

REVUE DE STATISTIQUE APPLIQUÉE

ROBERT GIRSCHIG

Étude statistique du réglage des presses utilisées en métallurgie des poudres

Revue de statistique appliquée, tome 5, n° 4 (1957), p. 33-50

http://www.numdam.org/item?id=RSA_1957__5_4_33_0

© Société française de statistique, 1957, 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/>

ÉTUDE STATISTIQUE DU RÉGLAGE DES PRESSES UTILISÉES EN MÉTALLURGIE DES POUDRES

par

Robert GIRSCHIG

Ingénieur-conseil à la société " Le Carbone Lorraine "
Professeur à l'École centrale des Arts et Manufactures
et à l'Institut supérieur des matériaux et de la construction mécanique

Les presses utilisées en métallurgie des poudres comportent, en général, un dispositif d'alimentation automatique qui fonctionne selon un principe volumétrique : le remplissage de la cavité de la matrice est effectué par l'intermédiaire d'un sabot ou tiroir rempli de poudre, qui vient se placer sur l'orifice de la matrice et arase la poudre en se retirant. La quantité de poudre admise dépend donc du volume de la cavité de la matrice et peut être réglée en modifiant la hauteur initiale de la chambre de compression.

Pour un réglage donné et pour un même lot de poudre, on constate que les poids des pièces comprimées pendant un intervalle de temps assez court se répartissent autour d'une valeur centrale m , suivant une loi de Gauss d'écart-type σ .

La valeur m caractérise le réglage moyen actuel de la presse et l'écart-type σ sa dispersion instantanée. On sait, en particulier, que, d'après les propriétés de la loi de Gauss, la quasi-totalité des pièces produites (997 %) se répartissent dans l'intervalle $m \pm 3\sigma$, appelé « Intervalle de tolérances naturelles » de la presse.

L'emploi d'une carte de contrôle permet de suivre le fonctionnement de la presse au cours du temps. D'une manière générale on constate que la dispersion instantanée (écart-type σ) reste constante mais que le réglage moyen m présente des fluctuations importantes, probablement liées à des variations correspondantes des caractéristiques (densité apparente, facteur d'écoulement) de la poudre utilisée. Il apparaît ainsi, dans le fonctionnement de la presse, une seconde cause de dispersion qui se superpose aux variations instantanées de poids des pièces produites pendant un court intervalle de temps.

Les fluctuations lentes, consécutives aux variations des caractéristiques de la poudre utilisée, peuvent, évidemment, être corrigées par des réglages appropriés du volume de la chambre de compression de la matrice alors qu'il est pratiquement impossible d'éliminer la dispersion instantanée de la presse.

I - RÉGLAGE DE LA PRESSE PAR CONTRÔLE UNITAIRE DU POIDS DES PIÈCES PRODUITES

a) Choix de l'intervalle de réglage

Le réglage de la presse sera considéré comme absolument correct si la courbe de Gauss caractérisant la distribution des pièces produites est rigoureusement centrée sur le poids nominal spécifié p_0 .

Par modification progressive du volume de la chambre de compression de la matrice, le régleur amène le poids des pièces comprimées à être voisin du poids théorique p_0 ou, plus exactement, à être compris dans un intervalle de réglage $p_0 \pm l$.

Il est logique de choisir l'écart admissible de réglage de manière à rendre négligeable la probabilité d'exécuter une correction de réglage qui soit en sens

inverse de l'écart réel à corriger. On peut vérifier, d'après les propriétés de la loi de Gauss, que cette probabilité est au plus égale à 1% lorsque l'intervalle de réglage l est égal à 3σ . Cette probabilité s'élève à 23% pour $l = 2 \sigma$. Il est recommandé de choisir $l \geq 3 \sigma$. On évite ainsi les tâtonnements inutiles lorsque l'on se rapproche du réglage correct de la presse.

b) Nombre de pièces contrôlées

Le simple bon sens indique qu'il est risqué de se fier au contrôle du poids d'une pièce unique pour apprécier l'exactitude du réglage de la presse. Cette notion intuitive peut être précisée quantitativement d'une manière utile par l'étude des courbes d'efficacité du processus de contrôle adopté.

Il est de pratique courante dans les ateliers d'imposer au régleur le contrôle des poids individuels d'un échantillon de n pièces (par exemple de $n = 5$ pièces) et de ne considérer le réglage de la presse comme correct qu'à la condition que les poids de ces n pièces soient tous compris dans l'intervalle de réglage $p_0 \pm l$. Nous nous proposons de calculer la probabilité β pour que cette condition soit réalisée lorsque l'axe de la courbe de Gauss, caractérisant la distribution des poids des pièces produites, est situé à une distance $k \sigma$ de la limite supérieure $L_S = p_0 + l$ de l'intervalle de réglage (fig. 1).

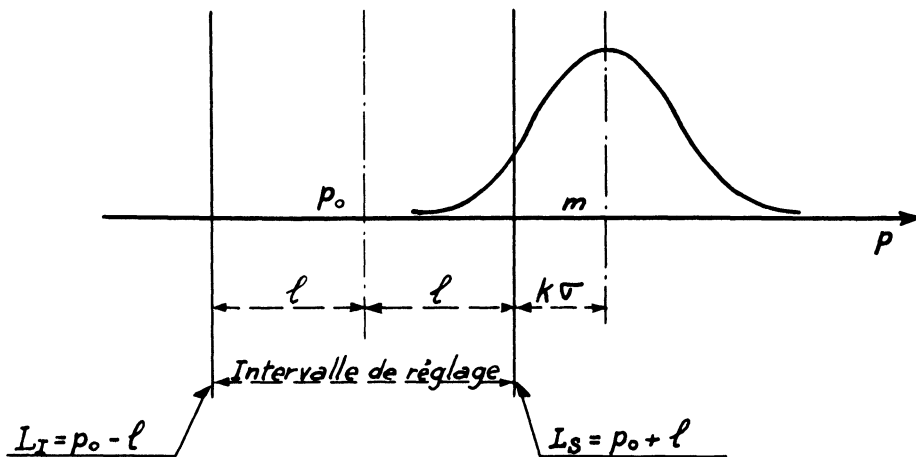


Fig. 1

Nous supposons, pour ce calcul, que $l \geq 3 \sigma$ et $k \geq -3 \sigma$. Dans ces conditions la probabilité pour que les poids de chacune des n pièces choisies au hasard soient tous situés à l'intérieur de l'intervalle de réglage $p_0 \pm l$, est donnée par la relation :

$$(1) \quad \beta = \left\{ F(-k) \right\}^n$$

formule dans laquelle la fonction F désigne la fonction de probabilité totale de la loi de Gauss réduite :

$$(2) \quad F(-k) = \int_{-\infty}^{-k} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx$$

Lorsque l'on a simultanément $k \geq -3 \sigma$, $l \geq 3 \sigma$ on peut, en effet, considérer comme pratiquement nulle la probabilité d'observer une pièce de poids plus

faible que la limite inférieure $L_1 = p_0 - \ell$ de l'intervalle de réglage. Cette remarque permet d'adopter, sans erreur sensible, la valeur $-\infty$ comme limite inférieure de l'intégrale (2).

On peut exprimer la relation (1) sous une forme équivalente, en utilisant l'écart réduit t_α correspondant à une probabilité totale α . L'écart réduit t_α , dont les valeurs sont données par les tables numériques de la loi de Gauss, étant défini par la relation :

$$(3) \quad \alpha = \int_{-\infty}^{t_\alpha} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx$$

on voit que la formule (1) peut s'écrire :

$$(4) \quad k = -t \sqrt{\frac{n}{\beta}}$$

La formule (4) permet de tracer le demi-réseau de droite des courbes caractéristiques d'efficacité correspondant à ce mode de contrôle. Pour chaque valeur n de l'effectif de l'échantillon prélevé ces courbes indiquent la probabilité β d'accepter comme correct un réglage correspondant à une position donnée $m = L_s + k \sigma$ ($k \geq -3 \sigma$) de l'axe de la courbe de Gauss caractérisant la distribution des pièces produites.

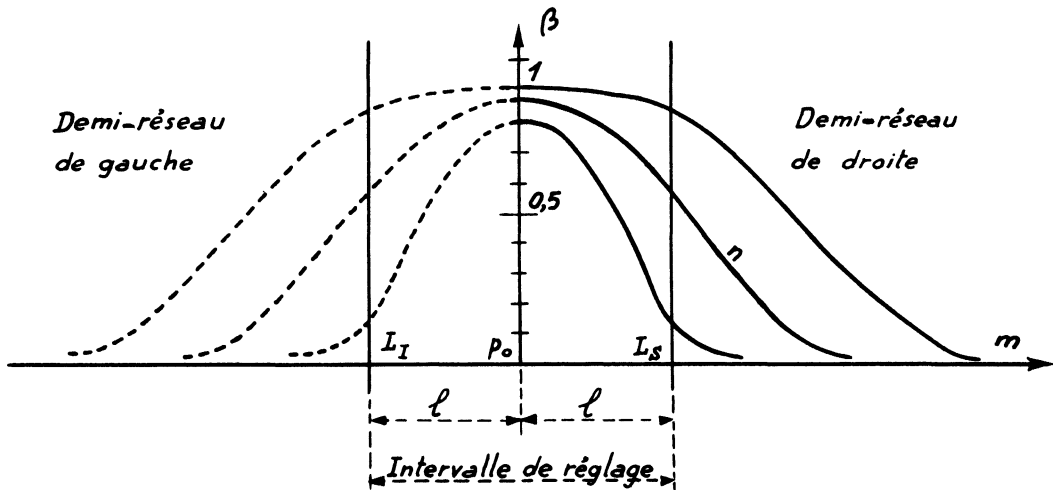
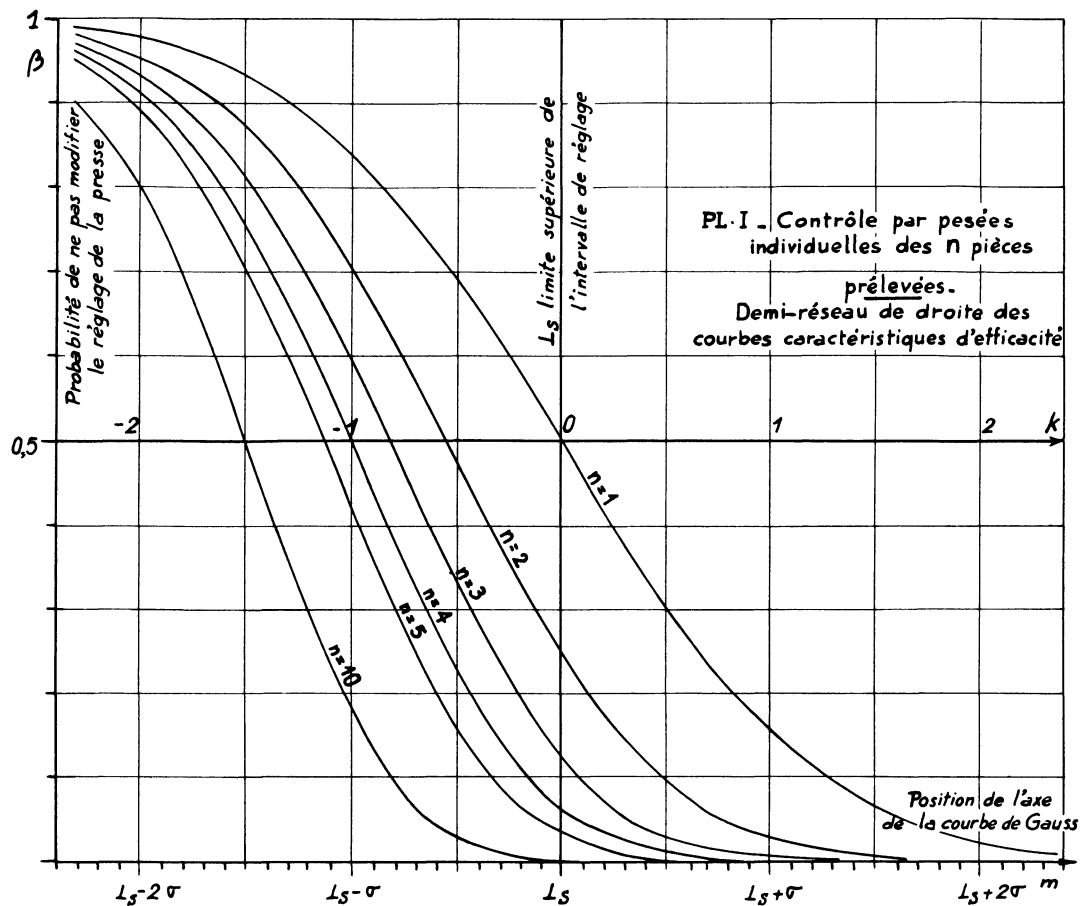


Fig. 2

Ce demi-réseau doit, évidemment, être complété par le demi-réseau de gauche, symétrique du demi-réseau de droite par rapport au poids nominal p_0 des pièces comprimées.

La planche 1 représente, dans sa partie utile, le 1/2 réseau de droite des courbes caractéristiques d'efficacité pour des valeurs de n comprises entre 1 et 10.

L'examen des courbes caractéristiques d'efficacité montre que les décisions prises à la suite d'un contrôle du réglage de la presse ne présentent pas un caractère de rigueur absolue mais sont, au contraire, sujettes à des erreurs de caractère aléatoire dont la fréquence dépend de l'importance du dérèglement à corriger. On peut, pour préciser ce point, subdiviser la courbe caractéristique en plusieurs zones, définies comme suit.



c) Zone de non-intervention

L'intervention du régleur est très peu probable lorsque le réglage de la presse reste voisin du réglage absolument correct, centré sur le poids nominal p_0 . En admettant, par convention, de considérer comme "très peu probable" un événement dont la probabilité est inférieure ou égale à 0,05, on peut délimiter quantitativement une zone de "non-intervention" (presque certaine) en se reportant à la courbe caractéristique d'efficacité correspondant à l'effectif n de l'échantillon contrôlé (fig. 3). Soient, en effet, Q et R les points de cette courbe dont l'ordonnée β est égale à 0,95. Les verticales passant par les points Q et R coupent l'axe des x en deux points B et C qui délimitent la zone de "non-intervention". Les abscisses des points B et C ont pour valeurs :

$$(5) \quad \begin{cases} x_B = p_0 - l - k_{0,95} \times \sigma \\ x_C = p_0 + l + k_{0,95} \times \sigma \end{cases}$$

expression dans laquelle les coefficients $k_{0,95}$, dont les valeurs sont indiquées sur le tableau I, se déduisent de la formule (4) par la relation

$$(6) \quad k_{0,95} = -t \sqrt{\frac{n}{0,95}}$$

L'amplitude BC de la zone de non-intervention a, par suite, pour expression:

$$(7) \quad \overline{BC} = 2 (l + k_{0,95} \times \sigma)$$

Lorsque l'effectif n de l'échantillon contrôlé est grand, la valeur ainsi calculée peut devenir négative. Il n'existe plus, dans ce cas, de zone de "non-intervention" et le régleur procède trop fréquemment à des modifications de réglage qui ne sont pas justifiées.

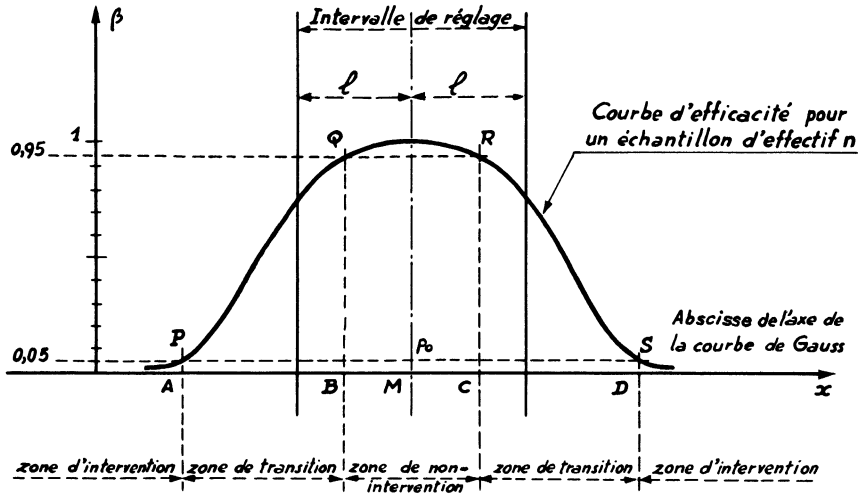


Fig. 3

d) Zone d'intervention

Lorsque le dérèglement de la presse est important, l'intervention du régleur est, par contre, quasi certaine. En adoptant une convention analogue à la précédente nous considérerons comme quasi certain un événement dont la probabilité est supérieure ou égale à 0,95. Dans ces conditions les zones d'intervention sont délimitées (fig.3) par les points A et D correspondant aux points R et S de la courbe caractéristique d'efficacité dont les ordonnées ont pour valeur $\beta = 0,05$.

Les abscisses des points A et D ont pour expression :

$$(8) \quad \begin{cases} x_A = p_0 - l - k_{0,05} \times \sigma \\ x_D = p_0 + l + k_{0,05} \times \sigma \end{cases}$$

avec

$$(9) \quad k_{0,05} = -t \sqrt{\frac{n}{0,05}}$$

dont les valeurs sont indiquées sur le tableau I.

Lorsque l'effectif n de l'échantillon contrôlé s'accroît, on constate que les points A et D se rapprochent du point M d'abscisse p_0 , correspondant au réglage absolument correct de la presse, ce qui confirme quantitativement l'intérêt de procéder au contrôle de plusieurs pièces pour s'assurer que le réglage de la presse est acceptable.

e) Zones de transition

Les zones "d'intervention" ou de "non-intervention" ne sont pas contigües mais sont séparées par deux zones de transition AB et CD. Lorsque l'axe de la courbe de Gauss, caractérisant le réglage actuel de la presse, est situé dans l'une de ces deux zones de transition, la décision prise par le régleur à la suite

du contrôle de l'échantillon prélevé a des chances sensiblement égales d'être tantôt positives (c'est-à-dire d'effectuer une correction de réglage) tantôt négative. Cette décision dépend principalement du hasard, plutôt que de l'écart de réglage à corriger : dans ces conditions, l'efficacité du contrôle devient très incertaine.

TABLEAU I
Contrôle unitaire - Valeurs des coefficients $k_{0,05}$, $k_{0,95}$ et de l'amplitude a de la zone de transition

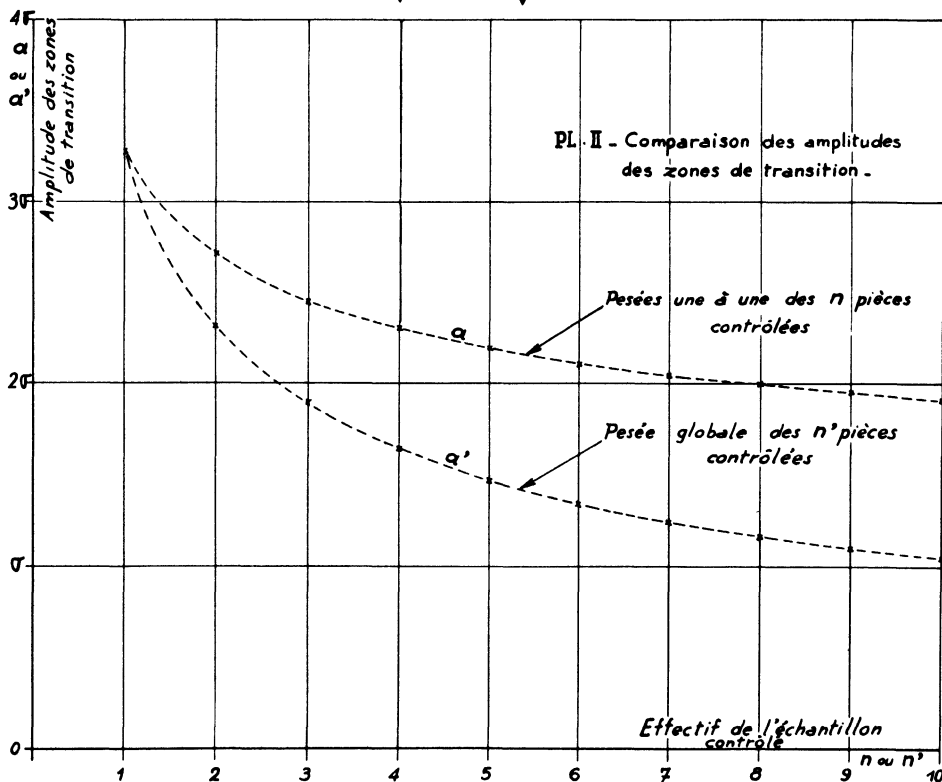
Effectif n de l'échantillon contrôlé	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$k_{0,05}$	+1,645	+0,760	+0,335	+0,068	-0,124	-0,271	-0,390	-0,489	-0,574	-0,647
$k_{0,95}$	-1,645	-1,957	-2,120	-2,234	-2,318	-2,386	-2,442	-2,490	-2,537	-2,568
$\frac{a}{\sigma} = k_{0,05} - k_{0,95}$	3,290	2,717	2,455	2,302	2,194	2,115	2,052	2,001	1,963	1,921

Il y a donc intérêt à réduire l'étendue des deux zones de transition, dont l'amplitude a pour valeur :

$$a = \overline{AB} = \overline{CD} = (k_{0,05} - k_{0,95}) \sigma$$

ou

$$(10) \quad a = \left(t_{\sqrt{n}, 0,95} - t_{\sqrt{n}, 0,05} \right) \sigma$$



L'amplitude a ne dépend, comme on le voit, que de l'effectif n de l'échantillon contrôlé et non de l'écart admissible de réglage l . Les valeurs de l'amplitude

a sont indiquées sur le tableau I. La courbe supérieure de la planche II reproduit les variations de l'amplitude a de la zone de transition, en fonction de l'effectif n de l'échantillon prélevé. On constate sur cette courbe que l'amplitude "a" diminue très rapidement lorsque n varie de 1 à 5, puis plus lentement au-delà. Ici encore on met en évidence, d'une manière quantitative, l'intérêt d'examiner plusieurs pièces pour accroître l'efficacité du contrôle effectué.

II - RÉGLAGE DE LA PRESSE PAR CONTRÔLE DU POIDS GLOBAL D'UN ÉCHANTILLON DE n' PIÈCES

Au lieu d'imposer au régleur de contrôler individuellement les poids de chacune des pièces de l'échantillon prélevé, on peut lui demander, plus simplement, de vérifier que le poids global des n' pièces contrôlées est compris dans un intervalle de réglage $n'(p_0 - \ell')$, $n'(p_0 + \ell')$, soit :

$$(11) \quad n'(p_0 - \ell') \leq \sum_1^{n'} p \leq n'(p_0 + \ell')$$

L'étude des courbes caractéristiques d'efficacité permet de montrer que, pour des échantillons d'effectifs égaux, la méthode de contrôle global est toujours plus efficace que la méthode par contrôle individuel du poids de chacune des pièces prélevées.

a) Courbe caractéristique d'efficacité de la méthode de contrôle global

Comme précédemment nous nous proposons de calculer la probabilité β' pour que la relation (11) soit vérifiée, sachant que l'axe de la courbe de Gauss, caractérisant la distribution des poids des pièces comprimées, est situé à une distance $k' \times \sigma$ de la limite supérieure (1) L_S de l'intervalle admissible de réglage correspondant au contrôle par pesées individuelles des pièces prélevées.

Nous supposons, pour ce calcul, que l'écart ℓ' est lié à l'écart ℓ par la relation :

$$(12) \quad \ell' = \ell + \lambda' \times \sigma$$

dans laquelle on donne à la constante λ une valeur arbitraire.

On sait que le poids moyen $\bar{p}_{n'}$ des n' pièces de l'échantillon prélevé est distribué suivant une loi de Gauss d'écart type $\frac{\sigma}{\sqrt{n'}}$. On en déduit que la probabilité β' cherchée, représentée par l'aire hachurée de la fig.4, a pour expression :

$$\beta' = F \left\{ \frac{(\lambda' - k') \sigma}{\frac{\sigma}{\sqrt{n'}}} \right\} - F \left\{ - \frac{2 \ell + (\lambda' + k') \sigma}{\frac{\sigma}{\sqrt{n'}}} \right\}$$

soit :

$$(13) \quad \beta' = F \left\{ (\lambda' - k') \sqrt{n'} \right\} - F \left\{ - \left(2 \frac{\ell}{\sigma} + \lambda' + k' \right) \sqrt{n'} \right\}$$

(1) Afin de permettre une comparaison plus commode entre les deux méthodes de contrôle, nous avons rapporté à une même origine $L_S = p_0 + \ell$ les deux demi-réseaux de droite des courbes caractéristiques d'efficacité correspondant aux deux modes de réglage étudiés.

On sera conduit (voir paragraphe III) à choisir pour λ' des valeurs telles que le second terme de l'expression (13) puisse toujours être négligé lorsque l'axe de la courbe de Gauss sera situé à droite du point M (dérégages positifs ou par excès). Dans ces conditions la formule (14) :

$$(14) \quad \beta' = F \left\{ (\lambda' - k') \sqrt{n'} \right\}$$

permettra donc de tracer le demi-réseau de droite des courbes caractéristiques d'efficacité correspondant à ce mode de contrôle par pesée globale. Ces courbes sont reproduites sur la Pl. III pour la valeur $\lambda' = 0$ ($\ell = \ell'$, L_5 et L'_5 confondues). On obtiendra par simple translation parallèle à l'axe des abscisses le réseau correspondant à une valeur quelconque du paramètre λ' , sous réserve, toutefois, de demeurer dans les limites de validité de la relation simplifiée (14).

b) Amplitude de la zone de transition

Comme précédemment l'amplitude a' de la zone de transition est égale à la différence des abscisses des deux points de la courbe caractéristique d'efficacité dont les ordonnées sont respectivement égales à $\beta' = 0,05$ et $\beta' = 0,95$. Les valeurs correspondantes $k'_{0,05}$ et $k'_{0,95}$ sont données par les relations :

$$\begin{cases} 0,05 = F \left\{ (\lambda' - k'_{0,05}) \sqrt{n'} \right\} \\ 0,95 = F \left\{ (\lambda' - k'_{0,95}) \sqrt{n'} \right\} \end{cases}$$

soit, en se reportant à la table de Gauss :

$$(\lambda' - k'_{0,05}) \sqrt{n'} = - 1,645$$

$$(\lambda' - k'_{0,95}) \sqrt{n'} = + 1,645$$

ou :

$$(15) \quad k'_{0,05} = \lambda' + \frac{1,645}{\sqrt{n'}}$$

$$(16) \quad k'_{0,95} = \lambda' - \frac{1,645}{\sqrt{n'}}$$

et, finalement :

$$(17) \quad a' = (k'_{0,05} - k'_{0,95}) \sigma = \frac{3,29}{\sqrt{n'}} \times \sigma$$

Les valeurs de l'amplitude a' sont indiquées sur le tableau II et traduites graphiquement par la courbe inférieure de la Pl. II. On constate sur cette courbe que, pour des échantillons d'effectifs n et n' égaux, l'amplitude a' de la zone de

TABLEAU II
Contrôle global - Amplitude a' de la zone de transition

Effectif n' de l'échantillon contrôlé	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$\frac{a'}{\sigma}$	3,290	2,320	1,898	1,645	1,474	1,342	1,243	1,162	1,096	1,040

transition, correspondant à la méthode de contrôle global, est toujours plus faible (sauf pour $n = n' = 1$, cas où ces deux amplitudes sont évidemment égales) que l'amplitude a correspondant à la méthode de contrôle par pesées individuelles des pièces prélevées : le contrôle global permet donc de réduire l'intervalle qui sépare les zones d'intervention et de non intervention, sans nécessiter, pour cela, la vérification d'un plus grand nombre de pièces. On constate même, sur les courbes de la Pl. II, que le contrôle global d'un échantillon de $n' = 3$ pièces ($a' = 1,90 \times \sigma$) est plus efficace que le contrôle unitaire d'un échantillon de $n = 10$ pièces ($a = 1,91 \times \sigma$).

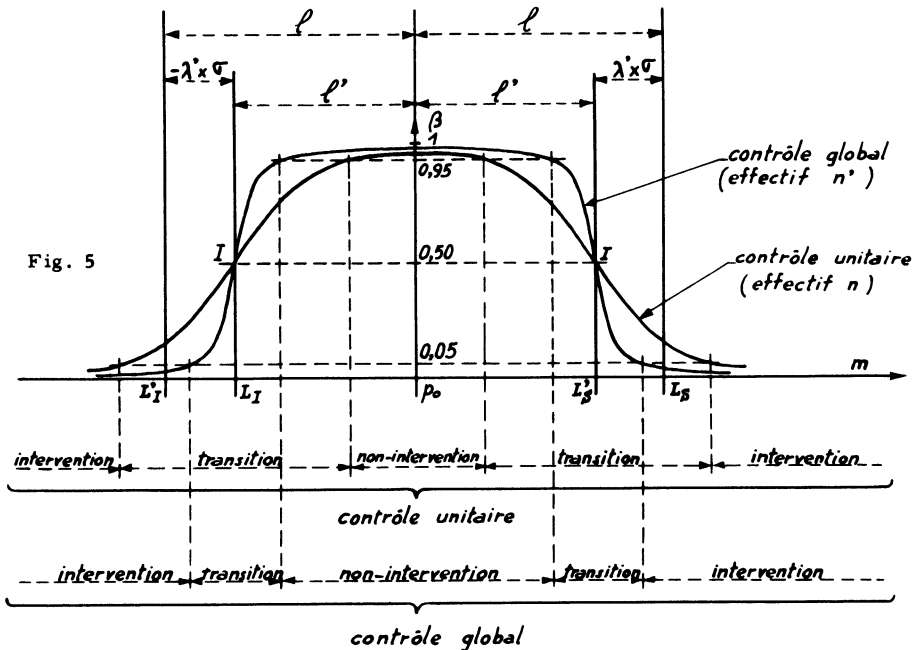
L'économie réalisée par le contrôle global provient du fait que l'information recueillie en s'assurant que le poids global de 3 pièces est inférieur à une limite L'_s donnée, dépasse l'information que l'on est susceptible de recueillir en vérifiant individuellement que les poids de chacune des 10 pièces contrôlées sont inférieurs à une limite L_s . La méthode de contrôle global revient, en fait, à imposer une limite supérieure à une moyenne arithmétique, dont la valeur dépend des poids de chacune des 3 pièces prélevées. Par contre, dans la méthode de contrôle par pesées individuelles de 10 pièces, la décision prise ne dépend que des poids de la pièce la plus lourde et de la pièce la plus légère, sans qu'intervienne, en aucune manière, la répartition des poids des pièces intermédiaires.

Cette remarque fournit l'explication physique des différences d'efficacité des deux méthodes de contrôle.

III - PLANS DE CONTROLE ÉQUIVALENTS

Nous considérerons qu'un plan de contrôle global est équivalent à un plan de contrôle par pesées individuelles lorsque :

1° Les courbes caractéristiques relatives à ces deux plans se coupent aux points d'ordonnée $\beta = \beta' = 0,50$ (Points d'indifférence I de la fig. 5)



2° L'amplitude a' de la zone de transition du plan de contrôle global est inférieure ou au plus égale à l'amplitude a de la zone de transition du plan de contrôle par pesées individuelles ($a' \leq a$).

L'examen de la figure 5 montre que l'ensemble de ces deux conditions assure au plan de contrôle global les avantages :

a) d'une meilleure protection contre les dérèglages importants de la presse, car les limites des zones d'intervention correspondant au réglage global sont plus proches de la valeur nominale p_0 que celles correspondant au contrôle individuel.

b) d'une plus grande latitude de réglage, car la zone de non-intervention correspondant au contrôle global est plus étendue que celle correspondant au contrôle unitaire.

La première des deux conditions précédentes se traduit par l'égalité des coefficients $k_{0,50}$ et $k'_{0,50}$, soit, en se reportant (1) aux formules (4) et (14) :

$$\begin{cases} k_{0,50} = -t \\ k'_{0,50} = \lambda' \sqrt[n]{0,50} \end{cases}$$

Ce qui conduit pour valeur du coefficient λ' , à la relation :

$$(18) \quad \lambda' = -t \sqrt[n]{0,50}$$

Le coefficient λ' , (proportionnel au décalage des limites L_s et L'_s) dont les valeurs sont indiquées sur le tableau III, ne dépend que de l'effectif n de l'échantillon correspondant à la méthode de contrôle par pesées individuelles.

TABLEAU III
Plans de contrôle équivalents - Valeurs du coefficient λ' en fonction de l'effectif n de l'échantillon correspondant au contrôle unitaire

Effectif n (contrôle unitaire)	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
λ'	- 0	-0,545	-0,819	-0,998	-1,129	-1,231	-1,315	-1,385	-1,446	-1,49

Pour s'assurer que la seconde des deux conditions précédentes ($a' \leq a$) est vérifiée, il faudra choisir l'effectif n' de l'échantillon global en se reportant aux courbes de la Pl. II. On constate que la deuxième condition est vérifiée lorsque

$$(19) \quad \begin{array}{lll} n' \geq 1 & \text{pour} & n = 1 \\ n' \geq 2 & \text{pour} & n = 2 \quad \text{ou} \quad n = 3 \\ n' \geq 3 & \text{pour} & 4 \leq n \leq 10 \end{array}$$

On remarquera, en particulier, que le contrôle global d'un échantillon de 3 pièces procure les mêmes garanties que le contrôle unitaire d'un échantillon de 10 pièces.

(1) Pour $\beta' = 0,50$, la formule (14) s'écrit, en effet, $0,50 = F \left\{ (\lambda' - k'_{0,50}) \sqrt{n'} \right\}$. On sait, d'autre part, que la probabilité totale F a pour valeur 0,50 lorsque l'écart réduit est nul : $F(0) = 0,50$. On en déduit immédiatement la relation $k'_{0,50} = \lambda'$

a) Exemple numérique

Envisageons le cas d'une presse utilisée pour comprimer des pièces d'un poids nominal $p_0 = 6$ gr.

Le réglage de la presse est contrôlé par pesées individuelles de $n = 5$ pièces. On admet un écart de réglage égal à 1 % du poids nominal des pièces contrôlées, soit, dans le cas présent

$$\ell = 0,01 \times 6 = 0,06 \text{ gr}$$

Les poids des 5 pièces prélevées doivent donc tous être compris dans l'intervalle de réglage :

$$L_1 = 6 - 0,06 = 5,94 \text{ gr}$$

$$L_5 = 6 + 0,06 = 6,06 \text{ gr}$$

On demande de déterminer un plan de contrôle global équivalent, sachant que l'écart type σ caractérisant la dispersion instantanée de la presse (1) a pour valeur :

$$\sigma = 0,02 \text{ gr}$$

En se reportant au tableau III, on trouve que pour $n = 5$ le coefficient λ' a pour valeur :

$$\lambda' = - 1,129$$

La relation (12) permet de calculer l'écart de réglage ℓ' :

$$\ell' = \ell + \lambda' \times \sigma = 0,06 - 1,129 \times 0,02 = 0,0374 \text{ gr}$$

Enfin les formules (19) indiquent que, pour $n = 5$, l'effectif n' de l'échantillon global doit être supérieur ou égal à 3 :

$$n' \geq 3$$

Les limites de l'intervalle admissible de réglage, relatif à la méthode globale, sont données par la formule (11) :

$$\begin{cases} n' (p_0 - \ell') = n' \times (6 - 0,0374) = 5,9626 \times n' \\ n' (p_0 + \ell') = n' \times (6 + 0,0374) = 6,0374 \times n' \end{cases}$$

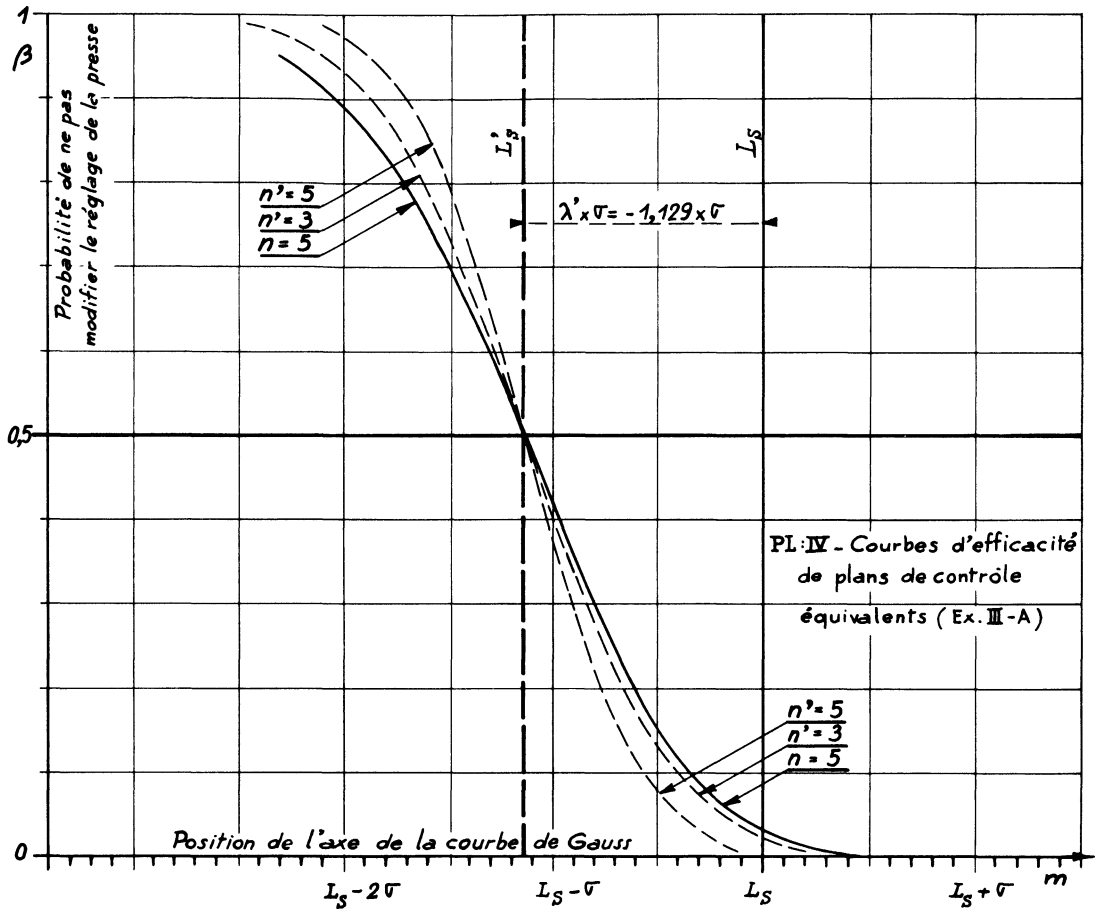
soit

$$\begin{array}{l} \text{pour } n' = 3 \\ \text{pour } n' = 5 \end{array} \quad \left\{ \begin{array}{l} 17,89 \text{ gr} \\ 18,11 \text{ gr} \\ 29,81 \text{ gr} \\ 30,19 \text{ gr} \end{array} \right.$$

On remarquera que l'écart admissible de réglage passe de $\pm 0,06$ gr, pour la méthode de contrôle unitaire, à $\pm 0,11$ pour $n' = 3$ ou $\pm 0,19$ gr pour $n' = 5$, en cas de contrôle global. Dans ce dernier cas les pesées sont donc plus faciles à exécuter et peuvent, éventuellement, être effectuées sur une balance moins délicate. Cet avantage supplémentaire de la méthode globale est tout spécialement intéressant pour les pièces légères. Il peut être encore accru en prélevant pour le contrôle un échantillon d'effectif plus élevé, par exemple de $n' = 10$ pièces auquel correspondrait ici un écart admissible de réglage de $\pm 0,37$ gr.

(1) On trouvera en annexe un rappel succinct du mode de calcul d'une estimation de l'écart-type σ d'une presse.

On a figuré sur la Planche IV les 1/2 courbes caractéristiques d'efficacité du plan de contrôle unitaire correspondant à l'effectif $n = 5$ et des deux plans globaux correspondant à des échantillons d'effectif $n' = 3$ et $n' = 5$. On constate bien que ces deux plans de contrôle globaux sont plus efficaces que le plan de contrôle unitaire qu'ils sont destinés à remplacer.



b) Consignes de réglage à donner à l'atelier

On pourrait objecter que l'emploi de la méthode de contrôle global oblige de reprendre les calculs du paragraphe III - a pour chaque type de pièce à comprimer.

Pratiquement cette objection n'est pas valable. On constate, en effet, que, pour des pièces de formes assez voisines mais de poids ou de dimensions différentes, l'écart type σ est très sensiblement proportionnel au poids nominal de la pièce à comprimer. La dispersion relative de la presse est constante, sous réserve, bien entendu, d'utiliser des poudres de même nature.

Dans l'exemple précédent, le rapport σ/p_0 avait pour valeur

$$\frac{\sigma}{p_0} = \frac{0,02}{6} = \frac{1}{300}$$

Si l'on admet que cette relation est vérifiée pour toutes valeurs du poids nominal p_0 des pièces comprimées et si, d'autre part, on adopte la relation $\ell = 0,01 \times p_0$, on voit que la formule (12) s'écrit, dans ces conditions :

$$\ell' = \ell + \lambda' \times \sigma = 0,01 \times p_0 - 1,129 \times \frac{p_0}{300}$$

ou

$$\ell' = 0,00624 \times p_0$$

Les limites de l'intervalle de réglage correspondant à la méthode globale ont, par suite, pour valeurs :

$$\begin{aligned} n' (p_0 \pm \ell') &= n' (p_0 \pm 0,00624 p_0) \\ &\simeq n' p_0 \pm 0,006 \times n' p_0 \end{aligned}$$

Pour l'une et l'autre des deux méthodes de contrôle les consignes peuvent donc être énoncées sous une forme identique, à savoir :

a) POUR LA MÉTHODE DE CONTRÔLE UNITAIRE

Effectif de l'échantillon : $n = 5$

Tolérance de pesée : $\pm 1 \%$ du poids unitaire nominal des pièces contrôlées.

b) POUR LA MÉTHODE DE CONTRÔLE GLOBAL

Effectif de l'échantillon : $n' \geq 3$

Tolérance de pesée : $\pm 0,6 \%$ du poids nominal total des n' pièces contrôlées.

Ces règles d'équivalence ne sont évidemment valables que pour $\sigma \neq \frac{p_0}{300}$.

IV - TOLÉRANCES DE POIDS DES PIÈCES COMPRIMÉES

Comme nous l'avons indiqué au début de cette étude, les poids de la quasi totalité des pièces comprimées se répartiraient dans un intervalle d'amplitude $p_0 \pm 3\sigma$, si le réglage moyen de la presse demeurerait stable et absolument correct.

En pratique le réglage moyen de la presse varie d'une manière assez lente mais imprévisible au cours du temps. Les fluctuations du réglage moyen dépassent, en général, l'amplitude $\pm 3\sigma$ de l'intervalle de tolérances de la machine et doivent être corrigées par des réglages appropriés.

La distribution des pièces produites pendant un long intervalle de temps n'est donc plus une distribution de Gauss et dépend, non seulement des caractéristiques de la presse et de la poudre utilisées, mais encore de la fréquence et de l'efficacité des corrections de réglage opérées. Il est pratiquement impossible de définir d'une manière rigoureuse cette distribution, dont on peut seulement préciser approximativement les limites extrêmes.

Si l'on se reporte, en effet, aux courbes caractéristiques d'efficacité correspondant au mode de contrôle adopté, on constate en effet :

1° Que de faibles écarts de réglage ont peu de chances d'être détectés par le contrôle, dans la mesure où ces écarts demeurent compris dans l'intervalle de "non-intervention" dont les limites, pour le contrôle global, ont pour valeurs :

$$(20) \quad p_0 \pm \left(\ell' - \frac{a'}{2} \right)$$

correspondant à une "latitude de réglage"

$$(21) \quad L_R = \pm \left(\ell' - \frac{a'}{2} \right)$$

L'existence de cette latitude de réglage entraîne un accroissement de la zone de dispersion normale de la presse, dont les limites sont reportées aux valeurs .

$$(22) \quad p_0 \pm \left(\ell' - \frac{a'}{2} + 3 \sigma \right)$$

Si les contrôles sont effectués d'une manière suffisamment fréquente et efficace, on peut admettre que les poids de la majorité des pièces produites seront compris dans la zone de dispersion normale de la presse, dont les limites, données par la formule (22), définissent donc un "intervalle central de tolérances" qui n'est normalement pas dépassé .

2° Que des écarts de réglage, qui dépassent les limites des zones d'intervention, ont très peu de chances de ne pas être immédiatement détectés par le régleur . Dans le cas d'un contrôle global, ces limites ayant pour valeurs :

$$(23) \quad p_0 \pm \left(\ell' + \frac{a'}{2} \right)$$

on en conclut que la presse ne produira pratiquement aucune pièce dont le poids sortirait de l'intervalle

$$(24) \quad p_0 \pm \left(\ell' + \frac{a'}{2} + 3 \sigma \right)$$

que l'on peut appeler "Intervalle extrême de tolérances de la machine" .

Si l'on se reporte à l'exemple traité au paragraphe III - a, dans le cas du contrôle global d'un échantillon d'effectif $n' = 5$ pièces, on aura :

$$\left\{ \begin{array}{l} p_0 = 6 \text{ gr} \\ \sigma = 0,02 \text{ gr} \\ \ell' = 0,0374 \text{ gr} \\ a' = 1,47 \times \sigma = 0,0294 \text{ gr} \end{array} \right.$$

Latitude de réglage :

$$L_R = \pm \left(\ell' - \frac{a'}{2} \right) = \pm 0,0227 \text{ gr}$$

soit $\pm 0,38 \% \times p_0$

Intervalle central de tolérances :

$$p_0 \pm \left(\ell' - \frac{a'}{2} + 3 \sigma \right) = 6 \pm 0,0827 \text{ gr}$$

soit $p_0 \pm 1,38 \% \times p_0$

Intervalle extrême de tolérances :

$$p_0 \pm \left(\ell' + \frac{a'}{2} + 3 \sigma \right) = 6 \pm 0,1121 \text{ gr}$$

soit $p_0 \pm 1,84 \% \times p_0$

V - CHOIX DIRECT D'UN PLAN DE CONTROLE GLOBAL

Devant les avantages de simplicité (pesée unique) et de sécurité (meilleure efficacité) qu'offre la méthode de contrôle global, il semble que la méthode de contrôle unitaire doive être définitivement abandonnée .

Si l'on veut choisir directement un plan de contrôle global, sans se référer à un plan de contrôle unitaire antérieurement utilisé, on pourra tenir compte des indications suivantes :

1° On déterminera par des essais préalables (voir en Annexe) la valeur de l'écart type σ caractérisant la dispersion instantanée de la presse utilisée.

2° Pour rendre les pesées moins délicates et pour accroître l'efficacité du contrôle, on aura intérêt à effectuer le contrôle sur des échantillons dont l'effectif n' soit le plus élevé possible, compte tenu de l'encombrement des pièces contrôlées et de la portée de la balance utilisée.

3° L'effectif n' des échantillons étant fixé et l'écart type σ connu, le tableau II permettra de calculer l'amplitude a' de la zone de transition.

4° Le choix de la valeur de l'écart admissible de réglage ℓ' résultera d'un compromis entre, d'une part, les écarts de poids qu'il est possible de tolérer sur les pièces comprimées et, d'autre part, la fréquence des corrections de réglage qu'il sera nécessaire d'effectuer :

a) Si les écarts de poids des pièces comprimées doivent être aussi faibles que possible, on choisira la valeur de ℓ' de manière à rendre nulle la latitude de réglage

$$L_R = \ell' - \frac{a'}{2}$$

soit :

$$\ell' = \frac{a'}{2}$$

Dans ces conditions, le régleur aura de grandes chances d'intervenir dès que le réglage de la presse s'écartera, même faiblement, du réglage absolument correct. Cette solution n'est acceptable qu'à la condition que le fonctionnement de la presse soit suffisamment stable pour ne pas entraîner des corrections de réglage trop fréquentes. Dans le cas contraire, on devra se résoudre à accroître la latitude de réglage de la presse, en consentant, de ce fait, à une augmentation inévitable des écarts entre les poids des pièces comprimées.

b) Si, par contre, le poids des pièces produites n'est pas critique, on accroîtra, dans toute la mesure du possible, la latitude de réglage L_R en augmentant la valeur de l'écart ℓ , de manière à ce que les interventions du régleur n'aient pas à se produire trop fréquemment.

VI - CONCLUSIONS

Lorsque le régleur d'une presse effectue un contrôle de poids, il se propose de vérifier que le poids moyen théorique (ou espérance mathématique) des pièces produites s'écarte assez peu du poids nominal correspondant. La vérification effectuée sera d'autant plus efficace que la grandeur mesurée sera plus voisine de sa valeur vraie. Dans ce sens une moyenne arithmétique est plus efficace qu'une mesure isolée. Comme, d'autre part, une balance permet, par la pesée simultanée de toutes les pièces de l'échantillon prélevé, d'en obtenir directement le poids moyen, il n'est pas étonnant que la méthode globale soit plus simple et plus efficace que le contrôle unitaire de chacune des pièces de l'échantillon prélevé.

On pourrait objecter à cette conclusion qu'une pesée globale ne permet pas de mettre en évidence les différences plus ou moins importantes de poids entre les pièces d'un même échantillon. Cette objection n'a pas de valeur car les différences de poids entre les pièces d'un même échantillon sont dues à la dispersion instantanée de la presse qui reste remarquablement constante dans le temps et sur laquelle le régleur ne peut, d'ailleurs, avoir aucune action. Il est donc inutile de contrôler d'une manière permanente la dispersion instantanée de la presse, soit en vérifiant le poids de chacune des pièces de l'échantillon prélevé (méthode de contrôle unitaire), soit en établissant une carte de contrôle de "l'étendue" des échantillons examinés.

D'un autre point de vue on peut remarquer qu'il serait possible d'accroître l'efficacité de la méthode de contrôle global en utilisant une carte de contrôle quantitative du poids total de chacun des échantillons prélevés. Mais l'établissement d'une telle carte de contrôle oblige :

1° à peser d'une manière exacte chacun des échantillons prélevés, au lieu de vérifier simplement que leurs poids restent compris entre deux limites, qui peuvent être matérialisées par des tares ou par la position de deux index sur un cadran.

2° à enregistrer les résultats de ces pesées sur un graphique placé au voisinage de la presse.

Le bénéfice que l'on pourrait attendre de l'emploi d'une telle carte de contrôle ne semble pas en rapport avec l'accroissement des frais de contrôle correspondants.

Il paraît très certainement préférable de s'en tenir à une méthode plus simple qui, tout en ne modifiant pratiquement pas les habitudes de l'atelier, permet cependant de profiter des avantages d'un contrôle que l'on peut qualifier de l'épithète de "statistique", puisqu'il permet de réduire la part du hasard dans la conduite de la machine contrôlée.

ANNEXE

ESTIMATION DE LA DISPERSION INSTANTANÉE D'UNE PRESSE

La méthode la plus simple pour estimer la dispersion instantanée d'une presse consiste à prélever, à la sortie de la machine, un certain nombre de pièces et à les grouper deux à deux, dans l'ordre chronologique de leurs compressions.

On détermine ensuite les différences de poids δ_i entre les deux pièces de chacune des ν paires ainsi constituées et l'on calcule la différence moyenne correspondante :

$$\bar{\delta} = \frac{\sum \delta_i}{\nu}$$

La quantité :

$$s = 0,89 \times \bar{\delta}$$

est une estimation de l'écart type σ caractérisant la dispersion instantanée de la presse. La précision (calculée pour un seuil de confiance $\alpha = 0,10$) de cette estimation est d'environ :

$\pm 35 \%$	pour	$\nu = 10$
$\pm 25 \%$	pour	$\nu = 20$
$\pm 20 \%$	pour	$\nu = 30$
$\pm 16 \%$	pour	$\nu = 50$

REMARQUE. Il suffit, en pratique, de mesurer les différences de poids des pièces d'une même paire avec une précision d'environ $\pm 5 \%$ de la différence moyenne $\bar{\delta}$.

Pour effectuer ces mesures on peut, en général, se contenter d'opérer par simple pesée :

On place sur chacun des plateaux de la balance deux masses marquées égales, de poids voisin du poids nominal p_0 des pièces à contrôler. On équilibre la balance à l'aide d'une tare convenable placée sur l'un des plateaux. On enlève les masses marquées que l'on remplace par les deux pièces à comparer. Il suffit de rétablir l'équilibre de la balance pour obtenir directement la différence de poids des deux pièces contrôlées. L'emploi d'une balance à micromètre gradué facilite encore les manipulations à effectuer.