

# 5 Punktschätzung

Zoltán Zomotor

Versionsstand: 5. Februar 2015, 13:50

Die nummerierten Felder bitte während der Vorlesung ausfüllen.



This work is licensed under the Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 3.0 Germany License. To view a copy of this license, visit <http://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/3.0/de/> or send a letter to Creative Commons, 171 Second Street, Suite 300, San Francisco, California, 94105, USA.

Bitte hier notieren, was beim Bearbeiten unklar geblieben ist:

## Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Grundbegriffe	2
3	Maximum-Likelihood-Prinzip	5
4	Übungsaufgaben	8

### 1 Einleitung

- Unbekannter Parameter  $\theta$  soll auf Basis einer Stichprobe geschätzt werden.

- Schätzwert:  $\hat{\theta}$

- Vorgehen: Verwendung einer *Schätzfunktion* 3 \_\_\_\_\_

⇒ Schätzwert 4 \_\_\_\_\_ ist Realisierung der Zufallsvariablen 5 \_\_\_\_\_

Im Folgenden werden wir Kriterien kennenlernen, um Schätzfunktionen zu beurteilen und zu konstruieren. Wir gehen immer, falls nichts anderes gesagt wird, von einer einfachen Stichprobe aus, das heißt  $X_1, \dots, X_n$  sind i.i.d.

**2 Grundbegriffe [Pap11, Teil III, Kapitel 3.2]**

**Erwartungstreue**

- Eine Schätzfunktion 6 \_\_\_\_\_  
|  
 heißt *erwartungstreu* oder *unverzerrt* für  $\vartheta$ , falls: 7 \_\_\_\_\_  
|

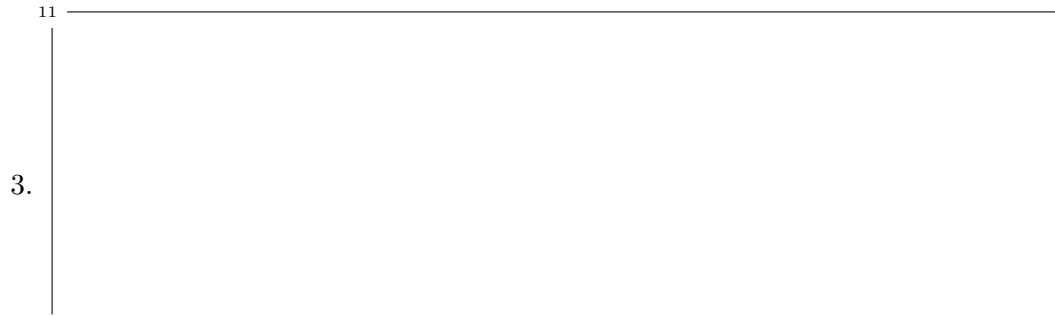
- Falls nur gilt 8 \_\_\_\_\_  
|  
 so heißt  $\hat{\theta}$  *asymptotisch erwartungstreu* für  $\vartheta$ .

- **Beispiel** Wir untersuchen folgende Funktionen auf Erwartungstreue:

$$\hat{\theta}_1 = \bar{X}, \quad \hat{\theta}_2 = \frac{X_1 + X_n}{2}, \quad \hat{\theta}_3 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n X_i$$

1. 9 \_\_\_\_\_  
|

2. 10 \_\_\_\_\_  
|

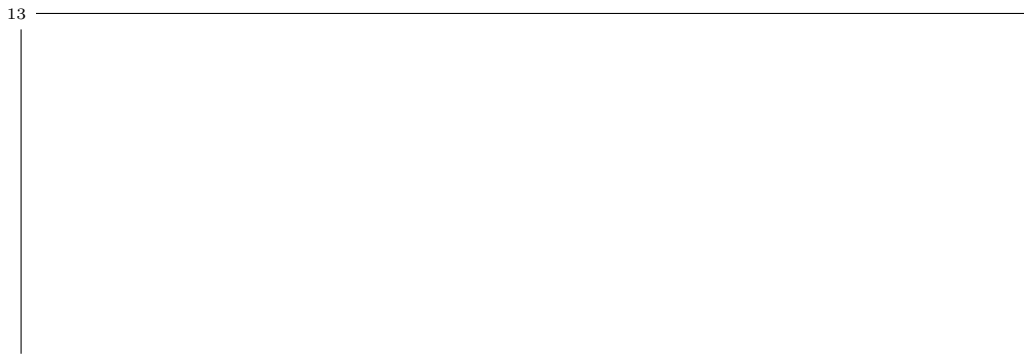


**Wirksamkeit**

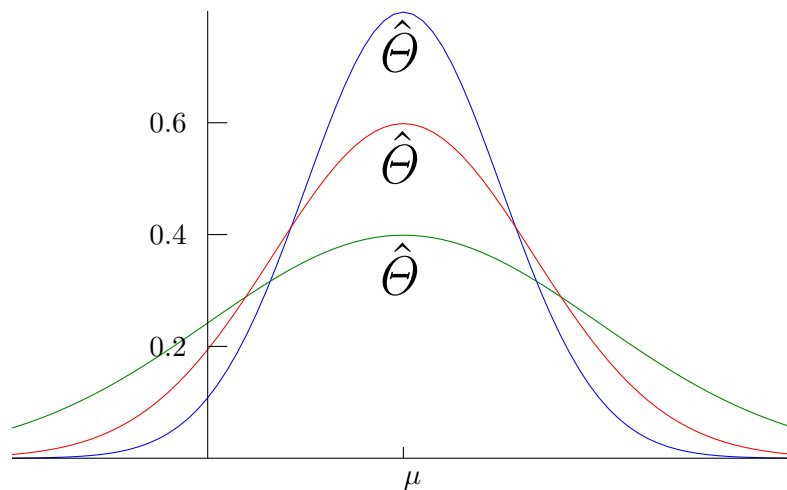
- Welche der erwartungstreuen Schätzfunktionen ist „besser“?
- Von zwei erwartungstreuen Schätzfunktionen  $\hat{\theta}_1$  und  $\hat{\theta}_2$  für  $\vartheta$  heißt  $\hat{\theta}_1$  *wirksamer* als  $\hat{\theta}_2$ , falls:



- **Beispiel:**



**Erwartungstreue und Wirksamkeit**



Verteilung von $G$	$\vartheta$	wirksamste erwartungstreue Schätzfunktion
unbekannt	$\mu$	
$B(1, p)$	$p (= \mu)$	
$N(\mu, \sigma)$ , $\sigma$ bekannt / unbekannt	$\mu$	
$N(\mu, \sigma)$ , $\mu$ bekannt	$\sigma^2$	
$N(\mu, \sigma)$ , $\mu$ unbekannt	$\sigma^2$	

### Konsistente Schätzfunktionen

- Eine Folge von Schätzfunktionen  $\hat{\Theta}_1, \hat{\Theta}_2, \dots, \hat{\Theta}_n$  gemäß

15

|

heißt *konsistent* für  $\vartheta$ , wenn für alle  $c > 0$  gilt:

16

|

Das heißt, die Wahrscheinlichkeit,  $\vartheta$  deutlich zu verfehlen, geht gegen 0.

- Mit der Tschebyscheff-Ungleichung

$$P(|X - E(X)| \geq c) \leq \frac{\text{Var}(X)}{c^2}$$

ergibt sich die hinreichende Konsistenzbedingung:

17

|

- Beispiel: Ist  $\bar{X}_n$  konsistent für  $\mu$ ?

18

|

### 3 Maximum-Likelihood-Prinzip [Pap11, Teil III, Kapitel 3.3]

**Gegeben:**

- Ergebnis einer einfachen Stichprobe  $\left| \begin{array}{l} 19 \\ \hline \end{array} \right.$
- Likelihoodfunktion  $\left| \begin{array}{l} 20 \\ \hline \end{array} \right.$

**Beispiel:**

- $G \sim B(1, p) \Rightarrow f_i(x_i) = \left| \begin{array}{l} 21 \\ \hline \end{array} \right.$
  - $p$  ist unbekannt
  - Einfache Stichprobe mit  $n = 2$
- $\Rightarrow$  Likelihoodfunktion:
- $\left| \begin{array}{l} 22 \\ \hline \end{array} \right.$
- Stichprobenergebnis  $(0, 1) \Rightarrow \left| \begin{array}{l} 23 \\ \hline \end{array} \right.$

**Gesucht:**

Schätzwert  $\hat{\vartheta}$ , der „am besten zu  $(x_1, \dots, x_n)$  passt“.

**Maximum-Likelihood-Prinzip** (ML-Prinzip):

- Wähle  $\hat{\vartheta}$  so, dass für alle möglichen  $\vartheta$ -Werte gilt:  $\left| \begin{array}{l} 24 \\ \hline \end{array} \right.$
  - Maximierung: 1. Ableitung zu Null setzen und 2. Ableitung  $< 0$  prüfen.
  - Maximierung für:
    - konkretes Stichprobenergebnis (zum Beispiel  $(0, 1)$ )
- $\left| \begin{array}{l} 25 \\ \hline \end{array} \right.$

– allgemeines Stichprobenergebnis (zum Beispiel  $(x_1, x_2)$ )

26 \_\_\_\_\_  
 |

- Maximierung der <sup>27</sup> \_\_\_\_\_ Likelihoodfunktion liefert das selbe Ergebnis, ist aber oft einfacher:

28 \_\_\_\_\_  
 |

Das ist möglich, weil <sup>29</sup> \_\_\_\_\_ streng monoton mit  $x$  wächst.

**Typische Vorgehensweise bei der ML-Schätzung**

1. Likelihoodfunktion aufstellen: <sup>30</sup> \_\_\_\_\_  
 |

2. gegebenenfalls <sup>31</sup> \_\_\_\_\_  
 |

3. Erste Ableitung nullsetzen: <sup>32</sup> \_\_\_\_\_  
 |

4. Vorzeichen der zweiten Ableitung prüfen: <sup>33</sup> \_\_\_\_\_  
 |

Achtung: Lösung *meist* per Ableitung, es gibt aber Ausnahmen!

**Beispiel Seite 5:**  $f(x_1, x_2|p) = p^{x_1+x_2}(1-p)^{2-x_1-x_2}$  bzw.  $f(0, 1|p) = p - p^2$

- Konkreter Schätzwert: <sup>34</sup> \_\_\_\_\_  
 |

- Schätzfunktion: Logarithmieren sinnvoll

– Logarithmieren:

35

– Ableiten und nullsetzen:

36

– 2. Ableitung prüfen:

37

**Maximum-Likelihood-Schätzfunktionen**

Verteilung von $G$	$\vartheta$	ML-Schätzfunktion
$B(1, p)$	$p (= \mu)$	
$Exp(\lambda)$	$\mu$	
$Exp(\lambda)$	$\sigma^2$	
$P(\mu)$	$\mu$	
$N(\mu, \sigma), \sigma$ bekannt / unbekannt	$\mu$	
$N(\mu, \sigma), \mu$ bekannt	$\sigma^2$	
$N(\mu, \sigma), \mu$ unbekannt	$\sigma^2$	

**Hilfreicher Satz für ML-Schätzung:**

Ist  $h$  eine *streng monotone* Funktion und ist  $\hat{\theta}$  eine Maximum-Likelihood-Schätzfunktion für den Parameter  $\vartheta$ , so ist die Stichprobenfunktion  $h(\hat{\theta})$  eine Maximum-Likelihood-Schätzfunktion für den transformierten Parameter  $h(\vartheta)$ .

- Hinweis:  $h$  kann streng monoton wachsend oder fallend sein.
- Beispiele:

- $\hat{\theta}$  ML-Schätzfunktion für  $\sigma^2 \Rightarrow$  <sup>39</sup> \_\_\_\_\_ ML-Schätzfunktion für  $\sigma$
- Ist  $G \sim \text{Exp}(\lambda)$ , so ist  $\frac{1}{\bar{X}}$  ML-Schätzfunktion für  $\lambda$ . Grund:

<sup>40</sup> \_\_\_\_\_

\_\_\_\_\_

**4 Übungsaufgaben**

Aufgabenblatt und [Pap11, Seite 641f: Zu Abschnitt 2 alle Aufgaben, zu Abschnitt 3 Aufgaben 1),2),3)].

**Literatur**

- [Pap11] Lothar Papula. *Mathematik für Ingenieure und Naturwissenschaftler*. 6. Auflage. Bd. 3. Vieweg + Teubner, 2011.