



## **Metody parametryczne w analizie historii zdarzeń - fragmenty raportu**

## Spis treści

Wprowadzenie, cel i zakres pracy .....	3
Zbiór danych.....	3
Model o rozkładzie Weibulla .....	4
Wprowadzenie .....	4
Model bez zmiennych objaśniających.....	4
Modele ze zmiennymi objaśniającymi .....	5
Porównanie modeli .....	8
Zróznicowanie modelu o rozkładzie Weibulla względem wieku zachorowania na cukrzycę .....	9
Wnioski.....	10
Bibliografia.....	11
Załączniki .....	11

## **Wprowadzenie, cel i zakres pracy**

Poniższa praca dotyczy wykorzystania modeli parametrycznych do oszacowania funkcji przeżycia. W dokumencie zamieszczono fragmenty pracy przygotowane samodzielnie przez Aleksandrę Romanowicz, stąd pominięto rozdziały dot. rozkładu wykładniczego i rozkładu Gamma.

Celem raportu było skonstruowanie modelu, który w najlepszym stopniu określa czynniki wpływające na czas do oślepienia osób poddawanych koagulacji laserowej i zbadanie siły poszczególnych czynników. Finalna praca składała się ze wstępu, opisu zbioru danych i trzech głównych części:

- oszacowanie modeli o rozkładzie wykładniczym,
- oszacowanie modeli o rozkładzie Weibulla,
- oszacowanie modelu o uogólnionym rozkładzie Gamma.

Każda z części zawiera kilka modeli o danym rozkładzie, z których wybierany jest ten o najlepszym dopasowaniu. W części czwartej zamieszczono pogłębienie analizy dla modelu o rozkładzie Weibulla, w której zbadano, czy wyniki najlepszego z oszacowanych modeli dla całej populacji zmieniają się w zależności od wieku zachorowania na cukrzycę.

Część piątą, ostatnią, to podsumowanie raportu oraz wnioski.

## **Zbiór danych**

Dane przedstawiają wyniki leczenia retinopatii cukrzycowej techniką koagulacji laserowej. Zbiór danych zawiera 394 obserwacje i 8 zmiennych:

- age – wiek w chwili diagnozy,
- eye – oko: left – lewe, right – prawe,
- id – identyfikator,
- laser – laser: argon, xenon,
- risk – grupa ryzyka: 6–12,
- status – stan: 0 – ocenzone, 1 – utrata wzroku,
- time – czas do utraty wzroku w miesiącach,
- trt – leczenie: 0 – brak leczenia, 1 – koagulacja laserowa.

Pacjenci w zbiorze danych stanowią 50% próby losowej pacjentów, u których została zdiagnozowana retinopatia cukrzycowa wysokiego ryzyka. Koagulacji laserowej zostało poddane losowo jedno oko. Dla lewego i prawego oka został zbadany czas od inicjacji leczenia do chwili, kiedy w dwóch kolejnych kwartalnych badaniach ostrość wzroku spadła poniżej 5/200. Czas do utraty wzroku jest równy faktycznemu czasowi do utraty wzroku w miesiącach pomniejszonemu o minimalny czas do utraty wzroku równy 6,5 miesiąca. Ocenzone zostało spowodowane utratą pacjenta lub końcem badania.

## Model o rozkładzie Weibulla

### Wprowadzenie

Rozkład Weibulla jest uogólnionym rozkładem wykładniczym. Jego podstawowe funkcje rozkładu mają postać:

- funkcja gęstości

$$f(t) = \beta \alpha^\beta t^{\beta-1} \exp(-(at)^\beta) \text{ dla } \alpha, \beta > 0, t > 0$$

- funkcja dożycia

$$S(t) = G(t) = \exp(-(at)^\beta)$$

- funkcja hazardu

$$\lambda(t) = r(t) = \beta \alpha^\beta t^{\beta-1}.$$

Dla parametru  $\beta = 1$  funkcja hazardu rozkładu Weibulla jest taka, jak w rozkładzie wykładniczym (stała w czasie). Dla  $\beta > 1$  hazard rośnie wraz z upływem czasu, a dla  $\beta < 1$  - maleje.<sup>1</sup>

### Model bez zmiennych objaśniających

Pierwszym etapem analizy zbioru z wykorzystaniem rozkładu Weibulla jest model bez zmiennych. Do analizy, podobnie jak w modelu o rozkładzie wykładniczym, zostało wziętych 394 obserwacji, z czego 239 było ocenianych prawostronnie.

Tabela 1. Podstawowe informacje o modelu bez zmiennych

Liczba parametrów	2
Nazwa rozkładu	Weibull
Log. wiarygodności	-464,4091459

Statystyki dopasowania dla tego modelu prezentują się jak poniżej.

Tabela 2. Statystyki dopasowania dla modelu bez zmiennych

-2 log. wiarygodności	928,818
AIC (jak najmniejsze)	932,818
AICC (jak najmniejsze)	932,849
BIC (jak najmniejsze)	940,771

Wartości statystyk są nieco mniejsze niż w modelu wykładniczym bez zmiennych objaśniających (np. logarytm wiarygodności zmniejszył się z 939,33 do 928,82). W celu porównania modelu Weibulla z wykładniczym (modelem gniazdomym modelu Weibulla) można posłużyć się testem stosunku wiarygodności<sup>2</sup>. Wartość testu to:

$$-2 * (L_{\text{wykładniczy}} - L_{\text{Weibulla}}) = -2(-469,67 + 464,41) = 10,52,$$

<sup>1</sup> Analiza Historii Zdarzeń, Elementy teorii, wybrane przykłady zastosowań. Frątczak E. i in.. 2014. Oficyna Wydawnicza SGH.

<sup>2</sup> Ibidem

a wartość krytyczna testu na poziomie istotności 0,05 i z jednym stopniem swobody (liczba stopni swobody równa się tu liczbie parametrów rozkładu Weibulla, na które trzeba nałożyć warunki aby otrzymać model wykładniczy) wynosi  $\chi^2_{0,05,1} = 3,8415$ . Wartość testu znajduje się w obszarze odrzuceń hipotezy zerowej, więc można wnioskować, że model Weibulla bez zmiennych jest modelem lepszym niż wykładniczy.

Tabela 3. Oszacowania parametrów dla modelu bez zmiennych

Parametr	DF	Ocena	Błąd standardowy	Przedział ufności 95%		Chi-kwadrat	Pr. > chi-kw.
Intercept	1	4,6940	0,1229	4,4531	4,9349	1458,28	<0,0001
Skala	1	1,2541	0,0915	1,0869	1,4469		
Skala Weibulla	1	109,2914	13,4342	85,8926	139,0645		
Kształt Weibulla	1	0,7974	0,0582	0,6911	0,9200		

Oszacowane parametry to:<sup>3</sup>

$$\alpha = \exp(-\text{Intercept}) = \exp(-4,6940) = 0,0092, \quad \beta = \frac{1}{\text{Skala}} = \frac{1}{1,2541} = 0,7973$$

- funkcja gęstości

$$f(t) = 0,7973 * 0,0092^{0,7973} t^{-0,2026} \exp(-(0,0092 * t)^{0,7973})$$

- funkcja dożycia

$$S(t) = G(t) = \exp(-(0,0092 * t)^{0,7973})$$

- funkcja hazardu

$$\lambda(t) = r(t) = 0,7973 * 0,0092^{0,7973} t^{-0,2026}.$$

### Modele ze zmiennymi objaśniającymi

W celu znalezienia postaci modelu najlepiej opisującego badany zbiór danych posłużono się metodą dołączania kolejnych zmiennych. Te, które okazują się istotnie statystycznie i mają wpływ na funkcję przeżycia, pozostają w modelu. Zmienne nieistotne są usuwane.

Jako pierwszą zmienną objaśniającą dodano trt, czyli mówiącą o tym, czy leczenie się odbyło.

Tabela 4. Informacje o modelu ze zmienną trt

Liczba parametrów	3
Name of Distribution	Weibull
Log. wiarygodności	-452,8189496

Algorytm osiągnął zbieżność, a dodana zmienna jest istotna. P-value w analizie efektów typu III wynosi mniej niż założony poziom istotności, co pozwala na odrzucenie hipotezy zerowej o nieistotności parametru - leczenie ma wpływ na funkcję przeżycia.

<sup>3</sup> Analiza Historii Zdarzeń, Elementy teorii, wybrane przykłady zastosowań. Frątczak E. i in.. 2014. Oficyna Wydawnicza SGH

*Tabela 5. Analiza efektów typu III dla modelu ze zmienną trt*

Efekt	DF	Chi-kwadrat Walda	Pr. > chi-kw.
trt	1	20.1909	<0,0001

Statystyki dopasowania modelu zostały przedstawione w tabeli poniżej.

*Tabela 6. Dopasowanie modelu ze zmienną trt*

-2 log. wiarygodności	905,638
AIC (jak najmniejsze)	911,638
AICC (jak najmniejsze)	911,699
BIC (jak najmniejsze)	923,567

Wszystkie cztery kryteria prezentują lepsze wyniki niż model bez zmiennych - wartości statystyk są niższe. Ponieważ zmienna trt poprawia jakość modelu, pozostaje w nim. Następnym krokiem jest dodanie zmiennej laser - typ lasera używanego do leczenia.

*Tabela 7. Informacje o modelu ze zmiennymi trt i laser*

Liczba parametrów	4
Name of Distribution	Weibull
Log. wiarygodności	-452,7407125

*Tabela 8. Analiza efektów typu III dla modelu ze zmiennymi trt i laser*

Efekt	DF	Chi-kwadrat Walda	Pr. > chi-kw.
trt	1	20,3095	<0,0001
laser	1	0,1569	0,6920

Dodanie drugiej ze zmiennych objaśniających nie wpływa na istotność pierwszej (hipoteza o nieistotności zmiennej trt jest również odrzucana), ale nowa zmienna nie jest istotna - typ lasera nie ma wpływu na funkcję przeżycia.

*Tabela 9. Dopasowanie modelu ze zmiennymi trt i laser*

-2 log. wiarygodności	905,481
AIC (jak najmniejsze)	913,481
AICC (jak najmniejsze)	913,584
BIC (jak najmniejsze)	929,387

Dopasowanie modelu mierzone wartością kryteriów informacyjnych jest gorsze niż w modelu z jedną zmienną, jedynie statystyka logarytmu wiarygodności jest nieznacznie niższa niż w pierwszym analizowanym modelu.

Ponieważ laser nie poprawia dopasowania, usuwany jest ze zbioru zmiennych objaśniających. Następnie pod uwagę brana jest zmienna eye - oko poddawane leczeniu.

*Tabela 10. Informacja o modelu ze zmiennymi trt i eye*

Liczba parametrów	4
Name of Distribution	Weibull
Log. wiarygodności	-450,3402977

*Tabela 11. Analiza efektów typu III dla modelu ze zmiennymi trt i eye*

Efekt	DF	Chi-kwadrat Walda	Pr. > chi-kw.
trt	1	21,6147	<0,0001

Efekt	DF	Chi-kwadrat Walda	Pr. > chi-kw.
eye	1	4,8230	0,0281

W tym przypadku dodana zmienna jest istotna na poziomie 0,05, a dopasowany model osiągnął nieznaczną poprawę w przypadku kryteriów AIC, AICC oraz logarytmu wiarygodności (AIC spadło z 911,64 do 908,68).

*Tabela 12. Dopasowanie modelu ze zmiennymi trt i eye*

-2 log. wiarygodności	900,681
AIC (jak najmniejsze)	908,681
AICC (jak najmniejsze)	908,783
BIC (jak najmniejsze)	924,586

Następnie dodano zmienną age, wiek zachorowania na cukrzycę. Na poziomie istotności 0,05 zmienna ta, podobnie jak laser, nie ma wpływu na funkcję przeżycia ani nie poprawia dopasowania modelu.

Dopiero zmienna risk okazuje się istotna statystycznie.

*Tabela 13. Informacje o modelu ze zmiennymi trt, eye i risk*

Liczba parametrów	9
Name of Distribution	Weibull
Log. wiarygodności	-435,035908

Zgodnie z kryterium analizy efektów typu III, zmienna risk oraz trt mają wpływ na funkcję przeżycia, w takiej konfiguracji jednak eye przestaje być istotna.

*Tabela 14. Analiza efektów typu III dla modelu ze zmiennymi trt, eye i risk*

Efekt	DF	Chi-kwadrat Walda	Pr. > chi-kw.
trt	1	23,5885	<0,0001
eye	1	2,7540	0,0970
risk	5	30,1059	<0,0001

Dopasowanie modelu mierzone stosunkiem logarytmów wiarygodności oraz kryteriami informacyjnymi jest lepsze w porównaniu z modelem z dwoma zmiennymi (trt i eye). W przypadku kryterium Akaike wartość statystyki spadła z 908,67 do 888,07.

*Tabela 15. Dopasowanie modelu ze zmiennymi trt, eye i risk*

-2 log. wiarygodności	870,072
AIC (jak najmniejsze)	888,072
AICC (jak najmniejsze)	888,541
BIC (jak najmniejsze)	923,859

Ponieważ w takim zestawieniu zmienna eye jest nieistotna statystycznie, powinna zostać zbadana jeszcze konfiguracja trt i risk.

*Tabela 16. Analiza efektów typu III dla modelu ze zmiennymi trt i risk*

Efekt	DF	Chi-kwadrat Walda	Pr. > chi-kw.
trt	1	22,6473	<0,0001
risk	5	32,1133	<0,0001

Obie zmienne są istotne, ale dopasowanie modelu ze zmiennymi trt i risk jest lepsze niż trt i eye (wartość kryterium AIC spadła z 908,68 do 888,88).

*Tabela 17. Dopasowanie modelu ze zmiennymi trt i risk*

-2 log. wiarygodności	872,877
AIC (jak najmniejsze)	888,877
AICC (jak najmniejsze)	889,251
BIC (jak najmniejsze)	920,688

Model z dwoma zmiennym objaśniającymi, trt oraz risk, najlepiej opisuje funkcję przeżycia w badanym zbiorze. Oszacowania parametrów w tym modelu zostały przedstawione poniżej.

*Tabela 18. Oszacowania parametrów w modelu ze zmiennymi trt i risk*

Parametr		DF	Ocena	Błąd standardowy	Przedział ufności 95%		Chi-kwadrat	Pr. > chi-kw.
Intercept		1	4,9458	0,2861	4,3851	5,5066	298,83	<0,0001
trt	0	1	-0,9977	0,2096	-1,4085	-0,5868	22,65	<0,0001
trt	1	0	0,0000					
risk	6	1	0,6350	0,5420	-0,4273	1,6973	1,37	0,2413
risk	8	1	0,6656	0,4325	-0,1821	1,5134	2,37	0,1238
risk	9	1	0,7687	0,3048	0,1713	1,3661	6,36	0,0117
risk	10	1	-0,6370	0,2961	-1,2173	-0,0567	4,63	0,0314
risk	11	1	0,3068	0,3368	-0,3534	0,9671	0,83	0,3623
risk	12	0	0,0000					
Skala		1	1,1884	0,0849	1,0331	1,3670		
Kształt Weibulla		1	0,8415	0,0601	0,7316	0,9679		

Podjęcie leczenia wydłuża przeciętny czas do oślepienia 2,71 razy w porównaniu do osób, które nie poddały się terapii. Osoby w grupie ryzyka nr 6 ślepną średnio o 47% szybciej niż osoby z grupy nr 12. Pacjenci z grup 8, 9 i 11 ślepną odpowiednio 48,6%, 53,6% oraz 26,4% szybciej, a z grupy 10 - 89,1% wolniej w porównaniu z grupą 12.

### ***Porównanie modeli***

Podsumowując, najlepsze dopasowanie zostało uzyskane w modelu ze zmiennymi trt i risk, czyli grupa ryzyka oraz fakt podjęcia leczenia mają wpływ na funkcję przeżycia. Podobnie jak w modelu wykładniczym, poddanie się terapii wydłuża średni czas do oślepienia. W modelu wykładniczym czas ten był dłuższy o niemal 60%, a w modelu z rozkładem Weibulla o 171%. Analogicznie do poprzedniego modelu, najbardziej narażoną na zachorowanie jest grupa ryzyka nr 9, a najmniej - grupa nr 10.



## Zróznicowanie modelu o rozkładzie Weibulla względem wieku zachorowania na cukrzycę

Po oszacowaniu modeli trzema rozkładami zdecydowano o pogłębieniu analizy ze względu na wiek zachorowania na cukrzycę. Zarówno model Weibulla jak i o rozkładzie Gamma osiągnęły podobne wyniki (z niewielką przewagą modelu Gamma), ale ze względu na czytelniejszą interpretację modelu Weibulla i niewielką różnicę w dopasowaniu, do analizy wybrano model Weibulla.

Warto sprawdzić, czy któraś ze zmiennych odrzuconych jako nieistotna, ma wpływ tylko na pewną grupę osób, np. zależy od wieku zachorowania na cukrzycę. W tym celu zbiór został podzielony na cztery grupy (osoby, które zachorowały w wieku poniżej 10 r.ż., między 10 a 20, 20 a 30 oraz 30+) oraz zbadany został wpływ zmiennych laser i eye.

Podział zbioru na cztery grupy ujawnia, że zmienne wskazane jako najlepiej opisujące zbiór danych nie są istotne statystycznie w podgrupach.

Przy analizie rezultatów poniżej warto wziąć pod uwagę, że podział zbioru na cztery części znacznie zmniejsza wielkość próby objętej badaniem, co może mieć wpływ na wiarygodność otrzymanych wyników.

W grupie osób, które zachorowały w wieku poniżej 10 r.ż., żadna z dodanych zmiennych nie jest istotna i nie można wskazać czynnika, który wpływa na zachorowanie

*Tabela 19. Analiza efektów typu III dla modelu ze zmiennymi trt, risk i eye w grupie osób, które zachorowały w wieku poniżej 10 r.ż.*

Efekt	DF	Chi-kwadrat Walda	Pr. > chi-kw.
trt	1	2,9945	0,0835
risk	5	10,6349	0,0591
eye	1	1,2123	0,2709

Wśród osób, które zachorowały między 10 a 20 r.ż., podobnie jak w całej populacji, funkcja przeżycia zależy tylko od faktu podjęcia leczenia oraz od grupy ryzyka.

*Tabela 20. Analiza efektów typu III dla modelu ze zmiennymi trt, risk i eye w grupie osób, które zachorowały w wieku między 10 a 20 r.ż.*

Efekt	DF	Chi-kwadrat Walda	Pr. > chi-kw.
trt	1	4,4974	0,0339
risk	5	11,6112	0,0405
eye	1	0,5091	0,4755

W grupie badanych, którzy zachorowali w wieku między 20 a 30 r.ż. nie można zauważyć statystycznie istotnej różnicy w funkcji przeżycia między osobami, które podjęły leczenie oraz tymi, które nie podjęły. Podobnie wpływu nie ma grupa ryzyka, a jedyną istotną zmienną jest eye.

*Tabela 21 Analiza efektów typu III dla modelu ze zmiennymi trt, risk i eye w grupie osób, które zachorowały w wieku między 20 a 30 r.ż.*

Efekt	DF	Chi-kwadrat Walda	Pr. > chi-kw.
trt	1	2,7380	0,0980
risk	5	9,4992	0,0907
eye	1	6,0117	0,0142

U osób chorujących powyżej 30 r.ż. jedynym czynnikiem mającym wpływ na funkcję przeżycia jest kwestia podjęcia leczenia. Grupa ryzyka ani narażone oko nie mają wpływu.

*Tabela 22. Analiza efektów typu III dla modelu ze zmiennymi trt, risk i eye w grupie osób, które zachorowały w wieku powyżej 30 r.ż.*

Efekt	DF	Chi-kwadrat Walda	Pr. > chi-kw.
trt	1	14,7005	0,0001
risk	5	9,5816	0,0880
eye	1	0,3235	0,5695

Zróznicowanie badanej populacji względem wieku zachorowania na cukrzycę prowadzi do wniosku, że wśród osób, które zachorowały na cukrzycę w młodym wieku (poniżej 10 r.ż.) nie można rozróżnić istotnych czynników mających wpływ na funkcję przeżycia, w wśród tych, które zachorowały w wieku powyżej 30 r.ż. jedynym istotnym czynnikiem jest podjęcie leczenia - ani grupa ryzyka, ani narażone oko nie mają statystycznie istotnego wpływu.

Parametr		DF	Ocena	Błąd standardowy	Przedział ufności 95%		Chi-kwadrat	Pr. > chi-kw.
Intercept		1	5,7358	0,4908	4,7738	6,6978	136,57	<0,0001
trt	0	1	-1,9003	0,5184	-2,9164	-0,8843	13,44	0,0002
trt	1	0	0,0000					
Skala		1	1,2218	0,1746	0,9233	1,6167		
Kształt Weibulla		1	0,8185	0,1170	0,6185	1,0831		

Co warto zauważyć, po usunięciu zmiennych nieistotnych, czas do oślepienia dla osób chorujących w wieku powyżej 30 r.ż. po podjęciu leczenia zwiększa się niemal sześciokrotnie w porównaniu do osób, które z leczenia nie skorzystały (o 568,5%).

## Wnioski

Analizowany zbiór danych został w najlepszy sposób przybliżony uogólnionym rozkładem Gamma. We wszystkich trzech rozkładach najlepszym modelem okazywał się model z dwiema zmiennymi objaśniającymi - trt oraz risk. Oznacza to, że funkcja przeżycia (w badanym przypadku jest to czas do oślepienia) zależy w największym stopniu od kwestii podjęcia leczenia (osoby, które podjęły leczenie charakteryzują się średnio o 176% dłuższym czasem do oślepienia niż osoby nieleczone) oraz od ustalonej grupy ryzyka. Grupa nr 9 jest najbardziej narażona na oślepienie, a grupa nr 10 - najmniej.

Pogłębienie analizy przyniosło również wnioski, że wśród osób, które zachorowały na cukrzycę w młodym wieku (poniżej 10 r.ż.), nie można wyróżnić statystycznie istotnych czynników mających wpływ na funkcję przeżycia. Z kolei wśród osób chorujących w wieku powyżej 30 r.ż., jedynie podjęcie leczenia jest w stanie wydłużyć czas do oślepienia i grupa ryzyka przestaje mieć wpływ. Średnia różnica czasu do oślepienia między pacjentami

leczonymi i tymi, którzy leczenia się nie podjęli, a zachorowali w wieku dorosłym jest niemal sześciokrotna. Warto jednak przypomnieć, że zastosowany podział doprowadził do relatywnie niskiej liczebności grup, co mogło wpłynąć na otrzymane wyniki. Powtórzenie analizy tego typu na większej próbie może być interesującym kierunkiem kolejnych badań.

Podsumowując, mimo tego, że w żadnym z modelu czas zachorowania na cukrzycę nie był zmienną istotną, to podział populacji według tego kryterium prowadzi do interesujących wniosków. Dla całej próby jasnym jest, że podjęcie leczenia istotnie wydłuża czas widzenia (według modeli Weibulla i Gamma o ok. 170%), a grupy ryzyka mają równie istotny wpływ. Nie stwierdzono zależności między funkcją przeżycia a okiem, które było poddawane leczeniu ani typem lasera.

## Bibliografia

Huster W.J., Brookmeyer R., Self S.G., Modelling paired survival data with covariates, *Biometrics*, 1989, 45:1, s. 145–156.

Preliminary report on effects of photocoagulation therapy, *American Journal of Ophthalmology*, 1976, 81:4, s. 383–396.

Analiza Historii Zdarzeń, Elementy teorii, wybrane przykłady zastosowań. Frątczak E. i in.. 2014. Oficyna Wydawnicza SGH.

## Załączniki

```
/*Rozkład Weibulla*/
proc lifereg data= diabetic2 ;
    model futime*status(0) = /*model bez zmiennych*/
        / dist=weibull; /*dystrybucja*/
run;

proc sort data = diabetic2;
by type;
run;

data diabetic3;
    set work.diabetic3;
    length age_group $10 type $10;
    if age<=10 then age_group='<=10';
    else if age>10 and age<=20 then age_group='10-20';
    else if age>20 and age<=30 then age_group='20-30';
    else age_group='>30';
run;
```

```

proc lifereg data= diabetic2;
by type;
class trt eye type;
    model futime*status(0) = trt age type/*model bez zmiennych*/
    / dist=exponential; /*dystrybucja*/
    probplot;
run;

proc lifereg data= diabetic3;
    model time*status(0) = /*model bez zmiennych*/
    / dist=weibull; /*dystrybucja*/
run;

proc lifereg data= diabetic3;
class trt;
    model time*status(0) = trt /*model ze zmiennymi*/
    / dist=weibull; /*dystrybucja*/
run;

proc lifereg data= diabetic3;
class trt laser;
    model time*status(0) = trt laser/*model ze zmiennymi*/
    / dist=weibull; /*dystrybucja*/
run;

proc lifereg data= diabetic3;
class trt eye;
    model time*status(0) = trt eye/*model ze zmiennymi*/
    / dist=weibull; /*dystrybucja*/
run;

proc lifereg data= diabetic3;
class trt eye type;
    model time*status(0) = trt eye type/*model ze zmiennymi*/
    / dist=weibull; /*dystrybucja*/
run;

proc lifereg data= diabetic3;
class trt eye;
    model time*status(0) = trt eye age/*model ze zmiennymi*/
    / dist=weibull; /*dystrybucja*/
run;

proc lifereg data= diabetic3;
class trt eye risk;
    model time*status(0) = trt eye risk/*model ze zmiennymi*/
    / dist=weibull; /*dystrybucja*/
run;

proc lifereg data= diabetic3;
class trt risk;
    model time*status(0) = trt risk/*model ze zmiennymi*/
    / dist=weibull; /*dystrybucja*/
run;

proc sort data = diabetic3;
by age_group;
run;

```

```

proc lifereg data= diabetic3;
by age_group;
class trt risk eye;
    model time*status(0) = trt risk eye/*model ze zmiennymi*/
        / dist=weibull; /*dystrybucja*/
run;

proc lifereg data= diabetic3;
by age_group;
class trt risk laser;
    model futime*status(0) = trt risk laser/*model ze zmiennymi*/
        / dist=weibull; /*dystrybucja*/
run;

```