

REVUE DE STATISTIQUE APPLIQUÉE

JACQUES FLESSELLES

Étude analytique de la dispersion des poids de 3.590 cigarettes consécutives

Revue de statistique appliquée, tome 19, n° 4 (1971), p. 85-97

http://www.numdam.org/item?id=RSA_1971__19_4_85_0

© Société française de statistique, 1971, tous droits réservés.

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

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

ÉTUDE ANALYTIQUE DE LA DISPERSION DES POIDS DE 3.590 CIGARETTES CONSÉCUTIVES

Jacques FLESSELLES
Ingénieur des Manufactures de l'État

OBJET DE L'ETUDE

On s'est proposé de mesurer les poids individuels de 3 590 cigarettes à filtre produites consécutivement par une machine et de déterminer systématiquement les nombreux paramètres de dispersion caractérisant ce lot.

On s'est ainsi particulièrement intéressé aux coefficients de corrélation entre les poids des cigarettes de rang donné, coefficients qui sont spécifiques de la dépendance cinématique entre les cigarettes des divers rangs [1].

On a également déterminé les diverses variances des poids collectifs, lesquelles sont liées aux coefficients de corrélation précédents.

Le calcul des caractéristiques correspondantes met en évidence un accord expérimental parfait entre les formules théoriques et les résultats observés.

La population de 3 590 cigarettes a été retenue parce qu'elle permettait d'accéder aisément, moyennant certaines précautions, au poids individuel de chaque cigarette en respectant son rang de production.

CARACTERISTIQUES GENERALES DES CIGARETTES ETUDIEES

Cigarettes à filtre de longueur totale 70 mm (59 mm + 11 mm) ; diamètre 8,7 mm ; mélange noir ; scaferlati battu ; produites à 2 000 cigarettes par minute sur machine à ruban perforé avec aspiration et écrêtage.

ETUDE DE LA DISPERSION DES TRONCONS DE CIGARETTES (SANS FILTRE)

Tous les calculs qui suivent ont été conduits (et vérifiés) sur ordinateur à l'aide du fichier des poids reclassé dans l'ordre naturel de production des tronçons.

Analyse générale de la dispersion

(Sur 3 500 cigarettes prises en 35 groupes de 100 cigarettes consécutives).

Moyenne générale des poids \bar{p}	879,5	mg	
Ecart-type général σ_g	27,7 482	mg	
Ecart-type des moyennes de 100 σ_{100}	12,0 831	mg	} Variance des poids collectifs
Moyenne des écarts-types de 100 $\bar{\sigma}_{100}$	24,6 580	mg	
Écarts-types des écarts-types précédents σ_g	3,9 926	mg	

Vérification : (analyse de la variance) $\sigma_g^2 = 769,96$

$\sigma_{100}^2 + \bar{\sigma}_{100}^2 + \sigma_g^2 \dots\dots\dots 769,96$ Cf. [2]

- La remarque la plus intéressante que l'on peut tirer de ces résultats est l'importance relative de la dispersion instantanée σ_{100} dans la dispersion générale dont l'écart-type représente 88 % de l'écart-type général.

Ce phénomène est d'ailleurs communément admis. Il n'est pas inutile toutefois de le rappeler(1).

Pour raisonner en variance, ce qui est plus exact, nous avons déterminé les parts relatives de la dispersion. (Cf. schéma ci-dessous).

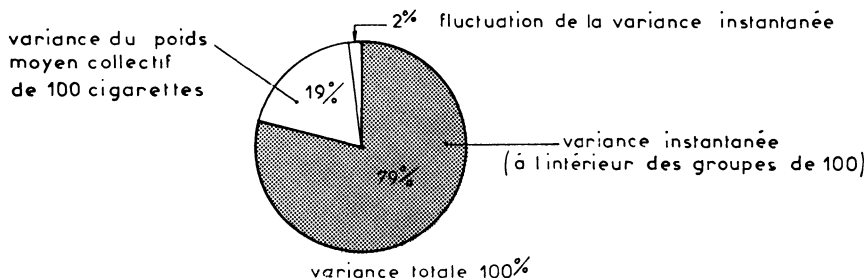


Figure 2 - Décomposition de la dispersion

- Une deuxième remarque est que la dispersion instantanée est remarquablement stable : seulement 2 % de la variance totale sont à attribuer à la fluctuation de celle-ci.

Coefficient "K"

A titre de complément, nous donnons ci-dessous, sous forme de diagramme la suite des 35 coefficients K_{40} correspondants, en rappelant que le

(1) Cette observation mérite particulièrement considération lorsqu'on envisage une régulation automatique des poids ; pour des questions de temps de réponse mécanique (100 cigarettes correspondent à 3 secondes) une action de correction efficace à l'intérieur des groupes de 100 reste encore problématique. De ce fait, une régulation des poids ne peut maîtriser qu'environ 20 % de la fluctuation totale.

coefficient K est défini comme le pourcentage de cigarettes comprises entre $P_m \pm i$ mg, pm étant le poids moyen du groupe considéré. Ici, l'intervalle de classement i a été choisi égal à 40 mg pour conserver une sensibilité maximale [2] [3].

On remarque la dissymétrie de l'histogramme des coefficients K.

On remarquera également que l'un d'entre eux est anormalement bas $K_{40} = 62$.

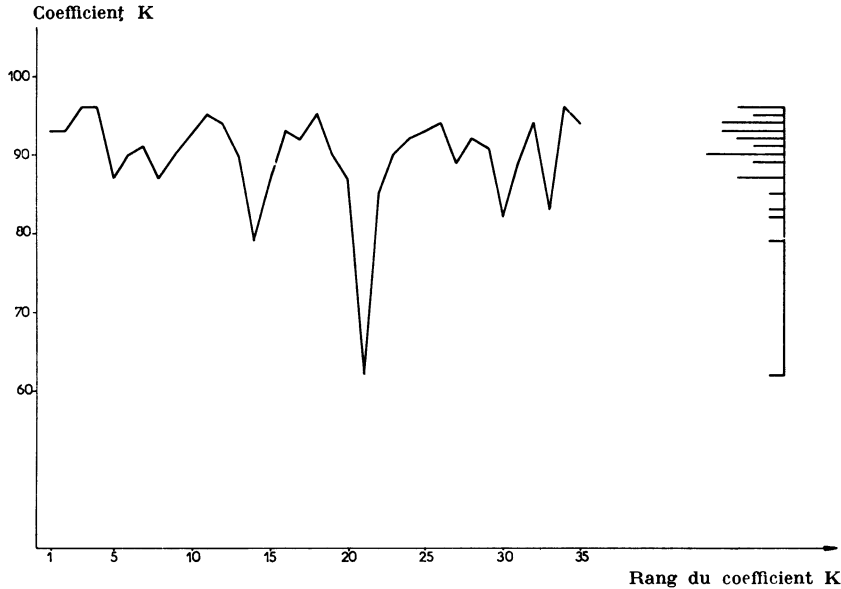


Figure 3 - Variation au cours du temps du coefficient K_{40} .

Il a été facile de repérer la place des cigarettes correspondantes dans la série et d'examiner le graphique de la succession des poids individuels : l'explication apparait clairement ; un changement de poids moyen accidentel est intervenu au milieu du groupe de 100 cigarettes considéré.

Variances et écarts-types des poids collectifs

On a ensuite calculé la variance et l'écart-type des poids moyens de K cigarettes consécutives pour de nombreuses valeurs de K données dans le tableau ci-après.

Ces variances ont été calculées par balayage complet de la série, c'est-à-dire de la façon suivante :

Si l'on considère la suite des poids individuels :

$$x_1, x_2, \dots, x_1, \dots, x_k, \dots, x_{3590}$$

on a pris en compte les $3591 - K$ groupes possibles de K cigarettes consécutives⁽¹⁾.

(1) Il va sans dire que seul un ordinateur permettait ce calcul substantiel.

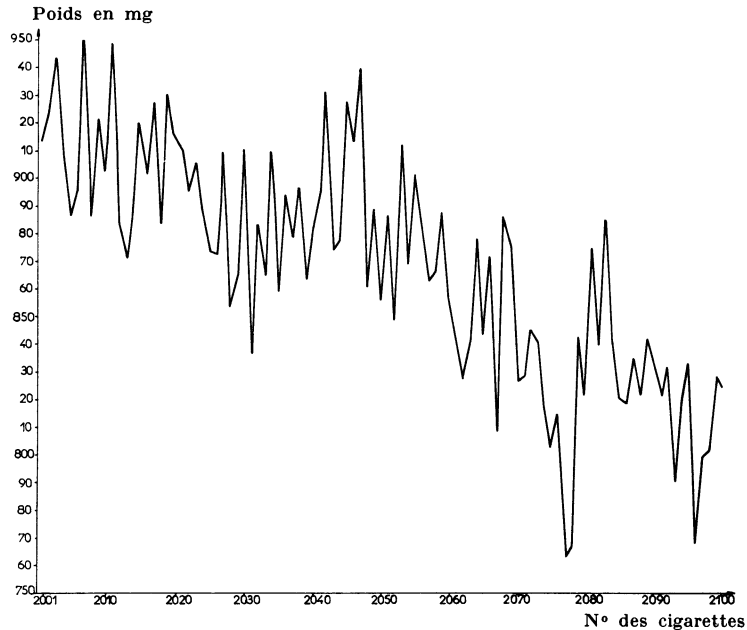


Figure 4 - Evolution des poids individuels du n° 2001 à 2100 expliquant la valeur basse du coefficient K_{40} d'ordre 21.

Ainsi, par exemple, pour le poids moyen de 3 cigarettes consécutives, l'analyse porte sur :

$$\frac{x_1 + x_2 + x_3}{3}, \frac{x_2 + x_3 + x_4}{3}, \dots, \frac{x_{3588} + x_{3589} + x_{3590}}{3}$$

soit : $3591 - 3 = 3588$ valeurs.

Ce mode de calcul présente l'avantage d'être assis sur l'échantillonnage maximal compatible avec les données, et par ailleurs de permettre un bouclage des calculs par la recherche des fonctions d'autocorrélation, ce que nous verrons par la suite.

Les résultats obtenus sont récapitulés dans le tableau suivant : (voir page suivante).

On retrouve naturellement, pour $K = 1$, la valeur de l'écart-type individuel déjà calculé au paragraphe "Analyse de la dispersion". L'écart de 0,1 mg s'explique simplement par légère différence d'assiette entre les deux estimations (3590 cigarettes et 3500 cigarettes).

La quatrième colonne qui donne l'écart-type "théorique" auquel il faudrait s'attendre en l'absence de toute autocorrélation, montre combien l'effet de "parenté" est sensible, c'est-à-dire met en évidence une autocorrélation des poids que nous allons précisément étudier.

Nombre de cigarettes consécutives K	Variance de leur poids moyen (mg ²)	Ecart-type σ de leur poids moyen (mg)	Ecart-type théorique $\frac{\sigma_1}{\sqrt{K}}$ en l'absence de toute autocorrélation (mg)	Nombre de cigarettes consécutives K	Variance de leur poids moyen (mg)	Ecart-type σ de leur poids moyen (mg)	Ecart-type théorique $\frac{\sigma_1}{\sqrt{K}}$ en l'absence de toute autocorrélation (mg)
1	774,60	27,8	27,8	18	302,73	17,4	6,5
2	544,22	23,3	19,6	19	297,98	17,3	6,3
3	471,41	21,7	16,1	20	293,36	17,1	6,2
4	432,75	20,8	13,9	25	273,36	16,5	5,6
5	411,16	20,2	12,4	30	256,83	16,0	5,1
6	393,26	19,8	11,3	35	242,73	15,6	4,7
7	379,78	19,5	10,5	40	230,60	15,2	4,4
8	367,87	19,2	9,8	45	220,20	14,8	4,1
9	359,17	19,0	9,3	50	210,73	14,5	3,9
10	350,74	18,7	8,8	60	193,85	13,9	3,6
11	343,33	18,5	8,4	70	179,04	13,4	3,3
12	336,25	18,3	8,0	80	167,97	12,9	3,1
13	330,15	18,2	7,7	90	154,32	12,4	2,9
14	324,10	18,0	7,4	100	143,88	12,0	2,8
15	318,40	17,8	7,2	250	69,44	8,3	1,8
16	312,70	17,7	6,9	500	28,72	5,4	1,2
17	307,76	17,5	6,7				

Etude des autocorrélations entre poids des rangs successifs

Dire qu'il y a autocorrélation entre les poids de cigarettes séparées par K rangs, veut dire que leur covariance n'est pas nulle, ou encore que ces poids ne sont pas indépendants au sens statistique de ce terme.

Pour parler en termes plus communs, l'existence d'une autocorrélation entre les poids de tronçons plus ou moins "voisins" résulte d'une liaison ou d'une certaine parenté entre ceux-ci. Ce phénomène est d'ailleurs très intuitivement convenable lorsqu'on remonte au phénomène de production lui-même, c'est-à-dire la formation du boudin au niveau du distributeur de la machine : on conçoit ainsi que si, par exemple, une cigarette se trouve au dessus du poids moyen, celle qui la suit a, toutes choses égales par ailleurs "plus de chances" de se trouver elle aussi au-dessus du poids moyen, les "chances" diminuant au fur et à mesure que l'on s'éloigne de la première cigarette prise comme référence.

* * *

Les notions qui précèdent se rattachent à la théorie générale des fonctions aléatoires sur laquelle notre propos n'est pas de nous étendre, ce qui sortirait très nettement du cadre de cet exposé. Nous ferons toutefois l'observation suivante : une classe de fonctions aléatoires particulièrement importante est celle dite des fonctions aléatoires stationnaires du second ordre dans laquelle se range, au moins en première approximation, un grand nombre de phénomènes physiques. Sans entrer dans le détail de l'aspect théorique et rigoureux de la question, disons que ces fonctions sont caractérisées par une autocorrélation stationnaire ou plus précisément par le fait que le coefficient d'autocorrélation qui lie deux caractéristiques x_1 et x_{1+k} de la série considérée ne dépend que de l'intervalle des rangs, K.

Les calculs que nous avons effectués comme précisé ci-dessous, sont fondés sur l'hypothèse de la stationnarité. On verra par les vérifications résultant de cette hypothèse quant aux relations existant entre les coefficients d'autocorrélation et les écarts-types des poids moyens collectifs, que cette hypothèse s'avère parfaitement justifiée.

* * *

Nous avons ainsi appelé coefficient d'autocorrélation de rang K, l'expression définie par :

$$\rho_k = \frac{\text{COV}(x_i, x_{i+k})}{\sqrt{\text{var } x_i \times \text{var } x_{i+k}}}$$

le calcul étant étendu à tous les couples distants de K rangs, x_i représentant le poids individuel de la cigarette de rang i.

Cette expression s'écrit encore :

$$\rho_k = \frac{\text{COV}(x_i, x_{i+k})}{\text{var } x}$$

en notant var x la variance des poids individuels, puisque :

$$\text{var } x_i = \text{var } x_{i+k} = \text{var } x$$

sur l'ensemble de la population.

Le calcul lui-même ne présente aucune difficulté, si ce n'est sa longueur puisqu'à chaque coefficient ρ correspondent 3590 K termes ; là encore l'ordinateur rend un service appréciable.

Coefficients de corrélation brute

Les résultats du calcul sont les suivants : (voir page suivante).

Commentaires

Si l'on trace le graphique $\rho_k = r(K)$, on peut faire les observations suivantes .

- La valeur de ρ_k décroît d'une valeur significative positive jusqu'à une valeur nulle au fur et à mesure que K croît, comme il fallait s'y attendre .

Au-delà de $K = 70$, ce coefficient ne peut plus être considéré comme significativement positif. On doit donc considérer que la "parenté" entre cigarettes n'est sensible que jusqu'à 70 rangs d'écart, ce qui représente à peu près, 2,1 secondes.

- D'autre part, le spectre de ρ_k brut présente un système de "dents de scie" parfaitement régulier qui nous a beaucoup intrigués jusqu'à ce que nous en trouvions l'explication.

On remarque, en effet, des inversions régulières de période "2" dans la décroissance de ρ_k , telles que $\rho_{2p} > \rho_{2p-1}$

Autocorrélations entre rangs

Rang d'écart (1)	Corrélation brute (2)	Rang d'écart (3)	Corrélation corrigée (4)	Intervalle de confiance (5)	
K = 1	R = .40 489	K = 1	R = .44 565	.41 858	.47 273
K = 2	R = .42 720	K = 2	R = .44 060	.38 250	.43 869
K = 3	R = .39 758	K = 3	R = .43 819	.44 088	.46 549
K = 4	R = .43 151	K = 4	R = .41 499	.38 701	.41 297
K = 5	R = .33 809	K = 5	R = .37 706	.34 806	.40 606
K = 6	R = .36 893	K = 6	R = .35 062	.32 096	.38 027
K = 7	R = .31 665	K = 7	R = .35 498	.32 543	.38 454
K = 8	R = .38 709	K = 8	R = .36 929	.34 008	.39 850
K = 9	R = .28 672	K = 9	R = .32 430	.29 403	.35 457
K = 10	R = .31 244	K = 10	R = .29 239	.26 145	.32 333
K = 11	R = .26 309	K = 11	R = .29 992	.26 913	.33 071
K = 12	R = .31 938	K = 12	R = .29 960	.26 879	.33 040
K = 13	R = .23 177	K = 13	R = .26 768	.23 626	.29 910
K = 14	R = .24 820	K = 14	R = .22 629	.49 418	.25 811
K = 15	R = .21 346	K = 15	R = .24 890	.21 715	.28 066
K = 16	R = .26 720	K = 16	R = .24 584	.21 403	.27 766
K = 17	R = .18 872	K = 17	R = .22 352	.19 134	.25 569
K = 18	R = .21 910	K = 18	R = .19 626	.46 370	.22 883
K = 19	R = .18 745	K = 19	R = .22 220	.19 000	.25 441
K = 20	R = .22 439	K = 20	R = .20 172	.46 922	.23 422
K = 25	R = .13 724	K = 25	R = .17 033	.43 741	.20 325
K = 30	R = .16 020	K = 30	R = .13 584	.10 253	.16 911
K = 35	R = .12 161	K = 35	R = .15 416	.12 101	.18 730
K = 40	R = .16 519	K = 40	R = .14 089	.10 759	.17 420
K = 45	R = .08 482	K = 45	R = .11 627	.08 272	.14 181
K = 50	R = .09 027	K = 50	R = .06 406	.03 017	.09 795
K = 60	R = .08 201	K = 60	R = .05 563	.02 165	.08 960
K = 70	R = .04 918	K = 70	R = .02 154	.01 257	.05 565
K = 80	R = .06 674	K = 80	R = .03 956	.00 543	.07 368
K = 90	R = .02 302	K = 90	R = .00 544	.03 966	.02 879
K = 100	R = .04 999	K = 100	R = .02 238	.01 188	.05 664

Il y avait donc là un phénomène périodique visiblement lié à la parité des cigarettes, que nous avons cherché à élucider.

Un test simple nous a permis d'en dégager la cause.

Nous avons calculé, sur l'ensemble de la population, le poids moyen des cigarettes de rang impair (cigarettes circulant sur la file de gauche) et le poids moyen des cigarettes de rang pair (cigarettes circulant sur la file de droite et ensuite retournées).

Les résultats sont les suivants :

Poids moyen des 1795 cigarettes "impaires".. 881 mg $\sigma = 27,5$ mg
 Poids moyen des 1795 cigarettes "paires".... 875 mg $\sigma = 27,3$ mg

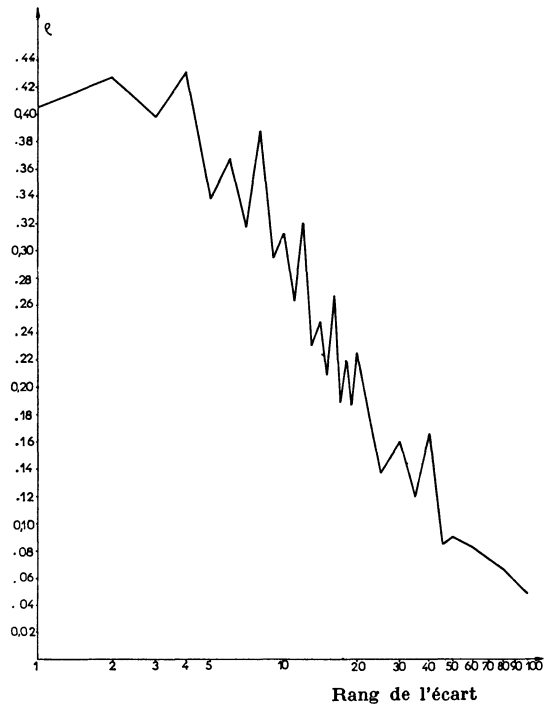


Figure 5 - Spectre d'autocorrélation brute de 3640 cigarettes consécutives (long. 59 mm) (observer le phénomène périodique en "dents de scie").

Si l'on calcule la variable t (de Student-Fisher) relative à l'écart constaté :

$$t = \frac{P_1 - P_2}{\frac{\sigma}{\sqrt{n/2}}} \left[\text{formule classique } t = \frac{d}{s} \times \sqrt{\frac{n_1 n_2}{n_1 + n_2}} \right]$$

dans laquelle σ^2 est la variance commune, $n_1 = n_2 = n$.

On obtient :

$$t = \frac{9}{27,4} \times \sqrt{\frac{1795}{2}} = 10,2$$

La variable t suit une loi à $2 \times 1795 - 2 = 3588$ d.d.l., c'est-à-dire pratiquement une loi normale. La valeur $t = 10,2$ correspond à une probabilité extrêmement faible au cas où les deux moyennes proviennent d'une même population.

- En conséquence, l'écart de 9 mg entre les poids moyens des deux sous-populations est hautement significatif(1).

(1) L'efficacité de ce test est en même temps une bonne présomption qu'il n'y a pas eu d'erreur de reclassement des cigarettes dans leur ordre naturel.

Cet écart peut vraisemblablement s'expliquer par les considérations suivantes liées au fonctionnement même du matériel de production :

Les cigarettes de rang pair sont celles, nous l'avons dit, qui circulent sur la file de droite de l'assembleuse. Ceci étant :

a) Elles sont d'abord plus brutalement freinées sur le barillet de réception puisque leur course est plus courte (décélération plus forte).

b) Elles subissent l'opération de retournement qui les ébranle quelque peu.

Ces deux actions combinées entraînent une perte par les bouts supplémentaires de 9 mg par cigarette en moyenne.

Calcul des autocorrélations corrigées

Nous avons alors repris le calcul des autocorrélations en "créditant" chaque cigarette de rang pair de 9 mg supplémentaires, correspondant à la perte moyenne spécifique de ces cigarettes dans l'opération d'assemblage.

Les nouveaux coefficients d'autocorrélation sont ceux qui figurent à la quatrième colonne du tableau précédent. La cinquième colonne donne l'intervalle de confiance à 95 %.

On observera, d'une part, que toute interversion systématique a maintenant disparu, la décroissance étant, aux fluctuations aléatoires près, régulière quand l'ordre K croît ; d'autre part, que les coefficients sont légèrement majorés en moyenne, ce qui s'explique aisément, le phénomène parasite mis en évidence ci-dessus abaissant systématiquement la corrélation des rangs d'écart impair par suite de la superposition d'une autocorrélation partielle négative.

Observations sur le spectre corrigé

Les points suivants paraissent à souligner :

- Les autocorrélations entre cigarettes sont très significatives entre les rangs 1 à 10, tout en décroissant rapidement.

- Elles restent encore significatives jusque vers les rangs 60-70. Au-delà, la "parenté" entre cigarettes est difficilement mise en évidence : elle est très faible en tout état de cause.

- Nous avons porté sur le même schéma, la fonction de corrélation des rangs obtenue (il y a dix ans) lors d'un essai effectué sur un matériel de conception analogue tournant à 1400 tours/minute, mais portant sur une population de 40 000 cigarettes (les coefficients d'autocorrélation n'avaient pas été déterminés avec la même précision d'échantillonnage).

- Il est remarquable de constater la similitude des deux courbes obtenues lors de ces deux expériences parfaitement indépendantes. L'écart que l'on constate entre les valeurs des autocorrélations pour un même rang (plus élevées pour le premier essai) peut, à notre avis, s'expliquer par les deux raisons suivantes :

a) Les tronçons du premier essai étaient de 70 mm, pour 59 mm lors du deuxième essai (phénomène qui diminue la part due à l'instantané aléatoire dans le poids du tronçon).

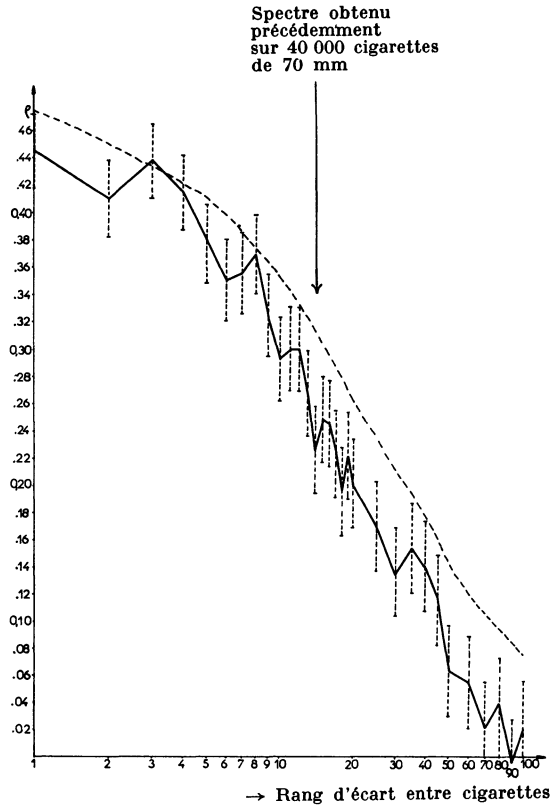


Figure 6 - Spectre d'autocorrélation corrigé de 3640 cigarettes consécutives (long. 59 mm).

b) L'assiette de la population étant notablement plus élevée dans le cas du premier essai, il est naturel d'obtenir, toutes choses égales par ailleurs, un effet de "parenté" plus significatif.

Relation entre la variance des poids collectifs et les coefficients d'autocorrélation des rangs

Par un calcul théorique que nous ne développerons pas ici pour ne pas alourdir l'exposé, on peut montrer que la variance du poids moyen \bar{x}_k de k cigarettes consécutives, est liée à la variance du poids individuel x par la formule suivante(1) :

$$\text{var } \bar{x}_k = \frac{\text{var } x}{K} (1 + 2 R_k) \tag{F}$$

(1) Le développement complet du calcul correspondant est publié dans l'article précédent.

formule dans laquelle R_k est une fonction linéaire des $k-1$ premiers coefficients de corrélation entre rangs telle que :

$$R_k = \frac{1}{K} \left[(k-1) \rho_1 + (k-2) \rho_2 + \dots + 2 \rho_{k-2} + 1 \rho_{k-1} \right]$$

La formule (F) précédente met bien en évidence la part jouée par les parentés entre cigarettes dans la modification de la variance des poids moyens collectifs par rapport à la valeur qu'elle aurait en l'absence de toute autocorrélation de rangs.

Dans ce cas en effet :

$$\forall i, \rho_i = 0 \longrightarrow R = 0$$

ce qui entraîne :

$$\text{var } \bar{x}_k = \frac{\text{var } x}{k}$$

formule classique qui donne la variance de la moyenne de K caractéristiques indépendantes en fonction de leur variance individuelle. Dans le cas où tous les ρ_i sont > 0 (cas des cigarettes consécutives),

R_k est une forme strictement positive et par conséquent :

$$\text{var } \bar{x}_k > \frac{\text{var } x}{k}$$

C'est bien ce que l'on observe en pratique.

Vérification expérimentale

Si nous désignons par $FR(K)$ la fonction $1 + 2 R_k$ et par $RACF(K)$ la fonction $\sqrt{FR(K)}$, nous avons pour tout K :

$$\text{var } \bar{x}_k = \frac{\text{var } x}{k} \times FR(K) \text{ ou } \sigma_k = \sigma_x \times \frac{1}{\sqrt{k}} \cdot RACF(K)$$

Les valeurs des fonctions $FR(K)$ et $RACF(K)$ ont été calculées⁽¹⁾ pour $K = 2$ à 20 à partir des coefficients d'autocorrélation ρ_1, \dots, ρ_{19} déterminés au paragraphe "Etude des autocorrélations entre poids des rangs successifs : Coefficients de corrélation brute".

On a ensuite comparé les valeurs "théoriques" des variances et des σ des poids moyens collectifs calculés par la formule précédente avec les valeurs obtenues au paragraphe "Variances et écarts-types des poids collectifs".

Ces comparaisons sont données dans le tableau page suivante.

 (1) Le calcul de la suite des valeurs $FR(K)$ se prête particulièrement bien à un traitement sur ordinateur, car il est justiciable d'un algorithme simple.

Nombre de cigarettes consécutives K	Variance théorique var x/k en l'absence de corrélation	Ecart-type théorique σ_x/\sqrt{k} en l'absence de corrélation	FR (K) $1 + 2 R_k$ calculée à partir des ρK	Variance des poids moyens calculée var $\bar{x}_k = \frac{\text{var } x}{k} \times \text{FR (K)}$	Variance des poids moyens observée var $\bar{x}_k = \frac{\sigma^2}{K}$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1	774,60	27,8317	1	774,60	774,60
2	387,30	29,6576	1,1049	544,11	544,22
3	258,20	16,0503	1,8247	471,11	471,41
4	193,65	13,9000	2,2333	432,47	432,75
5	154,92	12,4325	2,6511	410,71	411,16
6	129,10	11,3493	3,0424	392,77	393,26
7	110,66	10,5071	3,4272	379,25	379,78
8	96,83	9,8288	3,7950	367,46	367,87
9	86,06	9,2667	4,1671	358,62	359,17
10	77,46	8,7911	4,5221	350,28	350,74
11	70,42	8,3820	4,8694	342,90	343,33
12	64,55	8,0252	5,2027	335,83	33,25
13	59,58	7,7103	5,5338	329,70	330,15
14	55,33	7,4299	5,8707	324,82	324,10
15	51,64	7,1779	6,1585	318,02	318,40
16	48,41	6,9500	6,4544	312,45	312,70
17	45,56	6,7425	6,7470	307,39	307,76
18	43,03	6,5525	7,0281	302,42	302,73
19	40,77	6,3778	7,3026	297,72	297,98
20	38,73	6,2463	7,5681	293,12	293,36

- Il y a donc concordance parfaite (à quelques décimales près) entre la variance calculée directement à partir des poids moyens collectifs et la variance déterminée à partir de la variance individuelle à l'aide des coefficients d'autocorrélation en appliquant la formule (F) précédente.

Ce tableau illustre bien l'incidence importante des autocorrélations entre poids de cigarettes voisines sur la non-décroissance de la variance du poids moyen collectif au rythme auquel on pourrait s'attendre s'il y avait parfaite indépendante entre les cigarettes (comparer les colonnes 2 et 6 ou 5).

CONCLUSIONS

L'emploi des méthodes d'analyse statistique sur des populations de cigarettes consécutives, rendu maintenant possible grâce aux performances de calcul que l'on peut obtenir des ordinateurs, a permis de préciser de manière quantitative les phénomènes suivants déjà tenus pour acquis sur le plan qualitatif.

La dépendance "cinématique" entre cigarettes voisines joue un rôle fondamental pour l'appréciation des caractéristiques de dispersion. On a ainsi pu mettre en évidence la liaison qui existe entre la variance du poids moyen de n cigarettes consécutives et les n-1 coefficients d'autocorrélation correspondants. Il est en outre confirmé que la dispersion "instantanée", c'est-à-

dire celle qui résulte des variations de remplissage dans des intervalles de temps inférieurs à 2 secondes, constitue la part principale de la dispersion d'ensemble.

Parallèlement, certaines observations complémentaires ont pu être déduites des résultats obtenus, comme par exemple l'influence de la machine assembleuse sur la ségrégation des cigarettes en deux sous-populations de poids moyens différents par suite d'une perte par les bouts sélective.

Enfin, l'analyse statistique a permis d'étudier le comportement de la machine à assembler quant à la dispersion du poids des tronçons de filtres provenant d'une double coupe suivie d'une recoupe.

Au total, bien que l'étude précédente ne porte que sur 3600 cigarettes consécutives et ce, pour des questions essentiellement d'ordre pratique, la méthodologie adoptée devrait pouvoir être utilisée avec profit sur des séries plus importantes : en particulier, si la fiabilité et le temps de réponse des jauges à rayons β et des organes traducteurs qui les accompagnent continuent à s'améliorer comme au cours de la dernière décennie, on devrait pouvoir envisager la construction de chaînes de mesure capables de déterminer en continu avec précision les poids successifs de tronçons de diverses longueurs et d'effectuer une conversion analogique numérique aussitôt transcrite sur un support propre à être traité directement sur ordinateur (bande perforée, ou bande magnétique).

Si une telle réalisation n'a rien d'utopique et est même proposée sous diverses variantes par certains constructeurs, il semble encore difficile de pouvoir obtenir, sous forme numérique, la série des valeurs individuelles des poids de tronçons avec la précision qu'apporte une vraie pesée : l'étude que nous venons de présenter montre l'intérêt qu'offre l'analyse statistique détaillée de telles séries.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] REY P. - "Cours de fabrication des tabacs". Tome II, chap. B IX, p. 20, Ed. 1952 (S.E.I.T.A.).
- [2] PIETRUCCHI A. - "Analyse de la dispersion des machines à confectionner". Annales D.E.E., 1963, p. 77.
- [3] FLESSELLES J. - "Abaque cartésien pour les calculs relatifs à la dispersion". Annales D.E.E., 1963, p. 115.