Économétrie avancée : Introduction aux modèles de durée

Pr. Mokhtar KOUKI

Université de Carthage (ESSAI) mokhtar.kouki@essai.u-carthage.tn

Décembre 2020



Contents

- Introduction
- Concepts de base
- distributions usuelles
 - Loi de Weibull
 - Loi lognormale
 - Exemple : Fonction de survie empirique
- Courbe de Survie : Estimateur de Kaplan-Meier
- 5 Comparaison de courbes de survies : test de log-rank
- 6 Modèle à hasard proportionnel : Modèle de Cox

On considère une expérience dans laquelle on observe des patients pour lesquels on administre un traitement et on observe la "durée jusqu'à ce que un événement survienne" (décès, guérison, rechute, ...). On parle ainsi de "temps de survie".

On considère une expérience dans laquelle on observe des patients pour lesquels on administre un traitement et on observe la "durée jusqu'à ce que un événement survienne" (décès, guérison, rechute, ...). On parle ainsi de "temps de survie". Quatre (04) éléments sont à considérer :

- T : le temps de survie (variable aléatoire)
- t : une réalisation de T
- F : la période de suivie (follow-up)
- δ : un évènement (Oui/Non) (variable aléatoire)

On considère une expérience dans laquelle on observe des patients pour lesquels on administre un traitement et on observe la "durée jusqu'à ce que un événement survienne" (décès, guérison, rechute, ...). On parle ainsi de "temps de survie". Quatre (04) éléments sont à considérer :

- T : le temps de survie (variable aléatoire)
- t : une réalisation de T
- F: la période de suivie (follow-up)
- δ : un évènement (Oui/Non) (variable aléatoire)

Exemples:

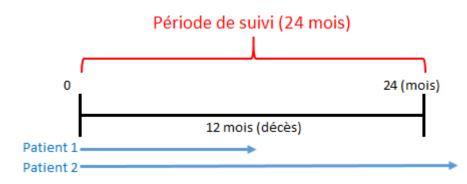
- Emploi : Délai d'insertion des diplômés
- Téléphonie mobile : Délai avant changement

En observant des durées, 2 configurations sont envisageables :

Économétrie avancée : Introduction aux modèles de durée

Introduction

En observant des durées, 2 configurations sont envisageables : Considérons, le suivie de patients sur une période de 24 mois. On observe le temps de survie avant décès : En observant des durées, 2 configurations sont envisageables : Considérons, le suivie de patients sur une période de 24 mois. On observe le temps de survie avant décès :



Remarque : Pour le "Patient 2" on observe pas le temps de survie avant décès. On parle ainsi de **censure**.

"Censure à gauche" et "Censure à droite" : Considérons l'exemple de suivi d'individus sur 12 mois et on observe la durée jusqu'à la réalisation d'un événement donné (δ 1 si oui,0 sinon) :

i	t _i	δ_{i}	
1	7	1	
2	12	0	Censure à droite
3	10	0	
4	7	1	
5	5	0	Censure à gauche

Censure à gauche : Perte de suivi, Retrait, ...

Fonction de survie : La fonction de survie correspond à la probabilité qu'un individu survive au delà d'une date t:

$$S(t) = P(T \ge t) = 1 - P(T < t) = 1 - F(t),$$

avec
$$S(0) = 1$$
 et $S(\infty) = 0$

Fonction de survie : La fonction de survie correspond à la probabilité qu'un individu survive au delà d'une date t:

$$S(t) = P(T \ge t) = 1 - P(T < t) = 1 - F(t),$$

avec
$$S(0) = 1$$
 et $S(\infty) = 0$

Exemple : $T \rightsquigarrow Exp(\lambda)$

$$S(t) = \int_t^\infty f(x)dx = 1 - \int_0^t f(x)dx$$

Fonction de survie : La fonction de survie correspond à la probabilité qu'un individu survive au delà d'une date t:

$$S(t) = P(T \ge t) = 1 - P(T < t) = 1 - F(t),$$

avec
$$S(0) = 1$$
 et $S(\infty) = 0$

Exemple : $T \rightsquigarrow Exp(\lambda)$

$$S(t) = \int_{t}^{\infty} f(x)dx = 1 - \int_{0}^{t} f(x)dx$$
$$= 1 - \int_{0}^{t} \lambda \exp(-\lambda x)dx$$

Fonction de survie : La fonction de survie correspond à la probabilité qu'un individu survive au delà d'une date t:

$$S(t) = P(T \ge t) = 1 - P(T < t) = 1 - F(t),$$

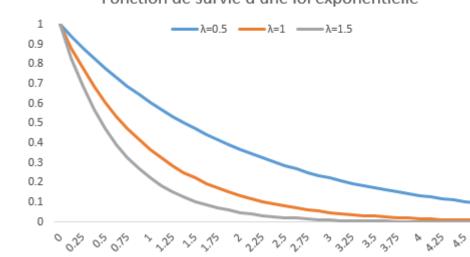
avec
$$S(0) = 1$$
 et $S(\infty) = 0$

Exemple : $T \rightsquigarrow Exp(\lambda)$

$$S(t) = \int_{t}^{\infty} f(x)dx = 1 - \int_{0}^{t} f(x)dx$$
$$= 1 - \int_{0}^{t} \lambda \exp(-\lambda x)dx$$
$$= 1 - [-\exp(-\lambda x)]_{0}^{t} = \exp(-\lambda t)$$

Fonctions de survie exponentielles





Fonction de hasard : La fonction de hasard correspond au risque, **par unité de temps**, pour que l'événement survienne sachant que l'individu a survécu jusqu'à la date *t* :

$$h(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \le T < t + \Delta t / T \ge t)}{\Delta t}$$

Fonction de hasard : La fonction de hasard correspond au risque, **par unité de temps**, pour que l'événement survienne sachant que l'individu a survécu jusqu'à la date t:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \le T < t + \Delta t / T \ge t)}{\Delta t}$$
$$= \frac{1}{P(T \ge t)} \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \le T < t + \Delta t)}{\Delta t}$$

Fonction de hasard : La fonction de hasard correspond au risque, **par unité de temps**, pour que l'événement survienne sachant que l'individu a survécu jusqu'à la date t:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \le T < t + \Delta t / T \ge t)}{\Delta t}$$

$$= \frac{1}{P(T \ge t)} \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \le T < t + \Delta t)}{\Delta t}$$

$$= \frac{f(t)}{P(T \ge t)}$$

Fonction de hasard : La fonction de hasard correspond au risque, **par unité de temps**, pour que l'événement survienne sachant que l'individu a survécu jusqu'à la date *t* :

$$h(t) = \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \le T < t + \Delta t / T \ge t)}{\Delta t}$$

$$= \frac{1}{P(T \ge t)} \lim_{\Delta t \to 0} \frac{P(t \le T < t + \Delta t)}{\Delta t}$$

$$= \frac{f(t)}{P(T \ge t)}$$

Observation : $h(t) \in]0, +\infty[$

Pour une loi exponentielle de paramètre λ ($Exp(\lambda)$):

$$h(t) = rac{f(t)}{S(t)} = \lambda$$

$$\Delta t_1 = \frac{1}{2}j$$
 et $\Delta t_2 = \frac{1}{14}$ semaine

$$\Delta t_1 = \frac{1}{2}j$$
 et $\Delta t_2 = \frac{1}{14}$ semaine

$$h_1(t) = \frac{0.25}{\frac{1}{2}} = 0.5/jour$$

$$\Delta t_1 = \frac{1}{2}j$$
 et $\Delta t_2 = \frac{1}{14}$ semaine

$$h_1(t) = \frac{0.25}{\frac{1}{2}} = 0.5/jour$$
 et $h_2(t) = \frac{0.25}{\frac{1}{14}} = 3.5/semaine$

$$\Delta t_1 = \frac{1}{2}j$$
 et $\Delta t_2 = \frac{1}{14}$ semaine

$$h_1(t) = \frac{0.25}{\frac{1}{2}} = 0.5/jour$$
 et $h_2(t) = \frac{0.25}{\frac{1}{14}} = 3.5/semaine$

$$S(t) = P(T \ge t) = 1 - F(t) \Rightarrow$$

$$S(t) = P(T \ge t) = 1 - F(t) \Rightarrow S'(t) = -f(t)$$

$$S(t) = P(T \ge t) = 1 - F(t) \Rightarrow S'(t) = -f(t)$$

 $h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} =$

$$S(t) = P(T \ge t) = 1 - F(t) \Rightarrow S'(t) = -f(t)$$

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = -\frac{S'(t)}{S(t)} =$$

$$S(t) = P(T \ge t) = 1 - F(t) \Rightarrow S'(t) = -f(t)$$

 $h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = -\frac{S'(t)}{S(t)} = -\ln(S(t))'$

En conclusion:

$$S(t) = \exp\left(-\int_0^t h(x)dx\right)$$

$$f(x, \beta, \lambda) = \frac{\beta}{\lambda} \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta - 1} \exp \left(-\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta}$$

x > 0, $\beta > 0$, paramètre de forme et $\lambda > 0$, paramètre d'échelle.

$$f(x, \beta, \lambda) = \frac{\beta}{\lambda} \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta - 1} \exp \left(-\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta}$$

x>0, $\beta>0$, paramètre de forme et $\lambda>0$, paramètre d'échelle.

$$S(t) = P(T \ge t) = \int_{t}^{\infty} \frac{\beta}{\lambda} \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta - 1} \exp{-\left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta}} dx$$

$$f(x, \beta, \lambda) = \frac{\beta}{\lambda} \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta - 1} \exp \left(-\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta}$$

 $x>0,\ \beta>0,\ paramètre de forme et <math>\lambda>0,\ paramètre d'échelle.$

$$S(t) = P(T \ge t) = \int_{t}^{\infty} \frac{\beta}{\lambda} \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta - 1} \exp\left(-\left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta}\right) dx$$
$$= \left[-\exp\left(-\left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta}\right]_{t}^{\infty}\right]$$

$$f(x, \beta, \lambda) = \frac{\beta}{\lambda} \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta - 1} \exp{-\left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta}}$$

 $x>0,\ \beta>0,\ paramètre de forme et <math>\lambda>0,\ paramètre d'échelle.$

$$S(t) = P(T \ge t) = \int_{t}^{\infty} \frac{\beta}{\lambda} \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta - 1} \exp\left(-\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta} dx$$
$$= \left[-\exp\left(-\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta}\right]_{t}^{\infty}$$
$$= \exp\left(-\frac{t}{\lambda}\right)^{\beta}$$

$$f(x, \beta, \lambda) = \frac{\beta}{\lambda} \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta - 1} \exp{-\left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta}}$$

x>0, $\beta>0$, paramètre de forme et $\lambda>0$, paramètre d'échelle.

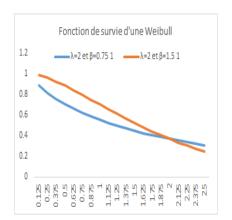
$$S(t) = P(T \ge t) = \int_{t}^{\infty} \frac{\beta}{\lambda} \left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta - 1} \exp\left(-\left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta}\right) dx$$

$$= \left[-\exp\left(-\left(\frac{x}{\lambda}\right)^{\beta}\right]_{t}^{\infty}\right]$$

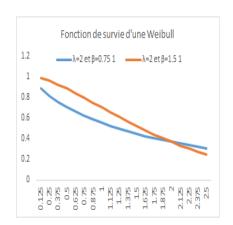
$$= \exp\left(-\left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\beta}\right]$$

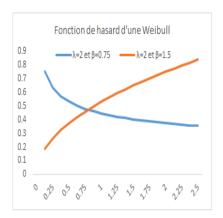
$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{\beta}{\lambda} \left(\frac{t}{\lambda}\right)^{\beta - 1}$$

Fonction de survie et fonction de hazard d'une Weibull



Fonction de survie et fonction de hazard d'une Weibull





Économétrie avancée : Introduction aux modèles de durée

distributions usuelles

Loi lognormale

X suit une loi log-normale de paramètre m et σ^2 ssi :

X suit une loi log-normale de paramètre m et σ^2 ssi :

$$f(x) = \frac{1}{x\sqrt{2\pi}\sigma} \exp{-\frac{1}{2}\frac{(\ln(x) - m)^2}{\sigma^2}}, x > 0$$

$$f(x) = \frac{1}{x\sqrt{2\pi}\sigma} \exp{-\frac{1}{2}\frac{(\ln(x) - m)^2}{\sigma^2}}, x > 0$$
$$= \frac{1}{x}\phi\left(\frac{\ln(x) - m}{\sigma}\right)$$

$$f(x) = \frac{1}{x\sqrt{2\pi}\sigma} \exp{-\frac{1}{2} \frac{(\ln(x) - m)^2}{\sigma^2}}, x > 0$$

$$= \frac{1}{x}\phi\left(\frac{\ln(x) - m}{\sigma}\right)$$

$$S(t) = \int_t^\infty \frac{1}{x\sqrt{2\pi}\sigma} \exp{-\frac{1}{2} \frac{(\ln(x) - m)^2}{\sigma^2}} dx$$

$$f(x) = \frac{1}{x\sqrt{2\pi}\sigma} \exp{-\frac{1}{2} \frac{(\ln(x) - m)^2}{\sigma^2}}, x > 0$$

$$= \frac{1}{x}\phi\left(\frac{\ln(x) - m}{\sigma}\right)$$

$$S(t) = \int_t^\infty \frac{1}{x\sqrt{2\pi}\sigma} \exp{-\frac{1}{2} \frac{(\ln(x) - m)^2}{\sigma^2}} dx$$

On adopte le changement de variable :

$$U = \frac{\ln(x) - m}{\sigma} \Rightarrow du = \frac{dx}{\sigma x}$$

$$f(x) = \frac{1}{x\sqrt{2\pi}\sigma} \exp{-\frac{1}{2} \frac{(\ln(x) - m)^2}{\sigma^2}}, x > 0$$

$$= \frac{1}{x}\phi\left(\frac{\ln(x) - m}{\sigma}\right)$$

$$S(t) = \int_t^\infty \frac{1}{x\sqrt{2\pi}\sigma} \exp{-\frac{1}{2} \frac{(\ln(x) - m)^2}{\sigma^2}} dx$$

On adopte le changement de variable :

$$U = \frac{\ln(x) - m}{\sigma} \Rightarrow du = \frac{dx}{\sigma x}$$

Ce qui donne comme fonction de survie et fonction de hasard :

$$S(t) = \int_{\frac{\ln(t)-m}{\sigma}}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{u^2}{2}) du$$

Ce qui donne comme fonction de survie et fonction de hasard :

$$S(t) = \int_{\frac{\ln(t)-m}{\sigma}}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{u^2}{2}) du$$
$$= 1 - \Phi\left(\frac{\ln(t)-m}{\sigma}\right)$$

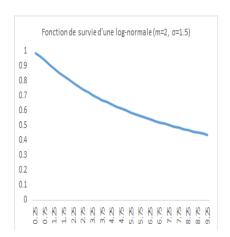
Ce qui donne comme fonction de survie et fonction de hasard :

$$S(t) = \int_{\frac{\ln(t) - m}{\sigma}}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp(-\frac{u^2}{2}) du$$

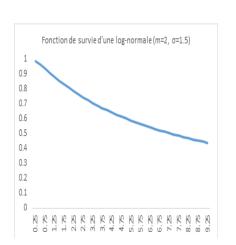
$$= 1 - \Phi\left(\frac{\ln(t) - m}{\sigma}\right)$$

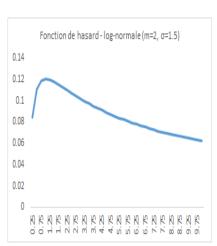
$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{\phi\left(\frac{\ln(t) - m}{\sigma}\right)}{t\left[1 - \Phi\left(\frac{\ln(t) - m}{\sigma}\right)\right]}$$

Fonction de survie et fonction de hasard d'une log-normale



Fonction de survie et fonction de hasard d'une log-normale





On considère les données d'une l'expérience sur deux traitements sur 100 patients (50 dans chaque groupe) (fichier Excel).

- classer, par ordre croissant, les données selon les durées de survie
- enlever les durées correspondant à une censure
- pour chaque groupe, calculer les colonnes suivantes

i.
$$a = \#(\delta_i = 1)$$
 à la date $t_{[i]}$

ii.
$$b = \#(\delta_i = 0)$$
 à la date $t_{[i]}$

iii.
$$c = \#$$
 survivants à la date $t_{[i]} = N - a - b$

iv
$$S(t_{[i]}) = c/N$$

Exemple : Fonction de survie empirique

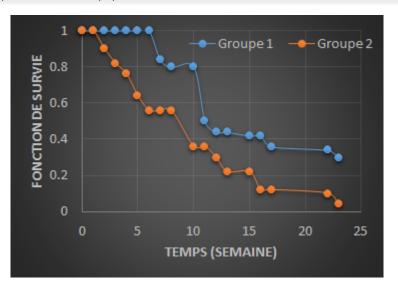


Figure - Fonction de survie

On considère les durées ordonnées par ordre croissant, t_1 , t_2 , \cdots , T_{max} . L'estimateur de la probabilité de survie à l'instant t_i est défini par :

$$\hat{S}(t_i) = \prod_{j=1}^i \hat{P}(T > t_j/T \ge t_j) = \prod_{j=1}^i \left(\frac{N(t_j) - D(t_j)}{N(t_j)} \right)$$

avec:

- $N(t_j)$: Nombre d'individus à risque avant t_j
- $D(t_j)$: Nombre d'événements (i.e. Décès) survenus à la date t_j
- $S(t) = 1 \text{ si } t < t_1$

Exemple sous R : Package survival : leucémie : temps de survie (semaines), groupe, censure, âge, sexe.

- > surv1;-survfit(Surv(time, event) 1, data=survie)
- > plot(surv1)

On considère 2 groupes d'individus (patients). A chaque date t_i on observe les quantités suivantes :

- $N_g(t_j)$: Nombre d'individus à risque avant t_j du groupe g, (g=1,2)
- $D_g(t_j)$: Nombre d'événements (i.e. Décès) à la date t_j du groupe g, (g=1,2)
- Le nombre d'événements estimés à l date t_i est donné par :

$$e_g(t_j) = rac{N_g(t_i)}{N_1(t_i) + N_2(t_i)} imes (D_1(t_i) + D_2(t_i)$$

La statistique de comparaison des deux courbe de survies (Statistique de Log-Rank) est définie par :

$$log - rank = \frac{(O_1 - E_1)^2}{E_1} + \frac{(O_2 - E_2)^2}{E_2} \leadsto \chi^2(1)$$

avec O_g le nombre total d'événements dans le groupe g et $E_g = \sum_{t_i} e_g(t_i)$

instructions R

- > survfit(Surv(time, censure) Group, data = survie)
- > plot(survfit(Surv(time, censure) Group, data = survie))
- > survdiff(Surv(time, censure) Group, data = survie)

Le modèle de Cox est défini la fonction de hasard comme suit :

$$h(t) = h_0(t) \exp\left(\sum_{l=1}^k \beta_l X_l\right)$$

avec X_1, X_2, \dots, X_k les variables explicatives et $h_0(t)$ une fonction qui ne dépend que du temps (risque de base).

Ratio de hasard : Hazard ratio : Considérons deux groupes d'individus pour lesquels on observe les X_{gl} , g=1,2. Le ratio de hasard (risque) est défini par :

$$HR = \exp\left(\sum_{l=1}^{k} \beta_l (X1l - X2l)\right) I$$

Instructions R

> coxph(Surv(time, censure) Group $+ Log_wbc+sexe+age$, data = survie)

MERCI POUR VOTRE ATTENTION