

STIMA DI MODELLI DI SOPRAVVIVENZA NON PARAMETRICI USCITE PER MORTE E PER ALTRA CAUSA

Con riferimento alla classe di età $]x, x+1]$ supponiamo di avere osservato n_x individui e di disporre di dati individuali esatti riassunti, per ogni individuo i che contribuisce alla osservazione per tale classe di età, dal vettore delle durate

$$(r_i, s_i, t_i, k_i,) \quad i = 1, \dots, n_x$$

essendo

$x + r_i$ l'età di ingresso in osservazione nella classe di età $]x, x+1]$ con $0 \leq r_i < 1$

$x + s_i$ l'età di uscita pianificata dalla osservazione per la classe di età $]x, x+1]$ con $0 < s_i \leq 1$

$x + t_i$ l'età di uscita per morte se $\theta_i = x + t_i$, altrimenti $t_i = 0$

$x + k_i$ l'età di uscita per altra causa se $\phi_i = x + k_i$, altrimenti $k_i = 0$

Nota: il riferimento può essere sia l'anno di vita, sia l'anno di polizza (o l'anno di calendario).

Stima di modelli di sopravvivenza non parametrici – uscite per morte e per altra causa

Modello di sopravvivenza a due cause di eliminazione: morte ed altra causa

Sia una collettività di individui soggetta a due cause di eliminazione:

d morte

w altra causa

Sia

T_x durata di permanenza nella collettività per un individuo presente nella collettività all'età x

$$T_x = \min(T_x^{(d)}, T_x^{(w)})$$

essendo

$T_x^{(d)}$ durata di permanenza nella collettività finché non si ha l'uscita per morte, per un individuo presente nella collettività all'età x

$T_x^{(w)}$ durata di permanenza nella collettività finché non si ha l'uscita per altra causa, per un individuo presente nella collettività all'età x

Ipotesi: uscite non informative

$$\mu^{(d)}(t) = a\mu^{(d)}(t) \quad t \geq 0$$

$$\mu^{(w)}(t) = a\mu^{(w)}(t) \quad t \geq 0$$

essendo

$$\mu^{(d)}(x+t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(T_x^{(d)} \leq t + \Delta t | T_x^{(d)} > t)}{\Delta t}$$

$$\mu^{(w)}(x+t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(T_x^{(w)} \leq t + \Delta t | T_x^{(w)} > t)}{\Delta t}$$

le intensità marginali di eliminazione e

$$a\mu^{(d)}(x+t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(T_x \leq t + \Delta t, C = 1 | T_x > t)}{\Delta t}$$

$$a\mu^{(w)}(x+t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(T_x \leq t + \Delta t, C = 2 | T_x > t)}{\Delta t}$$

le intensità di uscita per le varie cause, dove $C = 1$ denota l'evento "uscita per morte" e $C = 2$ denota l'evento uscita per altra causa

Stima di modelli di sopravvivenza non parametrici – uscite per morte e per altra causa

In ipotesi di uscite non informative sussiste inoltre la **relazione di Karup**

$${}_t P_x^{(\tau)} = {}_t P_x^{(d)} \cdot {}_t P_x^{(w)}$$

essendo

$${}_t P_x^{(d)} = \exp\left(-\int_0^t \mu^{(d)}(x+u) du\right) \quad {}_t P_x^{(w)} = \exp\left(-\int_0^t \mu^{(w)}(x+u) du\right)$$

$${}_t q_x^{(\tau)} = P(T_x \leq t)$$

probabilità che l'individuo presente nella collettività all'età x esca dalla collettività entro l'età $x+t$ per una qualsiasi causa

$${}_t P_x^{(\tau)} = 1 - {}_t q_x^{(\tau)}$$

probabilità che l'individuo presente nella collettività all'età x sia presente all'età $x+t$

Stima di modelli di sopravvivenza non parametrici – uscite per morte e per altra causa

Si ottengono allora le seguenti espressioni per le probabilità di uscita per morte e, rispettivamente, per altra causa

$$\begin{aligned} {}_{s-r}q_{x+r}^{(d)} &= P(T_{x+r} \leq s-r, C=1) = \int_r^s f_{T,C}(u-r, 1) du = \int_r^s {}_{u-r}P_{x+r}^{(\tau)} \cdot a\mu^{(d)}(x+u) du \\ &= \int_r^s {}_{u-r}P_{x+r}'^{(d)} \cdot {}_{u-r}P_{x+r}'^{(w)} \cdot \mu^{(d)}(x+u) du \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} {}_{s-r}q_{x+r}^{(w)} &= P(T_{x+r} \leq s-r, C=2) = \int_r^s f_{T,C}(u-r, 2) du = \int_r^s {}_{u-r}P_{x+r}^{(\tau)} \cdot a\mu^{(w)}(x+u) du \\ &= \int_r^s {}_{u-r}P_{x+r}'^{(d)} \cdot {}_{u-r}P_{x+r}'^{(w)} \cdot \mu^{(w)}(x+u) du \end{aligned}$$

Ed è inoltre

$${}_{s-r}q_{x+r}^{(\tau)} = {}_{s-r}q_{x+r}^{(d)} + {}_{s-r}q_{x+r}^{(w)}$$

Stima con il metodo dei momenti

n_x individui osservati in relazione alla classe di età $]x, x + 1]$

$$(r_i, s_i, t_i, k_i,) \quad i = 1, \dots, n_x$$

Si definiscono i n.a.

D_x n.a. dei decessi nella classe di età $]x, x + 1]$

W_x n.a. delle uscite per altra causa nella classe di età $]x, x + 1]$

Siano

d_x il numero dei decessi osservati nella classe di età $]x, x + 1]$;

w_x il numero di uscite per altra causa osservate nella classe di età $]x, x + 1]$;

Si ha

$$E(D_x) = \sum_{i=1}^{n_x} s_{i-r_i} q_{x+r_i}^{(d)} \quad E(W_x) = \sum_{i=1}^{n_x} s_{i-r_i} q_{x+r_i}^{(w)}$$

dove $s_{i-r_i} q_{x+r_i}^{(d)}$ e $s_{i-r_i} q_{x+r_i}^{(w)}$ sono le probabilità di uscita per morte e per altra causa

Stima di modelli di sopravvivenza non parametrici – uscite per morte e per altra causa

Le equazioni dei momenti sono allora

$$\begin{cases} E(D_x) = d_x \\ E(W_x) = w_x \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \sum_{i=1}^{n_x} s_i - r_i q_{x+r_i}^{(d)} = d_x \\ \sum_{i=1}^{n_x} s_i - r_i q_{x+r_i}^{(w)} = w_x \end{cases}$$

Nelle ipotesi

$$s_{-r} q_{x+r}^{(d)} = (s - r) q_x^{(d)}$$

$$s_{-r} q_{x+r}^{(w)} = (s - r) q_x^{(w)}$$

si ottengono le seguenti stime:

$$\hat{q}_x^{(d)} = \frac{d_x}{\sum_{i=1}^{n_x} (s_i - r_i)}$$

$$\hat{q}_x^{(w)} = \frac{w_x}{\sum_{i=1}^{n_x} (s_i - r_i)}$$

delle probabilità di uscita, rispettivamente, per morte e per altra causa

Se però l'obiettivo è stimare una tavola di mortalità, tenendo conto che sulla collettività agiscono due cause di uscita, si devono stimare le probabilità assolute

$${}_t p_x'^{(d)} = \exp\left(-\int_0^t \mu^{(d)}(x+u) du\right) \quad {}_t p_x'^{(w)} = \exp\left(-\int_0^t \mu^{(w)}(x+u) du\right)$$

Nell'ipotesi di uscite non informative le equazioni dei momenti sono

$$\begin{cases} E(D_x) = d_x \\ E(W_x) = w_x \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \sum_{i=1}^{n_x} s_{i-r_i} q_{x+r_i}^{(d)} = d_x \\ \sum_{i=1}^{n_x} s_{i-r_i} q_{x+r_i}^{(w)} = w_x \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \sum_{i=1}^{n_x} \int_{r_i}^{s_i} u^{-r_i} P'_{x+r_i}{}^{(d)} \cdot u^{-r_i} P'_{x+r_i}{}^{(w)} \cdot \mu^{(d)}(x+u) du = d_x \\ \sum_{i=1}^{n_x} \int_{r_i}^{s_i} u^{-r_i} P'_{x+r_i}{}^{(d)} \cdot u^{-r_i} P'_{x+r_i}{}^{(w)} \cdot \mu^{(w)}(x+u) du = w_x \end{cases}$$

A) Nell'ipotesi di distribuzione uniforme per le probabilità assolute di uscita per morte e, rispettivamente, per altra causa si ha

$$\begin{aligned} u^{-r_i} P'_{x+r_i}{}^{(d)} &= \frac{1-u q_x^{(d)}}{1-r_i q_x^{(d)}} & \mu^{(d)}(x+u) &= \frac{q_x^{(d)}}{1-u q_x^{(d)}} \\ u^{-r_i} P'_{x+r_i}{}^{(w)} &= \frac{1-u q_x^{(w)}}{1-r_i q_x^{(w)}} & \mu^{(w)}(x+u) &= \frac{q_x^{(w)}}{1-u q_x^{(w)}} \end{aligned}$$

Le equazioni dei momenti diventano

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{i=1}^{n_x} \frac{q_x^{(d)} \left[(s_i - r_i) - \frac{(s_i^2 - r_i^2)}{2} q_x^{(w)} \right]}{(1 - r_i q_x^{(d)}) (1 - r_i q_x^{(w)})} = d_x \\ \sum_{i=1}^{n_x} \frac{q_x^{(w)} \left[(s_i - r_i) - \frac{(s_i^2 - r_i^2)}{2} q_x^{(d)} \right]}{(1 - r_i q_x^{(d)}) (1 - r_i q_x^{(w)})} = w_x \end{array} \right.$$

Il sistema può essere risolto per via numerica ottenendo le stime

$$\hat{q}_x^{(d)} \quad \hat{q}_x^{(w)}$$

Stima di modelli di sopravvivenza non parametrici – uscite per morte e per altra causa

Nel caso particolare $r_i = 0$ e $s_i = 1$ per ogni i , le equazioni dei momenti diventano

$$\begin{cases} n_x q_x^{(d)} \left[1 - \frac{1}{2} q_x^{(w)} \right] = d_x \\ n_x q_x^{(w)} \left[1 - \frac{1}{2} q_x^{(d)} \right] = w_x \end{cases}$$

Il sistema può essere risolto in forma chiusa ottenendo le stime

$$\hat{q}_x^{(d)} = \frac{b - \sqrt{b^2 - 2n_x d_x}}{n_x} \quad \text{con} \quad b = n_x + \frac{d_x}{2} - \frac{w_x}{2}$$

$$\hat{q}_x^{(w)} = \frac{b - \sqrt{b^2 - 2n_x w_x}}{n_x} \quad \text{con} \quad b = n_x - \frac{d_x}{2} + \frac{w_x}{2}$$

B) Nell'ipotesi di intensità di uscita per morte e per altra causa costanti si ha

$$\mu^{(d)}(x+u) = \mu_x^{(d)} \quad u-r_i P'_{x+r_i}{}^{(d)} = \exp[-\mu_x^{(d)}(u-r_i)]$$

$$\mu^{(w)}(x+u) = \mu_x^{(w)} \quad u-r_i P'_{x+r_i}{}^{(w)} = \exp[-\mu_x^{(w)}(u-r_i)]$$

Le equazioni dei momenti diventano

$$\begin{cases} \frac{\mu_x^{(d)}}{\mu_x^{(d)} + \mu_x^{(w)}} \sum_{i=1}^{n_x} \left(1 - \exp[-(s_i - r_i)(\mu_x^{(d)} + \mu_x^{(w)})] \right) = d_x \\ \frac{\mu_x^{(w)}}{\mu_x^{(d)} + \mu_x^{(w)}} \sum_{i=1}^{n_x} \left(1 - \exp[-(s_i - r_i)(\mu_x^{(d)} + \mu_x^{(w)})] \right) = w_x \end{cases}$$

Il sistema può essere risolto per via numerica ottenendo le stime

$$\hat{\mu}_x^{(d)} \quad \hat{\mu}_x^{(w)}$$

Stima di modelli di sopravvivenza non parametrici – uscite per morte e per altra causa

Nel caso particolare $r_i = 0$ e $s_i = 1$ per ogni i , le equazioni dei momenti diventano

$$\begin{cases} \frac{\mu_x^{(d)}}{\mu_x^{(d)} + \mu_x^{(w)}} \left(1 - \exp\left[-\left(\mu_x^{(d)} + \mu_x^{(w)}\right)\right]\right) n_x = d_x \\ \frac{\mu_x^{(w)}}{\mu_x^{(d)} + \mu_x^{(w)}} \left(1 - \exp\left[-\left(\mu_x^{(d)} + \mu_x^{(w)}\right)\right]\right) n_x = w_x \end{cases}$$

Il sistema può essere risolto in forma chiusa ottenendo le stime

$$\hat{\mu}_x^{(d)} = -\log\left(\frac{n_x - d_x - w_x}{n_x}\right)^{\frac{d_x}{d_x + w_x}} \quad \hat{\mu}_x^{(w)} = -\log\left(\frac{n_x - d_x - w_x}{n_x}\right)^{\frac{w_x}{d_x + w_x}}$$

Da queste si ottengono le stime

$$\hat{q}_x^{(d)} = 1 - \hat{p}_x^{(d)} = 1 - \left(\frac{n_x - d_x - w_x}{n_x}\right)^{\frac{d_x}{d_x + w_x}} \quad \hat{q}_x^{(w)} = 1 - \hat{p}_x^{(w)} = 1 - \left(\frac{n_x - d_x - w_x}{n_x}\right)^{\frac{w_x}{d_x + w_x}}$$

Stima con il metodo della massima verosimiglianza

Con riferimento alla classe di età $]x, x + 1]$ per scrivere la verosimiglianza delle osservazioni

$$(r_i, s_i, t_i, k_i), \quad i = 1, \dots, n_x$$

definiamo, per ogni $i = 1, \dots, n_x$, i n.a.

$T^{(i)}$ durata aleatoria di permanenza dell'individuo i nella collettività tra le età $]x, x + 1]$

$$C^{(i)} = \begin{cases} 1 & \text{se l'individuo } i \text{ esce per morte} \\ 2 & \text{se l'individuo } i \text{ esce per altra causa} \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases}$$

Nota: $T^{(i)}$ ha determinazioni $]0, s_i - r_i]$

Indicato con $T_{x+r_i}^{(i)}$ la durata di permanenza nella collettività per l' i -esimo individuo presente all'età $x + r_i$ si ha

$$T^{(i)} = \min \left(T_{x+r_i}^{(i)}, s_i - r_i \right)$$

Nell'ipotesi che per ogni individuo i la durata aleatoria di permanenza nella collettività sia descritta dallo stesso modello di sopravvivenza, si ha

$$P(T^{(i)} \leq t) = \begin{cases} 0 & t \leq 0 \\ P(T_{x+r_i}^{(i)} \leq t) & 0 < t < s_i - r_i \\ 1 & t \geq s_i - r_i \end{cases}$$

dove $P(T_{x+r_i}^{(i)} \leq t) = {}_tq_{x+r_i}^{(\tau)}$.

Si definiscono

$S = \{i \mid \text{l'individuo } i \text{ è in vita all'età } x + s_i\}$ *survival*

$D = \{i \mid \text{l'individuo } i \text{ esce per morte all'età } x + t_i\}$ *death*

$W = \{i \mid \text{l'individuo } i \text{ esce per altra causa all'età } x + k_i\}$ *withdrawal*

Stima di modelli di sopravvivenza non parametrici – uscite per morte e per altra causa

Se l'individuo i è presente nella collettività all'età di uscita pianificata (quindi $i \in S$):

$$T^{(i)} = s_i - r_i \quad P(T^{(i)} = s_i - r_i) = {}_{s_i - r_i}p_{x+r_i}^{(\tau)} = {}_{s_i - r_i}p_{x+r_i}'^{(d)} \cdot {}_{s_i - r_i}p_{x+r_i}'^{(w)}$$

Se l'individuo i esce per morte all'età esatta $x + t_i$ (quindi $i \in D$):

$$T^{(i)} = t_i - r_i \quad f_{T,C}(t_i - r_i, 1) = {}_{t_i - r_i}p_{x+r_i}^{(\tau)} \cdot \mu^{(d)}(x + t_i) = {}_{t_i - r_i}p_{x+r_i}'^{(d)} \cdot {}_{t_i - r_i}p_{x+r_i}'^{(w)} \cdot \mu^{(d)}(x + t_i)$$

Se l'individuo i esce per altra causa all'età esatta $x + k_i$:

$$T^{(i)} = k_i - r_i \quad f_{T,C}(k_i - r_i, 2) = {}_{k_i - r_i}p_{x+r_i}^{(\tau)} \cdot \mu^{(w)}(x + k_i) = {}_{k_i - r_i}p_{x+r_i}'^{(d)} \cdot {}_{k_i - r_i}p_{x+r_i}'^{(w)} \cdot \mu^{(w)}(x + k_i)$$

In ipotesi di indipendenza stocastica dei n.a. $T^{(i)}$ la verosimiglianza delle osservazioni è

$$L = \prod_{i \in S} P(T^{(i)} = s_i - r_i) \cdot \prod_{i \in D} f_{T,C}(t_i - r_i, 1) \cdot \prod_{i \in W} f_{T,C}(k_i - r_i, 2)$$

Stima di modelli di sopravvivenza non parametrici – uscite per morte e per altra causa

Si ha

$$\begin{aligned}
 L &= \prod_{i \in S} s_{i-r_i} p_{x+r_i}^{(\tau)} \cdot \prod_{i \in D} t_{i-r_i} p_{x+r_i}^{(\tau)} \cdot \mu^{(d)}(x+t_i) \cdot \prod_{i \in W} k_{i-r_i} p_{x+r_i}^{(\tau)} \cdot \mu^{(w)}(x+k_i) \\
 &= \prod_{i \in S} s_{i-r_i} p_{x+r_i}'^{(d)} \cdot s_{i-r_i} p_{x+r_i}'^{(w)} \cdot \\
 &\quad \cdot \prod_{i \in D} t_{i-r_i} p_{x+r_i}'^{(d)} \cdot t_{i-r_i} p_{x+r_i}'^{(w)} \cdot \mu^{(d)}(x+t_i) \cdot \\
 &\quad \cdot \prod_{i \in W} k_{i-r_i} p_{x+r_i}'^{(d)} \cdot k_{i-r_i} p_{x+r_i}'^{(w)} \cdot \mu^{(w)}(x+k_i) \\
 &= \prod_{i \in S} s_{i-r_i} p_{x+r_i}'^{(d)} \cdot \prod_{i \in D} t_{i-r_i} p_{x+r_i}'^{(d)} \cdot \mu^{(d)}(x+t_i) \cdot \prod_{i \in W} k_{i-r_i} p_{x+r_i}'^{(d)} \cdot \\
 &\quad \cdot \prod_{i \in S} s_{i-r_i} p_{x+r_i}'^{(w)} \cdot \prod_{i \in D} t_{i-r_i} p_{x+r_i}'^{(w)} \cdot \prod_{i \in W} k_{i-r_i} p_{x+r_i}'^{(w)} \cdot \mu^{(w)}(x+k_i)
 \end{aligned}$$

Stima di modelli di sopravvivenza non parametrici – uscite per morte e per altra causa

Quindi

$$L = L^{(d)} \cdot L^{(w)}$$

con

$$L^{(d)} = \prod_{i \in S} s_{i-r_i} p'_{x+r_i}^{(d)} \cdot \prod_{i \in D} t_{i-r_i} p'_{x+r_i}^{(d)} \cdot \mu^{(d)}(x+t_i) \cdot \prod_{i \in W} k_{i-r_i} p'_{x+r_i}^{(d)}$$

e

$$L^{(w)} = \prod_{i \in S} s_{i-r_i} p'_{x+r_i}^{(w)} \cdot \prod_{i \in D} t_{i-r_i} p'_{x+r_i}^{(w)} \cdot \prod_{i \in W} k_{i-r_i} p'_{x+r_i}^{(w)} \cdot \mu^{(w)}(x+k_i)$$

Quindi per stimare le probabilità assolute $p_x^{(d)}$ si porrà

$$\max L^{(d)}$$

mentre per stimare le probabilità assolute $p_x^{(w)}$ si porrà

$$\max L^{(w)}$$

Stima di modelli di sopravvivenza non parametrici – uscite per morte e per altra causa

Stima di massima verosimiglianza delle probabilità assolute $p_x^{(d)}$

$$L^{(d)} = \prod_{i \in S} s_{i-r_i} p_{x+r_i}^{(d)} \cdot \prod_{i \in D} t_{i-r_i} p_{x+r_i}^{(d)} \cdot \mu^{(d)}(x+t_i) \cdot \prod_{i \in W} k_{i-r_i} p_{x+r_i}^{(d)}$$

Si nota che le informazioni sulle uscite per altra causa sono trattate come le informazioni sulla sopravvivenza all'età di uscita pianificata

A) Nell'ipotesi di interpolazione esponenziale $\mu^{(d)}(x+t) = \mu_x^{(d)}$, $0 < t \leq 1$

$$s_{i-r_i} p_{x+r_i}^{(d)} = e^{-\mu_x^{(d)}(s_i-r_i)}$$

la verosimiglianza è

$$\begin{aligned} L^{(d)} &= \prod_{i \in S} e^{-\mu_x^{(d)}(s_i-r_i)} \cdot \prod_{i \in D} \left(e^{-\mu_x^{(d)}(t_i-r_i)} \mu_x^{(d)} \right) \cdot \prod_{i \in W} e^{-\mu_x^{(d)}(k_i-r_i)} \\ &= \exp \left[-\mu_x^{(d)} \left(\sum_{i \in S} (s_i-r_i) + \sum_{i \in D} (t_i-r_i) + \sum_{i \in W} (k_i-r_i) \right) \right] \cdot \left(\mu_x^{(d)} \right)^{d_x} \end{aligned}$$

dove $d_x = \#D$

Stima di modelli di sopravvivenza non parametrici – uscite per morte e per altra causa

La log-verosimiglianza è allora

$$\log L^{(d)} = \left[-\mu_x^{(d)} \left(\sum_{i \in S} (s_i - r_i) + \sum_{i \in D} (t_i - r_i) + \sum_{i \in W} (k_i - r_i) \right) \right] + d_x \log(\mu_x^{(d)})$$

Risolvendo l'equazione di verosimiglianza si trova

$$\hat{\mu}_x^{(d)} = \frac{d_x}{\sum_{i \in S} (s_i - r_i) + \sum_{i \in D} (t_i - r_i) + \sum_{i \in W} (k_i - r_i)}$$

dove $\sum_{i \in S} (s_i - r_i) + \sum_{i \in D} (t_i - r_i) + \sum_{i \in W} (k_i - r_i)$ è detta **esposizione totale esatta**

Osservazione: l'esposizione totale esatta coincide con il numero centrale degli esposti al rischio secondo l'impostazione attuariale

$$E_x^C = \sum_{i \in S \cup D \cup W} (1 - r_i) - \sum_{i \in S} (1 - s_i) - \sum_{i \in W} (1 - k_i) - \sum_{i \in D} (1 - t_i) = \sum_{i \in S} (s_i - r_i) + \sum_{i \in D} (t_i - r_i) + \sum_{i \in W} (k_i - r_i)$$

Quindi la frequenza (grezza) centrale di decesso

$$m_x^o = \frac{\theta_x}{E_x^C}$$

coincide con la stima di massima verosimiglianza

$$\hat{\mu}_x^{(d)}$$

Osservazione

Sia D_x il n.a. dei decessi nella classe di età $]x, x + 1]$, in ipotesi di distribuzione di Poisson di parametro $\mu_x^{(d)} E_x^C$ si ha

$$P(D_x = d_x) = \frac{\left(\mu_x^{(d)} E_x^C\right)^{d_x}}{d_x!} e^{-\mu_x^{(d)} E_x^C} = \frac{\left(E_x^C\right)^{d_x}}{d_x!} e^{-\mu_x^{(d)} E_x^C} \left(\mu_x^{(d)}\right)^{d_x} \propto L^{(d)}$$

Pertanto ai fini della stima di massima verosimiglianza dell'intensità istantanea di mortalità sono equivalenti le ipotesi esponenziale e di distribuzione di Poisson per il n.a. dei decessi D_x con $E(D_x) = \mu_x E_x^C$

B) Nell'ipotesi di interpolazione lineare

$$s_{i-r_i} p'_{x+r_i}(d) = \frac{1-s_i q'_x(d)}{1-r_i q'_x(d)} \quad \mu^{(d)}(x+t_i) = \frac{q'_x(d)}{1-t_i q'_x(d)}$$

indicato con $d_x = \#D$, la verosimiglianza è

$$\begin{aligned} L^{(d)} &= \prod_{i \in S} \frac{1-s_i q'_x(d)}{1-r_i q'_x(d)} \cdot \prod_{i \in D} \left(\frac{1-t_i q'_x(d)}{1-r_i q'_x(d)} \cdot \frac{q'_x(d)}{1-t_i q'_x(d)} \right) \cdot \prod_{i \in W} \frac{1-k_i q'_x(d)}{1-r_i q'_x(d)} \\ &= \prod_{i \in S \cup D \cup W} \left(1 - r_i q'_x(d)\right)^{-1} \cdot \prod_{i \in S} \left(1 - s_i q'_x(d)\right) \cdot \prod_{i \in W} \left(1 - k_i q'_x(d)\right) \cdot \left(q'_x(d)\right)^{d_x} \end{aligned}$$

Dalla log-verosimiglianza

$$\log L^{(d)} = - \sum_{i \in S \cup D \cup W} \log(1 - r_i q'_x(d)) + \sum_{i \in S} \log(1 - s_i q'_x(d)) + \sum_{i \in W} \log(1 - k_i q'_x(d)) + d_x \log(q'_x(d))$$

si ottiene l'equazione di log-verosimiglianza che può essere risolta per via numerica

$$\sum_{i \in S \cup D \cup W} \frac{r_i}{1 - r_i q'_x(d)} - \sum_{i \in S} \frac{s_i}{1 - s_i q'_x(d)} - \sum_{i \in W} \frac{k_i}{1 - k_i q'_x(d)} + \frac{d_x}{q'_x(d)} = 0$$

Stime di massima verosimiglianza per dati raggruppati

Con riferimento alla classe di età $]x, x + 1]$ nel caso di dati raggruppati, i dati sono:

n_x numero di individui osservati

d_x numero di decessi osservati

w_x numero di individui usciti per altra causa

Con riferimento all' i -esimo individuo, $i = 1, \dots, n_x$, si definisce il seguente n.a.

$$C^{(i)} = \begin{cases} 1 & \text{se l'individuo } i \text{ esce per morte} \\ 2 & \text{se l'individuo } i \text{ esce per altra causa} \\ 0 & \text{altrimenti} \end{cases} \quad \begin{aligned} P(C^{(i)} = 1) &= q_x^{(d)} \\ P(C^{(i)} = 2) &= q_x^{(w)} \\ P(C^{(i)} = 0) &= 1 - q_x^{(d)} - q_x^{(w)} \end{aligned}$$

In ipotesi di indipendenza stocastica dei n.a. $C^{(i)}$ la verosimiglianza delle osservazioni è

$$L = \prod_{i \in D} P(C^{(i)} = 1) \cdot \prod_{i \in W} P(C^{(i)} = 2) \cdot \prod_{i \in S} P(C^{(i)} = 0) = \left(q_x^{(d)}\right)^{d_x} \left(q_x^{(w)}\right)^{w_x} \left(1 - q_x^{(d)} - q_x^{(w)}\right)^{n_x - d_x - w_x}$$

Dalla log-verosimiglianza

$$\log L = d_x \log(q_x^{(d)}) + w_x \log(q_x^{(w)}) + (n_x - d_x - w_x) \log(1 - q_x^{(d)} - q_x^{(w)})$$

si ottiene il sistema di equazioni di verosimiglianza che fornisce le stime delle probabilità di eliminazione per causa di morte e, rispettivamente, per altra causa.

$$\begin{cases} \frac{d_x}{q_x^{(d)}} - \frac{n_x - d_x - w_x}{1 - q_x^{(d)} - q_x^{(w)}} = 0 \\ \frac{w_x}{q_x^{(w)}} - \frac{n_x - d_x - w_x}{1 - q_x^{(d)} - q_x^{(w)}} = 0 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} \hat{q}_x^{(d)} = \frac{d_x}{n_x} \\ \hat{q}_x^{(w)} = \frac{w_x}{n_x} \end{cases}$$

Le stime coincidono con quelle ottenute con il metodo dei momenti nel caso particolare

$r_i = 0$ e $s_i = 1$ per ogni $i = 1, \dots, n_x$

Se si vogliono stimare le probabilità assolute, si devono formulare le opportune ipotesi.

In ipotesi di uscite non informative si ha

$$q_x^{(d)} = \int_0^1 {}_u p_x'^{(d)} \cdot {}_u p_x'^{(w)} \cdot \mu^{(d)}(x+u) du$$

$$q_x^{(w)} = \int_0^1 {}_u p_x'^{(d)} \cdot {}_u p_x'^{(w)} \cdot \mu^{(w)}(x+u) du$$

A) Nell'ipotesi di distribuzione uniforme per le probabilità assolute di uscita per morte e, rispettivamente, per altra causa si ha

$${}_u p_x'^{(d)} = 1 - u q_x'^{(d)} \quad \mu^{(d)}(x+u) = \frac{q_x'^{(d)}}{1 - u q_x'^{(d)}}$$

$${}_u p_x'^{(w)} = 1 - u q_x'^{(w)} \quad \mu^{(w)}(x+u) = \frac{q_x'^{(w)}}{1 - u q_x'^{(w)}}$$

e quindi

$$q_x^{(d)} = q_x'^{(d)} \left(1 - \frac{1}{2} q_x'^{(w)} \right)$$

$$q_x^{(w)} = q_x'^{(w)} \left(1 - \frac{1}{2} q_x'^{(d)} \right)$$

La log-verosimiglianza diventa allora

$$\begin{aligned} \log L &= d_x \log(q_x^{(d)}) + w_x \log(q_x^{(w)}) + (n_x - d_x - w_x) \log(1 - q_x^{(d)} - q_x^{(w)}) \\ &= d_x \log(q_x'^{(d)}) + d_x \log\left(1 - \frac{1}{2} q_x'^{(w)}\right) + w_x \log(q_x'^{(w)}) + w_x \log\left(1 - \frac{1}{2} q_x'^{(d)}\right) + \\ &\quad + (n_x - d_x - w_x) \log\left(1 - q_x'^{(d)} \left(1 - \frac{1}{2} q_x'^{(w)}\right) - q_x'^{(w)} \left(1 - \frac{1}{2} q_x'^{(d)}\right)\right) \end{aligned}$$

Risolvendo il sistema di equazioni di verosimiglianza si ottengono le stesse stime ottenute con il metodo dei momenti nel caso particolare $r_i = 0$ e $s_i = 1$ per ogni

$i = 1, \dots, n_x$.

$$\hat{q}_x'^{(d)} = \frac{b - \sqrt{b^2 - 2n_x d_x}}{n_x} \quad \text{con} \quad b = n_x + \frac{d_x}{2} - \frac{w_x}{2}$$

$$\hat{q}_x'^{(w)} = \frac{b - \sqrt{b^2 - 2n_x w_x}}{n_x} \quad \text{con} \quad b = n_x - \frac{d_x}{2} + \frac{w_x}{2}$$

A) Nell'ipotesi di intensità di uscita per morte e per altra causa costanti si ha

$$\mu^{(d)}(x+u) = \mu_x^{(d)} \quad {}_u p_x^{(d)} = \exp[-\mu_x^{(d)}u]$$

$$\mu^{(w)}(x+u) = \mu_x^{(w)} \quad {}_u p_x^{(w)} = \exp[-\mu_x^{(w)}u]$$

e quindi

$$q_x^{(d)} = \frac{\mu_x^{(d)}}{\mu_x^{(d)} + \mu_x^{(w)}} \left(1 - \exp[-(\mu_x^{(d)} + \mu_x^{(w)})]\right) \quad q_x^{(w)} = \frac{\mu_x^{(w)}}{\mu_x^{(d)} + \mu_x^{(w)}} \left(1 - \exp[-(\mu_x^{(d)} + \mu_x^{(w)})]\right)$$

Sostituendo nella log-verosimiglianza

$$\log L = d_x \log(q_x^{(d)}) + w_x \log(q_x^{(w)}) + (n_x - d_x - w_x) \log(1 - q_x^{(d)} - q_x^{(w)})$$

e derivando, si ottiene il sistema di equazioni di verosimiglianza le cui soluzioni coincidono con le stime ottenute con il metodo dei momenti nel caso particolare $r_i = 0$ e $s_i = 1$ per ogni $i = 1, \dots, n_x$.

$$\hat{\mu}_x^{(d)} = -\log\left(\frac{n_x - d_x - w_x}{n_x}\right)^{\frac{d_x}{d_x + w_x}} \quad \hat{\mu}_x^{(w)} = -\log\left(\frac{n_x - d_x - w_x}{n_x}\right)^{\frac{w_x}{d_x + w_x}}$$