

# REVUE DE STATISTIQUE APPLIQUÉE

GUENOT

## **II. Exemples divers d'application des méthodes statistiques (analyse du carbone - essais de résistance au choc - comparaison des méthodes d'élaboration d'acier)**

*Revue de statistique appliquée*, tome 2, n° 4 (1954), p. 103-107

[http://www.numdam.org/item?id=RSA\\_1954\\_\\_2\\_4\\_103\\_0](http://www.numdam.org/item?id=RSA_1954__2_4_103_0)

© Société française de statistique, 1954, 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/>

## II

# EXEMPLES DIVERS D'APPLICATION DES MÉTHODES STATISTIQUES

(Analyse du carbone - Essais de résistance au choc  
Comparaison des méthodes d'élaboration d'acier)

par

**M. GUENOT**

*Chef de Recherches à la Société des Forges et Ateliers du Creusot*

M. GUENOT (chef de recherche Société des Forges et Ateliers du Creusot) signale qu'il existe depuis 1950 au Laboratoire du Creusot une section de Recherches Statistiques travaillant en étroite collaboration avec les services producteurs pour mettre au point, améliorer, et rechercher les causes de dérèglement des fabrications courantes.

Depuis sa création, cette section possède à son actif une trentaine d'applications fructueuses des techniques statistiques modernes à des problèmes métallurgiques variés.

Il n'est pas question de passer ici en revue toutes ces applications, mais trois exemples typiques permettront de donner une idée des méthodes mises en œuvre.

\*

\*\*

Le premier exemple concerne l'analyse du carbone dans les aciers à roulement. Entre les résultats de coulées donnés par les chimistes de plateforme (dosages rapides) et ceux donnés par le Laboratoire (dosages de contrôle) on observait certains désaccords et désirait savoir si les différences observées pouvaient s'expliquer par l'imprécision des dosages.

L'étude statistique a confirmé l'existence d'une différence faible, mais significative qu'on pouvait estimer à 24 millièmes %. La cause de cette différence fût décelée et éliminée.

En même temps furent mis en lumière par voie statistique, des faits beaucoup plus importants. On découvrit qu'à l'erreur d'analyse proprement dite, estimée à  $\pm 30$  millièmes % (limites à 95 %), s'ajoutait une dispersion du même ordre provenant du prélèvement des limailles.

Les calculs statistiques ont montré que cette dispersion ne provenait pas des différences entre lingotins d'une même coulée, mais des différences entre limailles d'un même lingotin; une amélioration des conditions de prélèvement a permis de réduire cette erreur.

L'importance pratique de cette étude est surtout d'avoir montré qu'on perdait souvent son temps à vouloir augmenter la précision ou le nombre des contre-analyses sur la même limaille en négligeant l'erreur de prélèvement et cette conclusion est à rapprocher de celle de Mlle ULMO concernant l'essai MICUM.

Pour déterminer la teneur en carbone de la coulée avec le maximum de précision et caractériser cette précision, il est indispensable, en principe, de procéder à des répétitions complètes du dosage depuis les prélèvements de lingotins sous la poche; en fait l'étude montre d'ailleurs qu'il suffit de procéder à plusieurs prélèvements de limaille sur le même lingotin.

Il est fréquemment plus difficile qu'on le croit, en expérimentation industrielle, de saisir dans sa totalité la variance d'erreur; les répétitions qu'on effectue sont souvent incomplètes, c'est-à-dire ne laissent pas agir librement toutes les causes de dispersions incluses dans cette variance.

C'est ainsi qu'au cours de la même étude on avait cru constater une plus grande précision dans les analyses rapides que dans les analyses de contrôle. Ce résultat paradoxal provenait simplement du fait que les analyses rapides étaient doublées le même jour par le même opérateur; la précision apparente des résultats était alors bien supérieure à la précision réelle puisque se trouvaient exclus de la variance d'erreur, le facteur personnel et les différences possibles de conditions opératoires d'un jour à l'autre.

Le *second exemple*, qui mérite un plus long développement, concerne la fabrication des cœurs de voie en acier au manganèse destinés à la S.N.C.F.

En même temps que chaque cœur sont coulés et traités des barreaux de chocs attenants qui doivent fournir au moins 10 chocs avant rupture dans les conditions prescrites par le cahier des charges.

A la suite d'une baisse inquiétante dans les résultats de chocs la section statistique fût chargée d'améliorer la production. On cherchait notamment à expliquer comment des coulées apparemment identiques pouvaient donner à l'essai de chocs des résultats moyens aussi différents.

L'hypothèse la plus simple, proposée par l'aciérie, était que les différences entre moyennes de coulées  $\bar{x}_i$  s'expliquaient par l'imprécision de l'essai de choc (ou plus exactement, par la dispersion des résultats de chocs au sein des coulées).

La variance  $V$  caractérisant cette dispersion était en effet considérable. Pour le mois de janvier 1953, par exemple, on obtenait de  $V$  l'estimation très précise (240 degrés de liberté)  $s_e^2 = 6,79$ , ce qui correspond dans chaque coulée à une variation possible de  $\pm 5$  chocs.

Dans la même période, et en se bornant seulement aux  $k = 16$  coulées ayant fourni le même nombre  $n = 16$  de barreaux, on pouvait estimer la dispersion entre moyennes de coulées  $\bar{x}_i$  par la formule  $s^2 = \frac{\sum (\bar{x}_i - \bar{x})^2}{k-1} = 1,385$ .

Si l'hypothèse proposée était juste,  $s^2$  constituait une estimation de  $\frac{V}{n}$  et suivant le procédé classique de l'analyse de variance la comparaison de  $s_e^2$  et de  $n s^2$  devait permettre d'éprouver cette hypothèse.

	Estimations	Degrés de liberté	Variances estimées
Différences entre coulées . . . .	$n s^2 = 22,16$	15	$V + (n W)$
Dispersion au sein des coulées.	$s_e^2 = 6,79$	240	$V$

Dans l'exemple, le rapport  $F = \frac{n s^2}{s_e^2} = 3,2$  était significatif au niveau 99 % de certitude. Il existait donc entre les coulées des variations réelles (variance  $W$ ) et non imputables à l'imprécision des essais de chocs.

Précisons à ce stade que tous les cœurs d'une même coulée étaient traités simultanément et ce qu'on appelait brièvement « variations entre coulées » ne comprenait pas exclusivement des facteurs d'élaboration mais également des variations possibles dans les conditions de traitement thermique.

Le problème consistait donc à rechercher les principaux facteurs d'élaboration et de traitement contribuant à la dispersion entre coulées (ou si l'on préfère entre « charges »). Accessoirement on se proposait de rechercher également les causes de dispersion au sein des coulées. Pour chacun des facteurs successivement évoqués on procédait à une analyse de variance après regroupement des coulées en classes ou, dans certains cas (influence de la température de coulée) après estimation du coefficient de régression linéaire.

Bornons-nous à illustrer la méthode sur les 16 coulées considérées précédemment en cherchant à préciser le rôle, souvent incriminé, du rapport (C/Mn).

Après regroupement en classes de même rapport C/Mn la décomposition complémentaire se présente de la façon suivante :

		Somme de carrés	Degrés de liberté	Quotients
Entre coulées	Explicable par variations (C/Mn)	115,92	6	19,32
	Inexplicable par variations (C/Mn).	216,52	9	24,06
Au sein des coulées	Entre cœurs d'une même coulée.	691,00	112	6,16
	Différence moyenne évent-coulée.	56,25	1	<b>56,25</b>
	Variation de la différence suivant les cœurs.	883,75	127	6,95

Les trois composantes de la dispersion au sein des coulées proviennent du fait que chaque cœur comporte un barreau côté coulée et un barreau côté évent.

Seule la deuxième composante s'avère significative. Des estimations plus précises ont donné, en moyenne, un choc de plus pour les barreaux côté coulée. Dans les conditions actuelles, le choix de ce type de barreaux est plus avantageux; ce serait d'ailleurs l'inverse si la température de coulée était plus élevée et conduisait, de ce côté, à une cristallisation aiguillée.

Quant aux deux composantes de la dispersion entre coulées, elles ne diffèrent pas significativement, montrant que, dans les limites très strictes où ont maintenues les compositions, les variations du rapport (C/Mn) ne contribuent pas appréciablement à la dispersion des résultats.

Cette conclusion ne signifie en aucune façon que le résultat de choc soit indépendant du rapport (C/Mn); si petite que soit la contribution de ce facteur, il est toujours possible, en opérant sur un grand nombre de coulées de la mettre effectivement en évidence et même de la chiffrer (au moyen d'une régression linéaire).

Des études analogues montrèrent que tous les autres facteurs d'élaboration incriminables avaient une influence négligeable et, par élimination, on a été conduit à attribuer aux conditions de traitement la place prépondérante dans la dispersion entre coulées.

Quelques expériences ont confirmé et précisé cette hypothèse, ce qui a conduit à entreprendre une révision complète des fours de traitement. Le succès a dépassé toutes les espérances puisque les chiffres de choc ont immédiatement augmenté de 5 chocs en moyenne.

Accessoirement, l'étude a révélé certaines particularités intéressantes de la fabrication et de l'essai de choc (influence de l'ordre de coulée, de l'état de surface, de la santé interne...) sur lesquelles nous n'insisterons pas.

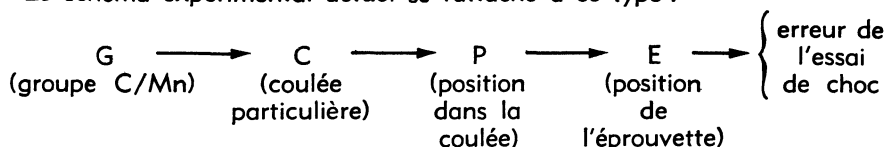
A l'intention des spécialistes de l'expérimentation industrielle, il y a cependant lieu de revenir quelques instants sur le tableau précédent et montrer comment on peut y faire apparaître le rôle de la position P du cœur dans la coulée.

La quasi-totalité des fabrications sidérurgiques constituent une suite d'opérations allant de la constitution du lit de fusion à la mesure d'une caractéristique essentielle du

produit fini et, comme Mlle ULMO l'a fait justement remarquer, la majorité des schémas expérimentaux correspondants sont constitués de blocs inclus les uns dans les autres.

A chaque étape, l'hétérogénéité des produits obtenus et la dispersion qui sera introduite par les opérations ultérieures constituent une variance résiduelle d'autant plus faible qu'on se trouve à une étape plus avancée de la fabrication, le cas limite étant l'étape finale où ne subsiste plus que l'erreur de mesure.

Le schéma expérimental actuel se rattache à ce type :



Si l'on réunit en une seule ligne INTRA (C, P) les deux dernières colonnes du tableau, on retrouve de gauche à droite les composantes classiques des schémas à blocs inclus les uns dans les autres : INTER-G, INTRA-G - INTER-C, INTRA-C, - INTER-P et INTRA (C, P).

Dans ce mode de décomposition, l'ordre de rangement des cœurs  $P_1, P_2, \dots, P_8$  dans la coulée n'intervient pas et peut être modifié dans une coulée quelconque; il en est de même de l'ordre des éprouvettes  $E_1, E_2, \dots$  d'un même cœur ou des coulées d'un même groupe G.

Le schéma actuel s'écarte de ce schéma classique parce qu'il établit une correspondance physique entre toutes les éprouvettes portant le même numéro d'ordre  $E_1$  (coulée) ou  $E_2$  (event) et de ce fait l'ordre des deux éprouvettes de chaque cœur n'est plus indifférent; c'est ce qui a conduit à subdiviser la ligne INTRA (C, P) en INTER-E et  $E \times (C, P)$ .

Chaque coulée comportant le même nombre de cœurs, il est possible de poursuivre la décomposition en attribuant également une signification physique au rang du cœur dans la coulée.

Abstraction faite du super-bloc G, la décomposition se présente alors *formellement* comme celle d'une expérimentation factorielle pure à trois facteurs C, P, E, et s'effectue exactement de la même manière.

		Somme de carrés	Degrés de liberté	Quotients	
INTER (C, P)	INTER (C)	332,44	15	22,16	
	INTRA-C - INTER-P	74,13	7	10,59	
	INTER-P (C×P)	616,87	105	5,87	
INTRA (C, P)	INTER-E	56,25	1	56,25	
	$E \times (C, P)$	(E×C)	133,75	15	8,92
		(E×P)	117,94	7	16,84
		(E×C×P)	632,06	105	6,02

Ce schéma pseudo-factoriel fréquent constitue, en fait, une généralisation du type split-plot et la comparaison des différents quotients doit tenir compte de cette structure.

Ainsi les quotients de première et deuxième ligne doivent être comparés au quotient de troisième ligne (C×P) et non aux composantes d'interaction contenues dans l'INTRA (C, P) (qui correspond à une erreur résiduelle plus faible).

Dans l'exemple, on trouverait une influence faiblement significative du facteur P, c'est-à-dire du rang de coulée des cœurs. Ce phénomène d'intérêt purement théorique a été confirmé sur plusieurs mois.

Le *troisième exemple* signalé par M. GUENOT a fait seulement l'objet d'un exposé très bref, mais il sera publié ultérieurement dans la *Revue de Statistique Appliquée*.

Le problème qui se posait était l'expérimentation d'une nouvelle variante d'élaboration Martin plus économique que la marche classique, mais qui risquait d'être moins efficace en ce qui concerne l'élimination de l'hydrogène et par suite plus dangereuse pour la santé interne des pièces.

On sait, en effet, qu'une teneur en hydrogène aussi réduite que possible à tous les stades de fabrication des grosses pièces de forge en acier allié constitue le moyen le plus sûr pour lutter contre la formation des « flocons ».

Au cours d'une même campagne, 23 coulées furent effectuées suivant la marche classique A et 8 seulement suivant la variante B (pour limiter les risques en cas d'échec). Toutes ces coulées portaient sur des nuances de forge pratiquement identiques; néanmoins, la dispersion des chiffres d'hydrogène entre les coulées était telle qu'aucune différence significative ne pouvait être mise en évidence entre les groupes A et B (par le test t classique).

La solution consistant à prolonger l'expérience risquait d'être coûteuse. Il parut préférable de rechercher quel facteur incontrôlé venait grossir la variance d'erreur.

A plusieurs reprises, il avait été signalé que la teneur en humidité de l'atmosphère pouvait avoir une répercussion sur la teneur en hydrogène de l'acier; d'ailleurs, les aciéristes du Creusot signalaient que les plus basses teneurs en hydrogène s'obtenaient généralement en hiver ou l'humidité absolue de l'atmosphère est faible.

Le calcul confirma ces opinions en prouvant qu'il existait effectivement dans le cadre de nos fabrications (malgré les précautions introduites par le séchage des entrées) une étroite corrélation entre la teneur en hydrogène de l'acier  $y$  et la teneur en eau  $x$  de l'atmosphère.

Sur le diagramme de corrélation relatif à ces deux variables, les coulées A et B apparaissaient comme deux nuages de points auxquelles correspondaient deux droites de régression ( $y$  en  $x$ ) différentes.

La différence paraissait faible, eu égard à la dispersion, mais l'analyse de covariance permettait de montrer que les ordonnées à l'origine différaient significativement.

A humidité égale, c'était la variante B qui donnait les chiffres d'hydrogène *les plus faibles*; ce résultat, a conduit à adopter immédiatement la variante B, à la fois, plus sûre et plus économique.