

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, 1. Sommes des carrés.
DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-36336>

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. 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. [Siehe Rechtliche Hinweise.](#)

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. [Voir Informations légales.](#)

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. [See Legal notice.](#)

Download PDF: 13.03.2025

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

1, 4. *Moindres carrés.*

A partir de la relation

$$\mathbf{E} \mathbf{x} = \mathfrak{A} \mathfrak{b}_H ,$$

le théorème de Gauss-Markov conduit à introduire le vecteur-estimateur \mathfrak{b}^* défini en fonction de l'observation \mathbf{x} par la condition que

$$S^2(\mathfrak{b}) \equiv (\mathfrak{x} - \mathfrak{A} \mathfrak{b})^T (\mathfrak{x} - \mathfrak{A} \mathfrak{b})$$

soit minimum pour $\mathfrak{b} = \mathfrak{b}^*$. Or, comme

$$\frac{d}{d b_{i,H}} \mathfrak{b}_H = \mathbf{e}_{i,H} , \quad \frac{d}{d b_{i,H}} \mathfrak{b}_H^T = \mathbf{e}_{i,H}^T ,$$

et

$$S^2(\mathfrak{b}) = \mathfrak{x}^* \mathfrak{x} - \mathfrak{b}_H^T \mathfrak{A}^T \mathfrak{x} - \mathfrak{x}^* \mathfrak{A} \mathfrak{b}_H + \mathfrak{b}_H^T \mathfrak{A}^T \mathfrak{A} \mathfrak{b}_H ,$$

on a

$$\frac{d S^2(\mathfrak{b})}{d b_{i,H}} = 2 (\mathfrak{A}^T \mathfrak{A} \mathfrak{b}_H - \mathfrak{A}^T \mathfrak{x}) .$$

Les conditions $\frac{d S^2(\mathfrak{b}^*)}{d b_{i,H}} = 0$ conduisent donc au système

$$\mathfrak{A}^T \mathfrak{A} \mathfrak{b}_H^* = \mathfrak{A}^T \mathbf{x} ,$$

identique au système normal. Il en résulte que, si $r = p$, les estimateurs de moindres carrés ne sont autres que les estimateurs privilégiés. Si $r < p$, les deux méthodes conduisent aux mêmes combinaisons estimables fondamentales.

2. DISTRIBUTIONS ET ÉPREUVES D'HYPOTHÈSES.

2, 1. *Sommes des carrés.*

2, 11. Soit \mathbf{U}^* un sous-espace vectoriel de \mathbf{V}^* ; on appelle « somme de carrés due à \mathbf{U}^* », et on note \mathbf{SCU}^* ¹¹⁾, le carré scalaire de la projection orthogonale de \mathbf{x} sur le dual \mathbf{U} de \mathbf{U}^* . La dimension de \mathbf{U}^* est, par définition, le « nombre de degrés de liberté » de \mathbf{SCU}^* .

Si les vecteurs v_1^*, \dots, v_t^* ($t \geq s$) engendrent U^* , on écrit, d'ordinaire, $\{v_1^*, \dots, v_t^*\}$ pour U^* ; on écrira donc aussi $SC\{v_1^*, \dots, v_t^*\}$ pour $SC U^*$.

2, 12. Pour calculer effectivement $SC U^*$, on introduit une base quelconque de U^* , soit u_1^*, \dots, u_s^* . La projection orthogonale $\#_u$ de $\#$ sur U est alors définie par les relations

$$\#_u = \sum \lambda_i u_i, \quad \langle \# - \#_u, u_k \rangle \equiv u_k^* (\# - \#_u) = 0 \quad (k = 1, \dots, s)$$

d'où l'on tire

$$\sum_{i=1}^s \lambda_i u_i^* u_k = u_k^* \# \quad (k = 1, \dots, s), \quad (7)$$

système d'équations linéaires qui détermine entièrement les λ_i (en effet, les u_i formant une base de U , la matrice $\|u_i^* u_k\|$ est de rang s). On a alors

$$\begin{aligned} SC U^* &= \#_u^* \#_u = \left(\sum_1^s \lambda_i u_i^* \right) \left(\sum_1^s \lambda_k u_k \right) \\ &= \sum_1^s \sum_1^s \lambda_i \lambda_k u_i^* u_k \end{aligned}$$

moyennant (7), ce qui entraîne

$$SC U^* = \sum_1^s \lambda_k u_k^* \# \quad (8)$$

Dans le cas où $s = 1$ (U^* engendré par l'unique vecteur u^*), on a

$$SC\{u^*\} = (u^* \#)^2 / (u^* u) \quad (9)$$

2, 13. Soient U_1^* et U_2^* deux sous-espaces complémentaires de U^* , mutuellement orthogonaux, U_1 et U_2 leurs duals; ceux-ci sont, dans U , deux sous-espaces complémentaires mutuellement orthogonaux, et on a

$$\#_u^* \#_u = \#_{u_1}^* \#_{u_1} + \#_{u_2}^* \#_{u_2},$$

ce qui entraîne

$$SC U^* = SC U_1^* + SC U_2^* \quad (10)$$

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),

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

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 $e_i^* \cdot \mathbf{x} = x_i$; 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 $w_i^* \cdot \mathbf{x}$ est une variable