

Grundlagen der Mathematischen Statistik

Diskrete Verteilungen

Uwe Menzel, 2018

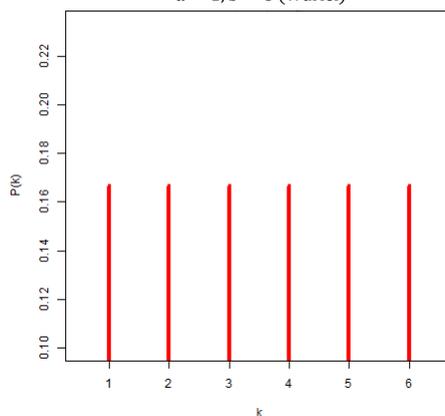
uwe.menzel@matstat.org

www.matstat.org

1

Diskrete gleichförmige Verteilung

Diskrete gleichförmige Verteilung
 $a = 1; b = 6$ (Würfel)



$X \sim U(a, b)$ Kurzbezeichnung

$\Omega = \{a, a + 1, a + 2, \dots, b\}$

$N = b - a + 1$ Anzahl der Elementarereignisse

$p_X(k) = \frac{1}{N}$ Wahrscheinlichkeitsfunktion

$E(X) = \frac{a + b}{2}$ Erwartungswert

$V(X) = \frac{(b - a + 2) \cdot (b - a)}{12}$ Varianz

Beispiel Würfel: Zufallsvariable $X =$ Augenzahl;

$a = 1; b = 6; N = 6; p_X(k) = 1/6; E(X) = 3.5$

www.matstat.org

2



Die Binomialverteilung

Zufallsversuch: **zwei** alternative Ereignisse: A, A^* (**Bernoulli-Versuch**)

$$\left. \begin{array}{l} P(A) = p \\ P(A^*) = 1 - p \end{array} \right\} \begin{array}{l} p \text{ sei bekannt - wird man oft als} \\ \text{"Erfolgswahrscheinlichkeit" bezeichnet} \end{array}$$

Beispiel 1: Münze Ereignis A : Kopf
Ereignis A^* : Zahl } $P(A) = P(A^*) = p = \frac{1}{2}$

Beispiel 2: Würfel Ereignis A : Augenzahl fünf
Ereignis A^* : andere Augenzahl } $P(A) = p = \frac{1}{6}$
 $P(A^*) = 1 - p = \frac{5}{6}$

Wir machen nun n unabhängige Wiederholungen dieses Versuches! Wir suchen die **Wahrscheinlichkeit** dass wir k mal Ereignis A erhalten! ($k \leq n$)
(und daher $n - k$ mal Ereignis A^*)

Beispiel 1, Münze: werfe 10 Mal und suche W. 6 Mal "Kopf" zu erhalten ($n = 10; k = 6; p = 1/2$)

Beispiel 2, Würfel: werfe 20 Mal und suche W. 3 Fünfen zu erhalten ($n = 20; k = 3; p = 1/6$)

www.matstat.org

3

Die Binomialverteilung

$$X \sim \text{Bin}(n, p)$$

Wir machen n unabhängige Bernoulli-Versuche:

	A	A^*	Summe
Wahrscheinlichkeit	p	$1 - p$	1
Anzahl	k	$n - k$	n

Zufallsvariable X : Die Anzahl der A -Ereignisse ("Erfolge") bei insgesamt n Bernoulli- Versuchen

$$\Omega_X = \{0, 1, 2, \dots, n\} \quad \text{Ereignisraum}$$

Welche **Wahrscheinlichkeitsfunktion** hat die Zufallsvariable X ?

$$P(X = k) = p_X(k) = ?$$

www.matstat.org

4

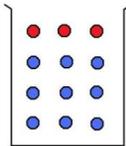
Die Binomialverteilung

$$X \sim \text{Bin}(n, p) \quad P(X = k) = p_X(k) = ?$$

Wir versuchen, die Wahrscheinlichkeitsfunktionen mit Hilfe eines Beispiels zu finden:

Urne:

- 3 rote Kugeln
- 7 blaue Kugeln



Zufallsversuch:

- nimm eine Kugel, registriere dessen Farbe, lege zurück
- Ereignis A : rote Kugel ("Erfolg") $P(A) = p = 0.3$
- Ereignis A^* : blaue Kugel $P(A^*) = 1 - p = 0.7$
- wiederhole dies $n = 4$ mal \rightarrow 4 Bernoulli-Versuche

Zufallsvariable X : Anzahl roter Kugeln (bei insgesamt 4 Ziehungen) \cap bedeutet "und"

$$\begin{aligned} P(X = 4) &= P[(A_1 = \text{rot}) \cap (A_2 = \text{rot}) \cap (A_3 = \text{rot}) \cap (A_4 = \text{rot})] \\ &= P(A_1 = \text{rot}) \cdot P(A_2 = \text{rot}) \cdot P(A_3 = \text{rot}) \cdot P(A_4 = \text{rot}) \quad \text{wegen Unabhängigkeit} \\ &= p \cdot p \cdot p \cdot p = p^4 = 0.3^4 \end{aligned}$$

www.matstat.org

5

Die Binomialverteilung

$$P(X = 3) = 4 \cdot p^3 \cdot (1 - p)$$

Warum der Faktor 4 ?

3 mal rot

1 mal blau

Siehe Beispiel "drei elektronische Komponenten" (Vorlesung **F3**): es gibt 4 Möglichkeiten, genau eine blaue und 3 rote Kugeln zu erhalten:

1	2	3	4
●	●	●	●
●	●	●	●
●	●	●	●
●	●	●	●

4 Möglichkeiten für Reihenfolge

Es kann die 1. Möglichkeit **oder** die 2. **oder** die 3. **oder** die 4. eintreffen \rightarrow da die Ereignisse mit **oder** verknüpft und disjunkt sind, addieren sich deren W.

www.matstat.org

6

Die Binomialverteilung

$$X \sim \text{Bin}(n, p) \quad P(X = k) = p_X(k) = ?$$

$$P(X = 2) = \binom{4}{2} \cdot p^2 \cdot (1-p)^2 \quad 2 \text{ rote, 2 blaue} \rightarrow \binom{4}{2} \text{ Möglichkeiten der Anordnung (wähle 2 von 4)}$$

$$P(X = 1) = \binom{4}{1} \cdot p \cdot (1-p)^3 \quad 1 \text{ rot, 3 blaue} \rightarrow \binom{4}{1} \text{ Möglichkeiten der Anordnung (wähle 1 von 4)}$$

$$P(X = 0) = \binom{4}{0} \cdot (1-p)^4 \quad 0 \text{ rote, 4 blaue} \rightarrow \binom{4}{0} = 1 \text{ Möglichkeit der Anordnung}$$

$$\text{allgemein: } P(X = k) = p_X(k) = \binom{n}{k} \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k} \quad k = 0, 1, 2, \dots, n$$

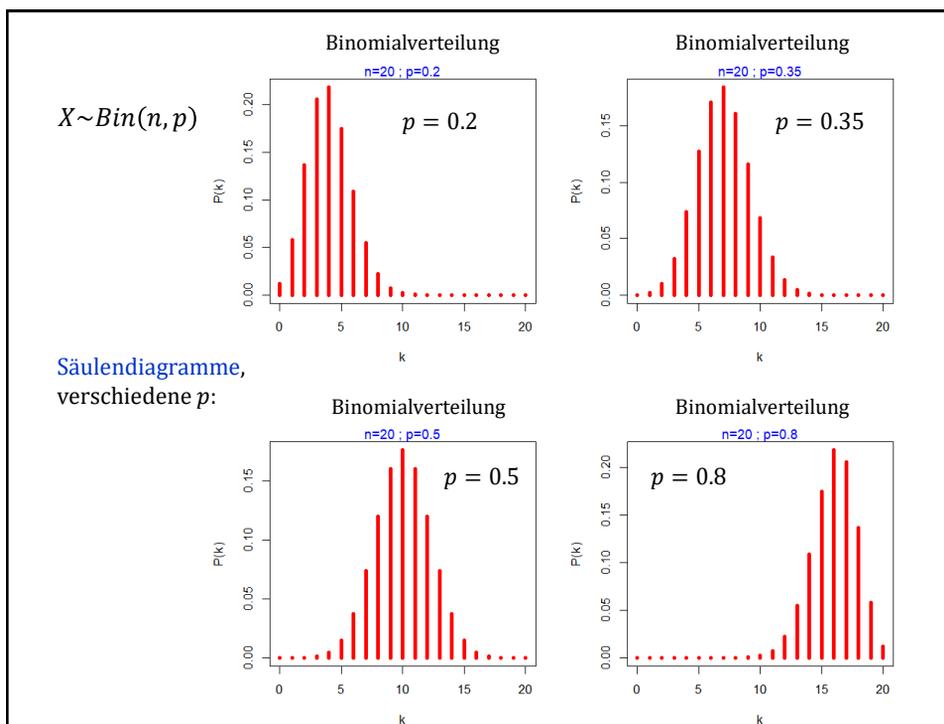
Wenn eine Zufallsvariable X eine solche Wahrscheinlichkeitsfunktion hat, sagt man dass X **binomialverteilt** ist.

- Zufallsvariable X : Anzahl "Erfolge" (ohne moralische Wertung!)
- $P(X = k)$: W., dass die Zufallsvariable X den Wert k annimmt, also Wahrscheinlichkeit für k "erfolgreiche" Versuche
- n : totale Anzahl der Bernoulli-Versuche
- $p = P(A)$: Wahrscheinlichkeit für "Erfolg" in jedem einzelnen Bernoulli-Versuch

Kurzbezeichnung: $X \sim \text{Bin}(n, p)$ Ereignisraum: $\Omega_X = \{0, 1, 2, \dots, n\}$

www.matstat.org

7



8

Die Binomialverteilung

Beispiel: Münzwurf, 20 mal, mit $P(\text{Kopf}) = 0.5$.

Wahrscheinlichkeit 8 Mal "Kopf" zu werfen?:

Zufallsvariable X : Anzahl "Kopf" bei insgesamt 20 Würfeln

$$X \sim \text{Bin}(20, 0.5)$$

$$P(X = 8) = p_X(8) = \binom{20}{8} \cdot 0.5^8 \cdot 0.5^{12} = 0.12$$



$$P = \text{dbinom}(8, \text{size} = 20, \text{prob} = 0.5)$$

www.matstat.org

9

Die Binomialverteilung

Normierung:

$$\sum_{k=0}^n p_X(k) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k} = 1 \quad \text{Beweis mit Binomialtheorem}$$

[siehe Anhang](#)

Erwartungswert: $E(X) = \sum_{k=0}^n k \cdot p_X(k) = \dots = n \cdot p$

Beispiel Münzwurf: $p = 1/2$; $n = 10 \rightarrow E(X) = 5$

Erwartungswert, Varianz, Standardabweichung:

$$\begin{aligned} E(X) &= n \cdot p \\ V(X) &= n \cdot p \cdot (1 - p) \\ D(X) &= \sqrt{V(X)} \end{aligned}$$

www.matstat.org

10

Die Binomialverteilung

Verteilungsfunktion:

$$F_X(a) = P(X \leq a) = \sum_{k=0}^a p_X(k)$$

a : reelle Zahl

keine analytische Formel möglich

Die Verteilungsfunktionen für $\text{Bin}(n, p)$ ist **tabelliert**:

- nur für eine gewisse Auswahl von p
- meist nur für $n = 2, 3, \dots, 20$

Zur Erinnerung: Die Formel $p_X(k) = F_X(k) - F_X(k-1)$ kann angewendet werden, um mit Hilfe der Verteilungsfunktion F_X die Wahrscheinlichkeitsfunktion p_X auszurechnen.

www.matstat.org

11

Tabell 6. Binomialfördelningen

$P(X \leq x)$ där $X \in \text{Bin}(n, p)$.

För $p > .5$ utnyttja att $P(X \leq x) = P(Y \geq n - x)$ där $Y \in \text{Bin}(n, 1 - p)$

Tabelle:

$X \sim \text{Bin}(n, p)$

n	x	p	0.05	0.10	0.15	0.20	0.25	0.30	0.40	0.50
2	0		.90250	.81000	.72250	.64000	.56250	.49000	.36000	.25000
	1		.99750	.99000	.97750	.96000	.93750	.91000	.84000	.75000
3	0		.85737	.72900	.61412	.51200	.42188	.34300	.21600	.12500
	1		.99275	.97200	.93925	.89600	.84375	.78400	.64800	.50000
	2		.99987	.99900	.99662	.99200	.98438	.97300	.93600	.87500
4	0		.81451	.65610	.52201	.40960	.31641	.24010	.12960	.06250
	1		.98598	.94770	.89048	.81920	.73828	.65170	.47520	.31250
	2		.99952	.99630	.98802	.97280	.94922	.91630	.82080	.68750
	3		.99999	.99990	.99949	.99840	.99609	.99190	.97440	.93750
5	0		.77378	.59049	.44371	.32768	.23730	.16807	.07776	.03125
	1		.97741	.91854	.83521	.73728	.63281	.52822	.33696	.18750
	2		.99884	.99144	.97339	.94208	.89648	.83692	.68256	.50000
	3		.99997	.99954	.99777	.99328	.98438	.96922	.91296	.81250
	4		1.00000	.99999	.99992	.99968	.99902	.99757	.98976	.96875
6	0		.73509	.53144	.37715	.26214	.17798	.11765	.04666	.01562
	1		.96723	.88574	.77648	.65536	.53394	.42017	.23328	.10938
	2		.99777	.98415	.95266	.90112	.83057	.74431	.54432	.34375
	3		.99991	.99873	.99411	.98304	.96240	.92953	.82080	.65625
	4		1.00000	.99995	.99960	.99840	.99536	.98906	.95904	.89063
	5		1.00000	1.00000	.99999	.99994	.99976	.99927	.99590	.98438
7	0		.69834	.47830	.32058	.20972	.13348	.08235	.02799	.00781
	1		.95562	.85031	.71658	.57672	.44495	.32942	.15863	.06250
	2		.99624	.97431	.92623	.85197	.75641	.64707	.41990	.22656

12

Die Binomialverteilung

Beispiel: $X \sim \text{Bin}(5, 0.2)$, d.h. $n = 5$ und $p = 0.2$

Suche: Wahrscheinlichkeit für 3 "Erfolge" (d.h. 3 mal das Ereignis mit $p = 0.2$)

a) $p_X(k) = \binom{n}{k} \cdot p^k \cdot (1-p)^{n-k}$ wird gebraucht für $n = 5$; $k = 3$; $p = 0.2$

$$p_X(3) = \binom{5}{3} \cdot 0.2^3 \cdot 0.8^2 = \frac{5!}{3! \cdot 2!} \cdot 0.2^3 \cdot 0.8^2 = \frac{4 \cdot 5}{2} \cdot 0.2^3 \cdot 0.8^2 = \underline{\underline{0.0512}}$$

b) **oder** mit Hilfe der Tabelle für die Verteilungsfunktion:

$$p_X(3) = F_X(3) - F_X(2) = 0.99328 - 0.94208 = \underline{\underline{0.0512}} \quad (\text{siehe Tabelle oben})$$

große n, k : Tabelle meist einfacher und schneller (wenn die Tabelle p enthält)

c) noch einfacher:  **dbinom**: Wahrscheinlichkeitsfunktion ("probability density")
pbinom: Verteilungsfunktion ("probability distribution")

`dbinom(x, size, prob)`



$$\text{dbinom}(3, 5, 0.2) = \underline{\underline{0.0512}}$$

uwe.menzel@matstat.org

13

Die Binomialverteilung

Verteilung für komplementäre Ereignisse:

$$P(A) = p \quad \text{Z. v. } X: \text{Anzahl } A \quad X \sim \text{Bin}(n, p)$$

$$P(A^*) = 1 - p \quad \text{Z. v. } Y: \text{Anzahl } A^* \quad Y \sim \text{Bin}(n, 1 - p)$$

$$X + Y = n$$

Zusammenhang zwischen den Wahrscheinlichkeitsfunktionen für X und Y:

$$P(X = k) = P(Y = n - k)$$

Trat k mal Ereignis A ein, dann muss $(n - k)$ mal Ereignis A^* eingetreten sein.

Beispiel Münze: 10 kast, 3 mal Kopf \rightarrow 7 mal Zahl

www.matstat.org

14

Die Binomialverteilung

Verteilung für komplementäre Ereignisse:

$$P(A) = p \quad \text{Z. v. } X: \text{Anzahl } A \quad X \sim \text{Bin}(n, p)$$

$$P(A^*) = 1 - p \quad \text{Z. v. } Y: \text{Anzahl } A^* \quad Y \sim \text{Bin}(n, 1 - p)$$

Zusammenhang zwischen den Verteilungsfunktionen für X und Y :

$$\begin{aligned} F_X(k) &= P(X \leq k) = P(n - Y \leq k) = P(-Y \leq k - n) = P(Y \geq n - k) \\ &= 1 - P(Y \leq n - k - 1) = 1 - F_Y(n - k - 1) \end{aligned}$$

$$\Rightarrow F_X(k) = 1 - F_Y(n - k - 1)$$

$$\Rightarrow P(X \leq k) = P(Y \geq n - k)$$

uwe.menzel@matstat.org

15

Die Binomialverteilung

Zusammenhang zwischen den Verteilungsfunktionen für X und Y :

Beispiel: $n = 5$; $k = 2$

X	Y
0	5
1	4
2	3
3	2
4	1
5	0

$$P(X \leq k) = P(Y \geq n - k)$$



$$P(X \leq 2) = P(Y \geq 3)$$

www.matstat.org

16

Die Binomialverteilung

Zusammenhang zwischen den Verteilungsfunktionen für X und Y :

Beispiel: $X \sim \text{Bin}(n, p)$ mit $P(A) = p = 0.7$; $n = 5 \rightarrow X \sim \text{Bin}(5, 0.7)$

Suche: $F_X(1)$

a) nutze $F_X(k) = 1 - F_Y(n - k - 1)$ und Tabelle

!! Keine Werte für $p = 0.7$ in der Tabelle, daher wenden wir $F_Y(k)$ an:

$$F_X(1) = 1 - F_Y(\overset{n}{5} - \overset{k}{1} - 1) = 1 - F_Y(3) \quad \text{där } Y \sim \text{Bin}(5, 0.3)$$

$$= 1 - 0.969 = \underline{\underline{0.031}}$$

b) nutze $F_X(a) = \sum_{k=0}^a p_X(k)$

$$F_X(1) = p_X(0) + p_X(1) = \binom{5}{0} \cdot 0.7^0 \cdot 0.3^5 + \binom{5}{1} \cdot 0.7^1 \cdot 0.3^4 = \underline{\underline{0.031}}$$

www.matstat.org

17

Die Binomialverteilung

Additionssatz für die Binomialverteilung:

$$\left. \begin{array}{l} X \sim \text{Bin}(n_1, p) \\ Y \sim \text{Bin}(n_2, p) \end{array} \right\} X + Y \sim \text{Bin}(n_1 + n_2, p)$$

!! Die Zufallsvariablen X und Y müssen **denselben Parameter p** haben!

- erst n_1 unabhängige Bernoulli-Versuche mit W. p
 - dann n_2 unabhängige Bernoulli-Versuche mit W. p
- dasselbe wie $n_1 + n_2$ Bernoulli-Versuche mit einem Mal!

www.matstat.org

18

Die Binomialverteilung

Beispiel:

Ein (Bernoulli-) Versuch "glückt" mit der Wahrscheinlichkeit $p = 0.8$.
Man führt 12 unabhängige Versuche aus.

a) Welche Verteilung hat die Zufallsvariable $X = \text{Anzahl geglückter Versuche}$?

$$X \sim \text{Bin}(12, 0.8)$$

b) Welche Verteilung hat die Zufallsvariable $Y = \text{Anzahl missglückter Versuche}$?

$$Y \sim \text{Bin}(12, 0.2)$$

Vorsicht Falle!

c) Berechne $P(2 \leq Y \leq 4)$

Tabelle

$$P(2 \leq Y \leq 4) = P(1 < Y \leq 4) = F_X(4) - F_X(1) = 0.927 - 0.275 = \underline{\underline{0.652}}$$

www.matstat.org

19

Die Binomialverteilung

Beispiel:

Ein (Bernoulli-) Versuch "glückt" mit der Wahrscheinlichkeit $p = 0.8$.
Man führt 12 unabhängige Versuche durch.

d) Berechne die Wahrscheinlichkeit dass die Anzahl geglückter Versuche größer als 7, jedoch nicht größer als 10 ist.

$$\begin{aligned} P(7 < X \leq 10) &= F_X(10) - F_X(7) \quad p = 0.8 \text{ nicht in Tabelle, wende } Y \text{ an!} \\ &= 1 - F_Y(12 - 10 - 1) - 1 + F_Y(12 - 7 - 1) = F_Y(4) - F_Y(1) \\ &= 0.927 - 0.275 = \underline{\underline{0.652}} \end{aligned}$$

!! Dies ist dasselbe wie in Frage c), denn

$X \in \{8, 9, 10\}$ bedeutet gleichzeitig $Y \in \{2, 3, 4\}$

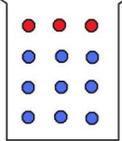
X	Y	Σ
8	4	12
9	3	12
10	2	12

www.matstat.org

20

Die Hypergeometrische Verteilung

Wir versuchen wieder, die Verteilung mit Hilfe eines Beispiels zu verstehen:

<p><u>Urne:</u></p> <ul style="list-style-type: none"> • 3 rote Kugeln • 7 blaue Kugeln 		<p><u>Zufallsversuch:</u></p> <ul style="list-style-type: none"> • ziehe Kugel, ohne Zurücklegen (Unterschied zu $Bin(n, p)$!!) • ziehe insgesamt n Kugeln
---	---	--

Wenn die Kugeln **nicht** zurückgelegt werden:

$$\begin{array}{l}
 P(\text{rot in 2. Ziehung} \mid \text{rot in 1. Ziehung}) = \frac{2}{9} \\
 P(\text{rot in 2. Ziehung} \mid \text{blau in 1. Ziehung}) = \frac{3}{9}
 \end{array}
 \left. \vphantom{\begin{array}{l} \\ \\ \end{array}} \right\} \begin{array}{l} \text{Die einzelnen Ziehungen sind} \\ \text{\textbf{nicht} mehr unabhängig} \rightarrow \\ \text{\textbf{keine Binomialverteilung!}} \end{array}$$

Zufallsvariable X = Anzahl roter Kugeln unter den n gezogenen Kugeln. Wir suchen die **Wahrscheinlichkeitsfunktion**:

$$P(X = k) = p_X(k) = ?$$

www.matstat.org

21

Die Hypergeometrische Verteilung

Anmerkung: Wir hatten

$$P(\text{rot in 2.} \mid \text{rot in 1.}) = \frac{2}{9}$$

$$P(\text{rot in 2.} \mid \text{blau in 1.}) = \frac{3}{9}$$

Dies bedeutet jedoch **nicht**, dass die totale W., eine rote Kugel in der 2. Ziehung zu erhalten, verschieden ist von der W. eine rote Kugel in der 1. Ziehung zu erhalten (was man vielleicht vermuten könnte):

Zur Erinnerung, **totale Wahrscheinlichkeit**:

$$\begin{aligned}
 P(\text{rot in 2.}) &= P(\text{rot in 2.} \mid \text{rot in 1.}) \cdot P(\text{rot in 1.}) + P(\text{rot in 2.} \mid \text{blau in 1.}) \cdot P(\text{blau in 1.}) \\
 &= \frac{2}{9} \cdot \frac{3}{10} + \frac{3}{9} \cdot \frac{7}{10} = \frac{6 + 21}{90} = \frac{27}{90} = \frac{3}{10} = \underline{\underline{P(\text{rot in 1.})}}
 \end{aligned}$$

Die Zufallsvariable X ist deshalb **nicht binomialverteilt**, weil die einzelnen Ziehungen **nicht unabhängig sind** (was eine Voraussetzung für das Vorliegen der Binomialverteilung ist)!

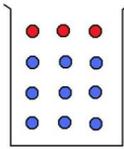
www.matstat.org

22

Die Hypergeometrische Verteilung

Urne:

- 3 rote Kugeln
- 7 blaue Kugeln



Zufallsversuch:

- ziehe Kugel, **ohne Zurücklegen**
(Unterschied zu $Bin(n, p)$)
- ziehe insgesamt n Kugeln (hier $n = 5$)

Zufallsvariable $X =$ Anzahl der roten Kugeln unter den n gezogenen $\Omega_X = \{0, 1, 2, 3\}$

Die **Wahrscheinlichkeitsfunktion** kann mittels der klassischen Wahrscheinlichkeitsdefinition gefunden werden: $P = g/m$

Angenommen, wir haben 3 rote und 7 blaue Kugeln; und ziehen insgesamt 5 Kugeln. Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit, dass unter diesen 5 Kugeln genau 2 rote sind?:

$$P(X = 2) = \frac{g}{m} = \frac{\binom{3}{2} \cdot \binom{7}{3}}{\binom{10}{5}}$$

$\binom{3}{2}$ = Anzahl der Möglichkeiten, 2 von den 3 roten zu ziehen
 $\binom{7}{3}$ = Anzahl der Möglichkeiten, 3 von den 7 blauen zu ziehen
 (wenn 2 rote von insgesamt 5 Kugeln gezogen wurden, dann müssen 3 blaue Kugeln gezogen worden sein!)
 $\binom{10}{5}$ = Anzahl der Möglichkeiten, 5 von insgesamt 10 Kugeln zu ziehen

www.matstat.org

23

Die Hypergeometrische Verteilung

Wahrscheinlichkeitsfunktion $P(X = k)$:

Zufallsvariable $X =$ Anzahl der "roten" unter den n gezogenen

$$P(X = k) = \frac{\binom{m}{k} \cdot \binom{N - m}{n - k}}{\binom{N}{n}}$$

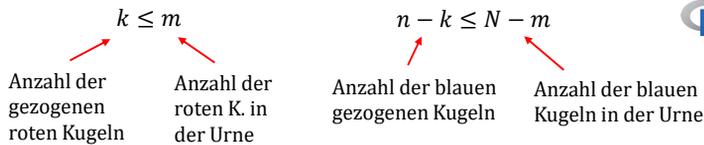
$\Omega_X = \{0, 1, 2, \dots, \min(n, m)\}$

N : totale Anzahl der "Kugeln" in der Urne

n : Anzahl der gezogenen Kugeln

m : Anzahl der "roten Kugeln" in der Urne

k : Anzahl der gezogenen "roten Kugeln"



Wenn diese Restriktionen nicht erfüllt sind, wird $P(X = k)$ nach obenstehender Formel automatisch Null, denn es gilt $\binom{m}{k} = 0$ wenn $k > m$.

www.matstat.org

24

Die Hypergeometrische Verteilung

Kurzbezeichnung: $X \sim \text{Hyp}(N, n, m)$ N : Gesamtanzahl der Objekte
 n : Anzahl der gezogenen Objekte
 m : Anzahl der Objekte der 1. Sorte

Natürlich gilt all dies nicht nur für Kugeln, die aus einer Urne gezogen werden. Die Verteilung gilt allgemein für das Auswählen ohne Zurücklegen aus einem Reservoir mit zwei Sorten von Objekten.

Erwartungswert, Varianz, Standardabweichung:

Sei die Zufallsvariable X hypergeometrisch verteilt, also $X \sim \text{Hyp}(N, m, n)$
 Es gilt :

$$E(X) = n \cdot p$$

$$V(X) = n \cdot p \cdot (1 - p) \cdot \frac{N - n}{N - 1}$$

$$D(X) = \sqrt{V(X)}$$

$p = m/N$ Anteil der "roten",
 also der Objekte der 1. Sorte im
 Reservoir (z.B. Urne)

www.matstat.org

25

Die Hypergeometrische Verteilung

Approximation mittels Binomialverteilung:

Annahme: $n/N < 0.1$ "Daumenregel": es werden nicht mehr als ca. 10% aller Objekte im Reservoir gezogen. Dann kann man nähern

$$\text{Hyp}(N, m, n) \rightarrow \text{Bin}\left(n, \frac{m}{N}\right) \quad p = \frac{m}{N} \text{ (Anteil "roter Kugeln/Objekte Sorte 1")}$$

$$\text{z.B. } N = 10000 ; n = 10 \rightarrow \frac{N-n}{N-1} = \frac{9990}{9999} \approx 1$$



$$V(X) = n \cdot p \cdot (1 - p) \cdot \frac{N-n}{N-1} \approx n \cdot p \cdot (1 - p) \quad \dots \text{ wie für } \text{Bin}(n, p)$$

www.matstat.org

26

Die Poisson-Verteilung

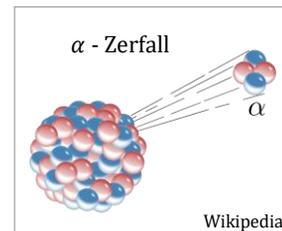


Vorkommen und Voraussetzungen:

- Die Poisson-Verteilung beschreibt die Wahrscheinlichkeit, dass eine gewisse Anzahl von zufälligen Ereignissen in einem festgelegten Zeit- oder Längenintervall eintritt.
- Es wird angenommen, dass (in Zeit oder Raum) aufeinander folgende Ereignisse ("Events") **unabhängig** eintreffen, d.h. wenn ein oder mehrere Ereignisse gerade eingetroffen sind, so hat dies keinen Einfluss auf die Anzahl der Ereignisse in einem späteren Intervall (es ist **kein "Gedächtnis"** vorhanden)

Beispiele für Ereignisse:

- Anfragen an einen Server (unabhängig in der Zeit?)
- Unfälle auf der A9 (unabhängig in Zeit/Raum ?)
- Eintreffen von e-Mails (unabhängig in der Zeit ?)
- Eintreffen von Kunden an einer Kasse
- radioaktiver Zerfallsprozess (unabhängig in der Zeit!)



www.matstat.org

27

Die Poisson-Verteilung

$$X \sim Po(\mu)$$

- Zufallsvariable** X : Anzahl der Ereignisse in einem bestimmten Zeit- oder Längenintervall
- Wahrscheinlichkeitsfunktion**: $P(X = k) = p_X(k) =$ Wahrscheinlichkeit, dass in dem Intervall genau k Ereignisse eintreffen

$$p_X(k) = \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu} \quad k = 0, 1, 2, 3, \dots \quad (\mu \text{ muss dimensionslos sein})$$

$$p_X(k) = \frac{(\lambda t)^k}{k!} e^{-\lambda t} \quad k = 0, 1, 2, 3, \dots \quad (\lambda \text{ hat Dimension } 1/\text{Zeit})$$

$$p_X(k) = \frac{(\lambda l)^k}{k!} e^{-\lambda l} \quad k = 0, 1, 2, 3, \dots \quad (\lambda \text{ hat Dimension } 1/\text{Länge})$$

Erwartungswert, Varianz, Standardabweichung:

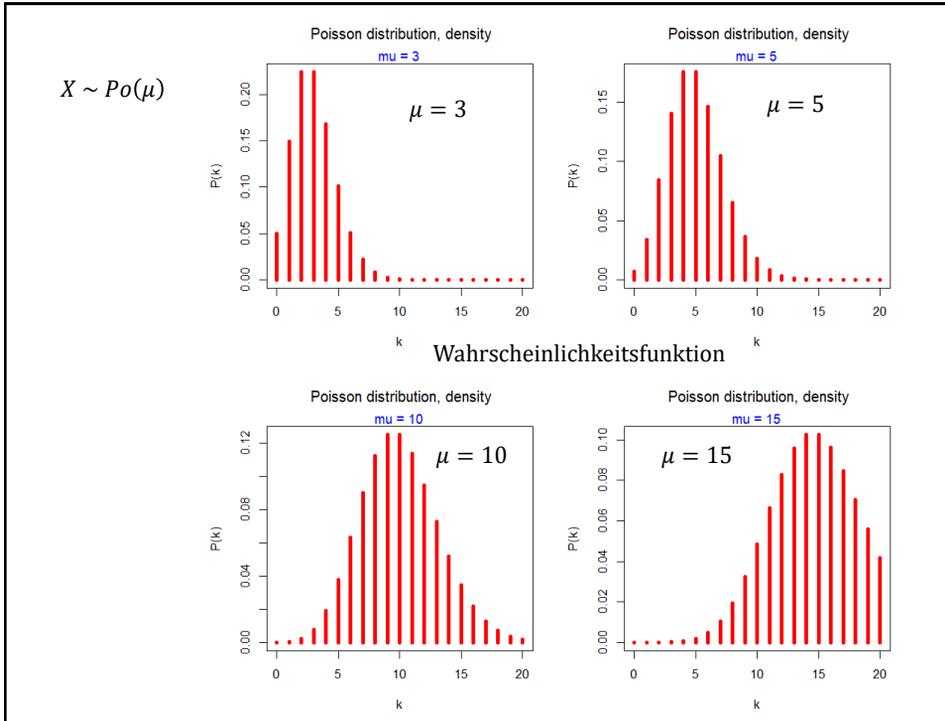
$$E(X) = \mu \quad \text{"Durchschnitt" für ein Zeit- oder Längenintervall}$$

$$V(X) = \mu$$

$$D(X) = \sqrt{\mu}$$

www.matstat.org

28



29

Die Poisson-Verteilung $X \sim Po(\mu)$

Zufallsvariable X : Anzahl der Ereignisse in einem bestimmten Zeit- oder Längenintervall → **Normierung**:

$$\sum_{k=0}^{\infty} p_X(k) = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{\mu^k}{k!} \cdot e^{-\mu} = e^{-\mu} \cdot \underbrace{\sum_{k=0}^{\infty} \frac{\mu^k}{k!}}_{= e^{\mu} \text{ (Reihenentwicklung)}} = e^{-\mu} \cdot e^{\mu} = \underline{\underline{1}} \quad \checkmark$$

Erwartungswert:

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot p_X(k) = \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot \frac{\mu^k}{k!} \cdot e^{-\mu} = e^{-\mu} \cdot \sum_{k=1}^{\infty} \frac{\mu \cdot \mu^{k-1}}{(k-1)!} \quad \text{Subst.: } m = k - 1 \\ &= e^{-\mu} \cdot \mu \cdot \underbrace{\sum_{m=0}^{\infty} \frac{\mu^m}{m!}}_{= e^{\mu} \text{ (Reihenentwicklung)}} = e^{-\mu} \cdot \mu \cdot e^{\mu} = \underline{\underline{\mu}} \end{aligned}$$

www.matstat.org

30

Die Poisson-Verteilung $X \sim Po(\mu)$

Zufallsvariable X : Anzahl der Ereignisse in einem bestimmten Zeit- oder Längenintervall → **Verteilungsfunktion:**

$$F_X(a) = P(X \leq a) = \sum_{k=0}^a p_X(k) = \sum_{k=0}^a \frac{\mu^k}{k!} \cdot e^{-\mu} \quad \text{Tabelle!}$$

Additionseigenschaft:

$X \sim Po(\mu_1)$
 $Y \sim Po(\mu_2)$ } $X + Y \sim Po(\mu_1 + \mu_2)$ **Vorsicht!:** Die Differenz $X - Y$ ist **nicht** Poisson-verteilt!



www.matstat.org

31

Tabell 5. Poissonfördelningen
 $P(X \leq x)$ där $X \in Po(\mu)$.

Verteilungsfunktion:
Tabelle:
 $X \sim Po(\mu)$

x	μ	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
0		.90484	.81873	.74082	.67032	.60653	.54881	.49659	.44933	.40657
1		.99532	.98248	.96306	.93845	.90980	.87810	.84420	.80879	.77248
2		.99985	.99885	.99640	.99207	.98561	.97688	.96586	.95258	.93714
3		1.00000	.99994	.99973	.99922	.99825	.99664	.99425	.99092	.98654
4			1.00000	.99998	.99994	.99983	.99961	.99921	.99859	.99766
5				1.00000	1.00000	.99999	.99996	.99991	.99982	.99966
6						1.00000	1.00000	.99999	.99998	.99996
7								1.00000	1.00000	1.00000
	μ	1.0	1.2	1.4	1.6	1.8	2.0	2.2	2.4	2.6
0		.36788	.30119	.24660	.20190	.16530	.13534	.11080	.09072	.07427
1		.73576	.66263	.59183	.52493	.46284	.40601	.35457	.30844	.26738
2		.91970	.87949	.83350	.78336	.73062	.67668	.62271	.56971	.51843
3		.98101	.96623	.94627	.92119	.89129	.85712	.81935	.77872	.73600
4		.99634	.99225	.98575	.97632	.96359	.94735	.92750	.90413	.87742
5		.99941	.99850	.99680	.99396	.98962	.98344	.97509	.96433	.95096
6		.99992	.99975	.99938	.99866	.99743	.99547	.99254	.98841	.98283
7		.99999	.99996	.99989	.99974	.99944	.99890	.99802	.99666	.99467
8		1.00000	1.00000	.99998	.99995	.99989	.99976	.99953	.99914	.99851
9				1.00000	.99999	.99998	.99995	.99990	.99980	.99962
10					1.00000	1.00000	.99999	.99998	.99996	.99991
11							1.00000	1.00000	.99999	.99998
12									1.00000	1.00000
	μ	2.8	3.0	3.2	3.4	3.6	3.8	4.0	4.2	4.4
0		.06081	.04979	.04076	.03327	.02722	.02237	.01832	.01500	.01222

32

Die Poisson-Verteilung

Skalierung:

$$p_X(k) = \frac{\mu^k}{k!} \cdot e^{-\mu} \quad \mu \text{ muss dimensionslos sein !}$$

Manchmal ist:

$$\mu = \lambda \cdot t \quad (\text{für einen Prozess in der Zeit}) \text{ oder}$$

$$\mu = \lambda \cdot l \quad (\text{für eine Prozess im Raum})$$

mit den Einheiten: $[\lambda] = \frac{1}{s}$ bzw. $[\lambda] = \frac{1}{m}$

$$\Rightarrow p_X(k) = \frac{(\lambda \cdot t)^k}{k!} \cdot e^{-\lambda \cdot t}$$

www.matstat.org

33

Die Poisson-Verteilung

Beispiel: Eintreffende e-Mails

Ein Student bekommt durchschnittlich 1.5 e-Mails pro Stunde. Wir nehmen an, dass die Anzahl der e-Mails pro Zeiteinheit Poisson-verteilt ist.

Zufallsvariable X : Anzahl e-Mails im Zeitintervall.

$$X \sim Po(\mu) \quad \mu = \lambda \cdot t \quad \lambda = \frac{1.5}{h}$$

a) Wahrscheinlichkeit, dass keine e-Mail innerhalb einer Stunde kommt?

$$t = 1h \quad \mu = \lambda \cdot t = \frac{1.5}{h} \cdot 1h = 1.5 \quad k = 0 \text{ (keine Mail)}$$

$$p_X(0) = \frac{\mu^0}{0!} \cdot e^{-1.5} = e^{-1.5} \cong \underline{\underline{0.2231}} \quad \mathbb{R}: \text{dpois}(0, 1.5)$$

b) Wahrscheinlichkeit, dass mehr als 3 Mails innerhalb von **zwei Stunden** kommen?:

$$t = 2h \quad \mu = \lambda \cdot t = \frac{1.5}{h} \cdot 2h = 3 \quad (\text{Erwartungswert für 2 Stunden!})$$

$$P(X > 3) = 1 - P(X \leq 3) = 1 - F_X(3) \quad \text{wobei } X \sim Po(3) \quad \text{Tabelle}$$

$$= 1 - 0.6472 = \underline{\underline{0.3528}}$$

\mathbb{R} : ppois(3, 3) berechnet $F_X(3)$

www.matstat.org

34

Die Poisson-Verteilung

Beispiel: Eintreffende e-Mails (Fortsetzung)

Ein Student bekommt durchschnittlich 1.5 e-Mails pro Stunde. Wir nehmen an, dass die Anzahl der e-Mails pro Zeiteinheit Poisson-verteilt ist.

Zufallsvariable X: Anzahl e-Mails im Zeitintervall.

$$X \sim Po(\mu) \quad \mu = \lambda \cdot t \quad \lambda = \frac{1.5}{h}$$

c) Wahrscheinlichkeit, dass der Student höchstens 10 Mails innerhalb eines Arbeitstages von 8 Stunden bekommt?

$$t = 8h \quad \mu = \lambda \cdot t = \frac{1.5}{h} \cdot 8h = 12 \quad (\text{Erwartungswert für 8 Stunden!})$$

$$P(X \leq 10) = F_X(10) \quad \text{där } X \sim Po(12) \quad \text{Tabelle}$$

$$= \underline{\underline{0.3472}}$$

: ppois(10, 12) berechnet $F_X(10)$

www.matstat.org

35

Die Poisson-Verteilung

Beispiel: Kernphysik, Versuch I

Eine radioaktive Substanz emittiert durchschnittlich 8 Partikel pro Sekunde. Die Anzahl der pro Sekunde emittierten Partikel ist Poisson-verteilt.

Zufallsvariable X: Anzahl der Emissionen pro Zeiteinheit.

$$X \sim Po(\mu) \quad \mu = \lambda \cdot t \quad \lambda = \frac{8}{s}$$

a) Wahrscheinlichkeit, dass 7 Partikel innerhalb einer bestimmten Sekunde emittiert werden?

$$t = 1s \quad \mu = \lambda \cdot t = \frac{8}{s} \cdot 1s = 8 \quad k = 7 \quad (\text{sieben Partikel})$$

$$P(X = 7) = p_X(7) = \frac{8^7}{7!} \cdot e^{-8} = \frac{2097152}{5040} \cdot 3.355 \cdot 10^{-4} \cong \underline{\underline{0.1395}}$$

oder: $P(X = 7) = p_X(7) = F_X(7) - F_X(6) = 0.453 - 0.3134 = \underline{\underline{0.1396}}$ Tabelle

oder:  dpois(7,8) → 0.1395865

www.matstat.org

36

Die Poisson-Verteilung

Beispiel: Kernphysik, Versuch I (Fortsetzung)

Eine radioaktive Substanz emittiert durchschnittlich 8 Partikel pro Sekunde.

Zufallsvariable X : Anzahl der Emissionen pro Zeiteinheit.

$$X \sim Po(\mu) \quad \mu = \lambda \cdot t \quad \lambda = \frac{8}{s}$$

b) Wahrscheinlichkeit, dass höchstens 6 Partikel in einer Sekunde emittiert werden?:

$$t = 1s \quad \mu = \lambda \cdot t = \frac{8}{s} \cdot 1s = 8$$

$$P(X \leq 6) = F_X(6) = \underline{\underline{0.3134}}$$

c) Wahrscheinlichkeit, dass mehr als 8 Partikel pro Sekunde emittiert werden?:

$$P(X > 8) = 1 - P(X \leq 8) = 1 - F_X(8) \quad \text{där } X \sim Po(8) \quad \text{Tabelle} \\ = 1 - 0.5925 = \underline{\underline{0.4075}}$$

d) W., dass mindestens 6 und höchstens 10 Partikel pro Sekunde emittiert werden?:

$$P(6 \leq X \leq 10) = P(5 < X \leq 10) = F_X(10) - F_X(5) \quad \text{där } X \sim Po(8) \quad \text{Tabelle} \\ = 0.8159 - 0.1912 = \dots$$

www.matstat.org

$$P = ppois(10,8) - ppois(5,8)$$

37

Die Poisson-Verteilung

Beispiel: Kernphysik, Versuch II

Es ist bekannt, dass $X \sim Po$. Man hat viele Sekunden-Intervalle vermessen und dabei festgestellt, dass die Wahrscheinlichkeit, **kein** Signal pro Sekunde zu erhalten gleich 0.07 ist. Welche Anzahl von Signalen pro Sekunde kommt am häufigsten vor?

$$X \sim Po(\mu) \quad \mu = ?? \quad (\text{wir versuchen zunächst, } \mu \text{ zu berechnen})$$

$$p_X(0) = 0.07 = \frac{\mu^0}{0!} \cdot e^{-\mu} = e^{-\mu} \rightarrow -\mu = \ln(0.07) \rightarrow \mu = 2.66$$

$$p_X(1) = \frac{\mu^1}{1!} \cdot e^{-\mu} = 2.66 \cdot e^{-2.66} = 0.186$$

$$p_X(2) = \frac{\mu^2}{2!} \cdot e^{-\mu} = \frac{2.66^2}{2} \cdot e^{-2.66} = \underline{\underline{0.247}} \quad \leftarrow \text{ am größten!}$$

$$p_X(3) = \frac{\mu^3}{3!} \cdot e^{-\mu} = \frac{2.66^3}{6} \cdot e^{-2.66} = 0.219$$

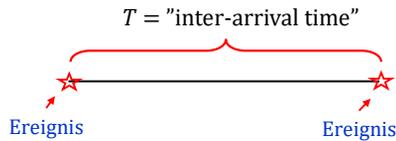
Antwort: Die am häufigsten vorkommende Anzahl ist 2 Emissionen pro Sekunde.

www.matstat.org

38

Die Poisson-Verteilung

Wartezeit ("Inter-arrival time") für Poisson-Prozess: $X \sim Po(\mu) \quad X \sim Po(\lambda \cdot t)$



Zur Erinnerung: die Ereignisse geschehen unabhängig (zufällig) in Zeit oder Raum (bei T kann es sich auch um eine Länge handeln!) Daher ist T eine Zufallsvariable.

Wie ist T verteilt?

Die Wahrscheinlichkeit dass T größer als eine Zeit/Länge t ist, also $P(T > t)$, ist gleich der Wahrscheinlichkeit dass kein Ereignis im Intervall t eintritt, also gleich $p_X(0)$ bezogen auf das Intervall t .

$$\Rightarrow P(T > t) = p_X(0 | t)$$

$p_X(0 | t)$ = Wahrscheinlichkeit, dass 0 Ereignisse im Intervall t eintreten

www.matstat.org

39

Die Poisson-Verteilung

Väntetid (Inter-arrival time) för Poisson process: $X \sim Po(\lambda \cdot t)$



$$\Rightarrow P(T > t) = p_X(0 | t)$$

$p_X(0 | t)$ = Wahrscheinlichkeit, dass 0 Ereignisse im Intervall t eintreten

$$p_X(k) = \frac{(\lambda \cdot t)^k}{k!} \cdot e^{-\lambda \cdot t} \quad \text{W., dass } k \text{ Ereignisse im Zeitraum } t \text{ eintreffen}$$

$$P(T > t) = p_X(0) = e^{-\lambda \cdot t} \quad \Rightarrow \quad P(T \leq t) = 1 - e^{-\lambda \cdot t}$$

$$\Rightarrow \boxed{F_T(t) = 1 - e^{-\lambda \cdot t}}$$

Dies ist die Verteilungsfunktion für die Exponentialverteilung.

Antwort: Die "Wartezeit" T ist exponentialverteilt (siehe Vorlesung **F5**).

www.matstat.org

40

Die Geometrische Verteilung

Man wiederholt einen Versuch welcher mit der Wahrscheinlichkeit p "glückt".
Man fährt solange fort bis der Versuch zum 1. Mal glückt.

Zufallsvariable X : Anzahl der Versuche bis zum ersten geglückten Versuch.

Beispiel: Man wirft eine Münze so lange bis man "Kopf" erhält ("Glück" = "Kopf"). Wie groß ist die Wahrscheinlichkeit dass man 1 Mal, 2 Mal, 3 Mal, ... usw. werfen muss?

Wahrscheinlichkeitsfunktion:

$$P(X = k) = p_X(k) = \underbrace{(1-p)^{k-1}}_{(k-1) \text{ missglückte Versuche}} \cdot p \quad \leftarrow \text{geglückt im } k\text{-ten Versuch}$$

Ereignisraum:

$$\Omega_X = \{1, 2, 3, 4, \dots\}$$

Kurzbezeichnung: $X \sim Ge(p)$

Anm: X wird manchmal als Anzahl missglückter Versuche bis zum 1. geglückten definiert!

$$\Rightarrow p_X(k) = (1-p)^k \cdot p \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad \text{siehe Wikipedia "Geometric distribution"}$$

www.matstat.org

41

Die Geometrische Verteilung

$$X \sim Ge(p)$$

Väntevärde:

$$E(X) = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot p_X(k) = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot (1-p)^{k-1} \cdot p = p \cdot \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot (1-p)^{k-1}$$

Substitution: $q = 1 - p$

$$\begin{aligned} E(X) &= (1-q) \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot q^{k-1} = (1-q) \sum_{k=0}^{\infty} k \cdot q^{k-1} = (1-q) \sum_{k=0}^{\infty} \frac{d}{dq} q^k \\ &= (1-q) \frac{d}{dq} \sum_{k=0}^{\infty} q^k = (1-q) \frac{d}{dq} \left(\frac{1}{1-q} \right) = (1-q) \cdot \frac{-1}{(1-q)^2} \cdot (-1) \\ &= \frac{1}{1-q} = \frac{1}{p} \end{aligned}$$

$$E(X) = \frac{1}{p}$$

Ist p klein, dann ist im Schnitt eine größere Anzahl von Versuchen erforderlich um den 1. geglückten Versuch zu erhalten

www.matstat.org

42

Die Geometrische Verteilung

$$X \sim Ge(p)$$

Varianz :

$$V(X) = \frac{1-p}{p^2}$$

p kleiner \rightarrow größere Varianz

Standardabweichung :

$$D(X) = \sqrt{V(X)}$$

siehe auch Anhang

Verteilungsfunktion :

$P(X > k)$ = Wahrsch. für Misserfolg in den ersten k Versuchen = $(1-p)^k$

$$F_X(k) = P(X \leq k) = 1 - P(X > k) = 1 - (1-p)^k = 1 - q^k$$

$q = 1 - p$ (Definition)

$$F_X(k) = 1 - q^k$$

www.matstat.org

43

Die Geometrische Verteilung

Beispiel: Würfel

Wie groß ist die Wahrsch. dass die erste Fünf im 4. Wurf kommt?:

Zufallsvariable X : Anzahl der Würfe bis zur 1. Fünf $X \sim Ge(p)$

$p = \frac{1}{6}$ Wahrsch. dass Wurf glückt = Wahrsch. dass Fünf kommt

$$P(X = 4) = p_X(4) = \underbrace{(1-p)^3}_{3 \text{ missglückte Versuche}} \cdot p = \left(\frac{5}{6}\right)^3 \cdot \frac{1}{6} = \underline{\underline{0.096}}$$

3 missglückte Versuche

www.matstat.org

44

Anhang

Diskrete Verteilungen

Uwe Menzel, 2018
 uwe.menzel@matstat.org
www.matstat.org

45

Die Geometrische Verteilung

$P(X > k) =$ W. dass die ersten k Versuche missglücken $= (1 - p)^k$

$$\begin{aligned}
 P(X > k) &= (1 - p)^k \cdot p \\
 &+ (1 - p)^k \cdot (1 - p) \cdot p \\
 &+ (1 - p)^k \cdot (1 - p)^2 \cdot p \\
 &+ (1 - p)^k \cdot (1 - p)^3 \cdot p \\
 &+ \dots
 \end{aligned}
 \left. \vphantom{\begin{aligned} P(X > k) &= (1 - p)^k \cdot p \\ &+ (1 - p)^k \cdot (1 - p) \cdot p \\ &+ (1 - p)^k \cdot (1 - p)^2 \cdot p \\ &+ (1 - p)^k \cdot (1 - p)^3 \cdot p \\ &+ \dots \end{aligned}} \right\} \begin{array}{l} \dots \text{ alle m\u00f6glichen Ereignisse} \\ \text{nach } k \text{ missgl\u00fcckten Versuchen} \end{array}$$

$q = 1 - p$ (definition)

$$\begin{aligned}
 &= (1 - p)^k \cdot [p + (1 - p) \cdot p + (1 - p)^2 \cdot p + (1 - p)^3 \cdot p + \dots] \\
 &= (1 - p)^k \cdot p \cdot [1 + q + q^2 + q^3 + q^4 + \dots] \quad \text{geometrische Reihe} \\
 &= (1 - p)^k \cdot p \cdot \frac{1}{1 - q} = (1 - p)^k \cdot p \cdot \frac{1}{p} = (1 - p)^k \quad \text{wie zuvor}
 \end{aligned}$$

www.matstat.org

46

Binomialverteilung; Normierung

$$(x + y)^n = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} x^k \cdot y^{n-k} \quad \text{Binomialtheorem}$$



setze: $x = p$
 $y = 1 - p$

$$1 = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p^k \cdot (1 - p)^{n-k}$$

www.matstat.org