

Parameterschätzung für die Verallgemeinerte Extremwertverteilung

(Teil II)

Modelling Extremal Events (Kapitel 6.4.2 – Methoden 1 und 2)

DEF (GEV): Die Verallgemeinerte Extremwertverteilung ist gegeben durch

$$H_{\xi;\mu,\psi}(x) = \exp \left\{ - \left(1 + \xi \frac{x-\mu}{\psi} \right)^{-1/\xi} \right\}, \quad x > \mu - \frac{\psi}{\xi}$$

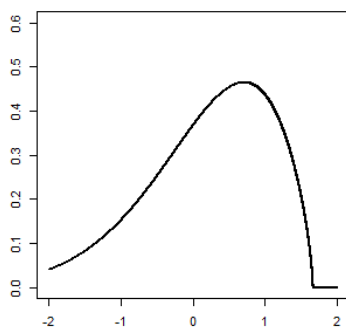
mit Lageparameter μ , Skalierungsparameter ψ und Formparameter ξ .

- Weibullverteilung Ψ_α , $\alpha := -\frac{1}{\xi}$ für $\xi < 0$

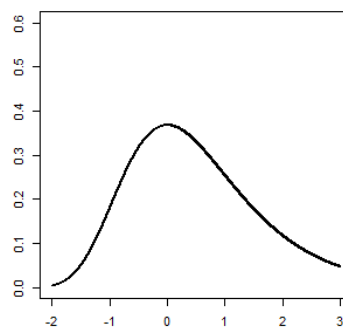
Verteilungen mit endlichem rechtem Endpunkt

- Gumbelverteilung Λ für $\xi = 0$
- Fréchetverteilung Φ_α , $\alpha := \frac{1}{\xi}$ für $\xi > 0$

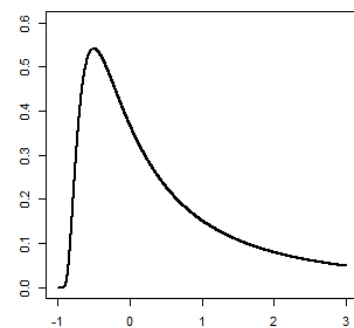
Verteilungen mit schwerem Tail



Weibull



Gumbel



Fréchet

DEF: Sind Z_1, Z_2, \dots i.i.d. $\sim G$. Dann gehört G zum *maximalen Anziehungsbereich* der Verteilungsfunktion H (d.h. $G \in MDA(H)$), wenn es $c_n > 0, d_n \in \mathbb{R}$ gibt mit

$$\frac{1}{c_n} \left(\max_{i \leq n} Z_i - d_n \right) \xrightarrow{d} H$$

THEOREM (FISHER-TIPPETT): $H_{\xi;\mu,\psi}$ sind die einzigen nicht-degenerierten Verteilungen, die einen maximalen Anziehungsbereich besitzen.

ZIEL: Aus einer Stichprobe (von Maxima) wollen wir den Formparameter ξ schätzen.

Methode 1: Pickands-Schätzer

GEGEBEN: X_1, X_2, \dots, X_n unabhängig identisch verteilt gemäß $F \in MDA(H_\xi)$

GESUCHT: Schätzer für Formparameter ξ

MOTIVATION: Charakterisierung von Verteilungen in $F \in MDA(H_\xi)$ durch Theorem 3.4.5:

$$F \in MDA(H_\xi) \Leftrightarrow \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{U(tx) - U(t)}{U(ty) - U(t)} = \begin{cases} \frac{x^\xi - 1}{y^\xi - 1}, & \xi \neq 0 \\ \frac{\ln x}{\ln y}, & \xi = 0 \end{cases} \quad \text{f. a. } x, y > 0$$

DEF: Sei X_1, X_2, \dots, X_n i.i.d. $\sim F \in MDA(H_\xi)$ und $X_{n,n}, \dots, X_{1,n}$ die entsprechende geordnete Stichprobe. Dann ist

$$\hat{\xi}_{k,n}^{(P)} := \log_2 \frac{X_{k,n} - X_{2k,n}}{X_{2k,n} - X_{4k,n}}$$

der *Pickands-Schätzer* für den Formparameter ξ .

THEOREM: Sei $(k) := (k_n)_{n \in \mathbb{N}}$ eine Folge, dann hat der Pickands-Schätzer $\hat{\xi}_{k,n}^{(P)}$ die folgenden Eigenschaften:

- 1) Für $k \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty, \frac{k}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ gilt: $\hat{\xi}_{k,n}^{(P)} \xrightarrow{P} \xi$ (schwache Konsistenz)
- 2) Für $\frac{k}{\ln \ln n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty, \frac{k}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ gilt: $\hat{\xi}_{k,n}^{(P)} \xrightarrow{\text{f.s.}} \xi$ (starke Konsistenz)
- 3) Für zusätzliche Bedingungen an k und F gilt:

$$\sqrt{k}(\hat{\xi}_{k,n}^{(P)} - \xi) \xrightarrow{d} N(0, v(\xi))$$

(asymptotische Normalität)

Methode 2: Hill-Schätzer

GEGEBEN: X_1, X_2, \dots, X_n (unabhängig) identisch verteilt gemäß $F \in MDA(\Phi_\alpha)$

GESUCHT: Schätzer für Formparameter $\alpha (= \xi^{-1})$

MOTIVATION: Charakterisierung von Verteilungen in $F \in MDA(\Phi_\alpha)$ durch Theorem 3.3.7:

$$F \in MDA(\Phi_\alpha) \Leftrightarrow \bar{F}(x) = x^{-\alpha} L(x), \text{ mit } L \text{ langsam variierend}$$

und Erinnerung an Kapitel 3.3.1:

Funktionen aus $MDA(\Phi_\alpha)$ sind „Pareto-ähnlich“, d.h.:

$$\bar{F}(x) \sim Cx^{-\alpha}, \quad \text{für } x \rightarrow \infty$$

Dann finde MLE für C und α .

DEF: (X_n) strikt stationär mit Randverteilung $F \in MDA(\Phi_\alpha)$ und $X_{n,n}, \dots, X_{1,n}$ die entsprechende geordnete Stichprobe. Dann ist

$$\hat{\alpha}_{k,n}^{(H)} := \left(\frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \ln X_{j,n} - \ln X_{k,n} \right)^{-1}$$

der *Hill-Schätzer* für den Formparameter α .

THEOREM: Sei $(k) := (k_n)_{n \in \mathbb{N}}$ eine Folge, dann hat der Hill-Schätzer $\hat{\alpha}_{k,n}^{(H)}$ die folgenden Eigenschaften:

- 1) Für (X_n) schwach abhängig, linearer Prozess oder unabhängig identisch verteilt und $k \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty$, $\frac{k}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ gilt:

$$\hat{\alpha}_{k,n}^{(H)} \xrightarrow{P} \alpha \quad (\text{schwache Konsistenz})$$

- 2) Für (X_n) unabhängig identisch verteilt und $\frac{k}{\ln \ln n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \infty$, $\frac{k}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$ gilt:

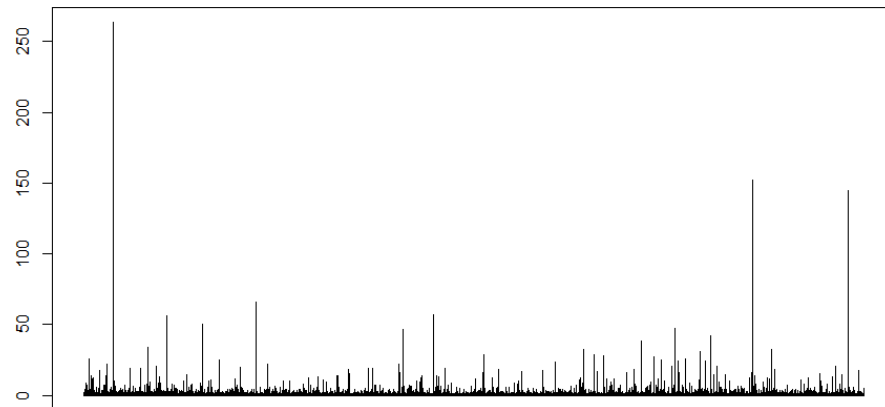
$$\hat{\alpha}_{k,n}^{(H)} \xrightarrow{\text{f.s.}} \alpha \quad (\text{starke Konsistenz})$$

- 3) Für zusätzliche Bedingungen an k und F gilt:

$$\sqrt{k}(\hat{\alpha}_{k,n}^{(H)} - \alpha) \xrightarrow{d} N(0, \alpha^2) \quad (\text{asymptotische Normalität})$$

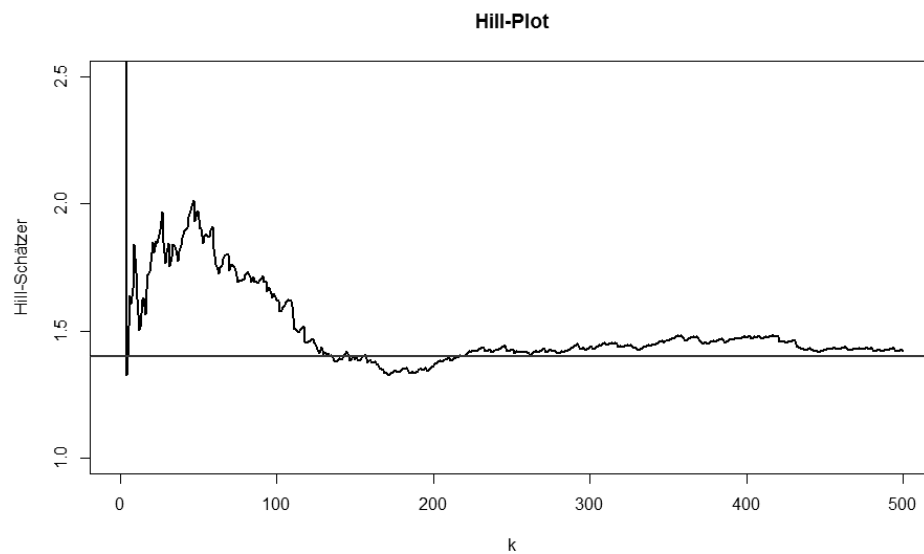
Anwendung (Dänische Feuerschäden)

DATEN: ca. 2100 Schäden über 1 Million dänische Kronen in den Jahren 1980-1990
(<http://www.macs.hw.ac.uk/~mcneil/ftp/DanishData.txt>)



Schadenhöhe

ANALYSE: Berechne Hill-Schätzer $\hat{\alpha}_{k,n}^{(H)}$ für verschiedene k und erstelle *Hill-Plot*:



Wähle $\hat{\alpha}$ aus möglichst „stabilem“ Bereich.

Ausführlichere Analyse dieser Daten in: <http://www.macs.hw.ac.uk/~mcneil/ftp/astin.pdf>