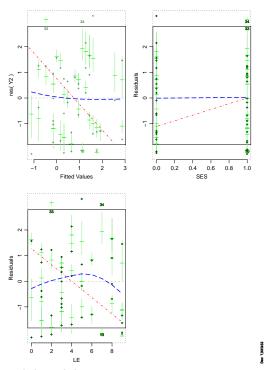
b) Die Residuenplots

Angewandte Regression — Musterlösungen zur Serie 11

```
1. a) Diese Aufgabe haben wir schon in der letzten Serie gemacht. Diesesmal beützen wir
      regr().
       d.mental <- read.table("http://stat.ethz.ch/Teaching/Datasets/WBL/mental.dat",head</pre>
      d.mental$Y2 <- ordered(d.mental$Y,levels=c("Well","Mild","Moderate","Impaired"))</pre>
      r.mantel <- regr(Y2~SES+LE,data=d.mental,family="ordered")</pre>
      summary(r.mantel)
      > Call:
      regr(formula = Y2 ~ SES + LE, data = d.mental, family = "ordered")
      Fitting function polr
      Terms:
            coef stcoef signif R2.x df p.value
      SES -1.111 -0.560 -0.896 NA 1 0.064
      LE 0.319 0.872 1.298 NA 1 0.005
      Intercepts:
                         Value Std. Error
      Well|Mild
                         -0.282
                                     0.642
                         1.213
                                     0.661
      Mild|Moderate
      Moderate|Impaired 2.209
                                     0.721
      Family is ordered. Dispersion parameter taken to be 1.
      AIC: NULL
      Factor(s) with two levels converted to 0-1 variable(s):
        SES
      0 "0"
      1 "1"
```

Y2~SES + LE



sind akzeptabel:

(7.12.09)

- die Glättungskurve im TA ist fast mit der Nullline identitisch.
- die Glättungskurve im LE-Residuen-Plot ist nach unten gekrümmt, aber kann als aktzeptal betrachtet werden.

2. Die Daten werden eingelesen:

Fitting function lm

Terms:

Coefficients for factors:

\$Spool

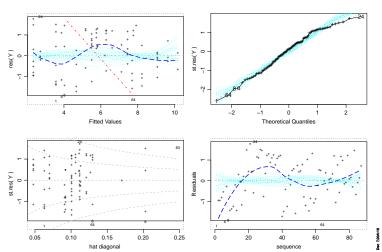
St.dev.error: 1.1 on 78 degrees of freedom
Multiple R^2: 0.819 Adjusted R-squared: 0.8
F-statistic: 44.1 on 8 and 78 d.f., p.value:
Alle Eingangsvariablen sind signifikant.

Residuenalyse:

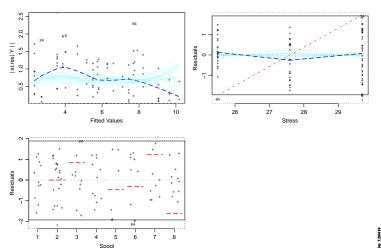
- TA: die Glättungskurve ist eine Wellenlinie
- Streuungsdiagramm: die Glättungskurve ist fallend
- QQ-Plot: der QQ-Plot passt nicht optimal, ist eher kurzschwänziger
- Leverage-Plot: wenige Daten haben einen grösseren Hebelarm.
- Unabhängigkeit: ist verletzt
- Eingangsvariablen-Residuen: akzeptabel

Die Annahmen nicht erfüllt.

Residual Analyse 1



Residual Analyse 2



- b) Die empirische Survival-Funktion $\hat{S}(x)$ lässt sich zb wie folgt bestimmen
 - d.kevlar\$index <- 1</pre>
 - g.kelvar <- split(d.kevlar,d.kevlar\$Stress)</pre>
 - h.kevlar1 <- NULL
 - h.kevlar1<-cumsum(g.kelvar\$'29.7'\$index)/length(g.kelvar\$'29.7'\$index)
 - h.kevlar1<-c(h.kevlar1,cumsum(g.kelvar\$'27.6'\$index)/

length(g.kelvar\$'27.6'\$index))

h.kevlar1<- c(h.kevlar1,cumsum(g.kelvar\$'25.5'\$index)/ length(g.kelvar\$'25.5'\$index))

d.kevlar\$survprop <- 1-h.kevlar1</pre>

Den Plot machen wir mit

plot(~log(Failure)+log(-log(survprop)),data=d.kevlar,
 pch=as.numeric(as.factor(Stress)))

d) Wir fassen zusammen (siehe dazu auch Skript 18.1.d ybd 18.1.g):

summary(r.kevlar)

> Call:

survreg(formula = Surv(Failure, rep(1, nrow(d.kevlar))) ~ Stress +
 Spool, data = d.kevlar)

	Value	Std. Error	z	р
(Intercept)	31.087	1.5214	20.43	8.42e-93
Stress	-0.835	0.0532	-15.71	1.21e-55
Spool2	-2.051	0.3181	-6.45	1.14e-10
Spool3	-2.812	0.3708	-7.58	3.37e-14
Spool4	0.534	0.3622	1.47	1.41e-01
Spool5	-1.245	0.4589	-2.71	6.67e-03
Spool6	-1.507	0.3866	-3.90	9.69e-05
Spool7	-3.296	0.3853	-8.55	1.19e-17
Spool8	-0.618	0.3617	-1.71	8.74e-02
Log(scale)	-0.167	0.0868	-1.92	5.44e-02

Scale= 0.846

Weibull distribution

Loglik(model) = -631 Loglik(intercept only) = -709

Chisq= 155 on 8 degrees of freedom, p= 0

Number of Newton-Raphson Iterations: 7

n= 87

Alle Variablen sind signifikant.

```
\label{eq:lineare-Regression} \text{Lineare-Regression aus a):} \qquad \log(\texttt{Failure}) = \beta_o + \beta_1 \texttt{Stress} + \beta_2 \texttt{Spool} + \epsilon,
```

 $p_{2} = p_{0} + p_{1} = p_{2} = p_{2} = p_{2}$

 $\epsilon \sim$ Standard-Normal verteilung

Weilbull-Regression: $\log(\text{Failure}) = \beta_o + \beta_1 \text{Stress} + \beta_2 \text{Spool} + \epsilon$,

 $\epsilon \sim$ Standard-Gumbel-Regression

dh, die beiden Regression unterscheiden sich in der Annahme der Fehlerverteilung.

e) Die Residuenplots

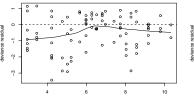
```
par(mfrow=c(2,2))
```

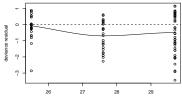
```
abline(h=0, lty=2)
```

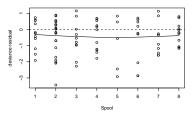
```
abline(h=0, lty=2)
```

xlab='Spool', ylab='deviance residual abline(h=0, lty=2)

Die







Glättungskurven sind bedeutend glätter als bei a).

3. a) Da wir am Mittelwert interessiert sind, benützen wir für die Regressionformel $Y\sim 1$: library(MASS)

```
d.ertrag <- c(35.6, 34.9, 36.0, 30.2, 36.2, 35.6, 35.8, 35.9, 36.1)
```

```
r.ertrag <- rlm(Y~1,data.frame(Y=d.ertrag))</pre>
```

```
— Angewandte Regression — Musterlösungen zur Serie 11 —
(7.12.09)
      (s.ertrag <- summary(r.ertrag))</pre>
      s.mu <- s.ertrag$coefficients[1,1]</pre>
      s.stdev <- s.ertrag$coefficients[1,2]</pre>
      t.qt <- qt(0.975,length(d.ertrag)-1)</pre>
      (r.intervall <- s.mu+c(-1,1)*t.qt*s.stdev)</pre>
      Call: rlm(formula = Y ~ 1, data = data.frame(Y = d.ertrag))
      Residuals:
           Min
                      1Q
                                                 Max
                           Median
      -5.53414 -0.13414 0.06586 0.26586 0.46586
      Coefficients:
                   Value
                           Std. Error t value
      (Intercept) 35.7341 0.1610 221.9895
      Residual standard error: 0.3944 on 8 degrees of freedom
      > [1] 35.36294 36.10535
      Das klassische 95\%-Konfidenzintervall ist viel grösser als das robuste Konfidenzintervall.
      t.test(d.ertrag)$conf.int
      33.68898 36.59990
   b) plot(d.ertrag)
      abline(h=s.mu, lty=1)
      abline(h=mean(d.ertrag), lty=2)
```

