

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: 4, 2. Problèmes de régression.
DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-36341>

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>

4, 12. Soit $(\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_q)$ un échantillon simple et fortuit d'une population normale de moyenne μ_1 et écart-type σ , $(\mathbf{x}_{q+1}, \dots, \mathbf{x}_n)$ un échantillon simple et fortuit d'une population normale de moyenne μ_2 et écart-type σ , les deux échantillons étant mutuellement indépendants. La théorie des modèles linéaires s'applique encore:

$$\mathbf{E} \begin{bmatrix} \mathbf{x}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{x}_q \\ \mathbf{x}_{q+1} \\ \vdots \\ \mathbf{x}_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \\ \vdots & \vdots \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix},$$

$$r = p = 2, \quad \mathbf{b}_H^T = \|\mu_1, \mu_2\|, \quad \mathbf{X}^T \mathbf{X} = \begin{bmatrix} q & 0 \\ 0 & n - q \end{bmatrix}.$$

Si on pose

$$\sum_{i=1}^q \mathbf{x}_i^s = \mathbf{S}_{1,s}, \quad \sum_{i=q+1}^n \mathbf{x}_i^s = \mathbf{S}_{2,s},$$

on a

$$\hat{\mu}_1 = \mathbf{S}_{1,1}/q, \quad \hat{\mu}_2 = \mathbf{S}_{2,1}/(n - q),$$

$$\text{SCE} = \frac{q \mathbf{S}_{1,2} - (\mathbf{S}_{1,1})^2}{q} + \frac{(n - q) \mathbf{S}_{2,2} - (\mathbf{S}_{2,1})^2}{n - q},$$

de sorte que, sous l'hypothèse $\mu_1 - \mu_2 = \Delta$, l'expression

$$\frac{(\hat{\mu}_1 - \hat{\mu}_2 - \Delta) \sqrt{(n - 2)}}{\sqrt{\left[\left(\frac{1}{q} + \frac{1}{n - q}\right) \text{SCE}\right]}}$$

est une aléatoire t_{n-2} ; SCE/σ^2 est une aléatoire χ_{n-2}^2 .

4, 2. Problèmes de régression.

4, 211. Supposons que, u_1, \dots, u_s étant des constantes certaines deux à deux distinctes, on ait $n = \sum_1^s k_i$ variables aléatoires $\mathbf{x}_{i,j}$ ($i = 1, \dots, s$; $j = 1, \dots, k_i$), normales, de variance commune σ^2 , indépendantes, avec

$$\mathbf{E} \mathbf{x}_{i,j} = \alpha + \beta u_i. \quad (17)$$

Ce cas rentre dans le cadre général des modèles linéaires moyennant

$$\mathbf{b}_H = \begin{bmatrix} \alpha & \beta \end{bmatrix}^T, \quad \mathfrak{A} = \begin{bmatrix} 1 & \dots & 1 & 1 & \dots & 1 & \dots & 1 & \dots & 1 \\ u_1 & \dots & u_1 & u_2 & \dots & u_2 & \dots & u_s & \dots & u_s \end{bmatrix}^T$$

(\mathfrak{A} composée de s groupes ayant respectivement k_1, k_2, \dots, k_s lignes identiques entre elles); ici, $r = p = 2$. Si l'on procède comme au § 3, 232, en posant

$$\sum_{i=1}^s \sum_{j=1}^{k_i} u_i^q \mathbf{x}_{i,j}^t = \mathbf{S}_{q,t}; \quad S_{0,0} \equiv n; \quad S_{q,0} = \sum_{i=1}^i k_i u_i^q;$$

$$L_{u,u} = \frac{n S_{2,0} - S_{1,0}^2}{n}; \quad \mathbf{L}_{u,x} = \frac{n \mathbf{S}_{1,1} - S_{1,0} \mathbf{S}_{0,1}}{n};$$

on a, successivement,

$$\begin{aligned} \mathbb{G} &= \begin{bmatrix} n & S_{1,0} \\ S_{1,0} & S_{2,0} \end{bmatrix} \\ \mathbb{S} &= \begin{bmatrix} \sqrt{n} & S_{1,0}/\sqrt{n} \\ 0 & \sqrt{L_{u,u}} \end{bmatrix} \quad \mathfrak{A}^T \mathfrak{x} = \begin{bmatrix} \mathbf{S}_{0,1} \\ \mathbf{S}_{1,1} \end{bmatrix} \quad \hat{\mathbf{b}}_K = \begin{bmatrix} \mathbf{S}_{0,1}/\sqrt{n} \\ \mathbf{L}_{u,x} \end{bmatrix} \\ \hat{\mathbf{b}}_H^T &= \begin{bmatrix} \frac{\mathbf{S}_{0,1}}{n} - \frac{S_{1,0}}{n} \frac{\mathbf{L}_{u,x}}{L_{u,u}} & \frac{\mathbf{L}_{u,x}}{L_{u,u}} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

d'où la table d'analyse de variance:

$$\begin{aligned} SCT &= S_{0,2} && n \text{ d.l.} \\ \begin{cases} \text{red } [\alpha] = (S_{0,1})^2/n \\ \text{red } [\beta | \alpha] = (L_{u,x})^2 \end{cases} &&& \begin{cases} 1 \text{ d.l.} \\ 1 \text{ d.l.} \end{cases} \\ SCN &= \text{red } [\alpha] + \text{red } [\beta | \alpha] && 2 \text{ d.l.} \\ SCE &= SCT - SCN && (n - 2) \text{ d.l.} \end{aligned}$$

4, 212. On peut traiter ce même problème d'une manière un peu différente, en posant

$$\begin{aligned} u'_i &= u_i - S_{1,0}/n, \\ \alpha + \beta u_i &\equiv \alpha' + \beta' u'_i \quad (\beta' = \beta, \quad \alpha' = \alpha + \beta S_{1,0}/n); \end{aligned}$$

ceci revient à changer de base dans \mathbf{B} , et nous écrivons

$$\mathbf{b}_{H'} = \begin{bmatrix} \alpha' & \beta' \end{bmatrix}.$$

On a alors, en marquant de l'apostrophe les expressions propres à la forme actuelle du modèle considéré,

$$\begin{aligned} \mathfrak{A}' &= \left\| \begin{array}{cccc} 1 & \dots & 1 & 1 & \dots & 1 & \dots & 1 & \dots & 1 \\ u'_1 & \dots & u'_1 & u'_2 & \dots & u'_2 & \dots & u'_s & \dots & u'_s \end{array} \right\|^T, \\ S'_{1,0} &= 0, \quad S'_{2,0} = L_{u,u}, \quad S'_{1,1} = \mathbf{L}_{u,x}, \\ \mathfrak{G}' &= \text{diag} (n, L_{u,u}) ; \quad \mathfrak{A}'^T \mathfrak{K} = \left\| \begin{array}{cc} \mathbf{S}_{0,1} & \mathbf{L}_{u,x} \end{array} \right\|^T \\ \hat{\alpha}' &= \mathbf{S}_{0,1}/n \quad \hat{\beta}' = \mathbf{L}_{u,x}/L_{u,u} (= \hat{\beta}). \end{aligned}$$

La table d'analyse de la variance ne change évidemment pas.

La méthode du § 3, 232 constitue, en quelque sorte, une orthogonalisation a posteriori: on part de \mathfrak{b}_H , les vecteurs $\varepsilon_i^T \hat{\mathfrak{b}}_H (\in \mathbf{V}^*)$ ne sont pas orthogonaux, mais les calculs introduisent d'eux-même une base \mathfrak{K} telle que les vecteurs $\varepsilon_i^T \hat{\mathfrak{b}}_K$ soient orthogonaux. Ici, nous venons de procéder à une orthogonalisation a priori: nous avons d'emblée introduit une base \mathfrak{Q}' telle que la matrice \mathfrak{G}' relative à cette base soit diagonale, ce qui garantit l'orthogonalité des vecteurs $\varepsilon_i^T \hat{\mathfrak{b}}_{H'}$. Cette seconde méthode est souvent préférable à la première. C'est sur elle que reposent, notamment, les procédés de « codage linéaire » utilisés, dans les manuels d'analyse statistique, pour l'étude des plans factoriels à facteurs quantitatifs (plans factoriels « de régression »).

4, 213. Il arrive que l'on désire contrôler, par les observations elles-mêmes, la validité de la relation (17). Le modèle basé sur (17) est alors considéré comme un cas particulier du modèle défini par

$$\mathbf{E} \mathbf{x}_{i,j} = M_i ;$$

dans ce modèle plus général, l'espace des erreurs, \mathbf{V}_* , est engendré par les fonctionnelles de \mathfrak{x} qui sont de la forme $(x_{i,j} - x_{i,k})$; il admet donc la base suivante:

$$x_{i,1} - x_{i,2}, \dots, x_{i,1} - x_{i,k_i}, \quad i = 1, 2, \dots, s,$$

laquelle s'orthogonalise en

$$\begin{cases} \mathfrak{d}_{i,t}^* \mathfrak{x} \equiv x_{i,1} + \dots + x_{i,t-1} - (t-1) x_{i,t} \\ i = 1, \dots, s; \quad t = 2, \dots, k_i. \end{cases}$$

On a alors

$$\begin{aligned}
 SCint &\equiv SC \mathbf{V}_* = \sum_{i=1}^s \sum_{t=2}^{k_i} SC \{ \delta_{i,t}^* \} \\
 &= \sum_{i=1}^s \sum_{t=2}^{k_i} (\delta_{i,t}^*)^2 / (t-1) t \\
 &= \sum_{i=1}^s \frac{k_i \sum_{j=1}^{k_i} x_{i,j}^2 - \left(\sum_{j=1}^{k_i} x_{i,j} \right)^2}{k_i}
 \end{aligned} \tag{18}$$

avec $\sum_i (k_i - 1) = n - s$ degrés de liberté. Le contrôle envisagé n'est donc possible que si l'un au moins des entiers k_i est > 1 , et il ne présente, en pratique, quelque intérêt que si $n - s$ est, au moins, de l'ordre de s . On le fait alors en comparant $SCEM$ à $SCint$ au moyen des tables de **F**. Si l'on procède ainsi, il sied d'utiliser $SCint$, et non SCE , comme dénominateur des divers F calculés.

Remarque. — Le calcul qui a conduit à l'expression (18) de $SCint$ est valide dans des conditions extrêmement générales.

4, 214. On peut évidemment éprouver des hypothèses très diverses relativement à α et β (ou, ce qui revient au même, à α' et β') ¹⁴). Ainsi, l'on pourrait éprouver l'hypothèse $\beta = a$, a étant un nombre donné; il suffit d'appliquer la formule du § 2, 23, en remplaçant, au besoin, SCE et $(n - r)$ par $SCint$ et $(n - s)$. Le seul point un peu délicat est le calcul de $l^* l$; or, on a

$$\hat{\beta} = \| l_{1,1}, \dots, l_{1,k_1}, \dots, l_{s,k_s} \| \quad \mathfrak{r} \equiv l^* \mathfrak{r}$$

moyennant

$$l_{i,j} = (n u_i - S_{1,0}) / n L_{u,u} ;$$

on a donc

$$l^* l = \sum_i \sum_j l_{i,j}^2 = 1 / L_{u,u} ;$$

par conséquent, sous l'hypothèse $\beta = a$, l'expression

$$\frac{(\hat{\beta} - a) \sqrt{(n - s)}}{\sqrt{(l^* l \cdot SCint)}} = (\hat{\beta} - a) \sqrt{\frac{(n - s) L_{u,u}}{SCint}}$$

est une valeur observée d'une aléatoire t_{n-s} .

On éprouverait de même, par exemple, l'hypothèse que, pour des valeurs données u_0 et x_0 , on a $\alpha + \beta u_0 = x_0$ (on considérerait l'expression $\hat{\alpha} + \hat{\beta} u_0$, qui, sous cette hypothèse, a comme moyenne x_0).

4, 22. Supposons que, u et v étant deux variables certaines, on ait

$$\mathbf{E} \mathbf{x}_{u,v} = \beta_0 + \beta_1 u + \beta_2 v, \quad (19)$$

et que les observations aient été faites aux « points » $(0, 0)$, $(2, 0)$, $(2, 1)$, $(1, 2)$, $(0, 2)$ et $(1, 1)$; les observations sont, ici encore, censées être des valeurs observées d'aléatoires normales, indépendantes, de même variance σ^2 . La théorie générale s'applique alors, avec

$$\mathbf{b}_H = \|\beta_0, \beta_1, \beta_2\|^T, \quad \mathcal{X}_H = \left\| \begin{array}{cccccc} 1 & 1 & 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & 2 & 2 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 2 & 2 & 1 \end{array} \right\|^T, \quad n = 6, \quad p = r = 3.$$

Il est commode de traiter ce problème par orthogonalisation à priori; on rapporte donc \mathbf{B} à une base \mathcal{R} telle que les colonnes de \mathcal{X}_K soient deux à deux orthogonales; si l'on pose $\mathbf{b}_K = \|\gamma_0, \gamma_1, \gamma_2\|^T$, cela revient à chercher deux polynômes du premier degré, $\varphi(u)$ et $\psi(u, v)$, tels que

$$\gamma_0 + \gamma_1 \varphi(u) + \gamma_2 \psi(u, v) \equiv \beta_0 + \beta_1 u + \beta_2 v, \\ \sum_1^6 \varphi(u_i) = 0, \quad \sum_1^6 \psi(u_i, v_i) = 0, \quad \sum_1^6 \varphi(u_i) \psi(u_i, v_i) = 0.$$

On peut prendre

$$\varphi(u) = u - 1, \quad \psi(u, v) = -5 + u + 4v,$$

ce qui correspond à

$$\mathbf{b}_H = \left\| \begin{array}{ccc} 1 & -1 & -5 \\ 0 & 1 & 1 \\ 0 & 0 & 4 \end{array} \right\| \mathbf{b}_K.$$

On a alors

$$\mathbf{E} \left\| \begin{array}{c} \mathbf{x}_1 \\ \mathbf{x}_2 \\ \mathbf{x}_3 \\ \mathbf{x}_4 \\ \mathbf{x}_5 \\ \mathbf{x}_6 \end{array} \right\| = \left\| \begin{array}{ccc} 1 & -1 & -5 \\ 1 & 1 & -3 \\ 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 4 \\ 1 & -1 & 3 \\ 1 & 0 & 0 \end{array} \right\| \left\| \begin{array}{c} \gamma_0 \\ \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{array} \right\| \\ \mathcal{X}_K^T \mathbf{x} \equiv \left\| \begin{array}{c} \mathbf{A}_1 \\ \mathbf{A}_2 \\ \mathbf{A}_3 \end{array} \right\| = \left\| \begin{array}{c} \mathbf{x}_1 + \mathbf{x}_2 + \mathbf{x}_3 + \mathbf{x}_4 + \mathbf{x}_5 + \mathbf{x}_6 \\ -\mathbf{x}_1 + \mathbf{x}_2 + \mathbf{x}_3 - \mathbf{x}_5 \\ -5\mathbf{x}_1 - 3\mathbf{x}_2 + \mathbf{x}_3 + 4\mathbf{x}_4 + \mathbf{x}_5 \end{array} \right\|$$

d'où

$$\mathbb{G}_K = \left\| \begin{array}{ccc} 6 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 60 \end{array} \right\|, \quad \begin{array}{l} \hat{\gamma}_0 = \mathbf{A}_1/6 \\ \hat{\gamma}_1 = \mathbf{A}_2/4 \\ \hat{\gamma}_2 = \mathbf{A}_3/60 \end{array}$$

$$\mathbf{SC}\{\hat{\gamma}_0\} = \mathbf{A}_1^2/6, \quad \mathbf{SC}\{\hat{\gamma}_1\} = \mathbf{A}_2^2/4, \quad \mathbf{SC}\{\hat{\gamma}_2\} = \mathbf{A}_3^2/60.$$

$$\mathbf{SC}\{\hat{\gamma}_0\} = \mathbf{red}[\beta_0], \quad \mathbf{SC}\{\hat{\gamma}_1\} = \mathbf{red}[\beta_1 | \beta_0], \quad \mathbf{SC}\{\hat{\gamma}_2\} = \mathbf{red}[\beta_2 | \beta_0, \beta_1]$$

$$\mathbf{SC}N = \mathbf{SC}\{\hat{\gamma}_0\} + \mathbf{SC}\{\hat{\gamma}_1\} + \mathbf{SC}\{\hat{\gamma}_2\},$$

$$\mathbf{SC}E = \mathbf{SC}T - \mathbf{SC}N.$$

4, 3. Problèmes de classification.

4, 31. Supposons que l'on dispose des valeurs observées de douze aléatoires normales, indépendantes, de même variance σ^2 , classées suivant deux critères: « lignes », de « valeurs » L_1 et L_2 , et « colonnes », de « valeurs » C_1, C_2, C_3 , suivant le schéma

	C_1	C_2	C_3
L_1	x_1, x_2	x_3, x_4	x_5, x_6
L_2	x_7, x_8	x_9, x_{10}	x_{11}, x_{12}

On suppose a priori qu'il y a additivité, c'est-à-dire qu'il existe cinq nombres $\lambda_1, \lambda_2, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ tels que la valeur moyenne d'une observation de la ligne L_i et de la colonne C_k soit $\lambda_i + \gamma_k$ ($i = 1, 2; k = 1, 2, 3$). On a donc, par hypothèse,

$$\mathbf{E} \left\| \begin{array}{c} \mathbf{x}_1 \\ \mathbf{x}_2 \\ \mathbf{x}_3 \\ \mathbf{x}_4 \\ \mathbf{x}_5 \\ \mathbf{x}_6 \\ \mathbf{x}_7 \\ \mathbf{x}_8 \\ \mathbf{x}_9 \\ \mathbf{x}_{10} \\ \mathbf{x}_{11} \\ \mathbf{x}_{12} \end{array} \right\| = \left\| \begin{array}{ccc} 1 & 1 & \\ 1 & 1 & \\ 1 & & 1 \\ 1 & & 1 \\ 1 & & & 1 \\ 1 & & & 1 \\ & 1 & 1 & \\ & 1 & 1 & \\ & 1 & & 1 \\ & 1 & & 1 \\ & 1 & & & 1 \\ & 1 & & & 1 \end{array} \right\| \left\| \begin{array}{c} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \gamma_1 \\ \gamma_2 \\ \gamma_3 \end{array} \right\|$$

Si on appelle $S_{i,-}$ la somme des observations de la ligne L_i , et $S_{-,j}$ celle des observations de la colonne C_k , les équations normales s'écrivent:

$$6\hat{\lambda}_1 + 2\hat{\gamma}_1 + 2\hat{\gamma}_2 + 2\hat{\gamma}_3 = S_{1,-} \quad (a)$$

$$6\hat{\lambda}_2 + 2\hat{\gamma}_1 + 2\hat{\gamma}_2 + 2\hat{\gamma}_3 = S_{2,-} \quad (b)$$