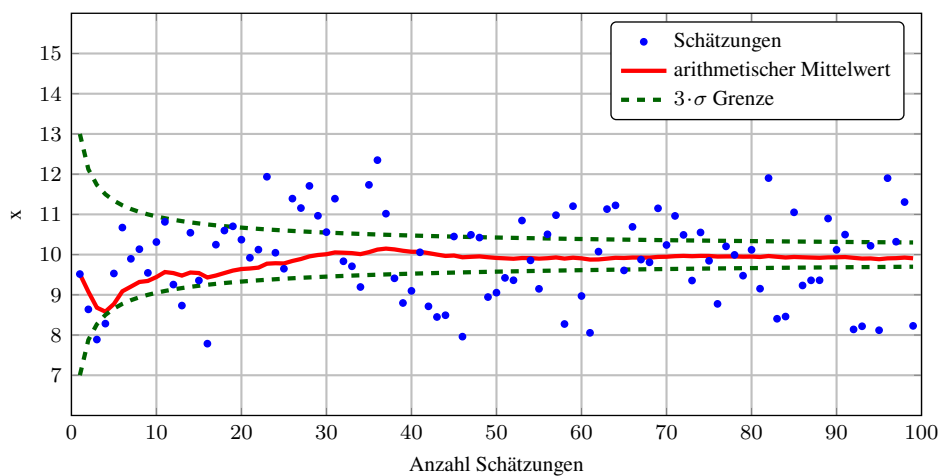


- Lösung:



Folie 1.10

Schätzung einer unbekannten Konstanten



Folie 1.11

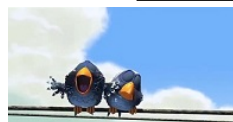
Verbesserung der Schätzungen einer unbekannten Konstanten

Überlegen Sie sich wie man die Datenfusion weiter verbessern kann?

Lösung/Ideen:

-
-
-

Folie 1.12



2.2 Beispiel Abhängigkeiten

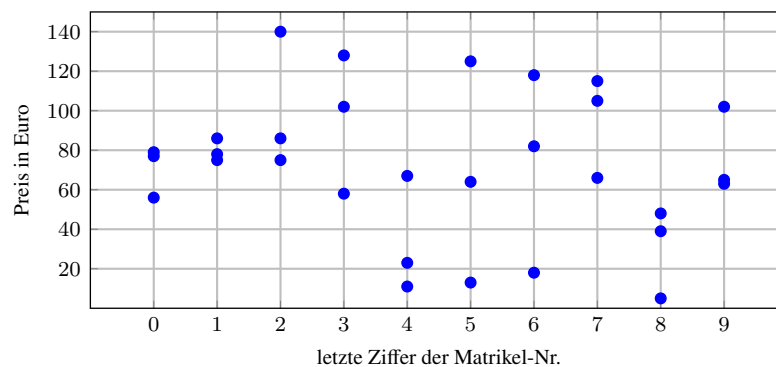
Schätzung des Preises einer Weinflasche

1. Schreiben Sie bitte auf dem Zettel die letzte Ziffer Ihrer Matrikel-Nr. auf!
2. Schätzen Sie nun den Preis der Weinflasche



Folie 1.14

Theoretisches Ergebnis



Fragen:

- Macht es überhaupt Sinn die Matrikelnummer bei der Fusion des geschätzten Preises der Weinflasche zu verwenden?
- Unter welchen Voraussetzungen würde es Sinn machen und unter welchen nicht?

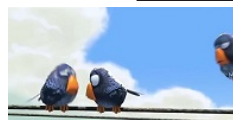
Folie 1.15

2.3 Beispiel Schätzung unbekannter Größen

Fragestellung

- Frage: Wie viel Klavierstimmer gibt es in Chicago?
- Schreiben Sie Ihre Schätzung auf einen Zettel.
- Lösungsansatz: Überlegen Sie sich eine Formel (Modell) mit der man die Anzahl der Klavierstimmer berechnen könnte.
- Schätzen Sie die in der Formel benötigten Größen ab und berechnen Sie mit der Formel die Anzahl der Klavierstimmer.

Folie 1.17



3.3 Momente und zentrale Momente

Charakterisierung von Zufallsexperimenten

- Es gibt eine *Vielzahl von Größen* die ein Zufallsexperiment *charakterisieren*.
- Neben der Charakterisierung mittels *Häufigkeitsverteilungen* existieren noch *Kennwerte*, die jedoch in *unvollständiger Weise* einen Zufallsprozess beschreiben.
- Zu diesen Kennwerten eines Zufallsexperiments zählen u. a.:

–

–

–

–

Folie 2.17

Erwartungswert

- Für eine Zufallsvariable X mit der Dichtefunktion $f_X(x)$ gilt für das i -te Moment:

$$\alpha_i = E(X^i) = \begin{cases} \int_{-\infty}^{+\infty} x^i \cdot f_X(x) dx & \text{falls } X \text{ stetig ist} \\ \sum_{k \in \mathbb{N}} x(k)^i \cdot f_X(x(k)) & \text{falls } X \text{ diskret ist} \end{cases}$$

- Das wichtigste Moment stellt das *erste Moment* dar, welches auch als Erwartungswert $E(X)$ der Zufallsvariable X bezeichnet wird.
- Für eine Zufallsvariable X mit der Dichtefunktion $f_X(x)$ gilt für den Erwartungswert:

$$\alpha = E(X) = \begin{cases} \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f_X(x) dx & \text{falls } X \text{ stetig ist} \\ \sum_{k \in \mathbb{N}} x(k) \cdot f_X(x(k)) & \text{falls } X \text{ diskret ist} \end{cases}$$

Folie 2.18

Varianz

- Für eine Zufallsvariable X mit der Dichtefunktion $f_X(x)$ gilt für das i -te *zentrale Moment*:

$$\mu_i = E\left((X - E(X))^i\right) = \begin{cases} \int_{-\infty}^{+\infty} (X - E(X))^i \cdot f_X(x) dx & \text{falls } X \text{ stetig} \\ \sum_{k \in \mathbb{N}} (x(k) - E(X))^i \cdot f_X(x(k)) & \text{falls } X \text{ diskret} \end{cases}$$

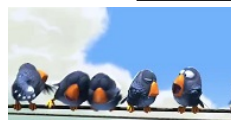
- Das wichtigste zentrale Moment stellt d. zweite zentrale Moment dar, welches auch als Varianz der Zufallsvariable X bezeichnet wird.
- Für eine Zufallsvariable X mit der Dichtefunktion $f_X(x)$ gilt für die Varianz:

$$\text{Var}(X) = E\left((X - E(X))^2\right) = \begin{cases} \int_{-\infty}^{+\infty} (X - E(X))^2 \cdot f_X(x) dx & \text{falls } X \text{ stetig} \\ \sum_{k \in \mathbb{N}} (x(k) - E(X))^2 \cdot f_X(x(k)) & \text{falls } X \text{ diskret} \end{cases}$$

- Die Streuung oder Standardabweichung einer Zufallsvariable X ist definiert durch:

$$\sigma(X) = \sqrt{\text{Var}(X)}$$

Folie 2.19



- Oft behilft man sich, indem man den Erwartungswert durch eine Mittelwertbildung annähert.
- Der Mittelwert einer Zahlenfolge $x(k)$ berechnet sich durch:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n x(i)$$

- Der Mittelwert entspricht genau dann dem Erwartungswert, wenn die gesamte *Population* vorhanden ist.
- Da selten die gesamte Population vorhanden ist, muss man sich mit einer *Stichprobe* genügen.
- Je repräsentativer die Stichprobe, die Gesamtpopulation entspricht, desto mehr entspricht der Mittelwert (geschätzter Erwartungswert) dem Erwartungswert.

Folie 2.24

Frage zum Mittelwert

Frage: Darf die Formel für die Mittelwertbildung auch bei *nicht gleichverteilten Dichtefunktionen* verwendet werden?

- Allgemein berechnet sich der *Erwartungswert* mit:

$$\alpha = E(X) = \sum_{k \in \mathbb{N}} x(k) \cdot f_X(x(k))$$

- Der *Mittelwert* einer Zahlenfolge $x(k)$ berechnet sich durch:

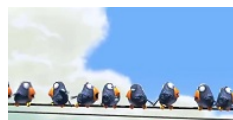
$$\bar{x} = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n x(i)$$

Antwort:

Folie 2.25

Erwartungstreue Schätzer: Mittelwert

- **Frage:** Ist der Mittelwert und die Varianz *erwartungstreu*?
- *Erwartungstreu* bezeichnet man die Eigenschaft, wenn der Erwartungswert eines Schätzers gleich dem wahren Wert des zu schätzenden Parameters ist.
- Ist $x(k)$ die Ausprägung der unabhängig identisch verteilten Zufallsvariablen $X(k)$ mit der Varianz σ^2 und dem Mittelwert α der Grundgesamtheit, so gilt: $\alpha = E(X(k))$



$$E(\bar{X}) = E\left(\frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n X_k\right) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n E(X_k) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n \alpha = \frac{1}{n} \cdot n \cdot \alpha = \alpha$$

- Folglich ist der Mittelwert ein *erwartungstreuer Schätzer*.

Folie 2.26

Erwartungstreue Schätzer: Varianz s_0^2

- Es gilt $\sigma^2 = \text{Var}(X(k)) = E((X(k) - E(X))^2) = E((X(k) - \alpha)^2)$.
- Definiert man für die Varianz einer Stichprobe: $s_0^2 = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n (X(k) - \alpha)^2$

$$\begin{aligned} E(s_0^2) &= E\left(\frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n (X(k) - \alpha)^2\right) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n \underbrace{E((X(k) - \alpha)^2)}_{\sigma^2} \\ &= \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n \sigma^2 = \frac{1}{n} \cdot n \cdot \sigma^2 = \sigma^2 \end{aligned}$$

- Folglich ist die Varianz ein *erwartungstreuer Schätzer*.

Folie 2.27

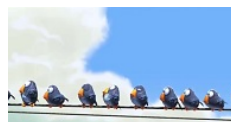
Erwartungstreue Schätzer: Varianz s_1^2

- Es gilt $\sigma^2 = \text{Var}(X(k)) = E((X(k) - E(X))^2) = E((X(k) - \alpha)^2)$.
- Definiert man für die Varianz einer Stichprobe: $s_1^2 = \frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n (X(k) - \bar{X})^2$

$$\begin{aligned} E(s_1^2) &= E\left(\frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n (X(k) - \bar{X})^2\right) = \frac{1}{n} \cdot E\left(\sum_{k=1}^n (X(k) - \alpha + \alpha - \bar{X})^2\right) \\ &= \frac{1}{n} \cdot E\left(\sum_{k=1}^n ((X(k) - \alpha)^2 - 2 \cdot (X(k) - \alpha) \cdot (\bar{X} - \alpha) + (\bar{X} - \alpha)^2)\right) \\ &= \frac{1}{n} \cdot E\left(\sum_{k=1}^n (X(k) - \alpha)^2 - 2 \cdot (\bar{X} - \alpha) \cdot \underbrace{\sum_{k=1}^n (X(k) - \alpha)}_{n \cdot (\bar{X} - \alpha)} + \sum_{k=1}^n (\bar{X} - \alpha)^2\right) \\ &= \frac{1}{n} \cdot E\left(\sum_{k=1}^n (X(k) - \alpha)^2 - n \cdot (\bar{X} - \alpha)^2\right) \\ &= \underbrace{E\left(\frac{1}{n} \cdot \sum_{k=1}^n (X(k) - \alpha)^2\right)}_{E(s_0^2) = \sigma^2} - \underbrace{E((\bar{X} - \alpha)^2)}_{\text{Var}(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n} \text{ siehe Folie 1.10}} = \sigma^2 - \frac{\sigma^2}{n} = \frac{n-1}{n} \cdot \sigma^2 \end{aligned}$$

- Folglich ist die Varianz s_1^2 *kein erwartungstreuer Schätzer*.

Folie 2.28



Steuerbarkeit

- Der Vollständigkeit halber ist erwähnt, dass es neben der Beobachtbarkeit auch die Steuerbarkeit eines System gibt. Diese ist jedoch für d. *Datenfusion* von *keiner Bedeutung*.
- Ein lineares zeitinvariantes System, im Zustandsraum ist vollständig steuerbar, wenn es möglich ist, innerhalb eines endlichen Intervalls $[t_0, t_1]$, aus *geeignete Eingangsgrößen* $\underline{u}(t)$ jeden *Anfangszustand* des Zustandsvektors $\underline{x}(t_0)$ in jeden *Zustand* $\underline{x}(t_1)$ zu überführen [1].
- Nach Kalman gilt: Ein lineares zeitinvariantes System der *Ordnung* n ist steuerbar, wenn die *Steuerbarkeitsmatrix* S_S

$$\underline{S}_S = \begin{bmatrix} \underline{B}, & \underline{A} \cdot \underline{B}, & \underline{A}^2 \cdot \underline{B}, & \dots, & \underline{A}^{n-1} \cdot \underline{B} \end{bmatrix}$$

den *Rang* n besitzt.

Folie 4.17

6.3 Zeitdiskrete Systeme

Lösung der Zustandsgleichung I

- Multipliziert man die Zustandsdifferentialgleichung $\dot{\underline{x}}(t) = \underline{A} \cdot \underline{x}(t) + \underline{B} \cdot \underline{u}(t)$ mit $e^{-\underline{A} \cdot t}$ folgt:

$$e^{-\underline{A} \cdot t} \cdot \dot{\underline{x}}(t) - e^{-\underline{A} \cdot t} \cdot \underline{A} \cdot \underline{x}(t) = e^{-\underline{A} \cdot t} \cdot \underline{B} \cdot \underline{u}(t) \quad (1)$$

- Leitet man $e^{-\underline{A} \cdot t} \cdot \underline{x}(t)$ ab, erhält man mithilfe der Produktregel $(g \cdot h)' = g' \cdot h + g \cdot h'$:

$$\frac{d}{dt} \left(\underbrace{e^{-\underline{A} \cdot t}}_g \cdot \underbrace{\underline{x}(t)}_h \right) = \underbrace{-\underline{A} \cdot e^{-\underline{A} \cdot t}}_g \cdot \underbrace{\underline{x}(t)}_h + \underbrace{e^{-\underline{A} \cdot t}}_g \cdot \underbrace{\dot{\underline{x}}(t)}_{\dot{h}} \quad (2)$$

- Somit lässt sich die Gleichung (1) mit (2) schreiben:

$$\frac{d}{dt} \left(e^{-\underline{A} \cdot t} \cdot \underline{x}(t) \right) = e^{-\underline{A} \cdot t} \cdot \underline{B} \cdot \underline{u}(t) \quad (3)$$

- Durch Integration folgt:

$$\begin{aligned} \int_{t_0}^t \left(\frac{d}{d\tau} \left(e^{-\underline{A} \cdot \tau} \cdot \underline{x}(\tau) \right) \right) d\tau &= \int_{t_0}^t e^{-\underline{A} \cdot \tau} \cdot \underline{B} \cdot \underline{u}(\tau) d\tau \\ e^{-\underline{A} \cdot t} \cdot \underline{x}(t) - e^{-\underline{A} \cdot t_0} \cdot \underline{x}(t_0) &= \int_{t_0}^t e^{-\underline{A} \cdot \tau} \cdot \underline{B} \cdot \underline{u}(\tau) d\tau \end{aligned} \quad (4)$$

Folie 4.19

Lösung der Zustandsgleichung II

- Gleichung (4) nach $\underline{x}(t)$ aufgelöst, ergibt:

$$\underline{x}(t) = \underbrace{e^{\underline{A} \cdot (t-t_0)} \cdot \underline{x}(t_0)}_{\text{homogene Lösung}} + \underbrace{\int_{t_0}^t e^{\underline{A} \cdot (t-\tau)} \cdot \underline{B} \cdot \underline{u}(\tau) d\tau}_{\text{partikuläre Lösung}} \quad (5)$$

- Tastet man das kontinuierliche Signal alle $t = n \cdot T_s$ ($n = 0, 1, 2, \dots$) Sekunden ab, folgt für die Anfangszeit $t_0 = 0$ und $t = n \cdot T_s$ mit $n = 0, 1, 2, \dots$:

$$\underline{x}(n \cdot T_s) = e^{\underline{A} \cdot n \cdot T_s} \cdot \underline{x}(0) + \int_0^{n \cdot T_s} e^{\underline{A} \cdot (n \cdot T_s - \tau)} \cdot \underline{B} \cdot \underline{u}(\tau) d\tau \quad (6)$$

- Für $t = (n+1) \cdot T_s$ folgt:

$$\underline{x}((n+1) \cdot T_s) = e^{\underline{A} \cdot (n+1) \cdot T_s} \cdot \underline{x}(0) + \int_0^{(n+1) \cdot T_s} e^{\underline{A} \cdot ((n+1) \cdot T_s - \tau)} \cdot \underline{B} \cdot \underline{u}(\tau) d\tau \quad (7)$$

Folie 4.20

