

Pertinence de l'échantillonnage « en aveugle » pour l'estimation des niveaux sonores en entreprises

Relevance of "grab" sampling methods for assessing the noise levels in factories

Several "grab" sampling techniques, proposed for assessing the A-weighted, daily equivalent sound pressure level ($L_{Aeq,d}$), have been tested at 28 workstations where the noise was particularly fluctuating.

From a same 8-hour continuous record of the acoustic information, the real $L_{Aeq,d}$ was compared to estimations of the $L_{Aeq,d}$ associated to a 95 % confident interval, obtained from varying sampling features (number of samples, duration, and sampling at random or regular intervals). Results have been analysed in terms of deviation from assessed to real $L_{Aeq,d}$ values and in terms of percentage of "correct" estimations, satisfying the predicted interval.

Considering the whole workstations, it appears that the "grab" sampling generally tends to underestimate the $L_{Aeq,d}$ (sometimes very largely) and that the predicted confidence intervals are then not respected. These observations have, however, to be modulated, according to the considered workstations.

Thus, if one considers the workstations where the statistical hypothesis are sufficiently respected for the "grab" sampling to be used, it appears that:

- some estimators are preferable to others,
- the accuracy of the estimation is little affected by the fact that the samples are taken at random or regular intervals,
- the accuracy increases with the duration of the samples and with their number. For a given total sampling duration, it appears better to increase the number of samples than their duration.

Noise / Exposure / Measurement / Fluctuating noise / Sampling

A. Damongeot et A. Kusy, service de Physiologie environnementale, centre de recherche de l'INRS, Nancy

Différentes techniques d'échantillonnage « en aveugle », proposées pour estimer le niveau acoustique continu équivalent journalier ($L_{Aeq,d}$) ont été mises à l'épreuve à 28 postes de travail où le bruit était particulièrement fluctuant.

A partir d'un même enregistrement continu de 8 heures de l'information sonore, le $L_{Aeq,d}$ vrai a été comparé à des estimations du $L_{Aeq,d}$, associées à un intervalle de confiance à 95 %, obtenues à partir d'échantillonnages de caractéristiques variables (nombre d'échantillons, durée, prélèvement à intervalles aléatoires ou réguliers). Les résultats ont été analysés en terme d'écart entre l'estimation et la valeur vraie du $L_{Aeq,d}$ et en terme de pourcentage d'estimations « correctes », entrant dans l'intervalle de confiance prédit.

Considérant l'ensemble des postes, il est apparu que l'échantillonnage « en aveugle » tendait, en général, à sous-estimer le $L_{Aeq,d}$ (parfois très largement) et que les intervalles de confiance annoncés n'étaient alors pas respectés. Ces observations doivent toutefois être modulées en fonction des postes de travail considérés.

Ainsi, si l'on considère les postes de travail où les hypothèses statistiques sont suffisamment vérifiées pour que l'échantillonnage « en aveugle » puisse s'appliquer, il apparaît que :

- certains estimateurs sont préférables à d'autres,
- la précision de l'estimation dépend peu du fait que les échantillons soient prélevés à intervalles réguliers ou aléatoires,
- la précision augmente avec la durée des échantillons prélevés et leur nombre. Pour une durée totale de prélèvement donnée, il apparaît préférable d'augmenter le nombre d'échantillons plutôt que d'allonger leur durée de prise.

Bruit / Exposition / Mesurage / Bruit fluctuant / Echantillonnage

Le décret n° 88-405 du 21 avril 1988, du ministère du Travail, de l'Emploi et de la Formation professionnelle, relatif à la protection des travailleurs contre le bruit [1], prescrit aux employeurs (dans une première étape) d'identifier les travailleurs pour lesquels « l'exposition sonore quotidienne : $L_{EX,d}$ ($d = \text{jour}$) » atteint ou dépasse le niveau de 85 dB(A). L'arrêté du 22 avril 1988 [2] fixe la méthode et l'appareillage qui doivent être utilisés pour le mesurage ; il se réfère à la norme française NF S 31-084 [3]. Celle-ci définit le $L_{EX,d}$ (dans le cas de bruits fluctuants) comme la « valeur du niveau de pression acoustique pondérée A d'un son continu stable qui, sur l'intervalle de référence de 8 h, correspond à la même dose d'énergie acoustique reçue que l'exposition réelle considérée, pendant la totalité de la journée de travail ».

Dans le cas d'une exposition intermittente ou d'un poste itinérant, le $L_{EX,d}$ peut être mesuré directement avec un dosimètre de bruit ou un appareil intégrateur similaire. Toutefois, ces appareils ne sont pas encore normalisés. Par ailleurs, les mesures peuvent être faussées, volontairement ou non, par le porteur de l'appareil. A ce titre, ils ne peuvent être utilisés pour des mesures de qualité dite d'« expertise ».

Le $L_{EX,d}$ peut également être déduit des « niveaux acoustiques continus équivalents pondérés A ($L_{Aeq,T}$) » régnant aux différents postes de travail occupés pendant chaque période élémentaire d'exposition (T_i). Si l'exposition a lieu de façon continue à un même poste de travail, le $L_{EX,d}$ est confondu avec le $L_{Aeq,d}$. C'est ce dernier cas que nous examinerons dans le cadre de la présente étude.

L'évaluation du $L_{Aeq,d}$ ne pose pas de problème majeur lorsque le bruit est stable : une mesure du niveau sonore, sur une durée brève, complétée éventuellement par une « normalisation » à 8 heures, suffit. Il n'en est pas de même dans le cas, très fréquent, où le bruit fluctue au cours de la journée. La mesure peut alors être soit effectuée avec un sonomètre intégrateur sur l'ensemble de la journée, solution lourde et coûteuse, soit restreinte à une période jugée « représentative » des conditions « normales » de fonctionnement. Cette dernière solution comporte toutefois une part d'appréciation subjective qui peut conduire à des erreurs importantes.

Une solution alternative consiste à prélever, de préférence de façon aléa-

toire, un certain nombre d'échantillons sonores (minis $L_{Aeq,T}$ ou L_i) au cours de la journée puis à calculer, à l'aide d'outils mathématiques appropriés, fondés sur certaines hypothèses statistiques, une estimation du $L_{Aeq,d}$ et une estimation d'un « intervalle de confiance » autour de cette valeur. Plusieurs propositions, examinées plus loin, ont été faites dans ce sens par différents auteurs [4 à 11] ou ont été intégrés à des projets de norme [12, 13], voire à des normes de mesurage du bruit ; ainsi, la norme française NF S 31-084 propose en son annexe B une méthode d'évaluation du niveau sonore par technique d'échantillonnage.

L'objectif de la présente étude était de juger des performances de différents couples d'estimateurs (estimateur du $L_{Aeq,d}$ et estimateur d'un intervalle de confiance associé) proposés dans la littérature ou par la normalisation, en les mettant à l'épreuve à des postes de travail réels où le bruit était particulièrement fluctuant. Ceci devrait permettre de dégager le(les) meilleur(s) d'entre eux, d'en préciser les limites d'utilisation et d'en optimiser les conditions d'emploi.

1. MATERIELS ET METHODES

1.1. Notations et symboles

Dans ce qui suit, les indices surmontés d'un chapeau ($\hat{\quad}$) correspondent à des estimations du $L_{Aeq,d}$ ou de l'intervalle de confiance associé. Les indices sans chapeau correspondent à des résultats de mesure.

Les symboles et indices utilisés sont récapitulés et illustrés en annexe 1.

1.2. Couples d'estimateurs examinés

Un couple d'estimateurs consiste en un estimateur du $L_{Aeq,d}$ et à ses limites de confiance associées (la somme des limites de confiance LC, supérieure et inférieure, constitue l'intervalle de confiance : $IC = LC_{sup} + LC_{inf}$). Quatre couples d'estimateurs ont été testés. Ces différents couples (repérés arbitrairement de A à D), accompagnés de leur référence aux formules de calcul et à leur source, sont résumés dans le tableau I.

1.2.1. Couple (A) : moyenne arithmétique, limites de Student

Ce couple d'estimateurs est proposé, en particulier, dans le projet de norme ISO/DP 9612 [13].

On fait l'hypothèse que la distribution des niveaux sonores au cours de la journée suit une loi « normale » (ou gaussienne).

Par ailleurs, on fait abstraction du caractère logarithmique de la définition du niveau sonore, que l'on traite comme une simple unité linéaire. L'estimation du $L_{Aeq,d}$ est alors donnée par la moyenne arithmétique \hat{L}_{ar} des niveaux L_i des n échantillons :

$$\hat{L}_{ar} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n L_i \quad (1)$$

TABLEAU I

Couples « estimateur du $L_{Aeq,d}$ - estimateur des LC examinés » - $L_{Aeq,d}$ estimator - confidence limit estimator pairs examined

Les chiffres entre parenthèses se rapportent aux formules de calcul données dans le texte

Repère couple	Estimateur du $L_{Aeq,d}$	Limites de confiance	Source
(A)	\hat{L}_{ar} éq. (1)	LC_{St} éq. (2)	ISO/DP 9612 [13]
(B)	\hat{L}_{log} éq. (3)	$LC_{bay sup}$ éq. (4) et (5) $LC_{bay inf}$	Rock [4] Bastide [11]
(C)	\hat{L}_{arc} éq. (8)	LC_{Stc} éq. (9)	Bénard et Castel [10]
(D)	\hat{L}_{log} éq. (3)	LC_{St} éq. (2)	NF S 31-084 [3]

Remarque : les niveaux sonores doivent impérativement être exprimés en décibels, les formules n'étant pas, en général, homogènes sur le plan dimensionnel.

Les limites de confiance \widehat{LC}_{St} associées sont fournies par une table de Student, en considérant l'écart type s_L observé sur les L_i et un nombre $(n - 1)$ de degrés de liberté :

$$\widehat{LC}_s = \pm \frac{s_L}{\sqrt{n}} t_{(n-1)} \quad (2)$$

$t_{(n-1)}$: valeur du « t » de Student, pour $(n - 1)$ degrés de liberté,

s_L : écart type observé sur les niveaux L_i .

Les limites de confiance à 95 % de Student, $\widehat{LC}_{St 95}$ sont présentées en annexe 2 pour différentes valeurs de n et de s_L .

1.2.2. Couple (B) : moyenne « logarithmique », limites « bayésiennes »

Il s'agit d'une proposition faite par Rock [4], puis reprise par Bastide [11].

On fait, cette fois, l'hypothèse d'une distribution bayésienne (moins restrictive qu'une distribution normale) des énergies sonores liées à chaque échantillon, donc des valeurs $i_i = 10^{0,1L_i}$. L'estimation du $L_{Aeq,d}$ est donnée par la moyenne logarithmique \widehat{L}_{log} des L_i :

$$\widehat{L}_{log} = 10 \log \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 10^{0,1L_i} \right) \quad (3)$$

Les limites de confiance, symétriques dans le domaine des énergies, sont dissymétriques dans celui des niveaux. Elles seront appelées respectivement $\widehat{LC}_{bay sup}$ et $\widehat{LC}_{bay inf}$ (fig. 1).

Leur calcul, que nous avons effectué à partir de l'étendue totale d'incertitude indiquée par Rock [4] ou Bastide [11], est donné en annexe 3.

Ces limites sont les suivantes :

$$\widehat{LC}_{bay sup} = 10 \log \left(\frac{2 \cdot 10^{0,1x}}{10^{0,1x} + 1} \right) \quad (4)$$

$$\widehat{LC}_{bay inf} = 10 \log \left(\frac{10^{0,1x} + 1}{2} \right) \quad (5)$$

avec

$$x = 10 \log \left(\frac{1 + \frac{t_{(n-1)} \gamma_l}{\sqrt{n}}}{1 - \frac{t_{(n-1)} \gamma_l}{\sqrt{n}}} \right) \quad (6)$$

$$\gamma_l = \frac{S_i}{I} \frac{\text{écart type des } 10^{0,1L_i}}{\text{moyenne arithmétique des } 10^{0,1L_i}} \quad (7)$$

Les limites de confiance à 95 % « bayésiennes », $\widehat{LC}_{bay 95}$, sont présentées en annexe 3 pour différentes valeurs de n et de γ_l .

1.2.3. Couple (C) : moyenne « arithmétique corrigée », limites de « Student corrigées »

Ce couple d'estimateurs a été proposé, en particulier, par Bénard et Castel [10].

Comme pour le couple (A), on fait l'hypothèse d'une distribution gaussienne des niveaux sonores, mais en

prenant en compte le caractère logarithmique de cette échelle. La moyenne arithmétique précédente peut alors être corrigée par une fonction de l'écart type des L_i :

$$\widehat{L}_{arc} = \widehat{L}_{ar} + 0,115 s_L^2 \quad (8)$$

Les limites de confiance deviennent :

$$\widehat{LC}_{Stc} = \pm \sqrt{\frac{s^2}{n} + \frac{0,026 s_L^4}{n-1}} t_{(n-1)} \quad (9)$$

Les limites de confiance à 95 % de « Student corrigées » sont présentées en annexe 4, pour différentes valeurs de n et de s_L .

1.2.4. Couple (D) : moyenne logarithmique, limites de Student

Ce couple d'estimateurs est celui retenu par la norme française NF S 31-084 [3]. Il n'est pas cohérent sur le plan statistique et ne peut présenter, éventuellement, qu'un intérêt pratique. Il comprend :

- l'estimateur « logarithmique » de la moyenne, du couple (B) : \widehat{L}_{log} ,
- les limites de confiance « de Student » du couple (A) : \widehat{LC}_{St} .

1.3. Postes de travail

Les postes examinés ont été choisis sur la base des deux critères associés suivants :

- postes bruyants : niveaux sonores $L_{Aeq,d} > 80$ dB(A),
- bruit fluctuant de façon importante et imprévisible.

Au total, 28 postes ont été étudiés, appartenant à 6 établissements industriels différents.

1.4. Enregistrements sonores

Les enregistrements sonores ont été faits à l'aide d'un sonomètre à mémoire de marque « Sœur-Anne » type « SA/11.10 », de classe « 1P ». Cet appareil permettait, dans la configuration retenue, de stocker 44 280

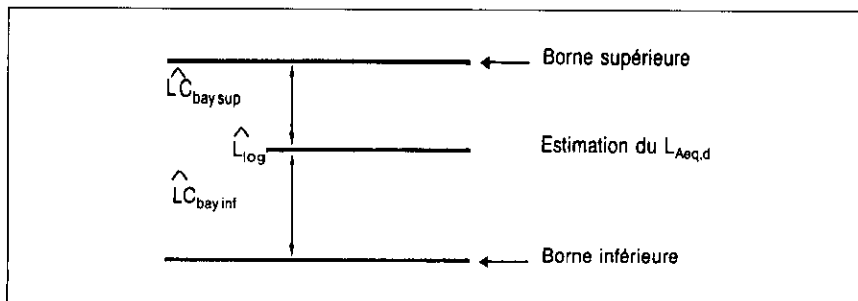


Fig. 1. Subdivision de l'intervalle de confiance - Subdivision of confidence interval

« micro- $L_{Aeq,T}$ » d'une seconde, soit 12 h 18 min d'enregistrement. En fait, les enregistrements ont été effectués sur des postes de travail de 8 heures. A cette fin, le microphone du sonomètre était fixé sur une « girafe » et maintenu à proximité de la tête du travailleur occupant le poste. Après transfert du contenu de la mémoire du sonomètre dans celle d'un micro-ordinateur, l'appareil était à nouveau disponible pour l'étude d'un autre poste.

1.5. Tirage des échantillons

Les logiciels disponibles avec l'appareil permettent, en particulier, de calculer le $L_{Aeq,d}$ et de tracer l'histogramme des niveaux sonores.

Un logiciel spécifique a été mis au point pour effectuer, à partir des enregistrements réalisés à chaque poste de travail, des tirages d'échantillons présentant les caractéristiques suivantes :

- différents nombres (n) d'échantillons prélevés sur la journée :

$n = 4, 6, 8, 10, 12, 14, 16, 18, 20, 25;$

- différentes durées (t) des échantillons :

$t = 5, 10, 15, 30, 45 \text{ s}; 1, 2, 5, 10, 15 \text{ min,}$

on a toutefois éliminé les combinaisons de n et de t conduisant à des durées totales d'échantillonnage ($n \times t$) supérieures à 4 heures, soit : $t = 10 \text{ min, } n = 25$ et $t = 15 \text{ min, } n = 18, 20, 25;$

- tirage effectué à intervalles aléatoires ou à intervalles réguliers ;

- par ailleurs, pour améliorer la précision statistique, les tirages ont été répétés 10 fois (ceci a conduit au tirage de 24 840 échantillons par poste de travail : 96 combinaisons de n et de t conduisant à 1 242 échantillons, 2 caractères de tirage, 10 répétitions).

Ce sont les niveaux moyens L_i de ces échantillons qui ont servi de base au calcul des différentes estimations et à leur comparaison au $L_{Aeq,d}$ (vrai).

1.6. Techniques statistiques

Les histogrammes des niveaux sonores présentent le pourcentage du temps total (8 h) durant lequel le niveau sonore est compris dans une

classe de niveaux de largeur 2,5 dB(A) (par ex. : entre 90 et 92,5 dB(A)). Sur ces histogrammes sont reportés le $L_{Aeq,d}$ et le L_{50} , niveau sonore médian atteint pendant 50 % de la durée du poste.

Une analyse de variance multifactorielle est utilisée pour mettre en évidence l'influence de différents facteurs de variabilité sur les écarts moyens dans l'estimation, ainsi que leur degré de signification.

Une analyse « discriminante » est utilisée pour classer les postes de travail en groupes homogènes. Elle a fait appel à deux des indices statistiques, déjà mentionnés : le $L_{Aeq,d}$ et le L_{50} .

Par ailleurs, le test « t » (Student-Fischer), applicable aux séries appariées, est utilisé pour évaluer le degré de signification des écarts entre différents estimateurs du $L_{Aeq,d}$ et entre différents couples d'estimation.

Enfin, une régression logarithmique multiple est utilisée pour mettre en évidence l'influence du nombre d'échantillons et de leur durée sur la précision de l'estimation.

2. RESULTATS

2. Caractéristiques des postes étudiés

2.1.1. Nature des postes (tableau II)

Les postes étudiés, repérés arbitrairement de 1 à 28, peuvent être regroupés en quatre grandes catégories, en fonction des tâches qui y sont effectuées.

Catégorie « préparation matière » : postes nos 3, 8, 9, 21, 24

Dans cette catégorie sont rangés les postes où l'on a mesuré des bruits émis par des machines destinées à usiner des tôles de faible ou de moyenne épaisseur (cisaille, grignoteuse, poinçonneuse) ou des tables d'oxycoupage pour des tôles d'épaisseurs plus importantes. On y rencontre également des bruits de chocs dus à des manutentions manuelles ou mécanisées.

Catégorie « assemblage - montage » : postes nos 1, 2, 4, 7, 11, 15, 19, 20, 22, 23, 27, 28

Cette catégorie rassemble des postes où le travail consiste essentiellement en des tâches de construction métallique faisant appel au meulage, au soudage, au martelage, parfois au burinage. Le bruit peut également provenir de fuites ou d'échappements d'air comprimé ainsi que des manutentions lourdes à l'aide d'un pont roulant ou d'un chariot automoteur. Cette catégorie présente des valeurs du $L_{Aeq,d}$ très variables ; ceci tient à des raisons aussi diverses que la dimension des ateliers, leur temps de réverbération, la dimension des appareils fabriqués ou le type de métaux travaillés (acier, aluminium, tôle forte ou faible...).

Catégorie « traitement de surface » : postes nos 5, 6, 10, 14, 26

Aux postes regroupés sous cette rubrique sont effectués des travaux très spécifiques allant du grenailage en enceinte fermée (décapage de pièces mécaniques) à l'émaillage de citernes destinées à l'industrie alimentaire, en passant par le meulage de défauts de surface en préparation à un revêtement plastifié. Les sources de bruit sont essentiellement de meulage et d'air comprimé, éventuellement de martelage ou de manutention mécanisée.

Autres postes : postes nos 12, 13, 16, 17, 18, 25

Cette catégorie rassemble les postes qui ne peuvent être rangés dans aucune des trois autres. On y trouve en particulier un atelier de presses à chaud et de marteaux-pilons ainsi que des postes typiques de fonderie (chaîne de moulage automatisée, noyautage mécanisé...). Les sources de bruit sont donc très diverses. On retrouve des sources déjà citées dans les autres catégories comme les chocs et les échappements d'air comprimé, mais à des niveaux en moyenne plus élevés.

2.1.2. Distribution statistique des niveaux sonores

La répartition des niveaux sonores au cours de la journée varie assez sensiblement d'un poste de travail à un autre. Par ailleurs, le caractère logarithmique de l'unité de mesure fait qu'un faible écart par rapport à une

TABLEAU II

Principales caractéristiques des postes étudiés – Main characteristics of workstations studied

Référence poste	Désignation	L _{Aeq,d} (dB (A))	Sources principales de bruit															
			Soudage	Meulage	Martelage	Burnage	Grignotage	Poinçonnage	Cisaillage	Estampage	Grenailage	Air comprimé	Oxycoupage	Manutentions cycliques				
3	Préparation matière	105,1																X
8		87,6					X	X	X									X
9		102,1			X													X
21		88,3			X												X	X
24		106,8			X		X	X							X			X
1	Assemblage montage	89,9	X	X	X									X				
2		111,8	X	X	X									X				
4		99,1								X	X						X	
7		118,3	X	X	X													X
11		87,3	X	X	X													X
15		114,2	X	X	X													X
19		85,4			X				X	X					X			X
20		80,1			X										X			X
22		86,2			X										X			X
23		110,7	X	X	X	X									X		X	X
27		106,0	X	X	X	X									X		X	X
28		110,5	X	X	X	X									X		X	X
5	Traitement de surface	86,9		X	X													X
6		89,7	X	X						X				X				X
10		99,3												X				X
14		119,3												X				X
26		105,5	X	X	X									X				X
12	Autres postes Presse à chaud Marteau-pilon Triage Moulage Noyautage Formage à chaud	101,8			X								X					X
13		132,6			X								X					X
16		105,0			X									X				X
17		90,6												X				X
18		102,0												X				X
25		100,2	X	X	X									X				X

distribution normale, et même l'étalement de cette distribution, peuvent conduire à de gros écarts entre les valeurs modale ou médiane de la distribution et le L_{Aeq,d} final.

La figure 2 présente quatre exemples typiques de distribution sonore (sans lien avec les catégories d'activités précédentes) :

● *poste n° 8 (fig. 2a)* : la distribution est pratiquement gaussienne, centrée sur 82 dB(A) environ. Elle est toutefois plus étalée vers les niveaux élevés. Il en résulte un écart de l'ordre de 5 dB(A) entre le L_{Aeq,d} fortement influencé par les forts niveaux et les valeurs médiane (L₅₀) ou modale de la distribution ;

● *poste n° 25 (fig. 2b)* : cette distribution est bimodale avec un premier mode centré sur 84 dB(A) environ et un second mode, moins important, centré sur 99 dB(A) environ, provenant d'opérations intermittentes de soudage, formage, sciage et meulage. C'est ce second mode qui est responsable du L_{Aeq,d}, lequel atteint 100 dB(A), le premier mode ayant une contribution négligeable sur le plan énergétique. Le L_{Aeq,d} se situe alors à quelque 15 à 16 dB(A) au-dessus du mode principal et du L₅₀ ;

● *poste n° 17 (fig. 2c)* : cette distribution présente un mode principal centré sur 91 dB(A) environ, ainsi qu'une certaine proportion du temps à des

niveaux compris entre 70 et 80 dB(A), correspondant à des phases d'activité non bruyante. Ces phases sont négligeables sur le L_{Aeq,d} qui se situe à une valeur très proche de la valeur modale et du L₅₀ ;

● *poste n° 7 (fig. 2d)* : cette distribution présente une valeur modale centrée sur 75-80 dB(A) qui représente le bruit de fond moyen de l'atelier. La distribution s'étend jusqu'à des niveaux de 105 dB(A) correspondant à des opérations bruyantes effectuées, pour l'essentiel, au poste même : soudage et meulage en particulier. Enfin, on observe un très léger pic centré sur 143 dB(A) (repéré par un cercle sur la figure ; durée 1,5 min), dû à des

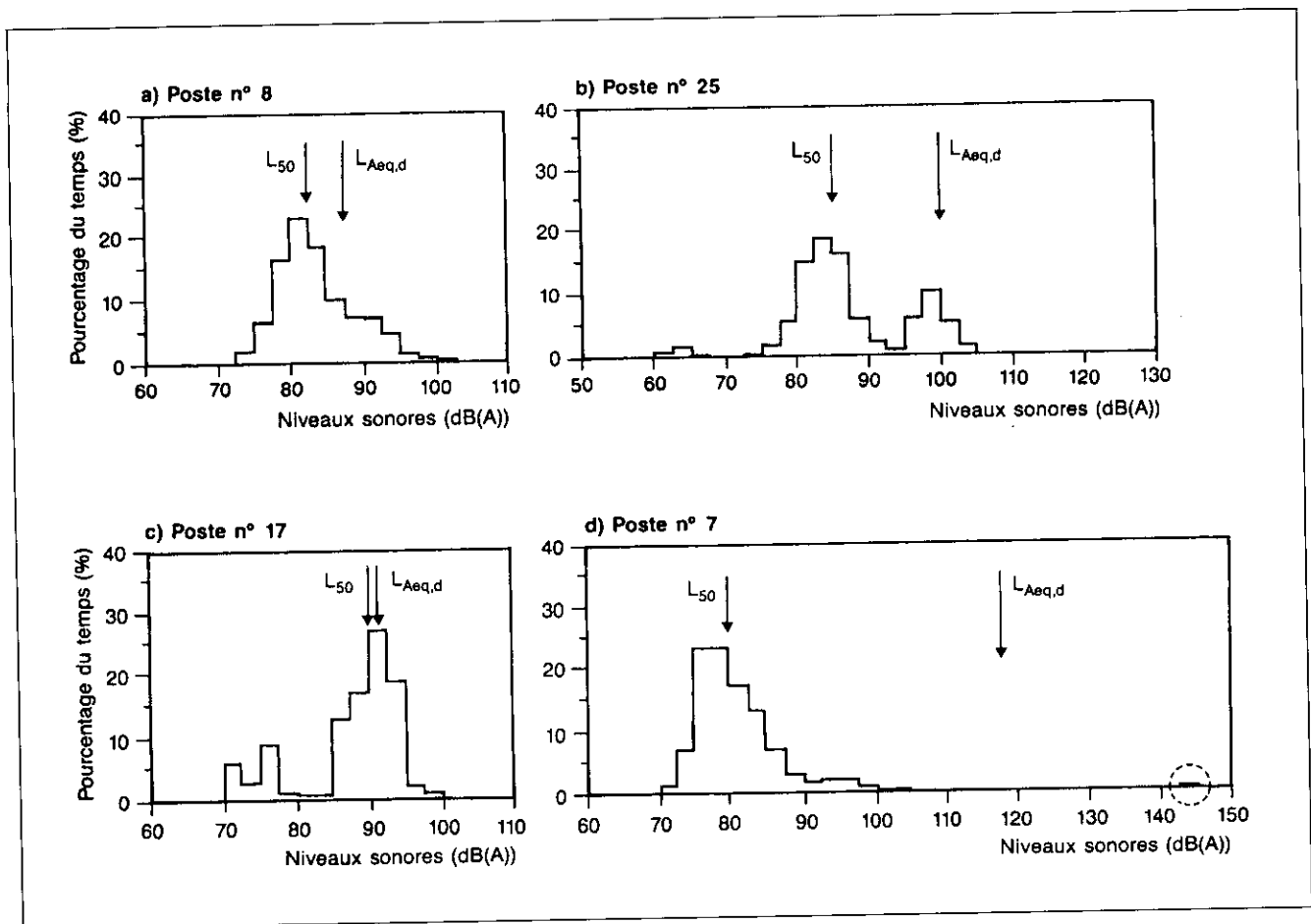


Fig. 2. Exemples de distribution des niveaux sonores (classes de niveaux : 2,5 dB(A)) – Examples of noise level distributions (level classes : 2.5 dB (A))

opérations sporadiques de martelage lourd à la masse. Ce pic, combiné à l'étalement du mode principal vers les plus hauts niveaux, conduit à un $L_{Aeq,d}$ d'environ 40 dB plus élevé que les valeurs du mode ou de la médiane.

2.2. Analyse des estimations aux quatre postes de travail « typiques »

Les programmes de traitement des enregistrements sonores, développés pour cette étude, permettent de tracer l'évolution des écarts (ΔL_{ar}), (ΔL_{log}), (ΔL_{arc}) entre les estimations du $L_{Aeq,d}$ et sa valeur « vraie » ainsi que l'évolution des estimations des limites de confiance à 95 % ($LC_{St 95}$), ($LC_{bay 95}$), ($LC_{Stc 95}$) en fonction de n et de t .

Avant de procéder à un traitement général sur ces paramètres, il est apparu intéressant de présenter ici, à titre d'illustration, les résultats relatifs aux postes « typiques » n°s 8, 25, 17 et 7 dont les histogrammes ont déjà

été examinés, en retenant le couple d'estimateurs (C) et l'un des 10 échantillonnages effectués en mode aléatoire.

La figure 3 présente ainsi l'évolution de l'écart et celle des limites de confiance estimées, en fonction de n , pour 3 valeurs de t et pour chacun des quatre postes considérés :

- **poste n° 8 (fig. 3a)** : les écarts sont faibles, quels que soient n et t , et se situent à l'intérieur des limites de confiance (à l'exception de $t = 15$ min, $n = 4$) ;

- **poste n° 25 (fig. 3b)** : les écarts restent faibles, mais sortent parfois des limites de confiance, précisément lorsque celles-ci sont particulièrement étroites ; par exemple, pour $t = 15$ min et $n = 6$ ou 8. On peut alors penser que l'échantillonnage a manqué les phases les plus bruyantes (second mode de la fig. 2b)) : la variance des L_i et, de ce fait, les limites

de confiance sont faibles, mais le $L_{Aeq,d}$ est sous-évalué ;

- **poste n° 17 (fig. 3c)** : on retrouve sensiblement les mêmes résultats qu'au poste n° 8 : faibles écarts, se situant à l'intérieur des limites de confiance ; en effet, le fait de manquer ou non une période « calme » (mode mineur de la fig. 2c) est pratiquement sans incidence sur le $L_{Aeq,d}$;

- **poste n° 7 (fig. 3d)** : ce cas est extrême et presque caricatural (bien que réel) :

- avec les échantillons de faible durée ($t = 5$ s), les écarts sont très importants (de l'ordre de -25 à -35 dB(A)), pour toutes les valeurs de n (sauf $n = 25$). Il est clair que les échantillons ont tous manqué la phase la plus bruyante ; les limites de confiance sont faibles (car reposant sur une variance des L_i faussement réduite) et le $L_{Aeq,d}$ est sévèrement sous-estimé ;

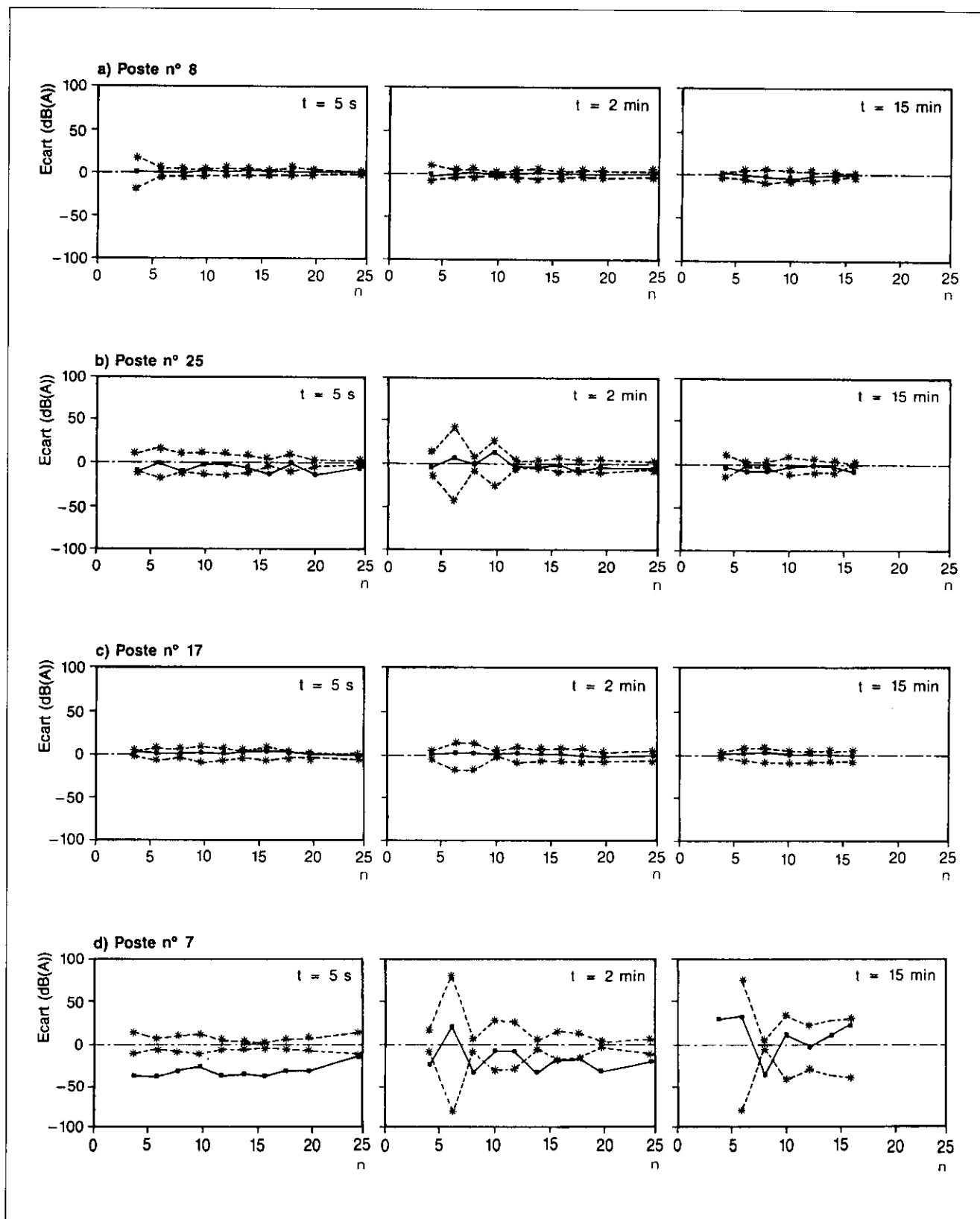


Fig. 3. Evolution de l'écart dans l'estimation du $L_{Aeq,d}$ et évolution des limites de confiance à 95 % en fonction du nombre d'échantillons (n) et de leur durée (t) pour le couple (C) d'estimateurs et un tirage aléatoire – Deviation in estimated $L_{Aeq,d}$ and 95 % confidence limit patterns in relation to the number of samples (n) and their duration (t) for the estimator pair (C) and a random sampling

– avec les échantillons de plus longue durée ($t = 2$ min et $t = 15$ min), les écarts sont tantôt forts avec de faibles limites de confiance, tantôt faibles avec de larges limites de confiance. Le premier cas correspond à la situation antérieure : les échantillons sont prélevés hors de la phase la plus bruyante ; dans le second cas, un ou plusieurs échantillons ont été prélevés pendant cette phase : l'estimation du $L_{Aeq,d}$ est meilleure et les limites de confiance élargies du fait de l'augmentation de la variance.

2.3. Analyse sur l'ensemble des postes

2.3.1. Écarts moyens sur l'estimation

Les écarts moyens ($\overline{\Delta L_{ar}}$, $\overline{\Delta L_{log}}$, $\overline{\Delta L_{arc}}$) ont été calculés, respectivement en mode « aléatoire » et en mode « régulier », tous postes, répétitions, n et t confondus (tableau III).

TABLEAU III

Écarts moyens résultant de l'application des différents estimateurs du $L_{Aeq,d}$ (postes, répétitions, n et t confondus) –

Mean deviations produced by applying the different $L_{Aeq,d}$ estimators (all workstations, repeated measurements, n and t values taken together)

Mode	Écart (dB(A))		
	$\overline{\Delta L_{ar}}$	$\overline{\Delta L_{log}}$	$\overline{\Delta L_{arc}}$
Aléatoire	-12,8	-7,2	-5,1
Régulier	-12,7	-7,5	-5,4

Toutes les valeurs des écarts moyens sont négatives, ce qui indique une sous-estimation moyenne du $L_{Aeq,d}$, quel que soit l'estimateur considéré. Les écarts moyens les plus importants sont donnés par $\overline{\Delta L_{ar}}$ (près de 13 dB(A)).

2.3.2. Pourcentage d'estimations correctes

De la même façon, les pourcentages d'estimations correctes (c'est-à-dire entrant dans les limites de confiance à 95 % prédites) ont été calculés pour

TABLEAU IV

Pourcentages d'estimations correctes (entrant dans les \overline{LC}_{95}) donnés par les différents estimateurs (postes, répétitions, n et t confondus) –

Percentages of correct estimates (within \overline{LC}_{95}) obtained using different estimators (all workstations, repeated measurements n and t values taken together)

Couple Mode	(A)	(B)	(C)	(D)
	Aléatoire	27,3 %	53,7 %	58,4 %
Régulier	26,8 %	51,6 %	56,4 %	45,5 %

chacun des quatre couples, en mode « aléatoire » et en mode « régulier » (tous postes, répétitions, n et t confondus) (tableau IV).

Ils s'avèrent nettement inférieurs à la valeur théorique de 95 %, quel que soit le couple et le mode d'échantillonnage considérés, plus particulièrement avec le couple (A).

2.3.3. Analyse de variance

Une analyse de variance multifactorielle portant sur les écarts moyens est présentée dans le tableau V. Elle montre que plusieurs facteurs entraî-

nent des variations très significatives ($p < 0,0001$) sur les trois écarts moyens observés : le poste, la durée des échantillons, le nombre d'échantillons. En revanche, le mode d'échantillonnage, qui conduisait à des écarts faibles (tableau III) est un facteur qui n'apparaît significatif que pour $\overline{\Delta L_{log}}$ et $\overline{\Delta L_{arc}}$.

2.3.4. Classification a posteriori des postes

Les analyses effectuées sur l'ensemble des postes montrent des écarts moyens importants dans l'estimation du $L_{Aeq,d}$ et des pourcentages d'estimations correctes faibles. L'analyse de variance montre que le facteur « poste » est susceptible d'introduire une variabilité très importante dans ces résultats. Une analyse plus complète des trois facteurs liés à la technique de tirage des échantillons nécessite donc de contrôler le facteur « poste de travail ». Ceci a été réalisé par une classification des postes en groupes homogènes quant à leur degré de respect des hypothèses statistiques faites au départ.

Une analyse discriminante a ainsi permis de constituer deux groupes de postes homogènes à partir du simple critère : $L_{Aeq,d} - L_{50}$.

– Groupe 1 : $L_{Aeq,d} - L_{50} < 10$ dB(A) : postes n^{os} 11, 12, 5, 6, 8, 1, 17, 19, 20, 21 et 22.

– Groupe 2 : $L_{Aeq,d} - L_{50} > 10$ dB(A) : autres postes.

TABLEAU V

Analyse de variance sur les facteurs influençant les écarts dans l'estimation du $L_{Aeq,d}$ –

Analysis of variance of factors affecting deviations in $L_{Aeq,d}$ estimation

Facteur	Écart (dB(A))		
	$\overline{\Delta L_{ar}}$	$\overline{\Delta L_{log}}$	$\overline{\Delta L_{arc}}$
Poste	F = 28 077 $p < < 0,0001$	F = 2 201 $p < < 0,0001$	F = 3 430 $p < < 0,0001$
Mode	F = 1,2 NS	F = 37,1 $p < 0,0001$	F = 29,6 $p < 0,0001$
Nombre d'échantillons	F = 67,4 $p < 0,0001$	F = 137 $p < 0,0001$	F = 24,3 $p < 0,0001$
Durée des échantillons	F = 3 094 $p < < 0,0001$	F = 825 $p < < 0,0001$	F = 796 $p < < 0,0001$

2.4. Analyse par groupe de postes

2.4.1. Recherche du meilleur estimateur

Les écarts moyens entre les estimateurs du $L_{Aeq,d}$ et les valeurs réelles du $L_{Aeq,d}$ ont été calculés, cette fois, pour chaque groupe de postes (tableau VI).

L'influence du groupe de postes est très marquée et conforte, a posteriori, le classement qui a été fait. Les écarts moyens relatifs au groupe 1 s'avèrent très modérés et ce groupe peut se prêter à une comparaison des performances des trois indicateurs. Dans ce groupe, l'écart moyen $\overline{\Delta L_{log}}$ est significativement plus faible ($p < 0,001$, test « t » de Student) que les autres écarts. L'indicateur « L_{log} » s'avère donc, en moyenne, le plus précis. Par ailleurs, cette précision n'est pas affectée par le caractère aléatoire ou régulier du tirage des échantillons.

TABLEAU VI

Écarts moyens résultant de l'application des différents estimateurs du $L_{Aeq,d}$
(Al. : mode « aléatoire »; Rég. : mode « régulier ») – Mean deviations resulting from the application of different $L_{Aeq,d}$ estimators (Al. : « random » mode; Rég. : « regular » mode)

Groupe	Écart (dB(A))	$\overline{\Delta L_{ar}}$	$\overline{\Delta L_{log}}$	$\overline{\Delta L_{arc}}$
		1	Al. – 3,4	– 0,5
	Rég. – 3,5	– 0,5	1,8	
2	Al. – 18,9	– 11,5	– 9,5	
	Rég. – 18,8	– 12	– 10,1	

2.4.2. Recherche du meilleur couple d'estimateur

Les pourcentages d'estimations correctes, selon les différents couples d'estimateurs, ont été calculés pour chaque groupe de postes (tableau VII).

On retrouve une influence très marquée du groupe de postes, les taux d'estimations correctes étant importants dans le premier groupe 1 et médiocres dans le second groupe.

TABLEAU VII

Pourcentages d'estimations correctes résultant de l'application des différents couples d'estimateurs
(Al. : mode « aléatoire »; Rég. : mode « régulier ») – Percentages of correct estimations obtained using different pairs of estimators
(Al. : « random » mode; Rég. : « regular » mode)

Groupe	Couple	(A)	(B)	(C)	(D)
		1	Al. 62 %	86,2 %	89,4 %
	Rég. 61 %	86,3 %	87,3 %	84,8 %	
2	Al. 6,8 %	44,3 %	34,2 %	25,3 %	
	Rég. 6,5 %	40,8 %	32 %	23,2 %	

A l'intérieur du premier groupe, il s'avère que c'est le couple (C) : (L_{arc}, L_{CStc}), mode « aléatoire », qui donne le pourcentage le plus élevé. Ce pourcentage diffère peu, mais significativement de celui fourni par les couples (B) (L_{log}, L_{Cbay}) et (D) (L_{log}, L_{CSt}). La différence entre mode « aléatoire » et mode « régulier » n'est pas significative.

2.4.3. Influence de n et de t sur la précision de l'estimation

L'influence du nombre d'échantillons et de leur durée sur la précision de l'estimation a été étudiée en considérant le meilleur estimateur du groupe 1 : L_{log} (le mode « aléatoire » a été choisi arbitrairement). Le tableau VIII

donne l'évolution de l'écart moyen $\overline{\Delta L_{log}}$, mode « aléatoire », en fonction de n et de t.

L'examen de ce tableau montre que l'écart moyen observé sur les 11 postes du groupe 1 (avec 10 répétitions des tirages à chaque poste) diminue quand n et t augmentent.

Ces écarts sont faibles et toujours négatifs (ou nuls), ce qui indique une sous-estimation moyenne du $L_{Aeq,d}$.

On peut se demander si les faibles valeurs de ces écarts moyens ne sont pas dues à un effet de compensation d'un poste à un autre, des écarts positifs tendant à compenser les écarts négatifs. Il est alors apparu intéressant d'étudier la valeur absolue moyenne $|\overline{\Delta L_{log}}|$ des écarts (quel que soit leur signe) en complément de la valeur algébrique moyenne.

Les écarts ainsi calculés se sont avérés, en effet, plus importants que la valeur absolue des écarts précédents. Comme ces derniers, ils décroissent régulièrement en fonction de n et de t. Ils ont ainsi pu prêter à un calcul de régression multiple qui conduit au modèle suivant ($p \leq 0,0002$) :

$$|\overline{\Delta L_{log}}| = 49,2 - 4,14 \log n - 1,93 \log t + 0,11 (\log n) (\log t) \quad (10)$$

La figure 4 présente l'évolution de $|\overline{\Delta L_{log}}|$ donné par la relation (10), en fonction de n, pour les différentes valeurs de t.

A partir de ce réseau de courbes, peuvent être recherchées les durées totales de prélèvement, n x t, liées aux différents types d'échantillonnage, qui

TABLEAU VIII

Évolution de l'écart moyen $\overline{\Delta L_{log}}$ (en dB(A)), mode « aléatoire », en fonction de n et de t (groupe 1) – Mean deviation pattern ($\overline{\Delta L_{log}}$) (in dB(A)), « random » mode, as a function of n and t (group 1)

t (s)	n									
	4	6	8	10	12	14	16	18	20	25
5	– 1,5	– 1,5	– 0,8	– 1,1	– 0,9	– 0,6	– 0,9	– 0,6	– 0,5	– 0,7
10	– 1,9	– 1,4	– 0,9	– 0,4	– 0,7	– 0,5	– 0,8	– 0,4	– 0,4	– 0,3
15	– 1,9	– 0,6	– 0,7	– 0,6	– 0,4	– 0,5	– 0,6	– 0,7	– 0,3	– 0,3
30	– 1,7	– 0,8	– 1,3	– 0,6	– 0,4	– 0,5	– 0,1	– 0,4	– 0,2	– 0,3
45	– 1,0	– 0,9	– 0,7	– 0,6	– 0,3	– 0,5	– 0,1	– 0,2	– 0,2	0
60	– 1,0	– 0,5	– 0,3	– 0,4	– 0,3	– 0,3	– 0,1	– 0,1	– 0,3	0
120	– 0,7	– 0,6	– 0,2	– 0,3	– 0,2	– 0,2	– 0,2	– 0,1	– 0,1	– 0,1
300	– 0,6	– 0,4	– 0,2	– 0,2	– 0,2	– 0,3	– 0,1	0	– 0,1	– 0,1
600	– 0,4	0	– 0,2	– 0,2	– 0,1	– 0,1	– 0,2	– 0,1	– 0,2	–
900	– 0,2	– 0,3	– 0,1	– 0,2	– 0,1	– 0,2	– 0,1	–	–	–

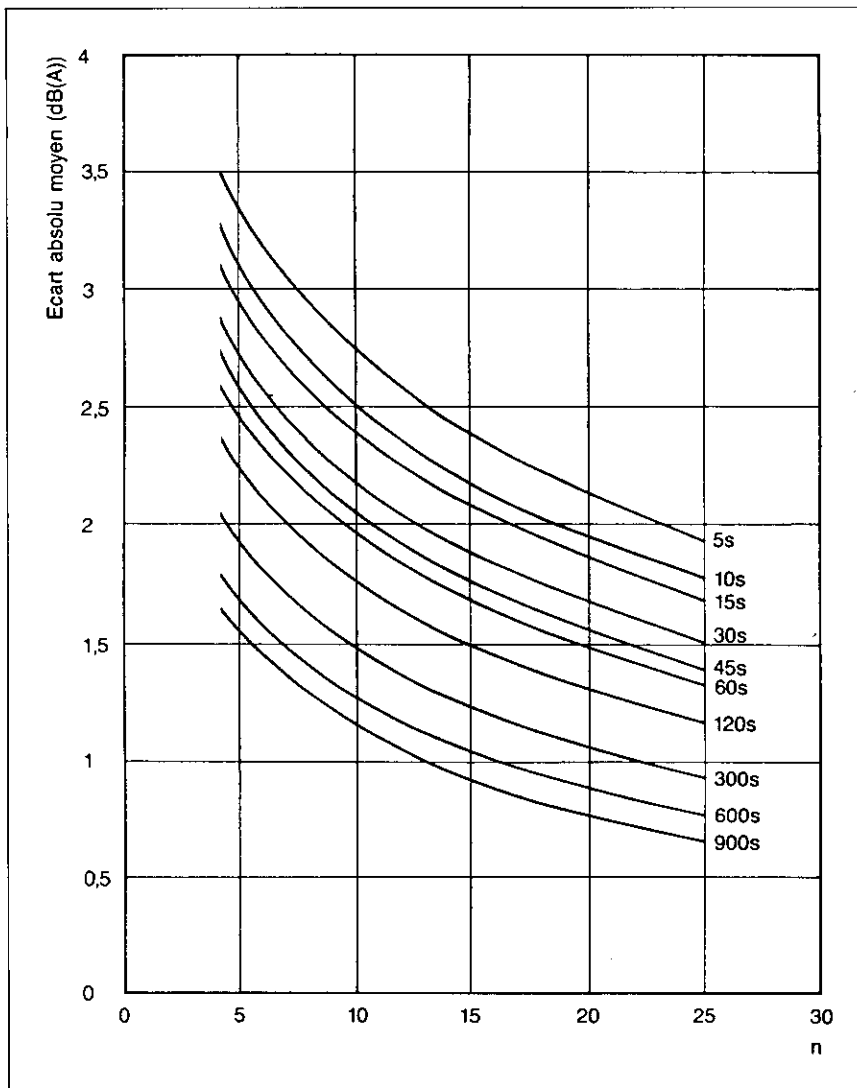


Fig. 4. Régression de l'écart absolu moyen $|\overline{\Delta L_{\log}}|$, mode « aléatoire », en fonction de n et de t (groupe 1) – Regression of absolute mean deviation $|\overline{\Delta L_{\log}}|$, « random » mode, as a function of n and t (group 1)

conduisent à un écart donné. Ainsi, si l'on trace une droite parallèle à l'axe des abscisses : $|\overline{\Delta L_{\log}}| = 1,5$ dB(A), cette droite coupe la courbe $t = 600$ s pour $n = 7$, la courbe $t = 300$ s pour $n = 10$... et enfin la courbe de $t = 30$ s pour $n = 25$, soit des durées totales de prélèvement de 4 200, 3 000... et 750 s. On observe ainsi que pour une même précision, le temps total de prélèvement nécessaire décroît d'autant plus que le nombre d'échantillons est élevé, du moins dans la gamme de n et de t considérée. La même tendance se retrouve en effet si l'on considère des écarts moyens d'estimation différents tels que $|\overline{\Delta L_{\log}}| = 1$ ou 2 ou 2,5 dB(A).

2.4.4. Influence de n et de t sur le pourcentage d'estimations correctes

On a également étudié l'influence du nombre d'échantillons et de leur durée sur le pourcentage d'estimations correctes, sur le meilleur couple d'estimation (couple (C), mode « aléatoire »). Le tableau IX montre l'évolution du pourcentage d'estimations correctes en fonction de n et de t.

On constate, dans l'ensemble, une certaine stabilité des pourcentages, même si ceux-ci ont tendance à décroître légèrement lorsque le nombre d'échantillons devient élevé et que leur durée est courte.

3. DISCUSSION

3.1. Estimations des $L_{Aeq,d}$ effectuées sur l'ensemble des postes

Quel que soit le couple d'estimateurs considéré, ces estimations s'avèrent globalement médiocres.

Ce résultat n'est pas surprenant si l'on considère que les différents estimateurs s'appuient sur des hypothèses statistiques : hypothèse de « normalité » de la distribution des niveaux sonores (pour certains d'entre eux), hypothèse de « stationnarité » du processus acoustique, supposé aléatoire (pour tous).

TABLEAU IX

Pourcentages d'estimations correctes en fonction de n et de t pour le couple (C) en mode « aléatoire » – Percentage of correct estimations as a function of n and t for pair (C) in « random » mode

t (s) \ n	4	6	8	10	12	14	16	18	20	25
5	92,7	90,9	84,5	88,2	82,7	81,8	82,7	80,9	81,8	79,1
10	85,5	85,5	90,0	90,9	87,3	91,8	81,0	86,4	84,5	84,5
15	83,6	92,7	90,0	85,5	87,3	88,2	89,1	80,9	92,7	87,3
30	86,4	88,2	87,3	90,9	90,9	87,3	90,0	90,9	85,5	86,4
45	90,0	89,1	91,8	86,4	90,0	87,3	92,7	87,3	90,9	87,3
60	90,0	88,2	91,8	90,0	90,0	91,8	92,7	90,0	84,5	86,4
120	92,7	89,1	91,8	91,8	91,8	90,9	90,8	93,6	90,9	90,9
300	91,8	93,6	89,1	94,5	94,5	91,8	96,4	96,4	93,6	89,1
600	92,7	87,3	91,8	91,8	95,5	94,5	92,7	93,6	91,8	—
900	90,0	88,2	92,7	90,9	92,0	96,4	96,4	—	—	—

L'examen des distributions statistiques des niveaux réellement observées montre que celles-ci s'écartent assez souvent de la normale. Ceci conduit inévitablement à des erreurs sur l'estimation des limites de confiance, lorsque celles-ci font appel à cette hypothèse ($\widehat{L}_{C_{St}}$, $\widehat{L}_{C_{Stc}}$).

La non-vérification de l'hypothèse de stationnarité porte davantage à conséquence. Selon la définition donnée par Max [14], on considère qu'un processus est stationnaire si ses caractéristiques statistiques (moyennes, variances...) sont indépendantes de l'instant des observations. Ces conditions ne sont à l'évidence pas remplies en cas de présence d'événements acoustiques « rares », survenant au cours de la journée, comme dans le cas du poste n° 7. Si aucun échantillon n'est prélevé durant la phase particulièrement bruyante, le $L_{Aeq,d}$ est gravement sous-estimé et les limites de confiance « trompeusement » faibles. Ainsi, en revenant à l'exemple du poste n° 7, à partir de 20 échantillons de 2 min (fig. 3d), le $L_{Aeq,d}$ est estimé à 83 ± 2 dB(A) avec une probabilité d'erreur inférieure à 5 %, alors qu'il est en réalité quelque 35 dB(A) plus élevé.

En revanche, le fait de négliger une période de silence ne conduit pas à de telles erreurs : si, dans l'exemple précédent, on avait négligé une phase de silence de même durée au lieu de la phase de martelage, l'erreur sur l'estimation du $L_{Aeq,d}$ aurait été une surestimation de l'ordre du centième de décibel. Ceci explique que, sur un ensemble de mesures, on constate une sous-estimation moyenne du $L_{Aeq,d}$ (cf. tableaux III, VI et VIII).

3.2. Estimations faites dans le groupe 1

L'utilisation d'un indicateur statistique simple, à savoir la différence entre le $L_{Aeq,d}$ et le L_{50} inférieure à 10 dB(A), a permis de sélectionner a posteriori un groupe de postes où la méthode d'échantillonnage « en aveugle » conduit à des estimations acceptables.

A ces postes, le meilleur estimateur du $L_{Aeq,d}$ s'avère être la moyenne logarithmique : \widehat{L}_{log} des niveaux L_i des échantillons. L'estimateur \widehat{L}_{arc} , qui constitue une approximation de \widehat{L}_{log} dans l'hypothèse d'une distribution gaussienne des niveaux, s'avère un peu moins bon.

Enfin, il n'est pas surprenant que \widehat{L}_{ar} , qui est la moyenne arithmétique des niveaux L_i , soit le moins bon estimateur, car l'approximation de la moyenne logarithmique par la moyenne arithmétique n'est acceptable que lorsque les écarts entre L_i sont faibles.

Si l'on considère les pourcentages d'estimations correctes, c'est le couple (C) (\widehat{L}_{arc} , $\widehat{L}_{C_{Stc}}$) qui donne le meilleur score, bien qu'il ne contienne pas le meilleur estimateur (\widehat{L}_{log}) du $L_{Aeq,d}$. Ceci n'est pas contradictoire car un estimateur moins bon, associé à des limites plus larges, peut conduire à un taux de réussite plus élevé. En fait, le couple (C) est suivi de très peu par les couples (B) et (D). Seul le couple (A), qui contient le moins bon estimateur du $L_{Aeq,d}$, alors qu'il est associé aux mêmes limites de confiance que le couple (D), s'avère très mauvais.

Le fait que le mode d'échantillonnage, à intervalles réguliers ou aléatoires, n'ait pas d'influence significative sur les performances des estimateurs peut s'expliquer ainsi : les bruits présentant des fluctuations de niveaux aléatoires aux postes de travail considérés, il importe peu que le tirage soit lui-même effectué de façon aléatoire. Le seul risque serait que les périodes de prélèvement tombent en synchronisme avec des cycles de fabrication répétitifs.

En ce qui concerne l'influence de n et de t sur la précision de l'estimation, il est normal que cette précision augmente quand n augmente, ainsi que le laissent prévoir les formules (ou les tables) donnant les limites de confiance. L'augmentation de la durée t des échantillons a une influence positive, elle aussi, qui s'explique par le fait que plus la durée augmente, plus les valeurs L_i des échantillons tendent vers le $L_{Aeq,d}$.

De plus, l'influence de n (pour une durée t donnée) devrait être nulle car elle est prise en compte dans le calcul des limites de confiance (l'estimation devient plus précise mais les limites de confiance sont réduites d'autant). C'est effectivement ce que l'on observe dans le tableau IX si l'on excepte la durée 5 s. De même, la durée t a peu d'influence sur le pourcentage d'estimations correctes. En effet, lorsque t augmente, la précision augmente mais la variance des L_i diminue, ce qui a pour effet de réduire les limites de

confiance estimées dans les mêmes proportions.

En définitive, le fait de multiplier le nombre d'échantillons, pour une durée totale de prélèvement donnée, apparaît positif sur la précision de l'estimation sans changer sensiblement le pourcentage d'estimations correctes.

3.3. Critères d'applicabilité de la méthode

On a pu constater que si la méthode d'échantillonnage « en aveugle » s'applique à peu près convenablement à un certain nombre des postes de travail, elle conduit à de très graves sous-estimations du $L_{Aeq,d}$ à d'autres postes, même avec des durées totales de mesure atteignant 4 heures.

Il n'existe pas, à notre connaissance, de critère prédictif permettant de juger de l'applicabilité de la méthode sans une connaissance préalable du poste de travail.

L'emploi d'indices statistiques basés sur la distribution des niveaux sonores ne présente pas d'intérêt pratique dans la mesure où la connaissance de ces indices nécessite, elle-même, une mesure sur toute la journée de travail.

L'échantillonnage « en aveugle » repose alors sur le pari d'une stationnarité globale du bruit. Les écarts seront d'autant plus importants – et ce dans le sens d'une sous-estimation – qu'il existera, au cours de la journée, un ou plusieurs « événements acoustiques » rares, de forte intensité et de faible durée. Un raisonnement statistique simple montre que la probabilité de capter cet événement est sensiblement égale au rapport de la durée de mesure sur la durée du poste. La probabilité de manquer cet événement sera donc de 9 « chances » sur 10, avec une durée totale de prélèvement de 48 min. L'erreur commise est fonction du poids énergétique de l'événement par rapport à l'énergie moyenne. Ainsi un « événement » de durée 1,5 min, qui émerge de 60 dB(A) du niveau de bruit moyen (cas du poste n° 7), élève ce niveau de 35 dB(A). Son omission conduit donc, dans cet exemple extrême, à une sous-estimation de 35 dB(A) du $L_{Aeq,d}$.

Lorsque de tels événements sont susceptibles d'apparaître : opérations extrêmement bruyantes et de faible durée totale, l'échantillonnage « en aveugle » est, à l'évidence, à rejeter. On reviendra alors aux méthodes de base préconisées dans la norme NF S 31-084 [3]. L'une d'elle consiste à décomposer la journée de travail en périodes homogènes dont on estime le niveau sonore et la durée. On calcule ensuite le $L_{Aeq,d}$ à partir de ces éléments. Ainsi, dans l'exemple précédent, la connaissance de la durée – même avec une certaine approximation – et du niveau sonore, durant « l'événement acoustique », aurait conduit à une précision sans commune mesure avec l'échantillonnage « en aveugle ».

Il convient de signaler que d'autres techniques d'échantillonnage « dirigé » ou « intelligent » sont actuellement à l'étude.

4. CONCLUSION

Il apparaît en premier lieu que les méthodes d'échantillonnage « en aveugle » considérées dans le cadre de cette étude ne peuvent être appliquées que lorsque le bruit est sensiblement stationnaire. Ceci implique une connaissance préalable du poste de travail permettant de vérifier qu'il n'existe pas, au cours de la journée de travail, d'événements acoustiques « rares », de très forte intensité et de courte durée, susceptibles d'avoir une forte incidence sur le $L_{Aeq,d}$. L'application inconsidérée des formules et des tables d'estimation à de tels cas pourrait conduire à des sous-estimations très importantes du $L_{Aeq,d}$ et des limites de confiance associées.

Sous cette réserve (c'est-à-dire après vérification, aux postes de travail étudiés, de l'absence d'événements acoustiques « rares »), il apparaît que le couple d'estimateurs donnant le plus fort taux de réponses exactes est le couple (C) (moyenne arithmétique corrigée - limites de confiance de Student corrigées) suivi par les couples (B) (moyenne logarithmique - limites

de confiance bayésiennes), (D) (moyenne logarithmique - limites de confiance de Student ; actuelle norme NF S 31-084). Par contre, le couple (A) (moyenne arithmétique - limites de confiance de Student) est à proscrire.

Si l'échantillonnage aléatoire demeure préférable dans son principe, l'échantillonnage à intervalle régulier n'apporte qu'une baisse très faible (et non significative) de la précision de l'estimation. (Il faudra toutefois se méfier d'effets de coïncidence possible entre la périodicité des mesures et celle des cycles de travail.)

La précision de l'estimation augmente avec le nombre d'échantillons prélevés et avec leur durée. Une meilleure précision est toutefois atteinte, si pour un temps total de prélèvement donné, on augmente le nombre des échantillons plutôt que leur durée.

Les auteurs adressent leurs plus vifs remerciements aux Caisses régionales d'assurance maladie du Nord-Est et d'Alsace-Moselle qui les ont introduits dans les entreprises, ainsi que les entreprises qui les ont accueillis et qui leur ont permis d'effectuer les enregistrements sonores dans de bonnes conditions techniques. Ils remercient également J.C. Bastide, J.J. Barbara, J.C. Cnockaert, L. Thiery et H.S. Arbey pour l'aide qu'ils ont apportée à la mise au point de cet article.

Ils remercient enfin la section Mathématiques appliquées : A. Emond, M. Servais, B. Jeandel pour leur précieux concours.

Bibliographie

1. Décret n° 88-405 du 21 avril 1988 portant modification du code du travail (deuxième partie : Décrets en Conseil d'Etat) et relatif à la protection des travailleurs contre le bruit. *J.O.*, 22 avril 1988, pp. 5359-5360.
2. Arrêté du 22 avril 1988 pris pour l'application des articles R. 232-8-1 et R. 232-8-7 relatif au mesurage du bruit et portant modalités de l'agrément des organismes de contrôle du bruit. *J.O.*, 10 mai 1988, pp. 6923-6924.

3. Norme homologuée NF S 31-084 – Méthode de mesurage des niveaux sonores en milieu de travail en vue de l'évaluation du niveau d'exposition sonore quotidienne des travailleurs. Paris – La Défense, AFNOR, août 1987, 15 p.
4. ROCK J.C. – On the evaluation of hazardous noise environments. Recueil des communications du 1^{er} congrès européen d'acoustique – FASE 75, 1975, pp. 605-610.
5. SAFEER H.B. – Errors due to sampling in community noise level distributions. *Journal of Sound and Vibration*, 1972, 24, 3, pp. 365-376.
6. FISK D.J. – Statistical sampling in community noise measurement. *Journal of Sound and Vibration*, 1973, 30, 2, pp. 221-236.
7. LUQUET P. – Method for the objective description of an acoustic environment based on short L_{eq} values. *Applied Acoustics*, 1982, 15, pp. 147-156.
8. BEHAR A., PLENER R. – Noise exposure – Sampling strategy and risk assessment. *American Industrial Hygiene Association Journal*, 1984, 45, 2, pp. 105-109.
9. JACKSON R.A., BEHAR A. – Noise exposure. Sample size and confidence limit calculation. *American Industrial Hygiene Association Journal*, 1985, 46, 7, pp. 387-390.
10. BÉNARD M., CASTEL J.C. – Nouvelle méthode d'évaluation du bruit au travail. *Préventique*, 1987, 13, pp. 51-52, 54, 113.
11. BASTIDE J.C. – Estimation et mesure du niveau acoustique continu équivalent. *Revue de la Statistique Appliquée*, 1988, 36, 3, pp. 5-14.
12. Projet de norme P9.2.22 – Procedure for the measurement of occupational noise exposure. Rexdale (Ontario, Canada), Canadian Standards Association, 1984.
13. Projet de norme ISO/DP 9612 – Acoustics – Guidelines for the measurement and assessment of exposure to noise in the working environment. Genève, seconde version, 1988.
14. MAX J. – Méthodes et techniques de traitement du signal et applications aux mesures physiques, tome 1. Paris, Masson, 1981, 392 p.

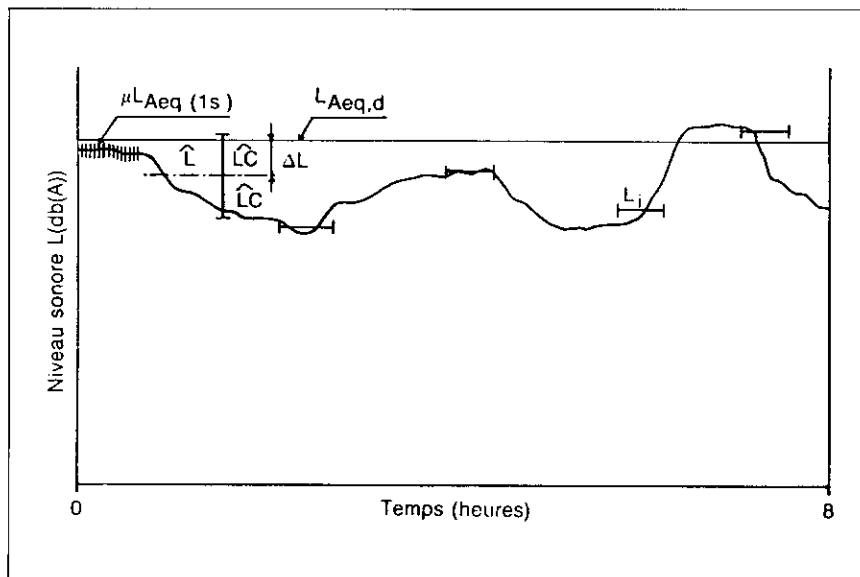
ANNEXE 1

Récapitulatif des symboles et des indices utilisés pour un poste de travail donné

μL_{Aeq} : micro- $L_{Aeq,T}$ d'une seconde
 L_i : niveau acoustique continu équivalent de l'échantillon i
 $L_{Aeq,d}$: niveau acoustique continu équivalent « vrai » sur toute la journée
 \hat{L} (suivi de l'indice approprié) : estimation du $L_{Aeq,d}$
 \hat{LC} (suivi de l'indice approprié) : estimation des limites de confiance
 ΔL (suivi de l'indice approprié) : écart d'estimation donné par l'estimateur \hat{L} (suivi du même indice)

Les indices :

ar = arithmétique
 arc = arithmétique corrigée
 St = Student
 Stc = Student corrigé
 log = logarithmique
 bay = bayésien
 bay sup = bayésienne supérieure (limite)
 bay inf = bayésienne inférieure (limite)
 bay 95 = bayésienne à la limite de confiance de 95 %
 St 95 = Student à la limite de confiance de 95 %
 ar 95 = arithmétique à la limite de confiance de 95 %



ANNEXE 2

Limites de confiance à 95 % : $\hat{LC}_{St\ 95}$

Table de Student

n	s_L (dB)											
	0,5	1	1,5	2	2,5	3	3,5	4	4,5	5	5,5	6
5	0,6	1,2	1,9	2,5	3,1	3,7	4,3	5	5,6	6,2	6,8	7,4
6	0,5	1	1,6	2,1	2,6	3,1	3,7	4,2	4,7	5,2	5,8	6,3
7	0,5	0,9	1,4	1,8	2,3	2,8	3,2	3,7	4,2	4,6	5,1	5,5
8	0,4	0,8	1,3	1,7	2,1	2,5	2,9	3,3	3,8	4,2	4,6	5
9	0,4	0,8	1,2	1,5	1,9	2,3	2,7	3,1	3,5	3,8	4,2	4,6
10	0,4	0,7	1,1	1,4	1,8	2,1	2,5	2,9	3,2	3,6	3,9	4,3
12	0,3	0,6	1,1	1,3	1,6	1,9	2,2	2,5	2,9	3,5	3,5	3,8
14	0,3	0,6	0,9	1,2	1,4	1,7	2	2,3	2,6	2,9	3,2	3,5
16	0,3	0,5	0,8	1,1	1,3	1,6	1,9	2,1	2,4	2,7	2,9	3,2
18	0,2	0,5	0,7	1	1,2	1,5	1,7	2	2,2	2,5	2,7	3
20	0,2	0,5	0,7	0,9	1,2	1,4	1,6	1,9	2,1	2,3	2,6	2,8
25	0,2	0,4	0,6	0,8	1	1,2	1,4	1,7	1,9	2,1	2,3	2,5
30	0,2	0,4	0,6	0,7	0,9	1,1	1,3	1,5	1,7	1,9	2,1	2,2

Exemple numérique

On a relevé les niveaux L_i suivants : 84 – 86 – 87,5 – 88,5 – 90 – 91 – 92 – 93 – 95 – 97 dB(A).

L'écart type de ces niveaux est $s_L = 4$ dB.

La lecture du tableau pour $s_L = 4$ dB et $n = 10$ donne une limite de confiance à 95 % égale à 2,9 dB.

Les limites de confiance à 95 % sont donc $\pm 2,9$ dB(A).

ANNEXE 3

Limites de confiance à 95 % : $LC_{\text{bay } 95}$

Table bayésienne

n \ γ_1	0,2	0,4	0,6	0,8	1	1,2	1,4	1,6	1,8	2	2,2
5	2,2 $\left\{ \begin{matrix} +1 \\ -1,2 \end{matrix} \right.$	4,7 $\left\{ \begin{matrix} +1,8 \\ -2,9 \end{matrix} \right.$	8,3 $\left\{ \begin{matrix} +2,4 \\ -5,9 \end{matrix} \right.$	24,4 $\left\{ \begin{matrix} +3 \\ -21,4 \end{matrix} \right.$	/	/	/	/	/	/	/
6	1,9 $\left\{ \begin{matrix} +0,8 \\ -1,1 \end{matrix} \right.$	3,9 $\left\{ \begin{matrix} +1,5 \\ -2,4 \end{matrix} \right.$	6,4 $\left\{ \begin{matrix} +2,1 \\ -4,3 \end{matrix} \right.$	10,6 $\left\{ \begin{matrix} +2,6 \\ -8 \end{matrix} \right.$	/	/	/	/	/	/	/
7	1,6 $\left\{ \begin{matrix} +0,7 \\ -0,9 \end{matrix} \right.$	3,4 $\left\{ \begin{matrix} +1,4 \\ -2 \end{matrix} \right.$	5,4 $\left\{ \begin{matrix} +1,9 \\ -3,5 \end{matrix} \right.$	8,3 $\left\{ \begin{matrix} +2,4 \\ -5,9 \end{matrix} \right.$	14,1 $\left\{ \begin{matrix} +2,9 \\ -11,2 \end{matrix} \right.$	/	/	/	/	/	/
8	1,5 $\left\{ \begin{matrix} +0,7 \\ -0,8 \end{matrix} \right.$	3 $\left\{ \begin{matrix} +1,2 \\ -1,8 \end{matrix} \right.$	4,8 $\left\{ \begin{matrix} +1,8 \\ -3 \end{matrix} \right.$	7 $\left\{ \begin{matrix} +2,2 \\ -4,8 \end{matrix} \right.$	10,5 $\left\{ \begin{matrix} +2,6 \\ -7,9 \end{matrix} \right.$	/	/	/	/	/	/
9	1,3 $\left\{ \begin{matrix} +0,6 \\ -0,7 \end{matrix} \right.$	2,8 $\left\{ \begin{matrix} +1,2 \\ -1,6 \end{matrix} \right.$	4,3 $\left\{ \begin{matrix} +1,6 \\ -2,7 \end{matrix} \right.$	6,2 $\left\{ \begin{matrix} +2,1 \\ -4,1 \end{matrix} \right.$	8,8 $\left\{ \begin{matrix} +2,5 \\ -6,3 \end{matrix} \right.$	14 $\left\{ \begin{matrix} +2,8 \\ -11,2 \end{matrix} \right.$	/	/	/	/	/
10	1,3 $\left\{ \begin{matrix} +0,6 \\ -0,7 \end{matrix} \right.$	2,6 $\left\{ \begin{matrix} +1,1 \\ -1,5 \end{matrix} \right.$	4 $\left\{ \begin{matrix} +1,6 \\ -2,4 \end{matrix} \right.$	5,7 $\left\{ \begin{matrix} +2 \\ -3,7 \end{matrix} \right.$	7,8 $\left\{ \begin{matrix} +2,4 \\ -5,4 \end{matrix} \right.$	11,2 $\left\{ \begin{matrix} +2,7 \\ -8,5 \end{matrix} \right.$	/	/	/	/	/
12	1,1 $\left\{ \begin{matrix} +0,5 \\ -0,6 \end{matrix} \right.$	2,3 $\left\{ \begin{matrix} +1 \\ -1,3 \end{matrix} \right.$	3,5 $\left\{ \begin{matrix} +1,4 \\ -2,1 \end{matrix} \right.$	4,9 $\left\{ \begin{matrix} +1,8 \\ -3,1 \end{matrix} \right.$	6,5 $\left\{ \begin{matrix} +2,1 \\ -4,4 \end{matrix} \right.$	8,7 $\left\{ \begin{matrix} +2,5 \\ -6,2 \end{matrix} \right.$	12,3 $\left\{ \begin{matrix} +2,8 \\ -9,5 \end{matrix} \right.$	/	/	/	/
14	1 $\left\{ \begin{matrix} +0,5 \\ -0,5 \end{matrix} \right.$	2 $\left\{ \begin{matrix} +0,9 \\ -1,1 \end{matrix} \right.$	3,1 $\left\{ \begin{matrix} +1,3 \\ -1,8 \end{matrix} \right.$	4,3 $\left\{ \begin{matrix} +1,6 \\ -2,7 \end{matrix} \right.$	5,7 $\left\{ \begin{matrix} +2 \\ -3,7 \end{matrix} \right.$	7,4 $\left\{ \begin{matrix} +2,3 \\ -5,1 \end{matrix} \right.$	9,7 $\left\{ \begin{matrix} +2,6 \\ -7,1 \end{matrix} \right.$	14 $\left\{ \begin{matrix} +2,8 \\ -11,2 \end{matrix} \right.$	/	/	/
16	0,9 $\left\{ \begin{matrix} +0,4 \\ -0,5 \end{matrix} \right.$	1,9 $\left\{ \begin{matrix} +0,8 \\ -1,1 \end{matrix} \right.$	2,9 $\left\{ \begin{matrix} +1,2 \\ -1,7 \end{matrix} \right.$	4 $\left\{ \begin{matrix} +1,6 \\ -2,4 \end{matrix} \right.$	5,2 $\left\{ \begin{matrix} +1,9 \\ -3,3 \end{matrix} \right.$	6,6 $\left\{ \begin{matrix} +2,2 \\ -4,4 \end{matrix} \right.$	8,4 $\left\{ \begin{matrix} +2,4 \\ -6 \end{matrix} \right.$	11 $\left\{ \begin{matrix} +2,7 \\ -8,3 \end{matrix} \right.$	16,8 $\left\{ \begin{matrix} +2,9 \\ -13,9 \end{matrix} \right.$	/	/
18	0,9 $\left\{ \begin{matrix} +0,4 \\ -0,5 \end{matrix} \right.$	1,8 $\left\{ \begin{matrix} +0,8 \\ -1 \end{matrix} \right.$	2,7 $\left\{ \begin{matrix} +1,1 \\ -1,6 \end{matrix} \right.$	3,7 $\left\{ \begin{matrix} +1,5 \\ -2,2 \end{matrix} \right.$	4,7 $\left\{ \begin{matrix} +1,8 \\ -2,9 \end{matrix} \right.$	6 $\left\{ \begin{matrix} +2 \\ -4 \end{matrix} \right.$	7,5 $\left\{ \begin{matrix} +2,3 \\ -5,2 \end{matrix} \right.$	9,4 $\left\{ \begin{matrix} +2,6 \\ -6,8 \end{matrix} \right.$	12,5 $\left\{ \begin{matrix} +2,8 \\ -9,7 \end{matrix} \right.$	25,2 $\left\{ \begin{matrix} +3 \\ -22,2 \end{matrix} \right.$	/
20	0,8 $\left\{ \begin{matrix} +0,4 \\ -0,4 \end{matrix} \right.$	1,6 $\left\{ \begin{matrix} +0,7 \\ -0,9 \end{matrix} \right.$	2,5 $\left\{ \begin{matrix} +1 \\ -1,5 \end{matrix} \right.$	3,4 $\left\{ \begin{matrix} +1,4 \\ -2 \end{matrix} \right.$	4,4 $\left\{ \begin{matrix} +1,7 \\ -2,7 \end{matrix} \right.$	5,5 $\left\{ \begin{matrix} +2 \\ -3,5 \end{matrix} \right.$	6,8 $\left\{ \begin{matrix} +2,2 \\ -4,6 \end{matrix} \right.$	8,4 $\left\{ \begin{matrix} +2,4 \\ -6 \end{matrix} \right.$	10,7 $\left\{ \begin{matrix} +2,7 \\ -8 \end{matrix} \right.$	14,8 $\left\{ \begin{matrix} +2,9 \\ -11,9 \end{matrix} \right.$	/
25	0,7 $\left\{ \begin{matrix} +0,3 \\ -0,4 \end{matrix} \right.$	1,4 $\left\{ \begin{matrix} +0,6 \\ -0,8 \end{matrix} \right.$	2,2 $\left\{ \begin{matrix} +1 \\ -1,2 \end{matrix} \right.$	3 $\left\{ \begin{matrix} +1,2 \\ -1,8 \end{matrix} \right.$	3,8 $\left\{ \begin{matrix} +1,5 \\ -2,3 \end{matrix} \right.$	4,7 $\left\{ \begin{matrix} +1,8 \\ -2,9 \end{matrix} \right.$	5,7 $\left\{ \begin{matrix} +2 \\ -3,7 \end{matrix} \right.$	6,9 $\left\{ \begin{matrix} +2,2 \\ -4,7 \end{matrix} \right.$	8,3 $\left\{ \begin{matrix} +2,4 \\ -5,9 \end{matrix} \right.$	10,2 $\left\{ \begin{matrix} +2,6 \\ -7,6 \end{matrix} \right.$	13,2 $\left\{ \begin{matrix} +2,6 \\ -10,4 \end{matrix} \right.$
30	0,6 $\left\{ \begin{matrix} +0,3 \\ -0,3 \end{matrix} \right.$	1,3 $\left\{ \begin{matrix} +0,6 \\ -0,7 \end{matrix} \right.$	2 $\left\{ \begin{matrix} +0,9 \\ -1,1 \end{matrix} \right.$	2,7 $\left\{ \begin{matrix} +1,1 \\ -1,6 \end{matrix} \right.$	3,4 $\left\{ \begin{matrix} +1,4 \\ -2 \end{matrix} \right.$	4,2 $\left\{ \begin{matrix} +1,6 \\ -2,6 \end{matrix} \right.$	5 $\left\{ \begin{matrix} +1,8 \\ -3,2 \end{matrix} \right.$	6 $\left\{ \begin{matrix} +2 \\ -4 \end{matrix} \right.$	7,1 $\left\{ \begin{matrix} +2,2 \\ -4,9 \end{matrix} \right.$	8,4 $\left\{ \begin{matrix} +2,4 \\ -6 \end{matrix} \right.$	10,1 $\left\{ \begin{matrix} +2,6 \\ -7,5 \end{matrix} \right.$

La valeur x est donc :

Exemple

On a relevé les niveaux L_i suivants : 84 - 86 - 87,5 - 88,5 - 90 - 91 - 92 - 93 - 95 - 97 dB(A).

L'écart type réduit des énergies sonores est : $\gamma_1 = 0,93$.

La lecture de la table pour $\gamma_1 = 0,95$ (par interpolation) et $n = 10$ donne un intervalle de confiance de 7 dB(A) qui se répartit en + 2,2 dB(A) et - 4,8 dB(A).

Les limites de confiance à 95 % sont donc

$$\begin{cases} +2,2 \\ -4,8 \end{cases} \text{ dB(A)}$$

Partition de l'intervalle de confiance bayésien

Soit, pour simplifier les notations :

x_1 : la limite de confiance supérieure ($LC_{\text{bay sup}}$ dans le texte),

x_2 : la limite de confiance inférieure ($LC_{\text{bay inf}}$ dans le texte),

x : l'étendue totale d'incertitude ($x = x_1 + x_2$) (c'est-à-dire l'intervalle de confiance IC dans le texte),

D'après Bastide [11], l'étendue d'incertitude x est reliée au nombre d'échantillons par la formule :

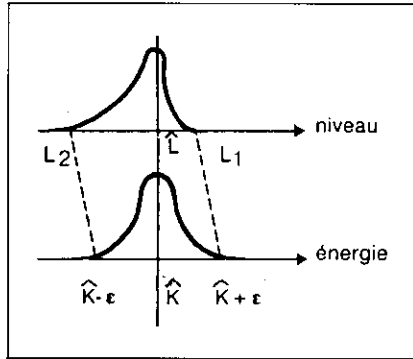
$$x = 10 \log \left(\frac{A+1}{A-1} \right)$$

avec

$$A = \frac{\sqrt{n}}{t_{(n-1)} \gamma_0}$$

$$n = t_{(n-1)}^2 \gamma_0^2 \frac{e^{0,23x} + 1}{e^{0,23x} - 1} = t_{(n-1)}^2 \gamma_0^2 \frac{10^{0,1x} + 1}{10^{0,1x} - 1}$$

Pour répartir x entre x_1 et x_2 , on considère que l'énergie est répartie également, soit : $\pm \varepsilon$, autour de la valeur \hat{K} de l'énergie correspondant à l'estimation \hat{L} du niveau sonore.



On établit ainsi le système d'équation :

$$L_1 = 10 \log (\hat{K} + \varepsilon) \quad (1)$$

$$L_2 = 10 \log (\hat{K} - \varepsilon) \quad (2)$$

$$L_2 - L_1 = x \quad (3)$$

En remplaçant, dans (3), L_2 donné par (2) et L_1 donné par (1), on peut déterminer ε dont la valeur est :

$$\varepsilon = \hat{K} \frac{10^{0,1x} - 1}{10^{0,1x} + 1}$$

Reporté dans (1) et (2), on obtient :

$$L_1 = 10 \log \left(\hat{K} + \hat{K} \frac{10^{0,1x} - 1}{10^{0,1x} + 1} \right)$$

$$= 10 \log \hat{K} + 10 \log \left(1 + \frac{10^{0,1x} - 1}{10^{0,1x} + 1} \right)$$

$$L_2 = 10 \log \left(\hat{K} - \hat{K} \frac{10^{0,1x} - 1}{10^{0,1x} + 1} \right)$$

$$= 10 \log \hat{K} + 10 \log \left(1 - \frac{10^{0,1x} - 1}{10^{0,1x} + 1} \right)$$

Sachant que $10 \log(\hat{K}) = \hat{L}$, on obtient la partition de x :

$$x_1 = L_1 - \hat{L} = 10 \log \left(1 + \frac{10^{0,1x} - 1}{10^{0,1x} + 1} \right)$$

$$x_1 = LC_{\text{bay sup}} = 10 \log \left(\frac{2 \cdot 10^{0,1x}}{10^{0,1x} + 1} \right)$$

$$x_2 = \hat{L} - L_2 = -10 \log \left(1 - \frac{10^{0,1x} - 1}{10^{0,1x} + 1} \right)$$

$$x_2 = LC_{\text{bay inf}} = 10 \log \left(\frac{10^{0,1x} + 1}{2} \right)$$

ANNEXE 4

Limites de confiance à 95 % : $LC_{St 95}$

Table de Student corrigée

$n \backslash s_L$ (dB)	0,5	1	1,5	2	2,5	3	3,5	4	4,5	5	5,5	6
5	0,6	1,3	1,9	2,6	3,4	4,2	5,1	6,1	7,2	8,4	9,6	11
6	0,5	1,1	1,7	2,2	2,9	3,6	4,3	5,1	6	7	8	9,2
7	0,5	0,9	1,4	2	2,5	3,2	3,1	4,5	5,3	6,1	7	8
8	0,4	0,8	1,3	1,8	2,3	2,8	3,4	4,1	4,8	5,5	6,3	7,2
9	0,4	0,8	1,2	1,6	2,1	2,6	3,1	3,7	4,4	5,1	5,8	6,6
10	0,4	0,7	1,1	1,5	1,9	2,4	2,9	3,5	4,1	4,7	5,4	6,1
12	0,3	0,6	1	1,3	1,7	2,1	2,6	3,1	3,6	4,2	4,8	5,4
14	0,3	0,6	0,9	1,2	1,6	1,9	2,3	2,8	3,3	3,8	4,3	4,9
16	0,3	0,5	0,8	1,1	1,4	1,8	2,2	2,6	3	3,5	4	4,5
18	0,2	0,5	0,8	1	1,3	1,7	2	2,4	2,8	3,2	3,7	4,2
20	0,2	0,5	0,7	1	1,3	1,6	1,9	2,2	2,6	3	3,5	4
25	0,2	0,4	0,6	0,9	1,1	1,4	1,7	2	2,3	2,7	3,1	3,5
30	0,2	0,4	0,6	0,8	1	1,2	1,5	1,8	2,1	2,4	2,8	3,1

Exemple numérique

On a relevé les niveaux L_i suivants : 84 - 86 - 87,5 - 88,5 - 90 - 91 - 92 - 93 - 95 - 97 dB(A).

L'écart type de ces niveaux est $s_L = 4$ dB.

La lecture du tableau pour $s_L = 4$ et $n = 10$ donne une limite de confiance à 95 % égale à 3,5 dB(A).

Les limites de confiance à 95 % sont donc $\pm 3,5$ dB(A).

Reçu en juillet 1989, accepté en octobre 1989

INSTITUT NATIONAL DE RECHERCHE ET DE SÉCURITÉ
30, rue Olivier-Noyer, 75680 Paris cedex 14

Tiré à part des Cahiers de notes documentaires, 2^e trimestre 1990, n° 139 - ND 1778 - N° CPPAP 804 AD/PC/DC du 14-03-85
Directeur de la publication : D. MOYEN
ISSN 0007-9952 - ISBN 2-85599-933-2
