

Kaplan-Meier Survival Curves and Log-Rank Test

The Product-limit method (= Kaplan-Meier method)

Life table 法による場合には、人を 5 10 歳などグループに分けて死亡する確率をみていました。しかし product limit 法では個人にフォーカスをあて、1 人 1 人が正確にどれくらい生きるかを検討します。そして life table では等間隔で時間を区切っていましたが、product limit 法では人数が少ないので（だから product limit）、死亡などの event が発生した時点で $S(t)$ が変化します。

$S(t)$ は multiplicative rule で考えることができます。例えば $P(A)$ はある患者さんが時間 0 から 2 まで生きる確率とします。そして $P(B)$ はその患者さんが 2 という瞬間を生きる確率とします。よってその患者さんが 2 を超えて生存する確率は $P(A \cap B)$ で表されます。これを multiplicative rule にあてはめると

$$P(A \cap B) = P(A)P(B|A)$$

となります。時間 2 を越えて生存する確率は $S(2)$ であり、2 まで生存する確率は $S(0)$ とします。 $P(B|A)$ は 0 まで生きている患者さんが 2 を超えて生存する確率ですから、裏を返せば 0 から 2 の間に死亡する確率を 1 から引いてやればよいこととなります。0 - 2 の間に死亡する確率を q_2 としますと、 $1 - q_2$ は 0 から 2 の間に死亡しない確率となります。

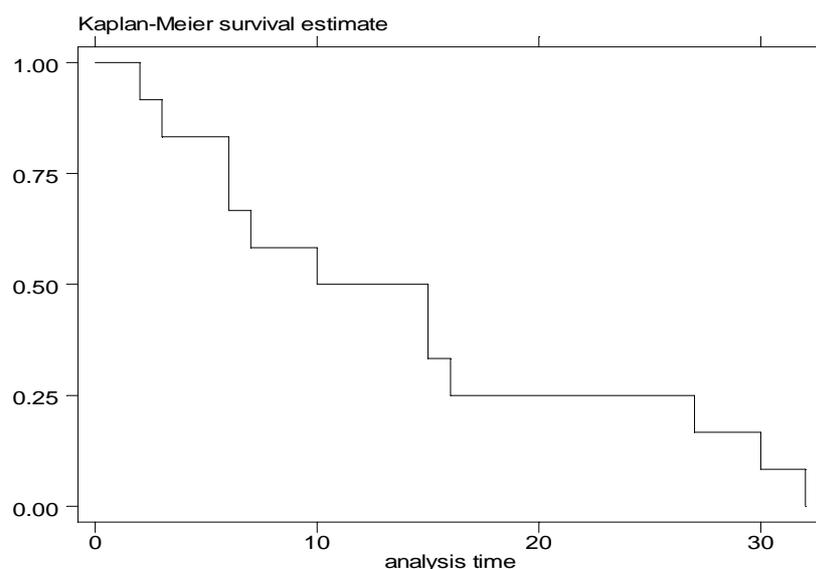
例えばここに 12 人の血友病患者さんがいるとします。残念ながらかつて使用した血友病製剤に AIDS ウイルスが混入していたため、全員 AIDS の診断を受けています。そこで死亡するまでに時間を検討したところ以下のような結果を得ました。

Patient Number	Survival (months)
1	2
2	3
3	6
4	6
5	7
6	10
7	15
8	15
9	16
10	27
11	30
12	32

これを1 2ヶ月の間に亡くなった患者さんの数とやると生命表の原理となってしまいます。そこで患者さんが亡くなった時間を軸に検討してみます。最初の時点では12人全員が生存していますから、 $S(0) = 1$ です。しかし2ヶ月の時点で1人亡くなっています。さて $S(2)$ は2ヶ月を超えて生存する確率ですが、2ヶ月以内に死亡する確率を1から引いて求めることができます。2ヶ月の時点で12人中1人が亡くなっていますから、2ヶ月までに死亡する確率は $1/12 = 0.0833$ です。よって $1 - q_2$ すなわち $1 - 0.0833 = 0.9167$ の割合の患者さんが2ヶ月を超えて生存することになります。 $S(0) = 1$ ですから $S(2) = S(0) \times (1 - q_2) = 1 \times (1 - 0.0833) = 0.9167$ となります。さて次に3ヶ月の時点でもう1人亡くなっています。2ヶ月から3ヶ月の間に1人が亡くなる確率は $1/11 = 0.0909$ です。3ヶ月を超えて生存する確率は $S(3) = S(2) \times (1 - q_3) = 0.9167 \times (1 - 0.0909) = 0.8334$ となります。このように計算を続けていったのが下の表です。

Time	q_t	$1 - q_t$	l_t	$S(t)$
0	0.0000	1.0000	12	1.0000
2	0.0833	0.9167	11	0.9167
3	0.0909	0.9091	10	0.8333
6	0.2000	0.8000	8	0.6667
7	0.1250	0.8750	7	0.5833
10	0.1429	0.8571	6	0.5000
15	0.3333	0.6667	4	0.3333
16	0.2500	0.7500	3	0.2500
27	0.3333	0.6667	2	0.1667
30	0.5000	0.5000	1	0.0833
32	1.0000	0.0000	0	0.0000

これを生存曲線として描くと下のようになります。



しかしこれは僅か 12 人の患者さんのデータなわけで、世界の血友病の患者さんが AIDS になった場合どれくらい生きられるかを推論するには、一定の幅をもって行なわなくてはなりません。その計算は難しいのでコンピュータに行なわせます（後述）。

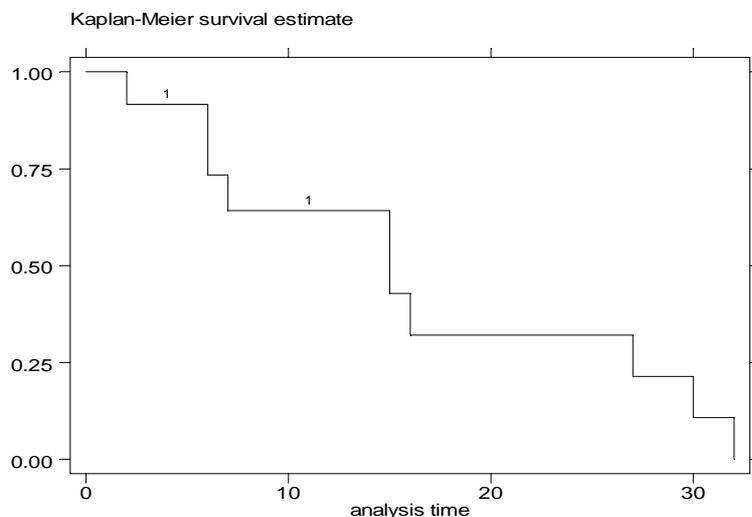
実際、全ての event が発生する前に結論を出し調査を打ち切るのが常であります。最終的な event に到達するまえに調査が打ち切られた患者さんを censor と呼びます（他章参照）。例えば上の例で2番目と6番目の患者さんはそれぞれ3ヶ月、10ヶ月の時点で調査が修了し censor となったとします。そのような場合慣例として数値の脇に+を付して censor であることを示します。

Patient Number	Survival (months)
1	2
2	3+
3	6
4	6
5	7
6	10+
7	15
8	15
9	16
10	27
11	30
12	32

Time	q_t	$1 - q_t$	$S(t)$
0	0.0000	1.0000	1.0000
2	0.0833	0.9167	0.9167
3	0.0000	1.0000	0.9167
6	0.2000	0.8000	0.7333
7	0.1250	0.8750	0.6417
10	0.0000	1.0000	0.6417
15	0.3333	0.6667	0.4278
16	0.2500	0.7500	0.3208
27	0.3333	0.6667	0.2139
30	0.5000	0.5000	0.1069
32	1.0000	0.0000	0.0000

3ヶ月と10ヶ月では死亡がなく、 $S(t)$ は1つ前のものと同じになります。6ヶ月の時点では11人でなく10人中2人が死亡したと考え、 q_6 は0.2となります。しかし $S(5)$ は censor でない状態では0.8333でしたが、censor の場合0.9167に $(1 - 0.2)$ をかけてやることになり、censor のない場合より少し生存曲線が改善された状態となります。これは、前の例では3ヶ月の時点で患者さんが亡くなったと設定していますが、今回は患者さんが少なくとも3ヶ月以上生存しているので、生存曲線は少し改善するはずです。

これを生存曲線として描くと下のようになります。



グラフ中の標は censor を示しています。3 ヶ月と 10 ヶ月で 1 人ずつが censor となっています。コンピュータで 50% 生存率等を計算してもらいましょう。

```
. stsum
```

```
failure _d: censor
analysis time _t: time
```

	incidence		no. of subjects	Survival time		
	time at risk	rate		25%	50%	75%
total	169	.0591716	12	6	15	27

6 ヶ月以上、15 ヶ月以上、27 ヶ月以上生存する確率はそれぞれ 6%、50%、75% です。先にこの生存曲線は一定の幅を持つべきであると話しました。それもコンピュータで計算できます。それぞれの $S(t)$ における 95% CI として求めることができます。

```
. sts list
```

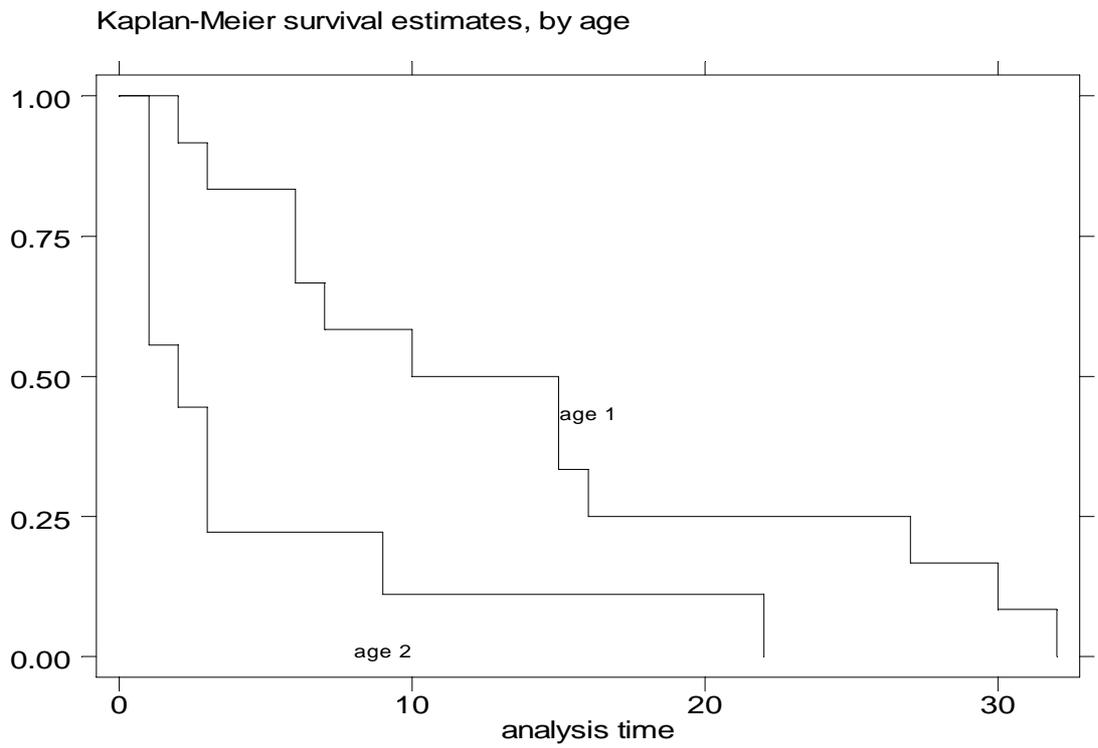
```
failure _d: censor
analysis time _t: time
```

```
Beg.      Net      Survivor  Std.
```

Time	Total	Fail	Lost	Function	Error	[95% Conf. Int.]	
2	12	1	0	0.9167	0.0798	0.5390	0.9878
3	11	0	1	0.9167	0.0798	0.5390	0.9878
6	10	2	0	0.7333	0.1324	0.3790	0.9056
7	8	1	0	0.6417	0.1441	0.3022	0.8483
10	7	0	1	0.6417	0.1441	0.3022	0.8483
15	6	2	0	0.4278	0.1565	0.1387	0.6942
16	4	1	0	0.3208	0.1495	0.0790	0.6010
27	3	1	0	0.2139	0.1325	0.0337	0.4956
30	2	1	0	0.1069	0.1005	0.0061	0.3752
32	1	1	0	0.0000	.	.	.

2つの生存曲線を比較するときには log-rank test を用いますが、その原理については3つの生存曲線を参照してください。具体的には通常大人数を扱うことが多いため、コンピュータで行ないます。先の例では40歳以下の12人の血友病患者さんを対象としましたが、さらに41歳以上の9人の血友病でAIDSの診断を受けた患者さんのデータを入手しました。

Patient Number	Survival (months)	Patient Number	Survival (months)
1	2	1	1
2	3	2	1
3	6	3	1
4	6	4	1
5	7	5	2
6	10	6	3
7	15	7	3
8	15	8	9
9	16	9	22
10	27		
11	30		
12	32		



以下コンピュータの計算ですが、年齢を 40 で区切った場合、40 歳以下の若年者の方で予後が良いことが判りました。

```
. sts test age
```

```
failure _d: censor  
analysis time _t: time
```

```
Log-rank test for equality of survivor functions
```

```
-----
```

	Events	
age	observed	expected
1	12	16.28
2	9	4.72
Total	21	21.00

```
chi2(1) = 6.17  
Pr>chi2 = 0.0130
```

```
. sts test age, wilcoxon
```

```
failure _d: censor  
analysis time _t: time
```

```
Wilcoxon (Breslow) test for equality of survivor functions
```

```
-----
```

	Events		Sum of
age	observed	expected	ranks
1	12	16.28	-73
2	9	4.72	73

```
Total |          21          21.00          0
```

```
chi2(1) =          7.80
```

```
Pr>chi2 =          0.0052
```

```
. stsum, by(age)
```

```
failure _d: censor
```

```
analysis time _t: time
```

age		incidence		no. of	----- Survival time -----		
		time at risk	rate		subjects	25%	50%
-----+-----							
1		169	.0710059	12	6	15	27
2		43	.2093023	9	1	2	3
-----+-----							
total		212	.0990566	21	2	6	15

```
.
```