

Universidade Federal de São Carlos Centro de Ciências Exatas e de Tecnologia Departamento de Estatística

Dados de Sinusite em pacientes infectados pelo HIV

Adriana Eva Fernandes da Silva

Sumário

1	Res	umo		3
2	Intr	odução	0	4
3	\mathbf{Apl}	icação		6
	3.1	Ativid	ade 1: Conceitos básicos	6
		3.1.1	Análise exploratória dos dados	6
		3.1.2	Estimativas de Kaplan-Mayer	6
		3.1.3	Estimativas de Nelson Aalen para a variável Grupo de Risco	8
		3.1.4	Tabela de vida	10
		3.1.5	Tempo de sobrevivência mediano	12
		3.1.6	Teste Logrank	12
		3.1.7	Analise Descritiva da variável uso de droga injetável	15
		3.1.8	Kaplan-meier para a variável uso de droga injetável	15
		3.1.9	Nelson Aalen para a variável uso de droga injetável	16
		3.1.10	Tempo de sobrevivência mediano	19
		3.1.11	Teste Logrank para a variável uso de droga injetável	19
		3.1.12	Análise Descritiva para a variável uso de cocaína por aspiração	20
		3.1.13	Kaplan Meier para a variável uso de cocaína por aspiração	20
		3.1.14	Nelson Aelen para a variável uso de cocaína por aspiração	21
			Teste de Logrank para a variável uso de cocaína por aspiração	
		3.1.16	Tempo de sobrevivência mediano	24
	3.2	Ativid	ade 2: Analise paramétrica	
		3.2.1	Funções	25
		3.2.2	Gráficos das funções	25
		3.2.3	Ajuste de modelo para os dados de sinusite em pacientes com HIV .	27
		3.2.4	Comparação das curvas de sobrevivência do modelo ajustado com	
			a curva de Kaplan Mayer	27
	3.3	Ativid	ade 3: Escolha dos modelos	28
		3.3.1	Construção do TTT plot	28
		3.3.2	Ajuste do Modelo	29
		3.3.3	Escolha de um modelo apropriado	29
		3.3.4	TRV e Log-Verossimilhança	30

	3.4	Ativid	ade 4: Modelo de Regressão Paramétrico	31
		3.4.1	Ajuste os modelos de regressao Weibull e um dos modelos traba-	
			lhado na atividade	31
		3.4.2	Use o teste da razão de verossimilhança para verificar qual o melhor	
			$modelos. \ . \ . \ . \ . \ . \ . \ . \ . \ . \$	32
		3.4.3	Comparando os graficos de KM com o modelo ajustado final	33
		3.4.4	Interpretação dos coeficientes estimados do modelo final $\dots \dots$	34
		3.4.5	Analise de residuos (Cox-Snell, Padronizados, Martingal e Devi-	
			ance) e a curvas e sobrevivência estimadas	35
	3.5	Ativid	ade 5: Modelo de Regressão de Cox	37
		3.5.1	Ajuste do modelo de Cox e Analisede resíduos do modelo final	37
		3.5.2	Suposição de riscos proporcionais por método descritivo	39
		3.5.3	Residuos de Schoenfeld	39
		3.5.4	Teste da razao de verossimilhança e o teste Wada	40
		3.5.5	Interpretação dos coeficientes estimados do modelo final $\dots \dots$	40
		3.5.6	Graficos da análise de residuos e curvas e sobrevivência estimadas .	41
		3.5.7	Modelo Cox-Weilbull para a análise do modelo	42
		3.5.8	Comparação da sobrevida	42
4	Con	clusão		44
5	Αpê	endice		45
	5.1	Códido	os da Atividade 1	45
	5.2	Código	os da Atividade 2	47
	5.3	Código	os da Atividade 3	49
	5.4	Código	os da Atividade 4	50
	5.5	Cádig	os da Atividado 5	55

Capítulo 1

Resumo

Ao longo da disciplina de Análise de Sobrevivência aprendemos mais especificamente sobre os temas: Conceitos Básicos, onde antes de inciar nossas pesquisas referente ao nosso tema primeiro nos familiarizamos com os conceitos da matéria; Análise Paramétrica, onde devido a presença de censura nos dados fica quase inviável achar tendências de medida central e variabilidade, por isso então usamos a função de sobrevivência com estimadores não paramétricos para fazer a análise dos dados, como o de Kaplain-Meier; Escolha de Modelos, onde aprendemos a usar os modelos probabilísticos na análise estatística de sobrevivência; Modelo de Regressão Paramétrico, onde relacionamos covariáveis ao tempo de sobrevivência de forma mais direta e detalhada em relação a forma não paramétrica; Modelo de Regressão de Cox, onde foi ensinado com mais detalhes a trabalhar com este modelo já que é mais versátil que os demais. A partir dos temas ensinados, foi disposto o conjunto de dados "Dados de Sinusite em pacientes infectados pelo HIV" para que a partir dele colocamos em práticas tudo que foi ensinado e, ao final do estudo, fizemos uma conclusão sobre o que estava sendo pesquisado.

Capítulo 2

Introdução

Esta análise tem como base um estudo desenvolvido pela Profa. Denise Gonçalves do Departamento de Otorrinolaringologia da UFMG e teve como interesse a ocorrência de manifestações otorrinolaringológicas em pacientes HIV positivos. O objetivo é verificar a hipótese de que a infecção pelo HIV aumenta o risco de ocorrência de sinusite. Nesse estudo, foram utilizadas informações provenientes de 91 pacientes HIV positivo e 21 HIV negativo, somando 112 pacientes estudados. Os pacientes foram acompanhados no período compreendido entre março de 1993 e fevereiro de 1995. A classificação do paciente quanto á infecção pelo HIV seguiu os critérios do CDC Centers of Disease Control, 1987. Os pacientes foram classificados como: HIV soronegativo (não possuem o HIV), HIV soropositivo assintomático (possuem o vírus mas não desenvolveram o quadro clínico da AIDS), com ARC, AIDS Related Complex(apresentam baixa imunidade e outros indicadores clínicos que antecedem o quadro clínico de AIDS), ou com AIDS (já desenvolveram infecções oportunistas que definem AIDS, segundo os critérios do CDC de 1987). Esta é a principal corvariável a ser considerada no estudo. Ela é dependente do tempo, pois os pacientes mudam de classificação ao longo do estudo. Outras covariáveis neste estudo, como contagem de células CD4 e CD8, também são dependentes do tempo. No entanto, elas foram somente medidas no início do estudo e, ainda, ocorreu a falta de registro de ambas as contagens para em torno de 37% dos pacientes. Desse modo, elas não foram incluídas nas análises. A cada consulta, a classificação do paciente foi reavaliada. Cada paciente foi acompanhado através de consultas trimestrais. A frequência mediana de consultas foi 4. A resposta de interesse foi o tempo, em dias, contado a partir da primeira consulta até a ocorrência de sinusite. O objetivo foi identificar fatores de risco para esta manifestação. Os possíveis fatores de risco incluídos no estudo estão listados na tabela 2.1.

Tabela 2.1: Covariaveis medidas no estudo da ocorrência de sinusite

Idade do paciente	Medida em anos
Sexo do paciente	0 - Masculino
	1 - Feminino
Grupos de risco do paciente	1 - HIV soronegativo
	2 - HIV soropositivo assintomático
	3 - ARCS
	4 - AIDS
Atividade sexual	1 - Homossexual
	2 - Bissexual
	3 - Heterossexual
Uso de Droga Injetável	1 - Sim
	2 - Não
Uso de cocaína por aspiração	1 - Sim
	2 - Não

Capítulo 3

Aplicação

3.1 Atividade 1: Conceitos básicos

3.1.1 Análise exploratória dos dados

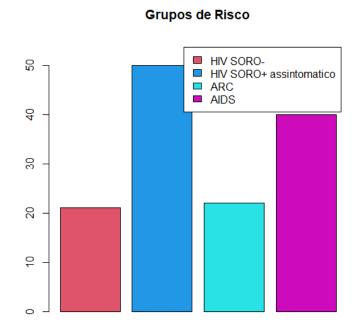


Figura 3.1: Grupos de Risco

Podemos perceber pelo gráfico que os dois principais grupos são de pacientes com HIV soronegativo e pacientes com AIDS.

3.1.2 Estimativas de Kaplan-Mayer

1							
2			grupo	n=1			
3	time	n.risk			std.err	lower 95% CI	upper 95% CI
4	77	21	1	0.952	0.0465	0.866	1
5	307	11	1	0.866	0.0927	0.702	1
6							
7			grupo	=2			
8	time	n.risk	n.event	survival	std.err	lower 95% CI	upper 95% CI
9	0	50	2	0.960	0.0277	0.907	1
10	134	42	1	0.937	0.0352	0.871	1
11	470	15	1	0.875	0.0687	0.750	1
12							
13			grupo	=3			
14	$_{ m time}$	n.risk	n.event	survival	std .err	lower 95% CI	upper 95% CI
15	0	22	1	0.955	0.0444	0.871	1.000
16	53	18	1	0.902	0.0664	0.780	1.000
17	102	16	1	0.845	0.0828	0.698	1.000
18	106	15	1	0.789	0.0945	0.624	0.998
19	129	12	1	0.723	0.1071	0.541	0.967
20	147	10	1	0.651	0.1183	0.456	0.929
21	231	7	1	0.558	0.1330	0.350	0.890
22							
23			grupe				
24							upper 95% CI
25	0	40	5	0.875	0.0523	0.778	0.984
26	19	33	1	0.848	0.0570	0.744	0.968
27	35	32	1	0.822	0.0611	0.711	0.951
28	49	28	1	0.793	0.0656	0.674	0.932
29	56	26	1	0.762	0.0698	0.637	0.912
30	63	25	1	0.732	0.0734	0.601	0.891
31	84	24	1			0.566	0.868
32	103	22	1	0.669	0.0793	0.531	0.844
33	113	20	1	0.636	0.0821	0.494	0.819
34	171	17	1	0.598	0.0853	0.452	0.791
35	182	16	1	0.561	0.0878	0.413	0.762
36	200	15	1	0.524	0.0896	0.374	0.732
37	210	14	1	0.486	0.0907	0.337	0.701
38	279	12	1	0.446	0.0917	0.298	0.667
39	407	9	1	0.396	0.0939	0.249	0.631
40	415	8	1	0.347	0.0944	0.203	0.591
41	470	6	1	0.289	0.0947	0.152	0.549

Listing 3.1: Código fonte em R

Podemos perceber pela saída do R, que conforme o tempo vai aumentando a estimativa de sobrevivência diminui e que a amplitude de cada intervalo também irá aumentar.

Kaplan-Meier

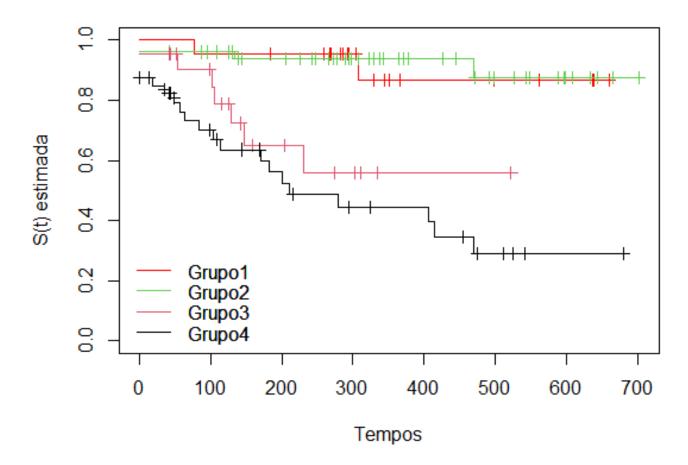


Figura 3.2: Estimativa de Kaplan-Meier

Percebe-se pela 3.14 que o tempo de sobrevida dos pacientes com AIDS (grupo 1) é menor que os outros grupos, mas temos também que o tempo de sobrevida do grupo de paciente com HIV soronegativos (grupo 1) e grupo de pacientes com HIV soropositivo assintomático são parecidos, esses dois grupos são os que possuem maior sobrevida entre os 4 grupos. Podendo não haver presença de diferenças entre as curvas, mas isso será testado por logrank.

3.1.3 Estimativas de Nelson Aalen para a variável Grupo de Risco

```
grupo=1
time n.risk n.event survival std.err lower 95% CI upper 95% CI
  77
          21
                    1
                         0.953
                                 0.0454
                                                 0.869
                                                                    1
                                 0.0893
 307
          11
                         0.871
                                                 0.712
                                                                    1
                    1
```

6			grupo	=2				
7	time	n.risk	n.event	survival	std .err	lower 95% C	I upper 9	5% CI
8	0	50	2	0.961	0.0272	0.90	9	1
9	134	42	1	0.938	0.0347	0.87	3	1
10	470	15	1	0.878	0.0669	0.75	6	1
11								
12			grupo	=3				
13	$_{ m time}$	n.risk	n.event	survival	std .err	lower 95% C	I upper 9	5% CI
14	0	22	1	0.956	0.0434	0.87	4	1.000
15	53	18	1	0.904	0.0649	0.78	5	1.000
16	102	16	1	0.849	0.0808	0.70	5	1.000
.7	106	15	1	0.794	0.0923	0.63	3	0.998
.8	129	12	1	0.731	0.1045	0.55	2	0.967
.9	147	10	1	0.661	0.1154	0.47	0	0.931
0.0	231	7	1	0.573	0.1293	0.36	8	0.892
1								
2			grupo	=4				
3	$_{ m time}$	n.risk	n.event	survival	std .err	lower 95% C	I upper 9	5% CI
4	0	40	5	0.882	0.0493	0.79	1	0.985
5	19	33	1	0.856	0.0544	0.75	6	0.970
6	35	32	1	0.830	0.0588	0.72	2	0.953
7	49	28	1	0.801	0.0635	0.68	5	0.935
8	56	26	1	0.770	0.0679	0.64	8	0.916
9	63	25	1	0.740	0.0717	0.61	2	0.895
0	84	24	1	0.710	0.0748	0.57	8	0.873
1	103	22	1	0.679	0.0779	0.54	2	0.850
2	113	20	1	0.645	0.0808	0.50	5	0.825
3	171	17	1	0.609	0.0842	0.46	4	0.798
4	182	16	1	0.572	0.0868	0.42	5	0.770
35	200	15	1	0.535	0.0887	0.38	6	0.740
6	210	14	1	0.498	0.0899	0.35	0	0.709
37	279	12	1	0.458	0.0911	0.31	0	0.676
38	407	9	1	0.410	0.0934	0.26	2	0.641
39	415	8	1	0.362	0.0940	0.21	7	0.602
40	470	6	1	0.306	0.0945	0.16	7	0.561

Listing 3.2: Código fonte em R

Nelson-Aalen

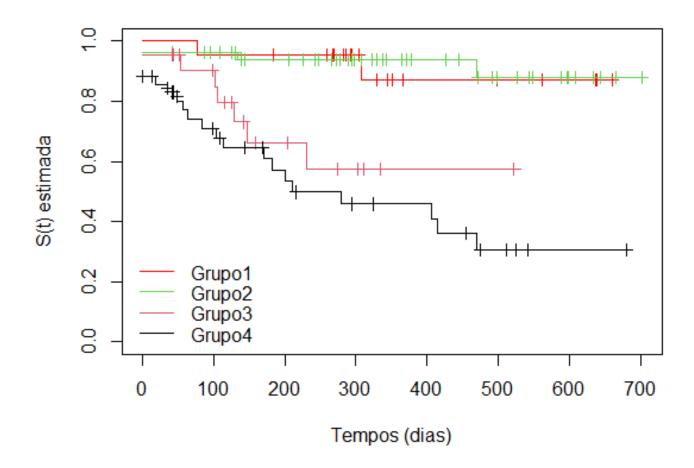
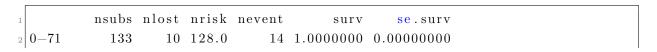


Figura 3.3: Estimativa de Nelson-Aalen

Extraindo informações dos resultados obtidos no R e da figura 3.3, podemos ver que os pacientes do grupo 1 e grupo 2 (Paciente HIV Soronegativo e Paciente HIV Soropostivo assintomático), possuem taxa uma taxa de sobrevida maior em relação aos outros grupos, que varia entre 87,1% e 96,1%. O grupo 4 (Paciente com AIDS), é o grupo que apresenta a maior quantidade de pacientes em risco, com uma taxa de sobrevida relativamente baixa em relação aos outros grupos e que tende a ser menor conforme o passar do tempo que o indivíduo permanece no estudo. Já os pacientes do grupo 3 (Paciente com ARC), apresentam uma taxa de sobrevida baixa em relação aos pacientes dos grupos 1 e 2, mas apresenta maior sobrevida em relação ao grupo 4, e que também tende a diminuir com o passar do tempo.

3.1.4 Tabela de vida



3	71 - 142	109	11	103.5	$8\ 0.8906250$	0.02758681
4	142 - 213	90	8	86.0	$5\ 0.8217844$	0.03456186
5	213 - 284	77	14	70.0	$2\ 0.7740063$	0.03859623
6	284 - 355	61	23	49.5	$1\ 0.7518918$	0.04053763
7	355 - 426	37	4	35.0	$2\ 0.7367021$	0.04246929
8	426 - 497	31	6	28.0	$2\ 0.6946048$	0.04938477
9	497 - 568	23	10	18.0	$0\ 0.6449902$	0.05697176
10	568 - 639	13	7	9.5	$0\ 0.6449902$	0.05697176
11	639 - 710	6	6	3.0	$0\ 0.6449902$	0.05697176

Listing 3.3: Código fonte em R

Podemos notar

Estimativas Tabua de Vida

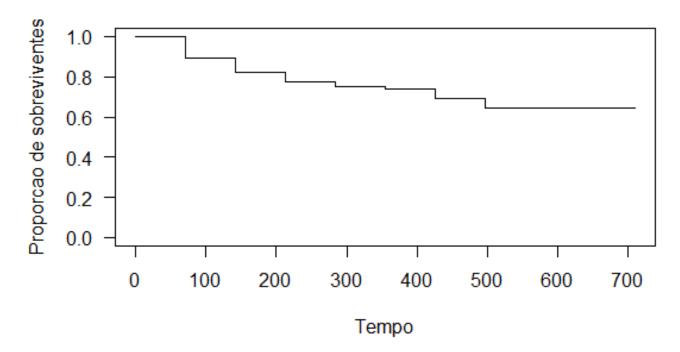


Figura 3.4: Estimativa de Tábela de vida

Percebe-se pela figura 3.4 que as estimativas ao longo do tempo da sobrevivência vai reduzindo, até que o dia 500 vai se estabilizar em aproximadamente 70% de probabilidade das sobreviverem até esse dia. Ressaltando os 100 primeiros dias, existem as maiores estimativas de sobrevivência, isso fica entre 80% e 100% da probabilidade das pessoas sobreviverem. Percebe-se também que a sobrevivencia vai se estabilizar em aproximadamente 0,6 após 497 dias.

3.1.5 Tempo de sobrevivência mediano

Com os códigos disponibilizados no apêndice, obtivemos o resultado de 315.9246, fazendo com que nosso tempo médio de aparecimento de sinusite nos pacientes que estão classificados em grupos de risco é de 316 dias.

3.1.6 Teste Logrank

Para comparar a existencia de sinusite nos pacientes nos 4 grupos, realizamos o teste de logrank.

```
N Observed Expected (O-E)^2/E (O-E)^2/V
                    2
                          6.67
grupo=1 21
                                     3.27
                                                 4.14
                    4
                         15.00
                                      8.06
                                                14.80
grupo=2 50
                   7
grupo=3 22
                          4.30
                                      1.70
                                                 2.01
grupo=4 40
                  21
                          8.03
                                    20.92
                                                28.15
               on 3 degrees of freedom, p=1e-07
Chisq= 35.2
```

Listing 3.4: Código fonte em R

Sob a hipótese nula de igualdade das curvas de existencia de sinusite, obtemos a estatística de teste T=35.2, correspondente ao valor p=1e-07 da distribuição qui-quadrado com três graus de liberdade (já que estamos comparando quatro grupos). Este resultado indica, portanto, a existência de diferenças entre os grupos. Agora vamos realizar o teste dois a dois para comparação.

Comparação dos grupos dois a dois

Para os grupos 2 e 1:

Listing 3.5: Código fonte em R

Para os grupos 2 e 3:

Listing 3.6: Código fonte em R

Para os grupos 1 e 3:

Listing 3.7: Código fonte em R

Para os grupos 1 e 4:

Listing 3.8: Código fonte em R

Para os grupos 2 e 4:

Listing 3.9: Código fonte em R

Para os grupos 3 e 4:

Listing 3.10: Código fonte em R

Temos:

Grupos comparados	Estatística do teste	Valor p
1 e 2	0	0.9
2 e 3	10.4	0.001
1 e 3	6	0.01
1 e 4	12.8	3e-04
2 e 4	26.4	3e-07
3 e 4	1.2	0.3

Tabela 3.1: Resultados do teste de logrank dois a dois

Analisando os p-valores dos resultados do teste, pode-se concluir pela existência de diferenças significativas nos grupos 2 e 3, 1 e 3, 1 e 4, e 2 e 4. Já nos grupos 1 e 2, 3 e 4, observamos p-valores > 0.05; logo, pode-se concluir que não foram encontradas evidencias de diferenças

3.1.7 Analise Descritiva da variável uso de droga injetável

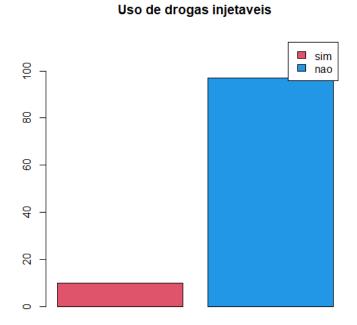


Figura 3.5: Uso de drogas injetáveis

Pelo gráfico notamos que a imensa maioria dos pacientes não fazem uso de drogas injetáveis.

3.1.8 Kaplan-meier para a variável uso de droga injetável

1							
2			grupo	n=1			
3	time	n.risk	~ -		std.err	lower 95% CI	upper 95% CI
4	49	9	1	0.889	0.105	0.706	1
5	102	8	1	0.778	0.139	0.549	1
6							
7			grupo	=2			
8	$_{ m time}$	n.risk	n.event	survival	std .err	${\color{red} lower} \ 95\% \ CI$	upper 95% CI
9	0	97	7	0.928	0.0263	0.878	0.981
10	35	89	1	0.917	0.0280	0.864	0.974
11	53	81	1	0.906	0.0298	0.849	0.966
12	56	80	1	0.895	0.0315	0.835	0.959
13	77	79	1	0.883	0.0331	0.821	0.951
14	84	78	1	0.872	0.0346	0.807	0.943
15	103	74	1	0.860	0.0361	0.792	0.934
16	113	71	1	0.848	0.0375	0.778	0.925
17	129	67	1	0.836	0.0390	0.762	0.916
18	171	61	1	0.822	0.0407	0.746	0.906

19	182	60	1	0.808	0.0423	0.729	0.895	
20	210	57	1	0.794	0.0439	0.712	0.885	
21	231	55	1	0.780	0.0454	0.695	0.874	
22	279	48	1	0.763	0.0473	0.676	0.862	
23	415	28	1	0.736	0.0528	0.639	0.847	
24	470	24	2	0.675	0.0638	0.561	0.812	

Listing 3.11: Código fonte em R

Podemos perceber pela saída do R, que conforme o tempo vai aumentando a estimativa de sobrevivência diminui e que a amplitude de cada intervalo também irá aumentar.

Kaplan-Meier para uso de droga injetável

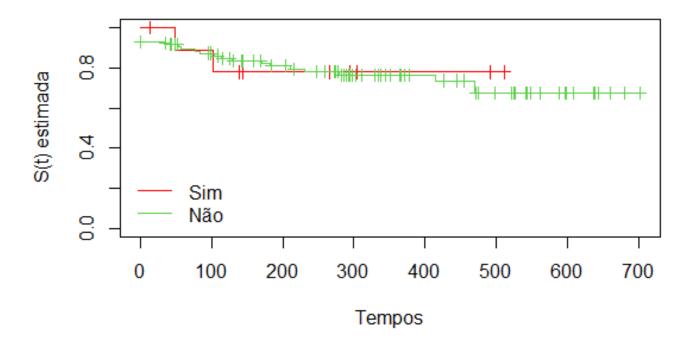


Figura 3.6: Estimativa de KM para a variável uso de droga injetável

Percebe-se pela 3.6 que o tempo de sobrevida dos pacientes que usam droga injetável é menor que o grupo que não usa entre os dias 100 e 200, mas temos também durante um tempo, o tempo de sobrevida daqueles que não usam, passam a ser menor, entre 0 e 100 dias e também entra 400 e 700 dias. Percebe-se que não há diferenças entre as curvas, mas testaremos isso mais pra frente com o teste de logrank

3.1.9 Nelson Aalen para a variável uso de droga injetável



-1	4:ma	n nial.		a n i a 1	atd onn	1 0507 CI	
3						lower 95% CI	
4	49	9	1	0.895	0.0994	0.720	1
5	102	8	1	0.790	0.1321	0.569	1
6							
7			grupo	=2			
8	time	n.risk	n.event	survival	std.err	lower 95% CI	upper 95% CI
9	0	97	7	0.930	0.0254	0.882	0.981
10	35	89	1	0.920	0.0271	0.868	0.975
11	53	81	1	0.909	0.0291	0.853	0.967
12	56	80	1	0.897	0.0308	0.839	0.960
13	77	79	1	0.886	0.0324	0.825	0.952
14	84	78	1	0.875	0.0339	0.811	0.944
15	103	74	1	0.863	0.0354	0.796	0.935
16	113	71	1	0.851	0.0369	0.782	0.927
17	129	67	1	0.838	0.0385	0.766	0.917
18	171	61	1	0.825	0.0402	0.750	0.907
19	182	60	1	0.811	0.0418	0.733	0.897
20	210	57	1	0.797	0.0434	0.716	0.887
21	231	55	1	0.783	0.0449	0.699	0.876
22	279	48	1	0.767	0.0468	0.680	0.864
23	415	28	1	0.740	0.0523	0.644	0.850
24	470	24	2	0.681	0.0626	0.568	0.815

Listing 3.12: Código fonte em R

Análogo ao Kaplan-Meier, podemos perceber pela saída do R, que conforme o tempo vai aumentando a estimativa de sobrevivência diminui e que a amplitude de cada intervalo também irá aumentar.

Nelson-Aalen para uso de droga injetável

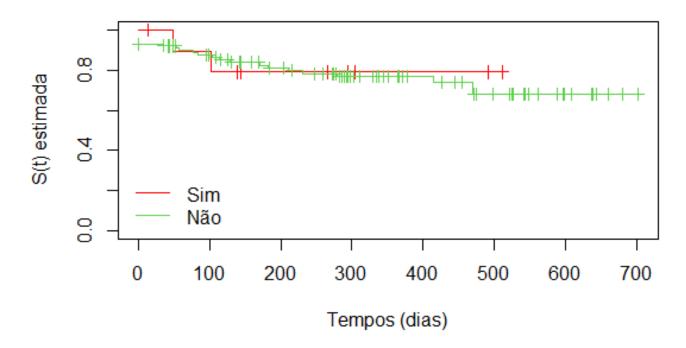


Figura 3.7: Estimativa de Nelson Aalen para uso de droga injetável

Análogo ao Kaplan-meier, percebe-se pela 3.10 que o tempo de sobrevida dos pacientes que usam droga injetável é menor que o grupo que não usa entre os dias 100 e 200, mas temos também durante um tempo, o tempo de sobrevida daqueles que não usam, passam a ser menos, entre 0 e 100 dias e também entra 400 e 700 dias. Percebe-se que não há diferenças entre as curvas, mas testaremos isso mais pra frente com o teste de logrank.

3.1.10 Tempo de sobrevivência mediano

Com o auxílio do Rstudio, obtivemos o resultado de 379.8613, fazendo com que nosso tempo médio de aparecimento de sinusite em paciente que façam uso de drogas é de 380 dias.

3.1.11 Teste Logrank para a variável uso de droga injetável

Listing 3.13: Código fonte em R

Tabela 3.2: Resultados do teste de logrank

Grupos comparados	Estatística do teste	Valor p
1 e 2	0	0.9

Analisando o p-valor resultante do teste, pode-se concluir que os grupos 1 e 2, não foram encontradas evidencias de diferenças já que observamos o p-valor > 0.05.

3.1.12 Análise Descritiva para a variável uso de cocaína por aspiração

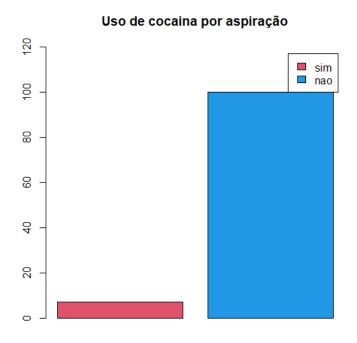


Figura 3.8: Uso de cocaína por aspiração

Pelo gráfico notamos que a imensa maioria dos pacientes não fazem uso de cocaína por aspiração.

3.1.13 Kaplan Meier para a variável uso de cocaína por aspiração

```
all: survfit (formula = Surv(tempos, cens) ~ grupo)
                    grupo=1
                       n.risk
           time
                                                 survival
                                                                 std.err lower 95%
                                    n.event
              CI
       102.000
                        6.000
                                      1.000
                                                     0.833
                                                                   0.152
           0.583
  upper 95% CI
          1.000
                    grupo=2
   time n.risk n.event survival std.err lower 95% CI upper 95% CI
      0
            100
                       7
                            0.930
                                    0.0255
                                                    0.881
                                                                  0.981
     35
             92
                            0.920
                                    0.0272
                                                    0.868
                       1
                                                                  0.975
12
                            0.909
                                    0.0289
                                                    0.854
     49
             86
                       1
                                                                  0.968
13
```

14	53	83	1	0.898	0.0305	0.840	0.960	
15	56	82	1	0.887	0.0321	0.827	0.952	
16	77	81	1	0.876	0.0335	0.813	0.944	
17	84	80	1	0.865	0.0348	0.800	0.936	
18	103	76	1	0.854	0.0362	0.786	0.928	
19	113	73	1	0.842	0.0375	0.772	0.919	
20	129	69	1	0.830	0.0389	0.757	0.910	
21	171	61	1	0.816	0.0406	0.741	0.900	
22	182	60	1	0.803	0.0421	0.724	0.890	
23	210	57	1	0.789	0.0437	0.708	0.879	
24	231	55	1	0.774	0.0452	0.691	0.868	
25	279	48	1	0.758	0.0470	0.672	0.856	
26	415	28	1	0.731	0.0526	0.635	0.842	
27	470	24	2	0.670	0.0634	0.557	0.807	
ĺ.								i

Listing 3.14: Código fonte em R

Kaplan-Meier para uso de cocaína por aspiração

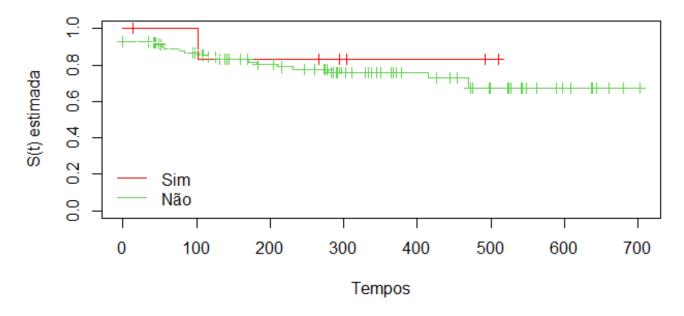


Figura 3.9: Estimativa de KM para a variável uso de cocaína por aspiração

Na figura 3.9, podemos ver que o tempo de sobrevida dos pacientes que usam cocaína por aspiração é maior que o tempo de sobrevida dos pacientes que não usam cocaína por aspiração, durante todo o estudo. Somente entre 100 e 200 dias no estudo, pode-se perceber que as taxas de sobrevida dos dois grupos são bem próximas.

3.1.14 Nelson Aelen para a variável uso de cocaína por aspiração

```
Call: survfit (formula = Surv(tempos, cens) ~ grupo, type = "fleming-
      harrington")
                      grupo=1
            _{\rm time}
                         n.risk
                                                      survival
                                                                        \mathrm{std.err}\ \ \mathrm{lower}\ \ 95\%
                                        n.event
                CI
                          6.000
        102.000
                                          1.000
                                                          0.846
                                                                          0.141
            0.611
  upper 95% CI
           1.000
                      grupo=2
   time n.risk n.event survival std.err lower 95% CI upper 95% CI
10
             100
                               0.932
                                        0.0247
                                                         0.885
       0
                         7
                                                                         0.982
11
      35
              92
                               0.922
                                        0.0264
                                                         0.872
                                                                         0.975
                         1
                               0.912
                                        0.0281
      49
              86
                                                         0.858
                                                                         0.969
                         1
13
                               0.901
                                        0.0299
      53
              83
                         1
                                                         0.844
                                                                         0.961
14
      56
              82
                         1
                               0.890
                                        0.0314
                                                         0.830
                                                                         0.954
15
      77
                               0.879
              81
                         1
                                        0.0329
                                                         0.817
                                                                         0.946
      84
              80
                         1
                               0.868
                                        0.0342
                                                         0.803
                                                                         0.938
17
     103
              76
                         1
                               0.857
                                        0.0356
                                                         0.790
                                                                         0.929
18
     113
              73
                               0.845
                                        0.0370
                         1
                                                         0.775
                                                                         0.921
19
     129
              69
                         1
                               0.833
                                        0.0384
                                                         0.761
                                                                         0.912
20
     171
              61
                         1
                               0.819
                                        0.0401
                                                         0.744
                                                                         0.902
21
     182
                               0.806
              60
                         1
                                        0.0417
                                                         0.728
                                                                         0.892
22
                               0.792
     210
              57
                         1
                                        0.0432
                                                         0.711
                                                                         0.881
23
     231
                               0.777
                                        0.0447
                                                         0.695
                                                                         0.870
              55
                         1
24
     279
                               0.761
                                        0.0466
              48
                         1
                                                         0.675
                                                                         0.858
25
     415
              28
                         1
                               0.735
                                        0.0521
                                                         0.639
                                                                         0.844
26
     470
              24
                         2
                               0.676
                                        0.0623
                                                         0.564
                                                                         0.810
```

Listing 3.15: Código fonte em R

Nelson-Aalen para uso de cocaína por aspiração

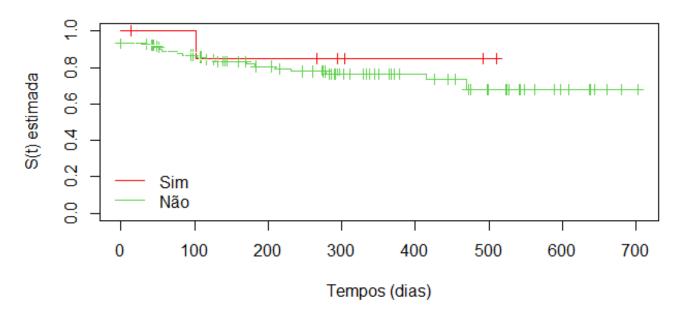


Figura 3.10: Estimativa de NA para a variável uso de cocaína por aspiração

Na figura 3.9, análogo á estimava de Kaplan Meier, podemos ver que o tempo de sobrevida dos pacientes que usam cocaína por aspiração é maior que o tempo de sobrevida dos pacientes que não usam cocaína por aspiração, durante todo o estudo. Somente entre 100 e 200 dias no estudo, pode-se perceber que as taxas de sobrevida dos dois grupos são bem próximas.

3.1.15 Teste de Logrank para a variável uso de cocaína por aspiração

```
Call:
survdiff(formula = Surv(tempos, cens) ~ grupo, data = dat1, rho = 0)

N Observed Expected (O-E)^2/E (O-E)^2/V
grupo=1 7 1 1.74 0.3143 0.344
grupo=2 100 24 23.26 0.0235 0.344

Chisq= 0.3 on 1 degrees of freedom, p= 0.6
```

Listing 3.16: Código fonte em R

Tabela 3.3: Resultados do teste de logrank

Grupos comparados	Estatística do teste	Valor p
1 e 2	0.3	0.6

Observando o p-valor resultante do teste, podemos concluir que nos grupos 1 e 2, não foram encontradas evidências de diferenças já que observamos o p-valor > 0.05.

3.1.16 Tempo de sobrevivência mediano

```
####### CHAMANDO OS DADOS #######
  tempos = aidsatual$t
  cens = aidsatual$cens
  trat = aidsatual$ac
  ###### TEMPO DE SOBREVIVENCIA MEDIO ######
  ekm = survfit (Surv (tempos, cens) ~ trat)
  t <- tempos [cens==1]
|tj| < c(0, as.numeric(levels(as.factor(t))))
  surv <- c(1, as.numeric(levels(as.factor(ekm$surv))))
| surv <- sort (surv, decreasing = T)
_{13}|_{k} \leftarrow length(tj)-1
_{14} | \text{prodt} \leftarrow \text{matrix}(0, k, 1)
  for (j in 1:k) {
    \operatorname{prodt}[j] \leftarrow (\operatorname{tj}[j+1] - \operatorname{tj}[j]) * \operatorname{surv}[j]
16
17
18 tm <- sum(prodt)
  tm
19
  > 380.0218
```

Listing 3.17: Código fonte em R

Assim, obtivemos o resultado de 380.0218, fazendo com que nosso tempo médio de aparecimento de sinusite em paciente que façam uso de cocaína por respiração seja de 380 dias.

3.2 Atividade 2: Analise paramétrica

3.2.1 Funções

• Iremos fazer essa análise paramétrica com a função densidade da distribuição Weibull modificada, que é da seguinte forma:

$$f(t) = \alpha t^{c-1} (c + \beta t) e^{\beta t - \alpha t^c e^{\beta t}}, t \ge 0$$

• A função de risco da distribuição Weibull modificada é da forma:

$$h(t) = \alpha t^{c-1} (c + \beta t) e^{\beta t}$$

• A função de sobrevivência da distribuição Weibull modificada é da forma:

$$S(t) = e^{-\alpha t^c e^{\beta t}}$$

3.2.2 Gráficos das funções

• Gráfico da função densidade Weibull Modificada:

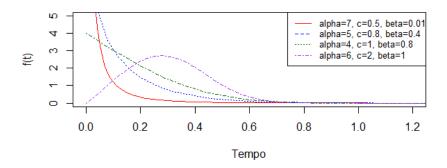


Figura 3.11: função densidade da distribuição Weibull Modificada com diferentes valores para os parâmetros

• Gráfico da função de sobrevivência:

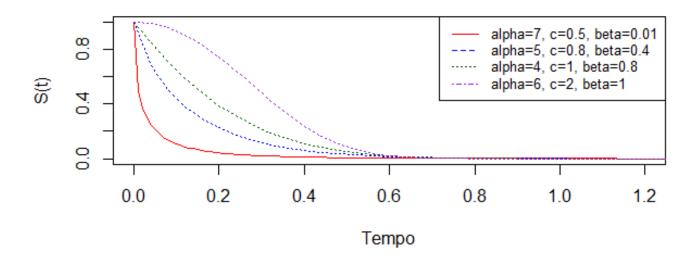


Figura 3.12: Função de sobrevivência com diferentes parâmetros

• Gráfico da função de risco:

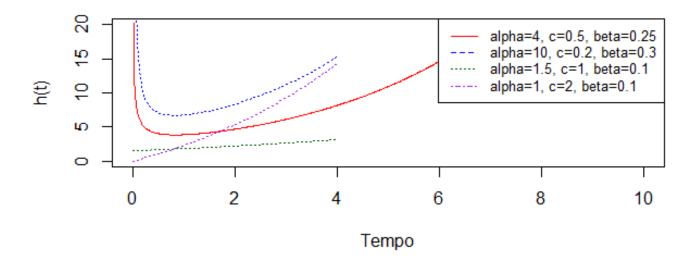


Figura 3.13: Função de risco com diferentes parâmetros

3.2.3 Ajuste de modelo para os dados de sinusite em pacientes com HIV

Para o ajuste do modelo, precisamos estimar os parâmetros. Como os dados possuem censura, a função de verossimilhança será dada por:

$$L(\theta) = \prod_{i=i}^{n} [f(t_i)]^{\delta_i} [S(t_i)]^{1-\delta_i}$$

$$L(\theta) = \prod_{i=i}^{n} [\alpha t_i^{c-1} (c + \beta t_i) (exp(\beta t_i - \alpha t_i^c e^{\beta t_i})]^{\delta_i} [1 - exp(-\alpha t_i^c e^{\beta t_i})]^{1-\delta_i}$$

O logaritmo dessa expressão é dado por:

$$l(\theta) = n \cdot ln(\alpha) \sum_{i=1}^{n} \delta_{i} + (c-1) \sum_{i=1}^{n} \delta_{i} ln(t_{i}) + \sum_{i=1}^{n} \delta_{i} ln(c+\beta t_{i}) + \sum_{i=1}^{n} \delta_{i} (\beta t_{i} - \alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t_{i}}) + \sum_{i=1}^{n} (1 - \delta_{i}) ln(1 - exp(-\alpha t_{i}^{c} e^{\beta t$$

Tabela 1: Estimativas dos parâmetros

α	\mathbf{c}	β
0.1960417	2.2647267	0.9552829
0.1000111	2.201,201	0.000202

3.2.4 Comparação das curvas de sobrevivência do modelo ajustado com a curva de Kaplan Mayer

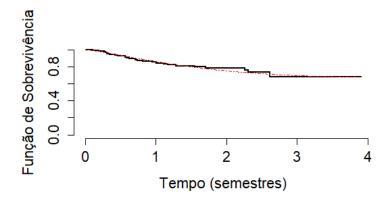


Figura 3.14: curva de sobrevivência do modelo ajustado com a curva de Kaplan Mayer

3.3 Atividade 3: Escolha dos modelos

3.3.1 Construção do TTT plot

Sobre o TTTPlot, plotamos um para o nosso modelo inicial, que seria a Weibull modificada, a pós isso, concluímos que nosso modelo tem a característica de ser crescente, assim buscamos outro modelo com característica similar, o qual escolhemos a Gama Generalizada, que com certos parâmetros, possui essa característica.

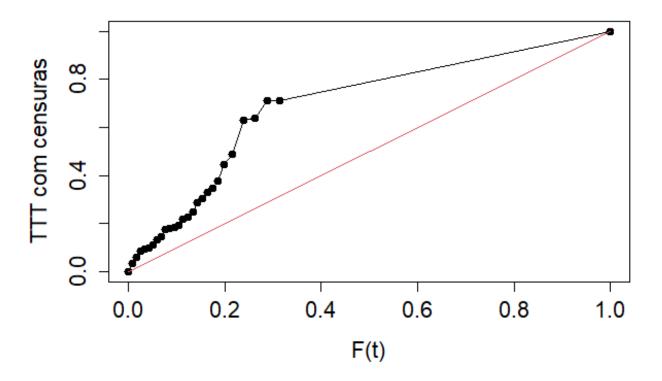


Figura 3.15: Caption

3.3.2 Ajuste do Modelo

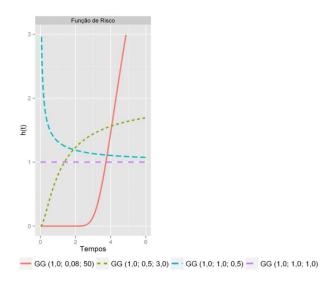


Figura 3.16: Modelo Gama com diferentes parametrizações

A linha vermelha é a "teoria perfeita", ou seja, o que a gente espera dos dados. Já os pontos fomos nós que obtivemos via KM. Vemos que a Gamma generalizada está muito bem ajustada.

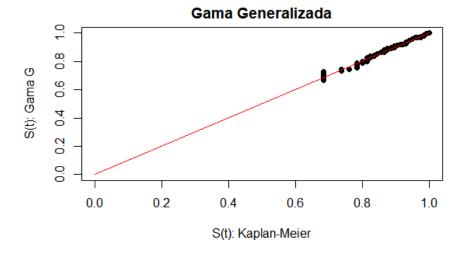


Figura 3.17: Comparação entre Comparação de SKM(t) estimada versus S^(t) estimada

3.3.3 Escolha de um modelo apropriado

Foi plotado um gráfico a partir das funções de risco tanto da Weibull quanto da Gama, e comparando-as com a curva de Kaplan-Meier, e como vamos ver no gráfico a seguir, ambos os modelos se encaixam muito bem nos dados, e suas curvas ficaram bem próximas do resultado esperado.

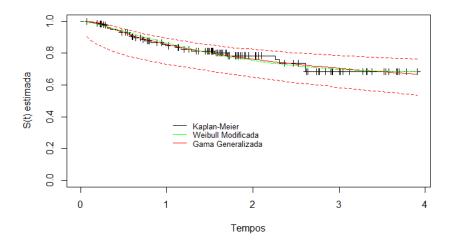


Figura 3.18: Comparação entre Weibull modificada e Gama Generalizada

3.3.4 TRV e Log-Verossimilhança

Aqui, no Teste de razão de verossimilhança, iremos aplicar uma hipótese, iremos considerar como:

H0: O modelo de interesse(Weibull) é adequado.

H1: O modelo de interesse(Weibull) não é adequado.

Assim, iremos comparar os dois modelos a partir da sua log-verossimilhança, usando a formula:

$$TRV = 2 * (logWeibull - LogGama)$$

Após isso, para conferir nosso teste de hipótese, iremos aplicar o chi-test, para achar um p-value.

Tabela 3.4: Log-Verossimilhança e p-valor

Weibull Modificada Gama Generalizada p-valor
logaritmo 77.85105 -76.87845 1

Considerando o resultado, do p-valor = 1, nós não rejeitamos H0, concluindo que o melhor modelo para os nossos dados seria o Weibull. Porém comparando com o gráfico visualmente, podemos ver que ambos os modelos são adequados.

3.4 Atividade 4: Modelo de Regressão Paramétrico

3.4.1 Ajuste os modelos de regressao Weibull e um dos modelos trabalhado na atividade

Para ajustarmos o modelo de regressão, precisamos acrescentar variaveis aos parâmetros e deixar este parâmetro da seguinte maneira: $\exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + ... + \beta_k x_k)$, em que $\beta = (\beta_0, ..., \beta_k)$ estima os efeitos das covariáveis. Fizemos essas mudanças no nosso parâmetro α , esse novo α será chamado de $\alpha(x)$ e nossas funções ficaram da seguinte maneira: Para a weibull modificada:

$$f(t|x) = \alpha(x) \cdot t^{(\beta-1)} \cdot (\beta + \lambda \cdot t) \cdot \exp(\lambda \cdot t - \alpha(x) \cdot t^{(\beta)} \cdot \exp(\lambda \cdot t))$$
$$S(t|x) = \exp(-\alpha(x) \cdot t^{\beta} \cdot \exp(\lambda \cdot t))$$

Para a weibull:

$$f(t|x) = \frac{\beta}{(\alpha(x))^{\beta}} t^{\beta-1} \exp\left(-\left(\frac{t}{\alpha(x)}\right)^{\beta}\right)$$
$$S(t|x) = \exp\left(-\left(\frac{t}{\alpha(x)}\right)^{\beta}\right)$$

Fazendo isso para cada váriavel que temos no nosso estudo, que são: Sexo dos pacientes, Grupos de Risco, Atividade Sexual, Uso de droga Injetável e Uso de Cocaína por aspiração, analisaremos a significância delas e daí ajustaremos o modelo.

Para analisar a significância, adicionamos as covariáveis de cada variável no parametro α , como dito em cima, e depois disso fizemos o intervalo de confiança para cada uma das variáveis.

Para a weibull modificada chegamos no seguinte:

As cováriaveis aceitas no intervalo de confiança (covariáveis significativas) foram Grupo de Risco 2 (Paciente HIV Soropositivo Assintomático) e Grupo de Risco 4 (Paciente com AIDS). Logo, são apenas essas duas cováriaveis que adicionaremos no nosso parâmetro $\alpha(x)$. O intervalo de confiança para o grupo de risco ficou da seguinte maneira:

	lower	upper	se
1	-7.116	-2.975	1.056
2	1.128	2.224	0.280
3	-65768.656	65764.717	33554.432
4	0.696	2.118	0.363
5	0.703	2.430	0.441
6	-0.861	0.120	0.250

Como os únicos intervalos estritamente positivos são o 2 e o 4, que são nossas covariáveis para grupo2 e grupo4, essas são as covariáveis significativas para a distribuição weibull modificada. As outras variáveis, neste estudo, foram não significativas pelo intervalo de confiança, logo não entraram para o modelo.

Para a weibull chegamos no seguinte:

As covariáveis consideradas significantes pelo intervalo de confiança feito, foram: Paciente HIV Soronegativo, Paciente HIV Soropositivo Assintomático, Paciente Homossexual e Paciente Masculino. Logo, foram essas cováriaveis que entraram para ajsute do modelo, as outras não entraram. Abaixo segue os intervalos de confianças para as respectivas variáveis:

	lower	upper	se
1	2.719	7.595	1.244
2	1.794	2.202	0.104
3	-65769.560	65763.813	33554.432
4	-0.364	0.044	0.104
5	0.667	1.484	0.208
	lower	upper	se
1	0.769	3.861	0.789
2	-46502.248	46505.892	23726.566
3	-46505.921	46502.219	23726.566
4	0.579	1.369	0.202
	lower	upper s	se
	1 1.309	2.984 (0.427
	2 -0.76	0 1.231 (0.508
	3 0.586	1.383	0.203

Como as covariáveis significativas são aquelas cujo intervalo de confiança é estritamente positivos, só aceitamos as que foram ditas acima, Grupo de risco 1 e 2, atividade sexual 1 e sexo 1.

3.4.2 Use o teste da razão de verossimilhança para verificar qual o melhor modelos.

Nesta parte, iremos aplicar o TRV, com nível de significância de 5% para ver se o modelo Weibull Modificado é o mais adequado, nossas hipóteses, serão:

H0: O modelo da distribuição Weibull Modificada é adequado.

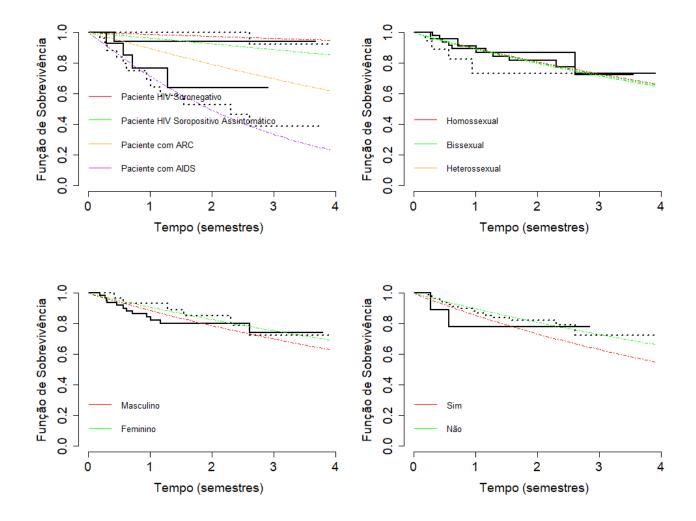
H1: O modelo da distribuição Weibull Modificada não é adequado.

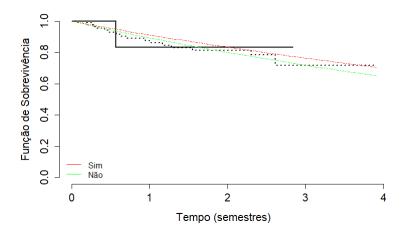
Assim, iremos comparar os dois modelos a partir da sua log-verossimilhança.

Onde estimacion1 é a estimação value do modelo com maior parâmetro, logo do modelo da distribuição weibull, já a estimacion é a estimação value do modelo da distribuição weibull modificada. O resultado desse teste foi de: 0.001172204. Como o p-valor é menor que o nível de significância pré estabelecido (0.05), rejeita-se a hipótese nula, portanto rejeita-se a hipótese de que a Weibull Modificada é adequada. Com isso, vamos passar a trabalhar com a função Weibull principalmente.

3.4.3 Comparando os graficos de KM com o modelo ajustado final

Para esta parte da atividade fizemos os gráficos de KM para cada variável e as curvas de sobrevivência estimadas para as covariáveis, logo serão 5 gráficos para cada distribuição, pois possuimos 5 variáveis. No fim, comparamos esses gráficos com o modelo final, onde estão as covariáveis significativas pelo intervalo de confiança. Do item 2 à diante passamos a trabalhar com a distribuição Weibull majoritariamente. Abaixo, segue os gráficos para as variáveis pela distribuição Weibull.





No modelo da distribuição Weibull, foram incluidas 4 covariáveis, sendo 2 da variável grupo de risco, 1 da variável atividade sexual e 1 de Sexo. Vemos que as curvas dessas covariáveis são, respectivamentes, as curvas vermelha e verde do primeiro gráfico da sequência, a curva vermelha do segundo gráfico e a curva, também, vermelha do terceiro gráfico.

3.4.4 Interpretação dos coeficientes estimados do modelo final

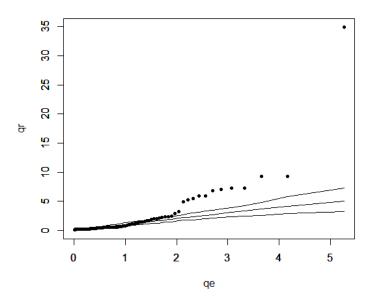
Para o Modelo da distribuição Weibull:

$$\begin{bmatrix} 1 \end{bmatrix}$$
 3.0688848 -0.8629787 1.0222198 -1.8881108 1.0246079

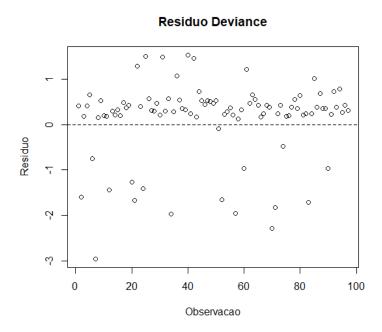
Essas 5 estimativas são: 4 para as covariáveis aceitas, 3.0688848, -0.8629787, 1.0222198, -1.8881108, que são: Grupo 1 e Grupo 2 (Paciente HIV Soronegativo e Paciente HIV Soropositivo Assintomático), Atividade sexual 1 (Paciente Homossexual) e Sexo 0 (Masculino). A outra estimativa é do parâmetro β da própria distribuição Weibull. Temos que o coeficiente para o grupo 1 é 3.0688848, logo as chances aumentam nesse tanto para o evento de interesse (sinusite) quando a variável está no grupo 1. Para o grupo 2 as chances para o evento de interesse já dominuem em 0.8629787. Quando o paciente é homossexual essas chances aumentam para 1.0222189, já para pacientes do sexo masculino a chance do evento de interesse diminue em 1.8881108 vezes.

3.4.5 Analise de residuos (Cox-Snell, Padronizados, Martingal e Deviance) e a curvas e sobrevivência estimadas.

Gráfico do resíduo de Cox:

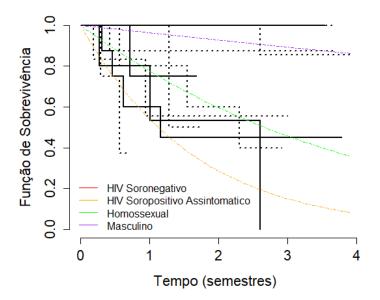


Em teoria, quando calculamos o resíduo de Cox-Snell esperamos que os "pontos pretos" fiquem dentro do intervalo de confiança (que são as 3 linhas), e alinhados a elas. Logo, analisando graficamente o resíduo de Cox-Snell para nosso caso, vemos que a distribuição Weibull está mal ajustada aos nosso modelo.



Percebemos pelo gráfico dos resíduos deviance que temos bastante resíduos extremos. Vemos que há a concentração em torno do zero, o que é positivo, mas vários valores extremos o que podemos analisar como mal ajuste das observações. Logo, o modelo teria que ser ajustado novamente.

Agora, para o modelo final fizemos o KM contendo as covariáveis, ou seja, fizemos $(survfit(Surv(aidsatual1t0/180, aidsatual1cens) \sim grupo + grupo1 + grupo3))$, onde os grupos são as variáveis das nossas covariáveis significativas. A partir deste gráfico, também, colocamos as curvas estimadas.



Observação: As curvas de pacientes HIV Soronegativo e Pacientes homossexuais ficaram sobrepostas.

3.5 Atividade 5: Modelo de Regressão de Cox

3.5.1 Ajuste do modelo de Cox e Analisede resíduos do modelo final

Para saber quais foram as variáveis que melhor se ajustou, faremos o modelo de Cox para as variáveis: Atividade sexual, Grupo de risco e Sexo. Obtivemos as estimativas:

```
> summary (fit 2)
  Call:
  coxph(formula = Surv(temp, cens) ~ grupo, data = aidsatualsn,
    n= 97, number of events= 18
           coef exp(coef) se(coef)
                                             z \Pr(>|z|)
  grupo 1.092
                      2.980
                                 0.281 3.886 0.000102 ***
  Signif. codes:
                                     0.001
                                                       0.01
                                                                       0.05
                                                                                       0.1
                1
          \exp(\operatorname{coef}) \exp(-\operatorname{coef}) \text{ lower .95 upper .95}
                2.98
                           0.3356
                                        1.718
  grupo
14
  Concordance 0.78 (se = 0.056)
  Likelihood ratio test= 20.7
                                      on 1 df,
                                                   p = 5e - 06
18 Wald test
                            = 15.1
                                      on 1 df,
                                                   p = 1e - 04
  Score (logrank) test = 20.86 on 1 df,
                                                   p = 5e - 06
  > summary(fit1)
21
  coxph\left( formula \ = \ Surv\left( temp \, , \ cens \right) \quad \tilde{} \quad grupo \ + \ sexo \, , \ data \ = \ aidsatualsn \, ,
23
       x = T
24
2.5
    n= 97, number of events= 18
26
27
            coef exp(coef) se(coef)
                                              z \Pr(>|z|)
                      2.9979
  grupo 1.0979
                                 0.2820 \ 3.893 \ 9.91e-05 ***
         0.1156
                      1.1226
                                 0.5061 \ 0.229
  sexo
                                                     0.819
30
31
  Signif. codes:
                                     0.001
                                                       0.01
                                                                       0.05
                                                                                       0.1
32
                1
33
          \exp(\text{coef}) \exp(-\text{coef}) lower .95 upper .95
                           0.3336
                                                     5.211
               2.998
                                       1.7248
  grupo
                           0.8908
               1.123
                                       0.4163
                                                     3.027
  sexo
  Concordance 0.778
                          (se = 0.053)
39 Likelihood ratio test= 20.75 on 2 df,
```

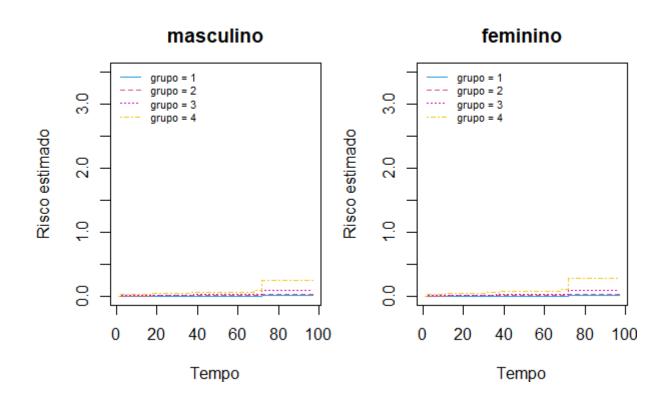
```
40 Wald test
                          = 15.18 on 2 df,
                                                 p = 5e - 04
  Score (logrank) test = 20.93 on 2 df,
                                                 p = 3e - 05
42
  > summary (fit 3)
43
  Call:
44
  coxph\left(\,formula\,=\,Surv\left(\,temp\,,\ cens\,\right)\ \tilde{\ }\ sexo\,+\,grupo\,+\,aidsatualsn\,\$ats\,,
45
       data = aidsatualsn, x = T
46
47
    n= 97, number of events= 18
48
49
                        coef exp(coef) se(coef)
                                                         z \Pr(>|z|)
                                 1.3207
                                           0.6136
                      0.2781
                                                    0.453
                                                                0.65
  sexo
                      1.1198
                                 3.0642
                                           0.2853
                                                    3.925 \ 8.66e-05 ***
  grupo
52
  aidsatualsn\$ats -0.1710
                                 0.8428
                                           0.3448 -0.496
                                                                0.62
54
  Signif. codes:
                                  0.001
                                                    0.01
                    0
                                                                  0.05
                                                                                 0.1
               1
56
                    \exp(\operatorname{coef}) \exp(-\operatorname{coef}) \text{ lower .95 upper .95}
57
                        1.3207
                                    0.7572
                                                0.3967
                                                             4.396
  sexo
                        3.0642
  grupo
                                     0.3263
                                                1.7518
                                                             5.360
                        0.8428
  aidsatualsn $ ats
                                     1.1865
                                                0.4288
                                                             1.657
60
61
  Concordance 0.776 (se = 0.057)
62
63 Likelihood ratio test= 20.99
                                    on 3 df,
                                                 p=1e-04
  Wald test
                          = 15.43
                                    on 3 df,
                                                 p = 0.001
  Score (logrank) test = 21.23
                                   on 3 df,
                                                 p = 9e - 05
66
  > summary(fit4)
  Call:
68
  coxph(formula = Surv(temp, cens) ~ sexo + grupo + aidsatualsn$ats +
69
       sexo * grupo + sexo * atividade + atividade * grupo, data = aidsatualsn
70
       x = T
71
72
    n= 97, number of events= 18
73
74
                         coef exp(coef) se(coef)
                                                          z \Pr(>|z|)
75
  sexo
                      3.24668
                                25.70486
                                           3.76475
                                                      0.862
                                                                0.388
76
                      1.52125
  grupo
                                 4.57793
                                           1.10220
                                                      1.380
                                                                0.168
77
  aidsatualsn\$ats -0.29407
                                 0.74523
                                           2.23882
                                                    -0.131
                                                                0.895
  atividade
                                           0.00000
                           NA
                                      NA
                                                         NA
                                                                   NA
79
80 sexo: grupo
                     -0.84194
                                 0.43087
                                           0.99912
                                                    -0.843
                                                                0.399
  sexo: atividade
                           NA
                                      NA
                                           0.00000
                                                         NA
                                                                   NA
                                 1.01580
  grupo: atividade 0.01568
                                           0.59020
                                                      0.027
                                                                0.979
82
83
                    25.7049
                                    0.0389
                                               0.01605 \ 41169.494
85 sexo
                        4.5779
                                                           39.707
86 grupo
                                     0.2184
                                               0.52781
```

```
aidsatualsn $ ats
                        0.7452
                                     1.3419
                                               0.00926
                                                           59.976
  atividade
                            NA
                                         NA
                                                    NA
                                                               NA
                        0.4309
  sexo:grupo
                                     2.3209
                                               0.06080
                                                             3.054
  sexo: atividade
                            NA
                                         NA
                                                    NA
                                                                NA
  grupo: atividade
                        1.0158
                                     0.9844
                                               0.31947
                                                             3.230
91
92
  Concordance 0.806
                         (se = 0.044)
93
  Likelihood ratio test= 22.91
                                    on 5 df,
                                                 p = 4e - 04
  Wald test
                          = 15.46
                                    on 5 df,
                                                 p = 0.009
95
  Score (logrank) test = 22.39
                                    on 5 df,
                                                 p = 4e - 04
```

Listing 3.18: Código fonte em R

Fazendo o TRV, obtivemos o valor do teste como 5.218795e-30, indicando que a interação é significativa.

3.5.2 Suposição de riscos proporcionais por método descritivo



3.5.3 Residuos de Schoenfeld

Analisando os residuos de Schoenfeld, para checar correlação linear do tempo com cada variável e global do modelo, o que podemos também chamar de proporcionalidade.

Obtivemos tal resultado:

```
> cox.zph(fit2)
chisq df p
sexo 1.7783 1 0.18
grupo 0.0352 1 0.85
```

```
5 GLOBAL 1.8842 2 0.39

> cox.zph(fit3)

7 chisq df p

8 sexo 1.721641 1 0.19

9 grupo 0.037097 1 0.85

10 ats 0.000364 1 0.98

11 GLOBAL 2.642930 3 0.45
```

Listing 3.19: Código fonte em R

Assim, não rejeitamos a hipótese de proporcionalidade em nenhum dos casos, seja sobre as variaveis ou o modelo global.

3.5.4 Teste da razao de verossimilhança e o teste Wada

Aqui, no TRV, usaremos a hipótese de que:

H0: O modelo de interesse é adequado.

H1: O modelo de interesse não é adequado. Após isso, aplicando o TRV comparando a Weibull modificada com a Cox,

```
1 [1] 2.691410e - 68 2.891962e - 68
```

Listing 3.20: Código fonte em R

A partir deste resultado, obtivemos valores absurdamente baixos, entretanto, ao nivel de significancia de 0,05, não iremos rejeitar H0. Assim vendo que o modelo de interesse é adequado.

3.5.5 Interpretação dos coeficientes estimados do modelo final

```
> fit4$coefficients

sexo grupo aidsatualsn$ats

0.2781292 1.1197941 0.8428258
```

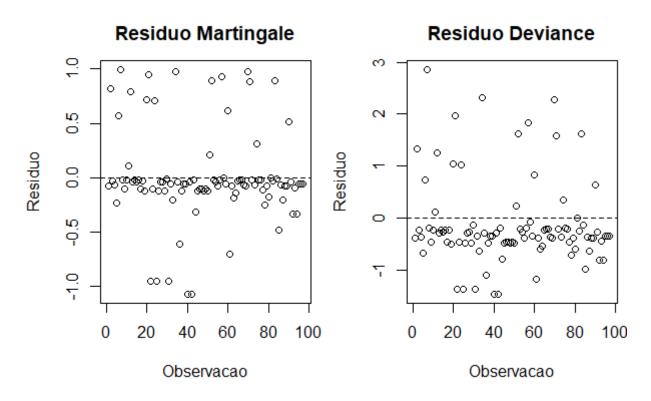
Listing 3.21: Código fonte em R

Tabela 2: Resultados das estimativas

Sexo	Grupo	Atividade Sexual
0.2781292	1.1197941	0.8428258

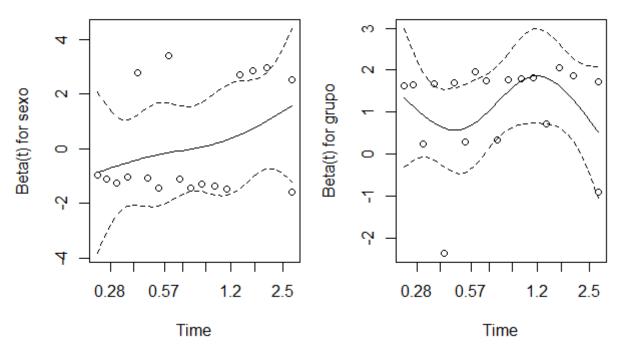
Podemos perceber na tabela, que o risco de aparecimento de sinusite da covariável grupo é aproximadamente 0,8 vezes maior do que a de sexo masculino e aproximadamente 0,3 do que a de atividade sexual (homossexual). Já o risco de aparecimento de sinusite em pacientes com a vida sexual (homessexual) é aproximadamente 0,5 maior do que a pessoas do sexo masculino.

3.5.6 Graficos da análise de residuos e curvas e sobrevivência estimadas

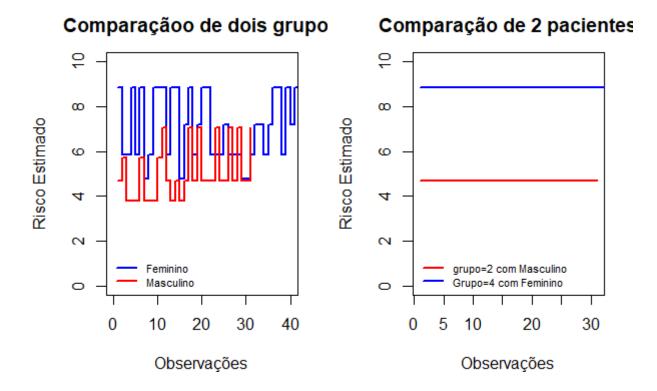


Aqui, observando a disperção de deviance, vemos que os residuos não estão no intervalo (-1,1), tendo alguns outliers, isso pode indicar uma predição mais fraca pelo modelo.

Residuos Escalonados de Schoenfeld



3.5.7 Modelo Cox-Weilbull para a análise do modelo

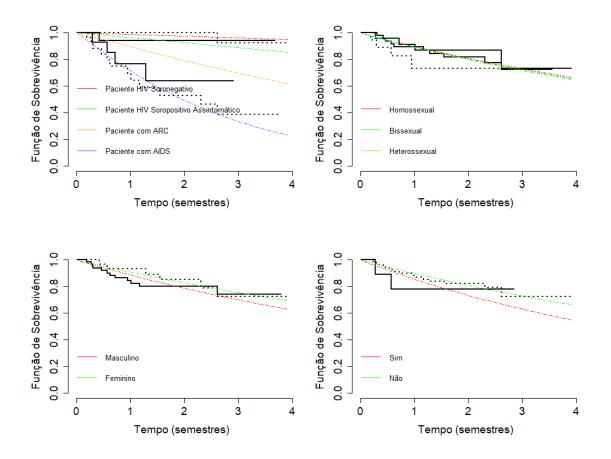


Aqui, foi aplicado o modelo de risco proporcional, utilizando a formula de cox-weibull, fizemos uma comparação direta entre a variavel sexo, podendo ser referente à qualquer grupo, e depois uma comparação direta entre 2 pacientes, com um deles pertencendo ao grupo 2 e o outro ao grupo 4.

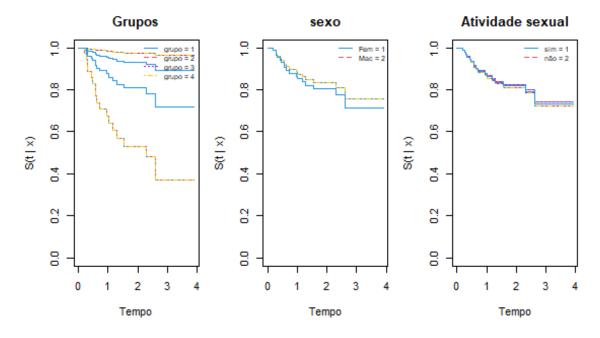
Além disso, analisando o gráfico visualmente, não podemos concluir que o sexo influencia diretamente na sobrevida, pois apesar de haver uma pequena discrepancia entre eles, o que está criando isso são os grupos de riscos.

3.5.8 Comparação da sobrevida

Modelo de regressão Weibull



Modelo de Cox-semiparamétrico



Analisando os gráficos de sobrevivencia e risco estimado, podemos ver que sexo e atividade sexual não tem um grande impacto, sendo o que mais causa impacto é o grupo de risco, mais especificamente o grupo 4, o qual é o que atribui o maior risco.

Capítulo 4

Conclusão

Através das tabelas, gráficos e dados analisados, é possível afirmar que o fato de possuir AIDS não influência na hipótese do paciente possuir sinusite, na verdade, é o grupo com menor probabilidade de contrair a doença. No entanto, é o grupo que corre maior risco de vida já que conforme aumenta o tempo de vida do indivíduo, menor é sua probabilidade de viver. Em contrapartida, os grupos dos soronegativo e dos assintomáticos possuem sobrevida bem parecidas e maiores que o grupo que contém AIDS ARC, que por sua vez consegue ainda se sobrepor ao grupo que possui HIV. Já em relação ao uso de droga injetável, é notável que a grande maioria dos pacientes não fazem seu uso e, além disso, analisando o tempo de sobrevida nota-se uma estimativa maior de sobrevivência naqueles que fazem seu uso.

Situação muito parecida ocorre com o grupo dos indivíduos que usam ou não cocaína por aspiração. Sendo que a grande maioria não faz seu uso e que o gráfico de sobrevida mostra pouca diferença entre quem aspira e quem não aspira.

Além disso, ajustamos os dois modelos (Weibull modificada e Weibull) para obter o modelo final. partir disso, fizemos um TRV com a hipotese nula de que a Weibull modificada e a adequada, pois trata-se de uma distribui c ao mais complexa, com um parâmetro a mais. Vimos pelo TRV que nao e adequada, logo usamos para os outros testes a distribuição ao Weibull, que ja havia sido ajustada. Analisando graficamente os resíduos, vimos que nosso modelo, provavelmente, foi mal ajustado aos nossos dados.

Logo, esse ajuste que fizemos na parte 1 teria que ser mudado, tirando covariáveis, acrescentando e refazendo esse ajuste. Para que possamos achar o ajuste do modelo final que melhor se adequa aos dados.

Por fim, podemos concluir que, o modelo de regressão de cox é um bom modelo para a analise dos nossos dados, assim também, a pós fazer uma analise com cox, e comparando com os resultados anteriormente, chegamos no resultado de que a variável "grupo de risco" é claramente a mais significativa e a que oferece mais riscos de vida.

Capítulo 5

Apêndice

5.1 Códidos da Atividade 1

```
library (KMsurv)
 library (readxl)
  aidsatual_csv <- read_excel("C:/Users/lucas/Downloads/aidsatual.csv.xlsx")
  View (aidsatual_csv)
  require (survival)
11
 tempos = aidsatual_csv$t
cens = aidsatual_csv$cens
  trat = aidsatual_csv$gr
 ekm = survfit (Surv (tempos, cens) ~ trat)
 summary(ekm)
  plot (ekm, main="Kaplan-Meier",
      xlab = "Tempos", ylab = "S(t) estimada",
20
      mark.time = TRUE, col = c(5,3,2,9))
21
 legend ("bottomleft", c("Grupo1", "Grupo2", "Grupo3", "Grupo4"), col=c
     (5,3,2,9), bty="n", lty=1)
23
 #
24
    26 ss = survfit (Surv(tempos, cens) trat, type = "fleming-harrington")
 summary(ss)
27
 plot (ss, main="Nelson-Aalen",
      xlab = "Tempos (meses)", ylab = "S(t) estimada",
```

```
mark.time = TRUE, col=c(4,2)
legend ("bottomleft", c("Trat B", "Trat A"), col=c(4,2), bty="n", lty=1)
33
 #
34
     35
  surv.data = as.data.frame(cbind(tempos, cens))
36
37
38 # — Informar quantos intervalos tera a tabela. Todos terao a mesma
     amplitude.
39 m=10
40
41 # — Amplitude dos intervalos
  int = ceiling (max(tempos)/m)
43
44 # — Vetor com os limites dos intervalos
45 xis=numeric()
46 for (i in 1:(m+1)) {
    xis[i] = (i-1)*int
48
 }
49
50 # — Vetores com as censuras e falhas
51 n.cens=numeric()
52 n. event=numeric()
53 for (i in 1:m) {
    vect.falha=surv.data$cens[surv.data$tempos >= xis[i] & surv.data$tempos<
54
        xis[i+1]
    n.event[i]=sum(vect.falha)
    n.cens[i]=length(vect.falha)-sum(vect.falha)
56
  }
57
58
59 # --- Vetor com a qtdade de individuos em risco no inicio de cada intervalo
60 n.risk=numeric()
[n.risk[1] = length(surv.data$tempos)
62 for (j in 2:m) {
    n.risk[j] = n.risk[j-1] - n.cens[j-1] - n.event[j-1]
  }
64
 lifetab (xis, n. risk [1], n. cens, n. event)
                                                # tabela completa retornada
66
     pelo KMsurv
67
68
69 # — Se quiserem resumir um pouco mais a tabela, apenas com a
     Sobrevivencia
70 \mid \text{tabua} = \text{lifetab} \left( \text{xis}, \text{n.risk} [1], \text{n.cens}, \text{n.event} \right)
  tabua [, c (1:5,8)]
71
72
73
```

```
# — Plot das estimativas Tabua de Vida

surv.graf=c(tabua[,5], tabua[m,5]) # Eh apenas um ajuste pro ultimo
intervalo

plot(xis[0:m+1], surv.graf, type="s",ylim=c(0,1), xlim=c(0,max(xis)),

main="Estimativas Tabua de Vida",
xlab="Tempo",
ylab="Proporcao de Sobreviventes",las=1)
```

Listing 5.1: Código fonte em R

5.2 Códigos da Atividade 2

```
2 library (readxl)
3 library (stats4)
  aidsatual <- read_excel("C:/Users/carla/Downloads/aidsatual.csv.xlsx")
  t<- aidsatual$t
                         #tempo
  s <- aidsatual$cens #censura
  # WEIBULL MODIFICADA DISTRIBUI O #
12 #chute inicial
_{14} a < -0.5
  b<-1
15
16 c<-1.5
17
  chute_inicial \leftarrow c(a,c,b)
19
20 | r = 34
  #Fun
           o Log-verossimilhan a
  Weibull_mod <-function(chute_inicial){
23
    a <- exp(chute_inicial[1])
24
    b <- exp(chute_inicial[3])
25
    c <- exp(chute_inicial[2])
   11 < r * \log(a) + sum(\log(c+b*t) + (c-1)* \log(t) + b*t) - a*sum(t^(c)*exp(b*t)) - a*
       sum(t^{(c)}*exp(c*t))
    return(-11)
29
  }
30
31
32 #Chutes inciais
33 chute_inicial \leftarrow c(a,c,b)
weibull.optim<-optim(chute_inicial, fn=Weibull_mod, method = "BFGS")
35 weibull.optim
```

```
36
  # Obtendo as estimativas dos par metros
  (weibull.optim$par)
39
40
  #Gr ficos
41
42
  #FUN O DENSIDADE
43
  x < -seq(0,10, by=0.01)
  wmodif = function(alpha, c, beta, x) 
     alpha*x^(c-1)(c+beta*x)*exp(beta*x-alpha(x^c)*exp(beta*x))
  }
47
  plot (x, wmodif (7,0.5,0.01,x), type = 'l', lwd=1,xlab = "Tempo", ylab="f(t)",
48
49
        main="", xlim = c(0,1.2), ylim = c(0,5), col="red")
  curve (wmodif (5, 0.8, 0.4, x), 0, 4, lwd=1, lty=3, add=T, col="blue")
50
  curve (wmodif (4,1,0.8,x),0,4,lwd=1,lty=4,add=T,col="darkgreen")
  \operatorname{curve}(\operatorname{wmodif}(6,2,1,x),0,4,\operatorname{lwd}=1,\operatorname{lty}=4,\operatorname{add}=T,\operatorname{col}="\operatorname{purple}")
53
  legend ("topright", c(
54
     expression ("alpha=7, c=0.5, beta=0.01"),
55
     expression ("alpha=5, c=0.8, beta=0.4"),
     expression("alpha=4, c=1, beta=0.8"),
57
     expression ("alpha=6, c=2, beta=1")
58
  ), lty = 1:4, cex = 0.8, col = c("red", "blue", 'darkgreen', 'purple'))
60
  #FUN O DE SOVREVIVNCIA
61
  sobre= function(alpha,c,beta,x){
     \exp(-\operatorname{alpha}*(x^{(c)})*\exp(\operatorname{beta}*x))
63
64
  plot(x, sobre(7, 0.5, 0.01, x), type = 'l', lwd=1, xlab = "Tempo", ylab="S(t)",
        main="", xlim = c(0,1.2), ylim = c(0,1), col="red")
66
67
  curve (sobre (5,0.8,0.4,x),0,4,lwd=1,lty=3,add=T,col="blue")
68
  curve (sobre (4,1,0.8,x),0,4,lwd=1,lty=3,add=T,col="darkgreen")
69
70
  curve (sobre (6,2,1,x),0,4,lwd=1,lty=3,add=T,col="purple")
71
  legend("topright",c(
     expression ("alpha=7, c=0.5, beta=0.01"),
73
     expression ("alpha=5, c=0.8, beta=0.4"),
74
     expression("alpha=4, c=1, beta=0.8"),
75
     expression ("alpha=6, c=2, beta=1")
76
  ), lty=1:4, cex=0.8, col = c("red", "blue", 'darkgreen', 'purple'))
77
78
  #FUN O DE RISCO
  risco=function (alpha, c, beta, x) {
80
     alpha*x^(c-1)*(c+beta*x)*exp(beta*x)
81
  }
82
  plot(x, risco(4, 0.5, 0.25, x), type = 'l', lwd=1, xlab = "Tempo", ylab="h(t)",
        main="", xlim=c(0,10), ylim = c(0,20), col="red")
```

```
curve (risco (10,0.2,0.3,x),0,4,lwd=1,lty=3,add=T,col="blue")
  curve (risco (1.5,1,0.1,x),0,4,lwd=1,lty=3,add=T,col="darkgreen")
  curve (risco (1,2,0.1,x),0,4,lwd=1,lty=3,add=T,col="purple")
88
  legend("topright",c(
89
     expression ("alpha=4, c=0.5, beta=0.25"),
90
     expression ("alpha=10, c=0.2, beta=0.3"),
91
     expression("alpha=1.5, c=1, beta=0.1"),
92
     expression("alpha=1, c=2, beta=0.1")
93
  ), lty = 1:4, cex = 0.8, col = c("red", "blue", 'darkgreen', 'purple'))
   require (survival)
97
98
  ekm < -survfit (Surv(t,s)^1)
99
  ekm
100
102
103
  alpha < -6.870566
  c < -2.254453
  beta <- 14.940749
106
   plot(survfit(Surv(t,s)~1), xlab= "semanas", ylab="R(t)")
108
  x=aidsatual_csv$t
  curve(exp(-alpha*x^(c)*exp(beta*x)), add=TRUE, lty=4, col="red")
111
112
  y=\exp(-alpha*x^{(c)}*\exp(beta*x))
```

5.3 Códigos da Atividade 3

```
library (asaur)
library (survival)
library (KMsurv)

#densidade
densidade_weibull3<-function(t, beta, eta, gamma) {
func<-(beta/eta)*((t-gamma)/eta)^(beta-1)*exp(-((t-gamma)/eta)^beta)
return (func)
}

#sobrevivencia
sobre_weibull3<-function(t, beta, eta, gamma) {
func<-exp(-((t-gamma)/eta)**beta)
```

```
return (func)
  }
16
17
  vec = tempos
18
  censuras = cens
19
20
            o log-verossimilhan a
21 # fun
  weibull3_loglok<-function(par){
22
    n<-length (vec)
23
    beta < -exp(par[1])
24
    eta <-- exp (par [2])
    gm < -exp(par[3])
    pt1<-censuras*log(densidade_weibull3(vec, beta, eta, gm))
27
     pt2<-(1-censuras)*log(sobre_weibull3(vec,beta,eta,gm))
28
     sobre \leftarrow pt1+pt2
29
     ll=sum(sobre)
30
     return(-11)
  }
32
33
  par \leftarrow c(1,12,0)
  weibull3_loglok(par)
36
37
  weibull3.optim<-optim(par=par,fn=weibull3_loglok)</pre>
39 exp(weibull3.optim$par)
```

5.4 Códigos da Atividade 4

```
library(asaur)
library(survival)
library(KMsurv)
require(survival)

library(readxl)
setwd(dirname(rstudioapi::getActiveDocumentContext()$path))
aidsatual1 <- read - excel("C:/Users/lucas/Downloads/aidsatual1.xlsx")

colnames(aidsatual1)

tempo<- aidsatual1$t0/180
cens <- aidsatual1$cens
grupo <- aidsatual1$gr
grupo1 <- aidsatual1$sex
grupo2 <- aidsatual1$ud
grupo3 <- aidsatual1$ud
grupo3 <- aidsatual1$ats
```

```
19 ###PARTE01: MODELO AJUSTADO PARA WEIBULL MODIFICADA
  # fun
            o log-verossimilhan a
_{21} | llmw <- function(p) {
    alpha
             = \exp(p[1]+p[2]*aidsatual1\$gr)
22
    beta
             = (p[3])
23
    lambda = (p[4])
24
    densidade = alpha*tempo^(beta-1)*(beta+lambda*tempo)*exp(lambda*tempo -
25
        alpha*tempo^(beta)*exp(lambda*tempo))
    S_{pop} = \exp(-alpha*tempo^(beta)*exp(lambda*tempo))
26
    f_{pop} = densidade
27
    L = (f_pop^(cens)) * (S_pop^(1-cens))
    -\operatorname{sum}(\log(L))
    # } else { 0 }
30
31
  p = rep(.1, 4)
32
33
34
  estimacion <- optim (par = p, fn = llmw,
36
                         hessian = TRUE); estimacion par
37
  ###PARTE01: MODELO AJUSTADO PARA WEIBULL
39
  llmw <- function(p){
40
              = \exp(p[1] + p[2] * aids atual 1 \$gr + p[3] * aids atual 1 \$ ats + p[4] *
41
        aidsatual1 $sex)
    beta1
              = p[5]
42
    densidade = (beta1/(alpha1^beta1))*tempo^(beta1-1)*exp(-(tempo/alpha1)^beta1)
43
        beta1)
    S_{pop} = \exp(-(tempo/alpha1)^beta1)
44
    f_{pop} = densidade
45
    L = (f_pop^(cens)) * (S_pop^(1-cens))
46
    -\mathbf{sum}(\log(\mathbf{L}))
47
    # } else { 0 }
48
49 }
  p = rep(0.1,5)
50
  estimacion1 <- optim(par = p, fn = llmw,
51
52
                          hessian = TRUE); estimacion1$par
  ###PARA SABER A SIGNIFICANCIA E AJUSTAR O MODELO NA PARTE1 :
56 estimacion 1 $ value
  fisher_info<-solve(estimacion1$hessian)
57
58 prop_sigma<-sqrt(diag(fisher_info))
59 upper <- estimacion 1 $par + 1.96 * prop_sigma
60 lower <- estimacion 1 $par - 1.96 * prop_sigma
61 interval <-data.frame(lower=lower, upper=upper, se=prop_sigma)
62 interval = round(interval, 3)
63 interval
64
```

```
65 ####PARTE02: TRV
     teststat <- 2*(estimacion1$value-estimacion$value)
     p.val <- pchisq(teststat, df = 1, lower.tail = FALSE);p.val
 68
 69
    ### PARTE03 KM DAS VARIAVEIS SIGNIFICATIVAS DA WEIBULL ###
 70
    my. fit <- survfit (Surv(aidsatual1$t0/180, aidsatual1$cens) ~ grupo )
      plot(my. fit, ylim=c(0,1), lty=c(1,3), lwd=c(2), col=c(1), xlab="Tempo(1), x
             semestres) ", ylab="Fun o de Sobreviv ncia", conf.int=FALSE, mark.time
            =FALSE, cex. axis = 1.4, cex. lab = 1.4, bty="n")
                      = \exp((estimacion\$par[1] + estimacion\$par[2] *1 + estimacion\$par[3] *1 +
     alpha
             estimacion par [4] *1)
                      = (estimacion \$par [5])
     beta
 74
 _{75}| lambda = (estimacion par [6])
     = \exp((\text{estimacion} \$ \text{par} [1] + \text{estimacion} \$ \text{par} [2] *2 + \text{estimacion} \$ \text{par} [3] *2 +
             estimacion par[4]*2)
 78 beta
                      = (estimacion par [5])
 _{79} lambda = (estimacion par[6])
    curve(exp(-alpha*x^(beta)*exp(lambda*x)),add=TRUE, lty=4,col="green") #gr4
                      = \exp((\operatorname{estimacion} \operatorname{spar}[1] + \operatorname{estimacion} \operatorname{spar}[2] *3 + \operatorname{estimacion} \operatorname{spar}[3] *3 +
             estimacion par[4]*3)
                      = (estimacion \$par [5])
 82 beta
     lambda = (estimacion par [6])
 83
 84 curve(exp(-alpha*x^(beta)*exp(lambda*x)),add=TRUE, lty=4,col="orange") #gr4
                      = \exp((\operatorname{estimacion} \operatorname{spar} [1] + \operatorname{estimacion} \operatorname{spar} [2] *4 + \operatorname{estimacion} \operatorname{spar} [3] *4 +
    alpha
             estimacion par [4]*4)
 86 beta
                             (estimacion $par [5])
     lambda = (estimacion par [6])
    |\text{curve}(\exp(-\text{alpha}*x^{\circ}(\text{beta})*\exp(\text{lambda}*x)), \text{add=TRUE}, |\text{lty}=4, \text{col}="\text{purple}") \#\text{gr4}
     legend ("bottomleft", c ("Paciente HIV Soronegativo", "Paciente HIV
             Soropositivo Assintom tico", "Paciente com ARC", "Paciente com AIDS"),
             col = c("red", "green", "orange", "purple"), bty = "n", lty = 1)
90
 91 my. fit1 <- survfit (Surv(aidsatual1$t0/180, aidsatual1$cens) ~ grupo3)
     \operatorname{plot}(\operatorname{my.fit1}, \operatorname{ylim}=\operatorname{c}(0,1), \operatorname{lty}=\operatorname{c}(1,3), \operatorname{lwd}=\operatorname{c}(2), \operatorname{col}=\operatorname{c}(1), \operatorname{xlab}="Tempo"
             semestres) ", ylab="Fun o de Sobreviv ncia", conf.int=FALSE, mark.time
            =FALSE, cex.axis = 1.4, cex.lab = 1.4, bty="n")
 93 alpha
                            \exp((\text{estimacion} \$ \text{par} [1] + \text{estimacion} \$ \text{par} [2] *1 + \text{estimacion} \$ \text{par} [3] *1))
                             (estimacion $par [4])
94
95 \mid lambda = (estimacion par [5])
     curve(exp(-alpha*x^(beta)*exp(lambda*x)),add=TRUE, lty=4,col="red")
96
97 alpha
                      = \exp((\operatorname{estimacion} \operatorname{spar}[1] + \operatorname{estimacion} \operatorname{spar}[2] * 2 + \operatorname{estimacion} \operatorname{spar}[3] * 2))
98 beta
                            (estimacion $par [4])
 99 | lambda = (estimacion par [5])
curve (exp(-alpha*x^(beta)*exp(lambda*x)), add=TRUE, lty=4, col="green")
                             \exp((\text{estimacion} \$ \text{par} [1] + \text{estimacion} \$ \text{par} [2] * 3 + \text{estimacion} \$ \text{par} [3] * 3))
101 alpha
                             (estimacion $par [4])
                             (estimacion spar [5])
103 lambda
```

```
curve(exp(-alpha*x^(beta)*exp(lambda*x)),add=TRUE, lty=4,col="orange")
          legend ("bottomleft", c("Homossexual", "Bissexual", "Heterossexual"), col =
                      c("red", "green", "orange"), bty = "n", lty = 1)
106
my. fit 2 <- survfit (Surv(aidsatual1$t0/180, aidsatual1$cens) ~ grupo1)
          plot(my. fit2, ylim=c(0,1), lty=c(1,3), lwd=c(2), col=c(1), xlab="Tempo (1,3), lwd=c(2), lw
108
                      semestres) ", ylab="Fun o de Sobreviv ncia", conf.int=FALSE, mark.time
                     =FALSE, cex.axis=1.4, cex.lab=1.4, bty="n")
109 alpha
                                       = \exp((\operatorname{estimacion} \operatorname{spar}[1] + \operatorname{estimacion} \operatorname{spar}[2] * 0))
110 beta
                                       = (estimacion par [3])
|a| = (estimacion par [4])
         curve(exp(-alpha*x^(beta)*exp(lambda*x)),add=TRUE, lty=4,col="red")
                                       = \exp((estimacion par [1] + estimacion par [2] *1))
113
114 beta
                                       = (estimacion \$par [3])
        lambda = (estimacion par [4])
         curve(exp(-alpha*x^(beta)*exp(lambda*x)),add=TRUE, lty=4,col="green")
         legend("bottomleft", c("Masculino", "Feminino"), col = c("red", "green"),
117
                      bty = "n", lty = 1)
my. fit 3 <- survfit (Surv(aidsatual1$t0/180, aidsatual1$cens) ~ grupo2)
         plot(my. fit3, ylim=c(0,1), lty=c(1,3), lwd=c(2), col=c(1), xlab="Tempo (1,3), lwd=c(2), lw
                      semestres) ", ylab="Fun o de Sobreviv ncia", conf.int=FALSE, mark.time
                     =FALSE, cex. axis = 1.4, cex. lab = 1.4, bty="n")
                                       = \exp((\operatorname{estimacion} \operatorname{spar}[1] + \operatorname{estimacion} \operatorname{spar}[2] * 1))
         alpha
121
                                       = (estimacion par [3])
122 beta
lambda = (estimacion par [4])
|\text{curve}(\exp(-\text{alpha}*x^{(\text{beta})}*\exp(\text{lambda}*x)), \text{add=TRUE}, |\text{lty}=4, \text{col}="\text{red}")
                                       = \exp((\operatorname{estimacion} \operatorname{spar}[1] + \operatorname{estimacion} \operatorname{spar}[2] * 2))
125 alpha
                                       = (estimacion par [3])
        beta
126
         lambda = (estimacion \$par [4])
127
          curve(exp(-alpha*x^(beta)*exp(lambda*x)),add=TRUE, lty=4,col="green")
128
         legend ("bottomleft", c("Sim", "No"), col = c("red", "green"), bty = "n",
129
                      lty = 1
130
my. fit 4 <- survfit (Surv(aidsatual1$t0/180, aidsatual1$cens) ~ grupo4)
         plot (my. fit 4, ylim=c(0,1), lty=c(1,3), lwd=c(2), col=c(1), xlab="Tempo (1,3), lwd=c(2), lwd=c(2),
                      semestres) ", ylab="Fun o de Sobreviv ncia", conf.int=FALSE, mark.time
                     =FALSE, cex. axis = 1.4, cex. lab = 1.4, bty="n")
                                       = \exp((\operatorname{estimacion} \operatorname{spar}[1] + \operatorname{estimacion} \operatorname{spar}[2] * 1))
133 alpha
                                                (estimacion spar [3])
134
lambda = (estimacion par [4])
         curve(exp(-alpha*x^(beta)*exp(lambda*x)),add=TRUE, lty=4,col="red")
136
137 alpha
                                       = \exp((\operatorname{estimacion} \operatorname{spar}[1] + \operatorname{estimacion} \operatorname{spar}[2] * 2))
138 beta
                                       = (estimacion par [3])
        lambda = (estimacion \$par [4])
139
         curve(exp(-alpha*x^(beta)*exp(lambda*x)),add=TRUE, lty=4,col="green")
        legend("bottomleft", c("Sim", "N o"), col = c("red", "green"), bty = "n",
                      lty = 1
142
```

```
143 ###PARTE05
   alpha = 3.0688848 + (-0.8629787) + 1.0222198 + (-1.8881108)
   beta = 1.0246079
146
   sobreWeibull1= function(alpha, beta,x){
147
     \exp(-(x/alpha)^beta)
148
   }
149
150
   CSresidualModel <- -log(sobreWeibull1(tempo, alpha, beta))
   envelopeCS <- function(x){
     U
                  <- x
155
                  \leftarrow length(x)
156
     d2s
                  <- sort (U)
157
     xq2
                  <- qexp(ppoints(n))
158
                  \leftarrow matrix(0, 100, n)
     Xsim
159
     for (i in 1:100) {
160
       u2
                  \leftarrow \operatorname{rexp}(n)
161
        Xsim[i,] \leftarrow u2
162
     }
163
                  <- apply (Xsim, 1, sort)
     Xsim2
164
     d21
                  \leftarrow \operatorname{matrix}(0, n, 1)
165
     d22
                  \leftarrow \operatorname{matrix}(0, n, 1)
166
     for (i in 1:n) {
167
       d21[i] \leftarrow quantile(Xsim2[i,], 0.025)
168
        d22[i] <- quantile(Xsim2[i,], 0.975)
     }
170
                  <- apply (Xsim2, 1, mean)
     d2med
171
                  \leftarrow range (d2s, d21, d22)
172
     plot(xq2, d2s, xlab = quote("qe"),
173
           ylab = quote("qr"),
174
           pch = 20, ylim = fy)
175
     par(new = T)
176
     plot(xq2, d21, type = "l", ylim = fy, xlab = "", ylab = "")
177
     par(new = T)
178
     plot(xq2, d2med, type = "l", ylim = fy, xlab = "", ylab = "")
179
     par(new = T)
     plot(xq2, d22, type = "l", ylim = fy, xlab = "", ylab = "")
181
   }
182
183
   envelopeCS (CSresidualModel)
184
185
   res. Deviance <- residuals (mod, type="deviance")
186
   res. Deviance
187
   plot (res. Deviance, xlab="Observação", ylab="Residuo", main="Residuo"
       Deviance")
abline(h=0, lty=2)
```

5.5 Códigos da Atividade 5

```
require (survival)
 2 require (stats4)
 3 library (readxl)
 4 aidsatual <- read_excel("aidsatualcn.xlsx")
    temp<- aidsatual$t0/180
 6 cens <- aidsatual$cens
     sexo <- aidsatual$sex
     grupo <- aidsatual$gr
    leuc = as.data.frame(cbind(temp, cens, sexo, grupo)); leuc
    # Ajustando o modelo
11
12 fit 1 = coxph (Surv (temp, cens) ~ sexo, data=leuc, x = T)
13 summary (fit1)
14 names (fit1)
15 fit1 $loglik
16 fit 2 = coxph(Surv(temp, cens) ~ sexo + grupo, data=leuc, x = T)
17 summary (fit2)
18 fit 2 $ log lik
19
20 Ht=basehaz (fit 2, centered=TRUE)
21 tempos=Ht$time
22 H_0=Ht$hazard
_{23} | S_0 = \exp(-H_0) 
    round(cbind(tempos, S_0, H_0), digits=5)
     ss = survfit (coxph (Surv (temp, cens) ~ sexo + grupo), newdata = data.frame(
             sexo=0, grupo=0)
    S_0 = round(ss\$surv, digits=5)
_{28}|_{H_{-}0} = -\log(S_{-}0)
    round(cbind(ss\$time, S_0, H_0), digits=5)
30
    \# S(100|sexo=0 e grupo=3) = [S_0(100)] \exp(b_2*3)
    ## valor da linha 100 elevado ao exp(fit2$coefficients[2])
     par(mfrow=c(1,2), mar=c(4,4.5,3,0.5))
35
     plot(survfit(coxph(Surv(temp,cens) ~ sexo + grupo),
36
                                      newdata = \underline{data.frame} \left( sexo = c \left( 0, 0, 0, 0, 0 \right), grupo = c \left( 1, 2, 3, 4 \right) \right) \right),
37
                  lty = 1:4, col = c(4,2,6,7), xlab = "Tempo", ylab = "S(t | x)", main="
38
                          masculino")
    legend(90, 0.85, lty=c(1,2,3,4), col=c(4,2,6,7), c("grupo = 1", "grupo = 2","
              grupo = 3", "grupo = 4"), lwd=1, bty="n", cex=0.7)
     plot(survfit(coxph(Surv(temp,cens) ~ sexo + grupo),
41
                                       newdata=data.frame(sexo=c(1,1,1,1),grupo=c(1,2,3,4))),
42
                  lty = 1:4, col = c(4,2,6,7), xlab = "Tempo", ylab = "S(t | x)", main = "feminino" | ty = 1:4, col = c(4,2,6,7), xlab = "Tempo", ylab = "S(t | x)", main = "feminino" | ty = 1:4, col = c(4,2,6,7), xlab = "Tempo", ylab = "S(t | x)", main = "feminino" | ty = 1:4, col = c(4,2,6,7), xlab = "Tempo", ylab = "S(t | x)", main = "feminino" | ty = 1:4, col = c(4,2,6,7), xlab = "Tempo", ylab = "S(t | x)", main = "feminino" | ty = 1:4, col = c(4,2,6,7), xlab = c(4,2,2,6,7), xlab = c(4,2,2,6,7
43
```

```
44 legend ("topright", lty=c(1,2,3,4), col=c(4,2,6,7), c("grupo = 1","grupo = 2")
      ","grupo = 3","grupo = 4"), lwd=1, bty="n", cex=0.7)
45
46
47
  ####
48
49 ####
_{51} # Obtendo SO(t), HO(t) e aO(t) —
52
  ss = survfit (coxph (Surv (temp, cens) ~ sexo + grupo), newdata = data.frame(
      sexo=0, grupo=0)
|s0| = round(ss\$surv, digits=5)
_{56} | H0 = -\log (s0)
|x| = as.matrix(H0)
|n| = nrow(x)
_{59} | a0 = rep(0,n)
60
  for (i in 1:n) {
    a0[i] = H0[i+1] - H0[i]
63
64
  alpha0 = c(H0[1], a0[1:(n-1)])
                                     # Sera usado apenas para construir o
65
      grafico da funcao de risco
  round (cbind (ss$time, s0, alpha0, H0), digits=5)
67
  # Graficos das funcoes de risco estimadas pelo modelo de Cox-
68
70 \mid tt = sort(temp)
aux1 = as.matrix(tt)
n = nrow(aux1)
|aux2| = as.matrix(cbind(ss\$time, alpha0))
74 alpha00 = rep(min(aux2[,2]),n)
75
76 for (i in 1:n) {
   if (tt[i] > min(aux2[,1])) {
      i1 = aux2[,1] <= tt[i]
       alpha00[i] = max(aux2[i1,2])
79
    }
80
81 }
82 #####
83 #####
84 ####
85 ####
86 ####
87 | ############################# ADICIONAR PARA RISCO 1 E RISCO 2
ss | talpha0 = cbind(tt, alpha00)
89 b = fit 2 $ coefficients
```

```
90 | b1 = b[1]
|b| b2 = b[2]
92 | risco1 = alpha00*\exp((b2*1)) # risco estimado para x1=0 e x2=3 #
|\text{gs}| \text{risco2} = \text{alpha00*exp}((b2*2)) \# \text{risco} \text{ estimado para x1=0 e x2=4} \#
94 risco3 = alpha00*exp((b2*3)) # risco estimado para x1=0 e x2=3 #
  risco4 = alpha00*exp((b2*4)) # risco estimado para x1=0 e x2=4 #
95
96
  par(mfrow=c(1,2), mar=c(4,4.5,3,0.5))
97
   plot(risco1, type="s", lty=1, ylim=range(c(0,3.5)), col=4,
99
        xlab="Tempo", ylab="Risco estimado", main="masculino")
  lines(risco2, type="s", lty=2, col=2)
   lines(risco3, type="s", lty=3, col=6)
  lines(risco4, type="s", lty=4, col=7)
  legend("topleft", lty=c(1,2,3,4), col=c(4,2,6,7), c("grupo = 1", "grupo = 2",
      "grupo = 3", "grupo = 4"), lwd=1, bty="n", cex=0.7)
| \text{risco} | \text{risco} | 1 = \text{alpha} | 00 \times \exp((b1 \times 1) + (b2 \times 1))  # risco estimado para x1=1 e x2 = 1
  risco22 = alpha00*exp((b1*1) + (b2*2)) \# risco estimado para x1=1 e x2 = 2
   risco33 = alpha00*exp((b1*1) + (b2*3)) \# risco estimado para x1=1 e x2 = 3
   risco44 = alpha00*exp((b1*1) + (b2*4)) # risco estimado para x1=1 e x2 = 4
109
      #
   plot(risco11, type="s", lty=1, col=4, ylim=range(c(0,3.5)),
111
        xlab="Tempo", ylab="Risco estimado", main="feminino")
112
  lines (risco22, type="s", lty=2, col=2)
  lines (risco33, type="s", lty=3, col=6)
  lines (risco44, type="s", lty=4, col=7)
  legend("topleft", lty=c(1,2,3,4), col=c(4,2,6,7), c("grupo = 1", "grupo = 2","
      grupo = 3", "grupo = 4"), lwd=1, bty="n", cex=0.7)
117
  res. Martingale <- residuals (fit2, type="martingale")
118
  res. Martingale
119
   plot (res. Martingale, xlab="Observação", ylab="Residuo", main="Residuo"
      Martingale")
  abline (h=0, lty=2)
121
res. Deviance <- residuals (fit2, type="deviance")
  res. Deviance
124
plot (res. Deviance, xlab="Observação", ylab="Residuo", main="Residuo"
      Deviance")
  abline(h=0, lty=2)
127
res. Scaledsch <- residuals (fit2, type="scaledsch")
129 res. Scaledsch
|\cos|\cos z \sinh(\sin 2)
```

```
par(mfrow=c(1,2), mar=c(4,4.5,3,0.5))
   plot(cox.zph(fit2))
   mtext("Residuos Escalonados de Schoenfeld", side=3, font=2, line=-2, outer=
      TRUE, cex = 1.3)
134
  #### 77.85105 ##### VALOR OBTIDO NA LISTA 3
135
   estim < 77.85105
136
   teststat <- 2*(estim-fit2$loglik)
137
   teststat
138
  p.val <- pchisq(teststat, df = 1, lower.tail = FALSE);p.val
139
   teststat <- 2*(estim-fit1$loglik)
   teststat
142
  p.val <- pchisq(teststat, df = 1, lower.tail = FALSE);p.val
143
144
145
146
147
   logLik <- function(a,b,c){
     -\text{sum}(a+b*\text{sexo}+c*\text{grupo}) + \text{sum}(\text{temp}*(\text{exp}(a+b*\text{sexo}+c*\text{grupo})))
150 }
  #### Ajustando o modelo
152
153 # -
  v = mle(logLik, start=list(a=0.5, b=-1, c=0.3), method=c("BFGS")); v
mi = coef(v)[1]
a1 = coef(v)[2]
  a2 = coef(v)[3]
  confint (v)
158
  vcov(v)
159
|\text{par}(\text{mfrow}=\text{c}(1,2), \text{mar}=\text{c}(4,4.5,3,1.5))|
161
  ##### Comparando os riscos
162
163 #### -
164 #### POR GRUPO
  length (sexo)
166 | temp1 = 0
  for(x in sexo){
167
     if (x == 1){
168
       temp1 = temp1+1
     }
170
171
  temp2 = length(sexo) - temp1
| \sec 2 < - \operatorname{rep}(1,0) |
```

```
gr1 \leftarrow rep(1,0)
   gr2 < - rep(1,0)
179
   k <- length (sexo)
180
   i < 0
181
   for (i in 1:k) {
182
     if(sexo[i]==1){
183
        o <- sexo[i]
184
        sex1 \leftarrow append(sex1, o)
185
        p <- grupo[i]
186
        gr1 \leftarrow append(gr1,p)
     }else{
        o <- sexo[i]
        sex2 \leftarrow append(sex2, o)
190
       p <- grupo [i]
191
        gr2 \leftarrow append(gr2, p)
192
193
   }
194
195
   risk <- function (temp1) {
196
     risk1 = 0
     i = 0
198
     for (i in 1:temp1) {
199
        risk1[i] = exp(mi + a1*sex1[i] + a2*gr1[i])
200
     }
201
     risk1
202
   }
203
204
   riskf1 = risk(temp1)*10
206
   risk2 <- function(temp2){
207
     risk2 = 0
208
     for (i in 1:temp2) {
209
        risk2[i] = exp(mi + a1*sex2[i] + a2*gr2[i])
210
211
     \operatorname{risk} 2
212
   }
213
   riskf2 = risk2(temp2)*10
215
216
   plot (riskf2, type="s",
217
         xlab="Observa es", ylab= "Risco Estimado",
218
         lty=1,lwd=2, col="blue", ylim=c(0,10), xlim=c(0,40),
219
         main="Compara oo de dois grupos")
220
   lines(riskf1, type= "s", lty=1, lwd=2, col="red")
221
   legend ("bottomleft", lty=c(1,1), col=c("blue", "red"), c("Feminino", "
       Masculino"),
           lwd=2, bty="n", cex=0.7)
224
```

```
225
   ##### POR PACIENTE
226
227
   risk1 <- function(temp1){
228
     risk1 < -0
229
     for(i in 1:temp1){
230
       risk1[i] = exp(mi + a1*sex1[i] + a2*2)
231
     }
232
     risk1
233
   }
234
   riskf1 = risk1(temp1)*10
   risk2 <- function (temp2) {
238
     risk2 < -0
239
     for(i in 1:temp2){
240
       risk2[i] = exp(mi + a1*sex2[i] + a2*4)
241
     }
242
     risk2
243
   }
244
245
   riskf2 = risk2(temp2)*10
246
247
   plot(riskf1, type="s",
248
        xlab="Observa es", ylab= "Risco Estimado",
249
        lty=1, lwd=2, col="red", ylim=c(0,10),
        main="Compara o de 2 pacientes")
251
   lines(riskf2, col="blue", type= "s", lwd=2)
252
   legend("bottomleft", lty=c(1,1), col = c("red","blue"),
          c("grupo=2 com Masculino", "Grupo=4 com Feminino"),
          lwd = 2, bty = "n", cex = 0.7)
```