

# Sprawozdanie 2

## Analiza przeżycia

Marta Stankiewicz (282244) Kacper Szmigielski (282255)

### Spis treści

<b>1</b>	<b>Zadanie 1</b>	<b>2</b>
<b>2</b>	<b>Zadanie 2</b>	<b>2</b>
<b>3</b>	<b>Zadanie 3</b>	<b>4</b>
<b>4</b>	<b>Zadanie 4</b>	<b>5</b>
<b>5</b>	<b>Zadanie 5</b>	<b>7</b>
<b>6</b>	<b>Zadanie 6</b>	<b>8</b>

### Spis rysunków

1	Podstawowa funkcja przeżycia i skumulowanego hazardu . . . . .	4
2	wykresy-skumulowanego-hazardu . . . . .	5
3	wykresy-log(skumulowany hazard) . . . . .	6
4	wykresy funkcji przeżycia dla pacjentów . . . . .	7
5	wykresy funkcji przeżycia . . . . .	8

### Spis tabel

1	Tabela otrzymanych wsp. beta . . . . .	2
---	--	---

# 1 Zadanie 1

Dopasowanie modelu(oszacowanie parametrów)

```
model<-prop.odds(Event(time, cause = status) ~ age +
  factor(sex) +
  factor(ph.ecog) +
  ph.karno,
  data = dane, n.sim=500, profile=1)
```

# 2 Zadanie 2

Korzystając z poniższych wzorów możemy podać interpretację:

$$\theta_0(t) = \frac{1 - S_0(t)}{S_0(t)}$$

$$\ln\left(\frac{\theta_{z_1}(t)}{\theta_{z_2}(t)}\right) = \beta^T(z_1 - z_2)$$

$$\ln(\theta_{z_1}(t)) = \beta^T(z_1).$$

## Tabela współczynników

Tabela 1: Tabela otrzymanych wsp. beta

	estimate
age	0.0024
factor(sex)2	-0.5614
factor(ph.ecog)1	0.3196
factor(ph.ecog)2	1.1485
factor(ph.ecog)3	1.8506
ph.karno	-0.0022

- Zmienna `age` ma współczynnik  $\beta = 0.002378 > 0$ , co oznacza, że wraz ze wzrostem wieku rosną szanse (**odds**) wystąpienia zdarzenia do czasu

$t$

(przy stałych pozostałych zmiennych). Równoważnie:

$$\exp(\beta) > 1.$$

- Zmienna **sex** (kategoryczna) ma współczynnik  $\beta = -0.5614481 > 0$  dla poziomu porównywanego do poziomu referencyjnego (bazowego). Oznacza to, że w tej grupie **szanse (odds) zajścia zdarzenia do czasu**

$$t$$

są mniejsze niż w grupie bazowej, tj.

$$\exp(\beta) < 1.$$

- Zmienna **ph.ecog** (kategoryczna) ma współczynniki

$$\beta > 0$$

dla poszczególnych poziomów w porównaniu do poziomu referencyjnego (np.

$$1 \text{ vs } 0, 2 \text{ vs } 0, 3 \text{ vs } 0$$

). Wskazuje to, że osoby z wyższym **ph.ecog** mają **większe szanse (odds) wystąpienia zdarzenia do czasu**

$$t$$

niz osoby z poziomu bazowego, czyli

$$\exp(\beta) > 1.$$

- Dla zmiennej ciągłej **ph.karno** otrzymano  $\beta = -0.0022452 < 0$  co oznacza, że wraz ze wzrostem **ph.karno maleją szanse (odds) zajścia zdarzenia do czasu**

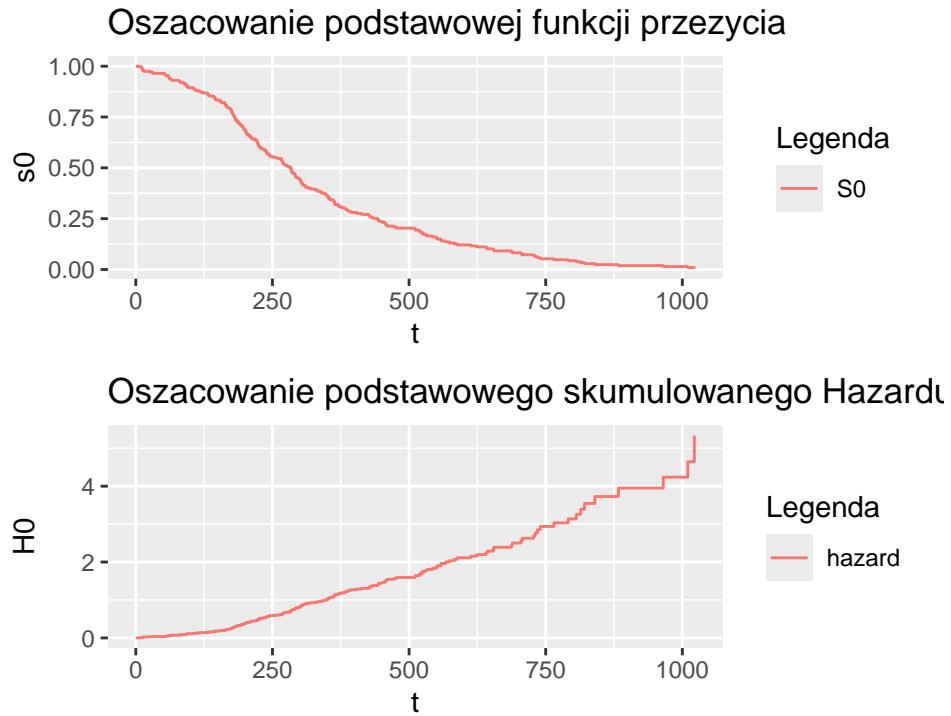
$$t$$

(tj.

$$\exp(\beta) < 1$$

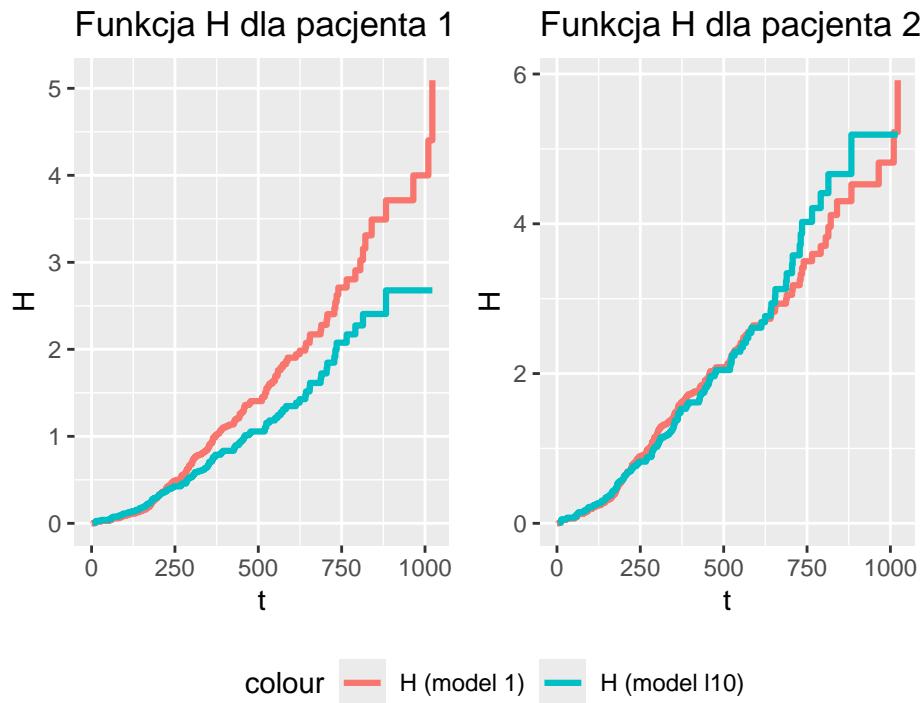
). Jeśli jednak w poprzedniej analizie (Lista 10) współczynnik dla **ph.karno** był **nie-istotny statystycznie**, to również tutaj wniosek o kierunku efektu należy traktować ostrożnie: przy braku istotności znak współczynnika może zmieniać się między dopasowaniami/modelami i nie powinien być interpretowany jako stabilny efekt.

### 3 Zadanie 3



Rysunek 1: Podstawowa funkcja przeżycia i skumulowanego hazardu

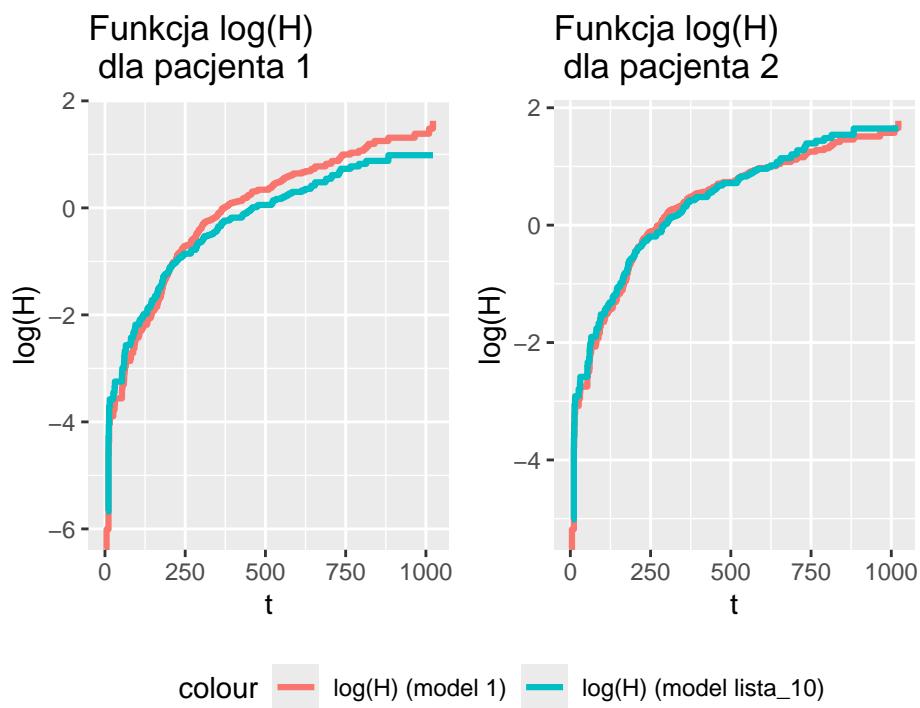
## 4 Zadanie 4



Rysunek 2: wykresy-skumulowanego-hazardu

W przypadku pacjenta 1 widać, że skumulowany hazard 2 estymowany w modelu proporcjonalnych szans rośnie wyraźnie szybciej niż w modelu proporcjonalnych hazardów Coxa. W konsekwencji model proporcjonalnych szans implikuje dla tego pacjenta mniej korzystną prognozę przeżycia, tj. większe narastające ryzyko zdarzenia w czasie, w porównaniu z modelem Coxa.

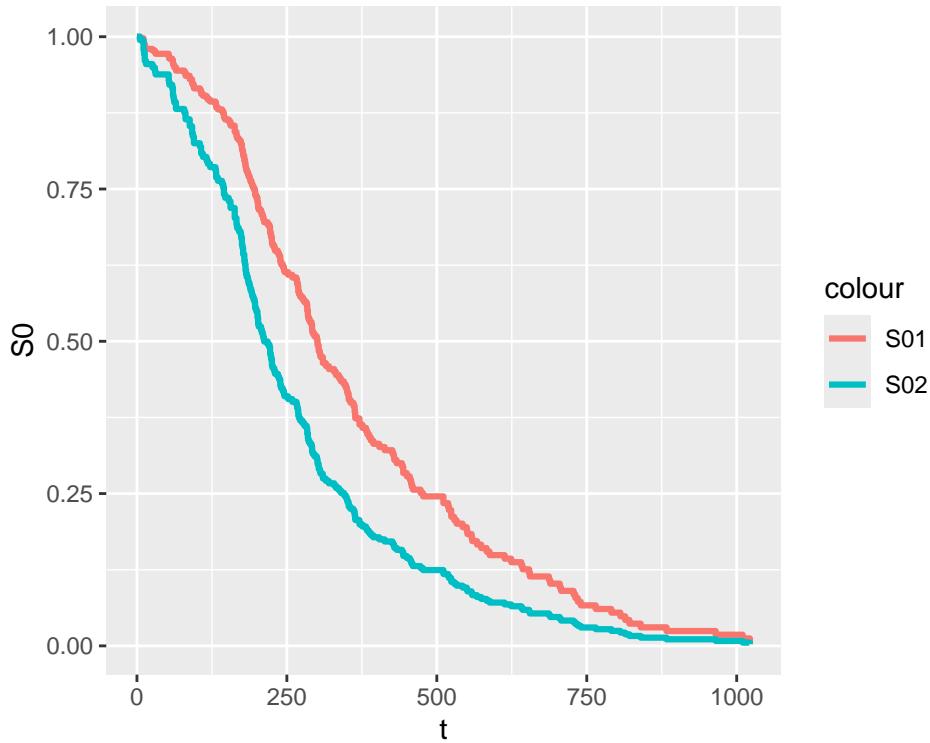
Dla pacjenta 2 krzywe 2 skumulowanego hazardu są do około 625 dnia bardzo zbliżone, natomiast w dalszej części obserwacji zaczynają się rozchodzić. Różnice między predykcjami modeli narastają wraz z upływem czasu, jednak interpretację końcowego fragmentu należy traktować z ostrożnością — w ogonie rozkładu zwykle pozostaje niewiele obserwacji, a pojedyncze zdarzenia mogą powodować relatywnie duże, skokowe zmiany estymowanych krzywych.



Rysunek 3: wykresy-log(skumulowany hazard)

Analogiczne wnioski możemy wysnuć także na podstawie wykresu 3 logarytmów tych funkcji, ponieważ logarytm jest funkcją ściśle rosnącą i dla dodatnich wartości zachowuje relacje.

## 5 Zadanie 5



Rysunek 4: wykresy funkcji przeżycia dla pacjentów

Z wykresu 4 widać, że funkcja przeżycia dla pacjenta 2 maleje znacznie szybciej, co jest zgodne z charakterystyką danych.

Prawdopodobieństwa tego ,że czas życia będzie większy od 300 , to

$$S_02(300)$$

i

$$S_01(300)$$

Dla pacjenta 1 to prawdopodobieństwo wynosi:

```
## [1] 0.5033085
```

Jest to spora szansa.

A na liście 10 otrzymaliśmy:

```
## [1] 0.5901344
```

Prawdopodobieństwo dla modelu proporcjonalnych hazardów coxa jest większe.

Dla pacjenta 2 to prawdopodobieństwo wynosi:

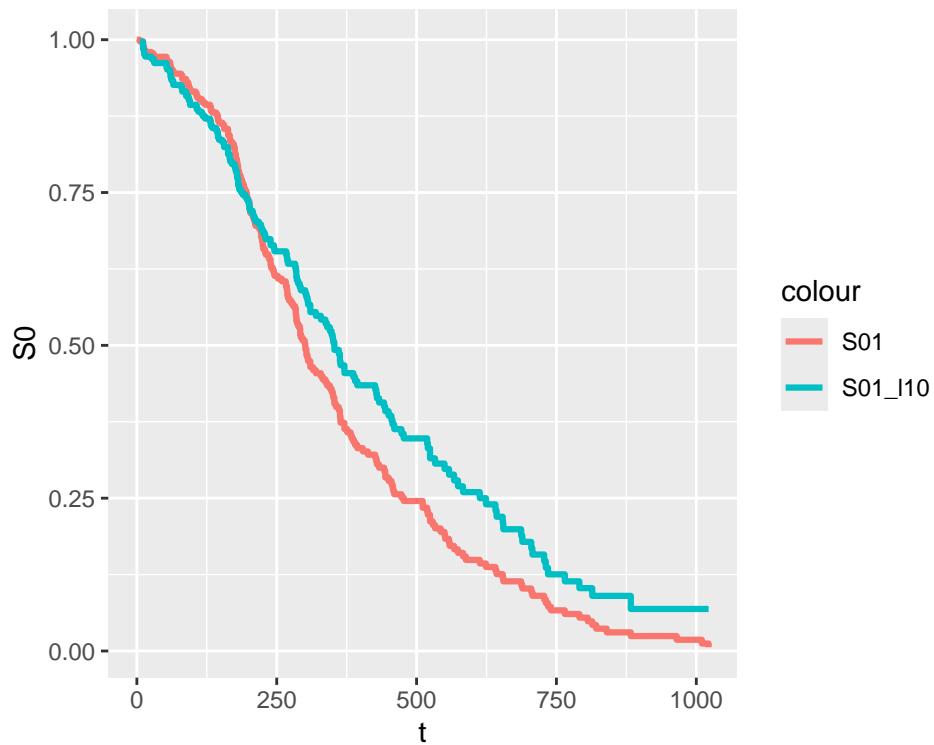
```
## [1] 0.3069627
```

W stosunku do pacjenta pierwszego widać spadek aż o 20 punktów procentowych na liście 11.

```
## [1] 0.3597682
```

Prawdopodobieństwo dla modelu proporcjonalnych hazardów coxa jest większe.

## 6 Zadanie 6



Rysunek 5: wykresy funkcji przeżycia

Z wykresu 5 wynika, że estymowana funkcja przeżycia w modelu proporcjonalnych hazardów Coxa przyjmuje wyższe wartości niż w rozważanym modelu proporcjonalnych szans. Oznacza to, że model Coxa przewiduje korzystniejsze rokowanie (większe prawdopodobieństwo przeżycia od czasu  $t$ ) w porównaniu z modelem proporcjonalnych szans.