

ASPECTS STATISTIQUES ET RÔLE DE L'INCERTITUDE DE MESURAGE DANS L'ÉVALUATION DE L'EXPOSITION PROFESSIONNELLE AUX AGENTS CHIMIQUES

- Exposition professionnelle
- Mesure
- Produit chimique
- Incertitude
- Statistiques

► Michel GRZEBYK, Jean-Paul SANDINO
INRS, Département Métrologie des polluants

STATISTICAL ASPECTS AND INFLUENCE OF MEASUREMENT UNCERTAINTY ON EVALUATION OF OCCUPATIONAL EXPOSURE TO CHEMICAL AGENTS

Day-to-day environmental fluctuations in pollutant concentration at the workplace (due to process variability) have prompted examination of the statistical aspects of occupational exposure based on a log-normal exposure distribution. Different diagnosis techniques (under- or over-exposure with respect to the threshold Limit Value (LV)) are described based on a probabilistic approach, using the estimated value of the geometric standard deviation and the geometric mean of the distribution. Influence of the reproducibility and the bias of the air sampling/analysis method is examined based on the log-normal model. The uncertainty of the method has no influence compared with the uncertainty due to environmental, although bias can distort the diagnosis. Special attention should therefore be paid to measurement method bias and, as already shown, several measurements should be conducted throughout the year to obtain enough information and provide a reliable exposure diagnosis.

- Occupational exposure
- Measurement
- Chemical
- Uncertainty
- Statistics

En raison des fluctuations environnementales d'un jour à l'autre de la concentration au poste de travail (dus à la variabilité du process), les aspects statistiques de l'exposition professionnelle sont examinés sur la base d'une distribution log-normale des expositions. Différentes techniques de diagnostic (sous ou sur exposition par rapport à la valeur limite) sont décrites à partir d'une approche probabiliste en prenant en compte les estimations de l'écart-type géométrique et de la moyenne géométrique de la distribution. L'influence de la fidélité et du biais de la méthode de prélèvement/analyse est examinée à partir du modèle log-normal. L'incertitude de la méthode n'a pas d'influence devant l'incertitude liée aux fluctuations environnementales sauf dans le cas du biais qui peut altérer le diagnostic. Une attention particulière devra donc être portée sur le biais de la méthode de mesure et comme cela a déjà été montré, plusieurs mesurages au cours de l'année devraient être effectués pour obtenir suffisamment d'informations pour porter un diagnostic fiable sur l'exposition.

Les fluctuations d'un jour à l'autre de la pollution au poste de travail, dues au procédé lui-même ou aux conditions de ventilation... (fluctuations dites « environnementales »), induisent une distribution des valeurs d'exposition professionnelle répondant le plus souvent à une loi log-normale [1, 2, 3]. Plus généralement, ce type de distribution peut s'observer lorsque l'on effectue une série de dilutions aléatoires d'une substance à concentration initiale C_0 , la concentration finale C_n après n dilutions aléatoires obéissant à une loi log-normale [4]. Ce type de modèle est donc couramment uti-

lisé dans les études environnementales ou d'exposition professionnelle.

Ces fluctuations environnementales d'un jour à l'autre étant souvent importantes en termes de niveau d'exposition, la question de la représentativité de mesurages qui seraient effectués seulement sur quelques jours dans l'année (voire sur un seul jour) se pose. À défaut de pouvoir disposer d'un nombre suffisant de mesures, on peut alors faire des hypothèses statistiques sur la distribution des valeurs d'exposition, dont l'hypothèse log-normale, qui permettent de positionner les quelques mesurages

dont on dispose et de porter un jugement sur l'exposition.

Les valeurs limites d'exposition professionnelle sont le plus souvent exprimées sous forme de valeur moyenne d'exposition pondérée sur 8 heures, valeur limite qui ne doit pas être dépassée et ce, chaque jour travaillé. À partir de cette définition, on comprend que toute approche basée sur la comparaison directe de la valeur limite à la moyenne arithmétique d'une série de résultats obtenue sur des jours différents n'est pas adaptée. Ce n'est pas en effet la moyenne des résultats qui doit être inférieure à la valeur limite mais bien chaque résultat individuel. Bien que souvent citée [5, 6], cette moyenne arithmétique ne paraît donc pas pertinente pour porter un diagnostic sur le dépassement ou non de la valeur limite. En revanche ce diagnostic peut être exprimé sous la forme d'une probabilité de dépassement de cette valeur limite [7], appelée aussi fraction excédentaire (« exceedance fraction ») [5]. À partir d'une série de résultats on peut estimer cette probabilité et la comparer à une valeur prédéfinie ou, à partir de cette dernière, en déduire une fraction de la valeur limite que les valeurs de la série ne devront pas dépasser si on veut porter un diagnostic de « non-dépassement » de cette valeur limite.

L'évaluation de l'exposition professionnelle aux agents chimiques est couramment réalisée par l'analyse de l'air dans la zone respiratoire de l'opérateur en utilisant une méthode de prélèvement/analyse spécifique des agents chimiques concernés [8, 9, 10]. Une deuxième question qui fait l'objet de ce travail concerne le rôle de la justesse et de la fidélité cette méthode. La précision nécessaire de la méthode a été discutée, notamment dans la norme EN 482 (1994) mais on cherche le plus souvent à optimiser cette précision sans prendre en compte l'incertitude liée aux fluctuations environnementales au poste de travail. Une approche intuitive conduit à penser que, lorsque les fluctuations environnementales sont importantes, la précision de la méthode de prélèvement/analyse sera un facteur secondaire. Dans ce cas, en effet, la grande incertitude liée aux fluctuations environnementales de l'exposition peut l'emporter sur celle liée au mesurage lui-même.

Ces incertitudes, liées à la fois aux variations d'un jour à l'autre et aux méthodes de mesurage, demandent à être étudiées et évaluées avec d'autant plus de soin qu'elles interviennent dans

le diagnostic de dépassement ou non d'une valeur limite d'exposition professionnelle. Dans la mesure également où des aspects réglementaires sont concernés, il s'agit de définir précisément comment ces incertitudes doivent être prises en compte par les laboratoires en charge de ces contrôles, les règles d'échantillonnage et la stratégie de prélèvement qui pourront en découler. Dans ce travail, et dans une approche qui se veut didactique, nous examinerons quelques aspects statistiques de l'exposition professionnelle liés en particulier aux fluctuations environnementales, les techniques possibles pour porter un diagnostic sur le dépassement ou non d'une valeur limite, mais aussi l'influence éventuelle des incertitudes de la méthode de mesurage (biais, fidélité) sur ce diagnostic.

LA DISTRIBUTION LOG-NORMALE

Ce type de distribution pourrait être obtenu en réalisant des mesurages d'exposition systématiques sur la durée du poste de travail chaque jour travaillé et ce, sur une longue période, de manière à bien prendre en compte les variations d'un jour à l'autre de l'exposition. Il s'agit ici d'une approche théorique pour laquelle on suppose dans un premier temps que l'on utilise une méthode de prélèvement/analyse « idéale » c'est-à-dire fidèle et juste.

La variabilité de l'exposition d'un jour à l'autre, tout au long de l'année, est modélisée par une variable aléatoire, notée X , supposée comme nous l'avons rappelé dans l'introduction suivre une loi log-normale. Cela signifie que le logarithme de l'exposition, $\ln(X)$ suit une loi normale, caractérisée par 2 paramètres : $-\mu_X$, la moyenne arithmétique ou espérance mathématique de la variable aléatoire $\ln(X)$; $-\sigma_X^2$ la variance de la variable aléatoire $\ln(X)$.

Dans la suite, pour caractériser une variable aléatoire de loi log-normale, on utilise ces deux paramètres et l'expression « loi log-normale de paramètres (μ, σ^2) » se réfère aux paramètres de la loi normale associée. La moyenne géométrique de la loi log-normale est e^μ et l'écart-type géométrique est e^σ . Les caractéristiques de la distribution de

l'exposition X sont indiquées ci-dessous [11, 12, 13] :

$$\text{Moyenne arithmétique} \quad M_X = e^{\mu_X + \sigma_X^2/2}$$

$$\text{Moyenne géométrique} \quad MG_X = e^{\mu_X}$$

$$\text{Variance} \quad \text{Var}(X) = M_X^2 (e^{\sigma_X^2} - 1)$$

$$\text{Écart-type géométrique} \quad EG_X = e^{\sigma_X}$$

$$\text{Coefficient de variation} \quad CV_X = \sqrt{e^{\sigma_X^2} - 1}$$

Si on dispose d'une série de n mesures supposées issues d'une loi log-normale de paramètres (μ_X, σ_X^2) , ces paramètres sont estimés par :

$$\mu_X^* = \frac{1}{n} \sum \ln(X_i)$$

$$\text{et} \quad \frac{1}{n-1} \sum (\ln(X_i) - \mu_X^*)^2$$

On en déduit l'estimateur de la moyenne géométrique :

$$mg_X = \exp(\mu_X^*)$$

et de l'écart-type géométrique :

$$eg_X = \exp(s_X)$$

L'estimateur du maximum de vraisemblance de la moyenne arithmétique est [11,14] :

$$m_X = \exp\left(\mu_X^* + \frac{n-1}{n} \frac{s_X^2}{2}\right)$$

Une procédure de calcul de l'intervalle de confiance de la moyenne arithmétique est décrite dans [5].

Dans la *Figure 1* nous représentons deux courbes de la densité de probabilité d'une distribution log-normale de moyenne arithmétique 100 pour deux valeurs souvent rencontrées d'écart-type géométrique : 2 et 3 [15]. Les traits verticaux désignent la moyenne géométrique pour chacune des deux courbes.

Une simulation des profils d'exposition-type en fonction du temps est présentée *Figure 2* pour des valeurs d'écart-type géométrique égales à 1,5 ; 2,5 et 5 et de même moyenne arithmétique égale à 100.

On constate que les valeurs élevées de l'écart-type géométrique correspondent bien entendu à une situation où des pics élevés d'exposition sont rencontrés tandis que le fond d'exposition devient de plus en plus faible par rapport à la moyenne arithmétique (ici, de 100). Pour des faibles écarts-types géométriques (ici, 1,5) le comportement se rapproche d'une loi normale avec des fluctuations relativement plus faibles autour de la moyenne.

On constate *Figure 3* que, pour une même moyenne arithmétique (ici, de 100), lorsque l'écart-type géométrique augmente la courbe de distribution est fortement

modifiée avec un maximum qui se décale vers les faibles valeurs d'exposition. À noter que la moyenne géométrique qui est aussi la médiane des résultats est toujours inférieure à la moyenne arithmétique. L'écart entre les deux dépend de l'écart-type géométrique et augmente avec lui ce qui explique aussi ce décalage de la courbe. À noter également que sur le plan de la prévention, lorsque l'on dispose de plusieurs résultats, il est conseillé [6] d'utiliser la moyenne arithmétique, plus élevée, plutôt que la médiane pour caractériser l'exposition. Rappelons cependant qu'une valeur limite ne devant jamais a priori être dépassée, on ne peut pas comparer directement la valeur limite à la valeur d'une moyenne, qu'il s'agisse d'une moyenne arithmétique ou géométrique.

EFFETS DE LA MÉTHODE DE PRÉLÈVEMENT/ANALYSE SUR LA DISTRIBUTION DES EXPOSITIONS

Il est intéressant d'examiner les conséquences, sur la distribution des expositions, de l'utilisation d'une méthode de mesure forcément imparfaite, c'est-à-dire introduisant une incertitude de mesure. L'influence de cette incertitude sur le diagnostic lui-même (dépassement ou non de la valeur limite) sera examinée ultérieurement.

L'exposition est évaluée à l'aide d'un dispositif de prélèvement (pompe individuelle, badge...) situé à proximité des voies respiratoires, avec un support de rétention du polluant qui est ensuite analysé en différé au laboratoire.

Comme tout dispositif de mesure, l'incertitude sur la méthode de prélèvement/analyse peut se caractériser par deux paramètres [16] :

- le biais de la méthode : c'est une erreur systématique toujours de même sens ;
- la fidélité de la méthode : liée à une dispersion aléatoire.

Si l'on examine les différentes sources d'incertitude dans le mesurage de l'exposition (en excluant celles liées à la stratégie de prélèvement et aux fluctuations environnementales), on peut citer :

- incertitude liée au débit de prélèvement : dérive ou fluctuations du débit

FIGURE 1

Distribution de l'exposition pour une moyenne arithmétique 100 et pour deux écarts-types géométriques 2 et 3. Les traits verticaux indiquent la position de la moyenne géométrique

Exposure distribution for an arithmetic mean of 100 and for two geometric standard deviations of 2 and 3. Vertical lines show the geometric mean position.

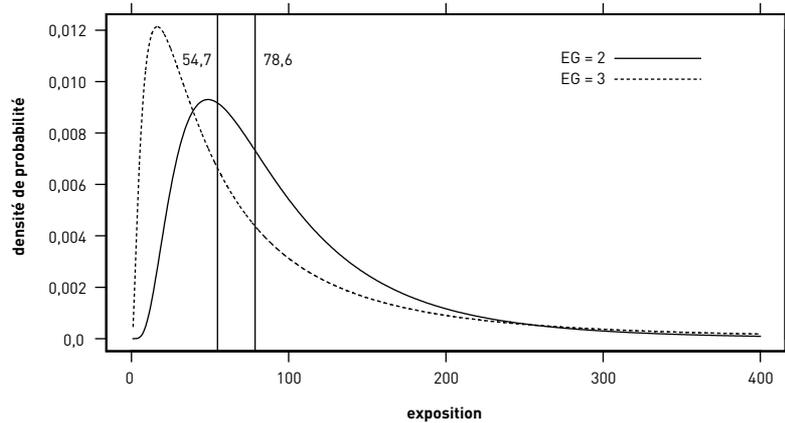


FIGURE 2

Exemple de simulations d'expositions obéissant à une distribution log-normale, de moyenne arithmétique 100 et d'écart-type géométrique égal à 1,5 ; 2,5 et 5

Example of exposure simulations following a log-normal distribution with an arithmetic mean of 100 and geometric standard deviations of 1.5, 2.5 and 5.

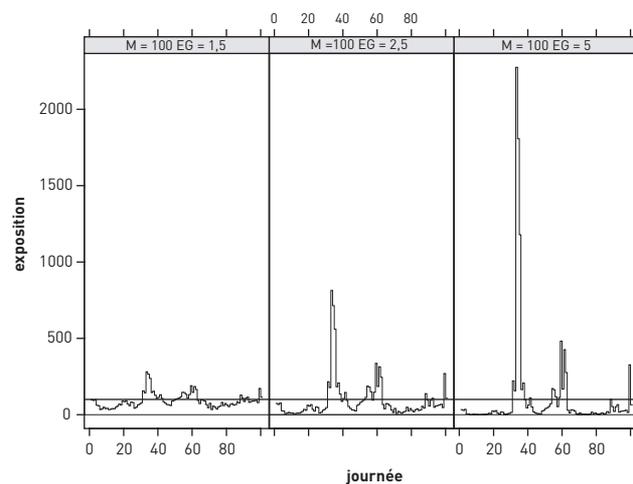
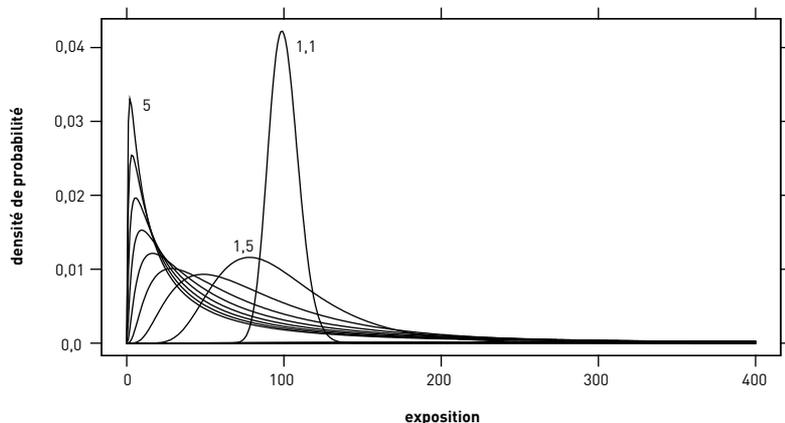


FIGURE 3

Évolution de la forme de la courbe de distribution log-normale avec l'écart-type géométrique (moyenne arithmétique 100 - écarts-types géométriques de 1,1 et variant ensuite de 1,5 à 5 par pas de 0,5)

Change in shape of log-normal distribution curve with geometric standard deviation (arithmetic mean 100 - geometric standard deviation 1.1, then varying from 1.5 to 5 in steps of 0.5).



- de la pompe individuelle, erreur liée à la valeur de la vitesse d'échantillonnage pour le prélèvement passif (badge) ;
- biais et/ou dispersion introduit par une mauvaise efficacité de piégeage du polluant sur le support de rétention et/ou par une mauvaise récupération de l'analyte sur le support (efficacité de désorption) ;
- pour le prélèvement d'aérosols, biais lié au système de prélèvement (écart avec la fraction conventionnelle) ;
- fidélité et justesse de la méthode analytique proprement dite : méthodes chromatographiques (composés organiques volatils...), spectrométries atomiques (métaux...).

Le cumul de ces différentes sources d'erreurs peut parfois conduire à des incertitudes globales importantes proches de celles proposées dans la norme EN 482. Certaines méthodes de prélèvement/analyse peuvent présenter un biais ou un coefficient de variation pouvant aller jusqu'à 30 %. Cependant les fluctuations environnementales pouvant entraîner des variations qui sont encore d'un ordre de grandeur supérieur, l'influence de l'incertitude de mesurage doit être soigneusement examinée.

Dans le cadre d'un modèle log-normal, l'effet engendré par la méthode de prélèvement/analyse est modélisé par un bruit multiplicatif [17] : le biais b est un coefficient de proportionnalité entre la valeur vraie et la valeur mesurée ; la fidélité est caractérisée par le coefficient de variation de l'erreur de mesure, défini par :

$$CV_E = \frac{\text{variance}}{\text{moyenne arithmétique}}$$

L'exposition mesurée est modélisée par $Z = X.E.b$, où le biais b est considéré comme une constante et E est une variable aléatoire, indépendante de l'exposition X , de loi log-normale de moyenne arithmétique 1 et de paramètres (μ_E, σ_E^2) . Cette moyenne de E étant égale à 1, on peut écrire $\mu_E = -\frac{1}{2} \sigma_E^2$ ce qui permet de s'affranchir du terme μ_E . Par ailleurs, le paramètre σ_E^2 est relié au coefficient de variation de la méthode de prélèvement/analyse par la relation $\sigma_E^2 = \ln(CV_E^2 + 1)$. Ainsi, l'exposition mesurée Z suit une loi log-normale de paramètres (μ_Z, σ_Z^2) tels que

$$\mu_Z = \mu_X + \ln(b) - \frac{1}{2} \sigma_E^2$$

et

$$\sigma_Z^2 = \sigma_X^2 + \sigma_E^2$$

On notera ici que l'on utilise une loi log-normale alors que l'on considère généralement que l'incertitude sur le prélèvement/analyse suit une loi normale. Cette hypothèse de log-normalité simplifie de fait les calculs. Par ailleurs, comme on peut le voir par exemple *Figure 3*, lorsque les écarts-types géométriques sont faibles (ce qui est le cas pour le prélèvement/analyse) la loi log-normale se différencie très peu de la loi normale.

Dans la suite, nous étudions l'effet sur la distribution de l'exposition engendré par :

- une méthode de prélèvement/analyse biaisée, mais fidèle ;

- une méthode de prélèvement/analyse sans biais, mais non fidèle ;
- une méthode de prélèvement/analyse biaisée et non fidèle.

PARAMÈTRES DES DISTRIBUTIONS

Méthode de prélèvement/analyse biaisée mais fidèle

La méthode de prélèvement est caractérisée par un unique paramètre b , de telle sorte que l'exposition mesurée Z est $Z = b.X$ et suit une loi log-normale de paramètres $(\ln(b) + \mu_X, \sigma_X^2)$. La moyenne arithmétique de l'exposition mesurée est $M_Z = bM_X$.

FIGURE 4

Effet d'une méthode de prélèvement/analyse biaisée sur la distribution mesurée de l'exposition. L'exposition a une moyenne arithmétique égale à 100 et un écart-type géométrique égal à 2. Deux méthodes de prélèvement/analyse sont envisagées, la première sous-estime l'exposition de 20 % ; la seconde la surestime de 20 %
Influence of biased sampling/analysis method on the distribution of the measured exposure. Exposure has an arithmetic mean of 100 and a geometric standard deviation of 2. Two sampling/analysis methods are foreseen: the first under-estimates exposure by 20%, the second over-estimates exposure by 20%.

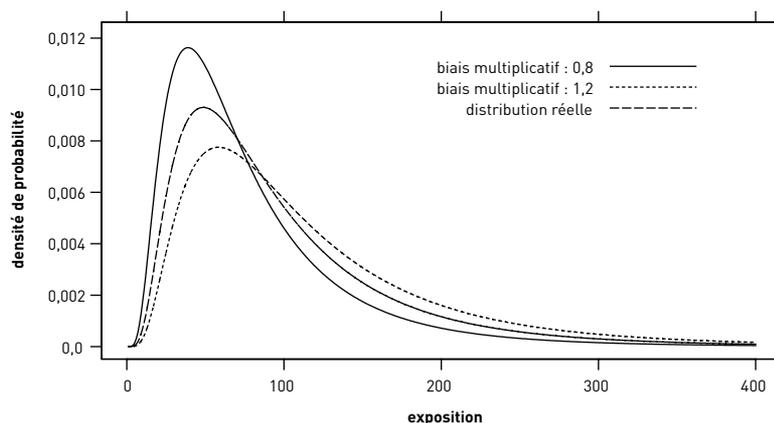


TABLEAU I

Paramètres des distributions de l'exposition suivant une loi log-normale, affectée par une méthode de prélèvement biaisée mais fidèle, sans biais mais non fidèle (dispersion), biaisée et non fidèle.

Log-normal exposure distribution parameters influenced by a sampling method which is 1) biased but reproducible, 2) unbiased but non-reproducible (scatter), 3) biased and non-reproducible.

exposition		Méthode de prélèvement		
		Biais uniquement	Dispersion uniquement	Biais et dispersion
Moyenne arithmétique	$M_X = e^{\mu_X + \sigma_X^2/2}$	bM_X	M_X	bM_X
Moyenne géométrique	$MG_X = e^{\mu_X}$	bMG_X	$MG_X e^{\sigma_X^2}$	$bMG_X e^{\sigma_X^2}$
Variance	$M_X^2 (e^{\sigma_X^2} - 1)$	$b^2 M_X^2 (e^{\sigma_X^2} - 1)$	$M_X^2 (e^{\sigma_X^2 + \sigma_E^2} - 1)$	$b^2 M_X^2 (e^{\sigma_X^2 + \sigma_E^2} - 1)$
Écart-type géométrique	$MG_X = e^{\sigma_X}$	e^{σ_X}	$\sqrt{e^{\sigma_X^2 + \sigma_E^2}}$	$\sqrt{e^{\sigma_X^2 + \sigma_E^2}}$
Coefficient de variation	$\sqrt{e^{\sigma_X^2} - 1}$	$\sqrt{e^{\sigma_X^2} - 1}$	$\sqrt{e^{\sigma_X^2 + \sigma_E^2} - 1}$	$\sqrt{e^{\sigma_X^2 + \sigma_E^2} - 1}$

Méthode sans biais mais non fidèle

Comme la méthode de prélèvement analyse est ici supposée sans biais ($b = 1$), l'exposition mesurée Z suit une loi log-normale de paramètres $(\mu_X \cdot \sigma_E^2/2, \sigma_X^2 + \sigma_E^2)$. La moyenne arithmétique de la distribution de Z est égale à celle de l'exposition réelle X .

Méthode biaisée et non fidèle

L'exposition mesurée Z suit une loi log-normale de paramètres $(\mu_X + \ln(b) - \frac{1}{2} \sigma_E^2, \sigma_X^2 + \sigma_E^2)$. La moyenne arithmétique devient $M_Z = bM_X$.

Les caractéristiques de la distribution de l'exposition mesurée Z sont résumées *Tableau 1*.

REPRÉSENTATION DES COURBES DE DISTRIBUTION ET DISCUSSION

L'effet d'une méthode de prélèvement/analyse de biais inférieur et de biais supérieur à 1 sur la distribution de l'exposition est représenté *Figure 4*.

On constate que le biais affecte fortement l'allure de la courbe d'exposition dite « réelle ». La moyenne arithmétique ainsi que la moyenne géométrique sont modifiées de la valeur du biais tandis que l'écart-type géométrique reste inchangé (cf. *Tableau 1*).

L'effet d'une méthode de prélèvement sans biais mais de dispersion non nulle sur la distribution de l'exposition de moyenne arithmétique 100 et d'écart-type géométrique 2, est représenté *Figure 5*. On constate une très faible modification de l'allure de la courbe d'exposition théorique. On note, d'une part, une moyenne arithmétique inchangée (car la méthode est sans biais). Si, d'autre part, on calcule la modification de l'écart-type géométrique (voir relations dans le *Tableau 1*) induite par la dispersion de la méthode de prélèvement/analyse, on constate qu'elle reste très faible :

- pour un coefficient de variation de 0,15, l'écart-type géométrique passe à 2,032 ;
- pour un coefficient de variation de 0,30, l'écart-type géométrique passe à 2,12.

À noter que, pour des écarts-types géométriques faibles de la courbe d'exposition « réelle » la contribution de la dispersion est beaucoup plus marquée comme on peut le voir *Figure 6* avec un écart-type géométrique de 1,2 :

- pour un coefficient de variation de 0,15, l'écart-type géométrique passe à 1,266 ;
- Pour un coefficient de variation de 0,30, l'écart-type géométrique passe à 1,42.

FIGURE 5

Effet d'une méthode juste (sans biais) mais non fidèle. L'exposition réelle a une moyenne arithmétique égale à 100 et un écart-type géométrique égal à 2. Deux méthodes de prélèvement/analyse sont envisagées, de coefficient de variation égal respectivement à 15 % et 30 %

Influence of accurate (unbiased) but non-reproducible method. Real exposure has an arithmetic mean of 100 and a geometric standard deviation of 2. Two sampling/analysis methods are foreseen with coefficients of variation equal to 15% and 30%.

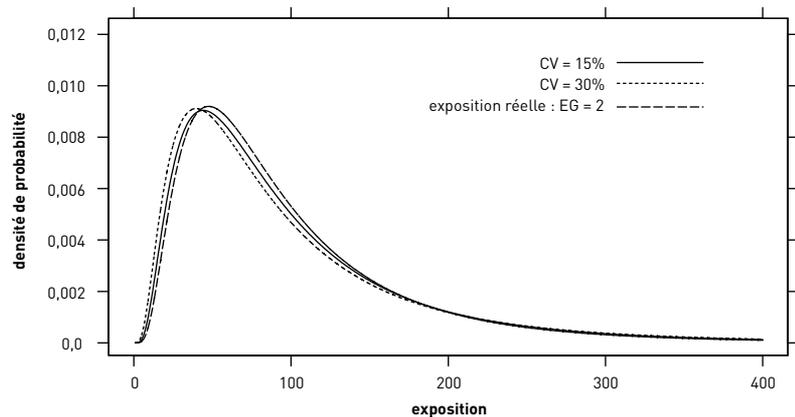
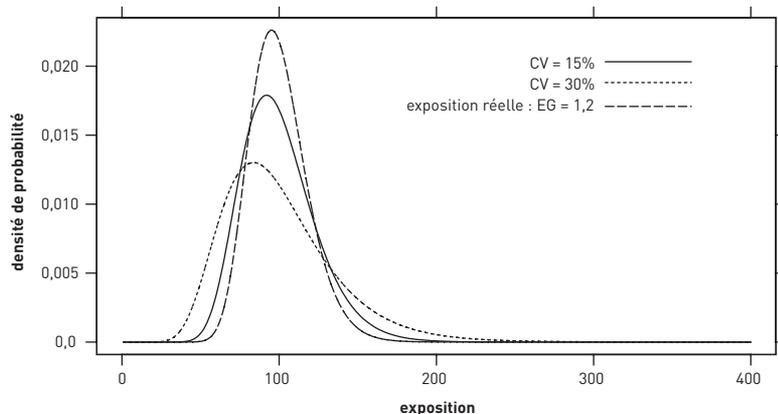


FIGURE 6

Effet d'une méthode de mesure juste (sans biais) mais non fidèle sur une distribution de faible écart-type géométrique. L'exposition réelle a une moyenne arithmétique égale à 100 et un écart-type géométrique égal à 1,2. Deux méthodes de prélèvement sont envisagées, de coefficient de variation égal respectivement à 15 % et 30 %

Influence of accurate (unbiased) but non-reproducible method on a distribution with a low geometric standard deviation. Real exposure has an arithmetic mean of 100 and a geometric standard deviation of 1.2. Two sampling/analysis methods are foreseen with coefficients of variation equal to 15% and 30%.



Rappelons que $\sigma_E^2 = \ln(CV_E^2 + 1)$, ce qui permet de situer l'importance des fluctuations environnementales par rapport aux erreurs de mesure, dans la mesure où un coefficient de variation de 30 % correspond à un écart-type géométrique voisin de 1,34 alors que l'écart-type géométrique de l'exposition est souvent supérieur à 2.

L'effet, sur la distribution de l'exposition de moyenne arithmétique 100 et d'écart-type géométrique 2, d'une méthode de prélèvement de fidélité imparfaite et de biais inférieur à 1 ainsi que d'une méthode de dispersion non nulle et de biais supérieur à 1 est représenté *Figure 7*.

COMPARAISON À LA VALEUR LIMITE : APPROCHE PROBABILISTE

PRINCIPE

Comme nous l'avons signalé en introduction, l'utilisation de la moyenne arithmétique d'une série de résultats pour caractériser une exposition n'est pas adaptée puisque l'on se trouve dans une situation où chaque valeur obtenue doit justement être inférieure à une valeur limite prédéfinie (en revanche, la moyenne arithmétique peut bien entendu être utilisée pour caractériser la distribution des résultats). Ceci amène donc à utiliser préférentiellement l'approche dite probabiliste pour porter un diagnostic sur l'exposition et que nous décrirons ci-après.

En effet, si l'on considère une distribution log-normale, celle-ci étant infinie, on ne peut pas définir de valeur limite au sens strict où il s'agirait d'une valeur qu'aucune mesure ne devrait *jamais* excéder. Il faut fixer une tolérance, sous la forme d'un pourcentage maximum « acceptable » de valeurs pouvant excéder la valeur fixée comme limite. Par exemple, prendre une tolérance de 2,5 % signifie que, sur 200 jours travaillés on admet un dépassement de la valeur limite durant 5 journées de travail. Cette tolérance p est le plus souvent choisie $\leq 5\%$. Il faut cependant souligner que lors de l'établissement des valeurs limites d'exposition professionnelle, cette notion de probabilité de dépassement n'est pas prise en compte, cette dernière restant fixée actuellement de manière arbitraire ou conventionnelle.

Cependant, on peut définir un niveau de probabilité de dépassement considéré comme « acceptable » en fonction de l'enjeu de la mesure (par exemple, le danger présenté par une substance chimique avec une probabilité de dépassement que l'on devra choisir d'autant plus faible que la substance sera plus dangereuse).

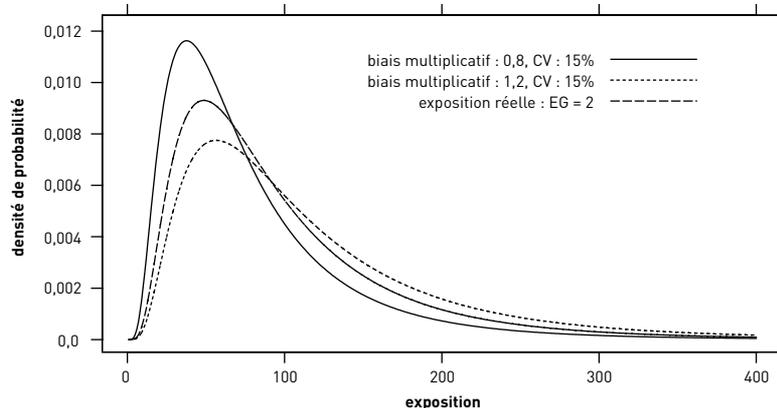
D'un point de vue formel, la VL est donc considérée comme dépassée lorsque la probabilité que X soit supérieur à VL est elle-même supérieure à la tolérance p , soit $\Pr(X > VL) \geq p$.

Si la distribution des expositions réelles sur 8 heures d'un jour à l'autre (c'est-à-dire telle qu'elles seraient mesurées par un dispositif de prélèvement/

FIGURE 7

Effet de la méthode de prélèvement/analyse sur la distribution de l'exposition. L'exposition réelle a une moyenne arithmétique égale à 100 et un écart-type géométrique égal à 2. Deux méthodes de prélèvement/analyse sont envisagées ; leur coefficient de variation est égal à 15%, la première sous-estime de 20 %, la seconde surestime de 20 % (biais)

Influence of sampling/analysis method on exposure distribution. Real exposure has an arithmetic mean of 100 and a geometric standard deviation of 2. Two sampling/analysis methods, both with a 15% coefficient of variation, are foreseen: the first under-estimates exposure by 20%, the second over-estimates exposure by 20% (bias).



analyse parfait) est une loi log-normale de paramètres (μ_X, σ_X^2) , il y a dépassement lorsque :

$$\Pr\left(\frac{\ln(X) - \mu_X}{\sigma_X} > \frac{\ln(VL) - \mu_X}{\sigma_X}\right) \geq p$$

c'est-à-dire lorsque

$$\frac{(\ln(VL) - \mu_X)}{\sigma_X} < z_{1-p}$$

où z_{1-p} est le quantile d'ordre $1-p$ d'une loi normale centrée réduite.

Par exemple, pour $p = 2,5\%$, il y a dépassement quand

$$\frac{(\ln(VL) - \mu_X)}{\sigma_X} \leq z_{0,975}$$

où $z_{0,975}$ ($z_{0,975} \approx 1,96$) (le choix de ce quantile est ici conventionnel).

On peut exprimer cette condition en fonction de la moyenne arithmétique M_X et l'écart-type géométrique EG_X de l'exposition :

$$\frac{\ln(VL) - \ln(M_X) + \frac{(\ln(EG_X))^2}{2}}{\ln(EG_X)} \leq z_{0,975}$$

On constate qu'avec cette convention, lorsque la VL n'est pas dépassée, la médiane de l'exposition est inférieure à la VL alors que la moyenne arithmétique de l'exposition pourrait être supérieure à la VL si $EG_X > e^{2z_{0,975}}$. Pour le seuil de tolérance inférieur à 2,5%, il faut que $EG_X > 50$, valeur extrêmement élevée par rapport aux situations réelles d'exposition et qui, en pratique, ne se rencontre jamais.

La relation ci-dessus peut aussi s'écrire :

$$M_X \geq VL \exp\left(\frac{(\ln(EG_X))^2}{2} - \ln(EG_X) z_{0,975}\right)$$

On voit ici la relation entre moyenne arithmétique et VL qui peut permettre de décrire des courbes d'isovaleur donnant en fonction de l'écart-type géométrique la limite de M_X pour laquelle la VL ne sera pas dépassée pour différents seuils de tolérance. Un exemple d'une telle courbe est donnée à la Figure 8 pour une VL de 100 avec le seuil de tolérance égal à 2,5%. Plus l'écart-type géométrique est élevé et plus la moyenne devra être faible pour ne pas dépasser la VL.

À l'inverse, cette relation permet de déterminer la VL seuil pour laquelle une exposition (définie par sa moyenne arithmétique M_X et son écart-type géométrique EG_X) est considérée comme acceptable en fonction du seuil de tolérance. Cette VL seuil n'est rien d'autre que le quantile d'ordre 100 moins la tolérance choisie. Le Tableau II indique les valeurs de ces VL seuils, pour les seuils de tolérance de 5 %, 2,5 %, 1 % et 0,1 %, dans le cas d'une situation d'exposition de moyenne arithmétique 100 et pour plusieurs valeurs d'écart-type géométrique. Ces seuils de tolérance sont en fait l'aire sous la courbe de distribution à la droite de la valeur de la VL seuil.

DIAGNOSTIC À PARTIR D'UNE OU PLUSIEURS MESURES

Nous décrivons ci-dessous trois modes différents de diagnostic basés sur la probabilité de dépassement :

- 1) la méthode conventionnelle supposant connu l'écart-type géométrique et définissant une fraction de la VL à ne pas dépasser ;
- 2) la méthode utilisant le maximum d'une série de mesures et définissant une fraction de la VL que ce maximum ne devrait pas dépasser ;
- 3) l'estimation directe de la probabilité de dépassement à partir de la série de mesures.

Cas d'une seule mesure : approche conventionnelle

Cette approche qui avait été proposée dans un document du Ministère du travail [18] puis reprise dans la base Métropol de l'INRS (fiche méthodologique A), permet de porter un diagnostic de dépassement ou non de la valeur limite de manière empirique dans le cas où l'on dispose d'un nombre très limité de mesures, voire d'une seule mesure. Cette situation peut se rencontrer tout particulièrement dans une approche réglementaire imposant un seul mesurage qui bien entendu ne prend pas en compte les fluctuations environnementales, c'est-à-dire les variations possibles d'un jour à l'autre de l'exposition. Dans cette approche, la valeur de la mesure d'exposition est comparée non plus à la valeur limite mais à une fraction de cette VL fixée en pratique à 0,3 VL.

Les fondements statistiques de cette méthode reposent, d'une part, sur le fait que la probabilité de dépassement de la VL $\Pr(X > VL)$ doit être inférieure à un seuil donné et, d'autre part, sur plusieurs hypothèses dont, tout d'abord, le caractère log-normal de la distribution. On fixe aussi la valeur de l'écart-type géométrique en utilisant soit une valeur arbitraire de 2 (valeur souvent rencontrée expérimentalement) soit une valeur issue d'une expertise préalable (valeur qui a été déjà mesurée dans le secteur d'activité concerné par le mesurage [15], par exemple).

Dans ces conditions et comme indiqué précédemment, il y a dépassement quand

$$\frac{(\ln(VL) - \mu_X)}{\sigma_X} \leq z_{1-\alpha}$$

FIGURE 8

Diagnostic dépassement et non-dépassement de la VL pour une VL égale à 100 et un « seuil de tolérance » de 2,5 %

LV exceeded and not exceeded diagnosis for LV = 100 and a "tolerance threshold" = 2.5%.

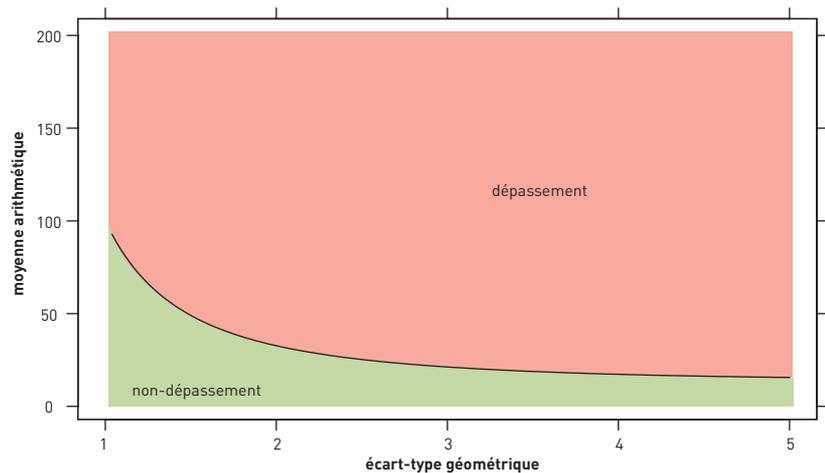


TABLEAU II

Valeurs de la VL seuil en-deçà desquelles une situation d'exposition de moyenne arithmétique 100 et d'écart-type géométrique spécifié dans la première colonne a un diagnostic de référence « dépassement de la valeur limite » pour différents seuils de tolérance.

Threshold LVs below which an exposure situation; with an arithmetic mean of 100 and a geometric standard deviation specified in column 1, gives a "LV exceeded" diagnosis for different tolerance thresholds.

Écart-type géométrique	Seuil de tolérance			
	5%	2,50%	1%	0,10%
1,5	179,5	203,9	236,6	322,5
2	245,9	306,0	394,4	669,8
3	333,2	471,0	704,5	1630,5
4	374,1	579,0	962,2	2774,5

$$\text{ou } \frac{(\ln(VL) - \mu_X)}{\ln(EG_X)} \leq z_{1-\alpha}$$

dans laquelle $z_{1-\alpha}$ est le quantile de la loi normale pour la probabilité $1-\alpha$ et EG_X la valeur choisie de l'écart-type géométrique. S'il n'y a qu'une seule valeur mesurée X_1 , l'estimation du maximum de vraisemblance de μ_X est $\mu_X = \ln(X_1)$. En reportant dans l'équation précédente, on conclut à un dépassement lorsque :

$$\ln(VL) - z_{1-\alpha} \ln(EG_X) \leq \ln(X_1)$$

soit

$$\exp(-z_{1-\alpha} \ln(EG_X)) VL \leq X_1$$

Ainsi, pour $\alpha = 0,04$ et $EG = 2$, on trouve $0,3 VL \leq X_1$.

Donc, sous réserve que l'écart-type géométrique soit proche de 2, si on effectue une mesure unique dont la valeur X_1 est inférieure à 0,3 VL, on estime dans ce cas que la probabilité d'avoir des valeurs d'exposition supérieures à la

valeur limite sera inférieure à environ 4 % et le diagnostic sera donc un non-dépassement de la valeur limite.

Notons que si l'on dispose d'une information a priori sur la valeur de l'écart-type géométrique, il faut utiliser une valeur différente de 0,3 pour effectuer la comparaison. Le tableau des valeurs à utiliser figure dans l'Annexe 1 de la fiche Métropol A et est rappelé ci-dessous (Tableau III).

Si l'on veut relier le choix des fractions à des seuils de probabilité, on peut se reporter aux valeurs du Tableau IV. Les valeurs 0,2 et 0,3 correspondent aux risques 1% et -5% respectivement, lorsque l'écart-type géométrique est égal à 2.

L'approche conventionnelle telle que décrite dans la procédure initiale (comparaison à 0,3 VL) permet donc d'aboutir à une probabilité de dépassement de 4% (si l'on suppose un écart-type géométrique de 2), valeur de probabilité qui peut être considérée comme trop forte dans un certain

nombre de cas. Rappelons que la norme EN 689 apparaît plus sévère et propose une comparaison à 0,1 VL pour une seule mesure ce qui correspond, suivant le *Tableau IV*, à une probabilité plus faible que 4 % et/ou à un écart-type géométrique supérieur à 2. Si l'on considère maintenant la qualité du diagnostic que l'on peut obtenir par cette approche conventionnelle, deux points sont à considérer : les conséquences de l'erreur d'appréciation sur la valeur de l'écart-type géométrique, d'une part, et de l'écart de la mesure obtenue avec la moyenne géométrique, d'autre part. Cependant, il est clair que cette approche conventionnelle, même si on l'adapte à des niveaux de probabilité ou à des valeurs mieux choisies de l'écart-type géométrique, ne peut pas remplacer en qualité de diagnostic le résultat obtenu à partir d'une série de plusieurs mesurages. Cette approche reste cependant applicable lorsque l'on ne dispose que d'une seule mesure et que l'on veut prendre en compte l'incertitude liée aux fluctuations environnementales au poste de travail.

Cas de plusieurs mesures : comparaison du maximum à une fraction de valeur limite

Si l'on dispose de plusieurs résultats de mesurages, on peut être tenté de comparer chaque valeur de la série à une fraction conventionnelle de la VL (par exemple, 0,3 VL) et conclure à un dépassement si l'une au moins des valeurs mesurées est supérieure à cette fraction de VL. Cette procédure revient donc à comparer la valeur maximale de la série à une fraction de la VL. Pour utiliser une telle approche, la fraction de la VL doit dépendre du nombre de mesurages n . En effet, si la fraction est fixe (par exemple, 0,3 VL), plus on fait de mesurages, plus on a de chance (ou malchance) d'obtenir une mesure qui dépassera la valeur 0,3 VL donc de conclure à un dépassement de la valeur limite. Ainsi, plus le nombre de mesurages est grand, plus la fraction doit être grande.

Pour déterminer la valeur de la fraction, on utilise un raisonnement analogue au cas d'une seule mesure : il y a dépassement quand $\Pr(X > VL) \geq \alpha$.

Cela se produit quand la relation

$$\frac{\ln(VL) - \mu_X}{\ln(EG_X)} \leq z_{1-\alpha}$$

est vérifiée et on remplace μ_X par une estimation de sa valeur à partir de la valeur maximale Max , de la série, du nombre de mesures réalisées n , de la valeur supposée connue de l'écart-type

TABLEAU III

Fraction de la VL à utiliser dans l'approche conventionnelle selon la valeur supposée de l'écart-type géométrique.

LV fraction to be used in conventional approach according to the value of the assumed geometric standard deviation.

Écart-type géométrique supposé	Fraction de VL
3	0,15
2	0,3
1,8	0,36
1,5	0,5
1,2	0,7
1,1	0,8

TABLEAU IV

Valeurs de fraction de VL définies en fonction de la probabilité de dépassement et de l'écart-type géométrique.

LV fractions defined with respect to probability of exceeding and geometric standard deviation.

Écart-type géométrique	Probabilité de dépassement			
	0,05	0,025	0,01	0,001
3	0,16	0,12	0,08	0,03
2	0,32	0,26	0,20	0,12
1,6	0,46	0,40	0,34	0,23
1,5	0,51	0,45	0,39	0,29
1,2	0,74	0,70	0,65	0,57
1,1	0,85	0,83	0,80	0,74

TABLEAU V

Fraction de VL, en fonction de l'écart-type géométrique et du nombre de mesures, que le maximum d'une série ne doit pas dépasser, correspondant à une probabilité de dépassement inférieure ou égale à 0,05.

LV fraction, with respect to geometric standard deviation and number of measurements, which the series maximum must not exceed, corresponding to a probability of exceeding less than or equal to 0.05.

Nombre de mesures	Écart-type géométrique					
	1,1	1,5	2	2,5	3	4
1	0,85	0,51	0,32	0,22	0,16	0,10
2	0,90	0,63	0,45	0,35	0,29	0,21
3	0,92	0,70	0,54	0,45	0,38	0,30
4	0,93	0,75	0,61	0,52	0,46	0,37
5	0,95	0,79	0,67	0,59	0,53	0,45
6	0,95	0,82	0,71	0,64	0,59	0,51
7	0,96	0,85	0,76	0,69	0,64	0,57
8	0,97	0,87	0,79	0,74	0,69	0,63
9	0,97	0,89	0,83	0,78	0,74	0,68
10	0,98	0,91	0,86	0,81	0,78	0,73

TABLEAU VI

Fraction de VL, en fonction de l'écart-type géométrique et du nombre de mesures, que le maximum d'une série ne doit pas dépasser, correspondant à une probabilité de dépassement inférieure ou égale à 0,025.

LV fraction, with respect to geometric standard deviation and number of measurements, which the series maximum must not exceed, corresponding to a probability of exceeding less than or equal to 0.025.

Nombre de mesures	Écart-type géométrique					
	1,1	1,5	2	2,5	3	4
1	0,83	0,45	0,26	0,17	0,12	0,07
2	0,87	0,55	0,37	0,26	0,20	0,13
3	0,89	0,62	0,44	0,33	0,27	0,19
4	0,91	0,66	0,49	0,39	0,32	0,24
5	0,92	0,69	0,54	0,44	0,37	0,29
6	0,93	0,72	0,57	0,48	0,42	0,33
7	0,93	0,75	0,61	0,52	0,45	0,37
8	0,94	0,77	0,64	0,55	0,49	0,41
9	0,95	0,79	0,66	0,58	0,52	0,44
10	0,95	0,80	0,69	0,61	0,55	0,47

TABLEAU VII

Fraction de VL, en fonction de l'écart-type géométrique et du nombre de mesures, que le maximum d'une série ne doit pas dépasser, correspondant à une probabilité de dépassement inférieure ou égale à 0,01.

LV fraction, with respect to geometric standard deviation and number of measurements, which the series maximum must not exceed, corresponding to a probability of exceeding less than or equal to 0.01.

Nombre de mesures	Écart-type géométrique					
	1,1	1,5	2	2,5	3	4
1	0,80	0,39	0,20	0,12	0,08	0,04
2	0,84	0,48	0,28	0,19	0,14	0,08
3	0,86	0,53	0,34	0,24	0,18	0,11
4	0,88	0,57	0,38	0,28	0,22	0,15
5	0,89	0,60	0,42	0,31	0,25	0,17
6	0,89	0,62	0,45	0,34	0,28	0,20
7	0,90	0,64	0,47	0,37	0,30	0,22
8	0,91	0,66	0,49	0,39	0,33	0,24
9	0,91	0,68	0,51	0,42	0,35	0,27
10	0,92	0,69	0,53	0,44	0,37	0,28

géométrique ($EG_X = 2$, par exemple) et de l'hypothèse d'une loi de distribution log-normale des valeurs d'exposition. Dans ces conditions, on montre que l'estimation du maximum de vraisemblance de μ_X à partir de ces hypothèses s'écrit (voir la démonstration en annexe) :

$$\mu_X^* = \ln(Max) - \ln(EG_X) \cdot H(n)$$

Il en résulte que l'expression de la valeur de la fraction est :

$$f = \exp(\ln(EG_X) \cdot (H(n) - z_{1-\alpha}))$$

Ainsi, la valeur limite sera considérée comme dépassée lorsque la valeur maximale, Max , de la série sera plus grande que $f \cdot VL$. Cette valeur dépend du nombre de mesurages, de la probabilité de dépassement choisie et de la valeur attendue de l'écart-type géométrique. Lorsqu'il n'y a qu'une seule mesure, la fraction correspond évidemment à celle de l'approche conventionnelle car $H(n)$ est nul.

Les Tableaux V à VII donnent les valeurs des fractions de VL à ne pas dépasser en fonction du nombre de

mesures et de l'écart-type géométrique pour des probabilités α égales respectivement à 0,05 ; 0,025 ; 0,01 et 0,001.

Plus le nombre de mesures est élevé, et plus la fraction est grande. Ainsi par exemple, si on suppose que l'écart-type géométrique est égal à 2, la fraction de VL est plus que doublée si au lieu de ne disposer que d'une seule valeur, on effectue 5 mesurages. La fiabilité du diagnostic va dépendre de deux éléments, la validité de l'hypothèse faite sur la valeur de l'écart-type géométrique d'une part, et d'autre part le nombre de mesures effectuées.

Ces tableaux peuvent se révéler pratiques d'utilisation lorsque l'on veut émettre un diagnostic à partir d'une série de mesures sans avoir à faire de calculs préalables (rappelons que l'on doit disposer ici de résultats obtenus sur des journées différentes puisque l'on cherche ici à prendre en compte les fluctuations d'un jour à l'autre de l'exposition). Mais il faut souligner que cette méthode ne tire pas le maximum d'informations des mesurages effectués car on ne retient que l'un d'entre eux (celui dont la valeur est maximale). Il est préférable d'utiliser la méthode décrite ci-dessous, qui intègre dans des calculs toutes les valeurs de la série.

Estimation de la probabilité de dépassement ou « fraction excédentaire »

Cette méthode repose sur le principe, qui a déjà été exposé ci-dessus. Elle consiste à estimer la probabilité de dépassement de la valeur limite puis de comparer cette estimation de dépassement à des seuils préalablement fixés. Cette approche, décrite dans l'annexe D de la norme EN 689, a été reprise de manière détaillée dans la fiche méthodologique A de la base Métropol et a fait l'objet du logiciel « ALTREX Chimie » [19, 7]. Elle est applicable lorsque l'on dispose de plusieurs mesures ; la norme EN 689 (Annexe D) recommande que le nombre de mesures doit être au moins égal à 6 mais elle est applicable dès que l'on dispose d'au moins deux mesures.

La probabilité de dépassement est estimée par :

$$P_{VL} = 1 - \Phi\left(\frac{\ln(VL) - \ln(mg_X)}{\ln(eg_X)}\right)$$

mg_X et eg_X étant l'estimation de la moyenne géométrique et de l'écart-type géométrique définis ci-dessus, $\Phi(t)$ étant la fonction de répartition

d'une loi normale centrée et réduite. La norme EN 689 donne à titre indicatif les valeurs suivantes des seuils pour comparer cette estimation afin de caractériser la situation d'exposition :

- $P_{VL} \leq 0,1\%$ (situation verte) :

« Le niveau d'exposition est nettement inférieur à la valeur limite. Il n'est pas nécessaire de procéder à d'autres mesurages, en dehors des contraintes réglementaires, si le procédé de fabrication n'est pas modifié. »

- $0,1\% < P_{VL} \leq 5\%$ (situation orange) :

« L'exposition semble inférieure à la valeur limite, mais il est nécessaire de confirmer cette situation par la mise en place de mesurages périodiques. »

- $5\% < P_{VL}$ (situation orange) :

« La probabilité de dépasser la valeur limite est trop importante. Des mesures correctives doivent être appliquées pour réduire le niveau d'exposition. On devra ensuite procéder à de nouveaux mesurages pour évaluer la situation corrigée. ».

Cette méthode peut aussi être mise en oeuvre en comparant la quantité

$$\frac{\ln(VL) - \ln(mg_x)}{\ln(eg_x)}$$

aux valeurs des quantiles d'ordre 95 % et 99,9 % de la loi normale centrée réduite (soit respectivement 1,64 et 3,09).

Rappelons que le logiciel ALTREX, disponible à partir de la base de données METROPOL (voir fiche méthodologique A), effectue les calculs nécessaires pour estimer cette probabilité de dépassement à partir d'une série de données d'exposition.

Le logiciel ALTREX calcule un intervalle de confiance de cette estimation en utilisant les résultats de [20]. On peut également utiliser les abaques indiqués dans [5] pour calculer un tel intervalle de confiance. Remarquons cependant que la procédure décrite dans la norme EN 689 ne fait pas usage de cet intervalle de confiance pour la détermination du diagnostic. L'incertitude relative à l'échantillonnage n'est pas intégrée dans un intervalle de confiance, mais l'est, de façon indirecte, dans l'utilisation de deux seuils de fraction excédentaire, l'une plutôt élevée (si l'estimation de la fraction excédentaire est plus grande que 5 %, c'est que la situation est véritablement inacceptable) et l'autre plutôt faible (si l'estimation de la fraction excédentaire est plus petite que 0,1 %, c'est que la situation est vraisemblablement acceptable).

TABLEAU VIII

Fraction de VL, en fonction de l'écart-type géométrique et du nombre de mesures, que le maximum d'une série ne doit pas dépasser, correspondant à une probabilité de dépassement inférieure ou égale à 0,001.

LV fraction, with respect to geometric standard deviation and number of measurements, which the series maximum must not exceed, corresponding to a probability of exceeding less than or equal to 0.001.

Nombre de mesures	Écart-type géométrique					
	1,1	1,5	2	2,5	3	4
1	0,74	0,29	0,12	0,06	0,03	0,01
2	0,78	0,35	0,17	0,09	0,06	0,03
3	0,80	0,39	0,20	0,12	0,08	0,04
4	0,81	0,42	0,22	0,14	0,09	0,05
5	0,82	0,44	0,25	0,16	0,11	0,06
6	0,83	0,46	0,26	0,17	0,12	0,07
7	0,84	0,47	0,28	0,18	0,13	0,08
8	0,84	0,49	0,29	0,20	0,14	0,08
9	0,85	0,50	0,30	0,21	0,15	0,09
10	0,85	0,51	0,31	0,22	0,16	0,10

Il faut rappeler ici que les valeurs de probabilité choisies dans la grille d'interprétation (0,1 % et 5 %) sont arbitraires et devraient en fait dépendre du danger des substances mesurées en réservant des niveaux de probabilité de dépassement très bas pour les substances les plus toxiques (par exemple CMR Cancérogènes, Mutagènes, Reprotoxiques). L'avis des toxicologues et des épidémiologistes devrait donc être recherché pour définir la grille d'évaluation. En effet, si les valeurs limites d'exposition professionnelle sont en général d'autant plus faibles que la substance est dangereuse, la probabilité d'occurrence, calculée ici, d'un dépassement de la valeur limite doit relever de la même logique.

INFLUENCE DE L'INCERTITUDE DE LA MÉTHODE DE PRÉLÈVEMENT/ANALYSE SUR LA COMPARAISON DE L'EXPOSITION À LA VALEUR LIMITE

Comme indiqué ci-dessus, l'exposition mesurée (par un dispositif de mesure/analyse) Z est modélisée par une distribution log-normale de moyenne et d'écart-type géométriques différents de la moyenne géométrique et de l'écart-type géométrique de la distribution réelle de l'exposition X . Il en résulte que les relations entre la VL et les paramètres observés de l'exposition sont altérées. On considère à présent que la VL est dépassée si la probabilité de $(Z > VL)$ est $\geq 2,5\%$ (on note $\Pr(Z > VL) \geq 2,5\%$), valeur choisie ici à titre d'exemple. Le jugement est déterminé alors selon que la quantité

$$\frac{\ln(VL) - \ln(bM_x) + \frac{(\ln(EG_x))^2 + (\ln(EG_z))^2}{2}}{\sqrt{(\ln(EG_x))^2 + (\ln(EG_z))^2}}$$

est plus grande (pas de dépassement) ou plus petite (dépassement de la VL) que $Z_{0,975}$. Le jugement peut être fait à partir d'une figure similaire à la Figure 8, dans

laquelle la limite est la courbe d'équation :

$$M_x = \frac{100}{b} \exp \left(\frac{(\ln(EG_x))^2 + (\ln(EG_E))^2}{2} - \sqrt{(\ln(EG_x))^2 + (\ln(EG_E))^2} z_{0,975} \right)$$

lorsque la VL est égale à 100.

Comme ce jugement ne repose pas sur la distribution réelle, on peut commettre une erreur selon les modalités présentées au **Tableau IX**. La situation critique du point de vue de la prévention est le risque de sous-évaluation, c'est-à-dire émettre un diagnostic de non-dépassement alors qu'en réalité on est dans une situation de dépassement de la VL. Cette situation se produit lorsque $\Pr(Z > VL) < 2,5\%$ alors que $\Pr(X > VL) \geq 2,5\%$ (cf. **Tableau IX**).

CAS D'UN BIAIS PUR

On suppose ici que le biais b est inconnu et existe à l'insu du laboratoire. Quand le biais est connu, il suffit de remplacer la valeur de la VL par $b.VL$ (on a en effet $\Pr(X > VL) = \Pr(bX > b.VL)$) ou de diviser les valeurs mesurées par la valeur du biais.

Si on ne connaît pas le biais b , et si l'on base le jugement sur la quantité $\Pr(Z > VL)$, on commet alors une erreur dans le jugement car $\Pr(Z > VL) = \Pr(X > VL/b)$. Tester l'exposition telle qu'elle est mesurée par rapport à la VL revient alors à tester l'exposition réelle par rapport à une autre valeur de VL.

L'évolution des régions dépassement/non-dépassement de la VL est représentée **Figure 9** pour deux valeurs de biais (inconnues) $b = 0,8$ et $b = 1,2$. On commet une erreur de diagnostic lorsque les points représentant les paramètres (M_x, EG_x) sont entre la courbe relative à la situation réelle et celle relative à la situation observée. La courbe pour $b = 0,8$ est située au-dessus de la courbe de référence : si le point représentant les paramètres (M_x, EG_x) est entre les deux courbes, alors on commet une erreur de sous-évaluation de l'exposition vis à vis du dépassement de la VL. La courbe pour $b = 1,2$ est située en dessous de la courbe de référence : si le point représentant les paramètres (M_x, EG_x) est entre les deux courbes, alors on commet une erreur de surévaluation de l'exposition vis à vis du dépassement de la VL.

TABLEAU IX

Modalité de comparaison du diagnostic apparent (basé sur la distribution de l'exposition, mesurée à l'aide d'une méthode de prélèvement/analyse imparfaite) et du diagnostic réel (basé sur la distribution de l'exposition exacte mais inaccessible).

Modalities of the comparison of the apparent diagnosis (based on the distribution of the exposure; measured using an imperfect method) and the real diagnosis (based on the distribution of the exact, but inaccessible exposure).

Situation réelle	Diagnostic effectué	
	Non-dépassement $\Pr(Z > VL) < 2,5\%$	Dépassement $\Pr(Z > VL) \geq 2,5\%$
Non-dépassement $\Pr(X > VL) < 2,5\%$	Correct	Surévaluation
Dépassement $\Pr(X > VL) \geq 2,5\%$	Sous-évaluation	Correct

FIGURE 9

Modification du diagnostic de référence apparent pour une VL de 100 et une tolérance de 2,5 %, lorsque la méthode de prélèvement/analyse présente un biais de 80 % (pointillés) ou 120 % (tirets)

Change in apparent reference diagnosis for an LV = 100 and a tolerance threshold = 2.5%, when sampling/analysis method has an 80% (dotted) or 120% (dashed) bias.

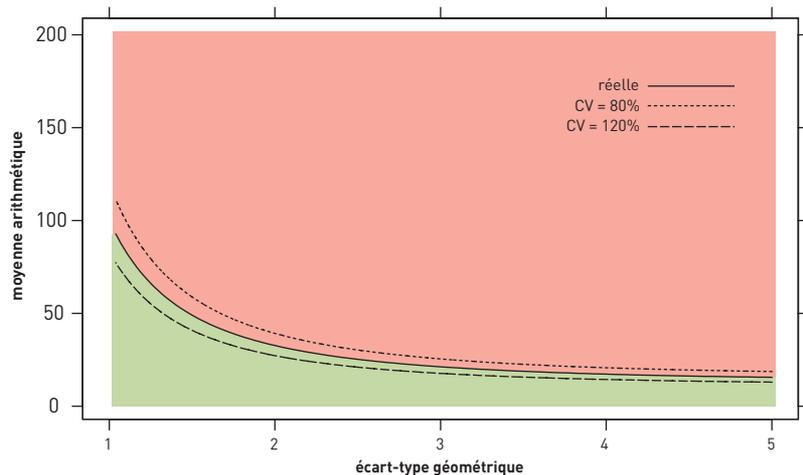
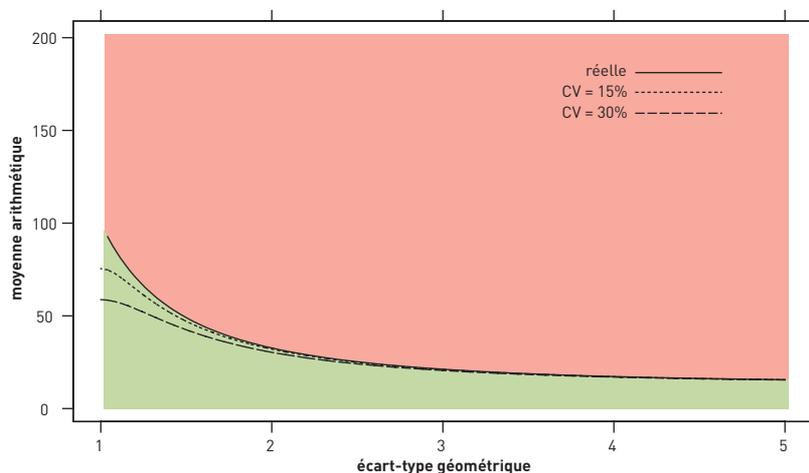


FIGURE 10

Modification du diagnostic de référence apparent pour une VL de 100 et une tolérance de 2,5 %, pour une méthode de prélèvement/analyse sans biais, pour deux coefficients de variation 15 % (trait moyen) et 30 % (trait épais)

Change in apparent reference diagnosis for an LV = 100 and a tolerance threshold = 2.5%, when sampling/analysis method is unbiased, for 15% (medium line) and 30% (heavy line) coefficients of variation.



**CAS D'UNE MÉTHODE
PRÉLÈVEMENT/ANALYSE SANS BIAIS
MAIS AVEC DISPERSION**

L'écart-type géométrique de l'exposition mesurée est plus grand que l'écart-type géométrique de l'exposition réelle. On constate que $\Pr(Z > VL) > \Pr(X > VL)$ lorsque

$$VL > M_x \exp\left(\frac{\sqrt{\ln(EG_s)^2 + \ln(EG_E)^2} \ln(EG_s)}{2}\right)$$

On peut noter que cette inégalité implique que $VL > M_x$.

L'évolution des régions dépassement/non-dépassement de la VL est représentée *Figure 10* pour deux valeurs de coefficient de variation égales à 15 % et 30 %.

Pour une tolérance donnée, lorsque $EG_X < e^{20,975 \cdot 1/2 \sqrt{\ln(CV_E^2+1)}}$ la courbe limite du diagnostic effectué avec les mesures est sous la courbe limite du diagnostic réel, et on commet une erreur de surévaluation lorsque le point représentant les paramètres de la distribution réelle de l'exposition (M_x, EG_x) se situe entre ces 2 courbes. Si le coefficient de variation du dispositif de mesure/analyse est de 30 % ou de 15 %, la limite est respectivement 3,86 et 4,46 lorsque la tolérance est de 5 %. Si la tolérance est de 2,5 %, ces valeurs passent à 5,29 et 6,11 respectivement qui sont des valeurs très grandes pour des écarts-types géométriques de distribution d'exposition sur huit heures.

À l'inverse, lorsque l'écart-type géométrique de la distribution réelle est supérieur à ces valeurs, on commet une erreur de sous-évaluation quand le point représentant les paramètres de la distribution réelle de l'exposition (M_x, EG_x) se situe entre les deux courbes : il faut noter toutefois que pour des valeurs d'écart-type géométrique réalistes (inférieures à 5), la région correspondante est très petite et les deux courbes sont pratiquement confondues.

On peut conclure que, dans la pratique, du moment que la valeur de l'écart-type géométrique reste inférieure à 5, la dispersion liée au dispositif de prélèvement/analyse n'entraîne jamais une sous-estimation du risque de dépassement d'une valeur limite. *Ce point mérite d'être souligné car l'utilisation d'une méthode de prélèvement/analyse présentant une dispersion relativement grande mais non biaisée ne modifie pas le diagnostic d'exposition dans un sens qui puisse être défavorable à la prévention.*

**CAS D'UNE MÉTHODE
PRÉLÈVEMENT/ANALYSE AVEC BIAIS
ET DISPERSION**

On suppose toujours ici que la valeur du biais est inconnue. L'évolution des régions dépassement/non-dépassement de la VL est représentée *Figure 11* pour deux valeurs de biais égales à 0,8 et 1,2 et

deux valeurs du coefficient de variation 15 % et 30 %. On constate que lorsque la valeur du biais est supérieure à 1, on ne commet bien entendu jamais d'erreur de sous-évaluation, mais, lorsque la valeur du biais est inférieure à 1, cela peut entraîner soit une sous-évaluation, soit une surévaluation de la situation. On peut noter toutefois que la région correspondant à une surévaluation est petite (voire inexistante si la dispersion est faible par rapport au biais) et correspond à des valeurs d'écart-type géométrique de l'exposition faible. De sorte que le défaut majeur (puisque dans ce cas elle pourra conduire à une sous-estimation du risque) d'une méthode de prélèvement/analyse utilisée pour l'évaluation de l'exposition est le fait qu'elle soit biaisée, d'un biais inférieur à 1.

**DISCUSSION
ET CONCLUSION**

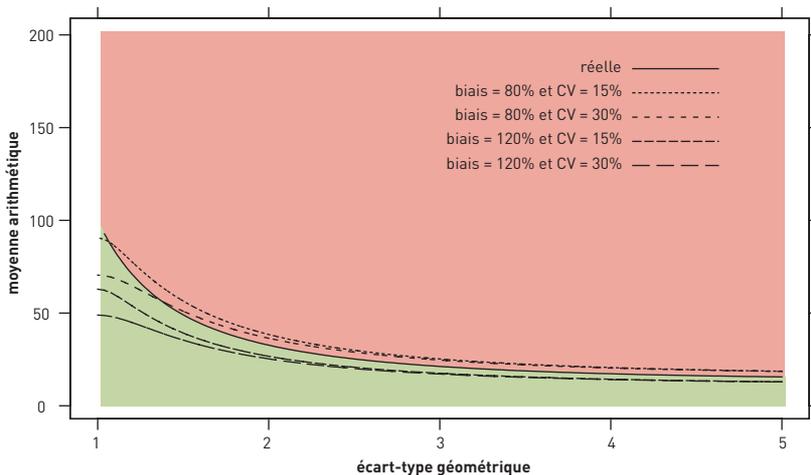
Le problème lié à l'incertitude de l'échantillonnage pour l'évaluation de l'exposition professionnelle entraîné par les fluctuations d'un jour à l'autre de la pollution au poste de travail peut être traité à partir d'un certain nombre d'hypothèses statistiques. Parmi celles-ci, la log-normalité de la distribution reste l'hypothèse de base associée avec des valeurs qui peuvent être prédéfinies pour l'écart-type géométrique. Il est clair que, plus on dispose de mesurages, plus les paramètres de la distribution pourront être évalués avec précision et plus le diagnostic de sur ou sous-exposition sera fiable.

Avec le développement du nombre de substances soumises à des valeurs limites contraignantes et les obligations de mesurage de l'exposition qui en découlent, on peut s'attendre à disposer de plus de résultats permettant de mieux évaluer les caractéristiques de l'exposition. Cependant, pour des raisons économiques, ce nombre de mesurages restera de toute façon limité, d'où l'intérêt d'utiliser ces hypothèses statistiques qui, d'ailleurs, dans une approche réglementaire, devront être bien définies afin d'harmoniser le diagnostic des laboratoires qui auront en charge le contrôle du respect des valeurs limites.

Le diagnostic d'exposition met en jeu, dans tous les cas, la probabilité de dépassement de la valeur limite qui peut être soit prédéfinie soit estimée (appro-

FIGURE 11

Modification du diagnostic de référence apparent pour une VL de 100 et une tolérance de 2,5 %, pour des méthodes de prélèvement/analyse présentant respectivement une dispersion de coefficient de variation de 15 % (trait moyen) et 30 % (trait épais) et un biais de 80 % (pointillé) et de 120 % (tirets)
Change in apparent reference diagnosis for an LV = 100 and a tolerance threshold = 2.5%, when sampling/analysis methods are subject to 15% (medium line) and 30% (heavy line) coefficient of variation, as well as 80% (dotted) and 120% (dashed) bias, respectively.



che probabiliste). Elle peut être vue comme l'équivalent du nombre de jours pendant lesquels un dépassement de la valeur limite est possible. Ce nombre peut être très faible mais il ne peut théoriquement pas être nul. Le choisir très faible va imposer des valeurs d'exposition largement au-dessous de la valeur limite qui peuvent ne pas être réalistes en pratique mais en revanche le choisir élevé fait courir un risque aux personnes exposées. Cette probabilité de dépassement est en fait indissociable du danger présenté par la substance et devrait être définie en prenant en compte ses propriétés toxiques. Il est clair, par exemple, que les substances CMR devront être affectées d'un seuil très faible. Les seuils proposés le plus souvent sont dans les bornes 0,1 à 5 % comme dans la norme EN 689 qui ne fait cependant pas appel à cette notion de danger qu'il serait de notre point de vue utile d'introduire pour définir la grille d'évaluation. Il faut considérer en effet que si l'on considère une vie de travail (40 années à 200 jours par an) ce sont des probabilités d'un ordre de grandeur plus faibles qui devraient être atteintes (0,01 %) si l'on voulait éviter toute surexposition. Si, comme nous l'avons vu, des outils statistiques relativement simples existent, il restera cependant à bien définir, dans chaque situation, les hypothèses acceptables lorsque l'on dispose de trop peu de mesures (choix de l'écart-type géométrique, par exemple) d'autant plus lorsque les résultats seront utilisés à des fins réglementaires. Même si le nombre de mesurages est suffisant, permettant l'utilisation d'un logiciel de traitement statistique des données d'exposition comme, par exemple, ALTREX, il reste à préciser la grille d'évaluation (probabilités « acceptables »). Une valeur limite d'exposition contraignante même associée à une technique de mesurage précise doit être accompagnée d'un protocole rigoureux pour l'échantillonnage et l'interprétation des résultats. Il apparaît sans doute indispensable que sur un plan normatif, voire réglementaire, des règles puissent être définies concernant tous les aspects de l'échantillonnage. En particulier, le nombre de jours minimum à échantillonner durant l'année (jours représentatifs de l'exposition) au poste de travail concerné, devrait être fixé. Ceci ne pourrait qu'aider les labora-

toires qui auront à effectuer des mesures d'exposition et surtout améliorer la qualité du diagnostic d'exposition.

L'incidence de l'incertitude de la méthode de prélèvement/analyse sur le diagnostic a été étudiée et montre, comme attendu pour des méthodes de prélèvement/analyse dont le coefficient de variation est inférieur à 30 %, une influence faible de la dispersion de la méthode de mesurage compte tenu des écarts-types géométriques généralement élevés rencontrés (> 2) dans la distribution des expositions. En revanche, le biais de la méthode joue un rôle important et lorsqu'il conduit à sous-estimer l'exposition peut masquer une situation à risque. Ce biais est en général inconnu et il existe à l'insu du laboratoire qui pratique la mesure. Le biais analytique peut être mis en évidence à travers des essais inter-laboratoires des analyses d'échantillons certifiés... Certains essais inter-laboratoires et essais d'aptitude font ressortir dans l'interprétation des résultats des laboratoires, la composante « biais » en la distinguant de la composante « dispersion » [21].

Cependant, en matière d'évaluation de l'exposition, les biais sont surtout attendus au niveau du prélèvement (mauvaise efficacité de piégeage des polluants sur le support de rétention) et plus particulièrement pour les aérosols (mauvaise efficacité d'échantillonnage, non-conformité du prélèvement à la fraction conventionnelle attendue...). Ces types de biais sont difficiles à mettre en évidence d'autant plus que les études de laboratoire ne permettent pas toujours de reconstituer les conditions de terrain. Bien qu'un accent particulier doive donc être mis sur la recherche et l'étude du biais des méthodes dans les systèmes d'assurance qualité des laboratoires il est clair que, dans le cadre de l'évaluation de l'exposition professionnelle, l'échantillonnage reste généralement la source principale d'incertitude du fait des fluctuations possibles d'un jour à l'autre de l'exposition. La fixation de règles contraignantes pour la précision des méthodes de prélèvement/analyse comme dans la norme 482 est probablement de peu d'utilité et seule une garantie sur le biais possible pourrait être demandée dans la mesure où il peut être estimé ou encadré.

Comme chaque fois que l'on est face à un échantillon de forte hétérogénéité, et c'est particulièrement le cas en matière d'évaluation de l'exposition professionnelle, il faut privilégier le nombre de mesurages plutôt que la précision de ces derniers [12]. Ceci doit passer aussi par le développement de méthodes peu onéreuses, faciles à mettre en œuvre sur le terrain, pour permettre d'augmenter la fréquence des évaluations d'exposition.

Dans ce travail les graphes et calculs statistiques ont été effectués à partir du logiciel S-Plus 6.0. Data analysis Division, MathSoft, Seattle, 2000.

Reçu le : 25/10/2004

Accepté le : 07/04/2005

ANNEXE

DÉTERMINATION DU MAXIMUM DE VRAISEMBLANCE DE LA MOYENNE GÉOMÉTRIQUE D'UNE LOI LOG-NORMALE D'ÉCART-TYPE GÉOMÉTRIQUE CONNU, À PARTIR DE LA VALEUR DU MAXIMUM D'UNE SÉRIE DE MESURES.

On dispose de la valeur maximale $Y_{(n)}$ d'une série de n mesures, ces mesures étant supposées indépendantes et suivre une distribution normale de moyenne μ et d'écart-type σ . On suppose, par ailleurs, que la valeur de l'écart-type est connue elle aussi.

Dans ce cas, $Y_{(n)}$ est une variable aléatoire dont la fonction de répartition s'écrit [9] :

$$F(y) = \Pr(Y_{(n)} \leq y) = \Phi\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)^n$$

où $\Phi(Z)$ est la fonction de répartition d'une loi normale centrée réduite.

La densité de probabilité de $Y_{(n)}$ est alors :

$$f(y) = n \times \frac{1}{\sigma} \varphi\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right) \times \Phi\left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)^{n-1}$$

où $\varphi(Z)$ est la densité de probabilité d'une loi normale centrée réduite.

L'estimation du maximum de vraisemblance de la moyenne μ d'une loi normale quand l'écart-type est connu à partir de la connaissance de la valeur du maximum d'une série de données est la valeur de μ qui maximise la densité de probabilité lorsque y prend la valeur de $Y_{(n)}$, soit :

$$\frac{Y_{(n)} - \mu}{\sigma} - (n-1) \times \frac{\varphi\left(\frac{Y_{(n)} - \mu}{\sigma}\right)}{\Phi\left(\frac{Y_{(n)} - \mu}{\sigma}\right)} = 0$$

La solution μ peut s'écrire sous la forme :

$$\mu^* = Y_{(n)} - \sigma \times H(n)$$

où $H(n)$ est la solution de l'équation :

$$h - (n-1) \times \frac{\varphi(h)}{\Phi(h)} = 0$$

n	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$H(n)$	0	0,51	0,77	0,94	1,06	1,16	1,24	1,31	1,37	1,42

Valeurs permettant de calculer l'estimation du maximum de vraisemblance de la moyenne d'une variable normale d'écart-type connu, à partir de la connaissance de la valeur maximale d'une série de n mesures.

Notons que pour $n = 1$, $H(1) = 0$ et $\mu = Y_{(1)}$. Quand $n > 1$, $H(n)$ ne s'exprime pas analytiquement de façon simple, on doit résoudre cette équation par calcul numérique. Les valeurs de $H(n)$ lorsque le nombre de valeurs de la série est compris entre 1 et 10 sont données ci-dessous.

Dans le cas d'une distribution log-normale, de moyenne géométrique e^μ et d'écart-type géométrique $EG_X = \exp(\sigma)$ dont la valeur est connue, l'estimation du maximum de vraisemblance de μ à l'aide de la valeur maximale $X_{(n)}$ d'une série de n mesures indépendantes s'écrit :

$$\mu^* = \ln(X_{(n)}) - \ln(EG_X) \times H(n)$$

BIBLIOGRAPHIE

[1] WATERS M.A., SELVIN S., RAPPAPORT S.M. - A measure of goodness-of-fit for the lognormal model applied to occupational exposures, *Am. Ind. Hyg. Assoc.*, 52,493-502, (1991)

[2] MULHAUSEN J.R.; DAMIANO J., A Strategy for Assessing and Managing Occupational Exposures, *AIHA Press*, 1998

[3] RAPPAPORT S.M dans *Patty's Industrial Hygiene and Toxicology* chapitre 8 p 349-403, Volume 3 Part A 3rd edition John Wiley and Sons, 1994

[4] OTT W.R. A physical explanation of the lognormality of pollutant concentrations - *J. Air Waste Manage. Assoc.* 40, 1378-1383, (1990)

[5] HEWETT P., GANSER G.H. - Simple procedures for calculating confidence intervals around the sample mean and exceedance fraction derived from lognormally distributed data. *Appl. Occup. Environ. Hyg.* 12(2), 132-42 (1997)

[6] Dans référence [2], annexe VI, p 251.

[7] METROPOL (INRS) fiche méthodologique A <http://www.inrs.fr/metropol/sommet.htm>

[8] Méthodes NIOSH <http://www.cdc.gov/niosh/nmam>

[9] Méthodes OSHA <http://www.osha-slc.gov/dts/sltc/methods/toc.html>

[10] Méthodes METROPOL (INRS) <http://www.inrs.fr/metropol/sommet.htm>

[11] KENDAL, M.G. AND STUART, A. The advance theory of statistics, third edition, Vol. 1, Charles Griffin, London, 1969

[12] RAPPAPORT SM - Assessment of long term exposures to toxic substances in air. *Ann. Occup. Hyg.* 35, 61-121, 1991

[13] Occupational exposure sampling strategy manual - DHHS NIOSH publication n°77-173. NTIS PB 274-792

[14] ZHOU X.-H. - Estimating the mean value of occupational exposures. *Am. Ind. Hyg. Assoc.*, 59,785-8, (1998)

[15] KROMHOUT H., SYMANSKI E., RAPPAPORT S.M - A comprehensive evaluation of within and between-worker components of occupational exposure to chemical agents, *Ann. Occup. Hyg.*, 1993, vol. 37, N°3, p 253,

[16] NF ISO 5725-1. *Exactitude (justesse et fidélité) des résultats et méthode de mesure. Partie 1 : Principes généraux et définitions.* 1994, 18 p.

[17] CARROL R.J., RUPPERT D., STEFANSKI L.A. - *Measurement Error in Nonlinear Models.* Chapman & Hall, London, 1995, 305p.

[18] La surveillance des atmosphères de travail. Collection Transparences, n° 27, Ministère du Travail, de l'Emploi et de la Formation professionnelle, 1990, 20 p.

[19] VINCENT R., WILD P., THIÉRY L., LEPLAY A, MARSENAC F., DESPRES B. ALTREX : un logiciel pour l'analyse statistique et l'interprétation des résultats de mesures, cas des expositions professionnelles aux agents chimiques et au bruit. *Cahiers de Notes Documentaires - Hygiène et sécurité du travail*, 1998, 172, ND 2084, pp. 273-281

[20] WILD P., HORDAN R., LEPLAY A, VINCENT R. - Confidence intervals for probabilities of exceeding threshold with censored log-normal data. *Environmentrics* vol 7, 247, 1996

[21] Essais d'aptitude ALASCA, Protocole de campagnes version 2. INRS Département MP, Vandoeuvre lès Nancy, déc. 2004, 18 p.