plus tard à ce que quelqu'un s'approche de la table d'opération en grignotant un sandwich. La simple infraction n'est pas très dangereuse en elle-même si ce n'est qu'elle conduit à des infractions successives. Les gens ont ri en voyant que les militaires qui surveillaient les clôtures n'étaient absolument pas protégés. A partir de ce moment, toute règle *de précaution aurait semblé bizarre et serait apparue comme un des nombreux "diktat" bureaucratiques rédigés exclusivement, surtout pour "eviter les responsabilités". Que la circulation ne fût pas pas interdite sur la grande route qui traverse justement la zone polluée, cela ôte toute crédibilité aux dispositions qui, pendant des mois, se succédèrent les unes après les autres. Ce n'est pas le fait que quelque automobiliste ait pu respirer de l'air pollué qui est préoccupant, mais plutôt que le scepticisme, en se répandant, ait induit beaucoup de personnes à vivre pendant des mois sans prendre aucune précaution. Le fait d'écrire des circulaires et de prendre des dispositions qui recommandant l'hygiène du corps la plus stricte, de prendre quotidiennement un bain ou une douche, ne sert pas à grand chose si l'on n'envoie pas un garde vérifier que chaque habitation offre vraiment la possibilité de prendre une douche* (3)

Le même auteur cite aussi ces propos de Marisa Fumagalli :

Tout le monde est mis en état d'alerte mais on ne sait pas exactement pourquoi ; personne ne les a informés par des informations explicites (4).

En situation de catastrophe un comportement efficace, soucieux de pédagogie est requis ; cela est difficile pour des autorités coupées de la population, comme le montre le cas de Seveso :

Il y avait deux choses à faire pour diminuer le danger qui menaçait la zone. Il fallait avant tout éduquer la population par des exemples concrets et non par des circulaires, puis prendre des mesures précises de sauvegarde en la mettant en condition de pratiquer effectivement les normes d'hygiène prescrites mais rien de tel n'a été entrepris. Il fallait, deuxièmement, assainir le milieu, et après quatre mois, on commence seulement à penser à l'enlèvement du terrain sans avoir la moindre idée de ce qu'on en fera (5).

Quatre règles pour la gestion publique, en situation de catastrophe, sont à retenir du cas I.C.M.E.S.A. ; il faut :

- une volonté politique déterminée ;
- une cohérence entre les demandes formulées par les responsables et leurs propres actes ;
- une ouverture très large au citoyen et à ses représentants ;
- une éducation concrète de la population.

On ajoutera une dernière réflexion : on observe régulièrement, au moment des sinistres, une aggravation de la situation du fait de certaines mesures adoptées par les autorités publiques ; aux prises avec des difficultés jusque là ignorées (difficultés réellement nouvelles ou volontairement ignorées), soucieuses d'effacer les apparences du drame autant que de le traiter en profondeur, ces autorités retiennent souvent des solutions dangereuses. Seveso a offert de mutliples exemples en cette matière ; rappelons en un parmi d'autres :

> *Ce fut l'ordre de mettre à mort tous les animaux de basse-cour sans avoir pris au préalable les disposition pour se débarraser des cadavres. On pratiqua l'incinération des charognes, moyen efficace de dispersion, et non de destruction, de la dioxine. Quand on s'en aperçut, on demanda aux bouchers d'entreposer les cadavres dans leurs réfrigérateurs et on tabla sur leur honnêteté (6).*

2.4. *Quelques questions plus générales sur la gestion du risque*

La réflexion développée ici sur la question du risque majeur mène à poser des problèmes particulièrement difficiles; comme s'il y avait blocage des mécanismes dans bon nombre de domaines :

- La science apparaît impuissante à donner ce qu'on a souvent tendance à attendre d'elle : des réponses précises, sûres, qui départagent clairement les opinions diverses. D'auxilliaire précieux pour le gestionnaire public, elle devient un carrefour au mieux d'hypothèses documentées, au pire d'affrontements techniques marqués par des conflits d'intérêts.
- La justice, opérant sur l'idée de réparation, devient un moyen de gestion des conflits moins adapté dès lors que le risque majeur donne lieu à des désastres largement irréparables, dépassant les moyens de ceux qui ont mis en jeu les systèmes défaillants.
- La règlementation, ordinairement mise au point au coup par coup, au vu de l'expérience, doit être prospective - si l'on ne veut pas que le contrôle réglementaire arrive toujours trop tard ; mais cette exigence est difficile à observer étant donné les coûts qu'elle entraînerait : comment prévoir le peu probable sans grever trop lourdement les budgets de fonctionnement normal des systèmes réglementés ?
- Le secret industriel, pierre angulaire de notre organisation productive, est-il à mettre en cause, vu ce que l'on subit de son fait ? Dans l'affirmative, comment opérer les transformations qu'impliquerait une telle réponse ? Il en va de même avec la notion de concurrence, directement responsable, comme l'ont souligné certains observateurs, de la catastrophe de Flixborough.
- Les gouvernements sont-ils également impuissants face au risque majeurs ? Ils se voient responsables de la marche d'un système industriel qui, à tout moment, peut créer des désastres insoutenables politiquement ; or ils n'ont guère de moyens commodes pour renverser des choix antérieurs (que l'on songe par exemple aux transports maritimes), parfois même infléchir

des choix qui s'élaborent en-dehors d'eux.

- Les voies pour traiter des conflits en matière de grands risques n'existent guère. On préfère généralement le flou et l'oubli en la matière ; comme si on était convaincu de l'absence de solution, les oppositions aux options retenues sont mises à l'écart. Pourra-t-on longtemps agir de la sorte ?
- Comme on ne pourra pas toujours éviter les catastrophes et vu les problèmes qui se posent lorsqu'elles surviennent, ne faudrait-il pas songer à mettre en place des institutions pour le non-prévisible , ou tout au moins le non-prévu ?

Nous n'avons mentionné ici qu'un petit nombre de problèmes. Des études comme la présente devraient permettre de préciser davantage les difficultés actuelles pour la gestion des risques majeurs et les voies qu'il serait possible d'expérimenter pour dessiner de meilleurs modes de gestion.

TROISIEME PARTIE

NOTES ET REFERENCES

(1) Entretiens.

(2) CONTI L.
<u>Visto da Seveso</u>, Feltrinelli, Milano 1977, pp. 24_26

(3) CONTI L.
<u>Survivre à Seveso</u> ?, op. cit., p. 48

(4) CONTI L.
<u>Visto da Seveso</u>, op. cit., p. 25.

(5) CONTI L.
<u>Survivre à Seveso</u> ?, op. cit., p. 52

(6) CONTI L.
<u>Survivre à Seveso</u> ?, op. cit., p. 49

ANNEXE

CRITERES SIMPLES POUR LA PRISE EN COMPTE DU RISQUE

1. Partage des risques et évaluation d'un projet.

2. Evaluation d'un projet à partir du traitement observé pour un projet comparable.

3. Irréversibilité et valeurs d'option.

INTRODUCTION

La présente note cherche à énoncer des critères simples - et à en délimiter rigoureusement le champ de validité - pour permettre au calcul économique de prendre en compte de manière pertinente l'incertitude éventuellement attachée aux conséquences d'un projet, dont la réalisation est envisagée par un agent économique ; dans les cas qui viennent le plus naturellement à l'esprit, cet agent est en général une émanation de la puissance publique.

La première partie de la note étudie deux types de situations où la simplicité du critère tient à ce qu'il recourt à un *équivalent-certain* : à l'évaluation directe d'une variable aléatoire peut, dans ces situations, être substituée celle, beaucoup plus commode, d'une quantité certaine.

Dans le premier type la variable à évaluer peut, par application d'une loi de grands nombres, être approximée (au sens de la convergence forte) par une quantité certaine ; il n'est pas pour cela nécessaire de faire des hypothèses d'indépendance stochastique, mais seulement de modulation appropriée de la dépendance entre les variables aléatoires entrant en jeu. Cette caractéristique est importante pour l'interprétation du modèle : s'il paraît, par exemple, raisonnable de supposer que la quantité d'électricité produite par une centrale hydro-électrique dans les Alpes est une variable aléatoire stochastiquement indépendante de la quantité produite par une centrale thermique au Havre, il semble beaucoup moins acceptable de considérer comme indépendants des aléas procédant d'une identité de source d'approvisionnement en énergie primaire ou de technologie de production.

Dans le second type, aucun mécanisme d'assurance fondé sur une loi des grands nombres ne peut être mis en oeuvre : un projet techniquement indivisible et entraînant un risque collectif pour ses promoteurs a des conséquences que ceux-ci ne veulent pas assumer seuls et ne trouvent pas à assurer auprès des institutions habituelles. La recherche de partenaires supplémentaires, se situant différemment par rapport au risque encouru, peut alors être une solution, dans un cadre qui généralise l'idée de base de K. J. Arrow and R. C. Lind (1970) et qui permet de revenir à l'équivalent-certain. L'indépendance stochastique entre les aléas du projet et tous les autres aléas intéressant les agents économiques concernés n'est pas requise. Ici aussi un concept de dépendance modulée suffit ; il permet, par exemple, de rendre compte d'une situation où les promoteurs initiaux du projet en cèderaient des parts à des agents économiques géographiquement moins proches qu'ils ne le sont eux-mêmes du site d'implantation.

La deuxième partie de la note prolonge les résultats de F. Modigliani and M. Miller (1958) et de A. Sandmo (1972) en matière de *classes de risques*, résultat qui peuvent parfois être utilisés lorsqu'ont déjà été réalisés dans l'économie considérée des projets "comparables" à celui étudié.

Hors du cadre d'hypothèses présentées dans la première partie, on court souvent le danger de surestimer l'intérêt d'un projet lorsqu'on l'évalue à la valeur moyenne de ses avantages nets ; surestimation à quoi peuvent inciter tant la facilité relative des calculs et une certaine méconnaissance des ressorts essentiels des phénomènes en jeu, que les motivations poussant les promoteurs du projet vers un diagnostic favorable.

Ainsi par exemple pour la validité du théorème d'Arrow-Lind, il est crucial que coûts et avantages du projet considéré soient effectivement partagés entre les agents économiques intéressés, c'est-à-dire soient de nature privative. Lorsque certains d'entre eux prennent la forme de biens publics, ainsi que l'envisage A.C. Fisher (1973), il n'est plus vrai que $\sum_{n=1}^{N} \rho^{(n)}$ (où $\rho^{(n)}$ est la prime de risque caractérisant le $n^{ème}$ agent économique intéressé par le projet) tende vers 0 lorsque N tend vers l'infini, et l'équivalent-certain sur la base duquel juger le projet n'est plus la moyenne $\overline{Z}$ de son avantage net Z, mais la quantité beaucoup plus complexe $\overline{Z} - \sum_{n=1}^{N} \rho^{(n)}$. Un biais analogue est aussi à craindre pour des projets aux conséquences *irréversibles* lorsqu'existent des *perspectives de réduire l'incertitude au fur et à mesure du déroulement du temps* ; la correction de ce biais par la considération de *valeurs d'option* fournit cependant alors un critère relativement simple qui est présenté dans la dernière partie de cette note.

1. Partage des risques et évaluation d'un projet

Soient Ω un ensemble dénombrable, B l'ensemble des parties de Ω et p une mesure de probabilité sur B. Soient encore $r \in R = \{1,\dots, L\}$ des évènements (c'est-à-dire des éléments de B) constituant une partition R de Ω. Soit enfin un agent économique A qui se trouve confronté à l'incertitude à travers les évènements r et à travers eux seulement ; qu'un évènement r, plutôt qu'un autre, se réalise l'affecte doublement : la quantité x(r) dont il peut disposer d'un bien ou service (ou d'un agrégat de biens ou services si l'agrégation est a priori possible) en dépend, comme en dépend l'intérêt même pour lui d'en disposer.

L'agent A est donc amené, dans la situation d'incertitude où il se trouve ainsi, à formuler des préférences à propos d'une variable aléatoire x(.) ; c'est-à-dire entre des ensembles comportant chacun L nombres réels déterminés, un par évènement r ; soit $V(x(.)) = V(x(1),\dots, x(r),\dots, x(L))$ une fonction qui représente ces préférences. Moyennant des hypothèses relativement peu contraignantes(1), on peut montrer qu'il existe des fonctions continues et bornées $U_1,\dots, U_r,\dots, U_L$, dépendant chacune de la seule variable déterminée correspondante $x(1),\dots, x(r),\dots, x(L)$, fonctions qui permettent d'écrire V(x(.)) comme espérance mathématique :

$$V(x(.)) = E[U_{(.)}(x(.))] = \sum_r p(r)\, U_r(x(r)) \quad . \tag{1}$$

Considérons d'autre part un projet qui est susceptible, modifiant de ce fait l'incertitude caractérisant la situation de A, d'engendrer au bénéfice de celui-ci un avantage net (éventuellement négatif) aléatoire z ; z est une variable aléatoire appliquant dans l'ensemble des nombres réels une partition $S = \{1,\dots, s,\dots\}$ de Ω ; elle varie donc uniquement avec les évènements s de S. Il en résulte que si le projet est réalisé les évènements avec lesquels le sort de A peut varier ont la forme $r \cap s$, ou r et s parcourent respectivement R et S. Plus précisément, si le projet est réalisé, (1) devient

$$(2) \qquad V(x(.) + z(.)) = E[U_{(.)}(x(.) + z(.))] = \sum_{r,s} p(r \cap s)\, U_r\,(x(r) + z(s))^{(1)} .$$

Du point de vue de l'agent A, caractérisé par (1) et (2), le projet considéré est équivalent à un projet engendrant pour lui un avantage net certain $\bar{z}-\rho = E[z] - \rho$, où la prime de risque ρ attachée par A au projet est solution del'équation :

$$(3) \qquad E[U(x + z)] = E[\, U(x + \bar{z} - \rho)] \quad .$$

On peut dire que $\bar{z} - \rho$ est la valeur certaine que l'agent A attribue au projet z : valeur d'après laquelle il est en mesure de le juger pour, le cas échéant, le comparer à un autre. Si chacune des fonctions U_r, $r = 1,\ldots, L$, est croissante et concave - ce que nous supposerons toujours dans la suite - et si chacun des évènements r de R est stochastiquement indépendant de chacun des évènements s de S, alors ρ est positive[(2)] ; si cette condition d'indépendance stochastique n'est pas satisfaite, ρ peut être négative, traduisant un effet contraléatoire de z sur x.

Mesurer et agréger des primes de risque ne sont pas choses aisées. Aussi les situations dans lesquelles on est fondé à négliger ρ sont-elles beaucoup plus commodes à traiter que les autres ; il en est ainsi dans chacun des deux modèles présentés ci-dessous. Préalablement à cette présentation, il convient de définir le concept[(3)] de *mélange aléatoire* qui sera à la base de chacun de ces deux modèles.

1.1. Mélange aléatoire

Considérons une suite $\eta_1,\ldots, \eta_n,\ldots,$ de variables aléatoires appliquant Ω dans l'ensemble des nombres réels. Soit B_m^n la plus petite σ-algèbre qui, quels que soient les nombres réels $y_m,\ldots, y_n$, contienne chaque élément de B défini comme

$$\{\omega | \eta_m(\omega) < y_m,\ldots, \eta_n(\omega) < y_n\} \quad .$$

Définition 1 : les variables aléatoires $\eta_2,\ldots \eta_n,\ldots$ sont dites mélangées vis-à-vis de η_1 s'il existe une fonction f décroissante de $\{2,\ldots, n,\ldots\}$ dans l'ensemble des réels non négatifs et tendant vers 0 lorsque n tend vers l'infini telle que, quels que soient les évènements $e_1 \in B_1^1$ et $e \in B_n^{+\infty}$, on ait

$$|p(e|e_1) - p(e)| \leqslant f(n) \quad .$$

On a alors le

Théorème 1 : si ξ_1 est une variable aléatoire mesurable par rapport à B_1^1 et bornée en valeur absolue (i. e. $p(|\xi_1| > K) = 0$), et si ξ est une variable aléatoire mesurable par rapport à $B_n^{+\infty}$, on a :

$$|E[\xi_1.\xi] - E[\xi_1] . E[\xi]| \leqslant 2K\, E[|\xi|]\, f(n) \quad .$$

Définition 2 : les variables aléatoires $\eta_1, \eta_2,\ldots, \eta_n,\ldots$ sont dites mélangées entre elles s'il existe une fonction f décroissante de l'ensemble des entiers non négatifs dans l'ensemble des réels non négatifs et tendant vers 0 lorsque n tend vers l'infini telle que, quels que soient les évènements $e_1^m \in B_1^m$ et $e \in B_n^{+\infty}$, avec $m < n$, on ait :

$$|p(e|e_1^m) - p(e)| \leqslant f(n-m) \quad .$$

On a alors notamment la loi forte des grands nombres suivante :

Théorème 2 : si les $\eta_1, \ldots, \eta_n, \ldots,$ sont uniformément bornées en valeur absolue, et toutes de moyenne nulle, alors

$$\frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \eta_n \xrightarrow[n \to +\infty]{} 0$$

au sens de la convergence forte, c'est-à-dire partout sauf en un évènement de probabilité nulle.

Nous allons maintenant présenter deux modèles économiques faisant usage des concepts et résultats précédents. Le premier est un modèle d'assurance fondé sur la loi des grands nombres que constitue le théorème 2 ; le second est un modèle de partage d'avantages et inconvénients aléatoires au sein d'une population élargie au-delà des limites où ces avantages et inconvénients s'exercent directement ; ce second modèle est fondé sur le théorème 1.

1.2. Modèle n° 1 : assurance par application d'une loi des grands nombres

Soit une suite infinie de variables aléatoires mélangées entre elles, stochastiquement indépendantes de x et uniformément bornées en valeur absolue $z^1, \ldots, z^N, \ldots,$ et soit un projet dont l'avantage net pour l'agent économique A est la variable aléatoire

$$z^{(N)} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} z^n + b^{(N)} \tag{4}$$

où $b^{(N)}$ est une quantité certaine. Aux variables $z^{(N)}$ s'applique alors la loi forte des grands nombres du théorème 2 en ce sens que la suite des variables $z^{(N)} - \bar{z}^{(N)} = z^{(N)} - E[z^{(N)}]$ converge presque sûrement vers 0 lorsque N tend vers l'infini.

Que les variables $z^{(N)}$ soient uniformément bornées et que la fonction U_r, $r \in R$, soit continue impliquent que la suite des variables aléatoires $U_r(x(r) + z^{(N)}(.)) - U_r(x(r) + \bar{z}^{(N)})$ converge presque sûrement vers 0 et, à partir de là, que la suite numérique $E[U_r(x(r) + z^{(N)}) - U_r(x(r) + \bar{z}^{(N)})]$ converge vers 0. Par conséquent, $\rho^{(N)}$ étant définie par

$$(3') \qquad E[U(x + z^{(N)})] = E[U(x + \bar{z}^{(N)} - \rho^{(N)})] \quad ,$$

et ε étant une quantité positive arbitrairement petite, on a $\rho^{(N)} < \varepsilon$ pour N suffisamment grand. Donc, à ε près, la moyenne $\bar{z}^{(N)}$ peut être considérée par l'agent A comme équivalente à $z^{(N)}$.

Ce modèle et le résultat auquel il conduit peuvent être interprétés de manière utile notamment dans les deux contextes économiques suivants, très différents l'un de l'autre.

Première interprétation(4) : chacune des variables aléatoires z^n mesure la production d'un bien ou service dont la nature ne varie pas avec n mais qui est obtenu par des techniques ou dans des installations qui, elles, varient avec n ; les aléas attachés au fonctionnement de ces différentes techniques ou installations, donc caractérisant les z^n, sont mélangés entre eux.

Faire fonctionner l'une d'entre elles, par exemple la première, à l'échelle z^1, c'est pour A assumer la prime de risque non négligeable correspondante ρ^1. Il est préférable d'en faire fonctionner N simultanément, chacune à l'échelle $\frac{1}{N} z^n$, si la réduction à $\rho^{(N)}$ - quantité d'autant plus proche de 0 que N est grand - de la prime de risque fait plus que compenser, s'il y a lieu, des rendements d'échelle croissants dans certaines des techniques ou installations considérées.

Deuxième interprétation : considérons un ensemble de N agents économiques $i = 1, \ldots, N$, ayant tous une fonction de préférence qui a la forme (1) - (2) mais qui peut différer d'un agent à l'autre ; chacun d'eux est susceptible de ressentir les effets d'un projet (ou d'un ensemble coordonné de projets), le $i^{\text{ème}}$ sous la forme *directe* d'une variable aléatoire z^i. A pareille forme peut, si l'ensemble des N agents acceptent ce mécanisme d'assurance[5], être substituée une forme indirecte : la variable aléatoire

$$\bar{z}^i + \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} (z^n - \bar{z}^n) = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} z^n + b^{(N)} \tag{5}$$

avec

$$b^{(N)} = \bar{z}^i - \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \bar{z}^n \quad .$$

Du point de vue de chaque agent économique i et sous réserve que N soit suffisamment grand pour permettre de négliger $\rho^{(N)}$ définie par (3'), il convient d'évaluer z^i à sa valeur moyenne $\bar{z}^i$. C'est en effet $\frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} z^n + b^{(N)}$ qui lui importe maintenant ; or cette variable aléatoire peut être évaluée à sa valeur moyenne qui n'est précisément autre que $\bar{z}^i$. Ce résultat est en accord avec celui établi par d'autres voies dans E. Malinvaud (1972).

Sous réserve que le mécanisme d'assurance nécessaire fonctionne effectivement, on peut alors par exemple appliquer le modèle à l'ensemble des investissements publics réalisés dans un pays pour augmenter la sécurité routière sous forme de diminution des dommages matériels susceptibles d'être encourus : la considération des avantages moyens de ces investissements suffit. Ceci n'est en général plus vrai lorsqu'il y a lieu de considérer des dommages qu'il n'est pas possible d'exprimer uniquement en termes monétaires, car alors la structure de la fonction U_r devrait elle-même dépendre aussi de s ; or le modèle n'est déjà plus vrai dans le cas particulièrement simple, correspondant à $R = \{1\}$, où (2) s'écrit :

(6) $$\sum_s p(s)\ U_s(x + z(s)) \quad .$$

1.3. Modèle n° 2 : partage des conséquences d'un projet sans atténuation des aléas eux-mêmes

Nous considérons ici un projet[6] susceptible d'engendrer un avantage total net Z réparti entre N_o agents économiques, le $n^{\text{ème}}$ d'entre eux recevant $a^{(n)}Z$, avec $a^{(n)} > 0$, $n = 1,\dots, N_o$, et $\sum_{n=1}^{N_o} a^{(n)} = 1$. Z est une variable aléatoire réelle, bornée en valeur absolue et d'espérance mathématique $\bar{Z} = E[Z] > 0$; il se fait cependant que les aléas affectant Z sont tels que, quel que soit $n \in \{1,\dots,N_o\}$, on a

(7) $$E[U^{(n)}(x^{(n)} + a^{(n)}Z)] < E[U^{(n)}(x^{(n)})] \quad .$$

On cherche alors à intéresser au projet une population élargie[7] à un ensemble $\{1,\dots, N_o,\dots, N,\dots\}$, comprenant les N_o agents initiaux dont les parts sont réajustées de façon que chaque agent N ait un taux de participation $a^{(N)}>0$. Si sont satisfaites les hypothèses de la proposition suivante, celle-ci fait, en dépit de (7), apparaître comme un critère *suffisant* en faveur de la réalisation du projet le fait que $\bar{Z}$ soit positive.

Proposition[8] : si

(a) les variables aléatoires $x^{(n)}$, $n = 1,\dots, N_o,\dots, N,\dots$, sont mélangées vis-à-vis de la variable aléatoire Z ;

(b) le produit $N.\mu^{(N)}$, où $\mu^{(N)} = \max_{n \leq N} a^{(n)}$, tend vers une limite finie lorsque N tend vers l'infini ;

(c) quelque soit l'agent n et quelque soit l'évènement $r \in R^{(n)}$ l'affectant avant considération du projet, $U_r^{(n)}$ est dérivable au point $x_r^{(n)}$;

(d) les espérances mathématiques $E[U^{(n)\prime}(x^{(n)})]$, $n = 1,\dots, N,\dots$, sont bornées inférieurement par un nombre strictement positif indépendant de n ;

alors

(8)
$$\sum_{n=1}^{N} \rho^{(n)} \xrightarrow[N \to +\infty]{} 0$$

$\rho^{(n)}$ étant définie par

(3")
$$E[U^{(n)}(x^{(n)} + a^{(n)}Z)] = E[U^{(n)}(x^{(n)} + a^{(n)}\bar{Z} - \rho^{(n)})] \quad .$$

Démonstration : en vertu de l'inégalité fondamentale relative aux fonctions concaves on a, quels que soient $n \leqslant N$ et $r \in R^{(n)}$,

$$U_r^{(n)}(x^{(n)}(r) + a^{(n)}\bar{Z} - \rho^{(n)}) - U_r^{(n)}(x^{(n)}(r) \leqslant (a^{(n)}\bar{Z} - \rho^{(n)})\, U^{(n)'}(x^{(n)}(r)) \quad ;$$

donc aussi, par passage à l'espérance mathématique et application de (3"),

(9)
$$E[U^{(n)}(x^{(n)} + a^{(n)}Z)] - E[U^{(n)}(x^{(n)})] \leqslant (a^{(n)}\bar{Z} - \rho^{(n)})\, E[U^{(n)'}(x^{(n)})] \quad .$$

Dans l'inégalité (9), le premier membre peut s'écrire :

$$E[U^{(n)'}(x^{(n)}) \,.\, a^{(n)}Z] + O((\mu^{(N)})^2)$$

où $O((\mu^{(N)})^2$ est une quantité dont le quotient par $\mu^{(N)}$ tend vers 0 lorsque $\mu^{(N)}$ tend vers 0.

Que les variables aléatoires $x^{(n)}$ soient mélangées vis-à-vis de la variable aléatoire Z et que celle-ci soit bornée en valeur absolue (on désignera par K une borne pour Z) permet d'écrire, en vertu du théorème 1 :

(10)
$$|E[U^{(n)'}(x^{(n)}).a^{(n)}Z] - E[U^{(n)'}(x^{(n)})].E[a^{(n)}Z]| \leqslant 2\mu^{(N)}K\, E[U^{(n)'}(x^{(n)})]\; f(n).$$

Il résulte de (9) et (10) que

$$(a^{(n)}\bar{Z} - \rho^{(n)}).E[U^{(n)'}(x^{(n)})] \geqslant E[U^{(n)'}(x^{(n)})].E[a^{(n)}Z] - 2\mu^{(N)}K\, E[U^{(n)'}(x^{(n)})]\, f(n) + O((\mu^{(N)})^2) \quad ,$$

c'est-à-dire que, en vertu de l'hypothèse (d),

$$(11) \qquad \rho^{(n)} < 2\mu^{(N)} K f(n) + \frac{\mu^{(N)}}{E[U^{(n)'}(x^{(n)})]} O(\mu^{(N)})$$

où $O(\mu^{(N)})$ est une quantité positive qui tend vers O lorsque $\mu^{(N)}$ tend vers O.

Désignons par $k > 0$ une borne inférieure des $E[U^{(n)'}(x^{(n)})]$. Il résulte alors de (11) que

$$(12) \qquad \sum_{n=1}^{N} \rho^{(n)} \leqslant 2\mu^{(N)} K \sum_{n=1}^{N} f(n) + \frac{1}{k} N\mu^{(N)} O(\mu^{(N)}) \quad .$$

Comme le deuxième terme du second membre de (12) tend vers O lorsque N tend vers l'infini, il suffit, pour avoir le résultat de l'énoncé, de montrer qu'il en est de même du premier terme. Or soient ε et η deux nombres positifs arbitrairement petits et $M(\varepsilon)$ et $M(\eta)$ des entiers positifs tels qu'on ait respectivement :

$$\forall\, n > M(\varepsilon) \quad , \quad f(n) < \varepsilon$$

$$\forall\, N > M(\eta) \quad , \quad \mu^{(N)} < \eta \quad ;$$

alors, quel que soit $N > \max\{M(\varepsilon), M(\eta)\}$, on a

$$(13) \qquad \mu^{(N)} \sum_{n=1}^{N} f(n) < \eta.M(\varepsilon).\max_{n \leqslant M(\varepsilon)} f(n) + \mu^{(N)}.(N-M(\varepsilon)).\varepsilon \quad .$$

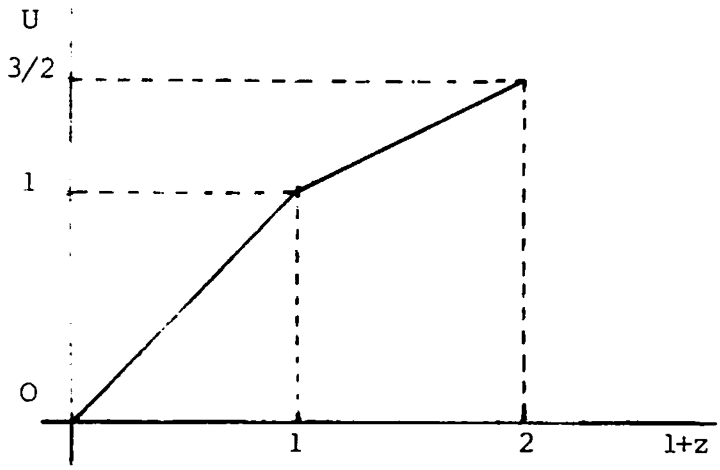
Pour N suffisamment grand, le second membre de (13) et donc le premier aussi peuvent être rendus arbitrairement petits. Q. E. D.

Les conditions (c) et (d) sont nécessaires à la validité de la proposition ; on peut s'en rendre compte grâce aux deux contrexemples suivants où tous les agents sont identiques(que le projet soit ou non réalisé), où R se réduit à un seul élément, où x a la valeur (certaine) 1 et où

$$S = \{1, 2\} \quad \text{avec} \quad p(1) = p(2) = \frac{1}{2}$$

$$Z(1) = 1 \quad , \quad Z(2) = -1$$

(c) <u>Non-existence de la dérivée</u>[9] :



$$U(1+z) = \begin{cases} 1 + z & \text{pour} \quad z \leqslant 0 \\ 1 + \frac{1}{2}z & \text{pour} \quad z \geqslant 0. \end{cases}$$

L'équation (3") s'écrit ici

$$\frac{1}{2}\left(1 + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{N}\right) + \frac{1}{2}\left(1 - \frac{1}{N}\right) = 1 - \rho^{(n)} \quad ,$$

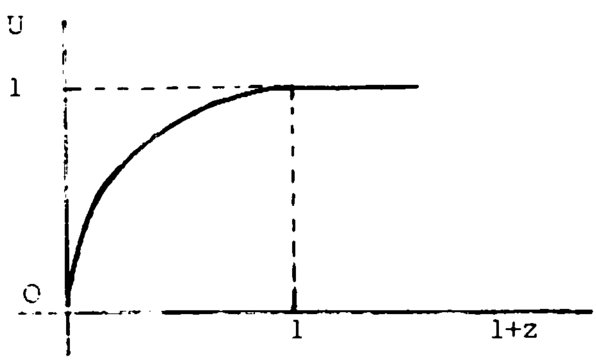
c'est-à-dire

$$\rho^{(n)} = \frac{1}{4N} \quad ;$$

donc

$$\sum_{n=1}^{N} \rho^{(n)} = \frac{1}{4} \quad .$$

(d) <u>Dérivée nulle</u> :



$$U(1+z) = \begin{cases} \sqrt{1 - z^2} & \text{pour} \quad z \leqslant 0 \\ 1 & \text{pour} \quad z \geqslant 0. \end{cases}$$

L'équation (3") s'écrit ici

$$\frac{1}{2} + \frac{1}{2}\sqrt{1 - \left(\frac{1}{N}\right)^2} = \sqrt{1 - (\rho^{(n)})^2} \quad ,$$

c'est-à-dire

$$\rho^{(n)} = \frac{1}{2}\left(2 - 2\sqrt{1 - \frac{1}{N^2}} + \frac{1}{N^2}\right)^{1/2} \quad ;$$

donc

$$\sum_{n=1}^{N} \rho^{(n)} = \frac{1}{2}\left(2N^2 \left(1 - \sqrt{1 - \frac{1}{N^2}}\right) + 1\right)^{1/2} =$$

$$= \frac{1}{2}\left(2N^2 \left(1 - 1 + \frac{1}{2}\cdot\frac{1}{N^2} + O\left(\frac{1}{N^4}\right)\right) + 1\right)^{1/2} \quad ,$$

et

$$\lim_{N \to +\infty} \sum_{n=1}^{N} \rho^{(n)} = \frac{1}{2}(1 + 1)^{1/2} = \frac{1}{\sqrt{2}} \quad .$$

2. Evaluation d'un projet à partir du traitement observé pour un projet comparable

Il n'est pas rare qu'il soit impossible, les conditions favorables n'étant pas remplies, de calculer un équivalent-certain pour juger d'un projet aux conséquences aléatoires. Il pourrait alors, pour autant que cela apparaisse valide, être utile de disposer de critères de jugement établis à partir d'expériences antérieures : si un projet comparable a été précédemment entrepris, la manière dont les aléas attachés à ses conséquences ont été pris en compte peut-elle fournir des indications, fondées sur une base théorique solide et exploitable pratiquement ? Il apparaît que la réponse à cette question n'est positive que si sont satisfaites des conditions assez sévères quant au fonctionnement du secteur de l'économie (que nous qualifierons dans ce qui suit de secteur témoin) où le projet utilisé comme référence a été entrepris, et quant à la comparabilité du projet à l'étude et des réalisations de référence.

Le concept de comparabilité qui, du point de vue où nous nous plaçons, s'est révélé le plus fructueux, est l'appartenance à ce qui dans F. MODIGLIANI and M.H. MILLER (1958) est appelé une même classe de risque. Pour préciser de quoi il s'agit, considérons le modèle suivant d'économie : il y a N consommateurs identiques confrontés à l'incertitude à travers les évènements $\tau \in T \subset \mathcal{B}$ dont dépend leur consommation x en l'unique bien disponible dans cette économie ; ils ont chacun une fonction de préférence analogue à (1.1) :

$$(2.1) \qquad V(x) = E\,[U(x)] = \sum_{\tau} p(\tau)\; U_{\tau}\;(x(\tau))$$

Le bien de consommation est produit par I entreprises, repérées par l'indice i variant de 1 à I, à partir d'un seul et même facteur de production. Si $-y_i$ est la quantité de ce facteur de production mise à la disposition de l'entreprise i, celle-ci produit une quantité de bien de consommation $\eta_i(\tau)$, dépendant de l'évènement τ, déterminée par l'équation de production

$$(2.2) \qquad f_i\,(-y_i)\;(1 + a_i(\tau)) - \eta_i(\tau) = 0 \quad ;$$

a_i est une variable aléatoire qui ne varie pas avec y_i et dont la moyenne est nulle :

$$(2.3) \qquad E\,[a_i] = \sum_\tau p(\tau)\; a_i(\tau) = 0 \quad ;$$

f_i, fonction certaine, concave en $-y_i$, apparaît donc comme la production moyenne de l'entreprise i. Sur l'emploi des ressources initiales Y en facteur de production, et sur la quantité de bien de consommation disponible en chaque évènement τ, pèsent respectivement les contraintes de rareté suivantes :

$$(2.4) \qquad Y + \sum_i y_i = 0 \quad ,$$

$$(2.5) \qquad \sum_i \eta_i(\tau) - Nx(\tau) = 0 \quad .$$

Une allocation optimale du facteur de production résulte de la maximisation de $E\,[U]$ sous les contraintes (2.2), (2.4) et (2.5). En désignant par q la variable duale de la contrainte (2.4), et par $q(\tau)$ les variables duales des contraintes (2.5), on obtient donc les conditions suivantes d'optimalité : pour tout i de 1 à I,

$$- \sum_\tau q(\tau)\; f_i'(-y_i)\;(1 + a_i(\tau)) - q = 0 \quad ;$$

et pour tout $\tau \in T$

$$p(\tau)\; U_\tau'(x(\tau)) - Nq(\tau) = 0 \quad .$$

Par conséquent la productivité marginale moyenne de l'entreprise i doit s'établir à

$$(2.6) \qquad f_i'(-y_i) = \frac{q}{\sum_\tau q(\tau)\,(1 + a_i(\tau))} = \frac{q}{\sum_\tau p(\tau)\, \frac{U_\tau'(x(\tau))}{N}\, (1 + a_i(\tau))} \, .$$

Les variables duales $q(\tau)$ peuvent être interprétées comme constituant le système des prix contingents du bien de consommation ; et leur somme $\hat{q} = \sum_\tau q(\tau)$ comme le prix pour la livraison certaine d'une unité de ce bien. Si la production de l'entreprise i n'était pas aléatoire, mais avait au contraire la même valeur $f_i(-y_i)$ dans tous les états de la nature, la productivité marginale de i serait évidemment égale à, l'optimum, au rapport de prix certains $\frac{q}{\hat{q}}$; les aléas qui l'affectent obligent à multiplier ce rapport par une marge de risque (marginale) :

$$(2.7) \qquad \frac{\hat{q}}{\sum_\tau q(\tau)\,(1 + a_i(\tau))} = \frac{\hat{q}}{\sum_\tau p(\tau)\, \frac{U_\tau'(x(\tau))}{N}\, (1 + a_i(\tau))} \, .$$

Suivant la définition de Modigliani-Miller deux entreprises i et j appartiennent à la même classe de risque si, quel que soit l'état $\tau \in T$, les aléas affectant leurs productions respectives dans cet état sont identiques :

$$(2.8) \qquad a_i(\tau) = a_j(\tau) \;;$$

il n'est fait aucune hypothèse particulière sur les productions moyennes f_i et f_j. De (2.6) et (2.7) résulte trivialement la

<u>Proposition 1</u> : les productions de deux entreprises appartenant à la même classe de risque doivent, à l'optimum, être fixées à un niveau tel que leurs productivités marginales moyennes, et donc leurs marges de risque marginales, soient égales.

Peut-on à partir de là faire la recommandation suivante :

si les entreprises i et j constituent respectivement un représentant du secteur témoin et le projet à l'étude, il convient que le niveau de production de l'entreprise j soit fixé de telle manière que sa productivité marginale moyenne égale celle à laquelle le secteur témoin fait fonctionner l'entreprise i ? La réponse est positive à condition que l'organisation du secteur témoin soit compatible avec la réalisation d'un optimum, en ce sens que son fonctionnement ne contrarie pas cette réalisation, mais au contraire y contribue. Par conséquent, puisque l'économie que nous considérons comporte des risques de production, il faut que l'organisation du secteur témoin les répartisse de manière efficace entre tous les consommateurs, ce qui requiert dans le modèle ci-dessus qu'ils aient tous les mêmes parts au capital de chaque entreprise du secteur témoin, donc à son contrôle et à son bénéfice net. Dans un modèle plus général où les consommateurs diffèrent les uns des autres, notamment quant à leur attitude vis-à-vis du risque, cela requiert l'existence d'un marché boursier parfait comme mécanisme de répartition des participations dans le capital de toutes les entreprises du secteur témoin (sur le fonctionnement d'un pareil marché, voir A. SANDMO (1972)).

Avant d'examiner sur un modèle simple les conséquences, quant au projet à l'étude, d'une répartition inefficace des risques au sein du secteur témoin, nous allons

1. énoncer et démontrer (proposition 2) une propriété souvent invoquée à propos des marges de risque (par exemple dans l'appendice de A. SANDMO (1972), et aux pages 106 et 107 de Commissariat Général du Plan (1973)) ;

2. définir un second concept de comparabilité et de classe de risque, et en apprécier la portée (proposition 3).

<u>Proposition 2</u> : si, dans l'économie définie ci-dessus, les conditions suivantes sont satisfaites

1) U_T est une fonction strictement concave (ce qui exprime strictement l'aversion des consommateurs pour le risque), dérivable et qui ne varie

pas avec τ ; elle peut donc s'écrire simplement U ;

2) pour τ fixé, quel qu'il soit dans T, les aléas $a_i(\tau)$ affectant les productions de toutes les entreprises i, $i = 1,\dots,I$, ont le même signe ;

alors à l'optimum les marges de risque (marginales) de toutes les entreprises sont supérieures à 1, et une entreprise ne peut avoir une marge de risque égale à 1 que si sa production est certaine.

Démonstration : considérons par exemple la première entreprise. Que sa marge de risque soit supérieure à 1 signifie que

$$\sum_\tau q(\tau)(1 + a_1(\tau)) \leq \hat{q} \ ,$$

c. à d.

$$\sum_\tau q(\tau)\ a_1(\tau) \leq 0 \ ,$$

c. à d.

(2.9) $$\sum_\tau p(\tau)\ U'(x(\tau))\ a_1(\tau) \leq 0 \ .$$

Or, ou bien la production de la première entreprise est certaine, c'est-à-dire $a_1(\tau) = 0$ quel que soit τ ; alors sa marge de risque vaut bien 1 car l'inégalité (2.9) est une égalité. Ou bien, puisque $E[a_1] = 0$, on peut trouver deux valeurs de τ, soit $\tilde{\tau}$ et $\hat{\tau}$, telles que $a_1(\tilde{\tau}) < 0$ et $a_1(\hat{\tau}) > 0$. De la condition 2 ci-dessus, il résulte que

$$\sum_{i=1}^{I} f_i(-y_i)\ .\ a_i(\tilde{\tau}) < \sum_{i=1}^{I} f_i(-y_i)\ .\ a_i(\hat{\tau}),$$

et donc que

$$x(\tilde{\tau}) < x(\hat{\tau}) \ .$$

Par conséquent, en vertu de la condition 1 ci-dessus,

(2.10) $$U'(x(\tilde{\tau})) > U'(x(\hat{\tau})) \ .$$

Comme l'inégalité stricte (2.10) est vraie pour tout couple $\{\tilde{\tau}, \hat{\tau}\}$ tel que $a_1(\tilde{\tau}) < 0$ et $a_1(\hat{\tau}) > 0$, et que $E[a_1] = 0$, on a donc

$$U'(x(\tau))\ p(\tau)\ a_1(\tau) < 0 \quad . \qquad \text{Q.E.D.}$$

La validité de cette proposition est réellement dépendante de ce que

- les consommateurs ont de l'aversion pour le risque ;
- les aléas a_i ne sont jamais corrélés négativement, et U ne dépend pas de l'évènement τ ; sinon des effets contraléatoires pourraient se produire, qui rendraient inférieures à 1 certaines marges de risque ;
- les aléas des tranches successives de production correspondant à la même fonction de production sont par nature corrélés positivement.

Un autre concept de classe de risque peut être envisagé, qui conviendrait pour regrouper des risques stochastiquement indépendants (par éloignement géographique par exemple), mais techniquement analogues. Pour le définir, reprenons le modèle défini par les équations (2.1) à (2.5), avec U indépendante de τ et avec $I = 2$. Nous nous intéressons au cas où a_1 et a_2 sont deux variables aléatoires stochastiquement indépendantes dont les distributions marginales sont identiques. Les évènements pertinents pour ce modèle seront donc repérés par un indice double (σ, τ), $\sigma \in S$, $\tau \in T$, où S est formellement identique à T, et la probabilité que l'évènement (σ, τ) se réalise vaut $p(\sigma) \cdot p(\tau)$; n'est-il pas légitime de considérer que les deux entreprises appartiennent à la même classe de risque dans le sens que la propriété suivante est satisfaite

$$\forall\ \theta \in S,\ a_1(\theta) = a_2(\theta) = a(\theta) \quad ?$$

Avec un tel concept, on a une propriété analogue à la proposition 2 ; on a aussi la

<u>Proposition 3</u> : à l'optimum, l'implication suivante est satisfaite

$$\text{(2.11)} \qquad f_2(-y_2) > f_1(-y_1) \Rightarrow f_2'(-y_2) > f_1'(-y_1) \quad .$$

Démonstration : on a

$$f_1'(-y_1) = \frac{q}{\sum_\sigma \sum_\tau p(\sigma)\ p(\tau)\ U'(x(\sigma,\tau))(1 + a(\sigma))} ,$$

$$f_2'(-y_2) = \frac{q}{\sum_\sigma \sum_\tau p(\sigma)\ p(\tau)\ U'(x(\sigma,\tau))(1 + a(\tau))} ;$$

il convient de démontrer que le dénominateur de f_1' est plus grand que le dénominateur de f_2'. Ceci résultera immédiatement de ce que, pour tout couple $\{\tilde{\theta},\hat{\theta}\}$ d'indices différents dans l'ensemble formellement commun que parcourent σ et τ, on a l'inégalité

$$(2.12) \qquad U'(x(\tilde{\theta},\hat{\theta}))(1 + a(\tilde{\theta})) + U'(x(\hat{\theta},\tilde{\theta}))(1 + a(\hat{\theta})) >$$

$$> U'(x(\tilde{\theta},\hat{\theta}))(1 + a(\hat{\theta})) + U'(x(\hat{\theta},\tilde{\theta}))(1 + a(\tilde{\theta})) .$$

Cette inégalité s'établit de la manière suivante : $a(\tilde{\theta})$ et $a(\hat{\theta})$ sont nécessairement différents ; supposons par exemple que $a(\tilde{\theta}) > a(\hat{\theta})$. Il suffit alors de démontrer que

$$U'(x(\tilde{\theta},\hat{\theta})) - U'(x(\hat{\theta},\tilde{\theta})) > 0 ,$$

c'est-à-dire

$$x(\tilde{\theta},\hat{\theta}) < x(\hat{\theta},\tilde{\theta}) ,$$

c'est-à-dire

$$f_1(-y_1)\ a(\tilde{\theta}) + f_2(-y_2)\ a(\hat{\theta}) < f_1(-y_1)\ a(\hat{\theta}) + f_2(-y_2)\ a(\tilde{\theta}) ,$$

c'est-à-dire

$$f_1(-y_1)(a(\tilde{\theta}) - a(\hat{\theta})) < f_2(-y_2)(a(\tilde{\theta}) - a(\hat{\theta})) ,$$

et cette dernière inégalité est vraie par hypothèse. Q.E.D.

De la proposition 2 on peut tirer la règle suivante, valide si l'organisation du secteur témoin est compatible avec la réalisation d'un optimum : si le projet témoin f_1 fonctionne au niveau $-y_1$ de facteur de production utilisé, alors le projet f_2 doit fonctionner à un niveau $-y_2$

compris entre deux bornes $-\tilde{y}_2$ et $-\hat{y}_2$ définies par les équations

$$f_2(-\tilde{y}_2) = f_1(-y_1)$$

et

$$f_2'(-\hat{y}_2) = f_1'(-y_1) \quad .$$

Il est clair que ce résultat est plus limité que celui que fournit la proposition 1. Il faut aussi souligner le fait que, dans un modèle comportant plus de deux entreprises ou projets, la proposition 3 ne reste vraie que si les productions des deux entreprises que l'on compare sont respectivement corrélées de manière similaire avec les autres aléas présents dans le modèle (10) (pour un exemple d'une telle similarité, voir ci-dessous). Il est par exemple évident qu'elle ne serait plus vraie si la production de la première entreprise était stochastiquement indépendante de tous les autres aléas, alors que dans le même temps les aléas de la production de la seconde entreprise étaient exactement compensés (effet contraléatoire parfait) par ceux de la production d'une troisième.

Examinons maintenant ce qui se passe lorsque l'organisation du secteur témoin n'est pas compatible avec la réalisation d'un optimum. Reprenons le modèle utilisé pour démontrer la proposition 3, mais avec quatre entreprises : les deux premières ont des productions moyennes respectives f et g affectées du même aléa a fonction de σ ; pour elles les équations (2.2) s'écrivent donc

$$f(-y_1) \;.\; (1 + a(\sigma)) - \eta_1(\sigma) = 0 \tag{2.13}$$

$$g(-z_1) \;.\; (1 + a(\sigma)) - \zeta_1(\sigma) = 0 \;. \tag{2.14}$$

Les deux dernières ont les mêmes productions moyennes respectives f et g mais l'aléa, toujours a, qui les affecte, est fonction de τ ; pour elles les équations (2.2) s'écrivent donc

$$f(-y_2) \;.\; (1 + a(\tau)) - \eta_2(\tau) = 0 \tag{2.15}$$

(2.16) $$g(-z_2) \; . \; (1 + a(\tau)) - \zeta_2(\tau) = 0 \; .$$

Les deux entreprises f appartiennent au secteur témoin ; les deux entreprises g constituent le projet à l'étude. Il y a deux consommateurs (N = 2).

Avec une organisation efficace du secteur témoin, chacun des consommateurs recevrait la moitié de la production de chacune des entreprises, dont les productivités marginales moyennes seraient toutes égales, par application des propositions 1 et 3. Mais supposons au contraire que chaque consommateur reçoive la totalité de la production d'une des deux entreprises témoins et la moitié de la production du secteur à l'étude, à quel niveau alors faire fonctionner celui-ci ? La réponse est fournie, chacun des deux consommateurs étant traité de la même manière, par la résolution du programme (qui fournira un optimum de second rang) suivant :

$$\text{Max } E \, [\, U(x) \,]$$

sous (2.13), (2.14) et (2.16),

(2.17) $$Y + 2y_1 + z_1 + z_2 = 0 \quad ,$$

(2.18) $$\eta_1(\sigma) + \frac{1}{2}(\zeta_1(\sigma) + \zeta_2(\tau)) - x(\sigma,\tau) \; = \; 0 \quad ,$$

(2.19) $$z_1 \; = \; z_2 \quad .$$

La présence de $2y_1$ dans la contrainte (2.17), ainsi que l'existence même de la contrainte (2.19), résultent de l'identité du traitement réservé à chacun des deux consommateurs.

La résolution de ce programme fournit les conditions suivantes :

$$f'(-y_1) \; = \; \frac{2q}{\sum\limits_{\sigma} \sum\limits_{\tau} p(\sigma)\; p(\tau)\; U'(x(\sigma,\tau))\,(1 + a(\sigma))}$$

$$g'(-z_1) = \frac{q + \lambda}{\frac{1}{2} \sum\limits_{\sigma} \sum\limits_{\tau} p(\sigma)\ p(\tau)\ U'(x(\sigma,\tau))(1 + a(\sigma))}$$

$$g'(-z_2) = \frac{q - \lambda}{\frac{1}{2} \sum\limits_{\sigma} \sum\limits_{\tau} p(\sigma)\ p(\tau)\ U'(x(\sigma,\tau))(1 + a(\tau))} \cdot$$

En procédant comme à la démonstration de la proposition 3, on démontre que

$$\sum_{\sigma} \sum_{\tau} p(\sigma)\ p(\tau)\ U'(x(\sigma,\tau))(1 + a(\tau)) > \sum_{\sigma} \sum_{\tau} p(\sigma)\ p(\tau)\ U'(x(\sigma,\tau))(1 + a(\sigma)).$$

Comme $z_1 = z_2$, il en résulte que $\lambda > 0$, donc que $f'(-y_1) > g'(-z_1)$; on sera donc moins exigeant sur la productivité marginale moyenne du secteur à l'étude que sur celle du secteur témoin, dans la mesure où le secteur à l'étude réalise au profit de chaque consommateur une diversification des risques dont le secteur témoin est ici incapable. Lorsque les relations entre les divers aléas présents dans le modèle sont plus compliquées, il n'est malheureusement plus possible de tirer une conclusion aussi claire. On peut encore obtenir des formules reliant les productivités marginales moyennes des entreprises du secteur à l'étude à celles des entreprises du secteur témoin, aux paramètres caractérisant les attitudes vis-à-vis du risque des différents consommateurs, et aux parts de ceux-ci dans le capital des entreprises du secteur témoin (pour un exemple de ce genre de formules, voir A. SANDMO (1972), pages 299 et 300) ; mais ces formules sont trop complexes pour être d'interprétation aisée et d'utilité pratique, d'autant qu'elles comportent des grandeurs très difficilement observables.

3. Irréversibilité et valeurs d'option

Le type de choix en incertitude que nous considérons ici réunit les trois conditions suivantes :

(i) Un choix est à opérer immédiatement (c'est-à-dire dans la période présente, par opposition à future) et ses modalités possibles sont caractérisées par des degrés variables d'irréversibilité.

(ii) Il y a incertitude quant aux avantages et aux inconvénients futurs de chacune de ces modalités.

(iii) Cette incertitude pourra être réduite dans un délai plus ou moins long après le moment -présent- où un choix initial doit ainsi être fait (ce qui, en termes imprécis, revient à dire qu'on en saura plus demain sur après-demain qu'on n'en sait aujourd'hui sur après-demain).

Nous disons qu'il y a effet irréversibilité lorsque ces trois conditions sont réunies.

Un agriculteur hésite à planter ses terres en maïs ou en blé ; pas d'effet irréversibilité, les deux modalités du choix envisagé comportant le même degré d'irréversibilité. Si par contre il envisage de défricher un perchis de chênes d'une quarantaine d'années pour augmenter sa production céréalière, l'effet irréversibilité s'applique : abattre les chênes est une modalité de choix assurément plus irréversible que les conserver au moins le temps d'une campagne céréalière ; il y a incertitude en ce sens que les cours des céréales et du bois -sans parler des autres avantages d'une forêt- dans les cinquante années à venir ne sont pas parfaitement connus ; mais le seront de façon moins imprécise à mesure que passeront les années de telle sorte qu'il y a réduction de l'incertitude, c'est-à-dire amélioration de l'information disponible sur les conséquences d'un choix.

Qu'implique alors l'effet irréversibilité ? Que plus une modalité du choix considéré est irréversible plus il faut lui imputer, en sus de tous les coûts que lui imputent les méthodes habituelles du calcul économique, un coût d'option élevé ; celui-ci traduit la perte en matière de liberté d'action future résultant de la plus grande irréversibilité de la modalité choisie. Ainsi dans l'exemple de l'agriculteur un premier calcul peut-il faire croire que la rentabilité espérée d'un emblavement est supérieure à celle du maintien, au moins temporaire, de la chênaie, alors que la rentabilité (la précédente diminuée du coût ou valeur d'option) à espérer réellement de l'emblavement est inférieure.

Comme nous allons le montrer, la simple perspective aujourd'hui d'obtenir ultérieurement une information plus précise sur l'avenir fait apparaître une valeur d'option positive dont l'ordre de grandeur peut être très significatif en faveur des modalités les moins irréversibles d'un choix.

Il ne faut pas chercher à mettre en évidence la valeur d'option dans un univers statique, atemporel. Dans un pareil univers aucune décision n'est plus ou moins irréversible qu'aucune autre ; il apparaît donc impossible d'y rencontrer la valeur d'option. Il nous faut considérer le problème sur au moins deux [(11)] périodes -dont nous supposerons, pour simplifier les choses au maximum, que sur la seconde seule [(11)] pèse une incertitude- de façon à être dans un univers séquentiel où les décisions à prendre s'enchaînent dans le temps.

Soit un agent économique A qui peut disposer de deux biens dont le premier -assimilons-le au revenu de A- en quantité y réelle positive. La quantité disponible du second ne peut par contre prendre que deux [11] valeurs, $D = d$ ou $D = \bar{d}$. Pour fixer l'imagination interprétons D de la manière suivante : d signifie qu'il n'est porté aucune atteinte à l'état présent de la réserve naturelle du Mercantour, $\bar{d}$ qu'une station de ski est construite en son milieu.

Deux [11] évènements sont possibles à la deuxième période, aux probabilités respectives Π et $1 - \Pi$; les préférences de A pour la deuxième période en dépendent de sorte que nous les représenterons par une fonction V ayant la même structure probabiliste que (1) :

$$(3.1) \qquad U^{(1)}(y^{(1)}, D^{(1)}) + \Pi\, U_1^{(2)}(y^{2)}, D^{(2)}) + (1 - \Pi)\, U_2^{(2)}(y^{(2)}, D^{(2)}),$$

les indices supérieurs se référant aux périodes, les indices inférieurs aux évènements.

Si $D^{(1)} = d$ (décision prise à l'instant 1, début de la première période) le choix reste ouvert entre $D^{(2)} = d$ et $D^{(2)} = \bar{d}$ (décision prise à l'instant 2, début de la seconde période) ; alors que si $D^{(1)} = \bar{d}$ l'irréversibilité de cette décision implique $D^{(2)} = \bar{d}$. Supposons qu'il en coûte $C^{(j)}$ (c'est en partie un coût d'opportunité) d'avoir $D^{(j)} = d$ plutôt que $D^{(j)} = \bar{d}$, $j = 1,2$. Pour éviter toute complication superflue, nous supposerons qu'il n'y a pas [11] d'incertitude ni sur les coûts $C^{(j)}$ ni sur les revenus $y^{(j)}$ ($y^{(j)}$ est le revenu avant paiement de $C^{(j)}$). Ceci permet d'écrire sans aucune ambigüité $U^{(1)}$, $U_1^{(2)}$ et $U_2^{(2)}$ en fonction seulement de d ou $\bar{d}$; par exemple : $U^{(1)}(\bar{d}) = U^{(1)}(y^{(1)}, \bar{d})$; $U^{(1)}(d) = U^{(1)}(y^{(1)} - C^{(1)}, d)$; etc.

Bien entendu, si $U^{(1)}(d) \geq U^{(1)}(\bar{d})$, les caractéristiques de la seconde période n'ont aucune influence sur le choix à opérer à l'instant 1, qui est manifestement $D^{(1)} = d$. Notre intérêt va au cas où

$$U^{(1)}(d) < U^{(1)}(\bar{d}). \tag{3.2}$$

Considérons d'abord la situation dans laquelle aucune information nouvelle, sur l'évènement qui se réalisera pendant la deuxième période, ne parvient à A entre l'instant 1 et l'instant 2. Tout se passe comme si l'on était dans un univers atemporel : la valeur de $D^{(2)}$ ne pourra pas, à l'instant 2, être modulée en fonction de l'évènement se réalisant ; elle en sera par la force des choses indépendante. Dans ces conditions A décide, à l'instant 1, $D^{(1)} = d$ ou $D^{(1)} = \bar{d}$ suivant que $P \geq C^{(1)}$ ou que $P < C^{(1)}$, P étant sa propension à payer à l'instant 1 pour avoir $D^{(2)} = d$; P est donc définie par l'équation :

$$U^{(1)}(\bar{d}) + \Pi\, U_1^{(2)}(\bar{d}) + (1-\Pi)\, U_2^{(2)}(\bar{d}) = \tag{3.3}$$

$$= U^{(1)}(y^{(1)} - P, d) + \max\{\Pi\, U_1^{(2)}(d) + (1-\Pi)\, U_2^{(2)}(d), \Pi\, U_1^{(2)}(\bar{d}) + (1-\Pi) U_2^{(2)}(\bar{d})\}.$$

Considérons maintenant le cas où, entre l'instant 1 et l'instant 2, un supplément d'information parvient à A, dont il pourra tenir compte pour, à l'instant 2, moduler sa décision $D^{(2)}$. Toujours par souci de clarté dans l'exposé nous faisons ici encore une hypothèse simplificatrice [11] : le supplément d'information est maximum, c'est-à-dire qu'à l'instant 2, A sait exactement quel évènement se réalisera pendant la seconde période. Dans ces conditions il est possible de définir la valeur d'option VO que A est prêt à payer à l'instant 1, en sus de P, pour pouvoir choisir à l'instant 2 entre "avoir $D^{(2)} = d$ en payant $C^{(2)}$".

ou

"avoir $D^{(2)} = \bar{d}$ et ne pas payer $C^{(2)}$".

Sur cette base a décide à l'instant 1 :

$$D^{(1)} = d \text{ si } P + VO \geqslant C^{(1)}$$

$$D^{(1)} = \bar{d} \text{ si } P + VO < C^{(1)}.$$

Sans supplément d'information entre l'instant 1 et l'instant 2, cette possibilité de choisir à l'instant 2 n'a pas de sens puisque la décision $D^{(1)} = d$ à l'instant 1 ne peut, en raison de (3.2), se justifier que dans la perspective de choisir sûrement $D^{(2)} = d$ à l'instant 2. VO est définie par l'équation :

$$(3.4) \qquad U^{(1)}(\bar{d}) + \Pi\, U_1^{(2)}(\bar{d}) + (1-\Pi)\, U_2^{(2)}(\bar{d}) =$$

$$= U^{(1)}(y^{(1)}-P-VO,d) + \Pi \max\{U_1^{(2)}(d),\ U_1^{(2)}(\bar{d})\}$$

$$+ (1-\Pi) \max\{U_2^{(2)}(d),\ U_2^{(2)}(\bar{d})\}.$$

Si par exemple $U_1^{(2)}(d) > U_1^{(2)}(\bar{d})$ et $U_2^{(2)}(d) < U_2^{(2)}(\bar{d})$, la précédente équation s'écrit :

$$U^{(1)}(\bar{d}) + \Pi\, U_1^{(2)}(\bar{d}) + (1-\Pi)\, U_2^{(2)}(\bar{d}) =$$

$$= U^{(1)}(y^{(1)} - P - VO,\ d) + \Pi\, U_1^{(2)}(d) + (1-\Pi)\, U_2^{(2)}(\bar{d}).$$

Comme

$$\Pi\, U_1^{(2)}(d) + (1-\Pi)\, U_2^{(2)}(\bar{d}) > \Pi\, U_1^{(2)}(d) + (1-\Pi)\, U_2^{(2)}(d)$$

et que

$$\Pi\, U_1^{(2)}(d) + (1-\Pi)\, U_2^{(2)}(\bar{d}) > \Pi\, U_1^{(2)}(\bar{d}) + (1-\Pi)\, U_2^{(2)}(\bar{d}),$$

il résulte de (3.3) et (3.4) que la valeur d'option VO est bien strictement positive. Diverses simulations montrent qu'elle peut représenter un pourcentage important des avantages bruts attendus d'un projet à l'abandon duquel elle est ainsi susceptible d'apporter une contribution décisive.

NOTES

(1) se reporter à J. HIRSCHLEIFER (1965). Les hypothèses en question sont significativement moins contraignantes que celles qui, assurant l'indépendance de U par rapport à r, conduisent pour V à la forme de Von Neumann-Morgenstern. On verra par contre en 1.2 (Deuxième interprétation) pourquoi U ne peut pas dépendre de s.

(2) quel que soit r la concavité de U_r implique en effet

$$\sum_s p(s)\ U_r(x(r) + z(s)) = U_r(x(r) + \bar{z} - \rho(r))$$

avec

$$0 \leqslant \rho(r)$$

Soit $\mu = \underset{r \in R}{\mathrm{Max}}\ \rho(r)$; alors on a quel que soit r

$$E\,[U(x + \bar{z} - \mu)] \leqslant E\,[U(x + z)] \leqslant E\,[U(x + \bar{z})]\ .$$

Comme $E\,[U(x + \bar{z} - q)]$ est une fonction continue de la variable (certaine) réelle q, il existe une valeur ρ de cette dernière, comprise entre 0 et μ, telle que (3) soit vérifiée.

(3) il existe de nombreux concepts de mélange ("mixing") aléatoire qui, tous, comportent comme cas particulier l'indépendance stochastique. L'un d'eux est utilisé dans E. MALINVAUD (1972). Nous utilisons ici celui introduit et étudié dans H. COHN (1965). Pour une présentation générale voir P. REVESZ (1968).

(4) dans cette première interprétation, $b^{(N)} = 0$ quel que soit N.

(5) dont on néglige ici les coûts de transaction et d'administration.

(6) par exemple la mise en oeuvre à l'échelle industrielle d'une nouvelle technique, la première mise en exploitation d'un gisement de matières premières...

(7) de cet élargissement et du réajustement qu'il implique, on néglige ici les coûts de transaction et d'administration.

(8) les résultats de K.J. ARROW and R.C. LIND (1970) et, pour ce qui est des hypothèses concernant la dépendance stochastique tout au moins, de L.P. FOLDES and R. REES (1977) constituent des cas particuliers de cette proposition.

(9) ce contrexemple est dû à C. BIDARD (1976).

(10) ceci est vrai par construction même pour le concept de classe de risque proposé par F. MODIGLIANI and M.H. MILLER.

(11) toutes ces hypothèses sont faites uniquement pour la simplicité de l'exposé, de façon à faire apparaître concepts et relations essentiels avec un maximum de clarté. Même l'hypothèse que la variable D est discrète peut être levée ; mais l'analyse devient alors beaucoup plus délicate comme il apparaît dans Cl. HENRY (1974).

REFERENCES

K.J. ARROW and R.C. LIND (1970)
Uncertainty and the evaluation of public investment decisions.
American Economic Review, 60 (June 1970) 364-78.

C. BIDARD (1976)
Risques individuels et investissements publics.
Note interne, U.E.R. de Luminy, Université d'Aix-Marseille II, août 1976.

H. COHN (1965)
On a class of dependent random variables.
Revue Roumaine de Mathématiques Pures et Appliquées, 10 (1965) 1593-1606.

C.G.P. (Commissariat Général du Plan) (1973)
Calcul économique et planification.
La Documentation française, Paris, 1973.

A.C. FISHER (1973)
A paradox in the theory of public investment.
Journal of Public Economics, 2 (November 1973) 405-8.

L.P. FOLDES and R. REES (1977)
A note on the Arrow-Lind theorem.
American Economic Review, 67 (March 1977) 188-93.

Cl. HENRY (1974)
Option values in the economics of irreplaceable assets.
The Review of Economic Studies, Symposium (1974) 89-104.

J. HIRSCHLEIFER (1965)

The investment decision under uncertainty : choice-theoretic approaches.

Quarterly Journal of Economics, 79 (Nov. 1965) 509-36.

E. MALINVAUD (1972)

The allocation of individual risks in large markets.

Journal of Economic Theory, 4 (April 1972) 312-28.

F. MODIGLIANI and M.H. MILLER (1958)

The cost of capital, corporation finance and the theory of investment.

American Economic Review, 48 (June 1958) 261-97.

P. REVESZ (1968)

The laws of large numbers.

Academic Press, New York, 1968.

A. SANDMO (1972)

Discount rates for public investment under uncertainty.

International Economic Review, 13 (June 1972) 287-302.