Soient
T=durée de vie,
Z=covariable,
C=censure aléatoire à droite.
On observe (X, δ) avec
$X = \min(T, C)$,
$\delta = I(T \leq C)$.
Le taux de hasard de T est défini par

$$\lambda(t|z) = \frac{f(t|z)}{1 - F(t|z)},$$

où F et f sont les fonction de répartition et densité de probabilité de T conditionnelle à $Z = z$. On estime pour tout z, $\lambda(t|z)$ et $\theta(z) = \mathrm{argmax}\lambda(t|z)$.

Soient K et N deux noyaux sur $\mathbb{R}^d$ et $\mathbb{R}$ respectivement et soient (h_n), (a_n), $(n \in \mathbb{N})$ deux suites de fenêtres (paramètres de lissage de l'estimateur). Pour tout $x \in \mathbb{R}^d$, $h > 0$, $s \in \mathbb{R}$, $a > 0$ on pose $K_h(x) = \frac{1}{h^d}K(\frac{x}{h})$ et $N_a(s) = \frac{1}{a}N(\frac{s}{a})$ et pour $i = 1, \cdots, n$,

$$W_i(h_n, z) = \frac{K_{h_n}(z - Z_i)}{\sum_{i=1}^{n} K_{h_n}(z - Z_i)}.$$

Alors un estimateur non paramétrique du taux de hasard conditionnel $\lambda(t|z)$ est

$$\lambda_n(t|z) = \sum_{i=1}^{n} \frac{W_i(h_n, z)\delta_i N_{a_n}(t - X_i)}{\sum_{j=1}^{n} W_j(h_n, z) I(X_j > X_i)}. \tag{0.1}$$

Basé sur les statistiques d'ordres $X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \cdots \leq X_{(n)}$ avec $\delta_{(i)}$ et $W_{(i)}$ les correspondants de δ_k et W_k dans l'ordre, l'estimateur $\lambda_n(t|z)$ peut être réécrit sous la forme

$$\lambda_n(t|z) = \sum_{i=1}^{n} \frac{W_{(i)}(h_n, z)\delta_{(i)}}{\sum_{j=i}^{n} W_{(j)}(h_n, z)} N_{a_n}(t - X_{(i)}). \tag{0.2}$$