SÉMINAIRE DE PROBABILITÉS (STRASBOURG)

JEAN BRETAGNOLLE
CATHERINE HUBER

Corrections : « Estimation des densités : risque minimax »

Séminaire de probabilités (Strasbourg), tome 13 (1979), p. 647
<http://www.numdam.org/item?id=SPS_1979__13__647_0>

Rectificatif à l'exposé " Estimation des densités: Risque minimax" de J. Bretagnolle et C. Huber page 342 Séminaire 1976-1977 .

Il y a plusieurs erreurs dans l'exposé. La principale est dans la démonstration de la Proposition 1 , page 346 (rétablie sur les indications de P. Assouad). L'inégalité $\bigvee_{b\in B} R_j(b) \geq \sum \bigwedge_{b^j\in B^j} \bigvee_{b_j\in B_j} R_j(b)$ est fausse : il faut écrire: Soit $B = \{0, 1\}^J$ ($j = 1,2,..,J$) . Le risque Bayésien pour la mesure uniforme sur B est minoré par $2^{-J} \sum_{b\in B} \sum_j R_j(b)$. Pour j et b^j fixés, on applique la ρ-inégalité triangulaire entre $\hat{f}_n 1_{A_j}$, $\underline{f}\, 1_{A_j}$ et $\underline{f}\, 1_{A_j}(1+Z_j)$, puis les inégalités (2.4) (2.5). Il vient

$R_j(b^j, b_j=1) + R_j(b_j', b_j=0) \geq 2^{-2} D_j \exp -n \int Z_j^2 \underline{f}\, d\mu$. Comme ce minorant ne dépend ni de b^j, ni de $\hat{f}_n$, comme B^j a 2^{J-1} éléments, le risque minimax est minoré par le minorant du risque bayésien, soit

$$\bigwedge_{\hat{f}_n} \bigvee_{g\in\Theta} R_g(\hat{f}_n) \geq 2^{-3} \sum D_j \exp -n \int Z_j^2 \underline{f}\, d\mu .$$

Page 349 : Dans l'énoncé de la Proposition 2, il manque un n^y dans le membre de gauche de la formule (3.8) qui doit se lire:

$$(3.8) \quad \underline{\lim}_n \inf_{\hat{f}_n} \sup_{f\in F} n^y E_f(\| \hat{f}_n - f \|_p^p) \geq \frac{r}{r_0} . y^y . e^{-y} . 2^{-9-p}$$

Page 357: une puissance de p s'est perdue au cours de la démonstration.

Il faut rectifier (5.1) en

$$(5.1) \qquad \frac{D(\gamma,p)}{C(\gamma,p)} \leq (C\, p\, \gamma)^{\frac{1}{2}p} .$$

Il y a d'autres inexactitudes (moins graves) qui ne mettent pas en cause la validité des résultats. Une version révisée et plus correcte est à paraître dans Zeitschrift für Wahrscheinlichkeitstheorie .