

Siehe Statlect Link

Likelihood:

Summe $\rightarrow \prod^n (2\pi\sigma^2)^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{\overbrace{(x_i - \mu)^2}^{\text{residuen}}}{\sigma^2}\right)$

In unserem Bsp: $\sigma^2 = \exp(z_i' \gamma)^2$

covariate \uparrow gamma parameter vector
vector

Wir rechnen aber die 1. Ableitung "Steigung" für jeden Punkt n aus. Daher lasse ich die Summe beim Ableiten wegr.

Log Likelihood = $\ln(\text{"Likelihood"})$

$$\ln \left[(2\pi \exp(z \cdot \gamma)^2)^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{u^2}{\exp(z \cdot \gamma)^2}\right) \right]$$

\nwarrow
vector

\nwarrow residuen

Bsp ohne Vector schreibweise: 1 covariate Gamma \rightarrow intercept + slope

$$\ln \left[(2\pi \exp(\gamma_0 z_0 + \gamma_1 z_1)^2)^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{u^2}{\exp(\gamma_0 z_0 + \gamma_1 z_1)^2}\right) \right]$$

\uparrow immer 1 für intercept

1. Ableitung nach y_0

Substitution: $v = \text{residuen}$, $x = y_0$, $z = z_0$, $q = z_1$, $w = y_1$
für Ableitungsrechner der nur nach x ableiten kann

$$\rightarrow \ln \left[(2\pi \exp(y_0 \cdot z_0 + y_1 \cdot z_1))^{\frac{1}{2}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{v^2}{\exp(y_0 \cdot z_0 + y_1 \cdot z_1)}\right) \right]$$

\uparrow immer 1 für intercept $\quad \uparrow$

Substituiert vor Ableitung

$$\rightarrow \ln \left[(2\pi \exp(x \cdot z + q \cdot w))^{\frac{1}{2}} \cdot \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{v^2}{\exp(x \cdot z + q \cdot w)}\right) \right]$$

1. Ableitung nach y_0 laut Ableitungsrechner

$$v^2 z \cdot e^{-2(zx + qw)} \quad -2$$

$$v^2 \cdot z_0 \cdot e^{-2(z_0 \cdot y_0 + z_1 \cdot y_1)}$$

Matrix Schreibweise:
 $z \cdot y$
egal ob nach y_0, y_1, y_2, y_3

abgeleitet wird, diese "bleiben" immer in der Formel

für Ableitung nach $y_0 \rightarrow z_0$

$y_1 \rightarrow z_1$

$y_2 \rightarrow z_2$

ist somit der Index des abgeleiteten Gamma Koeffizient vom covariate Vektor z