

ÉVALUATION DES RISQUES DE FUITE AU TRAVERS DE LA BARRIÈRE MULTICOUCHE D'UNE AIRE DE LIXIVIATION EN TAS : TRAITEMENT CONJOINT D'INCERTITUDES ALÉATOIRES ET ÉPISTÉMIQUES

RISK ASSESSMENT FOR LEAKAGE FROM A HEAP LEACH PAD COMPOSITE LINER: JOINT TREATMENT OF ALEATORY AND EPISTEMIC UNCERTAINTIES

Dominique GUYONNET¹, Nathalie TOUZE-FOLTZ², John LUPO³, Charlie MATHEY⁴

¹ BRGM-ENAG, Orléans, France

² Cemagref, Antony, France

³ AMEC Earth and Environmental, Englewood, USA

⁴ ENS Cachan, Cachan, France

RÉSUMÉ – Il y a une tendance dans l'industrie minière vers une utilisation accrue de l'évaluation des risques, aux différents stades d'un projet minier : c'est le cas de l'utilisation des géosynthétiques dans le domaine minier, par exemple sur les aires de lixiviation en tas. L'évaluation des risques fait appel à des modèles dont les paramètres sont souvent entachés d'incertitude. On propose une évaluation des risques de fuite au travers d'une barrière multicouche sur une aire de lixiviation en tas, en tenant compte de deux types distincts d'incertitude : aléatoire (reflétant de la variabilité) et épistémique (reflétant la nature incomplète/imprécise de l'information disponible). Le traitement conjoint de ces deux types d'incertitudes permet de contribuer de manière plus cohérente au processus d'aide à la décision.

Mots-clés : Lixiviation en tas, barrière multicouche, évaluation des risques, incertitudes, HyRisk

ABSTRACT – There is a shift in the mining industry towards an increased use of risk assessment at the various stages of a mining project. This applies also to the use of geosynthetics in mining applications, e.g. in heap leach pads. Risk assessments use models that involve parameters which are often affected by uncertainty. In this paper, we propose a risk assessment for leakage from a heap leach pad multilayer liner, taking into account two different types of uncertainties: aleatory (reflecting random variability) and epistemic (reflecting the incomplete nature of available information). It is shown how these distinct types of uncertainties can be accommodated in the estimation of risk, to contribute in a more consistent fashion to the decision-making process.

Keywords: Heap leach pad, multilayer barrier, risk assessment, uncertainty, HyRisk

1. Introduction

L'évaluation des risques est devenue une composante essentielle des projets miniers, pas uniquement durant la phase dite « post-exploitation » (après-mine), mais également au stade du projet de faisabilité, afin d'estimer des impacts environnementaux et/ou sanitaires potentiels et ainsi aider à améliorer le dimensionnement des installations. Un aspect important, dans un contexte de risques, de nombreuses mines métalliques, a trait à l'extraction de métal sur des aires de lixiviation en tas. Cette technique est utilisée pour l'extraction dans le cas de l'or, du cuivre, de l'argent, de l'uranium, du nickel ainsi que de plusieurs autres métaux et métalloïdes (Lupo, 2010). Une aire de lixiviation en tas consiste de manière schématique en une barrière composite (figure 1) sur laquelle est placé le minerai destiné à être lixivié à l'aide, soit d'un acide fort (de l'acide sulfurique dans le cas du cuivre et du nickel), ou alors d'une solution diluée de cyanure (cas de l'or et de l'argent). Comme il est montré par plusieurs auteurs (Lupo, 2010; Breitenbach et Smith, 2006; Thiel et Smith, 2003), l'ampleur des projets récents de lixiviation en tas est telle qu'elle met les matériaux géosynthétiques dans des situations de contraintes inédites, avec des épaisseurs de minerais atteignant plusieurs centaines de mètres, se traduisant par des contraintes au-delà de 4 MPa. Par ailleurs, la composition chimique des solutions de lixiviation peut être agressive vis-à-vis des géosynthétiques et donc altérer leurs performances.

Cet article propose d'effectuer une évaluation des risques semi-générique pour estimer le risque de fuite au travers de la barrière multicouche d'une aire de lixiviation en tas. Un aspect particulier de la méthodologie proposée est la distinction qui faite entre deux types d'incertitudes : aléatoire et épistémique. L'incertitude aléatoire est liée à la variabilité intrinsèque d'un paramètre qui influence le risque, tandis que l'incertitude épistémique traduit la nature incomplète/imprécise de l'information dont

on dispose concernant un paramètre. Comme l'ont montré Ferson (1996) ou Ferson et Ginsburg (1996), l'amalgame entre ces deux types d'incertitudes est une des confusions les plus fréquentes en évaluation des risques.

2. Méthodologie

2.1. Modèle et hypothèses

Le débit de fuite est calculé pour une barrière composite simple, à l'aide de l'équation empirique définie pour un défaut circulaire ($2 \text{ mm} < \text{diamètre du défaut} < 20 \text{ mm}$) et pour de bonnes conditions de contact entre la géomembrane et la couche minérale faiblement perméable (Giroud, 1997; Touze-Foltz et al., 2008):

$$Q = 0,21 h_w^{0,9} a^{0,1} K_s^{0,74} (1 + 0,1 (h_w/H_s)^{0,95}) \quad (1)$$

où: Q = débit de fuite (m^3/s), h_w = charge hydraulique au-dessus de la géomembrane (m), a = superficie du défaut circulaire (m^2), k_s = conductivité hydraulique de la couche de matériau argileux (m/s), H_s = épaisseur de cette couche (m).

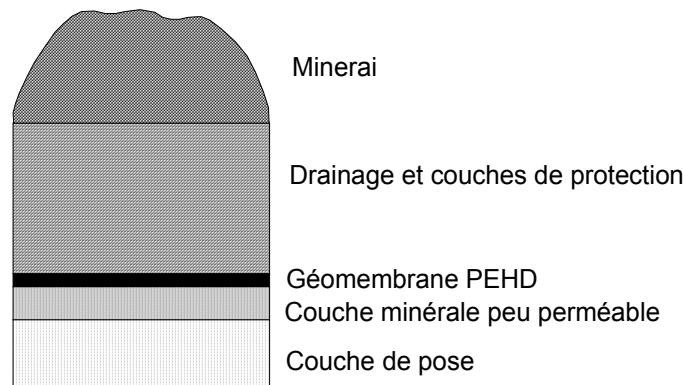


Figure1. Schéma de la barrière composite simple d'une aire de lixiviation en tas (d'après Lupo, 2010)

Giroud et Touze-Foltz (2005) proposent une équation légèrement modifiée pour le cas de défauts de plus grandes dimensions ($100 \text{ mm} < \text{diamètre du défaut} < 600 \text{ mm}$):

$$Q = 0,64 h_w^{0,84} a^{0,18} K_s^{0,77} (1 - 0,1 (h_w/H_s)^{0,027}) \quad (2)$$

Toutefois, une analyse de sensibilité indique que les différences de débits de fuite induites par l'utilisation de l'une ou l'autre de ces équations, pour des conditions identiques, sont faibles (inférieures à un facteur 2) comparé aux différences induites par des variations de certains paramètres clé (notamment k_s et h_w). C'est ce qu'illustrent les figures 2 et 3 qui montrent, respectivement, l'influence de la conductivité hydraulique de la couche minérale, ainsi que de la charge hydraulique, sur les débits de fuite calculés à partir des équations (1) et (2). Les gammes de valeurs utilisées pour les paramètres clé sont analogues à celles considérées plus loin pour le calcul de risque. Dans le cas de k_s (figure 2), le choix de l'une ou l'autre des équations se traduit par une différence de débit de fuite inférieure à un facteur 2 (1,8), tandis que sur cette gamme de valeurs de ($5 \cdot 10^{-10} - 10^{-8} \text{ m/s}$), les débits de fuite varient de plus d'un facteur 10. Compte tenu des variations typiques de la conductivité hydraulique dans les matériaux compactés, ce paramètre aura certainement une influence importante sur la performance des barrières composites en situations réelles. De même pour le cas de la charge hydraulique, le choix de l'équation se traduit par une différence inférieure à un facteur 1,2 (figure 3).

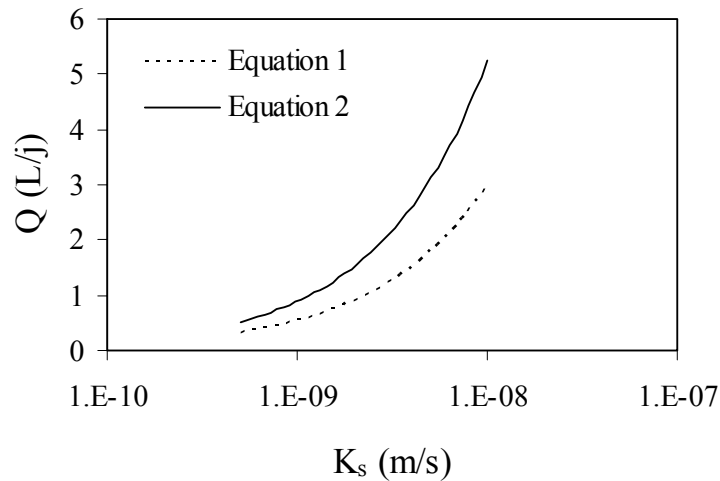


Figure 2. Influence de k_s sur les débits de fuite Q estimés à partir des équations (1) ou (2)

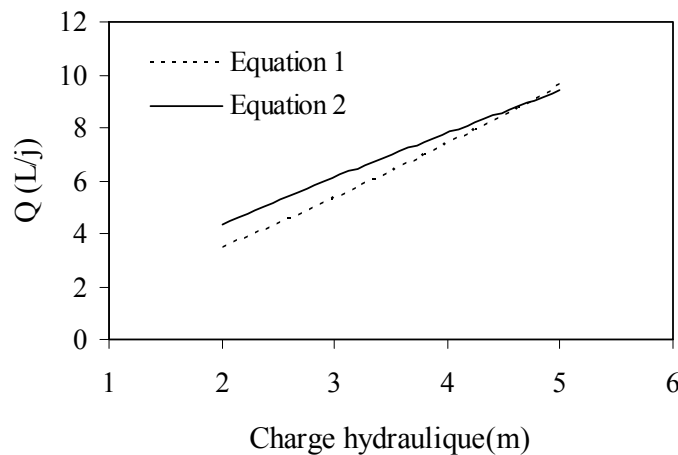


Figure 3. Influence de h_w sur les débits de fuite Q estimés à partir des équations (1) ou (2)

2.2. Représentation d'information incertaine

Tous les paramètres de l'équation (1) sont entachés d'incertitude. Par contre, la nature de cette incertitude peut varier d'un paramètre à l'autre en fonction de l'information disponible. On illustre ci-dessous comme différents modes de représentation de l'incertitude peuvent être sélectionnés en fonction du type d'information.

Un autre paramètre incertain dont il faut tenir compte dans l'évaluation des risques de fuite est le nombre de défauts par hectare. Pour ce paramètre, des études de contrôle de l'étanchéité des géomembranes par la méthode géo-électrique fournissent des informations qui peuvent être traitées par voie statistique. La figure 4 montre l'ajustement automatique, par moindres carrés, de données publiées par Forget et al. (2005). Les fréquences de défauts par hectare dans des géomembranes PEHD, présentées en figure 3 de Forget et al. (2005), ont été transformées en une distribution de fréquences cumulées, qui est ensuite calée à l'aide d'une distribution de probabilité de type Gamma. Ce type de distribution est particulièrement adapté à des populations présentant des fréquences élevées dans les faibles gammes de valeurs. Il est décrit par un paramètre de forme (noté k) et un paramètre d'échelle (noté θ). Les valeurs de calage de la distribution Gamma en figure 4 sont : $k = 0,67$ et $\theta = 6,67$. La figure 4 fournit la probabilité (P) que le nombre de défauts par hectare soit inférieur à telle ou telle valeur. D'après cette figure, le nombre de défauts par hectare qui correspond à un percentile de probabilité de 90% est égal à 12. Cette distribution de probabilité est utilisée ci-dessous dans l'analyse de propagation d'incertitude, pour estimer le débit de fuite à partir d'une aire de lixiviation en tas semi-générique.

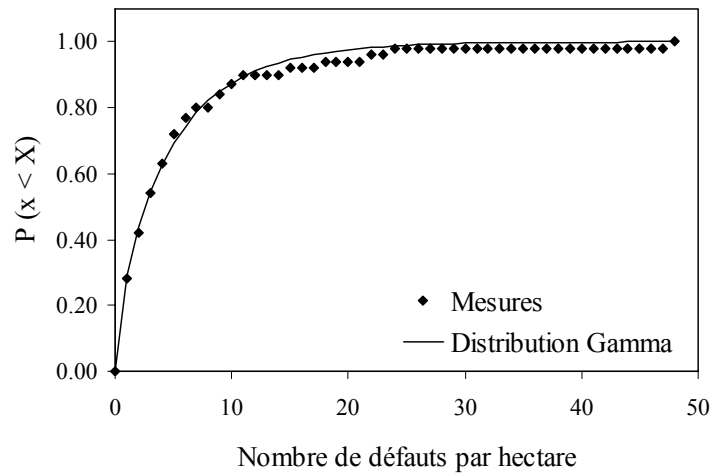


Figure 4. Fréquences cumulées et modèle de distribution de probabilité pour le nombre de défauts par hectare dans la géomembrane (données de Forget et al., 2005)

Pour ce qui concerne les dimensions des défauts, les données proposées dans la littérature permettent également une approche statistique. La figure 5 montre le calage automatique, par moindres carrés, des données mesurées par Colucci et Lavagnolo (1995). Ce calage est obtenu pour : $k = 0,4$ et $\theta = 10,4$. D'après cette figure, 90% des défauts ont une superficie inférieure à 12 cm² (un diamètre inférieur à 4 cm). Compte tenu de la prédominance de défauts de petites dimensions et parce que les équations (1) et (2) ne donnent pas des résultats significativement différents pour la gamme de valeurs de paramètres considérée, l'équation (1) a été utilisée dans le calcul de risque présenté ci-dessous.

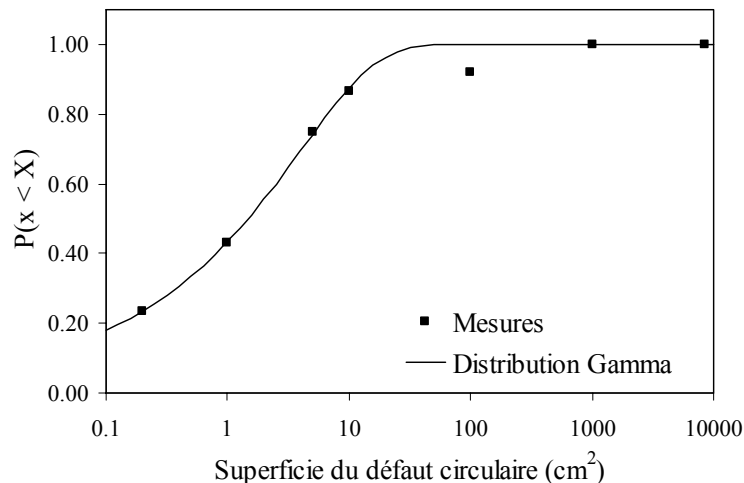


Figure 5. Fréquences cumulées et modèle de distribution pour la superficie des défauts dans la géomembrane. Données de Colucci et Lavagnolo (1995)

Pour la conductivité hydraulique de la couche minérale compactée située sous la géomembrane PEHD, il n'existe pas de données statistiquement représentatives, puisque les variations vont dépendre surtout de conditions locales. Dans ce cas il sera donc nécessaire de s'appuyer sur des données disponibles localement et/ou sur du jugement d'expert, de manière à fournir des estimations des gammes de variation vraisemblables. Pour les besoins de cette évaluation des risques semi-générique, il est supposé que, sur la base de mesures de conductivité hydraulique et de sa connaissance des matériaux utilisés pour mettre en œuvre la couche minérale de faible perméabilité, l'ingénieur en charge de la construction de l'aire de lixiviation en tas est en mesure de fournir les informations suivantes :

- (i) la conductivité hydraulique de la couche minérale est vraisemblablement égale à la valeur cible définie lors du dimensionnement : $5 \cdot 10^{-9}$ m/s ;
- (ii) en raison de la présence d'hétérogénéités, des valeurs inférieures jusqu'à 10^{-9} m/s et/ou supérieures jusqu'à 10^{-8} m/s, sont jugées possibles.

Ce type d'information définit ce qu'on appelle une distribution de possibilité (ou « nombre flou » ; Zadeh, 1978). Une distribution de possibilité attribue des niveaux de vraisemblance (possibilité) à des intervalles de valeurs jugées possibles. La distribution de possibilité la plus simple est l'intervalle min-max classique. Mais dans la pratique, un expert est souvent en mesure d'exprimer des préférences au sein d'un tel intervalle, générant ainsi les « intervalles emboîtés » que sont les nombres flous. En termes de probabilités, un nombre flou représente une « famille » de distributions de probabilité cumulée ; l'information disponible n'étant pas suffisante pour permettre d'en identifier une seule. Cette approche contraste avec celle dite « Bayésienne », où des distributions uniques de probabilité (dites subjectives) sont sélectionnées même en l'absence de données statistiquement représentatives (Dubois et al., 1996).

Afin d'illustrer ces concepts, on considère un paramètre pour lequel la seule information disponible est que sa valeur se situe quelque part entre 5 et 10. La figure 6a montre la distribution de possibilité correspondante ; à savoir un classique intervalle min-max. Toutes les valeurs qui se trouvent à l'intérieur de l'intervalle ont une possibilité de 1, tandis que les valeurs situées en-dehors de l'intervalle sont considérées comme étant impossibles (possibilité = 0). En termes de probabilités, cette information est analogue au fait de dire que la probabilité que le paramètre prenne une valeur inférieure à 5 est nulle, tandis que la probabilité qu'il prenne une valeur inférieure à 10 est égale à 1 (certitude). Ce mode de représentation est illustré dans la figure 6b, qui montre les bornes haute et basse, ainsi que quelques représentants, de la famille de distributions de probabilité cumulée satisfaisant ces conditions. Une hypothèse classique dans un cadre dit Bayésien consisterait à ne supposer qu'une seule distribution au sein de cette famille (typiquement la distribution dite uniforme). Mais cette approche introduit une confusion entre la variabilité inférée par une distribution unique (incertitude aléatoire) et l'imprécision inférée par un intervalle min-max (incertitude épistémique). Comme il est montré dans Guyonnet et al. (1999) et d'autres, supposer une seule distribution en présence d'information incomplète/imprécise, introduit un biais dans l'analyse qui peut avoir des conséquences importantes.

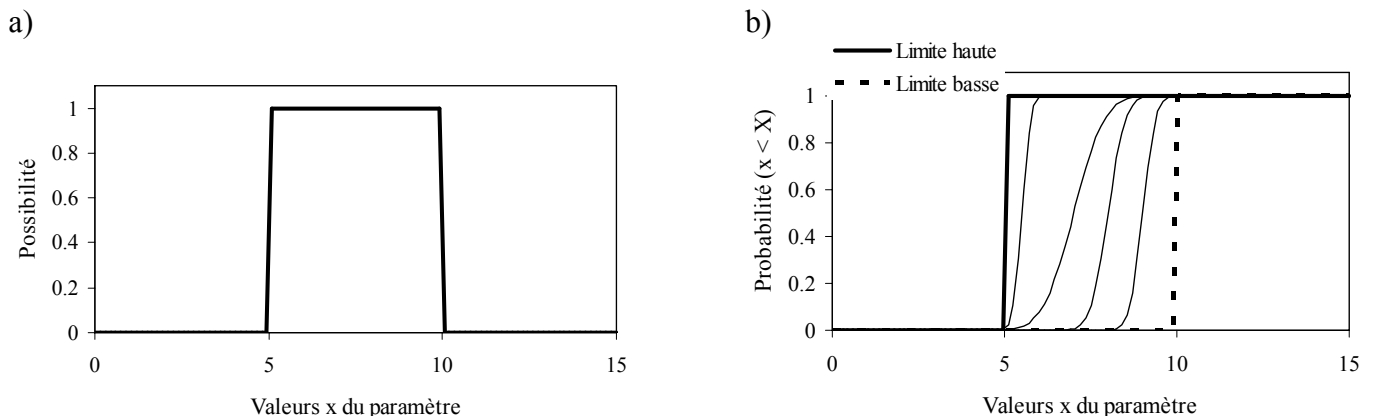


Figure 6. Distribution de possibilité (a) et famille de distributions de probabilité correspondante (b) dans le cas d'un simple intervalle min-max

Pour en revenir à la conductivité hydraulique (k_s), l'information fournie plus haut par l'expert est représentée en figure 7 sous la forme d'une distribution de possibilité. Cette distribution indique que la valeur qui est considérée comme étant la plus vraisemblable est $5 \cdot 10^{-9}$ m/s, tandis que des valeurs aussi basses que 10^{-9} m/s ou aussi élevées que 10^{-8} m/s sont considérées comme étant possibles. A noter que la courbure de cette distribution est un effet des axes semi-logarithmiques. Des branches courbes peuvent néanmoins être spécifiées : en effet des branches convexes traduiraient l'opinion de l'expert que les valeurs situées en dehors du « noyau » de la distribution (dans ce cas $5 \cdot 10^{-9}$ m/s) sont possibles mais très peu vraisemblables. La figure 8 illustre la famille de distributions de probabilité cumulée correspondant à la figure 7.

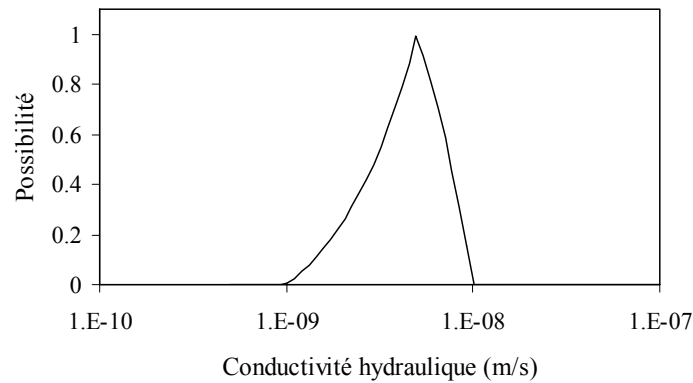


Figure 7. Distribution de possibilité pour la conductivité hydraulique (k_s) de la couche minérale peu perméable

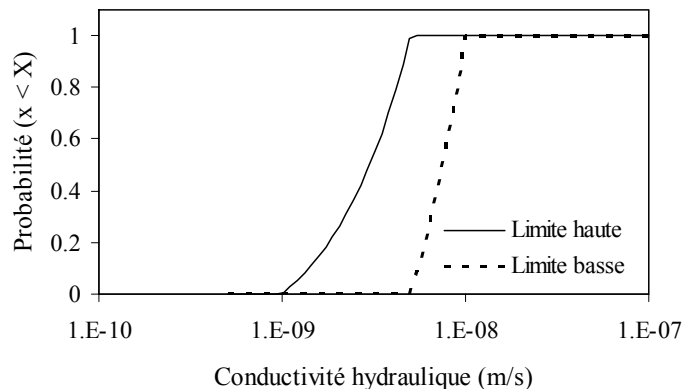


Figure 8. Famille de distributions de probabilité cumulée pour la conductivité hydraulique de la couche minérale peu perméable (k_s)

Les distributions de possibilité sont particulièrement bien adaptées pour représenter du jugement d'expert. Une des raisons pour cela est qu'un expert est en général cohérent avec lui-même : l'intervalle des valeurs qu'il considère comme étant les plus vraisemblables (le noyau de la distribution) est nécessairement inclus dans l'intervalle des valeurs qu'il considère comme étant possibles (le « support » de la distribution). Les distributions de possibilité sont conçues pour représenter des informations incomplètes/imprécises afin d'éviter les biais introduits par l'hypothèse a priori de distributions uniques de probabilité sélectionnées arbitrairement.

Compte-tenu du type d'information qui est typiquement disponible concernant la charge hydraulique au-dessus de la géomembrane (h_w) et l'épaisseur de la couche minérale peu perméable (H_s), des distributions de possibilité sont également sélectionnées pour représenter ces paramètres. La charge hydraulique est représentée en assignant une valeur de dimensionnement de 3 m au noyau de la distribution, tandis qu'une gamme de valeurs jugées possibles entre 2 et 5 m est assignée au support de la distribution, tel qu'illustré dans la figure 9. Pour l'épaisseur de la couche minérale peu perméable, le noyau est pris égal à 0.3 m, tandis que le support est pris entre 0.2 et 0.4 m (figure 10). Dans un contexte avec un contrôle qualité relativement strict (comme par exemple en travaux routiers), les bornes du support pour l'épaisseur de la couche minérale pourraient être plus resserrées. En contexte minier, par contre, une imprécision de ± 10 cm paraît vraisemblable.

2.3. Propagation d'incertitude

Le problème de la propagation conjointe d'incertitudes aléatoires et épistémiques, dans un même calcul de risque, a été étudié par plusieurs auteurs (Baudrit et al., 2005, 2006, 2007; Guyonnet et al., 2003; Cooper et al., 1996). La procédure adoptée ici est la méthode dite « hybride » (Guyonnet et al., 2003) qui combine l'échantillonnage aléatoire de distributions de probabilité, avec le calcul en nombres flous effectué sur les distributions de possibilité (Dubois et al., 2000).

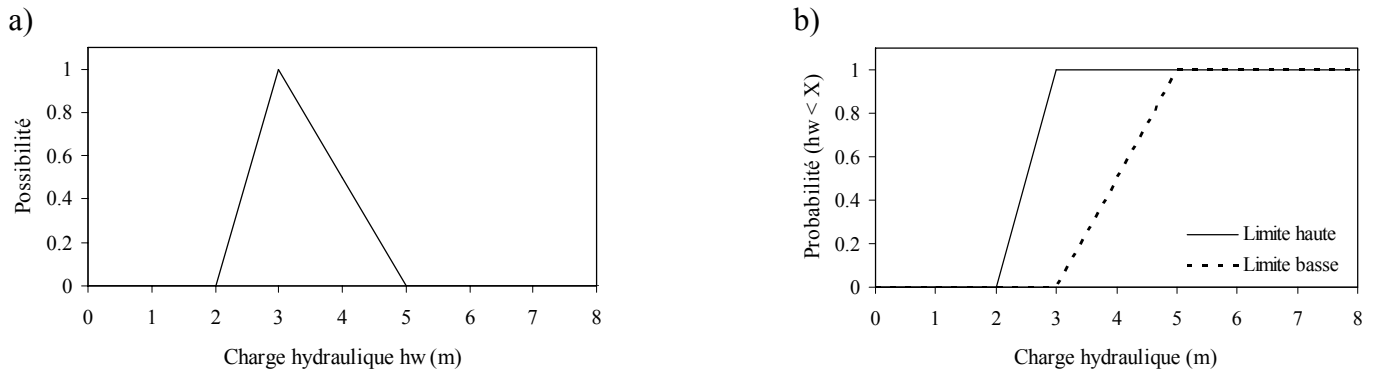


Figure 9. Distributions de possibilité (a) et famille de distributions de probabilité correspondante (b) pour la charge hydraulique au-dessus de la géomembrane (h_w)

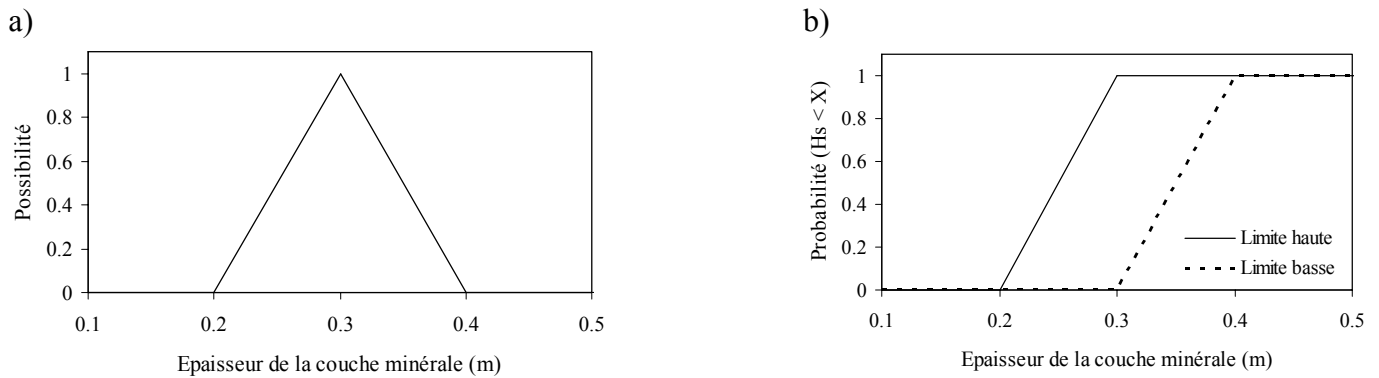


Figure 10. Distribution de possibilité (a) et famille de distributions de probabilité (b) pour l'épaisseur de la couche minérale peu perméable (H_s)

De manière schématique, la procédure consiste à échantillonner de manière aléatoire les distributions de probabilité (dans le cas présent les distributions des figures 4 et 5), puis de rechercher les valeurs min et max du « modèle » (en l'occurrence l'équation 1) pour toutes les valeurs des distributions de possibilité (figures 7 à 10) aux différents niveaux de possibilité (on procède de manière itérative de 0 à 1 par pas de 0,1). En répétant la procédure un grand nombre de fois, le résultat du calcul est obtenu sous la forme d'un nombre flou aléatoire. Comme il est montré dans Baudrit et al. (2005), ce résultat peut ensuite être synthétisé sous la forme d'une famille de distributions de probabilité, en utilisant les fonctions de croyance de Shafer (1976). Le calcul a été effectué à l'aide d'une version modifiée du logiciel HyRisk, ce dernier pouvant être téléchargé gratuitement sur le site du brgm à : www2.brgm.fr/hyrisk.

3. Résultats et discussion

Les résultats du calcul de propagation d'incertitude sont présentés à la figure 11, qui montre les limites haute et basse de la probabilité que le débit de fuite (en litres par hectare par jour) soit en-dessous de telle ou telle valeur. La distance entre ces deux limites de probabilité est une conséquence directe de la nature incomplète de l'information concernant certains des paramètres (les distributions de possibilité présentées plus haut). Par exemple d'après la figure 11, la probabilité que le débit de fuite soit inférieur à $1000 \text{ L ha}^{-1} \text{ j}^{-1}$ est comprise entre 94% et 100%. Ce niveau de débit de fuite (qui correspond à $1,2 \cdot 10^{-9} \text{ m/s}$), est cohérent avec des valeurs présentées dans la littérature, mesurées en sortie de drainage primaire de systèmes de doubles barrières composites, comme par exemple celles de Thiel et Smith (2003), même si les valeurs de charge hydraulique indiquées par ces auteurs sont supérieures à celles supposées ici. Les débits de fuite de la figure 11 pourraient être biaisés vers le haut par la distribution adoptée pour la superficie des défauts (figure 5), qui inclut sans doute des superficies plus importantes que celles typiques d'aires de lixiviation récentes ayant fait l'objet d'un contrôle d'assurance qualité.

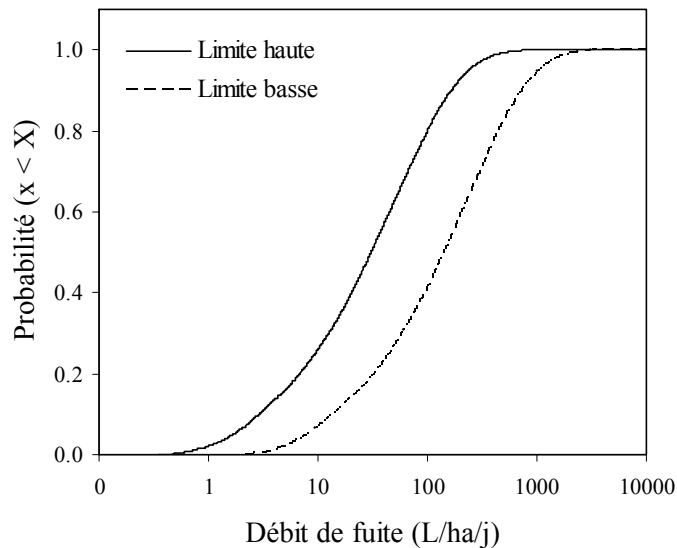


Figure 11. Résultats du calcul de propagation d'incertitude

Dans un contexte d'aide à la décision il est incommode de travailler avec des indicateurs de risque imprécis. C'est pourquoi Dubois et Guyonnet (2011) ont proposé, en s'appuyant sur les travaux antérieurs de Hurwicz (1951), de calculer un indicateur unique (appelé « indice de confiance »), sous la forme d'une moyenne pondérée des limites haute et basse des familles de distributions. Cet indice de confiance est calculé à partir de :

$$f(a_i, b_i) = \alpha a_i + (1 - \alpha) b_i \quad (3)$$

où : a_i et b_i sont, respectivement, les valeurs limites basse et haute prises au niveau de probabilité i , tandis que α est un facteur de pondération. Cette procédure permet de prendre en compte le degré « d'aversion au risque » du décideur. Dans un contexte d'aversion totale au risque, on choisirait une valeur $\alpha = 0$, avec pour conséquence qu'aucun poids ne serait donné à la distribution optimiste de la figure 11 (la distribution haute). Au contraire dans un contexte sans aucune aversion au risque, on prendrait une valeur $\alpha = 1$, c'est-à-dire qu'on ne prendrait en compte que la distribution optimiste. Dans la pratique, il semblerait « raisonnable » de donner plus de poids à la distribution pessimiste mais sans totalement négliger la distribution optimiste. En attribuant un poids de $1/3$ à la distribution optimiste (et par conséquent $2/3$ à la distribution pessimiste), on obtient la distribution de la figure 12. D'après cette figure, le débit de fuite est inférieur à $1000 \text{ L ha}^{-1} \text{ j}^{-1}$ avec un indice de confiance de 97%. Prenant cet indice de confiance comme indicateur unique du risque, cela revient à dire qu'il y a un risque de seulement 3% que le débit de fuite soit supérieur à $1000 \text{ L ha}^{-1} \text{ j}^{-1}$.

Le facteur de pondération de l'équation (3) est bien entendu subjectif, puisqu'il est choisi de manière à refléter le degré d'aversion au risque du décideur. Mais il convient de souligner que cette subjectivité est introduite durant la phase finale d'aide à la décision, ce qui est beaucoup plus aisément justifiable que lorsque des distributions uniques de probabilité sont sélectionnées de manière arbitraire durant la phase de modélisation.

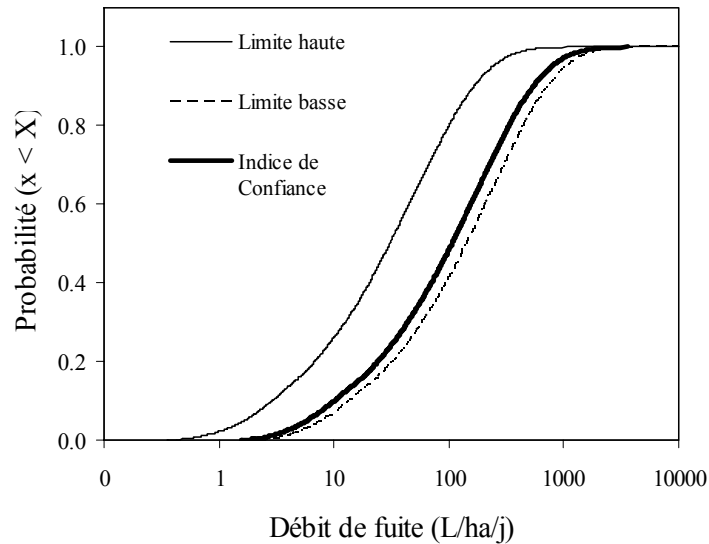


Figure 12. Indice de confiance pour le débit de fuite

4. Conclusions

Cet article propose une application de certains développements récents dans le domaine de la propagation des incertitudes au cas particulier du risque de fuite à partir d'aires de lixiviation en tas. La méthodologie proposée distingue de manière explicite la variabilité réelle et l'imprécision et évite ainsi certains des biais introduits par une sélection arbitraire de distributions uniques de probabilité en présence d'information incomplète/imprécise. Elle est cohérente avec l'idée que l'évaluateur du risque devrait tenter de transmettre aussi fidèlement que possible l'information dont il dispose, pour que la gamme des résultats possibles soit connue. Cette gamme est matérialisée à la figure 11 par l'écart entre les limites haute et basse de probabilité. Si cet écart est jugé trop important, des actions peuvent être entreprises afin de le réduire, notamment en effectuant des mesures relatives aux paramètres qui ont le plus d'influence sur le risque. Une telle analyse ne peut jamais découler d'une analyse de type Monte Carlo effectuée à partir de distributions uniques de probabilité postulées arbitrairement, puisqu'il n'y a aucun moyen de distinguer, dans la variabilité du résultat, celle qui résulte du caractère véritablement aléatoire des paramètres, de celle qui n'est que le fruit des choix arbitraires.

Dans cette évaluation des risques semi-générique, l'incertitude relative au nombre de défauts par hectare et à la superficie des défauts, a été traitée plus haut à l'aide de distributions uniques de probabilité (en l'occurrence de type Gamma), définies à partir d'une analyse statistique de données de la littérature. Dans le cas d'un site spécifique, ces distributions pourraient ne pas être représentatives des conditions du site, en raison par exemple du niveau de contrainte sur la géomembrane. Dans ce cas, on pourra soit utiliser des distributions de possibilité pour qualifier ces paramètres, en faisant appel à du jugement d'expert, ou alors générer des familles de distributions Gamma (au lieu d'une seule) en assignant des intervalles aux paramètres des distributions (les paramètres de forme et d'échelle des distributions Gamma évoqués plus haut). Puisqu'elle introduit une incertitude supplémentaire par rapport aux calculs présentés ci-dessus, cette procédure se traduirait par un plus grand écart entre les limites haute et basse des figures 11 et 12.

5. Références bibliographiques

- Baudrit C., Guyonnet D., Dubois D. (2007). Joint propagation of variability and partial ignorance in a groundwater risk assessment. *Journal of Contaminant Hydrology*, 93, 72-84.
- Baudrit C., Dubois D., Guyonnet D. (2006). Joint propagation and exploitation of probabilistic and possibilistic information in risk assessment models. *IEEE Transactions on Fuzzy Systems*, 14(5), 593-608.
- Baudrit C., Guyonnet D., Dubois D. (2005). Post-processing the hybrid method for addressing uncertainty in risk assessments. *Journal of Environmental Engineering, ASCE*, 131(12), 1750-1754.

- Breitenbach A.J., Smith M.E. (2006). Overview of geomembrane history in the mining industry, *Proceedings 8th International Conference on geosynthetics, Yokohama, Japan*, 345-349.
- Colucci P., Lavagnolo M.C. (1995). Three years field experience in electrical control of synthetic landfill liners. *Proceedings 5th International Lanfill Symposium, Sardinia 1995, Cagliari, Italy*, 2, 437-452.
- Cooper J.A., Ferson S., Ginzburg L. (1996). Hybrid processing of stochastic and subjective uncertainty data. *Risk Anal.*, 16(6), 785-791.
- Dubois D., Guyonnet D. (2011). Risk-informed decision-making under epistemic uncertainty. *International Journal of General Systems*, 40(2), 145-167.
- Dubois D., Kerre E., Mesiar R., Prade H. (2000). Fuzzy interval analysis. In: Fundamentals of Fuzzy Sets, Dubois, D. Prade, H., Eds: Kluwer, Boston, Mass, *The Handbooks of Fuzzy Sets Series*, 483-581.
- Dubois D., Prade H. Smets P. (1996). Representing partial ignorance. *IEEE Trans. on Systems, Man and Cybernetics*, 26(3), 361-377.
- Dubois D., Prade H. (1988). *Possibility Theory: An Approach to Computerized Processing of Uncertainty*, Plenum Press, New York.
- Ferson S., Ginzburg L.R. (1996). Different methods are needed to propagate ignorance and variability. *Reliability Engineering and Systems Safety*, 54, 133-144.
- Ferson S. (1996). What Monte Carlo methods cannot do. *Human and Environmental Risk Assessment*, 2, 990-1007.
- Forget B., Rollin A.L., Jacquelin T. (2005). Lessons learned from 10 years of leak detection surveys on geomembranes. *Proceedings 10th International Waste Management and Landfill Symposium, Cagliari, Italy*.
- Giroud, J.P. (1997). Equations for calculating the rate of liquid migration through composite liners due to geomembrane defects. *Geosynthetics International*, 4(3-4), 335-348.
- Giroud J.P., Touze-Foltz N. (2005). Equations for Calculating the Rate of Liquid Flow through Geomembrane defects of Uniform Width and Finite or Infinite Length. *Geosynthetics International*, 12(4), 186-199.
- Guyonnet D., Bourguine B., Dubois D., Fargier H., Côme B., Chilès J.P. (2003). Hybrid approach for addressing uncertainty in risk assessments. *Journal of Environmental Engineering, ASCE*, 129, 68-78.
- Guyonnet D., Côme B., Perrochet P., Parriaux A. (1999). Comparing two methods for addressing uncertainty in risk assessments. *Journal of Environmental Engineering, ASCE*, 125(7), 660-666.
- Hurwicz L. (1951). Optimality criteria for decision making under ignorance. Cowles Commission discussion paper, *Statistics*, 370.
- Lupo J. (2010). Liner system design for heap leach pads. *Geotextiles and Geomembranes*, 28, 163-173.
- Shafer G. (1976). *A Mathematical Theory of Evidence*. Princeton University Press.
- Thiel R.S., Smith M.E. (2003). State of the practice review of heap leach pad design issues. *Proceedings GRI-18, Las Vegas, Nevada, USA*, 22, 555-568.
- Touze-Foltz N., Lupo J., Barroso M. (2008). Geoenvironmental applications of geosynthetics. Keynote Lecture, *Proceedings 4th European Geosynthetics Conference, Edinburgh, UK*, 98 p.
- Zadeh L. (1978). Fuzzy sets as a basis for a theory of possibility. *Fuzzy Sets and Systems*, 1, 3-28.