

# Mathe Ausarbeitung

über

## Geburtstagsproblem Teil II

für den Kurs

Angewandte Informatik

an der

DHBW Mosbach

von

Tim Hönnige, Matthias Jooß und Liam Friedrich

Fällig am	31.03.2021
Kurs	INF19A
Dozent	David Weniger

## **Zusammenfassung**

Angenommen wir betrachten das Sommermärchen 2006. Hierbei durfte jede Mannschaft 23 Spieler für ihren Kader nominieren. Der Kader der deutschen Fußballnationalmannschaft für dieses WM-Turnier bestand unter anderem aus Mike Hanke und Christoph Metzelder. Obwohl die Beiden weder für den gleichen Verein spielten noch die gleiche Position im Feld innehatteten, haben sie dennoch etwas gemeinsam: ihren Geburtstag! Ein Zufall ist dies schon, aber ist es auch ein seltenes Ereignis? Wie oft kommt so etwas vor? Um dieser Frage auf den Grund zu gehen, eignet sich ein Blick auf das sogenannte Geburtstagsproblem, das auch unter dem Begriff "Geburtstagsparadoxon" zu finden ist. Seinen Namen erhielt es aufgrund der Tatsache, dass viele Menschen es für eine scheinbar unsinnige Behauptung hielten, da sie nur ihr näheres Umfeld betrachteten und eine mögliche Ansammlung von 23 beliebigen, sich zufällig an einem Platz befindenden Menschen, völlig außer Acht ließen. Das Geburtstagsparadoxon gibt eine Antwort auf die Frage, wie viele Personen in einem Raum sein müssen, damit eine bestimmte Wahrscheinlichkeit besteht, dass mindestens zwei Personen den gleichen Geburtstag haben. Somit generiert es eine Wahrscheinlichkeit, dass unter  $k$  zufällig gewählten Personen mindestens zwei am selben Tag Geburtstag haben. In der folgenden Ausarbeitung wird das Geburtstagsparadoxon zunächst hergeleitet. Daraufhin folgt eine Darstellung der Näherung. Im Anschluss wird die Quantile beleuchtet und der Erwartungswert angegeben. Zum Schluss erfolgt ein Fazit.

# Inhaltsverzeichnis

<b>1</b>	<b>Einführung</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Herleitungen der verwendeten Formeln</b>	<b>2</b>
2.1	Vereinfachung der Wahrscheinlichkeitsverteilung . . . . .	2
2.2	Wahrscheinlichkeitsdichte . . . . .	3
2.3	Erwartungswert . . . . .	4
2.4	Varianz . . . . .	4
2.5	Quantile . . . . .	5
<b>3</b>	<b>Konkrete Zahlen</b>	<b>6</b>
3.1	Wahrscheinlichkeit der ersten Kollision . . . . .	6
3.1.1	$P(X \leq k)$ . . . . .	7
3.1.2	$P(X = k)$ . . . . .	7
3.2	Erwartungswerte . . . . .	8
3.3	Quantile . . . . .	8

# 1 Einführung

Das Geburtstagsproblem generiert eine Wahrscheinlichkeit das unter  $k$  zufällig gewählten Personen mindestens zwei am selben Tag geburtstag haben. Es ist eine Abwandlung des Paradoxons der ersten Kollision. [1] Bei  $k=23$  ist die Wahrscheinlichkeit das zwei Personen bereits am gleichen Tag geburtstag haben bei über 50%. Das ist erstaunlich stochastisch weniger bewanderte Personen für den stets subjektiv zu einer sehr viel geringeren Wahrscheinlichkeit kommen. In der folgenden Ausarbeitung werden wir auf die Näherung für das Paradoxon eingehen sowie Quantile und den Erwartungswert.

das an irgendeinem Tag im Jahr irgendeine der  $k$  Personen

zuerst bestimmen wir  $n$ . Das ist die Wahrscheinlichkeit das eine Person an einem bestimmten Tag der Jahre geburtstag hat. Das gewählte Jahr besitzt 365 Tage (Auf Schaltjahre wird nicht nachgegangen). Außerdem gehen wir von gleich gewichteten Tagen aus.

Daraus ergibt sich:

$$n = \frac{1}{365} \quad (1.1)$$

Um auszurechnen, wie viele Personen sich in einem Raum befinden müssen, so dass die Wahrscheinlichkeit dass mindestens zwei Personen am selben Tag Geburtstag haben bei 50% oder mehr liegt verwenden wir das Gegenereignis. Wir berechnen die Wahrscheinlichkeit, dass alle Personen im Raum an verschiedenen Tagen Geburtstag haben und nähern uns den von oben den 50%

Für 2 Personen:

$$\frac{365}{365} * \frac{364}{365} = 0,997 \quad (1.2)$$

Die erste Person kann aus 365 Tagen wählen ohne dass es zu einer Kollision kommt, für die 2. Person bleiben 364 Tage

Für 3 Personen:

$$\frac{365}{365} * \frac{364}{365} * \frac{363}{365} = 0,991 \quad (1.3)$$

Dies wird weitergeführt, bis die Wahrscheinlichkeit für das Gegenereignis bei etwa 50% liegt, somit liegt dann auch das Ereignis, dass mindestens Zwei Personen am selben Tag Geburtstag haben bei etwa 50%. Dieser Fall tritt bei einer Personen Zahl von 23 ein.

$$\frac{365}{365} * \frac{364}{365} * \frac{363}{365} * \dots * \frac{343}{365} = 0,493 \quad (1.4)$$

Die Wahrscheinlichkeit für keine Kollision liegt bei 0,493, somit liegt die Wahrscheinlichkeit für eine Kollision bei 0,507

$$1 - 0,493 = 0,507 \quad (1.5)$$

## 2 Herleitungen der verwendeten Formeln

Zur Modellierung des Geburtstagsproblems betrachten wir die Zufallsvariable:

$$X_n := \text{Zeitpunkt der ersten Kollision bei } n \text{ Personen mit rein zufällig gewählten Geburtstagen} \quad (2.1)$$

Da zumindest zwei Personen vorhanden sein müssen damit es zu einer Kollision kommt, ist der minimale Wert 2. Höchstens sind es  $n + 1$  Personen. Somit nimmt  $X_n$  die Werte  $2, 3, \dots, (n + 1)$  an und es gilt:

$$\mathbb{P}(X_n \geq k + 1) = \frac{n \cdot (n - 1) \cdot (n - 2) \cdot \dots \cdot (n - k + 1)}{n^k} \quad (2.2)$$

für jedes  $k = 1, 2, \dots, n + 1$ . Durch die Annahme der gleichen Verteilung der Zufallsereignisse (Laplace-Modell), ergibt der Zähler von (2.2) die Anzahl der günstigen Fälle an.

Aus 2.2 folgt durch Verwendung des Gegenereignisses:

$$\mathbb{P}(X_n \geq k) = 1 - \prod_{j=1}^{k-1} \left(1 - \frac{j}{n}\right) \quad (2.3)$$

$$\mathbb{P}(X_n \leq 1) = 0 \quad (2.4)$$

Da bei einer einzigen Person  $k = 1$  keine Kollision auftreten kann ist die Wahrscheinlichkeit für dieses Ereignis 0 (2.4). Deshalb ist der Wertebereich für  $k$  mit  $k = [2; n + 1]$  angegeben.

In der Abbildung 3 ist die Wahrscheinlichkeit  $P(X_n \leq k)$  durch eine Funktion von  $k$  mit dem Parameter  $n = 365$  dargestellt. Unterschiedliche Zahlenwerte für  $n$  sind in den Tabellen im Absatz konkrete Zahlen aufgeführt. Für das Ereignis  $X_n \leq 23$  ist die Wahrscheinlichkeit bereits höher als 50%.

Auf den ersten Blick scheint überraschen das bei  $8,5 \cdot 10^{58}$  möglichen Kombinationen ( $365^{23}$ ) der Geburtstagsverteilung bei 23 Personen. Die Wahrscheinlichkeit eines doppelten Geburtstags schon über 50% liegt. Die Erklärung hierfür ist das wir auf irgendeine und nicht auf eine bestimmte Kollision warten.

### 2.1 Vereinfachung der Wahrscheinlichkeitsverteilung

Die Vereinfachung der Wahrscheinlichkeitsverteilung baut auf der Ungleichung 2.5 auf.

$$1 - x \leq e^{-x} (x \in \mathbb{R}) \quad (2.5)$$

Diese lässt sich mit der Taylor-Entwicklung von  $e^x$  beweisen:

$$1 + x \leq 1 + x + \frac{x^2}{2!} + \frac{x^3}{3!} + \dots = e^x. \quad (2.6)$$

Die Taylor Entwicklung beginnt bereits mit  $1+x$ , somit ist sie mindestens genauso groß wie die linke Seite der Gleichung und kommt als mögliche Näherung infrage [2, 560ff].

Unter Verwendung der Ungleichung 2.5, ist es uns möglich die unter 2.3 angegebene Funktion so weit zu vereinfachen, das kein Produkt- oder Summenzeichen mehr vorhanden ist, dadurch sind weitere Berechnungen einfacher zu realisieren.

$$\mathbb{P}(X_n \leq k) \approx 1 - \prod_{j=1}^{k-1} 1 - \frac{j}{n} \geq 1 - \exp\left(-\sum_{j=1}^{k-1} \frac{j}{n}\right) \quad (2.7)$$

$$\approx 1 - \exp\left(-\frac{k(k+1)}{2n}\right) \quad (2.8)$$

Bei der ersten Umformung in 2.7 wird das Produkt zu einer Summe im Exponenten von  $e$ , aufgrund der allgemeinen Potenzgesetze  $a^r \cdot a^s = a^{r+s}$  [2, S. 267]. In der nächsten Umformung wird die im ersten Schritt geschaffene Summe mithilfe der Gaußschen Summenformel ersetzt [3, 9ff].

Somit ergibt sich zur Berechnung der Wahrscheinlichkeit die allgemeine Formel:

$$\mathbb{P}(X \leq k) \approx 1 - \exp\left(-\frac{k(k+1)}{2n}\right) \quad (2.9)$$

## 2.2 Wahrscheinlichkeitsdichte

In der Stochastik beschreibt die Wahrscheinlichkeitsdichte ist eine spezielle reellwertige Funktion zur Konstruktion von Wahrscheinlichkeitsverteilungen.

Im Unterschied zu Wahrscheinlichkeiten kann die Wahrscheinlichkeitsdichte auch größere Werte als 1 annehmen. Dabei wird nicht der Funktionswert, sondern die Fläche unterm Funktionsgraphen berechnet, also das Integral.

Die Dichte kann mit zwei verschiedenen Herangehensweisen konstruiert werden: Durch eine Funktion, die aus der Wahrscheinlichkeitsverteilung generiert wird, oder durch die Ableitung der Wahrscheinlichkeitsverteilung. Es unterscheidet sich nur die Herangehensweise [1, 560ff].

Im Weiteren wird nur noch auf den Fall eingegangen, die in dem die Dichte aus der Wahrscheinlichkeitsverteilung abgeleitet wird [4, 22ff].

Allgemein ist die Wahrscheinlichkeitsdichte dann folgendermaßen definiert:

$$\mathbb{P}(] - \infty, a]) = \int_{-\infty}^a f(x) dx \quad (2.10)$$

bzw.

$$\mathbb{P}(X \leq a) = \int_{-\infty}^a f(x) dx \quad (2.11)$$

Für das Geburtstagsproblem ist die Wahrscheinlichkeitsverteilung aus Formel 2.9 als gegeben anzusehen. Es lässt sich aus der Definition für die Dichte folgende Gleichung ableiten:

$$\mathbb{P}(X \leq k) \approx \int_{-\infty}^k f(k)dk \quad (2.12)$$

$$\Rightarrow 1 - \exp\left(-\frac{k(k+1)}{2n}\right) \approx \int_{-\infty}^k f(k)dk \quad (2.13)$$

Durch Ableiten der Gleichung ergibt sich eine Definition für die Funktion  $f(k)$ :

$$\Rightarrow 1 - \exp\left(-\frac{k(k+1)}{2n}\right) \approx \int_{-\infty}^k f(k)dk \quad | \quad \frac{d}{dk} \quad (2.14)$$

$$\Rightarrow \frac{(k-1)}{n} \cdot \exp\left(-\frac{k(k+1)}{2n}\right) \approx f(k) \quad (2.15)$$

Somit ist die Dichte für das Geburtstagsproblem folgendermaßen definiert:

$$\mathbb{P}(X = k) \approx \frac{(k-1)}{n} \cdot \exp\left(-\frac{k(k+1)}{2n}\right) \quad (2.16)$$

### 2.3 Erwartungswert

Der Erwartungswert für das Geburtstagsproblem lässt sich mithilfe der Weibull-Verteilung konstruieren. In dieser Ausarbeitung wird nicht näher auf die Weibull-Verteilung oder die verwendete Gamma-Funktion eingegangen, diese werden als vorausgesetzt angesehen [5].

Für die um 1 nach rechts verschobene Weibull-Verteilung werden folgende Parameter verwendet.  $k = 2$ , dadurch ergibt sich eine Rayleigh-Verteilung und  $\lambda = \frac{1}{\sqrt{2n}}$ .  $\mathcal{T}$  bezeichnet die Gammafunktion [5].

Somit ergibt sich die Funktion:

$$\mathbb{E}(X - 1) = \mathbb{E}(X) - 1 \approx \sqrt{2n} \cdot \mathcal{T}\left(1 + \frac{1}{2}\right) = \sqrt{2n} \cdot \frac{\sqrt{\pi}}{2} = \sqrt{\frac{\pi \cdot n}{2}} \quad (2.17)$$

$$\mathbb{E}(X) \approx \sqrt{\frac{\pi \cdot n}{2}} + 1 \quad (2.18)$$

für den Erwartungswert.

### 2.4 Varianz

Die Varianz wird so wie der Erwartungswert auch mithilfe der Weibull-Verteilung bestimmt. Die Parameter sind hierbei dieselben wie schon für den Erwartungswert

verwendet wurden [5].

$$\text{Var}(X) \approx \frac{1}{\lambda^2} \cdot [\mathcal{T}(1 + \frac{2}{k}) - \mathcal{T}^2(1 + \frac{1}{k})] \quad (2.19)$$

$$\approx 2n \cdot [\mathcal{T}(1 + \frac{2}{2}) - \mathcal{T}^2(1 + \frac{1}{2})] \quad (2.20)$$

$$\approx 2n \cdot [1 - \frac{\pi}{4}] \quad (2.21)$$

Die Definition der Varianz der Weibull-Verteilung ist in 2.19 gegeben [5].

## 2.5 Quantile

Ein Quantil ist ein Lagemaß in der Statistik. Den meisten ist der Median bekannt, dabei handelt es sich um das 50% oder  $\frac{1}{2}$ -Quantil. Es lassen sich aber auch beliebige Quantile zwischen 0 und 1 bestimmen. Allgemein sind Quantile Schwellenwerte. Werden die gegebenen Daten nach ihrer Wertigkeit sortiert, ist ein bestimmter Anteil kleiner als das Quantil [1, S. 32, 35, 37].

Gegeben sei eine beliebige Zufallsvariable  $X$ . Dann ist  $x_p$  das  $p$ -Quantil von  $X$ , wenn gilt:

$$\mathbb{P}(X \leq x_p) \geq p \quad (2.22)$$

und

$$\mathbb{P}(x_p \leq X) \geq 1 - p \quad (2.23)$$

Im Folgenden wird beschrieben wie aus dieser Definition eine Funktion konstruiert werden kann, mit der sich die Quantile für das Geburtstagsparadoxon bestimmen lassen.

Für das  $\frac{1}{2}$ -Quantil (Median):

$$\begin{aligned} \mathbb{P}(X \leq k) &= 1 - \mathbb{P}(X > k) \geq 1 - \exp(-\frac{k(k-1)}{n}) \stackrel{!}{=} \frac{1}{2} \\ \Leftrightarrow \ln(\frac{1}{2}) &= \frac{k(k-1)}{2n} \\ \Leftrightarrow -2n \cdot \ln(2) &= k(k-1) \\ \Leftrightarrow 2n \cdot \ln(2) &= k(k-1) \\ \Leftrightarrow 2n \cdot \ln(2) &= k^2 - k \\ \Leftrightarrow -k^2 + k + 2n \cdot \ln(2) &= 0 \\ \Leftrightarrow k^2 - k - 2n \cdot \ln(2) &= 0 \\ \Leftrightarrow k &= \frac{1}{2} \pm \sqrt{\frac{1}{4} + 2n \cdot \ln(2)} \end{aligned}$$

Daraus lässt sich dann folgendes Ableiten:

$$Q_{\frac{1}{2}}(X) \leq \left( \frac{1}{2} + \sqrt{\frac{1}{4} + 2n \cdot \ln(2)} \right) \leq \left( 1 + \sqrt{2n \cdot \ln(2)} \right) \quad (2.24)$$



Das Quantil befindet sich somit in den Grenzen der quadratischen Funktion:

$$k = \frac{1}{2} \pm \sqrt{\frac{1}{4} + 2n \cdot \ln(2)} \quad (2.25)$$

Das spezielle  $\frac{1}{2}$ -Quantil lässt sich auch allgemein bestimmen, sodass der Schwellwert  $p$  ein Parameter der Funktion ist:

$$\begin{aligned} 1 - \exp\left(-\frac{k(k-1)}{n}\right) &\stackrel{!}{=} p \\ \Leftrightarrow \ln(1-p) &= \frac{k(k-1)}{2n} \\ \Leftrightarrow 2n \cdot \ln(1-p) &= k(k-1) \\ \Leftrightarrow 2n \cdot \ln(1-p) &= k^2 - k \\ \Leftrightarrow -k^2 + k + 2n \cdot \ln(1-p) &= 0 \\ \Leftrightarrow k^2 - k - 2n \cdot \ln(1-p) &= 0 \\ \Leftrightarrow k &= \frac{1}{2} \pm \sqrt{\frac{1}{4} + 2n \cdot \ln(1-p)} \end{aligned}$$

Daraus lässt sich wie bei der speziellen Lösung, folgende Aussage ableiten:

$$Q_p(X) \leq \left(\frac{1}{2} + \sqrt{\frac{1}{4} + 2n \cdot \ln(1-p)}\right) \leq \left(1 + \sqrt{2n \cdot \ln(1-p)}\right) \quad (2.26)$$

Somit lassen sich die Quantile durch folgende Funktionen approximieren:

$$Q_p(X) \approx \frac{1}{2} + \sqrt{\frac{1}{4} + 2n \cdot \ln(1-p)} \quad (2.27)$$

$$Q_p(X) \approx 1 + \sqrt{2n \cdot \ln(1-p)} \quad (2.28)$$

### 3 Konkrete Zahlen

Hier werden die hergeleiteten Formeln angewendet um konkrete Zahlen zu erhalten. Um einen Maßstab zu sehen werden jeweils ein Erdenjahr (365 Tage) ein Marsjahr (780 Tage) und ein Jupiterjahr (4330 Tage) gezeigt.

#### 3.1 Wahrscheinlichkeit der ersten Kollision

Mithilfe der Formel 3.1 wird die Wahrscheinlichkeiten dafür berechnet, dass  $X \leq k$  ist.  $X$  ist hierbei der Zeitpunkt der 1. Kollision. Mit der Formel 3.2 wird die Wahrscheinlichkeit errechnet, dass die Kollision bei  $K$  stattfindet.

$$P(X \leq k) \approx 1 - e^{-\frac{k(k-1)}{2n}} \quad (3.1)$$

$$P(X = k) \approx \frac{(k-1)}{n} \cdot e^{-\frac{(k-1)^2}{2n}} \quad (3.2)$$

### 3.1.1 $P(X \leq k)$

#### Erde

k	$P(X_n \leq k)$	k	$P(X_n \leq k)$
0	0,001	40	0,876
10	0,105	50	0,963
20	0,390	60	0,992
30	0,684	70	0,999

Tabelle 1: Wahrscheinlichkeit für die 1. Kollision nach höchstens k Personen auf der Erde

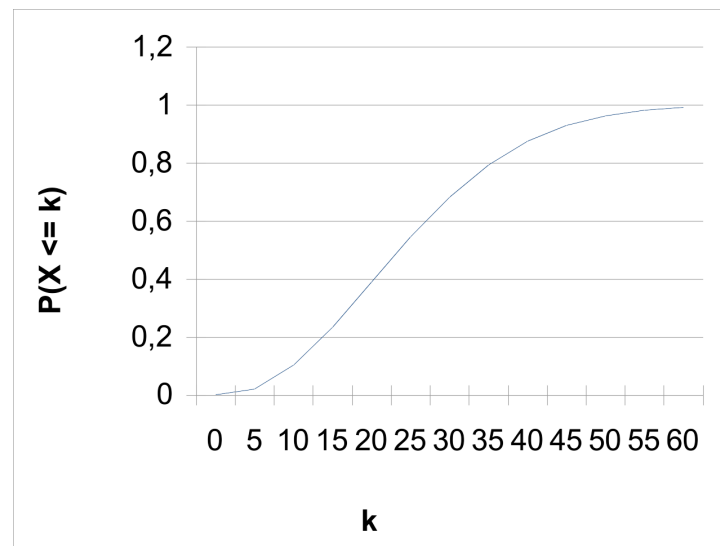


Abbildung 2: Wahrscheinlichkeit für den 1. gleichen Geburtstag nach höchstens k Ziehungen

#### Mars

k	$P(X_n \leq k)$	k	$P(X_n \leq k)$
0	0,001	60	0,893
15	0,118	75	0,970
30	0,417	90	0,994
45	0,711		

Tabelle 2: Wahrscheinlichkeit für die 1. Kollision nach höchstens k Personen auf dem Mars

#### Jupiter

### 3.1.2 $P(X = k)$

#### Erde

Die höchste Wahrscheinlichkeit dafür, dass die 1. Kollision genau bei k auftritt liegt auf der Erde bei **~ 20,105** (zu sehen auf Grafik 3), auf dem Mars bei **~ 28,928** und auf dem Jupiter bei **~ 66,803** also jeweils bei  $1 + \sqrt{n}$ .

k	$P(X_n \leq k)$	k	$P(X_n \leq k)$
0	0	120	0,805
30	0,093	150	0,923
60	0,331	180	0,975
90	0,599	210	0,994

Tabelle 3: Wahrscheinlichkeit für die 1. Kollision nach höchstens k Personen auf dem Jupiter

k	$P(X_n = k)$	k	$P(X_n = k)$	k	$P(X_n = k)$
5	0,011	25	0,030	45	0,009
10	0,022	30	0,025	50	0,005
15	0,029	35	0,019	55	0,003
20	0,032	40	0,013	60	0,001

Tabelle 4: Wahrscheinlichkeit für die 1. Kollision bei der k. Person

### 3.2 Erwartungswerte

Der Erwartungswert für die 1. Kollision wird über die Formel 3.3 errechnet.

$$E(X) \approx 1 + \sqrt{\frac{1}{2}\pi n} \quad (3.3)$$

Für die verschiedenen Planeten kommen dabei folgende Werte heraus:

Erde	24,945
Mars	36,003
Jupiter	83,472

### 3.3 Quantile

Die Quantile für die 1. Kollision werden über die Formel 3.4 berechnet.

$$q_\alpha \approx 1 + \sqrt{-n \cdot \ln(1 - \alpha)} \quad (3.4)$$

$\alpha$	$q_\alpha$ Erde	$q_\alpha$ Mars	$q_\alpha$ Jupiter
$\frac{1}{4}$	15,492	22,185	50,913
$\frac{1}{2}$	23,494	33,883	78,477
$\frac{3}{4}$	32,812	47,504	110,569

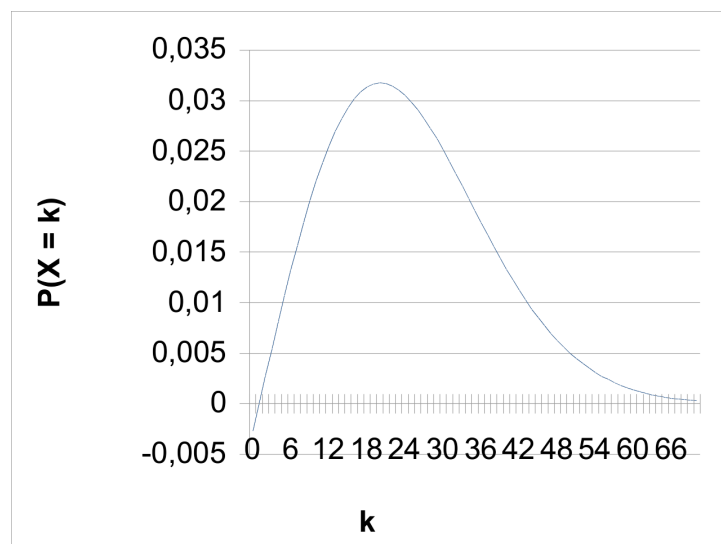


Abbildung 3: Wahrscheinlichkeit für die 1. Kollision bei der  $k$ . Person