

MÉTHODE DE MOINDRE NORME (H3)

(07 / 05 / 2020, © Monfort, Dicostat2005, 2005-2020)

Une **méthode de moindre norme** est une méthode d'**estimation** utilisée lorsque la fonction objectif considérée est de nature vectorielle. Elle se base donc sur une **norme** et procède par **optimisation**.

Un exemple en est la méthode de **régression** basée sur une **norme** de \mathbf{R}^N (cf aussi **valeur typique de FRÉCHET**, **estimateur à distance minimale**, **estimateur à distance minimum**).

(i) Ainsi, on considère un **modèle de régression linéaire** multiple, écrit $\eta = \xi' b + \varepsilon$ dans un **espace de variables**, et « observé » dans l'**espace d'observation** \mathbf{R}^N selon :

$$(1) \quad y = X b + u, \quad \text{avec } E u = 0, \quad V u = \sigma^2 \cdot I_N .$$

(a) le **statisticien** est généralement conduit à estimer b en minimisant la **norme** $\|\cdot\|_2$ définie par la somme des carrés :

$$(2) \quad \|u\|_2^2 = \sum_{n=1}^N u_n^2 \quad (\text{ou } \|u\|_2^2 = u' u),$$

et ceci fonde la **méthode des moindres carrés ordinaires**, associée à l'**hypothèse d'homoscédasticité** $V u = \sigma^2 \cdot I_N$;

(b) dans certaines circonstances (eg $V u$ inconnue, variables à valeurs dans L^p , étude de **robustesse**), il peut aussi estimer b en minimisant la norme $\|\cdot\|_p$ définie par (norme dans l^p) :

$$(3) \quad \|u\|_p^p = \sum_{n=1}^N |u_n|^p = \sum_{n=1}^N |y_n - X_n b|^p, \quad \text{avec } p \in [1, +\infty[,$$

où (X_n, y_n) est la n -ième observation de (ξ, η) , ie la n -ième ligne de la $(N, K+1)$ -**matrice** « augmentée » $[X, y]$. L'entier p doit être tq la norme soit convexe (cf **convexité**, **fonction convexe**), ce qui est vérifié lorsque $p \in 2 \mathbf{N}^*$.

Ce procédé conduit à résoudre le problème de **programmation mathématique** (sans contrainte sur b) suivant :

$$(4) \quad \min_{b \in \mathbf{R}^K} \|u\|_p^p \quad \text{ou} \quad \min_{b \in \mathbf{R}^K} \|u\|_p \quad (\text{où } \mathbf{R}^K \text{ désigne } \mathbf{R}^K).$$

La solution $b_p^\#$ ainsi obtenue est appelée **estimateur de moindre norme** de b .

(ii) Les propriétés statistiques de $b_p^\#$ sont peu connues lorsque le modèle est à distance finie (ie lorsque $N \ll +\infty$), notamment du fait de la **complexité** de la résolution de (4) dans le cas général ($p \neq 2$). En effet, la solution ne s'explicite pas, en général, en fonction de (X, y) .

Des **simulations** peuvent être effectuées dans chaque cas d'espèce.

Ainsi, lorsque p est pair ($p \in 2 \mathbf{N}^*$), on doit calculer la **dérivée** première du polynôme (de degré p par à b) suivant :

$$(5) \quad P_p(b) = \sum_{n=1}^N (y_n - \sum_{k=1}^K x_{nk} b_k)^p,$$

où $X = (x_{nk})_{(n,k)}$ et $y = (y_n)_n$, ce qui conduit à un système comportant K équations polynômiales de degré $p - 1$ en $b \in \mathbf{R}^K$:

$$(6) \quad P_{k,p-1}(b) = 0, \quad \forall k \in \mathbf{N}_K^*,$$

avec $P_{k,p-1}(b) = -p \sum_{n=1}^N (y_n - \sum_{l=1}^K x_{nl} b_l)^{p-1} x_{nk}$.

L'ensemble des points $b \in \mathbf{R}^K$ annulant une famille finie de fonctions polynômiales tq les précédentes est un ensemble algébrique, qui se réduit ici à un point $b_p^\#$ puisque la fonction $b \mapsto \|u\|_p^p$ définie par (4) est strictement convexe.

(iii) L'application $s : \mathbf{N}^* \mapsto \mathbf{R}^K$ définit une **suite d'estimateurs** à valeurs dans \mathbf{R}^K selon l'application (ou **statistique**) :

$$(7) \quad p \in \mathbf{N}^* \mapsto b_p^\# = s(X, y) \in \mathbf{R}^K.$$

A titre d'exemple :

(a) lorsque $p = 2$, on a $b_2^\# = b^\wedge$ (**estimateur des mco**) ;

(b) lorsque $p = 1$, $b_1^\#$ est l'estimateur du minimum de la somme des valeurs absolues (des perturbations u_n), ou estimateur de la **régression médiane**, utilisée dans la théorie de la **régression robuste** (cf **régression quantilaire**) ;

(c) lorsque $p \rightarrow +\infty$, on définit l'**estimateur du « minimax »**, ou **estimateur « minimax » de la régression**, $b_\infty^\#$ de b . En effet, la définition (3) et la méthode (4) s'étendent à ce cas en posant :

$$(8) \quad \|u\|_\infty = \lim_{p \rightarrow +\infty} \left\{ \sum_{n=1}^N |y_n - \sum_{k=1}^K x_{nk} b_k|^p \right\}^{1/p} \\ \max_n |y_n - \sum_{k=1}^K x_{nk} b_k| = \max_n |u_n|,$$

et en résolvant le programme mathématique $\min_b \max_n |u_n|$.

Chaque estimateur $b_p^\#$ (où $p \in [1, +\infty[$) est un **estimateur du mv** particulier. En effet, si la **perturbation** ε conduit à une **suite iid** selon une **lp** à densité exponentielle de la forme (cf aussi **loi exponentielle**) :

$$(9) \quad t \in \mathbf{R} \mapsto f(t) = dP^\varepsilon / d\lambda_1(t) = c_p \cdot \exp(-|t|^p),$$

où c_p est une **constante de normalisation**, alors $b_p^\#$ est l'**estimateur du maximum de vraisemblance** associé à f (même lorsque $p \rightarrow +\infty$ pour l'estimateur minimax).