

REVUE DE STATISTIQUE APPLIQUÉE

F. MONFORT

Application de la carte de contrôle à la surveillance du taux en filature peignée. Efficacité du test. Centrage initial

Revue de statistique appliquée, tome 3, n° 4 (1955), p. 27-43

http://www.numdam.org/item?id=RSA_1955__3_4_27_0

© Société française de statistique, 1955, 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/>

APPLICATION DE LA CARTE DE CONTROLE A LA SURVEILLANCE DU TAUX EN FILATURE PEIGNÉE - EFFICACITÉ DU TEST - CENTRAGE INITIAL ⁽¹⁾

par

F. MONFORT

(Firme Peltzer et Fils, Verviers, Belgique.)

L'auteur a eu l'occasion d'appliquer la méthode de la carte de contrôle au contrôle du taux en filature peignée conditionnée. Il examine les données permettant cette application industrielle, fait part de certaines observations, discute l'efficacité statistique du test de contrôle quotidien du contremaître en filature et la précision souhaitable dans le centrage initial du taux.

1. - RAPPEL DES DÉFINITIONS

Le **titre** d'un fil textile (exprimé en tex) est le quotient obtenu en divisant sa masse (exprimée en grammes) par sa longueur (exprimée en kilomètres), l'une et l'autre étant déterminées conformément à des conditions prescrites. (Définition extraite de la Norme belge NBN 32800 de Janvier 1955).

L'expression du titre en tex est une innovation qui pénètre difficilement dans la pratique textile, où à la suite d'habitudes anciennes, on préfère, jusqu'à présent, utiliser ce que l'on appelle la numérotation inverse, caractérisant un fil par son **taux**. Ce dernier est le quotient de la longueur du fil par sa masse.

Lorsque la longueur est exprimée en km et la masse en kg, le taux est mesuré par le **numéro métrique** (en abrégé : le numéro).

Dans la suite de ce texte, le titre a été mesuré en numéro (métrique).

2. - NOTATIONS

N	numéro métrique du fil.
\bar{N}	numéro nominal imposé (standard imposé).
N (100)	numéro moyen d'une échevette de 100 m de fil prélevée sur une bobine.
N (5 x 100)	numéro moyen de 5 échevettes de 100 m, prélevées sur 5 bobines avec une échevette par bobine.
σ (100) et CV (100)	écart-type et coefficient de variation de N (100).
n	effectif d'un échantillon.
L_c ou L_s	limite de contrôle ou limite de surveillance,
L_{ci} ou L_{cs}	limite de contrôle inférieure - supérieure.
L_{si} ou L_{ss}	limite de surveillance inférieure-supérieure.
α	seuil de probabilité associé aux L_c ou aux L_s .

(1) Rapport destiné au Congrès de Munich, Juin 1955, de la Fédération Lainière Internationale (Comité Technique). Exposé présenté par M. Grignet au cours des Journées d'étude et de discussion des anciens stagiaires du Centre de Formation (5, 6 et 7 mai 1955).

3. - LE TEST DU CONTREMAITRE DE FILATURE

Pour fixer les idées, on décrira d'abord la façon de procéder habituelle du contremaître dans le contrôle du taux du fil.

Le contremaître de filature a sous sa surveillance un certain nombre de métiers à filer. Pendant son travail de 8 heures, il vérifie généralement une fois le taux sur chaque face de métier c'est-à-dire par série d'environ 200 broches.

Pour chaque face, il procède de la manière suivante. Il prélève au hasard 5 bobines en cours de fabrication, hasple au hasple électrique 100 mètres de fil par bobine, mesure à la romaine le numéro métrique N (5×100) de cet échantillon global de 5 fois 100 mètres. Examinant l'écart entre ce numéro mesuré et le numéro nominal imposé, il estime :

a - Que la valeur de cet écart est compatible avec l'idée empirique qu'il s'est faite à la longue des variations pratiques du numéro ; dans ce cas il considère que rien d'anormal n'est intervenu dans la fabrication et il **décide** de ne rien changer à l'étirage.

ou

b - que la valeur de l'écart constaté est exagérée; dans ce cas, il conclut que la moyenne de fabrication est sans doute décentrée, et il **décide** de modifier l'étirage, en changeant généralement le pignon de commande des rouleaux alimentaires et en le remplaçant par un autre pignon ayant une dent de plus, ou de moins, (cette opération sera appelée en abrégé : changement de pignon).

Ce contrôle du contremaître se fait d'une manière analogue dans tous les pays, semble-t-il. Le nombre de bobines de l'échantillon et la longueur prélevée sur chaque bobine, peuvent différer légèrement des données précédentes : ainsi en Angleterre, il semble que l'on utilise 4 bobines par face de métier et 80 yards de fil par bobine. Mais ce sont des détails régionaux et le contrôle du contremaître, sous sa description générale, paraît adapté au temps limité dont il dispose dans ce but au cours de son travail quotidien (1).

Devant examiner ce contrôle dans la suite du texte, nous en désignerons l'ensemble des opérations précitées par l'expression abrégée **test du contremaître** et nous considérerons qu'il conduit à chiffrer le numéro moyen N (5×100) de 5 fois 100 mètres de fil prélevés en cours de fabrication sur une face de métier à filer.

4. - ASPECT STATISTIQUE DU TEST DU CONTREMAITRE

On reconnaît aisément dans le contrôle routinier du contremaître les caractères bien définis des tests statistiques.

a) Unité statistique - Sous-ensemble - Ensemble - Echantillon

Considérons le cas tout à fait courant d'une face de métier de 200 broches, travaillant à une vitesse de livraison de 12 m/minute. La production de 8 heures, peut ainsi apparaître comme un **sous-ensemble** de $\frac{12 \times 480 \times 200}{100} = 11.520$ **unités statistiques** caractérisées chacune par le numéro d'une longueur de 100 m. de fil. En supposant qu'il n'y a pas de variations périodiques dans la mèche de finisseurs alimentant les broches, on peut, sans inconvénient majeur, considérer ces unités comme indépendantes.

L'échantillon de 5 unités (5×100) correspond à environ 0,0005 du sous-ensemble ; il est assimilable à un échantillon non exhaustif.

La production totale correspondant à un lot déterminé de fil s'étend sur un certain nombre d'intervalles de 8 heures, fonction de l'importance du lot (nombre

(1) La situation est la même si une ouvrière est entièrement affectée au contrôle du taux, remplaçant les différents contremaîtres pour ce travail.

de kg) du numéro moyen du fil, du nombre de métiers utilisés, de la vitesse moyenne de délivrance. Elle constitue un **ensemble** limité des unités statistiques précédemment définies divisé en sous-ensembles, correspondant à la production de 8 heures par face de métier. Si la production est contrôlée, cet ensemble est raisonnablement gaussien, les conditions de Borel étant satisfaites.

b) "Qualité" de la fabrication - Nature du test

La "qualité" de la fabrication est mesurée par la moyenne du sous-ensemble précédemment défini, c'est-à-dire par le numéro moyen du fil produit en 8 heures par une face de métier.

La moyenne du sous-ensemble est **estimée** par le numéro moyen N (5×100) de l'échantillon de 5 unités.

Le but de la fabrication est d'obtenir un fil dont le numéro moyen se rapproche autant que possible du numéro nominal imposé (demandé par le client); ce numéro nominal est donc un **standard** imposé.

Le test du contremaître apparaît ainsi comme la comparaison de la valeur inconnue de la moyenne d'un **sous-ensemble** à un standard donné, sur la base de l'information fournie par un échantillon.

L'"hypothèse nulle" est de supposer que la moyenne du sous-ensemble ne diffère pas du standard imposé.

On se propose :

1 - de montrer tout d'abord que le contrôle lui-même peut être amélioré par l'emploi de la carte de contrôle.

2 - d'examiner la courbe d'efficacité du test du contremaître,

3 - d'examiner dans quels cas un changement de pignon est nécessaire,

4 - de fixer le nombre d'échantillons (5×100) minimum demandé par un centrage initial correct du taux.

5. - RAPPEL DU PRINCIPE DE LA CARTE DE CONTROLE

La méthode de contrôle par carte (Control - Chart - Method) fut établie par SHEWART en 1931 à la Bell Telephone Cy aux U.S.A. Depuis lors elle a servi à de multiples applications dans le contrôle des fabrications les plus diverses, spécialement dans l'armement. On en trouvera la description et le commentaire dans de nombreux ouvrages et revues de statistique (référence 1).

Nous en rappellerons sommairement le principe général dans le cas d'un caractère mesuré :

a - Les résultats de la fabrication ayant été recueillis pendant un certain temps, les données rassemblées permettent de rapprocher la distribution du caractère observé et mesuré d'une distribution théorique connue.

b - On fait l'hypothèse de la stabilité de la fabrication dans la suite.

c - Cette hypothèse étant acceptée, on détermine à partir de la distribution théorique, la distribution des propriétés d'échantillons futurs, d'effectif choisi. Les propriétés considérées sont le plus souvent la moyenne, l'écart - type, le range.

d - La moyenne étant la propriété considérée, par exemple, on définit à partir de la distribution des moyennes d'échantillons, un intervalle de contrôle (L_{ci} à L_{cs}) tel que la probabilité d'y trouver une moyenne d'échantillon soit $(1 - \alpha)$, α étant un seuil de probabilité très petit et généralement envisagé comme négligeable à l'échelle industrielle ou humaine.

e - Cela étant, on fait le raisonnement suivant :

Si la caractéristique d'un échantillon tombe dans l'intervalle de contrôle, ce

résultat n'est pas en contradiction avec l'hypothèse de la stabilité de la moyenne de la fabrication : on n'a pas de raison de mettre en doute cette stabilité. (L'hypothèse pourrait cependant être inexacte ; risque de 2ème espèce).

Si la caractéristique tombe en dehors de l'intervalle de contrôle on convient de rejeter l'hypothèse ; la probabilité de ce résultat étant très faible, on pense pouvoir admettre raisonnablement qu'il y a eu un dérèglement de la fabrication. (L'hypothèse pourrait cependant être exacte ; risque de 1ère espèce).

f - Les échantillons étant prélevés périodiquement en fabrication, la carte de contrôle est un diagramme où l'on porte en abscisse le numéro d'ordre de l'échantillon et en ordonnée la caractéristique mesurée. Généralement on utilise deux cartes de contrôle, l'une pour un paramètre de position (moyenne), l'autre pour un paramètre de dispersion (range).

g - Pratiquement on utilise deux paires de limites correspondant à deux valeurs de la probabilité α . On choisit le plus souvent :

- des **limites de contrôle** (L_{CS} L_{CI}) correspondant à $(1 - \alpha) = 0,998$.
- des **limites de surveillance** (L_{SS} L_{SI}) correspondant à $(1 - \alpha) = 0,95$.

d'où trois intervalles :

- à l'intérieur de (L_{SI} L_{SS}) : intervalle d'acceptation,
- bandes (L_{SS} L_{CS}) et (L_{CI} - L_{SI}) : intervalle de surveillance, demandant un deuxième échantillon,
- à l'extérieur de (L_{CS} L_{CI}) : intervalle de rejet.

On examinera maintenant l'application de cette technique au contrôle du taux du fil, en filature peignée.

6. - ÉTABLISSEMENT DE LA CARTE DE CONTRÔLE DU TAUX DU FIL EN FILATURE PEIGNÉE

L'applicabilité de la méthode a déjà été signalée plusieurs fois d'une manière générale (référence 2). L'auteur de ce texte a cependant l'impression que la carte de contrôle n'a guère retenu l'attention des industriels lainiers filateurs.

a) Exemple de relevé des contrôles sans carte, d'un contremaître

En vue de disposer d'une comparaison facile mettant en évidence l'avantage de la carte, on peut reprendre les observations ordinaires d'un contremaître. Ce dernier note les résultats de ses contrôles quotidiens dans un cahier. Il est donc aisé de reprendre ces observations concernant un fil ou une face de métier et de les disposer sous forme d'un graphique chronologique.

On porte en abscisse des intervalles de temps de 8 heures correspondant à deux mesures par jour (travail à 2 équipes); en ordonnée le numéro moyen $N(5 \times 100)$ mesuré par le test du contremaître. La figure 1 en offre un exemple. On entoure d'un petit cercle la mesure à la suite de laquelle le contremaître a **décidé** de modifier l'étrépage c'est-à-dire "de changer de pignon" (1).

Ce qui frappe dans un relevé du genre de la figure 1, c'est l'existence de trop nombreux changements de pignon **consécutifs** c'est-à-dire correspondant à des tests consécutifs séparés par des intervalles de 8 heures.

Les bobines de mèches de finisseur alimentant le métier à filer correspondant en général à une production de fil d'au moins 25 heures.

En changeant le pignon, le contremaître a considéré que la "qualité" de la fabrication était décentrée et qu'il s'agissait de la ramener à la "qualité" imposée.

(1) Sur les figures 1 et 3, les chiffres 36-37-38-39 mentionnés auprès de certains points entourés d'un cercle, indiquent le nombre de dents du pignon d'étrépage utilisé après l'observation.

Les bobines de mèches d'un même finisseur étant généralement de taux assez stable, il devrait logiquement s'écouler un temps assez long entre deux changements de pignon.

Les contremaîtres étant considérés comme consciencieux et animés du désir de bien faire, on doit en conclure que ces changements de pignons trop fréquents sont dûs en réalité au fait que les contremaîtres se sont fixés eux-mêmes des limites trop étroites pour les résultats de leur test, limites trop étroites compte-tenu de la variabilité naturelle inévitable du taux du fil.

La fabrication restant centrée sur le standard, les moyennes d'échantillon varient dans un domaine que la statistique définit correctement, et qu'il serait dangereux de fixer à partir d'impressions subjectives.

La carte de contrôle résout le problème pratiquement en fixant des intervalles d'acceptation, de surveillance, de rejet comme il a été dit à l'alinéa 5g.

b) Etablissement de la carte

Les positions des limites définissant ces intervalles dépendent de deux facteurs, la variabilité naturelle (due au processus de fabrication et à la matière) du taux du fil mesuré par exemple par le coefficient de variation (C.V.) du numéro d'une longueur fixée et les seuils de probabilité fixés conventionnellement.

a - VARIATION NATURELLE DU TAUX DU FIL PEIGNE -

On considère des prélèvements de 100 m. par bobine caractérisés par leur numéro correspondant N (100).

La distribution de N (100) pour un sous-ensemble de 8 heures (cf. alinéa 4a) peut être considérée comme gaussienne (conditions de Borel satisfaites), surtout si les mèches d'alimentation de la face du métier proviennent d'un même finisseur. On admettra cette hypothèse de normalité.

L'étude expérimentale du coefficient de variation CV (100) du N (100) sur un bon nombre de parties diverses de filature, montre que le CV (100) garde sensiblement une valeur de 3 % (ou légèrement moindre) et ce, quel que soit le numéro

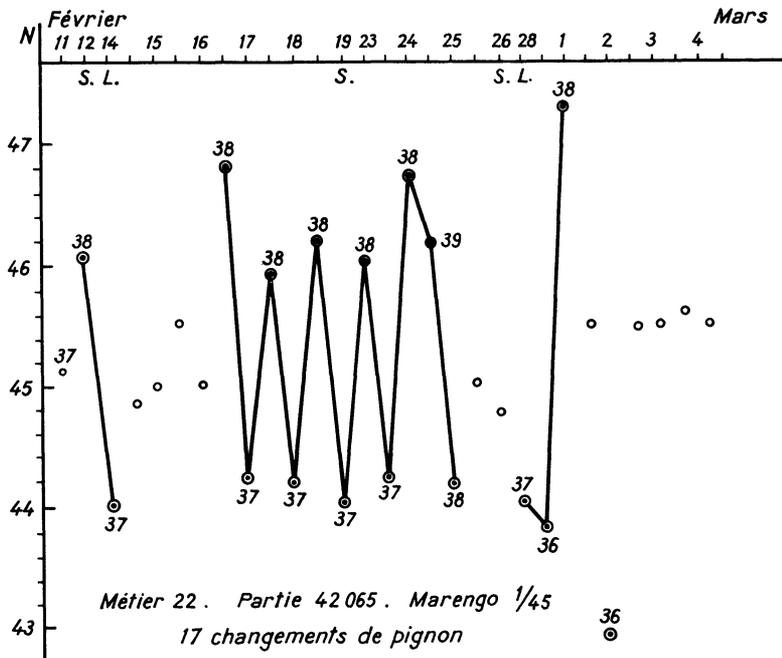


Fig. 1

imposé. L'auteur a eu l'occasion de vérifier ce résultat, au long d'un trimestre dans une filature à air conditionné, à préparation classique réduite. La méthode utilisée a été celle du range. Cette valeur CV (100) = 0,03 apparaissait déjà dans un rapport au Comité Technique de la F.L.I. en Juin 1953 (voir référence 3). Elle a été reprise comme base de calcul par M. BRENAY dans son examen critique du traité d'arbitrage de la F.L.I. (voir référence 4).

Nous adopterons cette valeur CV (100) = 0,03 dans les calculs des limites de la carte de contrôle (voir remarques au paragraphe 12).

b - SEUILS DE PROBABILITÉ -

On a adopté les seuils $\alpha = 0,05$ et $\alpha = 0,002$ respectivement pour les limites de surveillance et les limites de contrôle.

c - FIXATION DES LIMITES DE SURVEILLANCE ET DE CONTROLE -

Aux seuils $\alpha = 0,05$ et $0,002$ correspondent les écarts réduits $\pm 1,96$ et $\pm 3,09$.

Pour un échantillon d'effectif $n = 5$, les limites L_s et L_c se trouveront à des distances du taux nominal \bar{N} égales respectivement à :

$$\pm 1,96 \times \frac{0,03}{\sqrt{5}} \bar{N} = \pm 0,0263 \bar{N} \quad (1)$$

et

$$\pm 3,09 \times \frac{0,03}{\sqrt{5}} \bar{N} = \pm 0,0414 \bar{N} \quad (2)$$

Les relations donnant les valeurs L_s et L_c s'écriront ainsi :

$$L_s = \bar{N} \pm 0,0263 \bar{N} \quad (3)$$

$$L_c = \bar{N} \pm 0,0414 \bar{N} \quad (4)$$

La carte de contrôle destinée aux N (5 x 100) mesurés par le contremaître aura l'aspect suivant (figure 2). Les directives y sont indiquées.

La figure 3, représente une carte de contrôle ayant servi en filature. Elle correspond aux mêmes conditions de filature (fil 1/45, même métier) que le graphique de la figure 1 à laquelle on la comparera. On observera la disparition quasi totale des changements de pignon et une dispersion moindre des valeurs N(5x100).

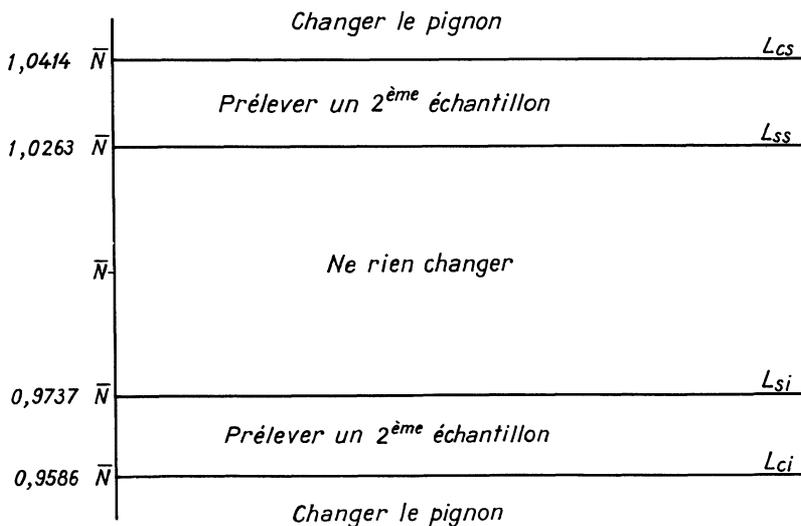
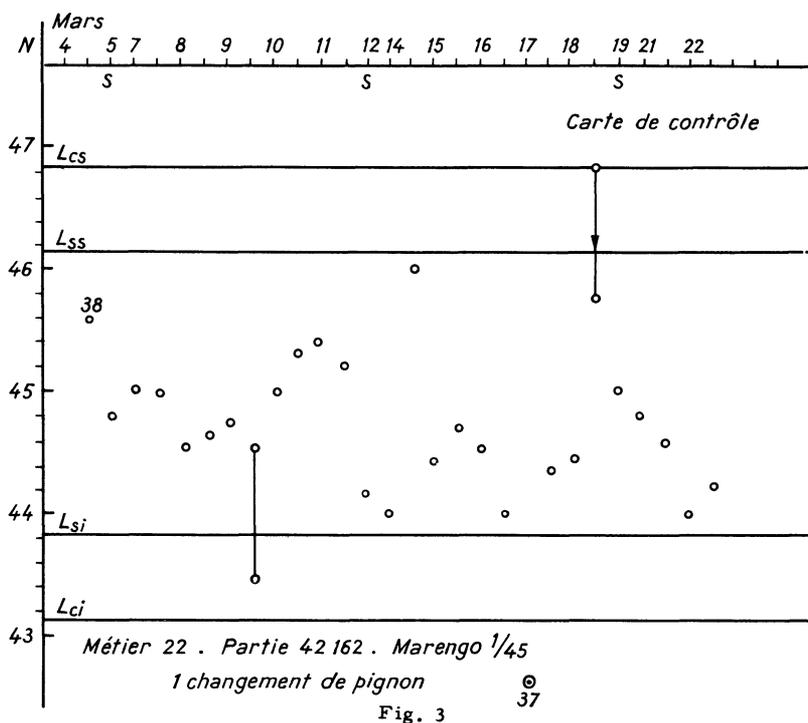


Fig.2



7. - AVANTAGES DE L'EMPLOI DE LA CARTE DE CONTRÔLE

Appliquée en filature, la carte de contrôle permet :

a - d'éviter au contremaître des changements de pignon inopportuns, intempestifs et de lui éviter ainsi une perte de temps. A titre d'exemple, on a compté sur une partie de 10.000 kg de fil 1/45, 150 changements de pignon. Ce nombre est tombé à 19 lors de l'application de la carte de contrôle sur une partie identique en poids.

b - d'obtenir dans une certaine mesure, un fil plus régulier en taux. Les CV des observations des figures comparables 1 et 3 sont respectivement 2,26 et 1,76 %.

Il reste entendu que la régularité de la mèche de préparation reste fondamentale.

c - d'obtenir un numéro moyen général plus voisin du standard imposé. La figure 4 montre l'exemple d'une partie régulière de taux assez gros, mais mal centrée. Cet inconvénient est automatiquement évité par l'emploi de la carte de contrôle.

d - de remarquer des accidents, des anomalies, directement attribuables à la préparation et conduisant immédiatement à revoir le contrôle dans ce domaine antérieur.

Les ouvrages de "Quality control" mentionnent en outre des avantages généraux des cartes de contrôle ; un des plus évidents est d'offrir à chaque instant, "l'histoire" de la partie depuis son début, histoire qui restait marquée et oubliée dans le cahier des contremaîtres, où l'on ne tourne jamais les pages en arrière. On notera que la carte de contrôle n'entraîne comme frais, que les imprimés nécessaires. Ceux-ci permettent du reste de rassembler d'autres observations éparses.

REMARQUES

Les références 2 a.b.c. mentionnent l'intérêt d'une carte de contrôle pour le range de l'échantillon en plus de la carte pour la moyenne. Cette précaution

nous paraît inutile, par suite de l'existence du contrôle antérieur en préparation de filature, (et ceci, indépendamment du fait que le titrage à la romaine des echevettes individuelles de 100 m. est à exclure pour le contremaître qui a d'autres choses plus importantes à faire). De très nombreuses mesures de range supérieur à celles prévues statistiquement. Il reste évident que l'observation du range permet éventuellement de déceler des broches présentant un défaut.

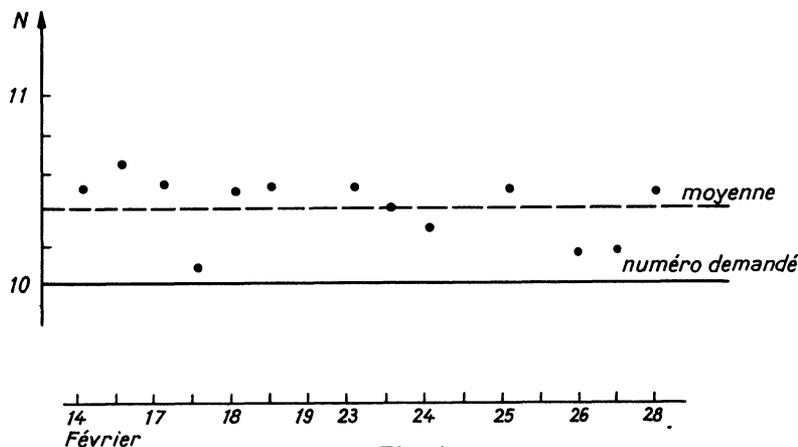


Fig. 4

8. - EFFICACITÉ DU TEST DU CONTREMAÎTRE

Comme on a pu s'en rendre compte, la carte de contrôle dont on a décrit l'établissement au paragraphe précédent, ne dérange en rien les habitudes de contrôle du contremaître; ce dernier continue à utiliser le mode d'échantillonnage routinier décrit au paragraphe 3. Ce qui est modifié, c'est le fait que son avis personnel ne peut plus intervenir dans la décision à prendre, de changer ou non le pignon ; on y a substitué des règles strictes à appliquer.

Les limites de contrôle et de surveillance concernent le N (5 × 100). Cependant on peut se demander si l'échantillonnage de 5 fois 100 mètres de fil est raisonnable et efficace, et si au contraire un échantillon d'un autre effectif de bobines et d'un autre métrage de fil ne serait pas préférable. Il semble que la question n'ait pas été examinée et que cet échantillon (5 × 100) dépende des hasples de filatures utilisés sur le continent européen, comportant 5 broches pour enfiler les bobines, et arrêtant automatiquement le dévidage après 100 tours de 1 mètre. Ces hasples ont du reste peut être été construits de la sorte, en fonction des romaines de titrage, dont la graduation en numéros demande un échantillon de 500 m de fil peigné ou 100 m de fil cardé, cette graduation couvrant toute la gamme des fils de laine.

Il y a à penser également que la question ne pouvait être examinée correctement, sans avoir à sa disposition d'une part les données de la statistique sur les tests, d'autre part la connaissance en textile de la courbe B (L).

a) Examen de la longueur de fil prélevé par bobine

Il faut un métrage convenable pour évaluer le taux moyen d'un fil, sans quoi la variation peut être trop forte et fausser la réponse dans des mesures industrielles. La valeur pratique de 100 m. satisfait à cette condition, le CV (100) étant égal à 0,03 ; elle évite d'autre part, vraisemblablement, l'inconvénient des variations périodiques si elles existent.

Le chiffre 100 correspond évidemment à des facilités découlant du système métrique. Mais il n'y aurait pas d'intérêt, en fil peigné, à choisir plutôt des lon-

guez de prélèvement entre 50 et 100 m. ou entre 100 et 1000 m. La courbe B (L) de variance-longueur est assez plate dans ce domaine, comme on le sait. L'avantage éventuel serait illusoire.

On peut donc garder les prélèvements de 100 mètres.

b) Examen du nombre de bobines de l'échantillon-efficacité du test

a - L'examen du nombre de bobines de l'échantillon fait appel à la notion statistique de l'efficacité du test.

Les limites de la carte de contrôle sont situées symétriquement par rapport au standard imposé. Si la moyenne de fabrication est rigoureusement centrée sur le standard, la probabilité des moyennes d'échantillon de se trouver dans l'intervalle entre les limites est $(1 - \alpha)$ comme on l'a stipulé à l'alinéa 6. b. b.

Si la moyenne (instantanée) de fabrication s'écarte du standard cette probabilité devient plus faible.

Si une distribution gaussienne d'éléments X est centrée sur la moyenne demandée M (standard) la proportion de moyenne d'échantillons d'effectif n, entre les limites de contrôle, au seuil $\alpha = 0,002$, est :

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-3.09}^{+3.09} e^{-\frac{u^2}{2}} du = 0,998 \quad (5)$$

la variable réduite étant $u = \frac{X - M}{\sigma} \sqrt{n}$

Si la distribution est centrée sur la moyenne décalée $M + \Delta M$, la proportion des moyennes d'échantillons d'effectif n, entre les mêmes limites de contrôle devient :

$$\mathcal{E}(\Delta M) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-3.09 + \frac{\Delta M}{\sigma} \sqrt{n}}^{+3.09 - \frac{\Delta M}{\sigma} \sqrt{n}} e^{-\frac{u^2}{2}} du \quad (6)$$

$\mathcal{E}(\Delta M)$ est la fonction d'efficacité. La courbe $\mathcal{E}(\Delta M) = f(\Delta M)$ est la **courbe caractéristique d'efficacité**. (1) (Operating Characteristic Curve : O.C.C.).

(Pour plus de détails, voir par exemple la référence 1b).

On voit que son tracé nécessite l'estimation de l'écart-type de la distribution et la fixation de l'effectif n de l'échantillon.

b - Courbe d'efficacité du test du contremaitre.

Cette courbe a été tracée à la figure 5 (courbe n = 5) dans les hypothèses $CV(100) = 0,03$ et $n = 5$. Sur l'axe des abscisses on a reporté les décalages de la moyenne générale $\Delta M/M$ exprimés en % ; ce sont donc les décalages en % du numéro moyen du fil. Les ordonnées représentent les valeurs de $\mathcal{E}(\Delta M)$. La lecture de ce diagramme doit s'interpréter comme suit (voir figure 5). Pour chaque décalage OA % de la moyenne de fabrication par rapport à la moyenne demandée l'ordonnée correspondante AB est la proportion moyenne des lots présentant ce décalage, qui, soumis au contrôle, seront acceptés. L'ordonnée complémentaire BC indique la proportion moyenne des lots qui seront refusés.

En termes statistiques, BC est le risque de 1ère espèce, le risque du producteur de rejeter un lot de moyenne décentrée de OA % par rapport au standard ; AB est le risque de 2ème espèce, le risque du consommateur d'accepter ce même lot.

(1) Notations de M. MOTHEs (référence 1b).

Sur la même figure 5, on a reporté les courbes d'efficacité correspondant à $n = 10$ et $n = 25$. (Les chiffres permettant ces divers tracés se trouvent au tableau I, colonnes 1 à 4).

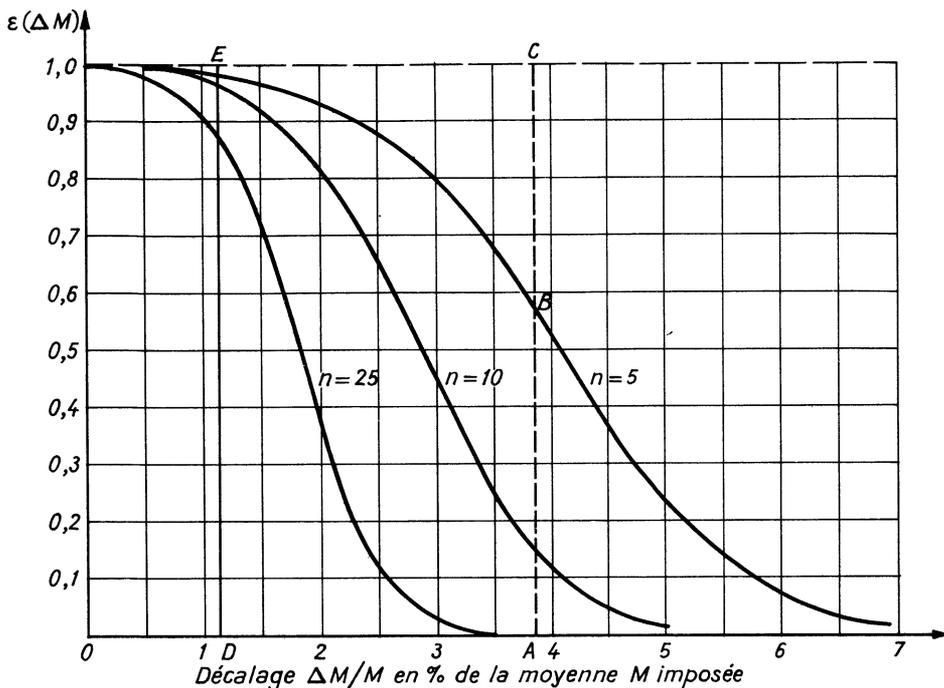


Fig. 5

EXEMPLE

Soit un décalage effectif de la moyenne de fabrication de 2,5 % ; en prélevant un échantillon de 5×100 m de fil, on a encore 89,1 chances sur 100 de croire qu'il n'y a pas de décalage de la moyenne. Ces chances seraient de 67,7/100 pour un échantillon de 10×100 m. et de 14,2/100 pour un échantillon de 25×100 m.

Si l'on se rappelle que 2,5 % est la tolérance limite du numéro moyen autorisée par le traité d'arbitrage de la Fédération Lainière Internationale, on en conclut que le test du contremaître n'est pas très efficace et qu'il est illusoire de vouloir l'améliorer en augmentant l'effectif de l'échantillon. Chacun sait qu'un contremaître de filature ne pourra jamais prélever des échantillons de 25 bobines par face de métier. Si même il le faisait, il aurait encore 14,2 chances sur 100 de s'imaginer qu'il n'y a pas de décentrage du taux inférieur ou égal à 2,5 %.

L'échantillon $n = 10$ serait de toute façon à préférer à l'échantillon $n = 5$ en vue d'éviter de forts décentrages (voir par exemple pour $\Delta M/M = 5$ %).

c - Effet du changement de pignon, interprété sur la courbe d'efficacité -

Comme on l'a signalé, le changement de pignon consiste à remplacer le pignon d'étirage utilisé par un autre pignon présentant une dent de plus ou de moins (ou deux, dans les cas graves).

Si l'on remplace un pignon de A dents par un autre de B dents, la modification de l'étirage et par conséquent du taux est égale à $\frac{A - B}{2B - A}$. Si $|A - B| = 1$ la modification proportionnelle introduite peut être estimée par $\pm \frac{1}{A}$.

TABLEAU 1

Décalages de la moyenne $\frac{\Delta M}{M}$ en %	$\alpha = 0,002$			$\alpha = 0,05$			(5) - (2)	(3) - (6)	(4) - (7)
	n = 5	n = 10	n = 25	n = 5	n = 10	n = 25			
	Valeurs de ϵ (ΔM)								
0	0,998	0,998	0,998	0,950	0,950	0,950	0,048	0,048	0,048
0,5	0,998	0,995	0,988	0,935	0,917	0,868	0,063	0,078	0,120
1	0,990	0,979	0,924	0,885	0,815	0,613	0,105	0,164	0,311
1,5	0,976	0,935	0,722	0,799	0,648	0,295	0,177	0,287	0,427
2	0,945	0,837	0,410	0,681	0,440	0,085	0,264	0,397	0,325
2,5	0,891	0,677	0,142	0,540	0,251	0,014	0,351	0,426	0,128
3	0,802	0,472	0,035	0,390	0,115	0,0002	0,412	0,357	0,035
3,5	0,684	0,278	0,003	0,258	0,043		0,426	0,235	
4	0,544	0,131		0,154	0,012		0,390	0,119	
4,5	0,397	0,049		0,082	0,03		0,315	0,046	
5	0,264	0,015		0,039	0,005		0,225	0,010	
6	0,082	0,0006		0,006			0,076		
7	0,017								
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)

Lorsqu'on examine les métiers à filer de diverses provenances se trouvant dans une filature, il apparaît que les constructeurs ne se sont pas tous fait la même idée de cette modification $\frac{1}{A}$.

Le tableau 2 en donne un aperçu.

TABLEAU 2

Métiers	Modèle	Nombre de dents des pignons d'étrépage interchangeables	Modification moyenne en % $\frac{1}{A}$
Prince Smith	ancien	25 à 42	3 (4 à 2,5)
Bitschwiller	ancien	26 à 50	2,5
Alsacienne	ancien	38 à 50	2,2
Perfect	récent	80 à 120	1
Rieter	récent	30 à 50	2,5
Rieter	dernier modèle	30 à 50 et en outre 97 à 103	2,5 ou 1

Grosso-modo, on a affaire à deux groupes de métiers : ceux pour lesquels $\frac{1}{A}$ est de l'ordre de 2,5 % (4 au plus pour le Prince Smith), ceux pour lesquels $\frac{1}{A}$ est de l'ordre de 1 %.

On observera que, de toute façon, le changement de pignon n'est indiqué que lorsque le décentrage de la fabrication a dépassé la moitié de la valeur $\frac{1}{A}$.

Dans le cas des métiers où le changement de pignon amène un décalage de 2,5 %, le changement de toute façon serait inutile pour $\frac{\Delta M}{M} \leq \frac{2,5}{2} = 1,25$ %.

(Droite DE sur la figure 5)

Les courbes d'efficacité ne sont malheureusement pas très prononcées dans la région voisine disons jusqu'à $\frac{\Delta M}{M} = 3\%$. Le test ne permet certainement pas de déceler à coup sûr de faibles décalages de la moyenne par rapport au standard.

d - Confiance à accorder à la carte de contrôle.

Les remarques précédentes semblent assez pessimistes ; elles pourraient laisser croire que l'usage de la carte de contrôle s'appuie sur un test bien dangereux parce que peu efficace. Mais on doit tenir compte que la carte comporte deux bandes de surveillance limitées par les L_c et les L_s , et que de plus il n'y a pas un seul contrôle mais des contrôles répétés au cours du temps.

Au sujet des bandes de surveillance, on peut examiner la courbe d'efficacité du test en ce qui concerne les limites de surveillance, c'est-à-dire examiner en fonction du décalage de la moyenne, la probabilité d'obtenir les moyennes d'échantillon à l'intérieur des limites de surveillance.

Le calcul de $\varepsilon(\Delta M)$ utilise la formule (6) en y remplaçant les valeurs + 3,09 des limites de l'intégrale par les valeurs + 1,96 ces dernières étant les valeurs de la variable réduite correspondant au seuil de probabilité $\alpha = 0,05$.

Les résultats se trouvent dans les colonnes 5-6-7 du tableau 1 et sont mis sous forme de courbe à la figure 6.

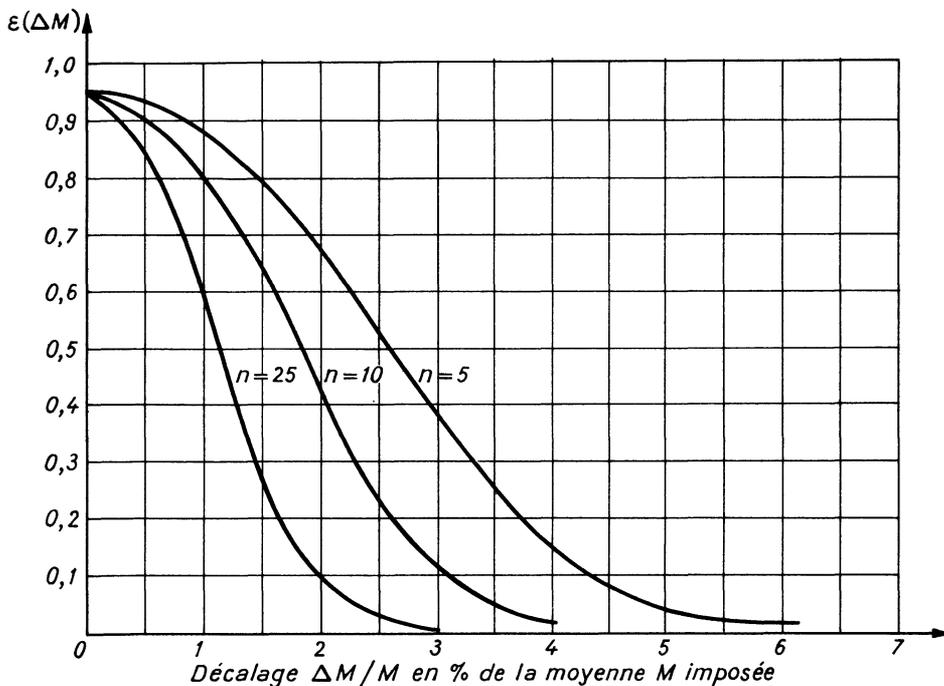


Fig. 6

On se rappellera qu'une technique est d'autant plus efficace que la probabilité est faible de trouver des observations à l'intérieur des limites adoptées dès qu'un dérèglement se produit.

Le test du contremaître est ainsi plus efficace, en ce qui concerne les limites de surveillance. On devait évidemment s'y attendre, le domaine entre les L_s étant plus étroit que celui entre les L_c .

De plus on peut déterminer la probabilité de trouver des observations dans la bande de surveillance au fur et à mesure que le dérèglement s'accroît. Ces probabilités figurent aux colonnes 8-9-10 du tableau 1 ; elles s'obtiennent par soustraction des nombres correspondants des colonnes (2) et (5), (3) et (6), (4) et (7). La figure 7 en constitue le diagramme. Les courbes de la figure 7 montrent que ces probabilités augmentent en fonction du décalage de la moyenne puis diminuent après un

maximum. Cette diminution ne doit pas étonner, une proportion appréciable des observations se trouvant dans une des zones de rejet. Or le rôle des bandes de surveillance est d'attirer l'attention de l'opérateur lorsque le nombre d'observations qui s'y inscrivent dépasse la proportion. Un décalage de fabrication ne peut ainsi rester longtemps inaperçu. De plus, le prélèvement d'un deuxième échantillon prévu lorsque le premier tombe dans une bande de surveillance est de nature à diminuer le risque de deuxième espèce. La probabilité de trouver deux mesures successives au delà d'une limite de surveillance serait de :

$$0,025^2 = 0,000625 \text{ dans le cas d'un décentrage nul ;}$$

dans le cas d'un décentrage de 3 %, elle passerait à :

$$0,30^2 = 0,09 \text{ pour } n = 5 \text{ et à } 0,44^2 = 0,194 \text{ pour } n = 10.$$

Le seul inconvénient de la carte de contrôle (dans sa conception actuelle) provient de ce que l'information apportée par une mesure tombant dans la zone de rejet, ou dans une autre zone, ne donne aucune indication sur la valeur du décentrage.

On ne sait de combien il faut "corriger la qualité". Cependant, puisque sauf accident en mèches de préparation, la fabrication du fil reste assez stable, (il n'est pas rare de rencontrer un métier marchant quinze jours, pour le même fil sans aucun changement de pignon), on est conduit sentimentalement à penser que la première correction doit être des plus réduites ; c'est-à-dire si une observation tombe dans la zone de rejet, on utilisera tout d'abord le changement de pignon apportant la modification $\frac{1}{A}$ la plus faible possible. L'observation des parties en filature confirme entièrement cette logique. Toutefois, comme l'indique le tableau 2, tous les métiers n'offrent pas cette possibilité de choisir entre deux valeurs de $\frac{1}{A}$; seules les plus récents ($\frac{1}{A} = 0,01$) le permettent. Dans ce sens, ils marquent un progrès sur les anciens. Les considérations qui ont guidé les constructeurs seraient toutefois intéressantes à connaître.

Le rôle de ces pignons $\frac{1}{A} = 0,01$ paraît toutefois inexistant dans le centrage initial du taux, comme on va le voir.

c) Centrage initial du taux au début de la partie

La carte de contrôle étant établie, supposons que la première mesure $N(5 \times 100)$, lors des essais de centrage de taux au début de la partie, tombe précisément dans l'intervalle d'acceptation.

On peut adopter deux attitudes assez différentes :

- appliquer immédiatement la règle, c'est-à-dire considérer le centrage du taux réalisé, et lancer la partie, sur cette seule indication, quitte à faire un changement de pignon huit heures plus tard, si la deuxième mesure tombe dans l'intervalle de rejet,

- ou, au contraire, considérer cette seule mesure comme un renseignement bien précaire en début de partie, et désirer prendre plus de garantie par des mesures supplémentaires faites sur le champ.

On a fait la première mesure $N(5 \times 100)$ en ayant placé un certain pignon $\frac{1}{A}$ sur le métier ; l'observation est dans la zone d'acceptation. Quel serait le nombre k d'échantillons (5×100) à prélever, pour admettre, avec un risque de 1ère espèce α , que le pignon choisi est celui qui convient ?

La réponse se trouve dans la solution de l'équation du t test :

$$t_v \cdot \frac{CV(5 \times 100)}{\sqrt{k}} \leq \frac{1}{2A} \text{ avec } v = k - 1 \quad (7)$$

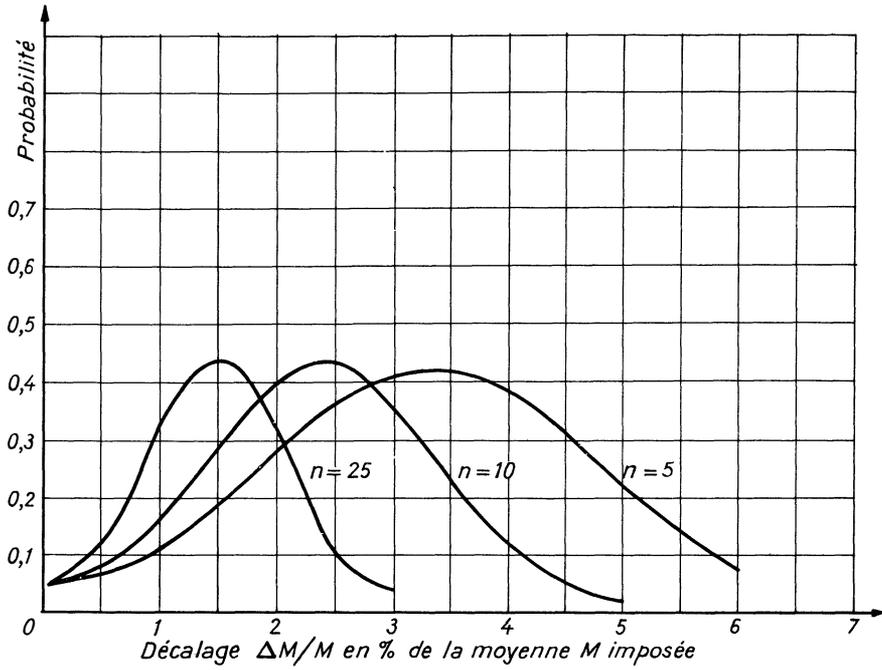


Fig. 7. - Probabilité de trouver une observation dans les bandes de surveillance en fonction du décalage de la moyenne.

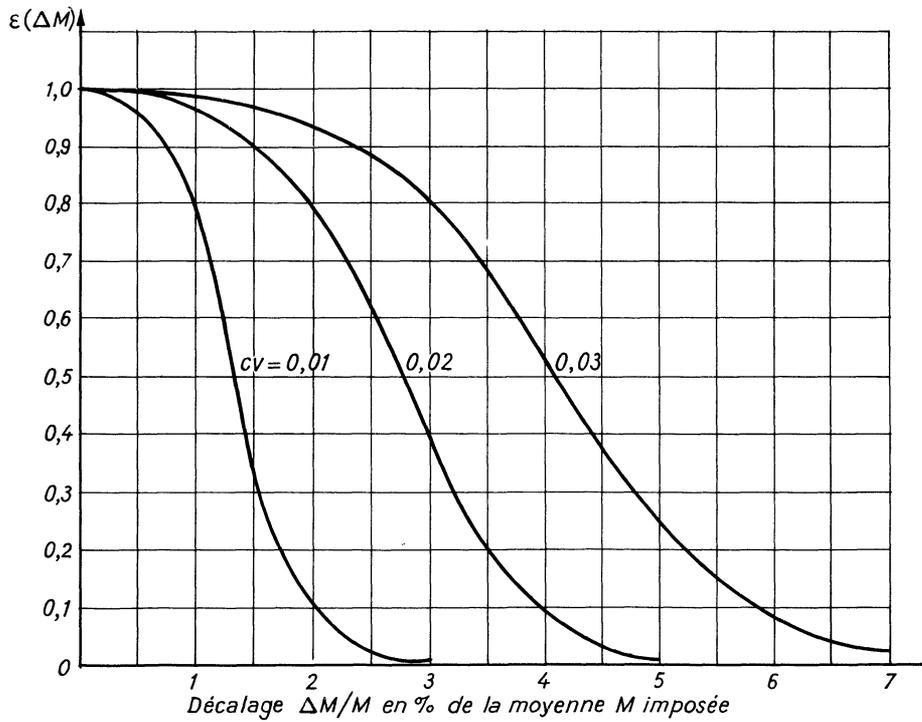


Fig. 8. - Courbes d'efficacité, $\alpha=0,002$ $n=5$

En partant de $CV(100) = 0,03$, on obtient les solutions suivantes pour diverses valeurs de α et de A (tableau 3).

TABLEAU 3

α	$\frac{1}{A} \%$	$k \geq$
0,05	2,5 1	7 30
0,002	2,5 1	16 74

Ainsi, dans la mise en marche d'une partie, il serait souhaitable que le contremaître dispose d'au moins 7 échantillons (5×100). En calculant la moyenne de ces 7 valeurs de N (5×100), il obtiendra un résultat à $+ 1,25 \%$. Si l'écart entre ce résultat et le \bar{N} nominal imposé ne dépasse pas $1,25 \%$, il pourra considérer le centrage initial comme satisfaisant et mettre la partie en marche avec le pignon ($\frac{1}{A} = 2,5 \%$) utilisé à ce moment.

Dans le cas contraire, il changera le pignon ($\frac{1}{A} = 2,5 \%$) de 1 dent (au plus) dans le sens indiqué. Ces 7 échantillons (5×100) ne constituent pas un prélèvement exagéré, surtout si on lance la partie sur au moins deux faces de métiers. (Le contremaître fait généralement trois prélèvements par face de métier dans le début des premières bobines; il est de plus avantage par une pratique antérieure).

Mais de toute façon, il semble inutile de vouloir figoler le centrage initial du taux en faisant intervenir les pignons ($\frac{1}{A} = 1 \%$). Le nombre d'échantillons nécessaire en vue d'une décision correcte serait beaucoup trop élevé. Ce n'est qu'après 2-3 jours d'observation et si la partie passe sur plusieurs métiers identiques, que l'ensemble des informations recueillies N (5×100) permettra éventuellement une correction $\frac{1}{2A} = 0,5 \%$.

9. - CAS D'UNE DIMINUTION RADICALE DE CV (100)

La valeur $CV(100) = 0,03$ qui sert de base aux différents calculs et raisonnements précédents peut probablement être un peu réduite, par exemple à $0,025$ notamment en ce qui concerne les fils de numéro inférieur à 30.

Il reste entendu qu'elle dérive de l'histoire antérieure de la mèche de préparation, c'est-à-dire qu'elle est le résultat du procédé de fabrication de la mèche, soit ici le processus continental de préparation réduite à 5 ou 6 passages. L'expérience montre du reste que pour une longueur de mèche de masse égale à la masse de 100 m. de fil, le range moyen d'échantillon $n = 5$ est le même que celui du fil (ou légèrement inférieur).

L'efficacité du test du contremaître serait nettement améliorée si la valeur de $CV(100)$ était radicalement inférieure à $0,03$. La figure 8 rassemblant les courbes d'efficacité pour $CV(100) = 0,03 - 0,02 - 0,01$ dans l'hypothèse $\alpha = 0,002$ et $n = 5$, traduit cette précision d'une manière évidente. Pour $CV(100) = 0,01$ le test du contremaître deviendrait très efficace. Le centrage initial du taux demanderait moins d'échantillons (5×100) ; le pignon $\frac{1}{A} = 0,01$ entrerait en ligne de compte.

Il n'est pas exclu que cette circonstance $CV(100) = 0,01$ se réalise. Aujourd'hui, on attend beaucoup de l'autoleveller Raper. Un avenir assez proche nous dira si vraiment, il permettra de rendre le test du contremaître très efficace, et s'il réduira l'intervalle entre les limites de la carte de contrôle.

10. - CONCLUSIONS

1° - Il est souhaitable d'appliquer la méthode de la carte de contrôle à la surveillance du taux en filature peignée. Elle offre des avantages très nets, outre la diminution radicale des changements de pignon, l'amélioration de la régularité à long terme, le centrage plus exact sur le taux nominal. La valeur CV (100) = 0,03 peut être prise actuellement comme base du calcul des limites de contrôle et de surveillance.

2° - Le test du contremaître est statistiquement peu efficace. Il serait préférable d'utiliser des échantillons de (10×100 m) au lieu de (5×100 m) si la pratique le permet.

3° - Les corrections de centrage du taux doivent faire intervenir des changements de pignon d'étirage introduisant les modifications les plus réduites. Dans ce sens, les métiers récents utilisant des pignons de l'ordre de 100 dents conviennent mieux que les anciens.

4° - Les essais de centrage de taux initial ne demandent pas des corrections de 1 %. Seule, l'information recueillie après plusieurs jours permet d'en décider.

5° - Les temps de 8 heures qui s'écoulent entre les contrôles individuels sont longs. Il serait très indiqué de les réduire, si la pratique le permet, au moins pour les cas douteux.

6° - Toute diminution de la valeur de CV (100) modifie les conclusions précédentes dans un sens favorable. L'intervention de l'autoleveller Raper devra être examinée dans cet ordre d'idées.

11. - REMARQUES DIVERSES

1° - Les observations sur la carte de contrôle au métier à filer amènent inévitablement à remonter au contrôle en préparation de filature. L'auteur reviendra sur cette question dans une prochaine note.

2° - On pourrait objecter qu'il eut été plus indiqué de faire les différents calculs sur le titre et non sur le numéro. Une note antérieure de M. OLERUP (référence 5) a démontré que cela n'était pas nécessaire en ce qui concerne la moyenne et le CV. De plus, on remarquera que le contremaître appréciant le numéro au 0,1 sur la romaine, la deuxième décimale ne joue pas un rôle important dans la valeur des L_c et L_s et le tracé sur la carte.

3° - Les résultats du tableau 1 ne tiennent pas compte de la variabilité de l'écart-type lui-même. En considérant une zone d'acceptation à $\alpha = 0,002$ pour l'écart-type, cela reviendrait à multiplier les chiffres des colonnes (2) à (7) par 0,998. Cette correction n'est pas nécessaire.

4° - Les mesures de l'auteur ont été faites dans une filature à air conditionné, le bâtiment étant sans fenêtre, sans cloison intérieure, les murs étant en matériau réputé imperméable à la chaleur. La température contrôlée était de $21^\circ \pm 1^\circ \text{C}$, l'humidité relative de $70 \pm 2 \%$. Ces excellentes conditions assurent une grande stabilité de l'humidité de la mèche et du fil. Les mesures de trois mois sur échantillons d'environ 4 gr se sont situées dans un intervalle de $\pm 0,4 \%$ ce qui est très bon. Le facteur humidité ne peut ainsi infirmer en rien les résultats précédents.

5° - La méthode précédente correspond à un plan d'échantillonnage simple. Les plans doubles et séquentiels paraissent hors de question.

12. - REMERCIEMENTS

L'auteur désire remercier M. André PELTZER de l'autorisation de publier ce rapport ; M. J. RENSONNET, Directeur de la filature Peltzer et Fils et son Adjoint M. DIDEN de leur intérêt dans cette étude ; M. C. MALVAUX de son aide dans les mesures, M. H. BRENY de quelques échanges de vue utiles, Mme J. EHX de la copie du manuscrit.

13. - BIBLIOGRAPHIE

(1) Voir, par exemple, en langue française :

- a - LAURENT A.G. "La méthode statistique dans l'Industrie (Coll. Que sais-je ? n° 451 P.U.F. 1950).
- b - MOTHES J. "Techniques modernes de Contrôle des fabrications (DUNOD 1952).
- c - CAVE R. "Le Contrôle statistique des Fabrications (EYROLLES, 1953).
- d - Revue de Statistique Appliquée (Université de PARIS) volume 2.

(2) Voir par exemple :

- a - BREARLEY A. and COX D.R. "An outline of statistical methods for use in the Textile Industry" (WIRA, Leeds, 1949).
- b - GRAF. U. und HENNING H. J. "Statistische Methoden bei textilen Untersuchungen" (SPRINGER, 1952).
- c - Wool Research Vol.3 "Testing and Control" (WIRA, Leeds , 1955).

(3) MONFORT F. Examen de la tolérance commerciale des fils de laine peignée. Rapport (non publié) n° 19 du C.T. de la F.L.I. à Lisbonne en Juin 1953.

(4) BRENY H. Modalités d'application des règles d'arbitrage relatives au taux des fils peignés. Rapport (non publié) n° 2 du C.T. de la F.L.I. , à Paris en Janvier 1955.

(5) OLERUP H. Rapport n° 14 du Comité Technique de la F.L.I. Congrès de Barcelone 1951 (non publié).