

REVUE DE STATISTIQUE APPLIQUÉE

J. PERDIJON

Tri infidèle d'un lot

Revue de statistique appliquée, tome 46, n° 4 (1998), p. 75-84

http://www.numdam.org/item?id=RSA_1998__46_4_75_0

© Société française de statistique, 1998, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « *Revue de statistique appliquée* » (<http://www.sfds.asso.fr/publicat/rsa.htm>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques

<http://www.numdam.org/>

TRI INFIDÈLE D'UN LOT

J. Perdijon

771, chemin de Rosat,
F38330 Saint-Ismier

RÉSUMÉ

L'infidélité des mesures conduit à accepter des défectueux. Pour maîtriser en moyenne leur proportion après tri, il faut que le taux de rejet soit inférieur à une certaine valeur. On complète un article précédent (Perdijon 1980) en développant le tableau donnant ce taux maximal admissible, et on calcule l'efficacité du tri dans un certain nombre de cas.

Mots-clés : contrôle de réception, fidélité d'un instrument, contrôle à 100 %

ABSTRACT

Sorting unprecision leads to accept defectives. To complete a previous paper (Perdijon 1980), we develop the table giving the maximum permissible rejection rate as a function of the rejection level, for a maximum permissible mean fraction defective after sorting, and we calculate the efficiency in several cases.

Keywords : acceptance inspection, instrument precision, 100 % inspection

1. Introduction

Il y a dix-huit ans, nous avons présenté une procédure statistique qui permettait de garantir pour un lot, après un tri unitaire, en moyenne une certaine qualité même quand le procédé de tri ne reposait pas sur des mesures parfaitement fidèles (Perdijon 1980); c'était pour répondre au problème rencontré chez le fournisseur, lors d'un contrôle final à 100 % par des moyens non destructifs (ultrasons, courants de Foucault). L'article présentait également deux autres procédures, dont il ne sera pas question ici : une procédure de surveillance des réglages d'un appareil de contrôle, qui a été reprise dans une norme applicable aux contrôles par ultrasons (AFNOR 1991), et une procédure de réception par le client. Des tableaux de valeurs et des abaques étaient fournis, mais les calculs avaient été effectués avec une des premières calculettes programmables de poche, le modèle TI 59 de *Texas Instrument*. Depuis cette époque, les moyens de calcul ont considérablement évolué.

Les conclusions de l'étude précédente sont toujours valables. Elles ont servi à l'établissement de spécifications de contrôle pour les tubes de gainage destinés aux combustibles nucléaires (Perdijon 1987); elles ont même fait l'objet d'une norme

applicable aux contrôles non destructifs par ultrasons (AFNOR 1993). Le but du présent article est de compléter cette étude en fournissant : (1) un tableau de valeurs plus détaillé pour fixer le niveau de tri; (2) des courbes d'efficacité définies par les points correspondant aux probabilités d'acceptation de 10 et 95 %.

2. Principales notations

D_M :	proportion moyenne de défectueux maximale admissible après tri (en bref : proportion spécifiée).
$D_1(g_M)$:	proportion de défectueux avant tri (notation simplifiée : D_1).
$D_2(g_M, m_M)$:	proportion de défectueux après tri (notation simplifiée : D_2).
f :	densité de probabilité de la loi normale réduite.
F :	fonction de répartition de la loi normale réduite.
g :	grandeur d'une pièce.
g_M :	grandeur maximale admissible (en bref : grandeur de rejet).
k :	niveau de tri.
m :	mesure d'une pièce.
m_M :	mesure maximale admissible (en bref : mesure de rejet); $m_M = \bar{m}(g_M) - ks$.
$\bar{m}(g_M)$:	moyenne des mesures répétées de g_M .
n :	effectif du lot.
$R(m_M)$:	taux de rejet (notation simplifiée : R).
$R_M(k)$:	taux de rejet maximal admissible (en bref : rejet maximal; notation simplifiée : R_M).
s :	écart-type des mesures répétées d'une même grandeur.
μ :	moyenne de la distribution de g dans le lot.
σ :	écart-type de la distribution de g dans le lot.

3. Rappel de la problématique

Lorsqu'on fixe une grandeur maximale admissible pour un individu, on distingue ainsi dans une population les individus bons et les individus défectueux. Les méthodes de contrôle sont plus ou moins fidèles, c'est-à-dire que les mesures répétées de la grandeur d'un individu donné sont dispersées. En contrôle industriel, on sait en particulier que les contrôles non destructifs sont peu fidèles (Perdijon 1996). Il en résulte que, lorsqu'on ne mesure qu'une fois la grandeur de chacune des pièces d'un lot, on obtient une image de la distribution des grandeurs dans le lot qui est déformée (écrasée) par rapport à la distribution réelle. Il faut absolument en tenir compte si on veut obtenir une probabilité donnée de ne pas avoir en moyenne plus d'une certaine proportion de défectueux dans le lot, une fois qu'on a éliminé les pièces donnant une

mesure supérieure à un certain critère de rejet. Un tel problème est donc fondamental pour tout contrôle de conformité utilisant des techniques de contrôle non destructif, si on veut être assuré d'obtenir le très haut niveau de qualité qui est indispensable dans certaines industries. On peut traiter de la même façon le cas où la grandeur fixée est minimale, ou bien celui d'un intervalle de tolérance. Dans un domaine tout à fait différent, on pourrait envisager le cas en quelque sorte inverse de la correction d'une épreuve de dissertation, où le candidat ne doit pas souffrir de la trop grande sévérité de certains examinateurs.

Nous ferons les hypothèses suivantes. Tout d'abord, nous supposons que la grandeur de la pièce est prélevée dans une distribution, celle du lot, qui peut être assimilée à une loi normale de moyenne μ et d'écart-type σ ; la probabilité pour que cette grandeur soit inférieure à g est donc :

$$\text{Prob}(G < g) = (1/\sigma) \int_{-\infty}^g f[(g - \mu)/\sigma] dg = F[(g - \mu)/\sigma] = B(g),$$

en désignant respectivement par f et F la densité de probabilité et la fonction de répartition de la loi normale réduite. De plus, chaque pièce n'est mesurée qu'une fois. Nous supposons que cette mesure est prélevée dans une distribution des mesures répétées d'une même grandeur qui est normale, avec un écart-type s constant à l'intérieur de l'étendue de mesure (s caractérise la fidélité de l'instrument), qu'il existe une régression linéaire liant grandeur et mesure (l'absence de dérive est surveillée en établissant des cartes de contrôle pour la moyenne et l'écart-type des mesures d'une référence donnée, AFNOR 1991), et que les échelles sont choisies de façon que la droite de régression soit la première bissectrice. Ainsi, la probabilité pour que cette mesure soit inférieure à m est :

$$\text{Prob}(M < m \mid G = g) = F[(m - g)/s].$$

Soit n l'effectif du lot. On peut considérer que le prélèvement d'une pièce dans le lot et le prélèvement de la mesure pour cette pièce constituent deux événements indépendants. De même, les mesures de chacune des pièces constituent n événements indépendants. On en tire la probabilité pour qu'une mesure soit inférieure à m :

$$\text{Prob}(M < m) = (1/\sigma) \int_{-\infty}^{+\infty} F[(m - g)/s] f[(g - \mu)/\sigma] dg = Q(m);$$

on montre facilement que cette distribution suit une loi normale, de moyenne μ et de variance $\sigma^2 + s^2$, d'où :

$$Q(m) = F[(m - \mu)/(\sigma^2 + s^2)^{1/2}],$$

et la part venant de pièces dont la grandeur est inférieure à g est :

$$\text{Prob}(M < m \mid G < g) = (1/\sigma) \int_{-\infty}^g F[(m - g)/s] f[(g - \mu)/\sigma] dg = S(g, m).$$

Soient g_M la grandeur maximale admissible (qu'on appellera grandeur de rejet) et m_M la mesure maximale admissible (qu'on appellera mesure de rejet). La proportion de défectueux avant tri est :

$$\text{Prop}(D/L) = 1 - B(g_M) = D_1(g_M)$$

et le taux de rejet pour le lot est :

$$\text{Prop}(R/L) = 1 - Q(m_M) = R(m_M) ;$$

si on applique une certaine mesure de rejet m_M à toutes les pièces d'un lot, on obtient donc un certain taux de rejet $R(m_M)$ qui est une fonction monotone de m_M et dépend seulement de deux autres paramètres, le rapport s/σ et la proportion D_1 de défectueux avant tri. La proportion de défectueux dans ce qui reste du lot une fois qu'on a éliminé les pièces rejeteables est alors :

$$\text{Prop}[D/(L - R)] = 1 - S(g_M, m_M)/Q(m_M) = D_2(g_M, m_M).$$

Nous allons prendre comme mesure de rejet :

$$m_M = \bar{m}(g_M) - ks,$$

$m(g_M)$ étant la moyenne d'un grand nombre de mesures d'une pièce de grandeur g_M servant de référence de rejet [l'utilisation de la référence de rejet pour établir les cartes de contrôle permet de déterminer à la fois $\bar{m}(g_M)$ et s]; k est appelé niveau de tri. Nous avons tracé (Perdijon 1980) le réseau de courbes donnant $R(m_M)$ en fonction de s/σ pour diverses valeurs de k , en se fixant $D_2(g_M, m_M) = D_M$: toutes ces courbes, qui tendent vers un pour s nul ou infini, présentent un minimum $R_M(k)$, calculable numériquement. Réciproquement, si $R(m_M) < R_M(k)$, on peut affirmer que $D_2(g_M, m_M) < D_M$ en moyenne. En d'autres termes, le taux de rejet $R(m_M)$ doit être au plus égal à un certain taux maximal admissible $R_M(k)$ (qu'on appellera rejet maximal) pour que la proportion de défectueux $D_2(g_M, m_M)$ dans le lot après tri soit en moyenne au plus égale à une certaine proportion maximale admissible D_M (qu'on appellera proportion spécifiée).

Pour un exposé plus complet de la problématique, voir Peccoud (1997).

4. Niveau de tri

Dans l'article précédent (Perdijon 1980), nous avons tracé un abaque permettant de déterminer le niveau de tri en fonction de la proportion spécifiée, pour certaines valeurs du rejet maximal : 0,001, 0,01, 0,1 et 0,5 [on trouvera par ailleurs (Perdijon 1988) un autre abaque pour le cas du contrôle d'une pièce unique, dont les éléments de volume sont pris comme individus : la distribution du caractère est alors exponentielle et les individus rejetés sont réparés].

Le tableau 1 donne le niveau de tri pour une proportion spécifiée et un rejet maximal prenant l'une des valeurs 0,001, 0,002, 0,005, 0,01, 0,02, 0,05, 0,1, 0,2 et

0,5; pour $D_M = 0,5$, on a $R_M = F(k)$. Pour comparaison, nous avons indiqué dans la dernière colonne, intitulée «indépendance», la valeur de k qu'il faudrait prendre si les pièces du lot étaient considérées séparément : k est alors tel que $D_M = 1 - F(k)$ (AFNOR 1993). On remarque combien il est avantageux de faire intervenir la structure en lot pour moins rejeter à tort; par exemple, pour une proportion spécifiée de 0,1 % et un rejet maximal de 20 %, le niveau de tri est égal à 1,66, alors qu'il serait de 3,09 pour des pièces prises séparément.

TABLEAU 1

Niveau de tri en fonction de la proportion spécifiée D_M et du rejet maximal R_M .

D_M	R_M									indépendance
	0,001	0,002	0,005	0,010	0,020	0,050	0,100	0,200	0,500	
0,001	-0,97	-0,60	-0,10	0,26	0,60	1,03	1,34	1,66	2,18	3,09
0,002	-1,33	-0,97	-0,46	-0,09	0,27	0,73	1,06	1,41	1,96	2,88
0,005	-1,77	-1,43	-0,95	-0,57	-0,19	0,31	0,67	1,05	1,65	2,58
0,010	-2,06	-1,75	-1,30	-0,94	-0,55	-0,04	0,35	0,75	1,40	2,33
0,020	-2,32	-2,04	-1,63	-1,28	-0,91	-0,39	0,02	0,44	1,13	2,05
0,050	-2,62	-2,37	-2,00	-1,69	-1,36	-0,86	-0,44	0,01	0,77	1,64
0,100	-2,81	-2,58	-2,24	-1,96	-1,65	-1,18	-0,77	-0,31	0,48	1,28
0,200	-2,97	-2,75	-2,44	-2,17	-1,88	-1,45	-1,07	-0,61	0,22	0,84
0,500	-3,09	-2,88	-2,58	-2,33	-2,05	-1,64	-1,28	-0,84	0,00	0,00

La fonction R_M joue un rôle pour les tris dont l'importance est du même ordre que celle du t de Student ou du F de Snedecor pour les comparaisons. Nous avons donné dans le tableau 2 ses valeurs en fonction de k , pris entre -1 et 3 , et de D_M ; par exemple, pour une proportion spécifiée de 0,1 % et un niveau de tri égal à 2, le rejet doit être inférieur ou égal à 38 %.

Dans l'article précédent (Perdijon 1980), nous avons proposé une procédure de tri par itération, en partant d'un rejet maximal légèrement supérieur à la proportion de défectueux avant tri qui était attendue. Le progrès des moyens de traitement automatique permet d'affiner le choix du niveau de tri : après contrôle de toutes les pièces, on traite l'ensemble des mesures m_i obtenues pour le lot, de façon à déterminer quelle est la plus petite valeur de k conduisant à un taux de rejet inférieur à R_M (fig. 1). On part d'un niveau k assez faible, d'où un rejet maximal R_M (compte tenu de la proportion D_M , cf. tableau 2) et une mesure m_M (compte tenu de la

TABLEAU 2

Rejet maximal en fonction du niveau de tri k et de la proportion spécifiée D_M .

k	D_M								
	0,001	0,002	0,005	0,010	0,020	0,050	0,100	0,200	0,500
-1,0	0,001	0,002	0,005	0,009	0,017	0,039	0,069	0,112	0,159
-0,9	0,001	0,002	0,006	0,011	0,020	0,046	0,081	0,131	0,184
8	0,001	0,003	0,007	0,013	0,024	0,055	0,096	0,153	0,212
7	0,002	0,003	0,008	0,015	0,029	0,065	0,113	0,177	0,242
6	0,002	0,004	0,009	0,018	0,035	0,077	0,132	0,203	0,274
5	0,002	0,005	0,011	0,022	0,041	0,091	0,153	0,232	0,309
4	0,003	0,006	0,014	0,026	0,049	0,107	0,177	0,264	0,345
3	0,003	0,007	0,016	0,031	0,059	0,125	0,204	0,298	0,382
2	0,004	0,008	0,020	0,037	0,069	0,146	0,233	0,334	0,421
1	0,005	0,010	0,024	0,045	0,082	0,170	0,266	0,372	0,460
0,0	0,006	0,012	0,028	0,053	0,097	0,196	0,301	0,411	0,500
1	0,007	0,014	0,034	0,064	0,115	0,226	0,338	0,452	0,540
2	0,009	0,017	0,041	0,076	0,136	0,260	0,378	0,493	0,579
3	0,011	0,021	0,049	0,091	0,160	0,296	0,420	0,535	0,618
4	0,013	0,026	0,060	0,109	0,187	0,336	0,463	0,576	0,655
5	0,016	0,031	0,072	0,130	0,218	0,378	0,507	0,617	0,691
6	0,020	0,038	0,087	0,154	0,254	0,422	0,551	0,656	0,726
7	0,025	0,047	0,106	0,183	0,293	0,469	0,595	0,694	0,758
8	0,030	0,058	0,127	0,216	0,336	0,516	0,638	0,730	0,788
9	0,038	0,071	0,153	0,254	0,383	0,563	0,679	0,764	0,816
1,0	0,047	0,087	0,184	0,296	0,432	0,610	0,718	0,795	0,841
1	0,059	0,108	0,220	0,343	0,483	0,655	0,755	0,823	0,864
2	0,073	0,132	0,261	0,394	0,535	0,698	0,789	0,849	0,885
3	0,091	0,162	0,308	0,447	0,587	0,739	0,819	0,873	0,903
4	0,114	0,198	0,359	0,502	0,637	0,776	0,847	0,893	0,919
5	0,142	0,239	0,414	0,558	0,686	0,811	0,872	0,911	0,933
6	0,176	0,287	0,473	0,613	0,731	0,841	0,894	0,927	0,945
7	0,217	0,341	0,532	0,666	0,772	0,868	0,913	0,940	0,955
8	0,265	0,400	0,591	0,715	0,810	0,892	0,929	0,952	0,964
9	0,320	0,463	0,648	0,761	0,843	0,912	0,943	0,961	0,971
2,0	0,380	0,527	0,702	0,802	0,872	0,929	0,954	0,969	0,977
1	0,446	0,591	0,752	0,838	0,897	0,944	0,964	0,976	0,982
2	0,514	0,653	0,796	0,869	0,918	0,956	0,972	0,981	0,986
3	0,581	0,710	0,835	0,896	0,935	0,965	0,978	0,985	0,989
4	0,647	0,762	0,868	0,918	0,949	0,973	0,983	0,989	0,992
5	0,708	0,808	0,896	0,936	0,961	0,980	0,987	0,991	0,994
6	0,763	0,848	0,919	0,951	0,970	0,984	0,990	0,994	0,995
7	0,811	0,881	0,938	0,963	0,977	0,988	0,993	0,995	0,997
8	0,852	0,908	0,953	0,972	0,983	0,991	0,995	0,996	0,997
9	0,885	0,930	0,965	0,979	0,988	0,994	0,996	0,997	0,998
3,0	0,913	0,948	0,974	0,985	0,991	0,995	0,997	0,998	0,999

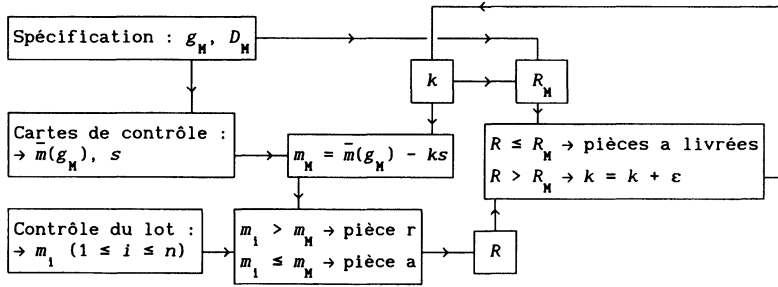


FIGURE 1

Exemple d'organigramme pour le contrôle d'un lot par incrémentation du niveau de tri ($a = \text{accepté}$, $r = \text{rejeté}$).

moyenne et de l'écart-type des mesures de la grandeur g_M). Ce critère de rejet m_M , appliqué aux mesures des n pièces du lot, conduit à un taux de rejet R : si ce taux est inférieur ou égal à R_M , les pièces acceptées sont livrées, sinon k est incrémenté.

5. Efficacité du tri

La procédure précédente permet de garantir après tri moins d'une certaine proportion de défectueux D_M en moyenne, c'est-à-dire sur un grand nombre de lots. Quand on contrôle des lots isolés, cette proportion peut être parfois dépassée, d'où l'intérêt de connaître l'efficacité du tri. Un tri parfaitement efficace, c'est-à-dire séparant exactement les pièces bonnes des défectueuses, ne peut être réalisé qu'avec un appareil parfaitement fidèle, c'est-à-dire quand l'écart-type des mesures est nul ($s = 0$); on rejette alors seulement la partie défectueuse du lot ($R = D_1$) pour ne conserver que la partie bonne ($D_2 = 0$). Il n'en est pas de même quand s n'est plus négligeable devant l'écart-type σ des grandeurs dans le lot et le rejet à tort [qui est égal à $R - D_1 + D_2(1 - R)$] croît rapidement avec le rapport s/σ .

Nous avons simulé les grandeurs des pièces de 100 lots comportant chacun 5000 pièces normalement distribuées (10 000 lorsqu'on prend $D_M = 0,001$); nous avons fixé $\mu = 0$, $\sigma = 1$ et fait varier g_M , d'où une proportion D_1 de défectueux avant tri qui varie entre 0,01 et 0,5. Puis nous avons simulé les mesures de chacune de ces pièces, chaque mesure étant prise dans une distribution normale; nous avons fait varier s , d'où un rapport s/σ de l'écart-type des mesures sur celui du lot qui varie entre 0,01 et 1. Ces deux simulations ont été conduites de façon aléatoire à l'aide d'un programme écrit en *Mathematica*TM (Peccoud 1997), en se fixant une proportion spécifiée D_M qu'on a fait varier entre 0,001 et 0,1 (avec bien entendu $D_M < D_1$).

Le tableau 3 donne pour ces 100 lots, après tri : (1) les valeurs moyennes de la proportion D_2 de défectueux et du taux de rejet R (en italique, respectivement lignes 2 et 4 de chaque case); (2) les proportions D_2 de défectueux telles que la fréquence de lots, dont la proportion est supérieure ou égale à D_2 , est de 95 % (en première ligne) ou de 10 % (en ligne 3). Les proportions D_2 de défectueux après tri (lignes 1 à 3) et le taux de rejet R (ligne 4) sont à rapprocher respectivement de D_M et de D_1 . Par exemple, pour une proportion spécifiée de 1 %, une proportion de défectueux

TABLEAU 3

Proportion D_2 de défectueux après tri, moyenne (ligne 2),
ou pour une probabilité d'acceptation de 95 % (ligne 1) ou de 10 % (ligne 3),
et taux de rejet R moyen (ligne 4), pour diverses valeurs de la proportion spécifiée D_M ,
de la proportion D_1 de défectueux avant tri et du rapport s/σ
des écarts-types des mesures et du lot

D_M	D_1	s/σ								
		0,01	0,02	0,05	0,10	0,20	0,50	1,00		
0,001	0,01	/	/	/	/	0,0001	0,0003	/	D_2 { 95 % moyen 10 % R moyen	
		/	/	0,0001	0,0002	0,0003	0,0006	0,0002		
		0,0001	0,0002	0,0002	0,0004	0,0006	0,0010	0,0004		
		0,010	0,011	0,012	0,014	0,020	0,057	0,443		
	0,05	0,05	/	/	0,0001	0,0002	0,0003	0,0003	0,0001	D_2 { 95 % moyen 10 % R moyen
			/	0,0001	0,0002	0,0004	0,0008	0,0008	0,0005	
			0,0002	0,0003	0,0004	0,0007	0,0013	0,0013	0,0010	
			0,051	0,053	0,058	0,066	0,089	0,254	0,748	
	0,10	0,10	/	0,0001	0,0001	0,0002	0,0003	0,0003	0,0002	D_2 { 95 % moyen 10 % R moyen
			0,0001	0,0001	0,0003	0,0005	0,0008	0,0008	0,0004	
			0,0002	0,0003	0,0005	0,0009	0,0012	0,0012	0,0012	
			0,103	0,106	0,114	0,131	0,176	0,419	0,881	
0,50	0,50	/	/	0,0001	0,0001	0,0001	0,0002	/	D_2 { 95 % moyen 10 % R moyen	
		/	0,0001	0,0002	0,0003	0,0005	0,0005	/		
		0,0001	0,0003	0,0005	0,0007	0,0010	0,0014	/		
		0,509	0,518	0,545	0,592	0,687	0,923	1,000		
0,005	0,01	/	/	0,0001	0,0002	0,0003	0,0008	0,0003	D_2 { 95 % moyen 10 % R moyen	
		0,0001	0,0001	0,0003	0,0006	0,0010	0,0017	0,0012		
		0,0003	0,0004	0,0007	0,0011	0,0016	0,0026	0,0019		
		0,010	0,010	0,011	0,011	0,014	0,029	0,175		
	0,05	0,05	/	0,0001	0,0003	0,0008	0,0016	0,0024	0,0008	D_2 { 95 % moyen 10 % R moyen
			0,0002	0,0003	0,0008	0,0014	0,0027	0,0042	0,0021	
			0,0005	0,0007	0,0012	0,0020	0,0036	0,0054	0,0035	
			0,051	0,051	0,054	0,058	0,069	0,143	0,511	
	0,10	0,10	/	0,0001	0,0004	0,0009	0,0025	0,0031	0,0013	D_2 { 95 % moyen 10 % R moyen
			0,0002	0,0004	0,0010	0,0020	0,0038	0,0045	0,0032	
			0,0006	0,0008	0,0017	0,0030	0,0051	0,0058	0,0052	
			0,102	0,103	0,109	0,118	0,140	0,283	0,699	
0,50	0,50	/	0,0001	0,0002	0,0003	0,0009	0,0010	/	D_2 { 95 % moyen 10 % R moyen	
		0,0001	0,0003	0,0007	0,0013	0,0023	0,0034	/		
		0,0006	0,0008	0,0013	0,0021	0,0036	0,0065	/		
		0,506	0,513	0,533	0,571	0,647	0,865	1,000		

TABLEAU 3 (suite).

D_M	D_1	s/σ								
		0,01	0,02	0,05	0,10	0,20	0,50	1,00		
0,010	0,05	0,0001	0,0002	0,0006	0,0013	0,0029	0,0062	0,0027	$D_2 \begin{cases} 95 \% \\ \text{moyen} \\ 10 \% \\ R \text{ moyen} \end{cases}$	
		0,0003	0,0005	0,0012	0,0023	0,0044	0,0088	0,0051		
		0,0006	0,0010	0,0017	0,0030	0,0055	0,0106	0,0068		
			0,050	0,051	0,052	0,055	0,062	0,097	0,372	
		0,10	0,0001	0,0003	0,0008	0,0021	0,0046	0,0065	0,0042	$D_2 \begin{cases} 95 \% \\ \text{moyen} \\ 10 \% \\ R \text{ moyen} \end{cases}$
	0,0003		0,0007	0,0016	0,0032	0,0061	0,0087	0,0066		
	0,0008		0,0012	0,0026	0,0043	0,0076	0,0108	0,0089		
			0,101	0,102	0,106	0,112	0,127	0,225	0,579	
		0,50	0,0001	0,0002	0,0003	0,0006	0,0020	0,0026	/	$D_2 \begin{cases} 95 \% \\ \text{moyen} \\ 10 \% \\ R \text{ moyen} \end{cases}$
0,0002	0,0005		0,0013	0,0023	0,0042	0,0069	/			
0,0006	0,0011		0,0021	0,0035	0,0062	0,0111	/			
		0,505	0,511	0,529	0,561	0,628	0,831	1,000		
0,050	0,10	0,0004	0,0009	0,0028	0,0070	0,0138	0,0280	0,0366	$D_2 \begin{cases} 95 \% \\ \text{moyen} \\ 10 \% \\ R \text{ moyen} \end{cases}$	
		0,0010	0,0019	0,0045	0,0090	0,0163	0,0318	0,0431		
		0,0015	0,0029	0,0057	0,0106	0,0186	0,0348	0,0482		
			0,100	0,100	0,099	0,098	0,098	0,110	0,171	
		0,50	0,0001	0,0006	0,0024	0,0059	0,0114	0,0244	0,0190	$D_2 \begin{cases} 95 \% \\ \text{moyen} \\ 10 \% \\ R \text{ moyen} \end{cases}$
	0,0008		0,0018	0,0045	0,0088	0,0158	0,0303	0,0368		
0,0015	0,0027		0,0063	0,0115	0,0193	0,0362	0,0542			
		0,503	0,506	0,517	0,534	0,576	0,721	0,929		
0,100	0,50	0,0002	0,0013	0,0046	0,0098	0,0214	0,0464	0,0610	$D_2 \begin{cases} 95 \% \\ \text{moyen} \\ 10 \% \\ R \text{ moyen} \end{cases}$	
		0,0013	0,0028	0,0068	0,0138	0,0277	0,0586	0,0780		
		0,0022	0,0040	0,0089	0,0170	0,0331	0,0677	0,0886		
		0,499	0,498	0,495	0,491	0,492	0,552	0,854		

avant tri de 10 % et un rapport s/σ égal à 0,1, on obtient après tri en moyenne une proportion de défectueux de 0,32 % et un taux de rejet de 11,2 %, donc proche de la proportion de défectueux avant tri; la probabilité d'acceptation est de 95 % pour une proportion de défectueux de 0,21 % et de 10 % pour une proportion de défectueux de 0,43 %, qui est encore bien inférieure à la proportion spécifiée. On voit que, lorsque le rapport s/σ croît, l'efficacité du tri reste toujours correcte (même lorsqu'on est voisin du minimum qui a permis de calculer R_M), mais le rejet à tort devient vite insupportable.

Nous souhaitons que la récente thèse de Madame Peccoud (1997) soit l'occasion de nouvelles recherches dans ce domaine des statistiques, peu étudié jusqu'à maintenant, et que les présentes tables soient celle de nouvelles applications industrielles, actuellement limitées au contrôle non destructif.

Références bibliographiques

- AFNOR (1991), «Essais non destructifs – Ultrasons – Surveillance des réglages de l'appareillage par cartes de contrôle», fascicule de documentation A 09-341.
- AFNOR (1993), «Essais non destructifs – Ultrasons – Détermination du critère de rejet», fascicule de documentation A 09-343.
- PECCOUD M.-R. (1997), «Méthodes statistiques pour le contrôle de qualité en présence d'erreurs de mesure», thèse, Université de Grenoble 1.
- PERDIJON J. (1980), «Tri et réception d'un lot quand les mesures sont infidèles», *Revue de Statistique Appliquée*, vol. 28, n°2, p. 73.
- PERDIJON J. (1987), «Statistics applied to the testing of cladding tubes», *Nuclear Europe*, n° 8-9, p. 20.
- PERDIJON J. (1988), «La fiabilité des contrôles non destructifs», *Revue de Métallurgie CIT*, vol. 85, p. 183.
- PERDIJON J. (1996), *Le contrôle des matériaux*, «Que sais-je?», n° 815, Presses Universitaires de France, Paris.