

Die Methode des zweiten Moments
The second moment method

Christoph Schmidt

Seminar: Extremal combinatorics

July 16, 2004

Übersicht

- ▶ Einleitung
- ▶ Chebyshev Ungleichung
- ▶ Mathematische Grundlagen
- ▶ Anwendung I: Mengenseparatoren
- ▶ (Anwendung II: Schwellwertfunktion einer 4-Clique)

Einleitung

Varianz : mittlere quadratische Abweichung vom Erwartungswert

Einleitung

Varianz : mittlere quadratische Abweichung vom Erwartungswert

$$\text{Var}[X] = E[(X - EX)^2] = \underbrace{E[X^2]}_{2.\text{Moment}} - E[X]^2$$

Einleitung

Varianz : mittlere quadratische Abweichung vom Erwartungswert

$$\text{Var}[X] = E[(X - EX)^2] = \underbrace{E[X^2]}_{2.\text{Moment}} - E[X]^2$$

Kernsatz

Ist die Varianz sehr klein
(viel kleiner als $E[X]^2$),
so ist X *fast immer fast gleich*
seinem Erwartungswert.

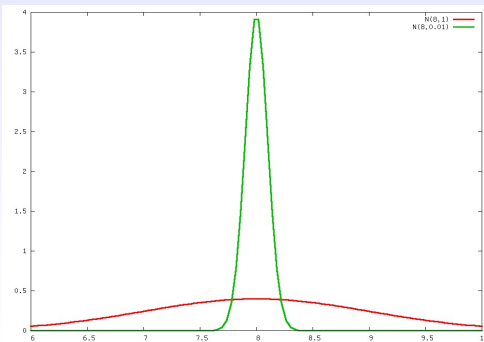
Einleitung

Varianz : mittlere quadratische Abweichung vom Erwartungswert

$$\text{Var}[X] = E[(X - EX)^2] = \underbrace{E[X^2]}_{2. \text{Moment}} - E[X]^2$$

Kernsatz

Ist die Varianz sehr klein
(viel kleiner als $E[X]^2$),
so ist X *fast immer fast gleich*
seinem Erwartungswert.



Die Methode des 2. Moments

- ▶ Verfahren zum Beweis der Existenz einer kombinatorischen Struktur mit bestimmten Eigenschaften.
- ▶ Spezialfall der probabilistischen Methode

Die Methode des 2. Moments

- ▶ Verfahren zum Beweis der Existenz einer kombinatorischen Struktur mit bestimmten Eigenschaften.
- ▶ Spezialfall der probabilistischen Methode
- ▶ verwendet Aussage:

Kernsatz

Ist die Varianz sehr klein
(viel kleiner als $E[X]^2$),
so ist X *fast immer fast gleich*
seinem Erwartungswert.

Die Methode des 2. Moments

- ▶ Verfahren zum Beweis der Existenz einer kombinatorischen Struktur mit bestimmten Eigenschaften.
- ▶ Spezialfall der probabilistischen Methode
- ▶ verwendet Aussage:

Kernsatz

Ist die Varianz sehr klein
(viel kleiner als $E[X]^2$),
so ist X *fast immer fast gleich*
seinem Erwartungswert.

- ▶ mathematisch formal fassbar in der Chebyshev-Ungleichung

Die Chebyshev-Ungleichung

Kernsatz

Ist die Varianz sehr klein
(viel kleiner als $E[X]^2$),
so ist X *fast immer fast gleich*
seinem Erwartungswert.

- ▶ Chebyshev-Ungleichung :

$$P(|X - E[X]| \geq \lambda) \leq \frac{\text{Var}[X]}{\lambda^2}$$

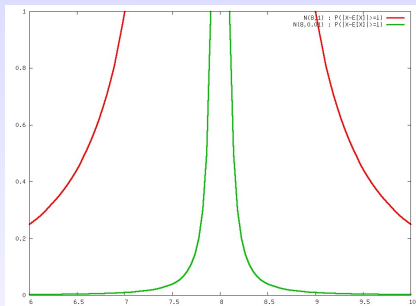
Die Chebyshev-Ungleichung

Kernsatz

Ist die Varianz sehr klein
(viel kleiner als $E[X]^2$),
so ist X *fast immer fast gleich*
seinem Erwartungswert.

- ▶ Chebyshev-Ungleichung :

$$P(|X - E[X]| \geq \lambda) \leq \frac{\text{Var}[X]}{\lambda^2}$$



Die Chebyshev-Ungleichung

Kernsatz

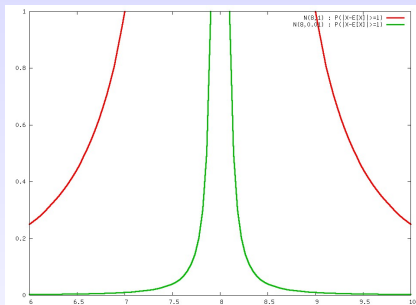
Ist die Varianz sehr klein
(viel kleiner als $E[X]^2$),
so ist X *fast immer fast gleich*
seinem Erwartungswert.

- ▶ Chebyshev-Ungleichung :

$$P(|X - E[X]| \geq \lambda) \leq \frac{\text{Var}[X]}{\lambda^2}$$

- ▶ Setze $\lambda = E[X]$:

$$P(X = 0) \leq P(|X - E[X]| \geq E[X]) \leq \frac{\text{Var}[X]}{E[X]^2}$$



Anwendung des Spezialfalls

- ▶ Betrachte eine zählbare Eigenschaft

Anwendung des Spezialfalls

- ▶ Betrachte eine zählbare Eigenschaft
- ▶ Existiert ein Objekt, das diese Eigenschaft erfüllt ?

Anwendung des Spezialfalls

- ▶ Betrachte eine zählbare Eigenschaft
- ▶ Existiert ein Objekt, das diese Eigenschaft erfüllt ?
- ▶ Lege einen Wahrscheinlichkeitsraum über alle Objekte

Anwendung des Spezialfalls

- ▶ Betrachte eine zählbare Eigenschaft
- ▶ Existiert ein Objekt, das diese Eigenschaft erfüllt ?
- ▶ Lege einen Wahrscheinlichkeitsraum über alle Objekte
- ▶ Modelliere mit X die Anzahl der zählbaren Eigenschaften in einem Objekt

Anwendung des Spezialfalls

- ▶ Betrachte eine zählbare Eigenschaft
- ▶ Existiert ein Objekt, das diese Eigenschaft erfüllt ?
- ▶ Lege einen Wahrscheinlichkeitsraum über alle Objekte
- ▶ Modelliere mit X die Anzahl der zählbaren Eigenschaften in einem Objekt
- ▶ Beweise mit der Gleichung $P(X = 0) < 1$.

Anwendung des Spezialfalls

- ▶ Betrachte eine zählbare Eigenschaft
- ▶ Existiert ein Objekt, das diese Eigenschaft erfüllt ?
- ▶ Lege einen Wahrscheinlichkeitsraum über alle Objekte
- ▶ Modelliere mit X die Anzahl der zählbaren Eigenschaften in einem Objekt
- ▶ Beweise mit der Gleichung $P(X = 0) < 1$.
- ▶ \Rightarrow Also muss ein Objekt mit der Eigenschaft existieren, weil $P(X \geq 1) > 0$.

Die Methode des 2. Moments

Die Methode des zweiten Moments allgemein:
Anwendung der Probabilistischen Methode
unter Verwendung der Chebyshev-Ungleichung

Übersicht

- ▶ Einleitung
- ▶ Chebyshev Ungleichung
- ▶ **Mathematische Grundlagen**
- ▶ Anwendung I: Mengenseparatoren
- ▶ Anwendung II: Schwellwertfunktion einer 4-Clique

Varianzrechnung

Sei $X = X_1 + \dots + X_n$.

Dann ist

$$\text{Var}[X] = \sum_{i,j=1}^n \text{Cov}[X_i, X_j] = \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] + \sum_{i \neq j} \text{Cov}[X_i, X_j]$$

Varianzrechnung

Sei $X = X_1 + \dots + X_n$.

Dann ist

$$\text{Var}[X] = \sum_{i,j=1}^n \text{Cov}[X_i, X_j] = \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] + \sum_{i \neq j} \text{Cov}[X_i, X_j]$$

Kovarianz $\text{Cov}[X_i, X_j] = E[X_i X_j] - E[X_i]E[X_j]$.

Varianzrechnung

Sei $X = X_1 + \dots + X_n$.

Dann ist

$$\text{Var}[X] = \sum_{i,j=1}^n \text{Cov}[X_i, X_j] = \sum_{i=1}^n \text{Var}[X_i] + \sum_{i \neq j} \text{Cov}[X_i, X_j]$$

Kovarianz $\text{Cov}[X_i, X_j] = E[X_i X_j] - E[X_i]E[X_j]$.

X_i und X_j stochastisch unabhängig

$\Rightarrow E[X_i X_j] = E[X_i]E[X_j] \Rightarrow \text{Cov}[X_i, X_j] = 0$.

$\text{Cov}[X_i, X_j]$ leistet keinen Beitrag zur Varianz von X .

Chebyshev-Ungleichung für Folgen

Gegeben: a_1, \dots, a_n monoton steigend, b_1, \dots, b_n monoton fallend
Es gilt:

$$\sum_{i=1}^n a_i b_i \leq \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n a_i \right) \left(\sum_{j=1}^n b_j \right)$$

Chebyshev-Ungleichung für Folgen

Gegeben: a_1, \dots, a_n monoton steigend, b_1, \dots, b_n monoton fallend

Es gilt:

$$\sum_{i=1}^n a_i b_i \leq \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n a_i \right) \left(\sum_{j=1}^n b_j \right)$$

Beweis:

$$\begin{aligned} \sum_i a_i b_i - \frac{1}{n} \sum_i a_i \sum_j b_j &= \sum_i a_i b_i - \frac{1}{n} \sum_i \sum_j a_i b_j \\ &= \frac{1}{n} \sum_i \sum_j (a_i b_i - a_i b_j) = \frac{1}{2 * n} \sum_i \sum_j (a_i b_i + a_j b_j - a_i b_j - a_j b_i) \\ &= \frac{1}{2 * n} \sum_i \sum_j (a_i (b_i - b_j) - a_j (b_i - b_j)) = \frac{1}{2 * n} \sum_i \sum_j (a_i - a_j) (b_i - b_j) \leq 0 \end{aligned}$$

da $a_1, \dots, a_n \nearrow$ und $b_1, \dots, b_n \searrow$

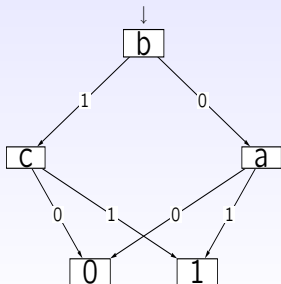
Anwendung I: Mengenseparatoren

- ▶ Betrachte Berechnungskomplexität von Funktionen
- ▶ Modell: Branching programs

Anwendung I: Mengenseparatoren

- ▶ Betrachte Berechnungskomplexität von Funktionen
- ▶ Modell: Branching programs
- ▶ Beispiel:

$$f = (a \vee b) \wedge (\bar{b} \vee c)$$



Nichtdeterministische Branching programs

- ▶ Erweiterung von BPs um „Rate“knoten

Nichtdeterministische Branching programs

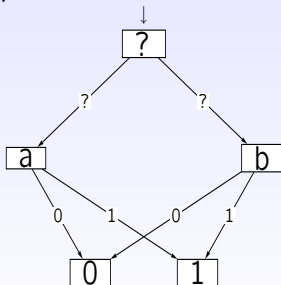
- ▶ Erweiterung von BPs um „Rate“knoten
- ▶ Wenn es einen Pfad zu einer 1-Senke gibt,wählt der Computer diesen aus.

Nichtdeterministische Branching programs

- ▶ Erweiterung von BPs um „Rate“ knoten
- ▶ Wenn es einen Pfad zu einer 1-Senke gibt, wählt der Computer diesen aus.
- ▶ Entspricht logischem „V“

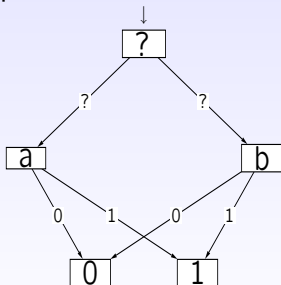
Nichtdeterministische Branching programs

- ▶ Erweiterung von BPs um „Rate“ knoten
- ▶ Wenn es einen Pfad zu einer 1-Senke gibt, wählt der Computer diesen aus.
- ▶ Entspricht logischem „V“
- ▶ Beispiel:



Nichtdeterministische Branching programs

- ▶ Erweiterung von BPs um „Rate“ knoten
- ▶ Wenn es einen Pfad zu einer 1-Senke gibt, wählt der Computer diesen aus.
- ▶ Entspricht logischem „ \vee “
- ▶ Beispiel:



- ▶ Entspricht der Formel $f = a \vee b$

Verbesserung der Berechnungstiefe

- ▶ Zu einer Formel mit n Variablen gibt es ein BP mit Berechnungstiefe n .

Verbesserung der Berechnungstiefe

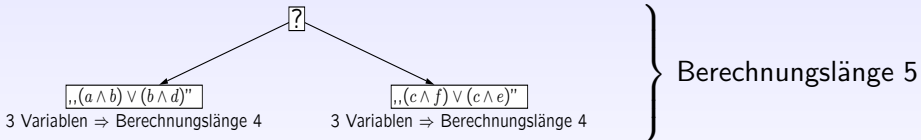
- ▶ Zu einer Formel mit n Variablen gibt es ein BP mit Berechnungstiefe n .
- ▶ Durch Nichtdeterminismus oft verbesserbar.

Verbesserung der Berechnungstiefe

- ▶ Zu einer Formel mit n Variablen gibt es ein BP mit Berechnungstiefe n .
- ▶ Durch Nichtdeterminismus oft verbesserbar.
- ▶ Beispiel: $f = (a \wedge b) \vee (c \wedge f) \vee (b \wedge d) \vee (c \wedge e)$
6 Variablen \Rightarrow Berechnungslänge 7 (B.tiefe 6)

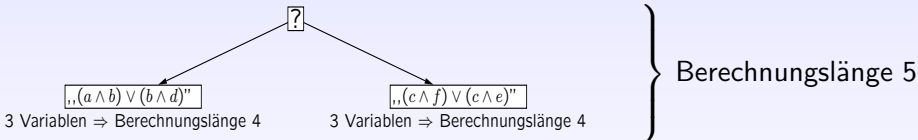
Verbesserung der Berechnungstiefe

- ▶ Zu einer Formel mit n Variablen gibt es ein BP mit Berechnungstiefe n .
- ▶ Durch Nichtdeterminismus oft verbesserbar.
- ▶ Beispiel: $f = (a \wedge b) \vee (c \wedge f) \vee (b \wedge d) \vee (c \wedge e)$
6 Variablen \Rightarrow Berechnungslänge 7 (B.tiefe 6)



Verbesserung der Berechnungstiefe

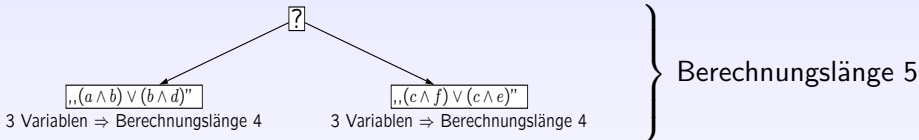
- ▶ Zu einer Formel mit n Variablen gibt es ein BP mit Berechnungstiefe n .
- ▶ Durch Nichtdeterminismus oft verbesserbar.
- ▶ Beispiel: $f = (a \wedge b) \vee (c \wedge f) \vee (b \wedge d) \vee (c \wedge e)$
6 Variablen \Rightarrow Berechnungslänge 7 (B.tiefe 6)



- ▶ Frage: Wie gut ist Reduktion für gegebene Formel?
- ▶ Antwort: Satz von Beame, Saks, Thathachar

Verbesserung der Berechnungstiefe

- ▶ Zu einer Formel mit n Variablen gibt es ein BP mit Berechnungstiefe n .
- ▶ Durch Nichtdeterminismus oft verbesserbar.
- ▶ Beispiel: $f = (a \wedge b) \vee (c \wedge f) \vee (b \wedge d) \vee (c \wedge e)$
6 Variablen \Rightarrow Berechnungslänge 7 (B.tiefe 6)



- ▶ Frage: Wie gut ist Reduktion für gegebene Formel?
- ▶ Antwort: Satz von Beame, Saks, Thathachar
- ▶ Dazu: Umformulierung in Mengen

Separator

Sei $\mathcal{F} = \{F_1, \dots, F_m\}$, $F_i \subseteq X$

Separator

Paar (S, T) disjunkter Teilmengen von X , wobei jedes Element von \mathcal{F} disjunkt zu S oder zu T ist.

Separator

Sei $\mathcal{F} = \{F_1, \dots, F_m\}$, $F_i \subseteq X$

Separator

Paar (S, T) disjunkter Teilmengen von X , wobei jedes Element von \mathcal{F} disjunkt zu S oder zu T ist.

Beispiel

$X = \{1, 2, 3, 4, 5\}$, $\mathcal{F} = \{\{1, 2, 3\}, \{4, 5\}, \{2, 5\}\}$

$S = \{1, 3\}$, $T = \{4, 5\}$

(S, T) ist Separator von \mathcal{F} .

Separator

Sei $\mathcal{F} = \{F_1, \dots, F_m\}$, $F_i \subseteq X$

Separator

Paar (S, T) disjunkter Teilmengen von X , wobei jedes Element von \mathcal{F} disjunkt zu S oder zu T ist.

Beispiel

$X = \{1, 2, 3, 4, 5\}$, $\mathcal{F} = \{\{1, 2, 3\}, \{4, 5\}, \{2, 5\}\}$

$S = \{1, 3\}$, $T = \{4, 5\}$

(S, T) ist Separator von \mathcal{F} .

Die *Größe* eines Separators ist das Minimum von $|S|$ und $|T|$.

Separator

Sei $\mathcal{F} = \{F_1, \dots, F_m\}$, $F_i \subseteq X$

Separator

Paar (S, T) disjunkter Teilmengen von X , wobei jedes Element von \mathcal{F} disjunkt zu S oder zu T ist.

Beispiel

$X = \{1, 2, 3, 4, 5\}$, $\mathcal{F} = \{\{1, 2, 3\}, \{4, 5\}, \{2, 5\}\}$

$S = \{1, 3\}$, $T = \{4, 5\}$

(S, T) ist Separator von \mathcal{F} .

Die *Größe* eines Separators ist das Minimum von $|S|$ und $|T|$.

Beispiel

Die Größe von (S, T) ist $\min(|\{1, 3\}|, |\{4, 5\}|) = 2$

Grad eines Elementes

Grad d_x

Anzahl der Elemente von F , die x enthalten.

Grad eines Elementes

Grad d_x

Anzahl der Elemente von F , die x enthalten.

Beispiel

$$\mathcal{F} = \{\{1, 2, 3\}, \{4, 5\}, \{2, 5\}\}$$

Der Grad d_5 ist 2.

Grad eines Elementes

Grad d_x

Anzahl der Elemente von F , die x enthalten.

Beispiel

$\mathcal{F} = \{\{1, 2, 3\}, \{4, 5\}, \{2, 5\}\}$

Der Grad d_5 ist 2.

durchschnittlicher Grad von \mathcal{F}

$$d = \frac{1}{|X|} \sum_{x \in X} d_x$$

Anwendung auf BP-Problem

$$f = (a \wedge b) \vee (c \wedge f) \vee (b \wedge d) \vee (c \wedge e)$$

?

„ $(a \wedge b) \vee (b \wedge d)$ “

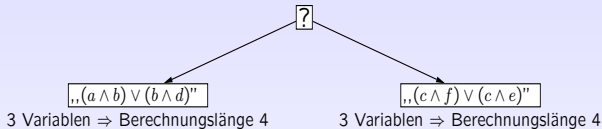
3 Variablen \Rightarrow Berechnungslänge 4

„ $(c \wedge f) \vee (c \wedge e)$ “

3 Variablen \Rightarrow Berechnungslänge 4

Anwendung auf BP-Problem

$$f = (a \wedge b) \vee (c \wedge f) \vee (b \wedge d) \vee (c \wedge e)$$

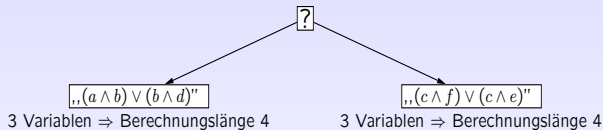


- ▶ X: Menge der Variablen

$$X = \{a, b, c, d, e, f\}$$

Anwendung auf BP-Problem

$$f = (a \wedge b) \vee (c \wedge f) \vee (b \wedge d) \vee (c \wedge e)$$



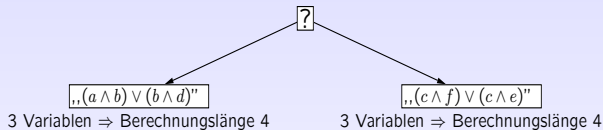
- ▶ X : Menge der Variablen
- ▶ \mathcal{F} : Formel als Familie

$$X = \{a, b, c, d, e, f\}$$

$$\mathcal{F} = \{\{a, b\}, \{c, f\}, \{b, d\}, \{c, e\}\}$$

Anwendung auf BP-Problem

$$f = (a \wedge b) \vee (c \wedge f) \vee (b \wedge d) \vee (c \wedge e)$$



- ▶ X : Menge der Variablen
- ▶ \mathcal{F} : Formel als Familie
- ▶ S, T : Mengen der eliminierten Variablen

$$X = \{a, b, c, d, e, f\}$$

$$\mathcal{F} = \{\{a, b\}, \{c, f\}, \{b, d\}, \{c, e\}\}$$

$$S = \{c, e, f\}, T = \{a, b, d\}$$

Satz von Beame, Saks, Thathachar ('98)

Satz

Sei X eine Menge mit N Elementen.

$\mathcal{F} = \{F_1, \dots, F_m\}$, $F_i \neq \emptyset$, $F_i \subseteq X$, $|F_i| \leq r$.

d sei der durchschnittliche Grad von \mathcal{F} .

Dann hat \mathcal{F} einen Separator der Größe mindestens $(1 - \delta)2^{-d}n$,
wobei

$$\delta = \sqrt{\frac{dr2^{d+1}}{n}}$$

Beweis des Satzes:

Beweis mit der probabilistischen Methode:

Beweis des Satzes:

Beweis mit der probabilistischen Methode:

- ▶ Lege Wahrscheinlichkeitsraum über alle möglichen Separatoren

Beweis des Satzes:

Beweis mit der probabilistischen Methode:

- ▶ Lege Wahrscheinlichkeitsraum über alle möglichen Separatoren
- ▶ Beweise, dass $P(|(S, T)| \geq (1 - \delta)2^{-d}n) > 0$

Beweis des Satzes:

Beweis mit der probabilistischen Methode:

- ▶ Lege Wahrscheinlichkeitsraum über alle möglichen Separatoren
- ▶ Beweise, dass $P(|(S, T)| \geq (1 - \delta)2^{-d}n) > 0$
- ▶ Dann muss ein Separator mit gewünschter Größe existieren.

Der Wahrscheinlichkeitsraum

Seien X alle in \mathcal{F} vorkommenden Elemente und $n = |X|$.

Der Wahrscheinlichkeitsraum

Seien X alle in \mathcal{F} vorkommenden Elemente und $n = |X|$.

- ▶ Färbe jedes $F \in \mathcal{F}$ unabhängig mit W'keit $1/2$ rot oder blau.

Der Wahrscheinlichkeitsraum

Seien X alle in \mathcal{F} vorkommenden Elemente und $n = |X|$.

- ▶ Färbe jedes $F \in \mathcal{F}$ unabhängig mit W'keit $1/2$ rot oder blau.
- ▶ S sei die Menge der $x \in X$, für die alle F_i mit $x \in F_i$ rot sind.

Der Wahrscheinlichkeitsraum

Seien X alle in \mathcal{F} vorkommenden Elemente und $n = |X|$.

- ▶ Färbe jedes $F \in \mathcal{F}$ unabhängig mit W'keit $1/2$ rot oder blau.
- ▶ S sei die Menge der $x \in X$, für die alle F_i mit $x \in F_i$ rot sind.
- ▶ T sei die Menge der $x \in X$, für die alle F_i mit $x \in F_i$ blau sind.

Der Wahrscheinlichkeitsraum

Seien X alle in \mathcal{F} vorkommenden Elemente und $n = |X|$.

- ▶ Färbe jedes $F \in \mathcal{F}$ unabhängig mit W'keit $1/2$ rot oder blau.
- ▶ S sei die Menge der $x \in X$, für die alle F_i mit $x \in F_i$ rot sind.
- ▶ T sei die Menge der $x \in X$, für die alle F_i mit $x \in F_i$ blau sind.

Beispiel

Sei $\mathcal{F} = \{\{1, 2, 3\}, \{2, 4, 5\}, \{2, 6, 8\}, \{3, 5, 8\}, \{2, 7\}, \{3, 6\}\}$

Der Wahrscheinlichkeitsraum

Seien X alle in \mathcal{F} vorkommenden Elemente und $n = |X|$.

- ▶ Färbe jedes $F \in \mathcal{F}$ unabhängig mit W'keit $1/2$ rot oder blau.
- ▶ S sei die Menge der $x \in X$, für die alle F_i mit $x \in F_i$ rot sind.
- ▶ T sei die Menge der $x \in X$, für die alle F_i mit $x \in F_i$ blau sind.

Beispiel

Sei $\mathcal{F} = \{\{1, 2, 3\}, \{2, 4, 5\}, \{2, 6, 8\}, \{3, 5, 8\}, \{2, 7\}, \{3, 6\}\}$

Der Wahrscheinlichkeitsraum

Seien X alle in \mathcal{F} vorkommenden Elemente und $n = |X|$.

- ▶ Färbe jedes $F \in \mathcal{F}$ unabhängig mit W'keit $1/2$ rot oder blau.
- ▶ S sei die Menge der $x \in X$, für die alle F_i mit $x \in F_i$ rot sind.
- ▶ T sei die Menge der $x \in X$, für die alle F_i mit $x \in F_i$ blau sind.

Beispiel

Sei $\mathcal{F} = \{\{1, 2, 3\}, \{2, 4, 5\}, \{2, 6, 8\}, \{3, 5, 8\}, \{2, 7\}, \{3, 6\}\}$

$S = \{1, 4, 7\}$

Der Wahrscheinlichkeitsraum

Seien X alle in \mathcal{F} vorkommenden Elemente und $n = |X|$.

- ▶ Färbe jedes $F \in \mathcal{F}$ unabhängig mit W'keit $1/2$ rot oder blau.
- ▶ S sei die Menge der $x \in X$, für die alle F_i mit $x \in F_i$ rot sind.
- ▶ T sei die Menge der $x \in X$, für die alle F_i mit $x \in F_i$ blau sind.

Beispiel

Sei $\mathcal{F} = \{\{1, 2, 3\}, \{2, 4, 5\}, \{2, 6, 8\}, \{3, 5, 8\}, \{2, 7\}, \{3, 6\}\}$

$S = \{1, 4, 7\}$

$T = \{6, 8\}$

Der Wahrscheinlichkeitsraum

Seien X alle in \mathcal{F} vorkommenden Elemente und $n = |X|$.

- ▶ Färbe jedes $F \in \mathcal{F}$ unabhängig mit W'keit $1/2$ rot oder blau.
- ▶ S sei die Menge der $x \in X$, für die alle F_i mit $x \in F_i$ rot sind.
- ▶ T sei die Menge der $x \in X$, für die alle F_i mit $x \in F_i$ blau sind.

Beispiel

Sei $\mathcal{F} = \{\{1, 2, 3\}, \{2, 4, 5\}, \{2, 6, 8\}, \{3, 5, 8\}, \{2, 7\}, \{3, 6\}\}$

$S = \{1, 4, 7\}$

$T = \{6, 8\}$

Es gilt: $S \cap T = \emptyset$

sowie $F \cap S = \emptyset$ oder $F \cap T = \emptyset \forall F \in \mathcal{F}$.

Beweis des Satzes

Es bleibt zu zeigen, dass $P(|(S, T)| \geq (1 - \delta)2^{-d}n) > 0$.

Beweis des Satzes

Es bleibt zu zeigen, dass $P(|(S, T)| \geq (1 - \delta)2^{-d}n) > 0$.

- ▶ Sei Z_x die Indikatorvariable des Ereignisses $\{x \in S\}$.
- ▶ Es gilt: $P(Z_x = 1) = P(x \in S) = 2^{-d_x}$.
- ▶ $E[Z_x] = P(Z_x = 1) = 2^{-d_x}$.

Beweis des Satzes

Es bleibt zu zeigen, dass $P(|(S, T)| \geq (1 - \delta)2^{-d}n) > 0$.

- ▶ Sei Z_x die Indikatorvariable des Ereignisses $\{x \in S\}$.
- ▶ Es gilt: $P(Z_x = 1) = P(x \in S) = 2^{-d_x}$.
- ▶ $E[Z_x] = P(Z_x = 1) = 2^{-d_x}$.
- ▶ Nun sei $Z = \sum_x Z_x$. Also gilt: $Z = |S|$

Beweis des Satzes

Es bleibt zu zeigen, dass $P(|(S, T)| \geq (1 - \delta)2^{-d}n) > 0$.

- ▶ Sei Z_x die Indikatorvariable des Ereignisses $\{x \in S\}$.
- ▶ Es gilt: $P(Z_x = 1) = P(x \in S) = 2^{-d_x}$.
- ▶ $E[Z_x] = P(Z_x = 1) = 2^{-d_x}$.
- ▶ Nun sei $Z = \sum_x Z_x$. Also gilt: $Z = |S|$

$$E[Z] = \sum_x E[Z_x] = \sum_x 2^{-d_x} \geq n2^{-\sum_x d_x/n} = n2^{-d}$$

Beweis des Satzes

arithmetisch-geometrische Ungleichung

Aus erstem Vortrag bekannt

Seien a_1, \dots, a_n nicht negativ.

Dann gilt:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n a_i \geq \left(\prod_{i=1}^n a_i \right)^{\frac{1}{n}}$$

$$E[Z] = \sum_x E[Z_x] = \sum_x 2^{-d_x} \geq n 2^{-\sum_x d_x/n} = n 2^{-d}$$

Beschränkung der Varianz

- ▶ Es soll gezeigt werden, dass Z *fast immer fast gleich* seinem Erwartungswert ist.
- ▶ Beschränkung der Varianz nach oben:

$$\text{Var}[Z] = \sum_x \text{Var}[Z_x] + \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y)$$

Beschränkung der Varianz

- ▶ Es soll gezeigt werden, dass Z fast immer fast gleich seinem Erwartungswert ist.
- ▶ Beschränkung der Varianz nach oben:

$$\text{Var}[Z] = \sum_x \text{Var}[Z_x] + \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y)$$

$Z_x \in \{0, 1\}$. Daher gilt:

$$\text{Var}[Z_x] = E[Z_x] \underbrace{- E[Z_x]^2}_{\leq 0} \leq E[Z_x]$$

Hieraus folgt:

$$\sum_x \text{Var}[Z_x] \leq E[Z]$$

Beschränkung der Varianz

- ▶ Es soll gezeigt werden, dass Z fast immer fast gleich seinem Erwartungswert ist.
- ▶ Beschränkung der Varianz nach oben:

$$\text{Var}[Z] = \sum_x \text{Var}[Z_x] + \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y)$$

$Z_x \in \{0, 1\}$. Daher gilt:

$$\text{Var}[Z_x] = E[Z_x] \underbrace{- E[Z_x]^2}_{\leq 0} \leq E[Z_x]$$

Hieraus folgt:

$$\sum_x \text{Var}[Z_x] \leq E[Z]$$

Beschränkung der Varianz II

$$\text{Var}[Z] = \sum_x \text{Var}[Z_x] + \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y)$$

Betrachte $x, y \in X$.

Beschränkung der Varianz II

$$\text{Var}[Z] = \sum_x \text{Var}[Z_x] + \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y)$$

Betrachte $x, y \in X$.

- ▶ 1.Fall: kein $F \in \mathcal{F}$ enthält x und y .

Beschränkung der Varianz II

$$\text{Var}[Z] = \sum_x \text{Var}[Z_x] + \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y)$$

Betrachte $x, y \in X$.

- ▶ 1.Fall: kein $F \in \mathcal{F}$ enthält x und y .
⇒ Z_x, Z_y sind stochastisch unabhängig.

Beschränkung der Varianz II

$$\text{Var}[Z] = \sum_x \text{Var}[Z_x] + \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y)$$

Betrachte $x, y \in X$.

- ▶ 1.Fall: kein $F \in \mathcal{F}$ enthält x und y .
⇒ Z_x, Z_y sind stochastisch unabhängig.
⇒ $\text{Cov}(Z_x, Z_y) = 0$

Beschränkung der Varianz II

$$\text{Var}[Z] = \sum_x \text{Var}[Z_x] + \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y)$$

Betrachte $x, y \in X$.

- ▶ 1.Fall: kein $F \in \mathcal{F}$ enthält x und y .
 $\Rightarrow Z_x, Z_y$ sind stochastisch unabhängig.
 $\Rightarrow \text{Cov}(Z_x, Z_y) = 0$
- ▶ 2.Fall: $\exists F \in \mathcal{F}$ mit $x, y \in F$.

Beschränkung der Varianz II

$$\text{Var}[Z] = \sum_x \text{Var}[Z_x] + \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y)$$

Betrachte $x, y \in X$.

- ▶ 1.Fall: kein $F \in \mathcal{F}$ enthält x und y .
 $\Rightarrow Z_x, Z_y$ sind stochastisch unabhängig.
 $\Rightarrow \text{Cov}(Z_x, Z_y) = 0$
- ▶ 2.Fall: $\exists F \in \mathcal{F}$ mit $x, y \in F$.
Für ein festes x gibt es maximal $(r - 1)d_x$ Paare.

Beschränkung der Varianz II

$$\text{Var}[Z] = \sum_x \text{Var}[Z_x] + \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y)$$

Betrachte $x, y \in X$.

- ▶ 1.Fall: kein $F \in \mathcal{F}$ enthält x und y .
 $\Rightarrow Z_x, Z_y$ sind stochastisch unabhängig.
 $\Rightarrow \text{Cov}(Z_x, Z_y) = 0$
- ▶ 2.Fall: $\exists F \in \mathcal{F}$ mit $x, y \in F$.
Für ein festes x gibt es maximal $(r-1)d_x$ Paare.
Für ein solches Paar x, y gilt:

$$\text{Cov}(Z_x, Z_y) = E[Z_x Z_y] - \underbrace{E[Z_x]E[Z_y]}_{\leq 0} \leq E[Z_x Z_y] \leq E[Z_x] = 2^{-d_x}$$

Beschränkung der Varianz II

$$\text{Var}[Z] = \sum_x \text{Var}[Z_x] + \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y)$$

Betrachte $x, y \in X$.

- ▶ 1.Fall: kein $F \in \mathcal{F}$ enthält x und y .
 $\Rightarrow Z_x, Z_y$ sind stochastisch unabhängig.
 $\Rightarrow \text{Cov}(Z_x, Z_y) = 0$
- ▶ 2.Fall: $\exists F \in \mathcal{F}$ mit $x, y \in F$.
Für ein festes x gibt es maximal $(r-1)d_x$ Paare.
Für ein solches Paar x, y gilt:

$$\text{Cov}(Z_x, Z_y) = E[Z_x Z_y] - \underbrace{E[Z_x]E[Z_y]}_{\leq 0} \leq E[Z_x Z_y] \leq E[Z_x] = 2^{-d_x}$$

$$\sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y) \leq (r-1) \sum_x d_x 2^{-d_x}$$

Beschränkung der Varianz III

$$\text{Var}[Z] = \sum_x \text{Var}[Z_x] + \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y)$$

$$\sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y) \leq (r-1) \sum_x d_x 2^{-d_x}$$

Sortiere $\{d_x\}$ aufsteigend. Dann ist $\{2^{-d_x}\}$ absteigend sortiert.

Beschränkung der Varianz III

$$\begin{aligned} \text{Var}[Z] &= \sum_x \text{Var}[Z_x] + \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y) \\ \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y) &\leq (r-1) \sum_x d_x 2^{-d_x} \end{aligned}$$

Sortiere $\{d_x\}$ aufsteigend. Dann ist $\{2^{-d_x}\}$ absteigend sortiert.

Chebyshev-Ungleichung für Folgen

Gegeben: a_1, \dots, a_n monoton steigend, b_1, \dots, b_n monoton fallend

Es gilt:

$$\sum_{i=1}^n a_i b_i \leq \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n a_i \right) \left(\sum_{i=1}^n b_i \right)$$

Beschränkung der Varianz III

$$\begin{aligned}\text{Var}[Z] &= \sum_x \text{Var}[Z_x] + \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y) \\ \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y) &\leq (r-1) \sum_x d_x 2^{-d_x} \\ &\leq \frac{r-1}{n} \left(\sum_x 2^{-d_x} \right) \left(\sum_x d_x \right) = d(r-1)E[Z]\end{aligned}$$

Sortiere $\{d_x\}$ aufsteigend. Dann ist $\{2^{-d_x}\}$ absteigend sortiert.

Chebyshev-Ungleichung für Folgen

Gegeben: a_1, \dots, a_n monoton steigend, b_1, \dots, b_n monoton fallend

Es gilt:

$$\sum_{i=1}^n a_i b_i \leq \frac{1}{n} \left(\sum_{i=1}^n a_i \right) \left(\sum_{i=1}^n b_i \right)$$

Beschränkung der Varianz III

$$\text{Var}[Z] = \sum_x \text{Var}[Z_x] + \sum_{x \neq y} \text{Cov}(Z_x, Z_y)$$

$$\text{Var}[Z] \leq (d(r-1) + 1)E[Z] \leq drE[Z],$$

da $d = \frac{1}{n} \sum_x d_x \geq 1$ gilt.

Anwendung der Chebyshev-Ungleichung

Chebyshev-Ungleichung

$$P(|X - E[X]| \geq \lambda) \leq \frac{\text{Var}[X]}{\lambda^2}$$

$$P(Z < (1-\delta)E[Z]) \leq P(|Z - E[Z]| > \delta E[Z]) < \frac{\text{Var}[Z]}{\delta^2 E[Z]^2} \leq \frac{dr}{\delta^2 E[Z]}$$

Anwendung der Chebyshev-Ungleichung

Chebyshev-Ungleichung

$$P(|X - E[X]| \geq \lambda) \leq \frac{\text{Var}[X]}{\lambda^2}$$

$$P(Z < (1-\delta)E[Z]) \leq P(|Z - E[Z]| > \delta E[Z]) < \frac{\text{Var}[Z]}{\delta^2 E[Z]^2} \leq \frac{dr}{\delta^2 E[Z]}$$

Einsetzen von

$$\delta = \sqrt{\frac{dr2^{d+1}}{n}}$$

und $Z = |S|$ ergibt:

$$P(|S| < (1 - \delta)E[Z]) < \frac{drn}{dr2^{d+1}E[Z]} \leq \frac{n}{2^{d+1}n2^{-d}} = \frac{1}{2}$$

Anwendung der Chebyshev-Ungleichung

Chebyshev-Ungleichung

$$P(|X - E[X]| \geq \lambda) \leq \frac{\text{Var}[X]}{\lambda^2}$$

$$P(Z < (1-\delta)E[Z]) \leq P(|Z - E[Z]| > \delta E[Z]) < \frac{\text{Var}[Z]}{\delta^2 E[Z]^2} \leq \frac{dr}{\delta^2 E[Z]}$$

Einsetzen von

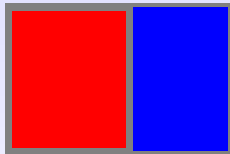
$$\delta = \sqrt{\frac{dr2^{d+1}}{n}}$$

und $Z = |S|$ ergibt:

$$P(|S| < (1 - \delta)E[Z]) < \frac{drn}{dr2^{d+1}E[Z]} \leq \frac{n}{2^{d+1}n2^{-d}} = \frac{1}{2}$$

Analog lässt sich zeigen: $P(|T| < (1 - \delta)E[Z]) < \frac{1}{2}$

Beweisschluss

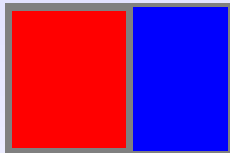


$$P(|S| < (1 - \delta)E[Z]) < \frac{1}{2}$$

$$P(|T| < (1 - \delta)E[Z]) < \frac{1}{2}$$

$$P(|S| \geq (1 - \delta)E[Z], |T| \geq (1 - \delta)E[Z]) > 0$$

Beweisschluss



$$P(|S| < (1 - \delta)E[Z]) < \frac{1}{2}$$

$$P(|T| < (1 - \delta)E[Z]) < \frac{1}{2}$$

$$P(|S| \geq (1 - \delta)E[Z], |T| \geq (1 - \delta)E[Z]) > 0$$

Somit existiert ein Separator (S, T) , der das Theorem erfüllt.

Anwendung II: 4-Clique im Zufallsgraphen

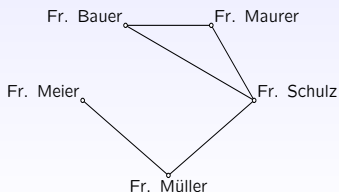
- ▶ n ältere Damen aus Aachen wollen Bridge spielen.
- ▶ Für ein Bridgespiel braucht man 4 Spieler
- ▶ Die Damen spielen nur mit anderen Damen, die sie mögen.

Anwendung II: 4-Clique im Zufallsgraphen

- ▶ n ältere Damen aus Aachen wollen Bridge spielen.
- ▶ Für ein Bridgespiel braucht man 4 Spieler
- ▶ Die Damen spielen nur mit anderen Damen, die sie mögen.
- ▶ Annahme: Zwei Aachener Damen mögen sich mit Wahrscheinlichkeit p unabhängig davon, ob sie andere Damen (nicht) mögen.

Anwendung II: 4-Clique im Zufallsgraphen

- ▶ n ältere Damen aus Aachen wollen Bridge spielen.
- ▶ Für ein Bridgespiel braucht man 4 Spieler
- ▶ Die Damen spielen nur mit anderen Damen, die sie mögen.
- ▶ Annahme: Zwei Aachener Damen mögen sich mit Wahrscheinlichkeit p unabhängig davon, ob sie andere Damen (nicht) mögen.
- ▶ Darstellung als Graph:



Zufallsgraph

- ▶ Graph $G(n,p)$ mit n Knoten
- ▶ Jede Kante ist stochastisch unabhängig mit Wahrscheinlichkeit p vorhanden.

Zufallsgraph

- ▶ Graph $G(n,p)$ mit n Knoten
- ▶ Jede Kante ist stochastisch unabhängig mit Wahrscheinlichkeit p vorhanden.
- ▶ Ist p gering, so enthält $G(n,p)$ wahrscheinlich wenige Knoten.
- ▶ Ist p hoch, so enthält $G(n,p)$ wahrscheinlich viele Knoten.

Zufallsgraph

- ▶ Graph $G(n,p)$ mit n Knoten
- ▶ Jede Kante ist stochastisch unabhängig mit Wahrscheinlichkeit p vorhanden.
- ▶ Ist p gering, so enthält $G(n,p)$ wahrscheinlich wenige Knoten.
- ▶ Ist p hoch, so enthält $G(n,p)$ wahrscheinlich viele Knoten.
- ▶ Wie hoch ist die Wahrscheinlichkeit, dass ein solcher Graph eine 4-Clique enthält? (Wann existiert eine Bridgegruppe?)
- ▶ Naiv : die Wahrscheinlichkeit steigt linear mit p .

Zufallsgraph

- ▶ Graph $G(n,p)$ mit n Knoten
- ▶ Jede Kante ist stochastisch unabhängig mit Wahrscheinlichkeit p vorhanden.
- ▶ Ist p gering, so enthält $G(n,p)$ wahrscheinlich wenige Knoten.
- ▶ Ist p hoch, so enthält $G(n,p)$ wahrscheinlich viele Knoten.
- ▶ Wie hoch ist die Wahrscheinlichkeit, dass ein solcher Graph eine 4-Clique enthält? (Wann existiert eine Bridgegruppe?)
- ▶ Naiv : die Wahrscheinlichkeit steigt linear mit p .

Tatsächlich : scharf begrenzter Schwellwert $p(n)$, so dass gilt:
 p etwas kleiner als $p(n) \Rightarrow G$ enthält wahrscheinlich keine 4-Clique.
 p etwas größer als $p(n) \Rightarrow G$ enthält wahrscheinlich eine 4-Clique

Schwellwertfunktion für eine 4-Clique

Satz

Die Schwellwertfunktion für einen Zufallsgraphen $G(n,p)$, eine 4-Clique zu enthalten, ist $p = n^{-2/3}$.

Schwelfwertfunktion für eine 4-Clique

Satz

Die Schwelfwertfunktion für einen Zufallsgraphen $G(n,p)$, eine 4-Clique zu enthalten, ist $p = n^{-2/3}$.

Beweis:

Seien

- S Menge von 4 Knoten
- A_S das Ereignis, dass S eine 4-Clique in $G(n,p)$ induziert
- X_S die Indikatorvariable von A_S .



Schwellwertfunktion für eine 4-Clique

Satz

Die Schwellwertfunktion für einen Zufallsgraphen $G(n,p)$, eine 4-Clique zu enthalten, ist $p = n^{-2/3}$.

Beweis:

Seien

S Menge von 4 Knoten

A_S das Ereignis, dass S eine 4-Clique in $G(n,p)$ induziert

X_S die Indikatorvariable von A_S .

- ▶ eine 4-Clique enthält 6 Kanten
- ▶ Die Kanten kommen s.u. mit W'keit p im Graphen vor
- ▶ $P(A_S) = p^6 \Rightarrow P(X_S = 1) = p^6 \Rightarrow E[X_S] = p^6$



Das Ereignis „G enthält eine 4-Clique“

Sei $X = \sum X_S$ die Anzahl der 4-Cliquen in $G(n,p)$.

$p = n^{-2/3}$ ist ein Schwellwert des Ereignisses „G enthält eine 4-Clique“.

Das Ereignis „ G enthält eine 4-Clique“

Sei $X = \sum X_S$ die Anzahl der 4-Cliquen in $G(n,p)$.

$p = n^{-2/3}$ ist ein Schwellwert des Ereignisses „ G enthält eine 4-Clique“.

Formal:

1. $P(X \geq 1) \rightarrow 0$ für $p \ll n^{-2/3}$
2. $P(X \geq 1) \rightarrow 1$ für $p \gg n^{-2/3}$

Beweis des Schwellwertes I

Beweis zu 1.: $P(X \geq 1) \rightarrow 0$ für $p \ll n^{-2/3}$:

Folgt aus der Markov-Ungleichung:

Markov-Ungleichung

$$P(|X| > c) \leq \frac{E(|X|)}{c} \quad \forall c > 0$$

Beweis des Schwellwertes I

Beweis zu 1.: $P(X \geq 1) \rightarrow 0$ für $p \ll n^{-2/3}$:

Folgt aus der Markov-Ungleichung:

Markov-Ungleichung

$$P(|X| > c) \leq \frac{E(|X|)}{c} \quad \forall c > 0$$

Sei $X \geq 0$, setze $c=1$:

$$P(X \geq 1) \leq E[X] = \binom{n}{4} p^6 \leq \frac{n^4 p^6}{24} \rightarrow 0$$

für $p \ll n^{-2/3}$

Beweis des Schwellwertes II

Beweis zu 2.: $P(X \geq 1) \rightarrow 1$ für $p \gg n^{-2/3}$

Sei $p \gg n^{-2/3}$.

$P(X \geq 1) \rightarrow 1 \Leftrightarrow P(X = 0) \rightarrow 0$.

Spezielle Chebyshev Ungleichung:

$$P(X = 0) \leq \frac{\text{Var}[X]}{E[X]^2}$$

\Rightarrow Varianz nach oben abschätzen.

Es gilt:

$$\text{Var}[X] = \sum_S \text{Var}[X_S] + \sum_{S \neq T} \text{Cov}(X_S, X_T)$$

Beweis des Schwellwertes II: Varianz

$$\text{Var}[X] = \sum_S \text{Var}[X_S] + \sum_{S \neq T} \text{Cov}(X_S, X_T)$$

Es gilt:

$$\text{Var}[X_S] = E[X_S] - \underbrace{E[X_S]^2}_{\geq 0} \leq E[X_S] = p^6$$

- ▶ Es gibt $\binom{n}{4} = O(n^4)$ Mengen $S \Rightarrow$ erste Summe: $O(n^4 p^6)$

Beweis des Schwellwertes II: Varianz

$$\text{Var}[X] = \sum_S \text{Var}[X_S] + \sum_{S \neq T} \text{Cov}(X_S, X_T)$$

Betrachte Paare $S \neq T$:

- ▶ Haben die von S und T induzierten Graphen keine gemeinsamen Kanten $\Rightarrow X_S, X_T$ sind s.u.
 $\Rightarrow \text{Cov}(X_S, X_T) = 0$

Beweis des Schwellwertes II: Varianz

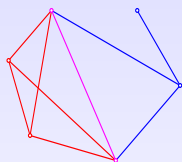
$$\text{Var}[X] = \sum_S \text{Var}[X_S] + \sum_{S \neq T} \text{Cov}(X_S, X_T)$$

Betrachte Paare $S \neq T$:

- ▶ Haben die von S und T induzierten Graphen keine gemeinsamen Kanten $\Rightarrow X_S, X_T$ sind s.u.
 $\Rightarrow \text{Cov}(X_S, X_T) = 0$
- ▶ Wirksame Anteile für $|S \cap T| = 2$ (eine gem. Kante) und $|S \cap T| = 3$ (drei gem. Kanten)

Beweis des Schwellwertes II: Covarianz I

Fall 1: $|S \cap T| = 2$ (eine gem. Kante)



Es gibt $\binom{n}{4} \binom{4}{2} \binom{n-4}{2} \in O(n^6)$
Paare S, T mit $|S \cap T| = 2$

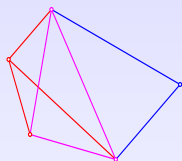
für sie ist

$$\text{Cov}(X_S, X_T) = E[X_S X_T] - \underbrace{E[X_S]E[X_T]}_{\geq 0} \leq E[X_S X_T] = O(p^{11}),$$

da $S \cup T$ elf Kanten induziert. \Rightarrow Beitrag: $O(p^{11} n^6)$

Beweis des Schwellwertes II: Covarianz II

Fall 1: $|S \cap T| = 3$ (drei gem. Kante)



Es gibt $\binom{n}{4} \binom{4}{3} (n-4) \in O(n^5)$
Paare S, T mit $|S \cap T| = 3$

für sie ist

$$\text{Cov}(X_S, X_T) = E[X_S X_T] - \underbrace{E[X_S]E[X_T]}_{\geq 0} \leq E[X_S X_T] = O(p^9),$$

da $S \cup T$ 9 Kanten induziert. \Rightarrow Beitrag: $O(p^9 n^5)$

Begrenzung der Varianz

Insgesamt folgt für die Varianz:

$$\text{Var}[X] = O(n^4 p^6 + n^6 p^{11} + n^5 p^9) = o(n^8 p^{12}) = o(E[X]^2),$$

da $p \gg n^{-2/3}$.

Begrenzung der Varianz

Insgesamt folgt für die Varianz:

$$\text{Var}[X] = O(n^4 p^6 + n^6 p^{11} + n^5 p^9) = o(n^8 p^{12}) = o(E[X]^2),$$

da $p \gg n^{-2/3}$.

Die Chebyshev Ungleichung liefert:

$$P(X = 0) \leq \frac{\text{Var}[X]}{E[X]^2} \leq o(1)$$

Für $p \gg n^{-2/3}$ enthält also $G(n,p)$ wahrscheinlich eine 4-Clique.

Begrenzung der Varianz

Insgesamt folgt für die Varianz:

$$\text{Var}[X] = O(n^4 p^6 + n^6 p^{11} + n^5 p^9) = o(n^8 p^{12}) = o(E[X]^2),$$

da $p \gg n^{-2/3}$.

Die Chebyshev Ungleichung liefert:

$$P(X = 0) \leq \frac{\text{Var}[X]}{E[X]^2} \leq o(1)$$

Für $p \gg n^{-2/3}$ enthält also $G(n,p)$ wahrscheinlich eine 4-Clique.

Somit ist $p = n^{-2/3}$ eine Schwellwertfunktion für das Ereignis „ $G(n,p)$ enthält eine 4-Clique“.

Zusammenfassung

- ▶ Methode des 2. Moments: Probabilistische Existenzbeweise unter Verwendung der Chebyshev Ungleichung
- ▶ immer dann sinnvoll, wenn die Varianz von X klein gegenüber $E[X]^2$ ist
- ▶ Kombinatorische Fragestellungen elegant lösbar, wenn man geeigneten Zufallsraum gewählt hat