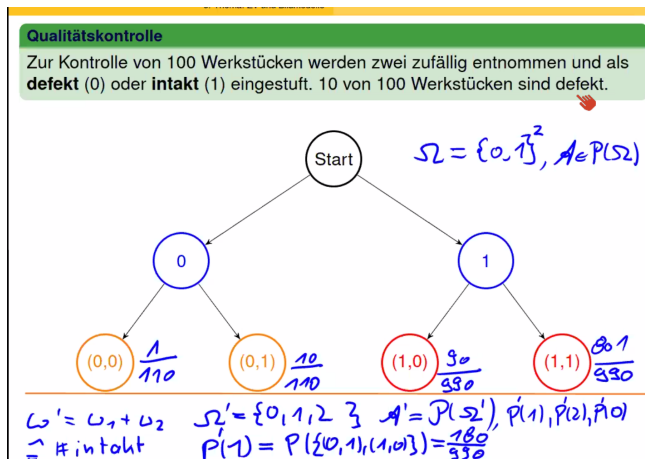


Vorlesung 4

Alexander Mattick Kennung: qi69dube

Kapitel 1

5. Juni 2020



$$\omega' = \omega_1 + \omega_2 \quad \Omega' = \{0, 1, 2\} \quad \mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega) \quad P'(1), P'(2), P'(0)$$

Das ist eine davon ableitbare Wahrscheinlichkeitsverteilung, wo nur die Anzahl, aber nicht die Reihenfolge wichtig sind.

$$\# \text{ intakte } P(1) = P(\{(0,1), (1,0)\}) = P(\{(0,1)\}) + P(\{(1,0)\}) = \frac{10}{110} + \frac{90}{990} = \frac{180}{990}$$

$$\Omega = \{0,1\}^3, \mathcal{A} = \mathcal{P}(\Omega) \quad \Omega' = \{0,1,2\}, \mathcal{A}' = \mathcal{P}(\Omega') \quad X : (\omega_1, \omega_2) \mapsto \omega_1 + \omega_2 = \omega'$$

$$P(\omega_i) = p_i$$

Und nochmal Qualitätskontrolle
Zur Kontrolle von N Werkstücken werden n zufällig entnommen und als **defekt** (0) oder **intakt** (1) eingestuft. K von N Werkstücken sind defekt. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass $0 \leq k \leq \min(K, n)$ defekte Stücke gezogen werden?

N Objekte, davon sind K markiert, weiterhin n Ziehungen.

W-Modell für Fertigungsprotokoll $\Omega = \{0,1\}^n$

$$f(\omega_1, \dots, \omega_n) = \frac{(K)^{\sum \omega_i} (N-K)^{n - \sum \omega_i}}{(N)_n}$$

man hat also $\binom{K}{k}$ Möglichkeiten die K markierten zu ziehen.

Weiterhin hat man aber $\binom{N-K}{n-k}$ nicht markierte Objekte zu ziehen.

Das ist im Verhältnis dazu, wie viele Objekte man überhaupt in n Schritten ziehen kann.

$$h(N, K, n; k) = \frac{\binom{K}{k} \binom{N-K}{n-k}}{\binom{N}{n}}$$

dies ist die hypergeometrische Verteilung. (sprich was ist die Wahrscheinlichkeit aus N Elementen mit K Zielen in n Zügen k Treffer zu bekommen)

$$B_k = \{\text{Es werden } k \text{ Stücke gezogen}\} : B_k = \{Z_n = k\}$$

Z-Dichte:

$$f(k) = P'(\{k\}) = P(\{Z_n = k\}) = \frac{\binom{K}{k} \binom{N-K}{n-k}}{\binom{N}{n}}$$

1.

Bildmodell unter Zufallsvariable X definiert/konstruiert

Ein Bildmodell wird definiert durch das Maß der darunterliegenden messbaren Menge:

Wenn X die Zufallsvariable ist, die von Ω in das Ereignis A' abbildet (es beschreibt)

$$\{X \in A'\} = \{\omega_i \in \Omega : X(\omega_i) \in A'\}$$

Dann definiert X^{-1} die Urbildfunktion, die wieder zurück auf das Urbild abbildet:

Die Wahrscheinlichkeit eines durch X beschriebenen Ereignisses, kann somit auf die Wahrscheinlichkeit der darunterliegenden Ereignisse gemapped werden:

$$A' \rightarrow P^X(A') := P(X^{-1}(A')) = P(X \in A') = P(\{\omega_i \in \Omega : X(\omega_i) \in A'\}) = \sum_{\omega_i \in \Omega : X(\omega_i) \in A'} P(\omega_i)$$

2.

Unter welchen Voraussetzungen ist eine Approximation der Binomialverteilung durch die Poisson-Verteilung sinnvoll:

Viele Messwerte und kleine Wahrscheinlichkeiten

Sei S_n eine Folge von binom. Zufallsvariablen mit Parameter $n \in \mathbb{N}$ und p_n und $\mathbb{E}(S_n) = n \cdot p_n \rightarrow \lambda > 0$ für $n \rightarrow \infty$, dann folgt

$$P(S_n = k) = B(n, p_n, k) \rightarrow \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda} = P_\lambda(k)$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(S_n = k) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n!}{k! (n-k)!} p^k (1-p)^{n-k} \quad (1)$$

$$\text{subst: } p = \frac{\lambda}{n} \implies \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n!}{k! (n-k)!} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^k \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-k} \quad (2)$$

$$= \lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{\lambda^k}{k!}\right) \left(\frac{n(n-1)(n-2) \cdots (n-k+1)}{n^k}\right) \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k} \quad (3)$$

$$= \frac{\lambda^k}{k!} \cdot \lim_{n \rightarrow \infty} \underbrace{\left(\frac{n}{n} \cdot \frac{n-1}{n} \cdot \frac{n-2}{n} \cdots \frac{n-k+1}{n}\right)}_{\rightarrow 1} \underbrace{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n}_{\rightarrow e^{-\lambda}} \underbrace{\left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-k}}_{\rightarrow 1} \quad (4)$$

$$= \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!}. \quad (5)$$

Man kann hieran sehen, dass wenn n sehr groß ist, oder p sehr klein (weil p als $\frac{\lambda}{n}$ dargestellt wird) ist.

3. Aussage des Zentralen Grenzwertsatzes:

Wenn man sehr viele kleiner unabhängiger Zufallseffekte $n \rightarrow \infty$ und kleine Wahrscheinlichkeiten hat $p \ll 1$ dann kann eine Verteilung als eine Normalverteilung modelliert werden, solange keine einzelne Variable einen dominanten einfluss auf die Varianz besitzt.

Beweis: n i.i.d Zufallsvariablen X_1, X_2, \dots : Erwartungswert μ und std σ .

$S_n = X_1 + X_2 + \cdots + X_n$ Der Erwartungswert ist $n\mu$ und $\text{Var } n\sigma^2$. Standardisieren:

$$Z_n = \frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}}.$$

Der zentrale Grenzwertsatz besagt, dass Z_n für $n \rightarrow \infty$ zur standardnormalverteilung punktweise konvergiert $\mathcal{N}(0, 1)$