

Zeitschrift: L'Enseignement Mathématique
Herausgeber: Commission Internationale de l'Enseignement Mathématique
Band: 6 (1960)
Heft: 1: L'ENSEIGNEMENT MATHÉMATIQUE

Artikel: LES MODÈLES LINÉAIRES EN ANALYSE STATISTIQUE
Autor: Breny, H.
Kapitel: 2, 2. Distributions. Epreuves d'hypothèses.
DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-36336>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

Download PDF: 28.01.2026

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>

ce résultat s'étend sans peine au cas de plus de deux composantes, et on peut énoncer que

si U^* est la somme (directe) des espaces mutuellement orthogonaux U_1^*, \dots, U_t^* , on a

$$SC U^* = \sum_1^t SC U_i^* .$$

Il en résulte un mode de calcul des sommes de carrés qui est assez souvent plus commode que l'emploi des formules (7) et (8). On part d'une base u_1^*, \dots, u_s^* de U^* ; si elle n'est pas orthogonale, on l'orthogonalise (par exemple, par le procédé pas à pas de Schmidt), ce qui fournit la base orthogonale w_1^*, \dots, w_s^* ; alors on a

$$SC U^* = \sum_1^s SC \{ w_i^* \}$$

et donc, en vertu de (9),

$$SC U^* = \sum_1^s (w_i^* \cdot)^2 / (w_i^* w_i) . \quad (11)$$

2, 14. On écrit, en particulier,

SCT (somme de carrés totale) pour $SC V^*$,

SCN (somme de carrés normale) pour $SC V_+$,

SCE (somme de carrés des erreurs) pour $SC V_0$.

On notera que, V_+ et V_0 étant par définition complémentaires et orthogonaux dans V^* , on a toujours

$$SCT = SCN + SCE .$$

D'autre part, e_1^*, \dots, e_n^* forment une base orthogonale de U^* , et $e_i^* \cdot x = x_i$; donc

$$SCT = \sum_1^n x_i^2 .$$

2, 2. Distributions. Epreuves d'hypothèses.

2, 21. Soit U^* un sous-espace de V^* , de dimension s , w_1^*, \dots, w_s^* une base orthogonale de U^* . Chaque $w_i^* \cdot$ est une variable

aléatoire normale, de moyenne $w_i^* \mathfrak{A} \mathfrak{b}$ et de variance $(w_i^* w_i) \sigma^2$; en outre, si $i \neq k$,

$$\text{cov}(w_i^* \mathfrak{x}, w_k^* \mathfrak{x}) = (w_i^* w_k) \sigma^2 = 0,$$

de sorte que les aléatoires $w_i^* \mathfrak{x}$ sont les composantes non corrélées d'un vecteur multinormal, elles sont donc indépendantes.

Dès lors, si l'on suppose que \mathfrak{b} est tel que $\mathbf{E} w_i^* \mathfrak{x} = 0$ ($i = 1, \dots, s$) (c'est-à-dire sous l'hypothèse $w_1^* \mathfrak{A} \mathfrak{b} = \dots w_s^* \mathfrak{A} \mathfrak{b} = 0$), les aléatoires $(w_i^* \mathfrak{x})/\sigma$ sont gaussiennes et indépendantes, de sorte que

$$(1/\sigma^2) \mathbf{SC} \mathbf{U}^* = \sum_1^s [(w_i^* \mathfrak{x})/\sigma]^2$$

est une aléatoire χ_s^2 .

Si, par contre, on ne suppose pas $\mathbf{E} w_i^* \mathfrak{x} = 0$, $(1/\sigma^2) \mathbf{SC} \mathbf{U}^*$ est une aléatoire χ^2 décentrée à s degrés de liberté, elle est donc, en loi, plus grande qu'une aléatoire χ_s^2 :

$$\Pr[(\mathbf{SC} \mathbf{U}^*)/\sigma^2 > a] \geq \Pr[\chi_s^2 > a].$$

2, 22. Prenons pour \mathbf{U}^* l'espace des erreurs, \mathbf{V}_0 ; alors $s = n - r$ et les conditions $\mathbf{E} w_i^* \mathfrak{x} = 0$ sont identiquement ⁹⁾ satisfaites. On a donc, indépendamment de toute hypothèse quant à \mathfrak{b} ,

$$\Pr[\mathbf{SC} \mathbf{E} > a \sigma^2] = \Pr[\chi_{n-r}^2 > a],$$

d'où, notamment,

$$\Pr[\mathbf{SC} \mathbf{E}/a < \sigma^2 < \mathbf{SC} \mathbf{E}/b] = \Pr[a < \chi_{n-r}^2 < b],$$

ce qui permet d'estimer σ .

2, 23. Supposons que $\mathfrak{f}^* \mathfrak{b} = m_f^T \mathfrak{A}^T \mathfrak{A} \mathfrak{b}_H$ soit une combinaison estimable et que $l_f^* \mathfrak{x} \equiv m_f^T \mathfrak{A}^T \mathfrak{x}$ soit son estimateur privilégié. Alors:

- a) sous l'hypothèse $\mathfrak{f}^* \mathfrak{b} = a$, $[(l_f^* \mathfrak{x} - a)/\sigma \sqrt{(l_f^* l_f)}]$ est une aléatoire gaussienne;
- b) $\mathbf{SC} \mathbf{E}/(n - r) \sigma^2$ est une aléatoire χ_{n-r}^2 ;
- c) $\mathbf{SC} \mathbf{E}$ et $l_f^* \mathfrak{x}$ sont indépendantes (car l_f^* , estimatrice, est orthogonale à tous les vecteurs de \mathbf{V}_0).

Donc, sous l'hypothèse susdite,

$$\Delta_a = \frac{l_f^* \mathfrak{x} - a}{\sigma \sqrt{(l_f^* l_f)}} : \frac{\sqrt{\text{SC E}}}{\sigma \sqrt{(n-r)}} = \frac{(l_f^* \mathfrak{x} - a) \sqrt{(n-r)}}{\sqrt{[(l_f^* l_f) \text{SC E}]}}$$

est une aléatoire t_{n-r} , ce qui permet d'éprouver l'hypothèse en question ou d'estimer $f^* b$.

2, 24. Soient $f_1^* b, \dots, f_s^* b$ des combinaisons estimables, linéairement indépendantes, et $l_{f_i}^* \mathfrak{x}$ ($i = 1, \dots, s$) leurs estimateurs privilégiés. **Sous l'hypothèse** $f_1^* b = \dots = f_s^* b = 0$, les moyennes des $l_{f_i}^* \mathfrak{x}$ sont toutes nulles, et donc $(1/\sigma^2) \text{SC}\{l_{f_1}^*, \dots, l_{f_s}^*\}$ est une aléatoire χ_s^2 ; cela entraîne que

$$Q = \frac{\text{SC}\{l_{f_1}^*, \dots, l_{f_s}^*\}/s}{\text{SC E}/(n-r)}$$

est une aléatoire $F_{s, n-r}$. Si l'hypothèse en question est fausse, Q est, en loi, plus grande que $F_{s, n-r}$; on éprouvera donc cette hypothèse en comparant la valeur observée de Q à $F_{s, n-r}$, les grandes valeurs de Q étant critiques.

Remarque. — Il est manifeste que, si α est un nombre certain quelconque, on a $\text{SC}\{\alpha \omega^*\} = \text{SC}\{\omega^*\}$. On peut donc négliger un facteur constant dans le calcul d'une somme de carrés. Il n'en est pas de même dans le calcul de l'expression Δ_a du § 2, 33.

2, 3. Sous-espaces disjoints non orthogonaux.

2, 31. Soient U_q^* et U_{r-q}^* deux sous-espaces complémentaires de V_+ , de dimensions q et $r - q$: $V_+ = U_q^* \oplus U_{r-q}^*$; on ne suppose pas que U_q^* et U_{r-q}^* sont mutuellement orthogonaux. On cherche à interpréter $\text{SC } U_q^*$ et $\text{SC } U_{r-q}^*$. Pour cela, on considère, outre le modèle initial, le modèle où

$$(l^* \in U_{r-q}^*) \quad \text{implique} \quad \mathbf{E} l^* \mathfrak{x} = 0, \quad (11)$$

tandis que $(l^* \in U_q^*)$ implique $\mathbf{E} l^* \mathfrak{x} \neq 0$ pour une valeur au moins de b .

[On pourrait décrire ce modèle ainsi: soit l_1^*, \dots, l_q^* une base de U_q^* , l_{q+1}^*, \dots, l_r^* une base de U_{r-q}^* , et \mathfrak{B} telle que, dans le modèle initial,

$$\hat{b}_H = \mathfrak{B} [l_1^* \mathfrak{x} \dots, l_r^* \mathfrak{x}]^T, \quad \mathbf{E} \mathfrak{x} = \mathfrak{A} \mathfrak{B}^{-1} \mathfrak{B} b = \mathfrak{A} \mathfrak{B}^{-1} w;$$