

Évaluer les risques de fuite d'une barrière multicouche d'une aire de lixiviation en tas

L'évaluation des risques est une phase essentielle dans la conception et la mise en œuvre d'un projet minier. Dans de nombreuses mines métalliques, l'extraction de métal est réalisée sur des aires de lixiviation en tas, constituées par une barrière multicouche composée de matériaux géosynthétiques qui sont soumis à de fortes contraintes. Cet article nous propose d'effectuer une évaluation des risques de fuite en traitant conjointement deux types distincts d'incertitude : aléatoire et épistémique.

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. Les aires de lixiviation sont des surfaces imperméabilisées sur lesquelles on place le minerai. Une solution d'acide fort ou de cyanure dilué est alors déposée sur le minerai avec un certain débit de manière à percoler à travers le minerai et à dissoudre les métaux. 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, c'est-à-dire qui utilise des modèles et des gammes de valeurs pour les paramètres de ces modèles, 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 est 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.

La représentation d'information incertaine

Lors de l'estimation des fuites de lixiviat à travers la barrière (encadré ❶), tous les paramètres de l'équation ❶ 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.

Pour ce qui concerne les dimensions des défauts, les données proposées dans la littérature permettent une approche statistique. On est donc en présence d'incertitudes aléatoires. Par exemple, la figure ❶ montre le calage automatique, par moindres carrés, des données mesurées par Colucci et Lavagnolo (1995) 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. Cette distribution est décrite par un paramètre de forme (noté k) et un paramètre d'échelle (noté θ). Le calage de la figure 1 est obtenu pour : $k = 0,4$ et $\theta = 10,4$. D'après cette figure, 90 % des défauts ont une superficie inférieure à 12 cm^2 (un diamètre inférieur à 4 cm).

Pour la conductivité hydraulique de la couche minérale compactée située sous la géomembrane PEHD (polyéthylène haute densité), 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. On est donc en présence d'incertitude épistémique. 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,

1 MÉTHODOLOGIE

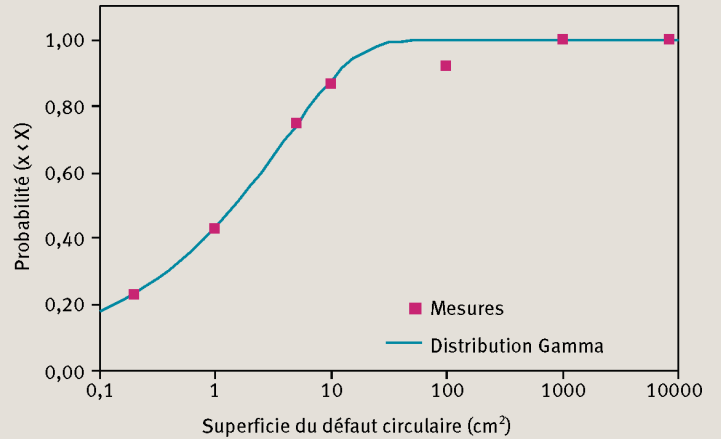
Le débit de fuite est calculé pour une barrière d'étanchéité composite à l'aide d'équations empiriques qui prennent en compte différents états de surface de la barrière argileuse ainsi que la présence de plis dans la géomembrane. Pour un défaut circulaire (2 mm < diamètre du défaut < 20 mm) et pour de bonnes conditions de contact entre la géomembrane et la couche minérale faiblement perméable (Touze-Foltz *et al.*, 2008), on obtient le débit sous la forme :

$$Q = 0,21 h_w^{0,9} a^{0,4} K_s^{0,74} (1 + 0,1 (h_w/H_s)^{0,95}) \quad \text{équation 1}$$

où Q = débit de fuite (m³/s), h_w = charge hydraulique au-dessus de la géomembrane (m), a = superficie du défaut circulaire (m²), K_s = conductivité hydraulique de la couche de matériau argileux (m/s), H_s = épaisseur de cette couche (m).

Les gammes de valeurs utilisées pour les paramètres clés sont analogues à celles considérées plus loin pour le calcul de risque, à savoir des conductivités hydrauliques K_s dans la gamme $5 \times 10^{-10} - 10^{-8}$ m/s.

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



l'ingénieur en charge de la construction de l'aire de lixiviation en tas est en mesure de fournir les informations suivantes :

- la conductivité hydraulique de la couche minérale est vraisemblablement égale à la valeur cible définie lors du dimensionnement : 5×10^{-9} m/s ;
- 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. 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.

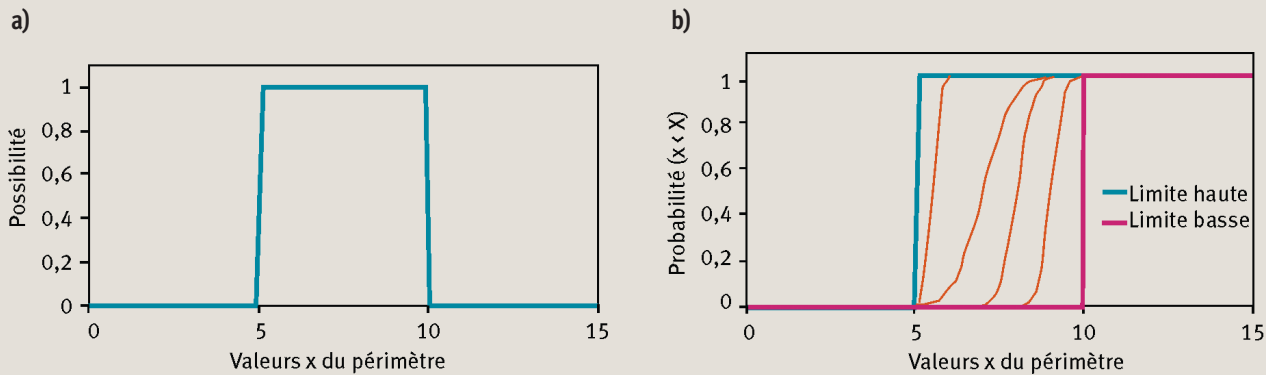
Afin d'illustrer ces concepts, on considère un paramètre pour lequel la seule information disponible est que sa valeur se situe quelque part entre 5 et 10. La figure 2a montre la distribution de possibilité correspondante, à savoir un classique intervalle min-max. Toutes les valeurs qui se trouvent à 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 2b, 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.

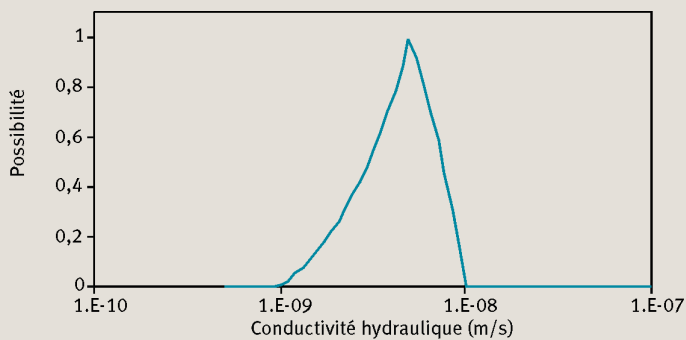
Pour en revenir à la conductivité hydraulique (K_s), l'information fournie plus haut par l'expert est représentée en figure 2 sous la forme d'une distribution de possibilité. Cette distribution indique que la valeur qui est considérée comme étant la plus vraisemblable est 5×10^{-9} m/s, tandis que des valeurs aussi basses que 10^{-9} m/s ou aussi élevées que 10^{-8} m/s sont considérées comme étant possibles. À 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 5×10^{-9} m/s) sont possibles mais très peu vraisemblables.

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

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



3 Distribution de possibilité pour la conductivité hydraulique (Ks) de la couche minérale peu perméable.



PEHD, présentées par 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. Les valeurs de calage de la distribution Gamma en figure 1 sont : $k = 0,67$ et $\theta = 6,67$. La figure 6 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.

► 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 sur la figure 4. 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 5). 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 plus ou moins 10 cm paraît vraisemblable.

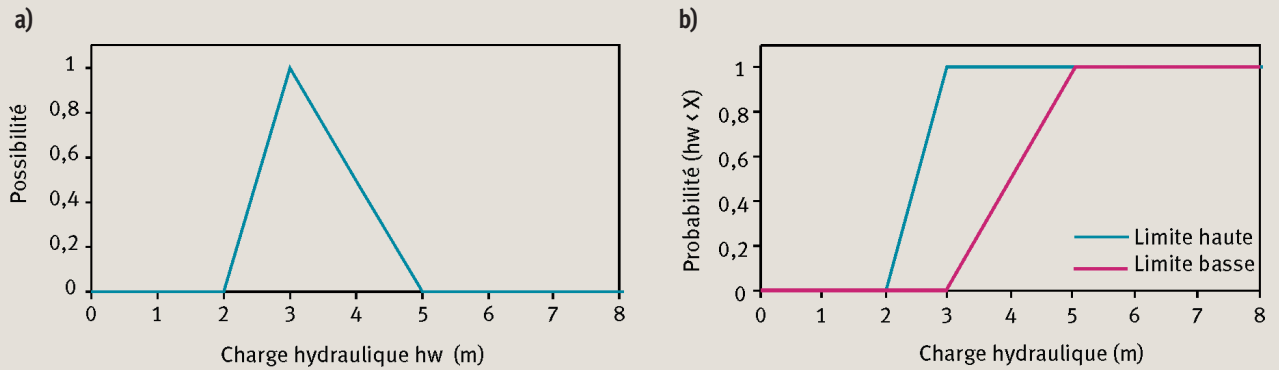
Un autre paramètre incertain dont il faut tenir compte dans l'évaluation des risques de fuite est le nombre de défauts par hectare. Pour ce paramètre, des études de contrôle de l'étanchéité des géomembranes par la méthode géo-électrique fournissent des informations qui peuvent être traitées par voie statistique. La figure 6 montre l'ajustement automatique, par moindres carrés, de données publiées par Forget *et al.* (2005). Les fréquences de défauts par hectare dans des géomembranes

La propagation d'incertitude

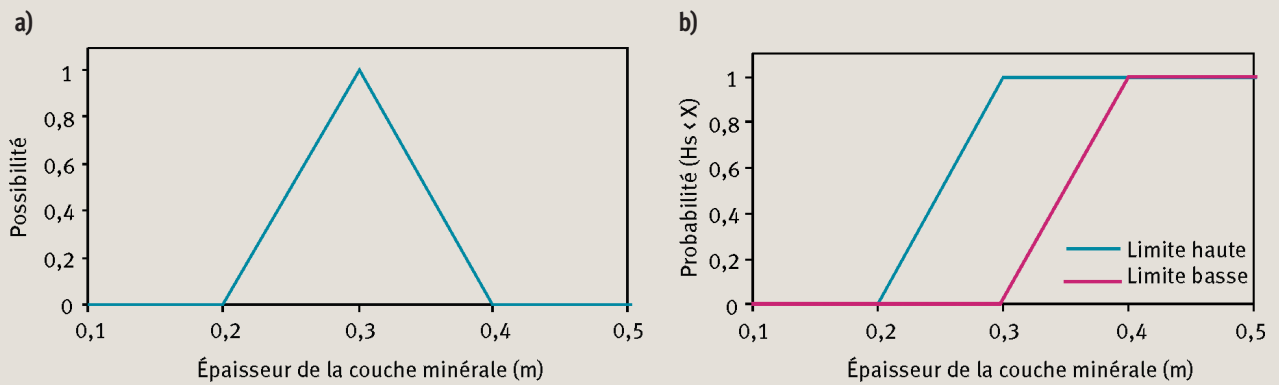
Le problème de la propagation conjointe d'incertitudes aléatoires et épistémiques, dans un même calcul de risque, a été étudiée par plusieurs auteurs (Baudrit *et al.*, 2007 ; Guyonnet *et al.*, 2003 ; Cooper *et al.*, 1996). La procédure adoptée ici est la méthode dite « hybride » (Guyonnet *et al.*, 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).

De manière schématique, la procédure consiste à échantillonner de manière aléatoire les distributions de probabilité (figures 1 et 6), 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 3, 4 et 5) 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.

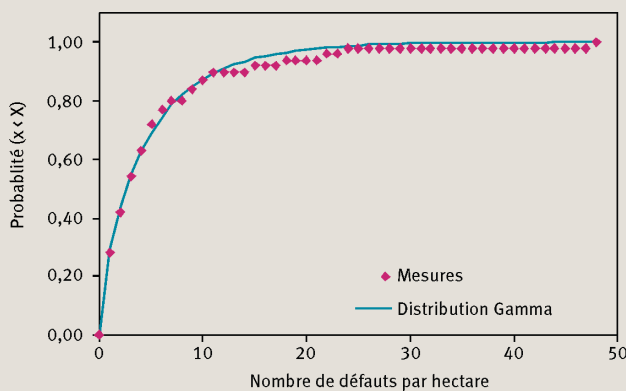
4 Distributions de possibilité (a) et famille de distributions de probabilité correspondante (b) pour la charge hydraulique au-dessus de la géomembrane (h_w).



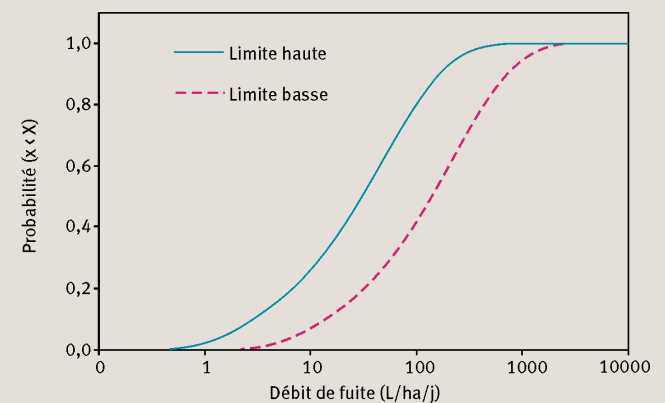
5 Distribution de possibilité (a) et famille de distributions de probabilité (b) pour l'épaisseur de la couche minérale peu perméable (H_s).



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



7 Résultats du calcul de propagation d'incertitude.



Résultats et discussion

Les résultats du calcul de propagation d'incertitude sont présentés sur la figure 7 qui montre les limites haute et basse de la probabilité que le débit de fuite (en litres par hectare et 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 7, la probabilité que le

débit de fuite soit inférieur à 1 000 litres $ha^{-1} j^{-1}$ est comprise entre 94 % et 100 %. Ce niveau de débit de fuite (qui correspond à $1,2 \times 10^{-9}$ m/s), est cohérent avec des valeurs présentées dans la littérature, mesurées en sortie de drainage primaire de systèmes de doubles barrières. Les débits de fuite de la figure 7 pourraient être biaisés vers le haut par la distribution adoptée pour la superficie des défauts (figure 6), 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.

② CALCUL DE L'INDICE DE CONFIANCE (Dubois et Guyonnet, 2011)

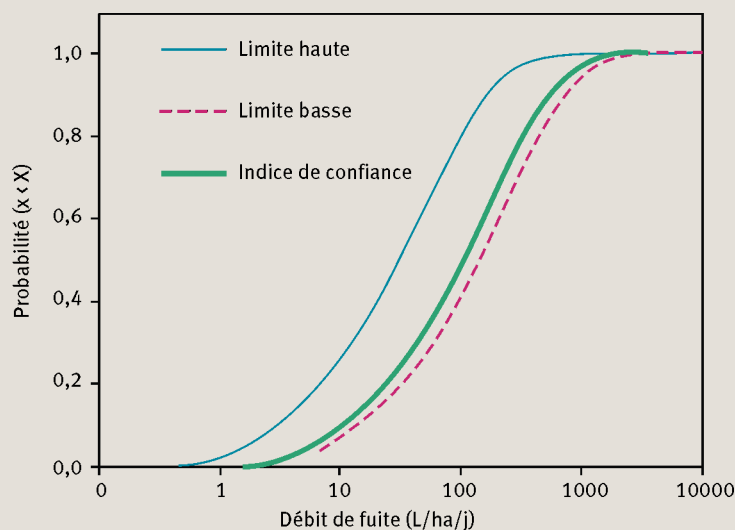
Cet indice de confiance est calculé à partir de :

$$f(a_i, b_i) = \alpha a_i + (1 - \alpha) b_i \quad \text{équation ②}$$

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 ⑦ (la distribution haute).

⑧ Indice de confiance pour le débit de fuite.



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 indiquée en vert dans la figure ⑧. D'après cette distribution, le débit de fuite est inférieur à $1\,000 \text{ L} \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{j}^{-1}$ 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 $1\,000 \text{ L} \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{j}^{-1}$.

▶ Dans un contexte d'aide à la décision, il est inconfortable de travailler avec des indicateurs de risque imprécis. C'est pourquoi Dubois et Guyonnet (2011) ont proposé 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 (encadré ②).

Le facteur de pondération 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.

Conclusions et perspectives

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 sur la figure ⑦ 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).

Les résultats des figures 7 et 8 permettent d'exprimer le risque d'occurrence de débits de fuite en fonction d'une gamme de probabilité et d'un indicateur unique appelé « indice de confiance ». L'analyse conduite permet de mettre en évidence les facteurs influant sur ces débits de fuite ainsi que la nécessité de mieux les maîtriser afin de réduire la gamme d'incertitude sur les débits. C'est le cas notamment du compactage des couches minérales et de l'installation des géosynthétiques, dont les bonnes mises en œuvre permettent de limiter les risques de pollution générés par les aires de lixiviation en tas. ■

Les auteurs

Dominique GUYONNET

BRGM-ENAG, 3 avenue Claude Guillemin,
BP 36009, 45060 Orléans Cedex

✉ d.guyonnet@brgm.fr

Nathalie TOUZE-FOLTZ

Irstea, UR HBAN,
Hydrosystèmes et bioprocédés,
1 rue Pierre-Gilles de Gennes,
CS 10030, 92761 Antony Cedex

✉ nathalie.touze@irstea.fr

John LUPO

AMEC Earth and Environmental,
304 Inverness Way South, Suite 490,
Englewood, CO 80112, États-Unis

✉ john.lupo@amec.com

Charlie MATHEY

ENS Cachan, 61 avenue du Président Wilson,
94230 Cachan

✉ charlie.mathey@ens-cachan.fr

QUELQUES RÉFÉRENCES CLÉS...

- 📄 **BAUDRIT, C., GUYONNET, D., DUBOIS, D.,** 2007, Joint propagation of variability and partial ignorance in a groundwater risk assessment, *Journal of Contaminant Hydrology*, n° 93, p. 72-84.
- 📄 **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), p. 1750-1754.
- 📄 **COLUCCI, P., LAVAGNOLO, M.-C.,** 1995, Three years field experience in electrical control of synthetic landfill liners, *Proceedings 5th International Landfill Symposium, Sardinia 1995, Cagliari, Italy*, 2, p. 437-452.
- 📄 **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*.
- 📄 **GUYONNET, D., BOURGINE, B., DUBOIS, D., FARGIER, H., CÔME, B., CHILÈS, J.-P.,** 2003, Hybrid approach for addressing uncertainty in risk assessments, *Journal of Environmental Engineering, ASCE*, n° 129, p. 68-78.

► Consulter l'ensemble des références
sur le site de la revue www.set-revue.fr