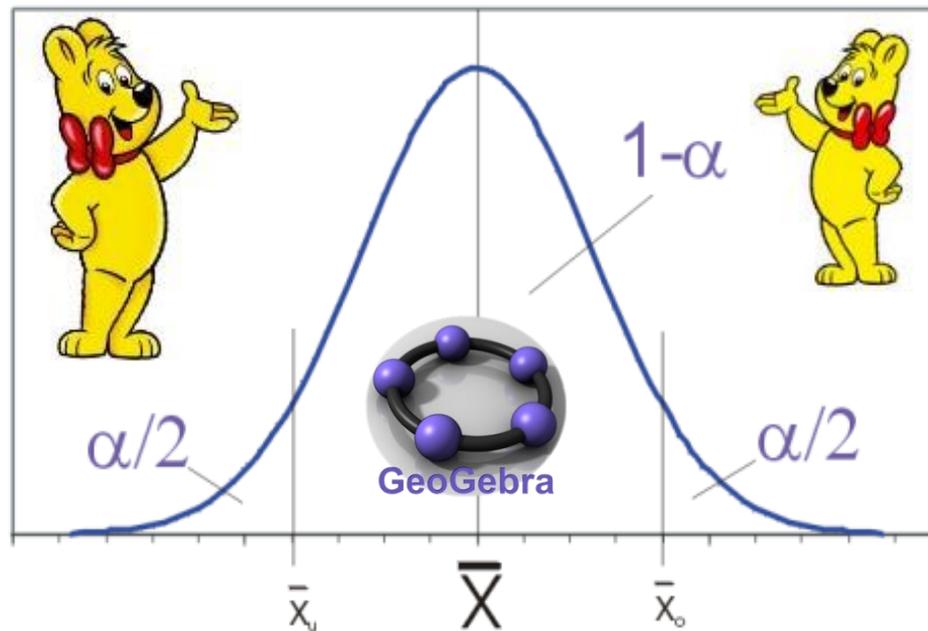
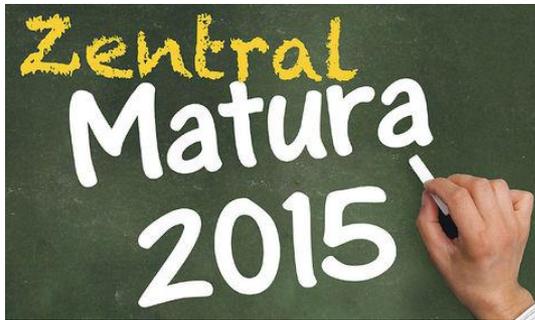


Das Konfidenzintervall und der Goldbär





Standardisierte kompetenzorientierte
schriftliche Reifeprüfung

AHS

11. Mai 2015

Mathematik

Teil-2-Aufgaben



Aufgabe 3

Blutgruppen

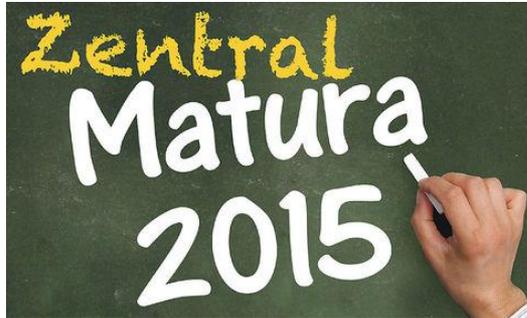
c) In einer österreichischen Gemeinde, in der 1 800 Einwohner/innen Blut spenden könnten, nahmen **150** Personen an einer freiwilligen Blutspendeaktion teil. Es wird angenommen, dass die Blutspender/innen eine Zufallsstichprobe darstellen. **72** Blutspender/innen hatten Blutgruppe A.

Berechnen Sie aufgrund dieses Stichprobenergebnisses ein symmetrisches **95%-Konfidenzintervall** für den tatsächlichen (relativen) Anteil p der Einwohner/innen dieser Gemeinde mit Blutgruppe A, die Blut spenden könnten!

$$n = 150$$

$$k = 72$$

$$\gamma = 0,95$$



Standardisierte kompetenzorientierte
schriftliche Reifeprüfung

AHS

15. Jänner 2016

Mathematik

Teil-1-Aufgaben

BM **BF**
Bundesministerium für
Bildung und Frauen

Bundesinstitut
bifie

Aufgabe 24

Breite eines Konfidenzintervalls

Bei einer Meinungsbefragung wurden **500** zufällig ausgewählte Bewohner/innen einer Stadt zu ihrer Meinung bezüglich der Einrichtung einer Fußgängerzone im Stadtzentrum befragt. Es sprachen sich **60%** der Befragten für die Einrichtung einer solchen Fußgängerzone aus, 40% sprachen sich dagegen aus.

Als **95%-Konfidenzintervall** für den Anteil der Bewohner/innen dieser Stadt, die die Einrichtung einer Fußgängerzone im Stadtzentrum befürworteten, erhält man mit Normalapproximation das Intervall **[55,7 %; 64,3 %]**.

$$n = 500 \quad h = 0,6 \quad \gamma = 0,95$$

Intervall [55,7 %; 64,3 %].

$n = 500$

$h = 0,6$

$\gamma = 0,95$

Aufgabenstellung:

Kreuzen Sie die beiden zutreffenden Aussagen an!

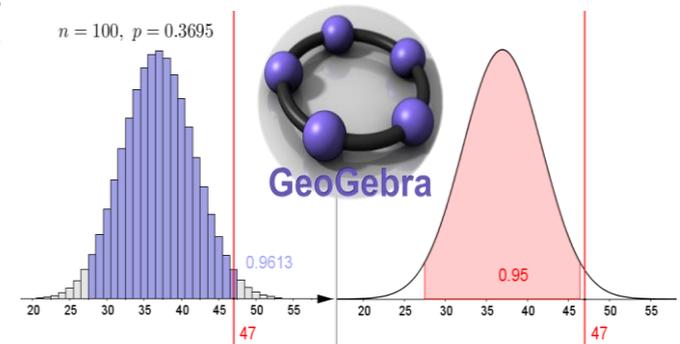
Das Konfidenzintervall wäre breiter, wenn man einen größeren Stichprobenumfang gewählt hätte und der relative Anteil der Befürworter/innen gleich groß geblieben wäre. $n > 500$	<input type="checkbox"/>
Das Konfidenzintervall wäre breiter, wenn man ein höheres Konfidenzniveau (eine höhere Sicherheit) gewählt hätte. $\gamma > 0,95$	<input type="checkbox"/>
Das Konfidenzintervall wäre breiter, wenn man die Befragung in einer größeren Stadt durchgeführt hätte.	<input type="checkbox"/>
Das Konfidenzintervall wäre breiter, wenn der Anteil der Befürworter/innen in der Stichprobe größer gewesen wäre. $h > 0,6$	<input type="checkbox"/>
Das Konfidenzintervall wäre breiter, wenn der Anteil der Befürworter/innen und der Anteil der Gegner/innen in der Stichprobe gleich groß gewesen wären. $h = 0,5$	<input type="checkbox"/>

Was erwartet sie in der nächsten Stunde?

➤ Vorstellen einer Unterrichtseinheit zur Simulation einer Umfrage



➤ Möglichkeiten der Berechnung und Visualisierung von Konfidenzintervallen



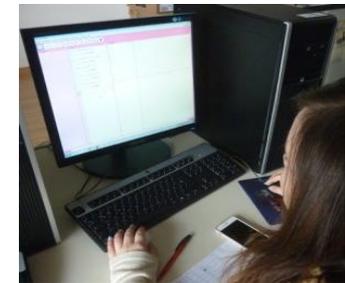
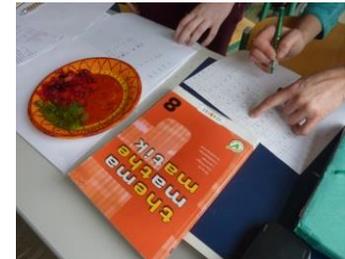
Simulation mit 2000 Minibären

➤ Vorbereitung

➤ 2000 Minibären gezählt nach Farben

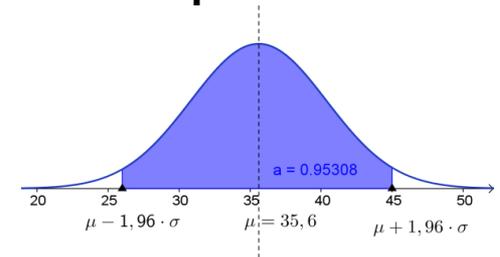
➤ Papierteller, Papier, Stifte

➤ Taschenrechner, Laptop bzw. PC



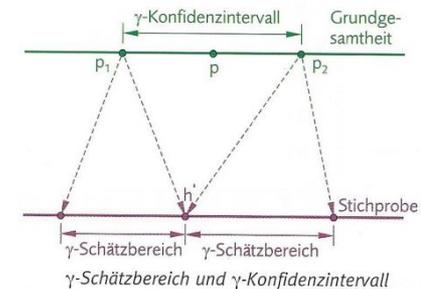
Simulation mit 2000 Minibären

- Vorwissen der Schülerinnen und Schüler
- Schluss von der Gesamtheit auf die Stichprobe
Ermitteln eines γ -Schätzbereiches



- Schluss von der Stichprobe auf die Gesamtheit
Ermitteln eines *Konfidenzintervalls*

Intervallschätzung



Simulation mit 2000 Minibären

➤ Ablauf

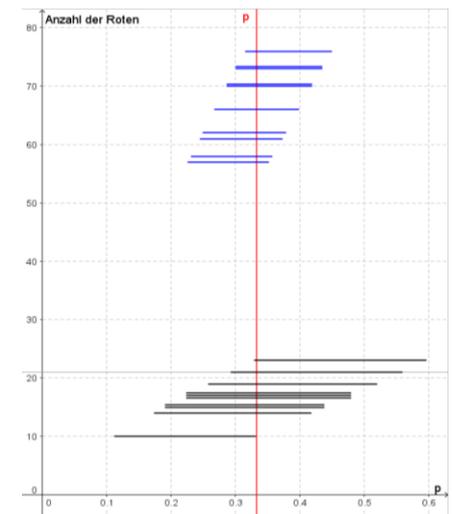
- 10 Gruppen mit je 2-3 Schülerinnen und Schülern
- Ziehen von Zufalls-Stichproben mit Stichprobenumfang $n_1=50$
- Dokumentieren nach Anzahl der gezogenen Farben
- Minibären neu mischen
jetzt Stichproben mit $n_2=200$



Simulation mit 2000 Minibären

➤ Ablauf

- Ermitteln von *95%-Konfidenzintervallen* jeweils für die Stichprobenumfänge $n_1 = 50$ und $n_2 = 200$
- Ermitteln von *γ -Schätzbereichen* für $\gamma = 95\%$
- Auswerten mit Excel bzw. Geogebra und Dokumentieren



Stichprobenumfang n= 50													γ-Schätzbereich für γ=95%		
	Gruppe 1	Gruppe 2	Gruppe 3	Gruppe 4	Gruppe 5	Gruppe 6	Gruppe 7	Gruppe 8	Gruppe 9	Gruppe 10	gesamt	rel. Anteil	xmin	xmax	Intervall für x
grün	12	4	10	5	11	8	8	8	9	9	84	0,168	3,14	13,46	[3; 14]
weiß	9	10	7	14	3	5	8	10	10	10	86	0,172	3,14	13,46	[3; 14]
gelb	10	4	11	9	7	10	11	8	8	7	85	0,170	3,89	14,66	[3; 15]
orange	9	11	5	5	6	8	9	7	8	9	77	0,154	2,53	12,42	[2; 13]
rot	10	21	17	17	23	19	14	17	15	15	168	0,336	10,12	23,18	[10; 24]
	50	50	50	50	50	50	50	50	50	50	500	1,000			

Stichprobenumfang n= 200													γ-Schätzbereich für γ=95%		
													xmin	xmax	Intervall für x
grün	30	37	31	35	31	43	36	27	32	30	332	0,1660	22,89	43,51	[22; 44]
weiß	41	49	30	30	35	31	22	35	28	31	332	0,1660	22,89	43,51	[22; 44]
gelb	34	27	43	39	45	25	37	41	31	49	371	0,1855	26,33	47,87	[26; 48]
orange	29	25	35	26	31	25	32	24	39	33	299	0,1495	20,02	39,78	[20; 39]
rot	66	62	61	70	58	76	73	73	70	57	666	0,3330	53,54	79,66	[53; 80]
	200	200	200	200	200	200	200	200	200	200	2000	1,0000			

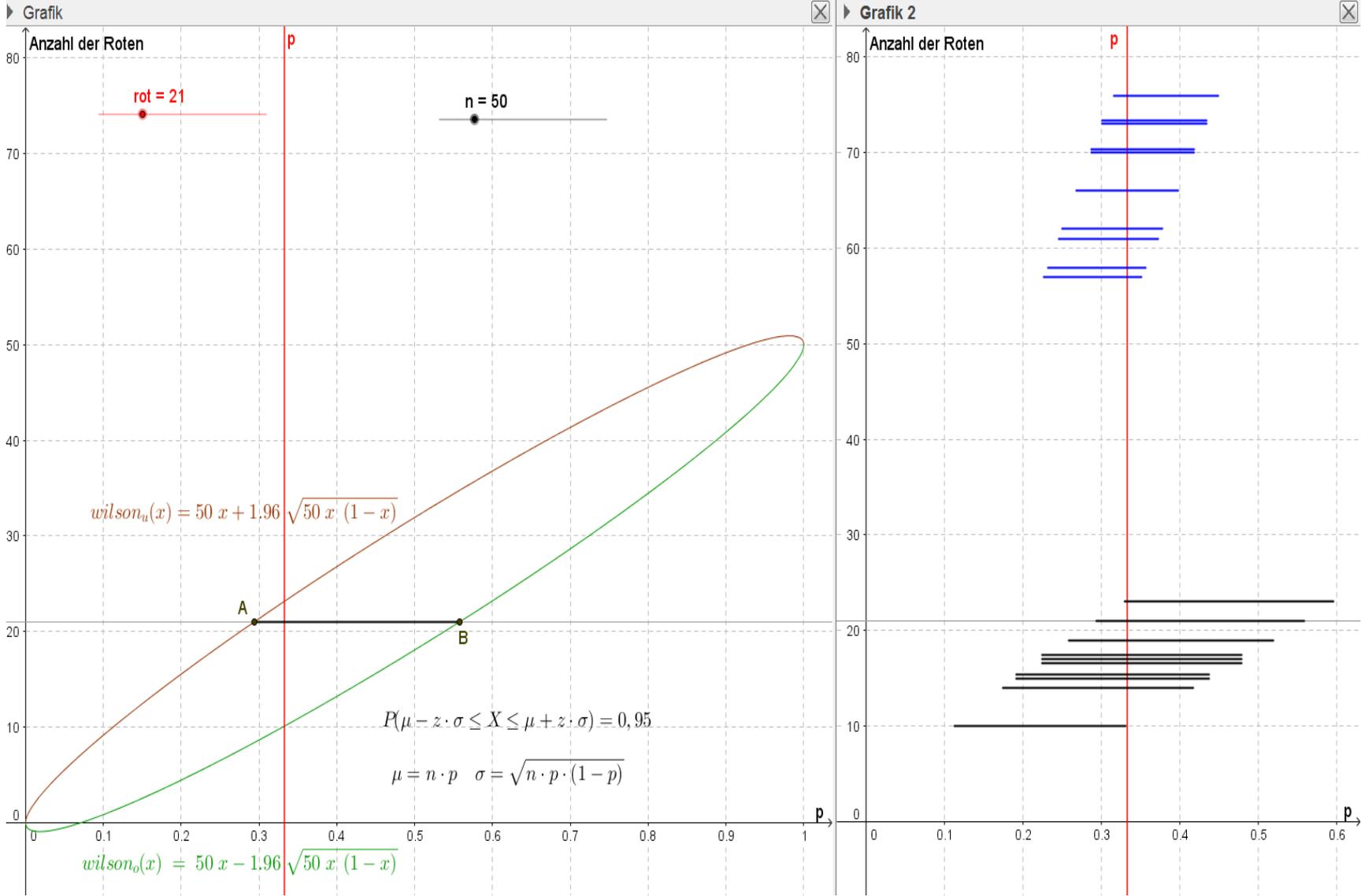
relativer Anteil von rot in der Stichprobe mit n=200

0,330	0,310	0,305	0,350	0,290	0,380	0,365	0,365	0,350	0,285
-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

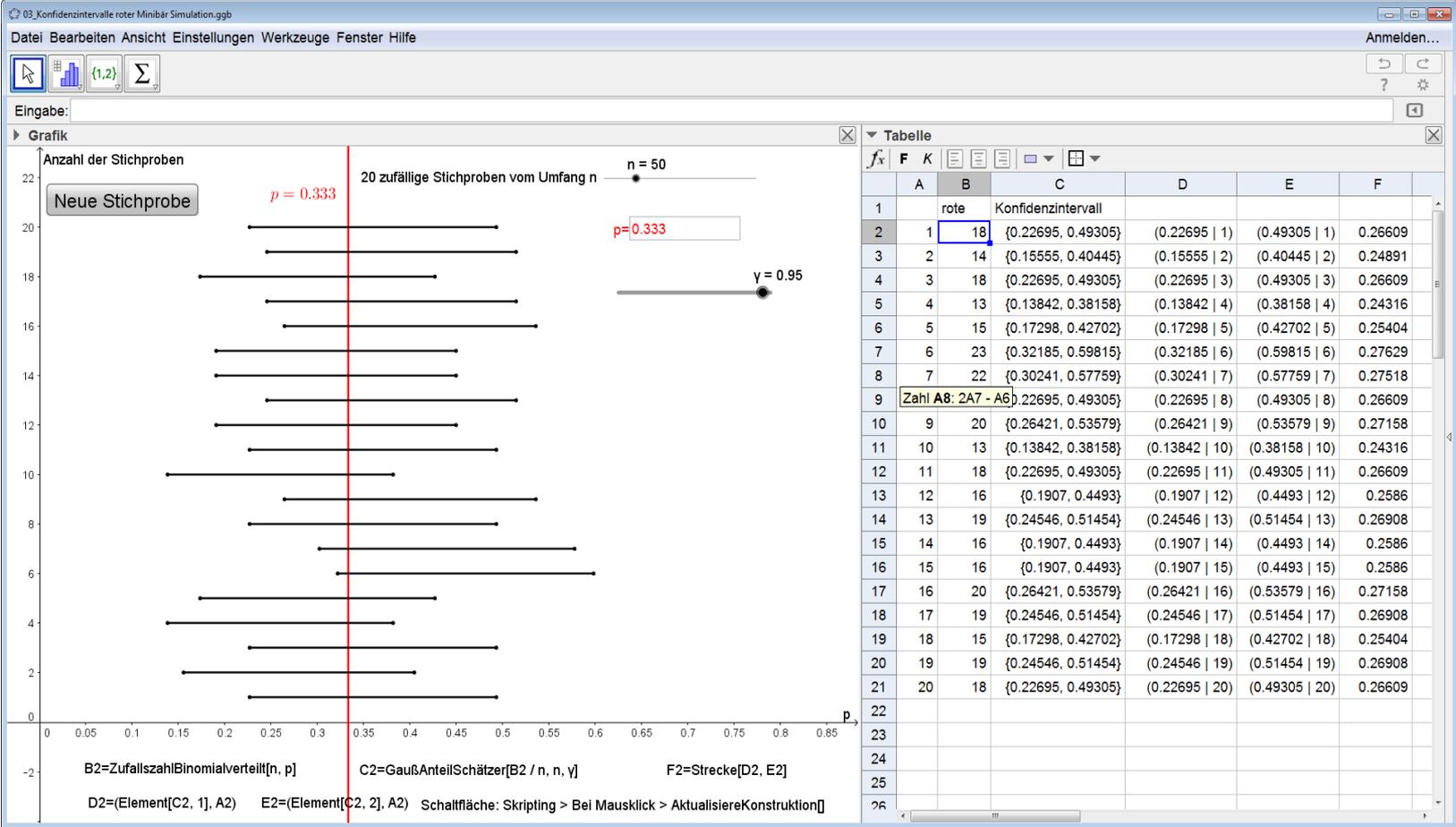
95%-Konfidenzintervalle für das Merkmal **roter Minibär**

	Stichprobenumfang n= 50					Stichprobenumfang n= 200				
	rot	"exakt" (Wilson)		Näherung (Wald)		rot	"exakt" (Wilson)		Näherung (Wald)	
		pmin	pmax	pmin	pmax		pmin	pmax	pmin	pmax
Gruppe 1	10	0,11244	0,33038	0,08913	0,31087	66	0,26857	0,39783	0,26483	0,39517
Gruppe 2	21	0,29375	0,55767	0,28319	0,55681	62	0,24999	0,37717	0,24590	0,37410
Gruppe 3	17	0,22437	0,47846	0,20869	0,47131	61	0,24536	0,37199	0,24119	0,36881
Gruppe 4	17	0,22437	0,47846	0,20869	0,47131	70	0,28729	0,41836	0,28390	0,41610
Gruppe 5	23	0,32970	0,59600	0,32185	0,59815	58	0,23154	0,35638	0,22711	0,35289
Gruppe 6	19	0,25863	0,51850	0,24546	0,51454	76	0,31559	0,44893	0,31273	0,44727
Gruppe 7	14	0,17475	0,41666	0,15554	0,40446	73	0,30140	0,43368	0,29828	0,43172
Gruppe 8	17	0,22437	0,47846	0,20869	0,47131	73	0,30140	0,43368	0,29828	0,43172
Gruppe 9	15	0,19104	0,43751	0,17298	0,42702	70	0,28729	0,41836	0,28390	0,41610
Gruppe 10	15	0,19104	0,43751	0,17298	0,42702	57	0,22695	0,35115	0,22244	0,34756

	95%-Konfidenzintervalle für rot n=50		95%-Konfidenzintervalle für rot n=200	
	Angaben in %	Breite	Angaben in %	Breite
Gruppe 1	[11,24 ; 33,04]	21,79	[26,85 ; 39,79]	12,93
Gruppe 2	[29,37 ; 55,77]	26,39	[24,99 ; 37,72]	12,72
Gruppe 3	[22,43 ; 47,85]	25,41	[24,53 ; 37,20]	12,66
Gruppe 4	[22,43 ; 47,85]	25,41	[28,72 ; 41,84]	13,11
Gruppe 5	[32,97 ; 59,60]	26,63	[23,15 ; 35,64]	12,48
Gruppe 6	[25,86 ; 51,85]	25,99	[31,55 ; 44,90]	13,33
Gruppe 7	[17,47 ; 41,67]	24,19	[30,14 ; 43,37]	13,23
Gruppe 8	[22,43 ; 47,85]	25,41	[30,14 ; 43,37]	13,23
Gruppe 9	[19,10 ; 43,76]	24,65	[28,72 ; 41,84]	13,11
Gruppe 10	[19,10 ; 43,76]	24,65	[22,69 ; 35,12]	12,42



Simulation von 20 Zufalls-Stichproben



Konfidenzintervalle und



➤ Ermitteln und Berechnen

CAS	
1	GaußAnteilSchätzer[72/150, 150, 0.95] → {0.40005, 0.55995}
2	GaußAnteilSchätzer[<Stichprobenanteil>, <Stichprobengröße>, <Signifikanzniveau>]
3	$(72/150-p)^2 \leq 1.96^2 \cdot (p \cdot (1-p)) / 150$ Löse: $\left\{ \frac{-49 \sqrt{96001} + 92401}{192302} \leq p \leq \frac{49 \sqrt{96001} + 92401}{192302} \right\}$
4	$\{(-49 \sqrt{96001} + 92401) / 192302 \leq p \leq (49 \sqrt{96001} + 92401) / 192302\}$ ≈ {0.40155 ≤ p ≤ 0.55945}

Verteilung Statistik

Gauß-Schätzer einer Proportion

Konfidenzniveau

Stichprobe

Erfolge

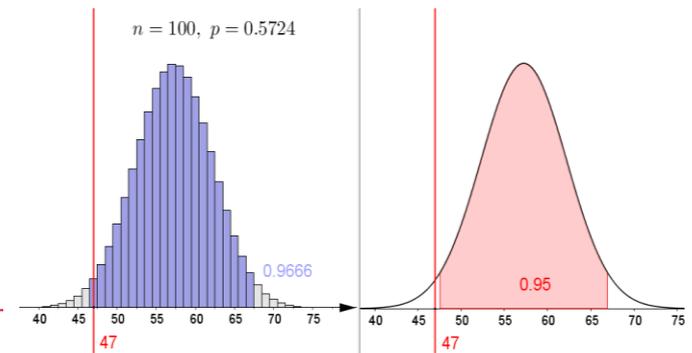
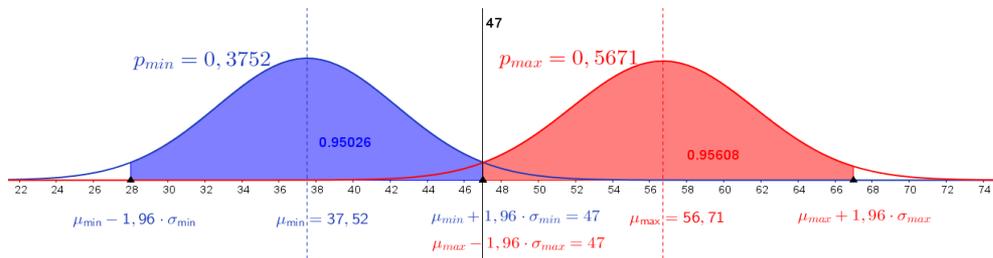
N

Ergebnis

Gauß-Schätzer einer Proportion

Erfolge	72
N	150
SE	0.0408
Limes inferior	0.4
Limes superior	0.56
Intervall	0.48 ± 0.08

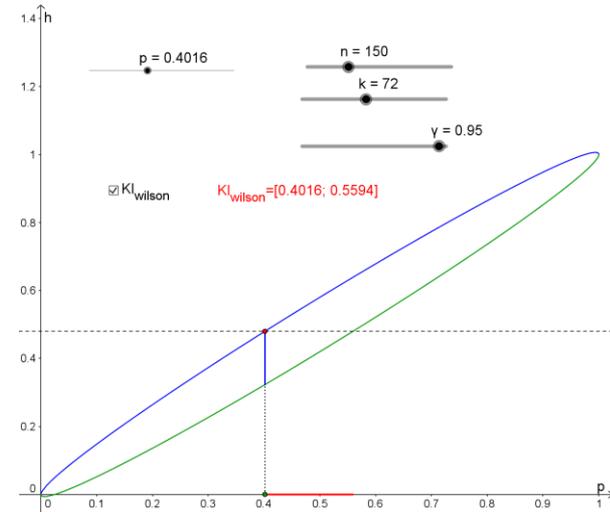
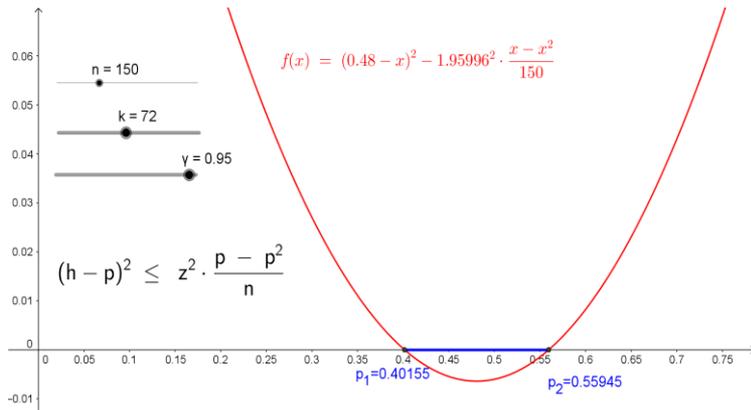
➤ Visualisieren



Konfidenzintervalle und



➤ Modellieren

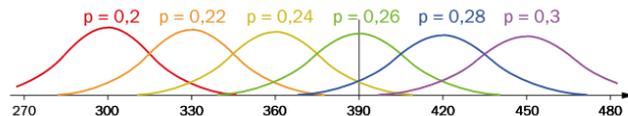


➤ Experimentieren

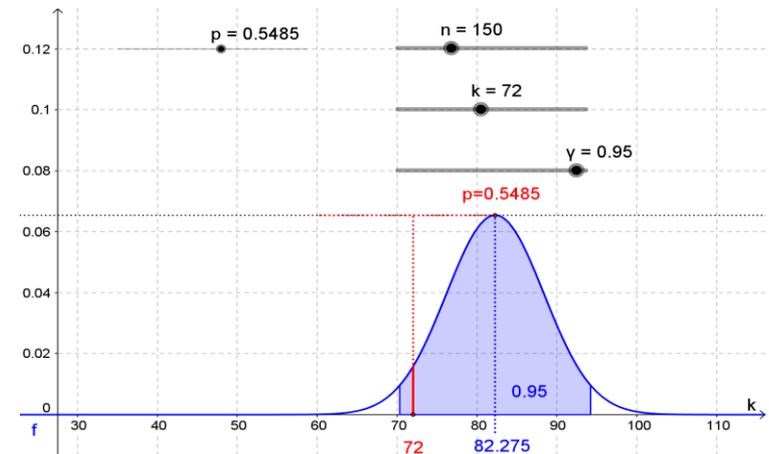
Wir suchen Gauß'sche Glockenkurven mit den Parametern $\mu = 1500p$ und $\sigma = \sqrt{1500(p - p^2)}$, sodass die Anzahl $x = 390$ in einem 99%igen Streubereich liegt:

In der folgenden Darstellung sieht man:

Die Glockenkurven mit $p = 0,24$, $p = 0,26$ und $p = 0,28$ passen.



In den Extremfällen ist 390 entweder die linke Grenze x_1 ($\Rightarrow p_{max}$) oder die rechte Grenze x_2 ($\Rightarrow p_{min}$) des Streubereiches einer Glockenkurve. Wir veranschaulichen die Situation:



Ein wenig Theorie



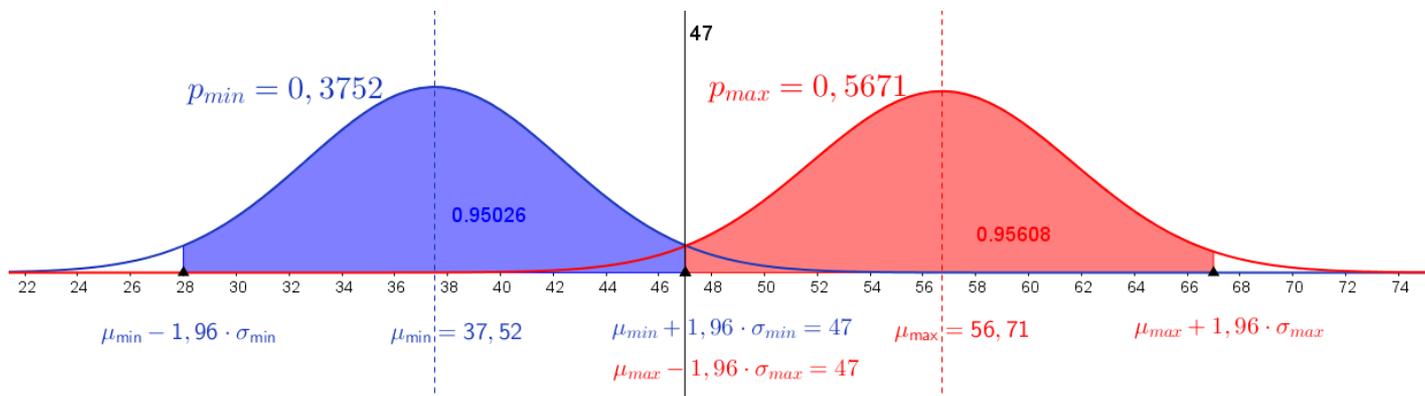
Bevor die Stimmzettel einer Wahl ausgezählt werden, zieht man **100** Stimmzettel zufällig aus den Wahlurnen. Auf **47** Stimmzetteln ist die Partei A angekreuzt. Welchen Anteil der Stimmen hat diese Partei in der Gesamtheit errungen?

$$n = 100 \quad k = 47 \quad \gamma = 0,95$$

Für einen 95% - Schätzereich um μ muss daher für $x_{\min} = 47$ bzw. $x_{\max} = 47$ gelten:

$$x_{\min} = \mu - 1,96 \cdot \sigma \Rightarrow 100 \cdot p - 1,96 \cdot \sqrt{100 \cdot p \cdot (1 - p)} = 47 \quad *) \Rightarrow p_{\max} \approx 0,57$$

$$x_{\max} = \mu + 1,96 \cdot \sigma \Rightarrow 100 \cdot p + 1,96 \cdot \sqrt{100 \cdot p \cdot (1 - p)} = 47 \quad *) \Rightarrow p_{\min} \approx 0,37$$



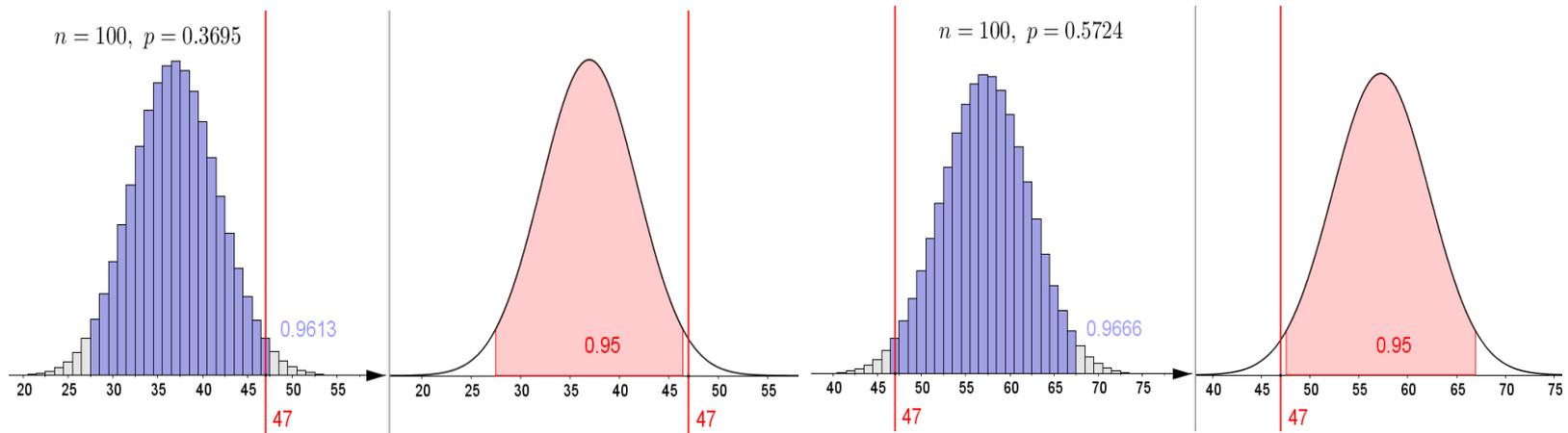
*) durch numerisches Lösen der Gleichung $n \cdot p \pm z \cdot \sqrt{n \cdot p \cdot (1 - p)} = x$ nach p



Ein wenig Theorie

Die obige Abbildung würde nahelegen, dass man die untere Grenze p_{\min} aufrunden und die obere Grenze p_{\max} des Konfidenzintervalls abrunden muss, weil beim Abrunden der unteren Grenze bzw. Aufrunden der oberen Grenze der 95%-Bereich den Wert $x = 47$ nicht mehr überdecken würde.

Berücksichtigt man aber, dass man die real vorliegenden Binomialverteilung durch eine Normalverteilung approximiert hat, ist das **Abrunden der unteren Grenze** und das **Aufrunden der oberen Grenze** des Konfidenzintervalls **gerechtfertigt**.



Das mit der Binomialverteilung exakt ermittelte Konfidenzintervall ist immer breiter als jenes, das mit der Normalapproximation berechnet wurde!



Ein wenig Theorie

➤ Näherungsweise Berechnung mit Formel

$$KI_{Wald} = \left[h - z \cdot \sqrt{\frac{h \cdot (1 - h)}{n}} ; h + z \cdot \sqrt{\frac{h \cdot (1 - h)}{n}} \right]$$

Ergebnis bei der Berechnung im Algebrafenster oder im CAS mit dem Befehl
GaußAnteilSchätzer[<Stichprobenanteil>, <Stichprobengröße>, <Signifikanzniveau>]

➤ Lösen einer quadratischen Gleichung mit CAS

$$KI_{Wilson} = \left[\frac{1}{n + z^2} \cdot \left(n \cdot h + \frac{z^2}{2} - z \cdot \sqrt{n \cdot h(1 - h) + \frac{z^2}{4}} \right) ; \frac{1}{n + z^2} \cdot \left(n \cdot h + \frac{z^2}{2} + z \cdot \sqrt{n \cdot h(1 - h) + \frac{z^2}{4}} \right) \right]$$

$$n \cdot p \pm z \cdot \sqrt{n \cdot p \cdot (1 - p)} = k \Rightarrow (h - p)^2 = \frac{z^2}{n} \cdot p \cdot (1 - p) \text{ mit } h = \frac{k}{n} \text{ Lösen nach } p$$

$$\text{liefert } p_{1,2} = \frac{1}{n + z^2} \cdot \left(n \cdot h + \frac{z^2}{2} \pm z \cdot \sqrt{n \cdot h(1 - h) + \frac{z^2}{4}} \right)$$

Ergebnis bei der Berechnung mittels CAS unter Verwendung einer approximierten Normalverteilung



Ein wenig Theorie

➤ Clopper-Pearson Konfidenzintervall

Exakte Berechnung mit Hilfe der Beta-Verteilung (Excel)

$$p_u = \text{BETAINV}\left(\frac{\alpha}{2}; k; n - k + 1\right)$$

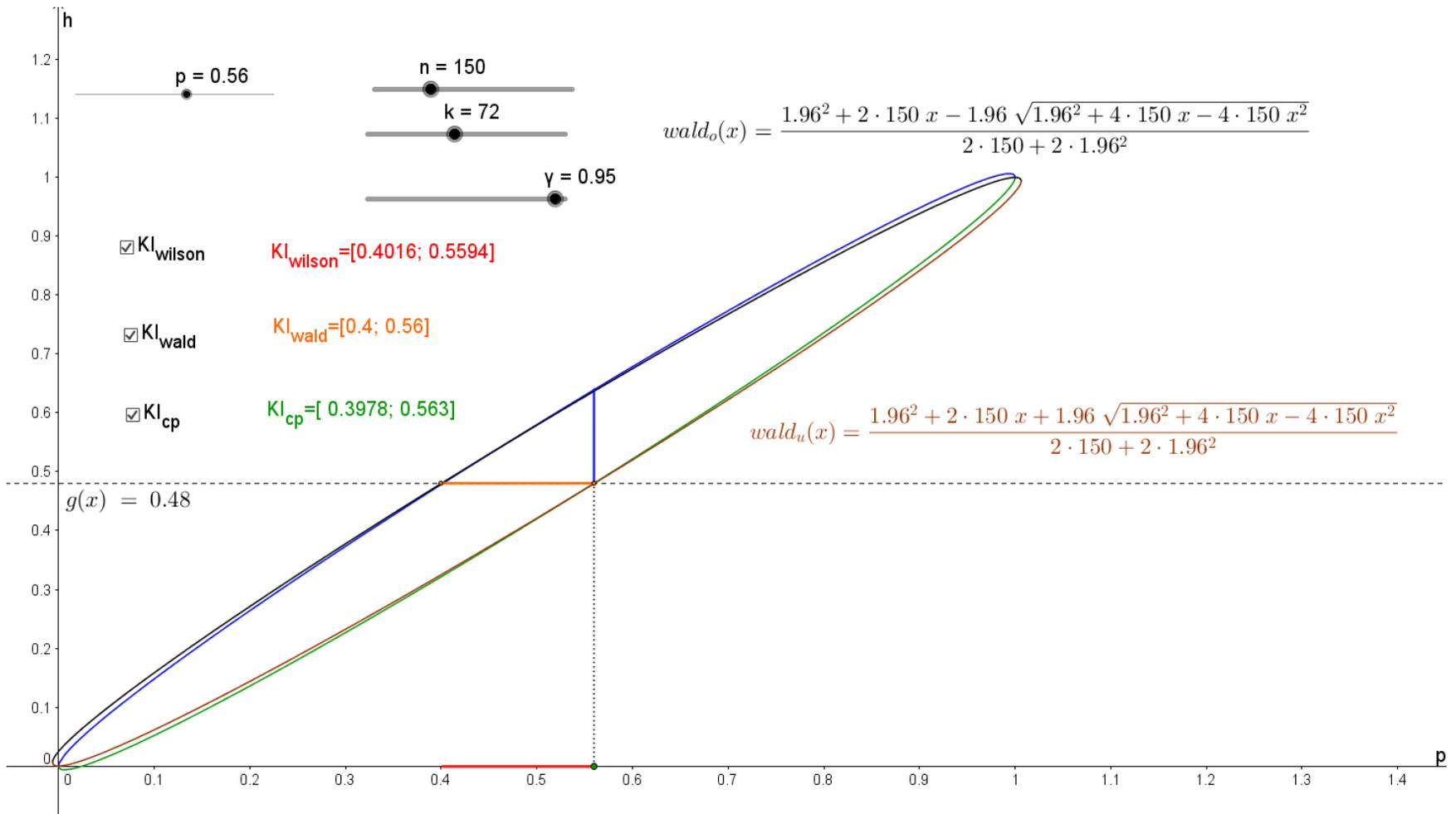
$$p_o = \text{BETAINV}\left(1 - \frac{\alpha}{2}; k + 1; n - k\right) \quad \text{mit } \alpha = 1 - \gamma$$

oder mit Hilfe der F-Verteilung (Geogebra)

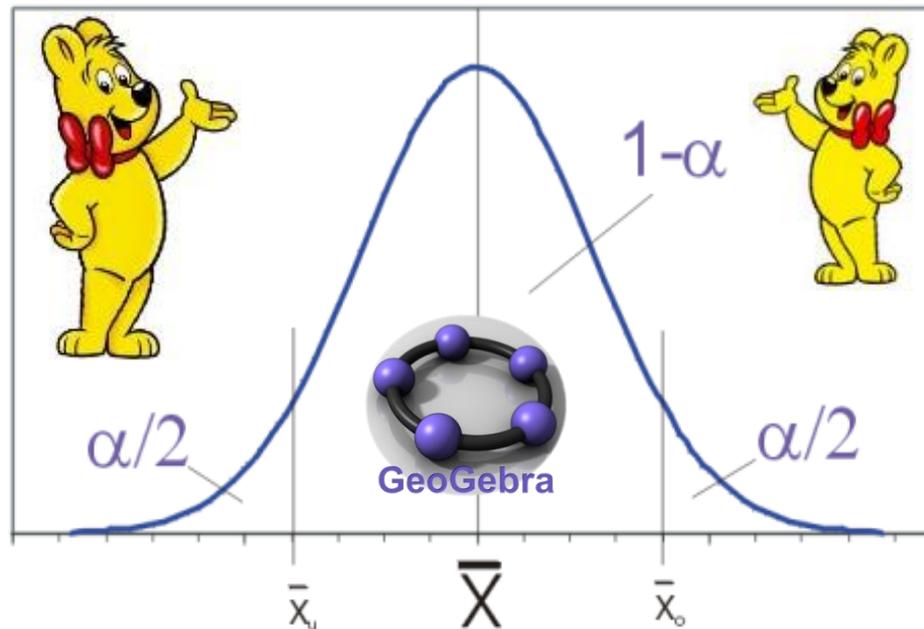
$$p_u := \frac{k}{k + (n - k + 1) \text{InversFVerteilung}\left[2 \cdot (n - k + 1), 2 \cdot k, \frac{1 + \gamma}{2}\right]}$$

$$p_o := \frac{(k + 1) \text{InversFVerteilung}\left[2 \cdot (k + 1), 2 \cdot (n - k), \frac{1 + \gamma}{2}\right]}{n - k + (k + 1) \text{InversFVerteilung}\left[2 \cdot (k + 1), 2 \cdot (n - k), \frac{1 + \gamma}{2}\right]}$$

Vergleich zwischen KI_{Wilson} und KI_{Wald} mittels Konfidenzellipsen



Das Konfidenzintervall und der Goldbär



halmath@gmx.net

haller.buero@aon.at

<https://tube.geogebra.org/material/simple/id/1410927#>