REVUE DE STATISTIQUE APPLIQUÉE

A. H. ZALUDOVA

Le rôle de la statistique en fonderie. Ses applications en technologie

Revue de statistique appliquée, tome 10, nº 3 (1962), p. 5-28

<http://www.numdam.org/item?id=RSA_1962__10_3_5_0>

LE ROLE DE LA STATISTIQUE MATHÉMATIQUE EN FONDERIE
ses applications en technologie (1)

Madame A. H. ZALUDOVA

Institut National de Recherche - Prague

I - INTRODUCTION

L'industrie de la fonderie, en raison de son ancienne tradition d'empirisme, présente des conditions particulièrement favorables à l'emploi de méthodes statistiques destinées à améliorer le niveau technique, la qualité et la rentabilité de la fabrication. On peut distinguer trois directions principales à l'application de techniques statistiques :

1/ Dans l'analyse scientifique de la technologie, l'évaluation de la mesure dans laquelle la qualité des pièces fondues et les indices économiques dépendent de facteurs de fabrication déterminés, la spécification plus précise du niveau et de la variabilité admissible de ces facteurs assurant le minimum de déchets et le meilleur rendement financier tout en tenant compte des possibilités des moyens de production, de la main d'œuvre et des matières premières disponibles ;

2/ Dans le domaine du contrôle statistique de la qualité qui englobe :

a) l'inspection sur échantillons et l'expérimentation en laboratoire des matières premières et des autres produits à l'arrivée ;

b) le contrôle statistique des procédés de fabrication, c'est-à-dire le contrôle sur échantillons, en cours de production, de tous les facteurs importants spécifiés en 1), en vue de vérifier si les conditions de travail désirées sont maintenues en permanence et de porter rapidement remède lorsque les limites de contrôle sont dépassées ; ce contrôle peut être réalisé à l'aide des cartes de contrôle classiques ou à l'aide de dispositifs automatiques s'inspirant de méthodes statistiques ;

c) le contrôle statistique de la qualité des pièces de fonderie à la sortie (comportant au besoin le triage) avec un classement selon certains types de défauts ;

3/ Dans l'analyse de problèmes de fabrication particuliers relevant de l'organisation et de l'aspect financier, problèmes généralement qualifiés de recherche opérationnelle.

Une action menée systématiquement dans ces trois directions devrait constituer l'assise de la plupart des décisions techniques et financières dans une fonderie dont la direction est moderne (voir réf. [1] - [3]). En particu-

----

(1) Communication présentée aux journées d'études sur les applications industrielles de la statistique. Paris, 1961.

lier, les renseignements recueillis lors de l'étude des procédés complexes mis en jeu fournissent la base de l'automation.

Dans le présent article, j'ai l'intention de traiter principalement de quelques problèmes types de la première catégorie et j'appuierai mes commentaires sur l'expérience acquise pendant plusieurs années de collaboration avec diverses entreprises de fonderie tchécoslovaques (voir également [4] - [7]).

L'importance de l'emploi des méthodes statistiques dans le domaine de la technologie ne saurait être surestimée. Tout d'abord en vertu du grand nombre de facteurs variables qui influent sur la qualité du produit de fonderie fini, l'analyse technologique constitue habituellement un problème plus complexe que dans la plupart des autres branches industrielles. Malgré cela, certains procédés technologiques ont été mis au point et sont continuellement révisés et améliorés par les ingénieurs en métallurgie et les techniciens de l'usine ou de l'Institut de Recherche. Ce genre d'enquêtes est souvent effectué sur l'ensemble des conditions d'exploitation et sujet de ce fait à une erreur résiduelle considérable. Si l'on tire les conclusions de telles analyses sur les bases subjectives habituelles, sans faire appel aux techniques statistiques normales telles que les tests de signification, l'analyse de corrélation et de régression, les plans d'expérience, l'exactitude et la sûreté des conclusions risquent d'être fort douteuses. L'un des premiers auteurs à le faire remarquer fut J. Gélain dans son article [8].

Deuxièmement, les méthodes de contrôle statistique de la qualité, soit par inspection, soit sur les processus de fabrication, ne jouissent de leur plein effet que si elles reposent sur des procédés technologiques vérifiés scientifiquement dont l'observance doit être le but de toute l'activité de contrôle.

L'expérience montre que les conclusions objectives concernant les mesures requises pour améliorer la technologie peuvent souvent être atteintes au moyen de méthodes statistiques relativement simples et que des économies substantielles dues à une meilleure qualité des pièces moulées et à la diminution des déchets résultent fréquemment de la seule révision des procédés technologiques, avant même que tout effort systématique soit entrepris pour établir un plan de contrôle systématique destiné à assurer la conformité à cette nouvelle technologie.

II - APERCU RAPIDE DU PROCESSUS TECHNOLOGIQUE DES MOULAGES DE FONTE ET D'ACIER

La fabrication typique de moulages en fonte grise passe par les opérations de mélange de sable pour les moules et les noyaux, par la fabrication propre des moules et des noyaux, par le processus de la fonte qui comporte le chargement en métal, coke et autres additions d'un four cloche où le métal en fusion de composition chimique requise est produit selon des conditions de combustion données, la coulée dans des moules et finalement le refroidissement et le nettoyage des pièces moulées. Ce processus, à part diverses variantes portant sur la charge métallique, les matières utilisées pour les moules et les noyaux et le type de four servant à la fonte, est également caractéristique des fonderies produisant des moulages d'acier et de fer présentant des qualités spéciales. A l'exception des moulages en fonte grise, les propriétés mécaniques désirées et la structure du métal s'obtiennent par traitement thermique des pièces.

Les principales qualités caractéristiques demandées aux moulages sont : l'absence de défauts superficiels (visibles) et de défauts internes de la structure du métal (ce groupe de caractéristiques entre généralement dans la catégorie des propriétés qualitatives), les dimensions, les propriétés mécaniques comme la résistance à la pression, la dureté, l'allongement, etc. et la composition chimique (ce groupe entre généralement dans la catégorie des propriétés mesurables). Toutes ces propriétés dépendent de la qualité des matières premières et de facteurs de la fabrication tels que : humidité, résistance et perméabilité des mélanges sableux, dureté de pilonnage des moules, proportion de chaque composant de la charge, quantité de laitier à la surface du métal avant la coulée, température du métal et rapidité de la coulée, degré d'usure des formes, des logements de noyaux et de l'équipement de moulage - en particulier des axes et paliers, etc.

Comme dans le cas des qualités caractéristiques, les facteurs technologiques ci-dessus peuvent être classés selon qu'ils constituent des "variables mesurables" ou des caractères qualitatifs ("attributs"). Ces derniers peuvent être traités comme des variables par distinction d'au moins deux classes - admissibles en leur assignant la valeur 0, non admissibles avec la valeur 1.

III - ETUDE DE LA VARIABILITE DU PROCESSUS DANS LE TEMPS ET COMPARAISON AVEC LA TECHNOLOGIE ANTERIEUREMENT SPECIFIEE

Les variables et attributs qui caractérisent la qualité des moulages et les facteurs technologiques sont notoirement sujets à variation dans le temps . Cette variabilité, pour autant qu'elle porte sur le niveau et la dispersion, devrait être spécifiée dans le processus technologique. Lorsqu'une telle spécification n'existe pas encore, l'étude de la variabilité de la caractéristique en question est l'une des premières étapes de sa constitution.

De nombreuses études ont montré qu'en raison du grand nombre de causes indépendantes et dispersées agissant sur la production, bien des caractéristiques que l'on peut mesurer présentent les propriétés de processus aléatoires stationnaires à distribution instantanée et marginale du type Gaussien à paramètres μ et σ constants. Les séries temporelles de la Figure 1 représentent les réalisations $x(t)$ de trois de ces processus à des intervalles de temps appropriés se rapportant à :

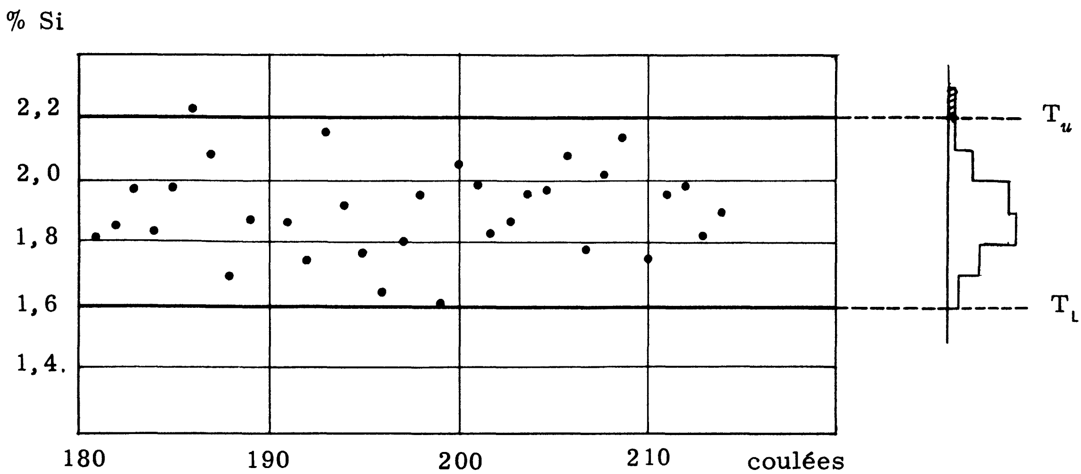
a) la teneur en Si de coulées successives,

b) le poids de coke dans des charges successives,

c) le temps entre les charges successives.

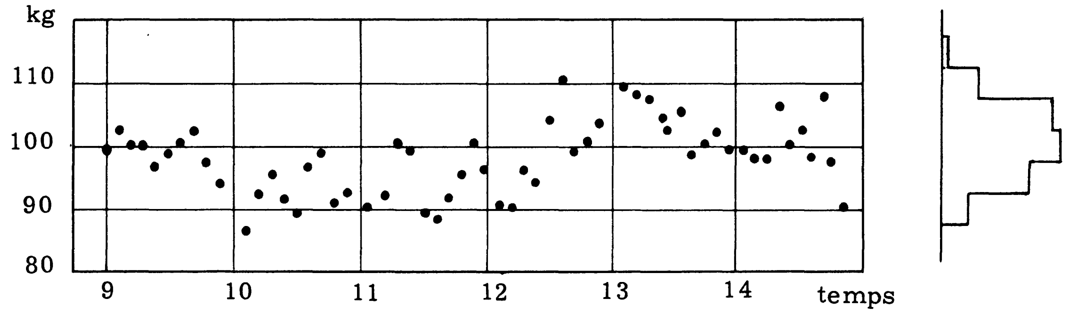
Le test D de Kolmogorov-Smirnov, ou le critère χ^2 permettent de contrôler dans quelle mesure la distribution marginale est convenablement représentée par une distribution normale.

La stabilité indiquée par de telles séries temporelles est par elle-même une circonstance heureuse qui permet de comparer la moyenne et l'écart-type caractérisant la production courante à des spécifications technologiques données. Elle constitue également la base de l'introduction des techniques de contrôle statistique classique de processus de fabrication avec limites de contrôle naturelles (calculées d'après le processus) ou limites de contrôle théoriques (calculées d'après les tolérances spécifiées) selon les facultés de ce processus à répondre aux spécifications.



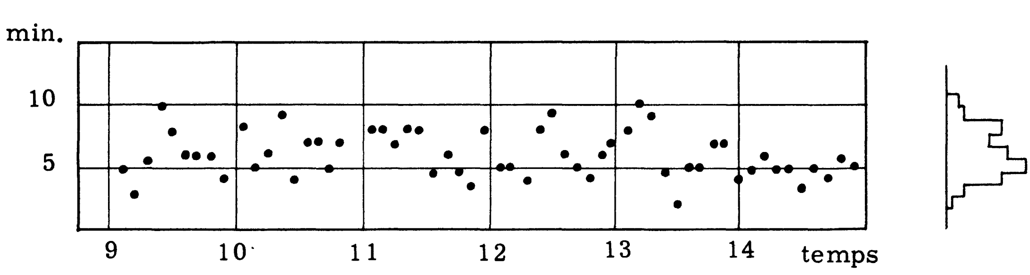
% Si
2,2
2,0
1,8
1,6
1,4.
180
190
200
210
coulées
T_u
T_L

a)



kg
110
100
90
80
9
10
11
12
13
14
temps

b)



min.
10
5
9
10
11
12
13
14
temps

c)

Fig. 1

Si nous représentons les limites de tolérance prescrites par T_u et T_L, d'où $T_0 = \frac{1}{2}(T_u + T_L)$, $T = T_u - T_L$ et par $\bar{x}$, s les estimations de la moyenne μ et de l'écart-type σ basées sur un nombre fini $N \geqslant 30$ d'observations dans la série chronologique appropriée, nous exigeons généralement, pour nous conformer aux conditions techniques que soient remplies les conditions :

$$(T_0 - \bar{x}) \approx 0 \quad \text{et} \quad 4\,s \leqslant T \tag{1}$$

La seconde de ces conditions repose sur la conception d'une tolérance naturelle de 4σ en opposition à 6σ qui, bien que généralement admise dans l'industrie mécanique, est considérée comme d'une sévérité superflue en fonderie.

La première condition peut naturellement être vérifiée plus objectivement en utilisant la variable de Student

$$t = \frac{|T_0 - \bar{x}|}{s/\sqrt{N}} \tag{2}$$

pour tester l'hypothèse alternative H_1 selon laquelle le processus moyen est $\mu = T_1 \neq T_0$ en regard de l'hypothèse nulle H_0 selon laquelle $\mu = T_0$. Le non respect d'une des deux conditions (1) devrait conduire, soit à des mesures visant à ajuster la moyenne et la dispersion, soit à considérer l'opportunité de réviser les tolérances prescrites.

De telles études de séries temporelles conduisant aux estimations $\bar{x}$, s de la moyenne et de l'écart-type peuvent souvent être utilisées conjointement aux tests de signification classiques t et F pour comparer le rendement individuel d'ouvriers, de machines ou d'ateliers complets et aider ainsi à situer les causes de rendement inférieur aux normes. Quelques cas particuliers de cette pratique sont cités au paragraphe 5.

En plus des caractéristiques faisant état des propriétés invariables dans le temps, d'autres facteurs de fabrication et d'autres caractéristiques qualitatives sont influencées non seulement par des causes aléatoires de variation, mais aussi par des causes systématiques. On peut citer en exemple le débit du soufflage d'air dans le cubilot lors d'une coulée, la température de jaillissement du début à la fin d'une coulée (voir Figure 2a et 2b), les dimensions intérieures des moulages produits en série et dont le logement du noyau est sujet à usure, etc. En des cas semblables, le modèle du processus aléatoire non-stationnaire correspondant peut s'écrire :

$$x(t) = y(t) + z(t), \tag{3}$$

où z(t) représente une composante aléatoire de distribution normale, avec moyenne zéro et variance $\sigma^2(t)$, et y(t) une composante systématique qui est une fonction donnée du temps.

Pour fixer des limites à la bande de variabilité admissible pour de telles caractéristiques, nous pouvons avoir recours aux méthodes d'analyse de régression. Par exemple, dans le cas du volume d'air par minute x(t), soufflé dans une cloche d'un diamètre de 900 mm de l'instant où le compresseur est branché jusqu'à la fin de la fusion (Figure 2a), nous pouvons supposer que la valeur moyenne y(t) du courant d'air augmente de façon linéaire avec le temps en raison de l'augmentation de section de la cloche et de la diminution de la résistance à l'écoulement du courant qui en résulte. Le modèle devient alors :

$$x(t) = \beta_o + \beta_1 t + z(t) \tag{4}$$

où $y(t) = \beta_o + \beta_1 t$ et où $z(t) = z$ représente la part attribuable à toutes les causes aléatoires indépendantes dont la distribution normale est $N(0, \sigma_o^2)$.

Pour la série de mesures représentée à la figure 2a, la méthode des moindres carrés conduit à l'estimation $\hat{\beta}_o = b_o = 78$ et $\hat{\beta}_1 = b_1 = 3,44$ et à l'écart-type résiduel $\hat{\sigma}_o = s_o = 1,0$ m³/min.

Les limites $y(t) \pm 3s_o$ ont été tracées sur la Figure 2a, et leur dépassement indique la présence de conditions opératoires anormales, qui sont parfois inévitables et connues, (par exemple l'arrêt du compresseur), ou demandent la recherche et la suppression de causes décelables (par exemple engorgement du cubilot dû à des rebuts d'acier trop volumineux dans la charge).

Le modèle applicable à la température moyenne, sur la Figure 2b, peut être interprété à partir de conditions théoriques comme étant de la forme $y(t) = \beta_o + \beta_1 t^{-1}$ avec les estimations $\hat{\beta}_o = b_o = 138$, $\hat{\beta}_1 = b_1 = -45$ et $\hat{\sigma}_o = s_o = 8,2$°C.

En certains cas, la distribution marginale de telles caractéristiques non-stationnaires est intéressante. Cette situation se présente par exemple lorsqu'une cause systématique affecte les dimensions de moulages produits en série.

Considérons le modèle général donné dans l'équation (3). Supposons que nous ayons besoin de la distribution résultante de la dimension x pendant tout le laps de temps que nous pouvons supposer s'étendre de $t = 0$ à $t = 1$. Celle-ci sera donnée par la distribution marginale

$$f(x) = \int_o^1 f(x, t) \; dt,$$

où

$$f(x, t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma(t)} \cdot e^{-\frac{[x - y(t)]^2}{2\sigma^2(t)}} \qquad \begin{array}{l} (-\infty < x < \infty) \\ (\;0 \leqslant t \leqslant 1\;) \end{array} \tag{5}$$

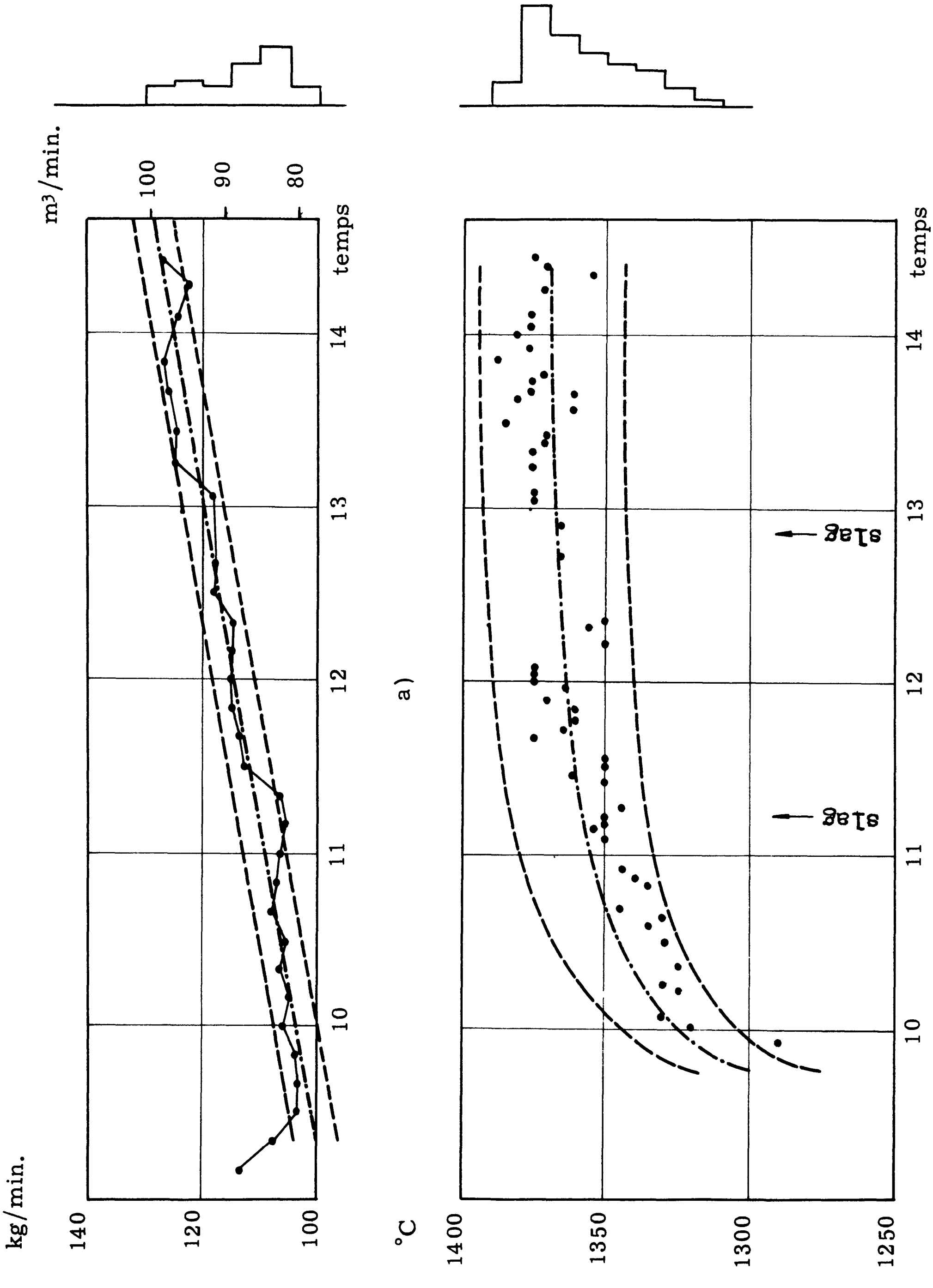
représente la fonction de fréquence à l'instant t, sous les conditions indiquées concernant la composante aléatoire z(t).

Pour des formes particulières de la fonction y(t) nous pouvons évaluer complètement l'expression (5). La figure 3 correspond au cas où y(t) est une fonction linéaire du temps et où $\sigma(t)$ est une constante. Alors, si nous écrivons :

$$y(t) = x_o + 2\lambda\,\sigma_o\,t\,, \qquad \sigma(t) = \sigma_o\,, \tag{6}$$

où $2\lambda\,\sigma_o = x_1 - x_o$ représente le changement total de dimension dû à la composante systématique pendant tout l'intervalle de temps de $t = 0$ à $t = 1$, nous obtenons la fonction de fréquence

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma_o} \int_o^1 e^{-\frac{[x - x_o - 2\lambda\sigma_o t]^2}{2\sigma_o^2}} \; dt$$


kg/min.
m³/min.
140
120
100
100
90
80
10
11
12
13
14
temps
°C
1400
1350
1300
1250
slag
slag

a)

b)

Fig. 2

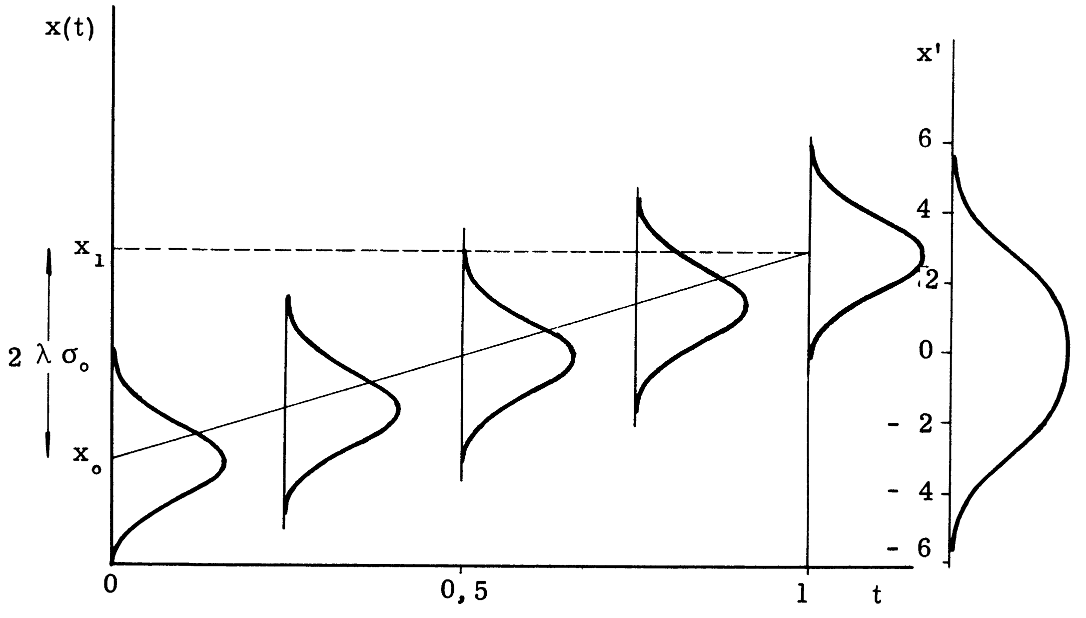


Fig. 3

$$= \frac{1}{2\lambda\sigma_o}\left[\Phi\left(\frac{x - x_o}{\sigma_o}\right) - \Phi\left(\frac{x - x_o - 2\lambda\sigma_o}{\sigma_o}\right)\right], \qquad (7)$$

où

$$\Phi(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}}\int_{-\infty}^{x} e^{-\frac{u^2}{2}}\, du$$

est la fonction de répartition de la distribution normale N(0, 1).

Par le changement d'origine et d'échelle

$$x' = \frac{1}{\sigma_o}(x - x_o - \lambda\sigma_o) \qquad (8)$$

on obtient la fonction

$$f(x') = \frac{1}{2\lambda}[\Phi(x' + \lambda) - \Phi(x' - \lambda)] \qquad (7')$$

Un second cas important est celui où l'on peut supposer que y(t) est une parabole de degré n, suivant la relation

$$y(t) = x_o + 2\lambda\sigma_o \sqrt[n]{t} \qquad (9)$$

tandis que $\sigma(t) = \sigma_o$ = constante.

Pour n = 2, on obtient la fonction de fréquence

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\,\sigma_o}\int e^{-\frac{(x-x_o-2\lambda\sigma_o\sqrt{t})^2}{2\sigma_o^2}}\,dt$$

$$= \frac{1}{2\lambda^2\sigma_o}\left[\varphi\left(\frac{x-x_o}{\sigma_o}\right)-\varphi\left(\frac{x-x_o-2\lambda\sigma_o}{\sigma_o}\right)\right]+\frac{x-x_o}{2\lambda^2\sigma_o^2}\left[\Phi\left(\frac{x-x_o}{\sigma_o}\right)-\Phi\left(\frac{x-x_o-2\lambda\sigma_o}{\sigma_o}\right)\right] \quad (10)$$

ou, après la transformation (8)

$$f(x') = \frac{1}{2\lambda^2}[\varphi(x'+\lambda)-\varphi(x'-\lambda)]+\frac{x'+\lambda}{2\lambda^2}[\Phi(x'+\lambda)-\Phi(x'-\lambda)] \quad (10')$$

$\varphi(x)$ représentant la fonction de densité de fréquence correspondant à $\Phi(x)$.

Il est possible d'analyser de façon semblable les cas où la variance $\sigma^2(t)$ de la composante aléatoire varie elle aussi dans le temps.

L'analyse des fonctions de distribution résultantes correspondant à des processus aléatoires non-stationnaires a été mise au point à l'origine pour faire des recherches sur les dimensions des pièces usinées (voir (9), (10)). On l'a également trouvée utile dans l'analyse des dimensions de segments de piston moulés, en liaison avec leur triage antérieurement aux opérations de meulage qui suivent le moulage.

Nous considérons ici des segments d'une hauteur axiale spécifiée de $2,38^{+0,2}_{-0,0}$ mm avec des tolérances de finition de 1,2 mm au meulage. Les cotes requises pour les moulages étaient donc de 3,58 à 3,78 mm.

Lors de la fabrication des segments, douze moules dont chacun était préparé pour la coulée de quatre segments ont été superposés de manière à former un moule composé avec orifice central suivant le schéma de la Figure 4. Le moulage qui en résulta avait alors la forme d'un "arbre" à douze rangs de quatre segments, chacun s'embranchant sur une tige centrale. La mesure de la hauteur axiale des segments coulés dans les moules fabriqués sur les différentes machines révéla une augmentation systématique de cette dimension avec une profondeur accrue du segment sur "l'arbre", évidemment due à une augmentation de la pression ferrostatique dans le moule.

La distribution finale des hauteurs axiales dans 600 segments est représentée sur l'histogramme situé à droite de la Figure 5. La première conclusion à tirer de cette distribution est que la valeur moyenne de 3,95 mm dépasse de 0,25 mm la valeur spécifiée de 3,68 mm. Le métal excédentaire ne constitue pas seulement une perte par lui-même ; il doit encore être enlevé à la première opération de meulage qui dure en conséquence trop longtemps et entraîne une usure anormale des meules. Pour remédier à cette situation, on a révisé la dimension des formes.

Une étude plus approfondie de la cause d'une hauteur axiale excessive a confirmé l'hypothèse suivant laquelle celle-ci résulterait d'une dureté irrégulière et insuffisante des moules par rapport à la pression ferrostatique. La distribution empirique de la hauteur axiale dans la moitié supérieure du moule composé correspondait au modèle (6) où le paramètre de temps t serait remplacé par la hauteur h au-dessus de la base, avec une composante aléatoire de paramètre σ_o = 0,07 mm et un effet linéaire systématique correspondant à un décalage total de $2\lambda_1\sigma_o$ = 0,14, soit λ_1 = 1. On a considéré que cet

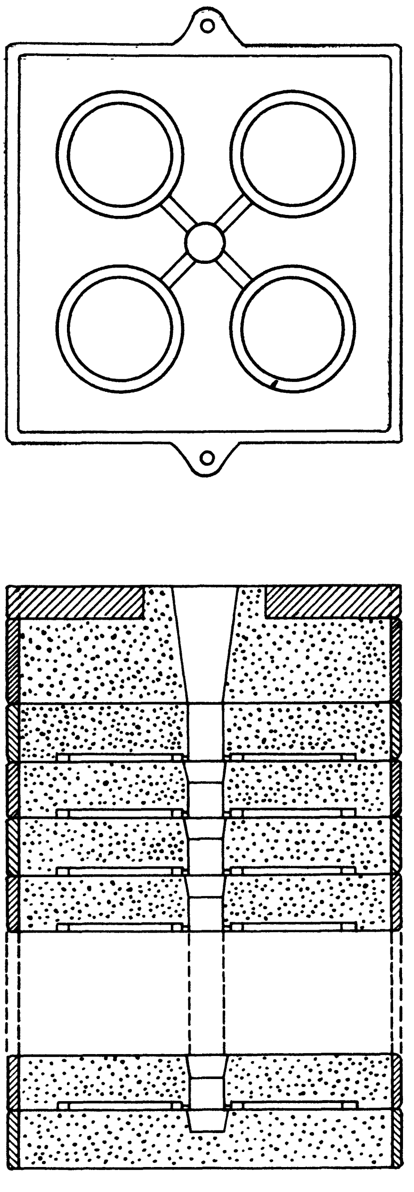


Fig. 4

effet était principalement dû à l'augmentation de densité du métal soumis à la pression ferrostatique, et de ce fait à la moindre contraction des segments.

La distribution concernant la moitié inférieure a révélé un effet non-linéaire avec décalage total $2\ \lambda_2\ \sigma_0 = 0,30$ soit $\lambda_2 \# 2$.

L'augmentation du taux d'accroissement de la hauteur axiale dans la moitié inférieure du moule composé a été interprétée comme la conséquence, non seulement de l'effet de moindre contraction, mais aussi de celui de la déformation du moule due à ce que la pression ferrostatique s'approchait graduellement de la puissance de compression du moule.

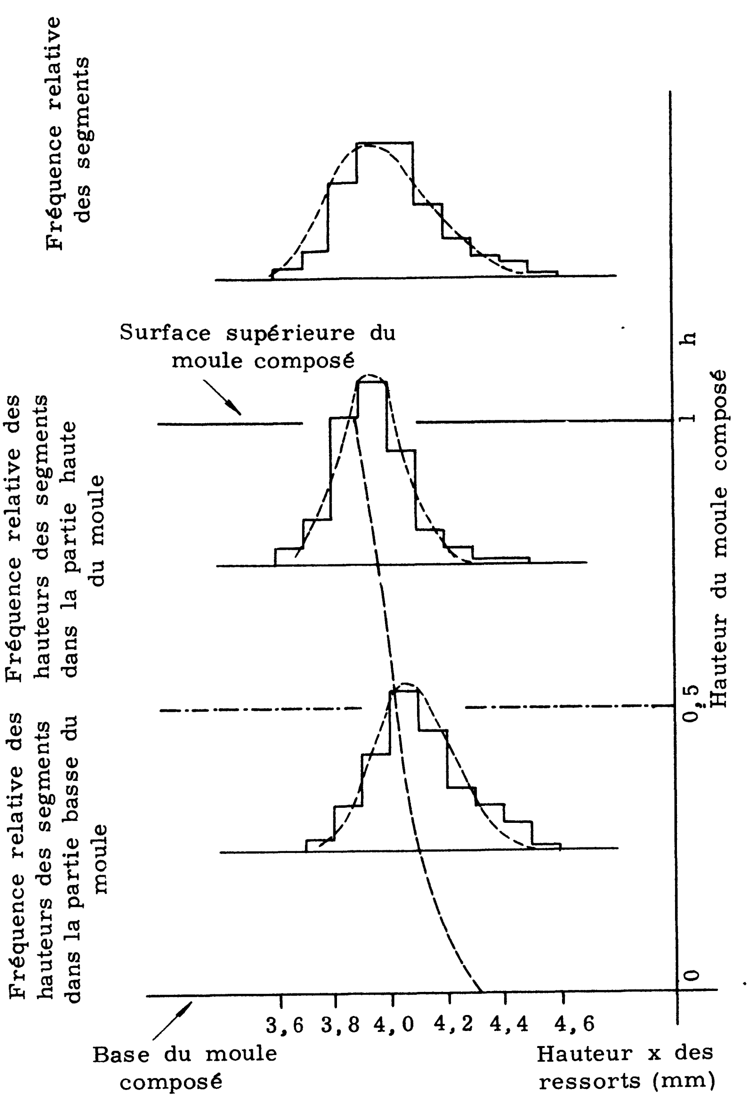


Fig. 5

La concordance des courbes théoriques tabulées d'après l'équation (7') pour $\lambda = \lambda_1 = 1$ et l'équation (10') pour $\lambda_2 = \lambda = 2$ est évidente d'après la figure 5. Il y a une concordance raisonnablement bonne entre la courbe résultante et la courbe théorique de l'équation (10') pour $\lambda = 3$.

IV - ANALYSE DE REGRESSION ET REVISION DE LA TECHNOLOGIE

L'analyse de régression est un instrument très utile pour élucider les causes d'une médiocre qualité de production et pour aider à réviser les procédés technologiques. Si, selon l'habitude, on conserve des données pré -

cises sur la qualité des moulages à leur sortie, il n'y aura pas de difficulté à déterminer les défauts les plus répandus, donc ceux qui causent les plus grosses pertes pour l'entreprise. L'amélioration de la technologie devra porter en premier lieu sur de tels défauts et sur leurs causes présumées.

On peut citer une enquête complexe sur la technologie du sable dans différents ateliers d'une même usine de fonderie. Une partie de l'enquête concernait la fabrication de pièces ajustées en fer malléable coulées dans des moules de sable vert. L'analyse des résultats du contrôle révéla qu'un défaut principal consistait en inclusions sableuses. On visa donc dans l'une des premières études à déceler la corrélation entre l'apparition de ce défaut et la dureté du pilonnage du mélange sableux de moulage.

Tableau 1

	x	55	58	61	64	67	70	
y_D	y'_j \ x'_i	- 2	- 1	0	1	2	3	n_j
0,5	- 2					1		1
2,5	- 1				2	1	1	4
4,5	0				3	2		5
6,5	1			1	3	1		5
8,5	2		2	2				4
	n_i	0	2	3	8	5	1	19

Sous des conditions opératoires normales, on a mesuré les chassis du haut et du bas d'une série de 19 moules dans cinq positions quant à la dureté de pilonnage, puis on a recherché les inclusions sableuses dans les 18 pièces contenues dans un moule. Les pièces sans défaut ont reçu la valeur 0 et les défectueuses la valeur 1. Les valeurs observées de dureté moyenne par moule (variable x) et celles du nombre de pièces défectueuses par moule (y_D) ont été groupées comme il est indiqué sur le Tableau 1. La valeur calculée du cœfficient de corrélation r = - 0,88 est clairement significative lorsqu'on la compare à la valeur au seuil 1 %, r_α = 0,575 pour 17 degrés de liberté. L'équation de régression linéaire est :

$$y_D = 49{,}730 - 0{,}695\ x \qquad (11)$$

avec une erreur résiduelle s_0 = 1,1. Comme on peut le voir sur la figure 6, cette relation accompagnée des limites $\pm 2\ s_0$ fournit une bonne estimation de la fréquence d'apparition des pièces défectueuses correspondant à la dureté de pilonnage. Sur la base de cette estimation ; on a modifié la spécification concernant la dureté des moules pour la porter à la valeur minima de T_L = 70 unités GF.

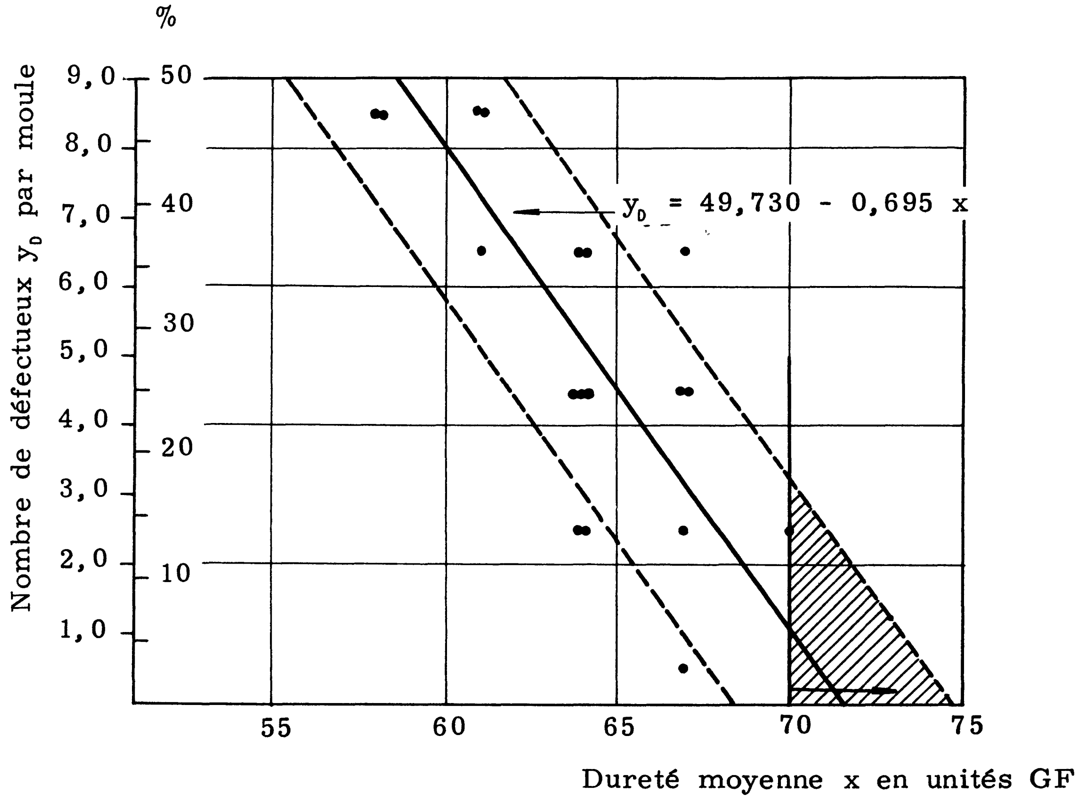


Fig. 6

Une autre série d'expériences planifiées a été réalisée sur 75 specimens d'essai de sable cylindriques en vue d'obtenir la corrélation entre la perméabilité y_p et la résistance à la compression y_s d'une part et la dureté de pilonnage d'autre part. En partant de cette corrélation, on espérait être en mesure d'aligner la spécification sur la perméabilité et la résistance à celle concernant la dureté, et en fait d'étudier la possibilité d'éliminer ou au moins de diminuer le nombre d'essais en laboratoire pour les deux premières caractéristiques en leur substituant des mesures de dureté des moules, plus vites faites.

On s'est servi de cinq taux de pilonnage différents (correspondant à 3, 5, 10, 15 et 20 coups du pilon de laboratoire GF) et de 15 répétitions dont la teneur en humidité variait selon la gamme habituelle. Des résultats, on a tiré les équations de régression suivantes :

pour la perméabilité :

$$y_p = 186,95 - 1,63\ x$$

avec $$r = -0,89\ ,\quad s_0 = 7,35\ ; \qquad (12)$$

pour la résistance :

$$\log\ y_s = 1,202 + 0,0217\ x$$

avec

$$r = 0,97 \quad , \; s_o = 0,065$$

Ces corrélations sont présentées aux figures 7 et 8 et fournissent nettement la base de révision des anciennes spécifications sur la perméabilité ($y_p \geqslant 60$ unités GF) et la résistance (500 g/cm $\leqslant y_s \leqslant$ 600 g/cm), alignant ainsi les trois spécifications. Il est clair que les exigences quant à la perméabilité, qui diminue en fonction inverse de la dureté, détermineront la spécification de dureté supérieure. On a donc proposé les nouvelles spécifications suivantes : dureté 70-78 unités GF, perméabilité 45-90 unités GF, résistance à la compression 400-1000 g/cm, ainsi que l'introduction de nouveaux trous de ventilation dans le moule pour compenser la légère baisse de perméabilité et contrecarrer le danger d'un accroissement de défauts dû aux trous de gaz.

Une autre conclusion technologique importante concernait la nécessité d'un contrôle de la dureté de pilonnage à la fabrication, par opposition au prélèvement d'échantillons et aux essais de perméabilité et de résistance en laboratoire qui font perdre du temps. Pour la validité de l'estimation de la perméabilité et de la résistance à partir des mesures de dureté, il a été nécessaire de vérifier régulièrement le pourcentage d'humidité du mélange sableux.

Deux autres études de régression partant de la fabrication de segments de pistons méritent d'être mentionnés. On a vérifié que la dureté Brinell des segments découlait de la formule

$$HB = \beta_o + \beta_1 P - \beta_2 Si - \beta_3 C \tag{14}$$

pour une teneur en Mn variant dans les limites habituelles (voir également (11)). De même, une tentative visant à diminuer les déchets dus aux défauts de coulée aboutit à une étude de la corrélation entre la fluidité du métal et le pourcentage de segments mal coulés d'une part, et la température de coulée et la composition chimique d'autre part. On s'est apercu que les facteurs prépondérants étaient la température et la teneur en soufre, et les équations linéaires qui en découlaient ont permis de spécifier la température de coulée minima et la teneur en soufre maxima.

Un bilan détaillé thermique et matériel effectué sur deux cubilots similaires d'un diamètre de 900 mm a aussi démontré la possibilité d'appliquer des techniques de régression multiple non linéaire. En particulier, les corrélations entre le taux de production Q en tonnes par heure, la température T du métal en fusion en °C, l'apport d'air M en m par min. et la proportion de carbone dans le coke $^{Kk}/100$ par 100 kg de charge métallique ont été étudiées analytiquement. Sur ces quatre variables, M et $^{Kk}/100$, sont indépendantes, et T et Q dépendantes. Un travail antérieur expérimental et théorique de Jungbluth (12) aboutit à l'expression :

$$Q = \frac{1,17\ M}{\frac{Kk}{100} + 3,36}$$

pour le taux de production Q du cubilot. En utilisant les données de Jungbluth, il s'est avéré possible d'exprimer la température moyenne T_e en fonction de M et $^{Kk}/100$ suivant l'équation (voir (2)) :

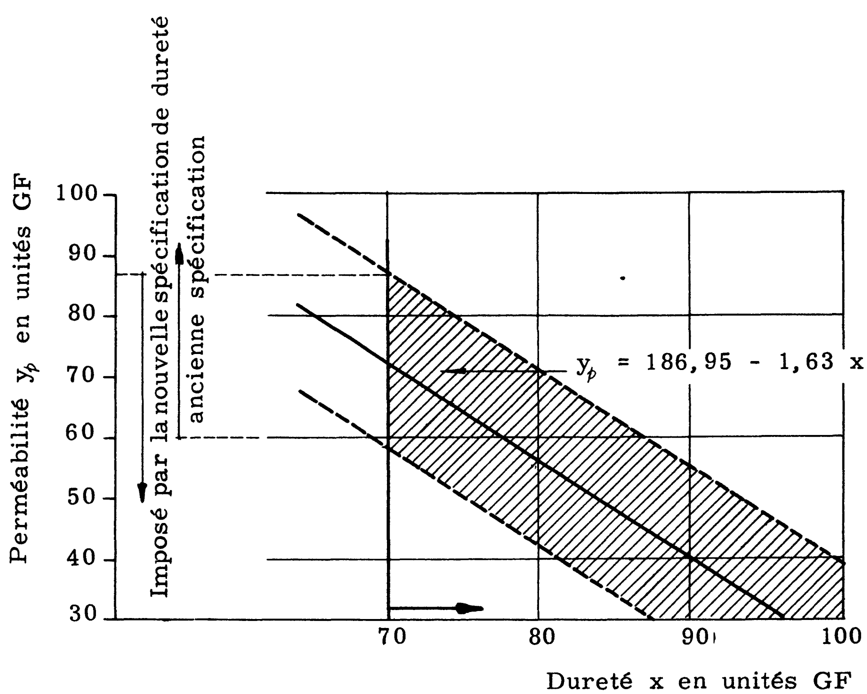

Perméabilité y_p en unités GF
Imposé par la nouvelle spécification de dureté
ancienne spécification
100
90
80
70
60
50
40
30
y_p = 186,95 - 1,63 x
70
80
90
100
Dureté x en unités GF

Fig. 7

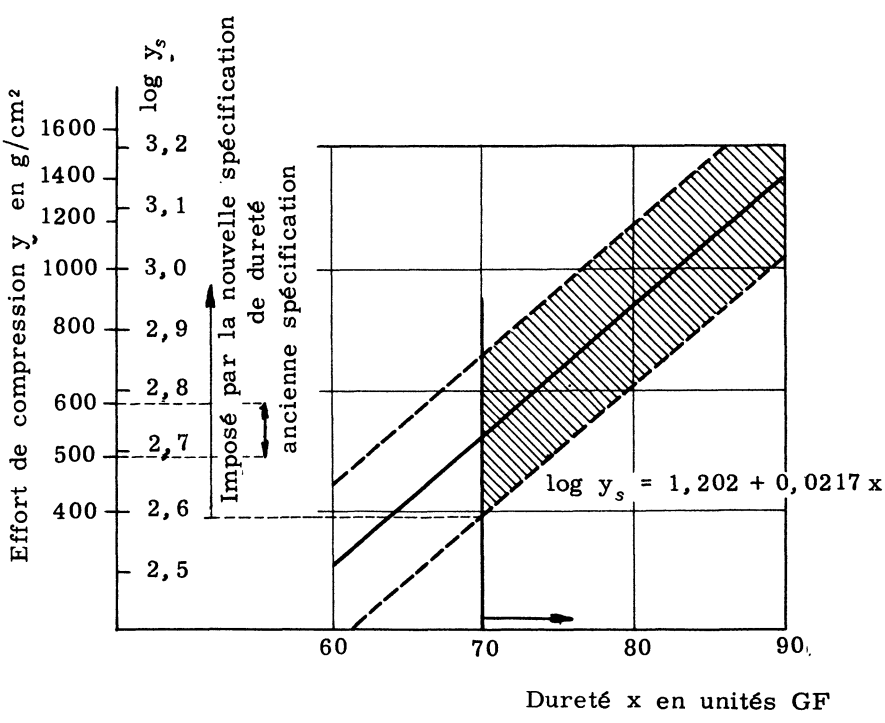

Effort de compression y_s en g/cm²
log y_s
1600
1400
1200
1000
800
600
500
400
3,2
3,1
3,0
2,9
2,8
2,7
2,6
2,5
Imposé par la nouvelle spécification de dureté
ancienne spécification
log y_s = 1,202 + 0,0217 x
60
70
80
90
Dureté x en unités GF

Fig. 8

$$T_e = 952 \ M^{0,05} \left[\frac{Kk}{100} + 3,36 \right]^{0,09} \qquad (15)$$

V - TESTS DE SIGNIFICATION DESTINES A COMPARER DIFFERENTS PROCESSUS TECHNOLOGIQUES

Les différences de résultats entre deux méthodes expérimentales ou technologiques A_1 et A_2 sont souvent attribuées à une différence effective entre les méthodes alors qu'en fait elles ne sont dues qu'à la variation aléatoire qui accompagne les résultats. Pour établir objectivement les changements dans la technologie ou dans les résultats des expériences de recherche, il faut avoir recours à des tests de signification statistiques. Les tests classiques basés sur les variables χ^2, t et F sont si connus qu'il paraît superflu de discuter plus avant de leur importance.

Ces méthodes sont de plus en plus employées dans les travaux de l'Institut National de Recherche des Matériaux et de la Technologie, Section de la Fonderie, Brno, et dans les services de métallurgie de plusieurs entreprises tchécoslovaques (13). Des résultats économiques de premier ordre ont été obtenus dans une entreprise en liaison avec une étude des causes de cassure lors de la fabrication de moulages d'acier. Les résultats de production des coulées ont été scindés en deux catégories : défectueux et non-défectueux. Le groupe des coulées défectueuses était caractérisé par des taux nettement inférieurs de réduction de C en cours de fusion par rapport à l'autre. De même, les coulées avec défauts étaient retenues nettement plus longtemps dans le four après la fin du processus de réduction précédant la coulée. Le processus technologique a donc été revu pour spécifier une réduction minima de C et un temps de rétention maximum admissible. L'application du nouveau procédé a éliminé l'apparition des défauts et a eu pour résultat des économies considérables.

Lors des premiers stades d'introduction du procédé à cire perdue, pour les moulages d'acier précis, on s'est heurté à des difficultés dues à la porosité des moulages (13). L'emploi de tests de signification et de l'analyse de régression pour analyser le procédé a révélé qu'il était possible d'éliminer trois des sept facteurs incriminés. La conclusion relative aux quatre autres peut se résumer de la façon suivante : La méthode de fusion appliquée par un fondeur qui laissait ouvert l'orifice du four entraînait évidemment une porosité des moulages. Une des deux méthodes de moulage d'essai employées apportait une qualité de moulage nettement meilleure que l'autre. Enfin, de nouvelles spécifications sur la durée minima pendant laquelle les moules devaient être laissés dans le four afin d'éliminer par fusion le modèle en cire (min. 6 heures) et dans le four pour la trempe consécutive du moule (min. 8 heures) en ont été déduites. Cette solution a mis fin aux difficultés sans que l'on ait à procéder aux investissements financiers envisagés à l'origine.

Lorsqu'on veut tester la signification de la différence entre divers indices économiques tels que le taux de production moyen de deux cubilots de même construction, l'efficacité moyenne de combustion lors de deux opérations de fusion dans un même cubilot, etc., on rencontre certaines difficultés dues au fait que ces indices sont fonction de plusieurs variables aléatoires.

Par exemple, pour établir le rendement du procédé de fusion, il est nécessaire de comparer des indices tels que :

a) efficacité de combustion

$$\eta_v = \frac{100\ \overline{CO}_2}{\overline{CO} + \overline{CO}_2}$$

$$= f(\overline{CO},\ \overline{CO}_2) \qquad \text{(en \%)}$$

b) proportion de consommation en coke par 100 kg Fe = K

$$= \frac{100\ \bar{g}}{Q} = f(\bar{g}\ ,\ Q),$$

c) production de métal par heure

$$Q = f(M, Kk/100) \quad \text{théoriquement}$$

$$= f(Fe, t) \quad \text{empiriquement (en tonnes/h)}$$

où $\overline{CO}$, $\overline{CO}_2$ représentent les proportions moyennes en CO et CO_2 dans les gaz de combustion, $\bar{g}$ représente le poids moyen de coke chargé par heure, k le pourcentage en C du coke, Fe le poids total du métal chargé, t le temps normal de fusion.

Pour établir la base de telles comparaisons, on a besoin d'une estimation de l'écart-type de l'indice approprié. Les indices étant généralement des rapports de sommes de variables aléatoires sujettes à variabilité au cours d'une opération de fusion, il est possible d'estimer la variance de l'indice à partir des observations faites sur les variables figurant au numérateur et au dénominateur lors d'une ou deux fusions, plutôt qu'en observant l'indice lui-même sur une durée plus longue.

A cette fin, on utilise l'expression approchée de la variance σ_f^2 d'une fonction f(x,y,z,..) de plusieurs variables aléatoires. Pour trois variables x,y,z, on a la relation :

$$\sigma_f^2 = \sigma_x^2 \left(\frac{\sigma f}{\sigma x}\right)^2 + \sigma_y^2 \left(\frac{\sigma f}{\sigma y}\right)^2 + \sigma_z^2 \left(\frac{\sigma f}{\sigma z}\right)^2$$
$$+ 2\left[\frac{\sigma f}{\sigma x}\cdot\frac{\sigma f}{\sigma y}\,\sigma_x\sigma_y\rho_{xy} + \frac{\sigma f}{\sigma y}\cdot\frac{\sigma f}{\sigma z}\,\sigma_y\sigma_z\rho_{yz} + \frac{\sigma f}{\sigma z}\cdot\frac{\sigma f}{\sigma x}\,\sigma_z\sigma_x\rho_{zx}\right], \tag{16}$$

où les dérivées partielles doivent être prises aux valeurs moyennes de x,y, z et où ρ_{xy}, ρ_{yz}, ρ_{zx} sont les cœfficients de corrélation entre x, y, z respectivement.

La production horaire d'un cubilot particulier, par exemple, peut être calculée d'après le rapport :

$$Q = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i}{\sum_{i=1}^{n} t_i} = \frac{\bar{x}}{\bar{t}},$$

où $\bar{x}$, $\bar{t}$ représentent respectivement le poids moyen de métal par charge et le temps moyen qui sépare les charges.

Puisque l'on peut porter les poids x_i et les temps t_i sur des diagrammes semblables à ceux des Figures 1_b et 1_c, il est possible de calculer $\bar{x}$, $\bar{t}$, et les estimations de $\sigma^2_{x_i}$, $\sigma^2_{t_i}$, $\sigma^2_{\bar{x}}$ et $\sigma^2_{\bar{t}}$.

Pour le rapport $Q = \frac{\bar{x}}{\bar{t}}$, l'équation (16) prend la forme

$$\gamma^2_Q = \gamma^2_{\bar{x}} + \gamma^2_{\bar{t}} - 2\,\gamma_{\bar{x}}\gamma_{\bar{t}}\rho_{\bar{x}\,\bar{t}} \quad , \qquad (17)$$

où $$\gamma_Q = \frac{\sigma_Q}{Q}, \quad \gamma_{\bar{x}} = \frac{\sigma_{\bar{x}}}{\bar{x}}, \quad \gamma_{\bar{t}} = \frac{\sigma_{\bar{t}}}{\bar{t}} \text{ et } \rho_{\bar{x}\bar{t}} = 0.$$

Dans une fonderie particulière cette méthode a été effectivement appliquée au calcul de l'écart-type σ_Q = 0,1 t/hr correspondant à la production moyenne de 5 tonnes par heure de cubilots de 900 mm de diamètre. On a utilisé cette information, en supposant que Q avait une distribution normale, pour tester la signification de la différence $Q_1 - Q_2$ de production entre deux cubilots et pour élucider les causes principales de hausse ou de baisse de rendement. Evidemment, plus le chargement est uniforme, en ce qui concerne les poids x_i et les intervalles de temps t_i, plus la variance de Q sera petite et plus la quantité $\sigma^2_{Q_1-Q_2}$ sera sensible pour déceler les influences indésirables dans la production.

VI - EXPERIENCES PLANIFIEES ET SPECIFICATION DE LA TECHNOLOGIE

Les expériences planifiées sont importantes dans la mise au point d'une technologie nouvelle, surtout lorsqu'il est nécessaire de tenir compte de l'effet simultané d'un ensemble complexe de facteurs sur la variable dépendante considérée. A titre d'exemple, on peut citer une expérience pratiquée sur des mélanges sableux durcis chimiquement en vue de déceler l'action de trois facteurs (pression B de l'oxyde de carbone introduit dans le mélange sableux, humidité C du mélange et durée D du processus de durcissement) sur la résistance du moule à la compression. En même temps, il est nécessaire de connaître l'effet d'un quatrième facteur A, à savoir le laps de temps séparant la fin du processus de durcissement de la mesure de la résistance à la pression.

On sait que l'oxyde de carbone introduit dans des mélanges sableux contenant un certain pourcentage de verre soluble en solution d'une densité donnée réagit selon l'équation

$$Na_2\,Si\,O_3 + CO_2 + H_2O = Si\,O_2\ (\text{aqu}) + Na_2\,CO_3\ (\text{aqu})$$

pour former de l'oxyde de silicone hydraté solide et du carbonate de soude.

On a choisi deux niveaux pour A, B, C et huit pour D suivant le plan du tableau 2.

Les valeurs de la résistance y_s en kg/cm^2 mesurées sur des éprouvettes d'essai ont été transformées suivant la relation :

$$y = 10\ y_s - 100$$

donnant ainsi les valeurs de y du tableau 3.

Tableau 2

A_1	résistance mesurée sitôt le durcissement		
A_2	résistance mesurée une heure après le durcissement		
B_1	pression de 1 kg/cm ^{2}		
B_2	pression de 1,5 kg/cm^2		
C_1	humidité 3 %		
C_2	humidité 4 %		
D_1	5 sec.	D_5	30 sec.
D_2	10 -	D_6	40 -
D_3	15 -	D_7	50 -
D_4	20 -	D_8	60 -

L'expérience était donc de type complètement factoriel, avec une seule observation pour chaque combinaison de niveaux des quatre facteurs, c'est-à-dire avec un total de a. b. c. d. = 2. 2. 2. 8 = 64 observations.

On a supposé que ces observations étaient indépendantes entre elles et normalement distribuées avec la variance σ_0^2 autour d'une valeur moyenne constituée par la somme des paramètres caractérisant un effet constant commun, avec quatre effets principaux dus aux facteurs A, B, C, D, six effets d'interaction du premier ordre AB, AC, AD, BC, BD, CD, et quatre de second ABC, ABD, ACD, BCD. Le tableau 4 contient l'analyse de la variance des résultats.

L'application successive du test F et la révision de la variance résiduelle montrent que toutes les interactions du second ordre et les interactions AB, BD et CD sont non significatives. Les interactions AC, AD et BC sont par contre significatives. Parmi les effets principaux, seul D peut être testé par la comparaison des estimations de carrés moyens correspondant à D et AD. Il est cependant nettement non-significatif en raison du très fort effet d'interaction AD. Il n'est pas possible d'effectuer des tests rigoureux sur les autres facteurs A, B, C parce que les carrés moyens correspondants contiennent les estimations des composantes dues aux interactions significatives AC, AD, et BC. La comparaison de l'importance des carrés moyens 39, 0625 et 28 224, 00 correspondant aux effets B et C et des carrés moyens attachés aux effets d'interaction significatifs indique la probable non-signification de l'effet de pression B et la haute signification probable de l'effet d'humidité C. L'action de A seul n'est pas très nette.

Pour obtenir une information plus complète sur les effets principaux A, B, C et sur les effets d'interaction AC, AD et BC, il faut décomposer l'expérience en résultats partiels.

L'effet moyen du changement d'humidité de C_1 = 3 % à C_2 = 4 % est d'élever la résistance moyenne de

$$y_{..1} = \frac{-1026}{32} = -32,0625$$

à

$$y_{..2} = \frac{+318}{32} = +9,9375$$

c'est-à-dire en unités initiales d'environ 6,800 kg/cm^2 à 11,000 kg/cm^2 .

Tableau 3

	A_1				A_2				
	B_1		B_2		B_1		B_2		
	C_1	C_2	C_1	C_2	C_1	C_2	C_1	C_2	$Y_{...l}$
D_1	- 35	- 10	- 13	- 34	- 41	25	- 34	11	- 131
D_2	- 50	- 10	- 16	- 29	- 36	32	- 41	17	- 133
D_3	- 48	0	- 17	- 9	- 39	22	- 35	10	116
D_4	- 42	15	- 24	+ 9	- 38	27	- 36	4	- 85
D_5	- 37	13	- 23	11	- 45	28	- 37	11	- 79
D_6	- 12	24	- 25	30	- 46	10	- 34	- 14	- 67
D_7	- 10	25	- 10	30	- 64	0	- 30	0	- 59
D_8	+ 25	30	- 22	30	- 66	24	- 45	- 14	- 38
$Y_{ijk.}$	- 209	+ 87	- 150	+ 38	- 375	+ 168	- 292	+ 25	- 708

En vertu du modèle adopté pour représenter les observations, la signification de cette différence $d_{..k.} = y_{..2.} - y_{..l.} = 42,00$ peut être testée en la comparant à son écart-type

$$S_d = \sigma_0 \sqrt{\frac{2}{32}} \# \frac{12}{4} = 3$$

où l'on utilise la dernière variance résiduelle révisée calculée avec 44 degrés de liberté. Le rapport $t = \frac{42}{3} = 14$ est nettement significatif.

De même, on constate que l'effet d'un changement de pression de CO_2 de $B_1 = 1$ atm. à $B_2 = 1,5$ atm. n'est pas significatif en lui-même, alors qu'un retard d'une heure pour la mesure de la résistance à la pression (c'est-à-dire l'effet du facteur A) abaisse la valeur y d'une moyenne de $y_{l...} = -7,3125$ à $y_{2...} = -14,8125$ soit en unités initiales d'environ 9,300 kg/cm^2 à 8,500 kg/cm^2. Cet abaissement est significatif au niveau 5 %.

La représentation graphique des effets principaux A, B, C et des interactions AC, BC et AD se trouve aux Figures 9 et 10.

Tableau 4

	Source de variation	Somme des carrés	Degrés de liberté	Carré moyen
1	A	900, 0000	1	900, 0000
2	B	39, 0625	1	39, 0625
3	C	28 224, 0000	1	28 224, 0000*
4	D	1 066, 0000	7	152, 2857
5	AB	76, 5625	1	76, 5625
6	AC	2 209, 0000	1	2 209, 0000*
7	AD	7 043, 7500	7	1 006, 2500*
8	BC	1 743, 0625	1	1 743, 0625*
9	BD	757, 1875	7	108, 1696
10	CD	658, 7500	7	94, 1071
11	ABC	217, 5625	1	217, 5625
12	ABD	604, 1875	7	86, 3125
13	ACD	1 544, 2500	7	220, 6071
14	BCD	375, 6875	7	53, 6696
15	résiduel	2 146, 6875	7	306, 6696
16	Total	47 605, 7500	63	
17	(résiduels	3 126, 5625	21	148, 8839
18	(révisés	4 488, 3750	29	168, 5647
19	(	6 380, 8750	44	145, 0199

Les analyses distinctes de la variance pour l'effet des facteurs A, B, D, le facteur C étant maintenu soit au niveau C_1, soit au niveau C_2, ont confirmé l'existence des interactions ci-dessus et ont révélé :

1/ l'effet significatif du facteur A pour $C = C_1$, et sa non-signification pour $C = C_2$ (d'où l'interaction AC, voir Figure 10a).

2/ la signification du facteur B pour $C = C_2$ et sa non-signification pour $C = C_1$ (d'où l'interaction BC, voir Figure 10b),

3/ l'existence de l'interaction AD tant pour C_1 que pour C_2.

Des analyses similaires pour l'effet des facteurs A, C, D avec d'une part $B = B_1$ et d'autre part $B = B_2$, ont permis de vérifier la signification du facteur C pour les deux niveaux de B, mais avec des niveaux de signification très différents, faisant ainsi ressortir l'interaction BC.

Finalement, l'analyse séparée pour A_1 et A_2 a fait apparaître la signification de l'interaction BC et des facteurs C et D, le niveau de signification des deux derniers facteurs étant nettement différent pour A_1 et pour A_2 (d'où l'interaction AC et AD).

D'autres recherches ont alors été effectuées sur la régression de y par rapport à D pour les différentes combinaisons individuelles des niveaux de A, B et C. On a constaté que la formule convenant le mieux à la résistance du moule y_s était

$$y_s = \alpha_o + \alpha_1 C + \alpha_2 D + \alpha_3 BC \quad \text{pour } A_1 ,$$
$$y_s = \beta_o + \beta_1 C + \beta_2 D + \beta_3 BC \quad \text{pour } A_2 .$$

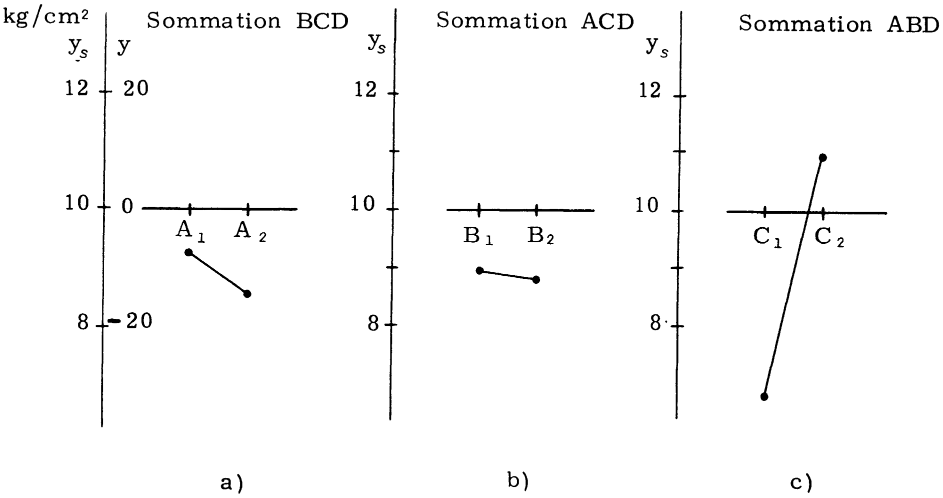

kg/cm²
y_s
y
Sommation BCD
Sommation ACD
Sommation ABD
12
20
10
0
8
-20
A_1
A_2
B_1
B_2
C_1
C_2
a)
b)
c)

Fig. 9

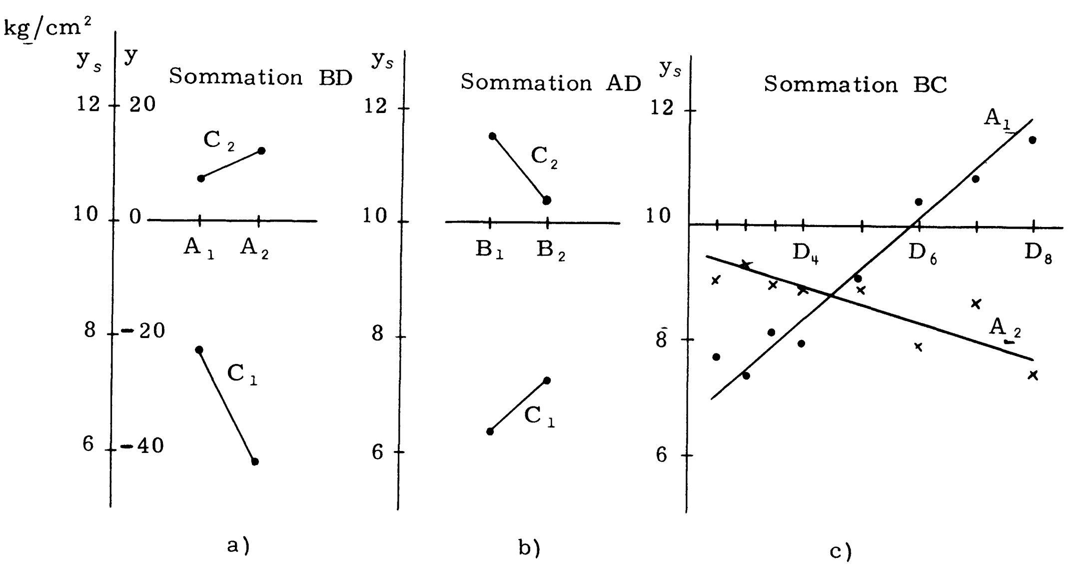

kg/cm²
y_s
y
Sommation BD
Sommation AD
Sommation BC
12
20
10
0
8
-20
6
-40
A_1
A_2
B_1
B_2
C_1
C_2
D_4
D_6
D_8
a)
b)
c)

Fig. 10

Parmi les conclusions techniques les plus importantes, nous mentionnerons les suivantes :

1/ Si la résistance à la pression y_s est mesurée immédiatement après la fin du processus de durcissement, il existe une relation linéaire positive entre y et la durée de durcissement D. Avec un délai plus long, cette régression positive disparaît.

2/ Des spécimens durcis rapidement (D = 5 - 30 sec.) font preuve d'une plus forte résistance après qu'on les a laissé reposer pendant une heure, comme si le processus de durcissement se poursuivait. D'autre part, des spécimens durcis pendant une durée plus longue (D = 40-80 sec.) voient leur résistance abaissée après qu'une heure s'est écoulée, ce qui montre qu'en plus du processus chimique de durcissement l'eau contenue dans le mélange s'était trouvée congelée par excès de CO_2 et dégelait avec le temps, abaissant ainsi la résistance.

3/ Si des moulages doivent être coulés dans des moules après qu'un certain temps s'est écoulé depuis la fin du processus de durcissement, il faudra choisir la combinaison de pression B et d'humidité C convenant le mieux. Parmi les combinaisons de niveaux essayées, la plus appropriée est B_1C_2.

Cet exemple démontre comment, à l'aide de méthodes objectives, les corrélations les plus complexes entre facteurs techniques peuvent être analysées, ouvrant un chemin aux recherches à venir.

VII - CONCLUSION

En passant en revue quelques problèmes typiques empruntés à la technologie de la fonderie et les méthodes statistiques appropriées à leur résolution, nous n'avons traité en fait - et nous sommes loin d'avoir épuisé le sujet - qu'une des trois directions d'application mentionnées dans l'introduction. La logique d'un programme de contrôle statistique de qualité insistant sur le contrôle préventif des procédés de fabrication afin d'assurer le respect d'une technologie à base scientifique s'impose d'elle-même. Il a été traité de quelques aspects de cette seconde direction d'application en (3) et (4). A ma connaissance, il n'y a encore que peu de problèmes relevant de l'organisation et de l'économie qui aient été résolus au moyen des méthodes statistiques ou des techniques de la recherche opérationnelle. Cet état de choses n'est probablement que passager, car l'industrie de la fonderie présente un grand nombre de problèmes qui peuvent être énoncés en vue de la recherche d'une solution minimisant les coûts ou maximisant les conséquences économiques, compte-tenu des variations aléatoires de quelques-uns des paramètres mis en jeu.

Les tendances actuelles vers une spécialisation plus poussée, la mécanisation et même l'automation de la production en fonderie donnent encore plus de prix aux méthodes statistiques en tant qu'instrument auxiliaire destiné à élever le niveau technique et l'efficience de la direction de l'industrie.

REFERENCES

[1] - A. SWAN - The work and organisation of a statistical department in heavy industry (Journ. Iron and Steel Inst., 1948).

[2] - E.F. PRICE and O.K. HUNSAKER - Quality control in a malleable iron foundry (Journ. Amer. Foundrymen's Assoc., 1952).

[3] - A.I. ANTONOV - P.I. KANTOR and M.S. MIRKIN - Experiences with the applications of statistical methods of analysis and control in the foundry industry (Litejnoje proizvodstvo, 8, 1953).

[4] - A. ZALUDOVA and J. SEDLACEK - Statistical quality control in the foundry (Prace, Prague - 1958).

[5] - A. ZALUDOVA - Statistical analysis of operating conditions in cast iron foundry practice (Sbornik - VUTT, Prague 1957).

[6] - A. ZALUDOVA and J. SEDLACEK - Statistical techniques improve the quality and efficiency in the foundry industry (Technical Digest, 1, 1960).

[7] - A. ZALUDOVA - Statistical quality control in the foundry (Wissensch. Zeit. der Hochschule für Schwermaschinenbau, Magdeburg, V, 1, 1961).

[8] - J. GELAIN - Les apports de la statistique à la fonderie (Revue de Statistique Appliquée - Vol. II, n°4, 1954).

[9] - N.A. BORODACEV - Basic problems of the theory of accuracy of production machinery - Izd. Akad. Nauk, Moscow, 1950).

[10]- B. PARDUBSKY - Some distributions of errors of measurements (Cs. casopis fysiky, 5, 1955).

[11]- M.S. DRACHMAN - Etude statistique de la corrélation entre l'analyse d'une fonte ordinaire et ses propriétés mécaniques. (XXIV Congrès de l'Association Technique de la Fonderie).

[12]- H. JUNGBLUTH and H. KORSCHAN - Die Schmelzen im Kupolöfen (Mitteilung Krupp-Forschungsberichte, 5, 1938).

[13]- Proceedings of the III. Foundry Conference, Vol. 1, V.T.S., Brno, 1960.