

## KATA LOGO Mathematik – Statistik – Wahrscheinlichkeitsverteilungen - Beispiele

Verteilungen	Problemstellung	Ergebnisraum $\Omega$	Stichprobe (n aus N)	mehrfaches Auswählen = wiederholen	Formel für P	Erwartungswert E(X)	Varianz	P
Verteilungen diskreter ZV's						$\sum x_i \cdot p_i$	$\sum (x_i - \mu)^2 \cdot p_i = E(X-\mu)^2$	
<b>Hyper-geometrische</b>	Stichproben ohne Zurücklegen. <b>Drei</b> parametrische Verteilung. Bei Stichprobe (etwa $n/N < 0,05$ ) ähnliche Wahrscheinlichkeiten wie Binomialverteilung (B. wird dann angewendet, da einfacher). Wenn $n \cdot p \cdot (1-p) \geq 9$ und $n/N \leq 0,05$ , dann Normalverteilung. Spezielle Wahrscheinlichkeitsverteilung. Da komplex, Variablen k Treffer, K Richtige und n Aussagen hinschreiben.							
	Urne mit N Objekten. k Objekte mit bestimmter Eigenschaft.	dichotom	n Objekte	nein	$\binom{K}{k} \cdot \binom{N-K}{n-k} / \binom{N}{n}$	$n \cdot \frac{M}{N}$	$n \cdot \frac{M}{N} \cdot \frac{N-M}{N} \cdot \frac{N-n}{N-1}$	$p(Y)$
	Urne 10 N Kugeln, 6 k rote, 4 weiße. Entnahme von 4 Kugeln (n=4). P (k = 2) ?	(r,w)	4	nein	$\binom{6}{2} \cdot \binom{10-6}{4-2} / \binom{10}{4}$			0,428
	P beim Lotto, genau k Richtige zu haben mit (k = 0,...,6)		6	nein	$\binom{6}{0} \cdot \binom{43}{6} / \binom{49}{6}$ plus ...			
	Behälter 45 N Kugeln, 20 k gelbe. P (k = 4) aus 10er Stichprobe?	(g,x,...,y)	10	nein	$\sum_k^n k \cdot \binom{20}{k} \cdot \binom{25}{6} / \binom{45}{10}$	$n \cdot \frac{M}{N} = 10 \cdot \frac{20}{45} = 0,44$	1,9641	0,269
	Anwendung bei Qualitätskontrollen			nein				

<b>Binomiale</b>	Gleiche Treffer-WS bei n-maligen unabhängigen (mit Zurücklegen) Einzelversuchen (Bernoulli). <b>Zwei</b> parametrische Verteilung (A und A quer). <b>2. Frage:</b> Für kleine Stichproben. Faustregel: $n/N \leq 0,05$ . Setzung: $p=M/N$ . Voraussetzung: $p = P(A)$ ist bekannt. Gezogene Elemente ändern P beim nächsten Zug nicht viel. Ähnliche Wahrscheinlichkeiten wie Hypergeometrische Verteilung. Wird dann angewendet, da einfacher. Verteilungsfunktion ist $\Sigma$ der P von null bis zum zu errechnenden Wert: Berechnung von Hand aufwändig. Für große n erhält man über die Standardisierung der Binomialverteilung (setze $z := (X-\mu)/\sigma$ ) die Näherungsformel für die $n \rightarrow \infty$ Gaußverteilung. Für Würfelergebnisse.							
	P (X=k) für P, dass unter n (unabhängigen) Versuchen <b>genau k mal</b> Ereignis A auftritt → k = # Treffer. p = W. einen Treffer zu ziehen. n = # Versuche.			ja: unabhängig	$\binom{n}{k} \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k}$	$n \cdot p$	$n \cdot p \cdot (1-p)$ Wenn $n \cdot p \cdot (1-p) \geq 9$ , dann Normalverteilung	
	Jeder 5. Autofahrer fährt zu schnell. Wie ist P für 6 kontrolliert Autos mit $P(0)=0,26$ , $P(1)=0,39$ , $P(2)=0,082$ , $P(4)=0,02$ , ...		6	ja: unabhängig	$\binom{6}{0} \cdot \binom{1}{5}^0 \cdot \binom{4}{5}^6$	$0 \cdot 0,26 + 1 \cdot 0,39 + 2 \cdot 0,25 + 4 \cdot 0,02 + \dots$		
	Bei Fertigung 5% ( $p=0,05$ ) der Produkte fehlerhaft. Quali-Prüfung $n=5$ entnehmen. <b>P für Vorfinden von 2 (<math>k=2</math>) defekten.</b>		5	ja: unabhängig	$\binom{5}{1} \cdot 0,05^1 \cdot (1-0,05)^{5-1}$			0,2036
	Bei Fertigung 5% ( $p=0,05$ ) der Produkte fehlerhaft. Quali-Prüfung $n=5$ entnehmen. <b>P für Vorfinden von 1 (<math>k=1</math>) defekten.</b>		5	ja: unabhängig	$\binom{5}{2} \cdot 0,05^2 \cdot (1-0,05)^{5-2}$			0,0214
	Behälter 80 Kugeln, 16 gelbe. $n=5$ entnehmen. <b>P für <math>k=3</math> sind gelb.</b>		5	ja: unabhängig	$\binom{5}{3} \cdot \binom{16}{80}^3 \cdot \binom{4}{5}^2$			0,0512
	253 Personen im Raum. <b>P für k Personen, am selben Tag Geburtstag zu haben.</b>			ja: unabhängig				
<b>Poisson</b>	<b>3. Frage:</b> $n \geq 100$ und $p \leq 0,05$ ? Setzung: $p=n \cdot p$ . Näherungsformel für Verteilung der seltenen Ereignisse. Spezielle Wahrscheinlichkeitsverteilung. Parametrische Klasse von Verteilungen. Bei großen Stichproben lässt sich die Binomialverteilung gut durch die Poisson-Verteilung approximieren.							

	$b(n;p;k) = P(X=k) = (\mu^k \cdot e^{-\mu}) / k!$				$P(X=k) = (\lambda^k / k!) \cdot e^{-\lambda}$ mit $k = 0, 1, \dots$	$\lambda$	$\lambda$	
	P beim Skat: 1 von 3 Spielern hat alle 4 Buben = 0,0175. Wie P(X), dass Ereignis bei 100 Spielen $\leq 1$ eintritt? $\mu=100 \cdot 0,0175 = 1,75$ .				$1 - P(X=0) = 1 - (1,75^0 \cdot e^{-1,75} / 0!)$	Da $\mu = 1,75$ in Tafeln zur Poissonverteilung nicht aufgeführt: Interpolieren.		0,8262
<b>Diskrete Gleichverteilung</b>	Für Zufallsexperimente mit gleichhäufigen Ergebnissen.							
	$i = 1, \dots, n$ . Es gilt { 0, falls $x \in ]-\infty, a[$ und $x - a / b - a$ , falls $x \in [a, b]$ und 1, falls $x \in ]b, \infty[$ }				$P(X=x_i) = 1/n$ mit $i=1, 2, \dots, n$	$1/n \cdot \sum_{i=1}^n x_i$	$\sqrt{(b-a)/12}$	
<b>Bernoulli (Null-Eins-Verteilung)</b>	Ist dasselbe wie Binomialverteilung.							
<b>Negative Binomial (Pascal)</b>								

<b>Geometrische</b>							
					$p(1-p)^{x-1}$ mit $x = 1, 2, 3 \dots$		
<b>Logarithmische</b>							
<b>Verteilungen stetiger ZV's</b>	Dichtefunktion ist erste Ableitung der monoton steigenden Verteilungsfunktion und/oder Stammfunktion $F(x)$ . $f(x): \int_{-\infty}^{+\infty} f(t)dt = 1$ . $F_x(x) = P(X < x)$ .				$\int_{-\infty}^x f(t)dt$	$\int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f(x)dx$	$\int_{-\infty}^{\infty} t^2 \cdot f(t)dt - E(Z)^2$
<b>Stetige Gleichverteilung</b>	Rechteckverteilung, Uniformverteilung. Über einem endlichen Intervall $[a, b]$ , im einfachsten Fall $[0, 1]$ . Gutes Modell also, wenn $Z$ nur Werte in $[a; b]$ annehmen kann und mit gleicher $P$ in alle gleich großen Teilbereiche fällt. Hat konstante Wahrscheinlichkeitsdichte auf einem Intervall $(a, b)$ : Das bedeutet: Alle Teilintervalle gleicher Länge besitzen dieselbe Wahrscheinlichkeit.						
	<b>Verteilungsfunktion =</b> Stammfunktion $F(x)$				$P(X < x) = 0$ $x < a$ $P(X < x) = x - a / b - a$ $a \leq x < b$ $P(X < x) = 1$ $x > b$	$(a+b) / 2$ . $E(X) = \text{Median}$ .	$\sqrt{(b-a)^2 / 12}$
	<b>Wahrscheinlichkeitsfunktion =</b> Dichtefunktion. "NV zu $\mu$ und $\sigma$ ".						
	Shuttlebus fährt alle 20 min. Ein Fahrgast (der nicht weiß, zu welchen Uhrzeiten der Bus fährt) kommt zur Haltestelle. Die ZV für seine Wartezeit ist auf $[0; 20]$ -gleichverteilt.				$1 / n$	$(a+b) / 2$	$\sqrt{(b-a) / \sqrt{12}}$

<b>Normalverteilung (Gauß-Verteilung)</b>	4. Frage: Wenn bei Poissonverteilung $\mu \geq 100$ und $p \leq 0,05$ , also negative Zahlen fast nicht vorkommen und Verteilung symmetrisch ist, dann Normalverteilung. Wird eindeutig festgelegt durch: $\mu$ Mittelwert in der GG und $\sigma^2$ Varianz in der GG: $N(\mu, \sigma^2)$ . Die meisten P-Verteilungen lassen sich bei großer Stichprobe zur NV überleiten. Gut für Prozesse in Naturwissenschaft und Einkommensverteilung, die in mehreren Faktoren unabhängig voneinander in verschiedene Richtungen wirken.							
	Verteilungsfunktion = Stammfunktion F(x)				$P(X < x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot \int_{-\infty}^x \frac{1}{x} e^{-\frac{[(t-\mu)^2]}{2\sigma^2}} dt$ mit $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$	$\mu$	$\sigma^2$	
	Wahrscheinlichkeitsfunktion = Dichtefunktion. "NV zu $\mu$ und $\sigma$ "				Dichtefunktion f(x): $[\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}] \cdot e^{-\frac{[(x-\mu)^2]}{2\sigma^2}}$	$P(\mu - \sigma \leq Z \leq \mu + \sigma) = 2 \phi(1) - 1 = 0,6827$ $P(\mu - 2\sigma \leq Z \leq \mu + 2\sigma) = 2 \phi(2) - 1 = 0,9545$ $P(\mu - 3\sigma \leq Z \leq \mu + 3\sigma) = 2 \phi(3) - 1 = 0,9973$	siehe nebenan	
<b>Standardisierte Normalverteilung</b>								
	Verteilungsfunktion groß $\Phi(a)$ = gaußsche Summenfunktion				$P(X < x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot \int_{-\infty}^x \frac{1}{x} e^{-\frac{[(t-\mu)^2]}{2\sigma^2}} dt$ mit $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$	0	1	
	Wahrscheinlichkeitsfunktion klein $\phi(a)$ = Dichtefunktion. Hat keine elementare Stammfunktion.				$[\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}] \cdot e^{-x^2/2}$			
	Nach Umformung (s.o.) von X gemäß $U = (X-\mu)/\sigma$ , erhält man standardisierte NV: $\phi(u)$ mit Verteilungsfunktion $\Phi(u)$ .				$[\frac{1}{\sqrt{2\pi}}] \cdot e^{-0,5 \cdot u^2}$ mit $\Phi(-u) = 1 - \Phi(u)$			
	Nach Umformung (s.o.) von X gemäß $U = (X-\mu)/\sigma$ , erhält man standardisierte NV: $\phi(u)$ mit Verteilungsfunktion $\Phi(u)$ :				$[\frac{1}{\sqrt{2\pi}}] \cdot \int_{-\infty}^u e^{-0,5 \cdot t^2} dt$ mit $\Phi(-u) = 1 - \Phi(u)$			

<b>Exponential <math>e^\lambda</math></b>	Verteilungsfunktion ist die Stammfunktion $F(x)$ . Durch Ableitung $f(x)$ kommt man zu ihrer Dichtefunktion. <b>Einparametrische</b> Verteilung: Wird durch Parameter $\lambda$ bestimmt mit Werten 0 (asymptotischer Graph) und unendlich (exponentialer Graph). Modell für Wartezeit auf ein bestimmtes Ereignis, wenn Eintreten des Ereignisses nicht wahrscheinlicher oder unwahrscheinlicher wird, wenn es eine Zeitlang nicht eingetreten ist. Obige Bedingung besagt dann nämlich: P, dass Ereignis in einem Zeitraum $[0; t]$ eintritt, ist genauso groß wie die (bedingte) P dafür, dass es im Zeitraum $[t_0; t_0+t]$ eintritt, wenn bekannt ist, dass es zum Zeitpunkt $t_0$ noch nicht eingetreten ist. Über einem halbseitig unendlichen Intervall, üblicherweise als $[0, \infty]$ angenommen.							
	<b>Verteilungsfunktion und Stammfunktion <math>F(x)</math> kumuliert</b>				$\int_0^x f\lambda(t)dt = 1 - e^{-\lambda x}$ für $x \geq 0$ , und 0 für $x < 0$	$\mu = 1/\lambda$ Median = $\ln(2) / \lambda$	Varianz $1/\lambda^2$ und STA: $1/\lambda$	
	<b>Dichtefunktion <math>f_\lambda(x) = \lambda e^{-\lambda x}</math> wenn <math>x \geq 0</math> und 0 wenn <math>x &lt; 0</math>. Bei Zeitthemen auch t genannt.</b>				$f_\lambda(x) = \lambda e^{-\lambda x}$ wenn $x \geq 0$ und 0 wenn $x < 0$			
	<b>P für Brenndauer Glühbirne 1.000-2.000h bei <math>\lambda = 0,001</math>: Verteilungsfunktion: <math>1 - e^{-\lambda \cdot 0,001 \cdot x}</math></b>				$P(1.000 \leq Z \leq 2.000) = F(2.000) - F(1.000) = (1 - e^{-0,001 \cdot 2.000}) - (1 - e^{-0,001 \cdot 1.000}) = e^{-1} - e^{-2}$			
<b>Chi<sup>2</sup></b>	Wenn ZV = ( $\Sigma$ voneinander unabhängiger quadrierter Standardnormalvariablen (siehe Standardnormalverteilung)), dann Chi <sup>2</sup> . Asymmetrisch. Verwendung beim Chi <sup>2</sup> -Anpassungstest, Chi <sup>2</sup> -Homogenitätstest und Chi <sup>2</sup> -Unabhängigkeitstest. Stichprobenverteilung v.a für die Schätzung von Verteilungsparametern, z.B. der Varianz. Über einem halbseitig unendlichen Intervall, üblicherweise als $[0, \infty]$ angenommen.							
<b>Student t-Verteilung</b>	Fast so wie Normalverteilung, aber schmaler.							

<b>F-Verteilung (Fisher- Verteilung)</b>	Über einem halbseitig unendlichen Intervall, üblicherweise als $[0, \infty]$ angenommen:							
<b>Logarithmische Normal</b>	Auch Log-Normalverteilung. Über einem halbseitig unendlichen Intervall, üblicherweise als $[0, \infty]$ wie bei Verteilung von Zeiten angenommen. Viele Verteilungen in der Natur laufen als schiefe, linkssteile Verteilung rechts flach aus. Erklärung: Merkmal kann oft bestimmten Schrankenwert nicht über- bzw. unterschreiten und kann nach dieser Seite hin in seiner Variationsmöglichkeit gehemmt sein. Durch Logarithmieren Überführung des Bereiches $[0, 1]$ in $[-\infty, 0]$ . Linker Teil wird stark gestreckt, und rechter stark gestaucht, v.a. bei großer STA im Vergleich zu $x$ quer. Viele Zufallsgrößen wirken multiplikativ zusammen. Biologie: Empfindlichkeit von Tieren einer Art gegenüber Pharmaka.							
						$e^{\mu + (\sigma^2 / 2)}$ . Median $e^{\mu}$	$e^{2\mu + \sigma^2} = e^{\sigma^2} - 1$	
<b>Gamma</b>	Über einem halbseitig unendlichen Intervall, üblicherweise als $[0, \infty]$ angenommen:							
<b>Beta</b>	Über einem endlichen Intervall $[a, b]$ , im einfachsten Fall $[0, 1]$ .							

<b>Logistische</b>								
<b>Weibull</b>	Über einem halbseitig unendlichen Intervall, üblicherweise als $[0, \infty]$ angenommen.							
<b>Pareto</b>	Über einem halbseitig unendlichen Intervall, üblicherweise als $[0, \infty]$ angenommen.							
<b>Benford</b>								