

הסתברות למדעים: דף נוסחאות

גרסה 1.6, ינואר 2011

ברק שושני
baraksh@gmail.com | http://baraksh.co.il/

	
---------------	---------------

1 הגדרות בסיסיות

1.1 מרחבי הסתברות

מרחב הסתברות (Ω, \mathcal{F}, P) מורכב מ**מרחב מדגם** Ω שהוא קבוצת כל התוצאות האפשריות של הניסוי, **שדה מאורעות** \mathcal{F} שהוא σ -אלגברה ומייצג את כל השאלות שאפשר לשאול על הניסוי, ו**מידת הסתברות** P .

σ -אלגברה היא קבוצה לא ריקה \mathcal{F} של קבוצות חלקיות ל- Ω כך שמתקיים: $A \in \mathcal{F} \implies A^C \in \mathcal{F}$, $\emptyset, \Omega \in \mathcal{F}$, $\{A_n\} \subseteq \mathcal{F} \implies \bigcup A_n \in \mathcal{F}$ (סגירות ביחס לאיחוד בר־מניה של קבוצות).

מידת הסתברות היא פונקציה $P: \mathcal{F} \rightarrow \mathbb{R}$ כך שמתקיים: $P(\Omega) = 1$, אם $A \in \mathcal{F}$ אז $P(A) \geq 0$, אם $\{X_n\}$ סדרה בת־מנייה של קבוצות זרות בזוגות, אז $P(\bigcup X_n) = \sum P(X_n)$.

1.2 קבוצות ופונקציות בורל

כל קבוצה שניתן ליצור אותה ממספר סופי או בר־מנייה של קטעים (סגורים, פתוחים, חסומים או אינסופיים) באמצעות מספר סופי או בר־מנייה של פעולות איחוד, חיתוך והפרש (או משלים) של קבוצות, היא **קבוצת בורל**. פורמלית, זוהי כל קבוצה שנמצאת ב־ σ -אלגברה של **בורל**, שהיא ה־ σ -אלגברה המינימלית שמכילה את כל הקטעים הפתוחים (או הסגורים).

פונקציית בורל היא פונקציה $\varphi: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ כך שלכל קבוצת בורל $B \subseteq \mathbb{R}$ הקבוצה: $\varphi^{-1}(B) = \{x \in \mathbb{R} : \varphi(x) \in B\}$

גם היא קבוצת בורל. בפרט, פונקציות רציפות ופונקציות מונוטוניות הן פונקציות בורל. אם $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ הוא משתנה מקרי אז גם $\varphi(X)$ הוא משתנה מקרי.

1.3 ‏lim inf ו־lim sup

עבור סדרות של מספרים, מגדירים:

lim
sup

x

n

=
lim

n
→
∞

(
sup

m
≥
n

x

m

)
,

{\displaystyle \limsup x_{n}=\lim _{n\rightarrow \infty }(\sup _{m\geq n}x_{m}),}

lim
inf

x

n

=
lim

n
→
∞

(
inf

m
≥
n

x

m

)
,

{\displaystyle \liminf x_{n}=\lim _{n\rightarrow \infty }(\inf _{m\geq n}x_{m}),}

בדומה, עבור סדרות של מאורעות נגדיר:

lim
sup

A

n

=

∩

n
=
1

∪

m
=
n

A

m

,

{\displaystyle \limsup A_{n}=\bigcap _{n=1}^{\infty } \bigcup _{m=n}^{\infty } A_{m},}

lim
inf

A

n

=

∪

n
=
1

∩

m
=
n

A

m

,

{\displaystyle \liminf A_{n}=\bigcup _{n=1}^{\infty } \bigcap _{m=n}^{\infty } A_{m},}

במלים, $\limsup A_n$ הוא קבוצת האיברים $\omega \in \Omega$ עבורם לכל $n \in \mathbb{N}$ קיים $n \geq m$ כך ש־ $\omega \in A_m$, או האיברים המופיעים באינסוף קבוצות A_m . (לעתים רושמים (i.o. - infinitely often). בדומה, $\liminf A_n$ היא קבוצת האיברים $\omega \in \Omega$ עבורם קיים $n \in \mathbb{N}$ כך שלכל $m \geq n$ מתקיים $\omega \in A_m$ או האיברים המופיעים בכל הקבוצות A_m החל ממקום מסוים. (לעתים רושמים eventually). נשים לב כי $(\liminf A_n)^C = \limsup A_n^C$.

1.4 גבול של סדרות עולות וירודות של קבוצות

$A_n \subseteq A_{n+1} \implies \lim_{n \rightarrow \infty} A_n = \bigcup_{n=1}^{\infty} A_n$,
‏
 $A_n \supseteq A_{n+1} \implies \lim_{n \rightarrow \infty} A_n = \bigcap_{n=1}^{\infty} A_n$

1.5 אינדיקטורים

תהי $\mathcal{I}_A: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ **פונקציית אינדיקטור** של המאורע $A \subseteq \Omega$:

I

A

(
ω
)
=

{

1

ω
∈
A

0

ω
∉
A

{\displaystyle \mathcal {I} _{A}(\omega)={\begin{cases}1& \omega \in A \\0& \omega \notin A\end{cases}}

אם $\{A_n\}_n$ היא סדרה של תת־קבוצות של Ω אז מתקיים:

I

lim
inf

A

n

=
lim
inf

I

A

n

,

{\displaystyle \mathcal {I} _{\liminf A_{n}}=\liminf \mathcal {I} _{A_{n}},}

I

lim
sup

A

n

=
lim
sup

I

A

n

,

{\displaystyle \mathcal {I} _{\limsup A_{n}}=\limsup \mathcal {I} _{A_{n}},}

נציין גם את התכונות הבאות של אינדיקטורים:

I

A
∩
B

=
min
{

I

A

,

I

B

}
,

{\displaystyle \mathcal {I} _{A\cap B}=\min \{\mathcal {I} _{A},\mathcal {I} _{B}\},}

I

A
∪
B

=
max
{

I

A

,

I

B

}
,

{\displaystyle \mathcal {I} _{A\cup B}=\max \{\mathcal {I} _{A},\mathcal {I} _{B}\},}

I

∩

A

n

=
inf

I

A

n

,

{\displaystyle \mathcal {I} _{\bigcap A_{n}}=\inf \mathcal {I} _{A_{n}}}

I

∪

A

n

=
sup

I

A

n

,

{\displaystyle \mathcal {I} _{\bigcup A_{n}}=\sup \mathcal {I} _{A_{n}}}

1.6 כמה תוצאות מתורת המידה

משפט ההתכנסות הדומיננטית של לבג: תהי $\{f_n\}$ סדרת פונקציות מדידות אשר מתכנסת נקודתית לפונקציה f כמעט בכל מקום. אם קיימת פונקציה אינטגרבילית g כך ש־ $|f_n| \leq g$ לכל n , אז גם f אינטגרבילית ומתקיים:

∫
f
d
μ
=
lim

n
→
∞

∫

f

n

d
μ

{\displaystyle \int f\,d\mu =\lim _{n\rightarrow \infty }\int f_{n}\,d\mu }

קבוצת קנטור היא קבוצה אשר עוצמתה היא עוצמת הרצף, אך מידת לבג שלה היא אפס. כדי ליצור אותה מתחילים עם הקטע $[0,1]$, מסירים את השליש האמצעי שלו, מסירים את השליש האמצעי של שני הקטעים שנוצרו, וממשיכים בתהליך עד אינסוף.

* טענה ממבחן (1): תהי P פונקציית הסתברות לבג המוגדרת על $[0,1]$. אזי לכל $\varepsilon > 0$ ולכל קבוצת בורל A יש B שהוא איחוד סופי של קטעים סגורים כך ש־ $P((A\setminus B)\cup (B\setminus A)) < \varepsilon$.
* טענה ממבחן (2): תהי P פונקציית הסתברות המוגדרת על σ -שדה \mathcal{F} . ידוע ש־ \mathcal{F}_0 הוא שדה שיוצר את \mathcal{F} . אזי לכל $\varepsilon > 0$ ולכל $A \in \mathcal{F}$ יש $B \in \mathcal{F}_0$ ש־ $P((A\setminus B)\cup (B\setminus A)) < \varepsilon$.

2 משתנים מקריים

2.1 הגדרות

משתנה מקרי הוא פונקציה $X: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ כך ש:

∀
x
∈

R

:
{
ω
∈
Ω
:
X
(
ω
)
≤
x
}
∈

F

,

{\displaystyle \forall x\in \mathbb {R} : \{\omega \in \Omega : X(\omega)\leq x\}\in \mathcal {F} ,}

או במלים, לכל מספר ממשי x המאורע $X \leq x$ נמצא בשדה \mathcal{F} . ה־ σ -אלגברה ה**נוצרת ע"י** X היא:

F

X

=
σ
(
X
)
=

X

−
1

(
B
)
=
{

X

−
1

(
B
)
:
B
∈

B

}

{\displaystyle \mathcal {F} _{X}=\sigma (X)=X^{-1}(B)=\{X^{-1}(B):B\in \mathcal {B}\}}

כאשר \mathcal{B} היא ה־ σ -אלגברה של בורל.

פונקציית ההתפלגות המצטברת $F_X: \mathbb{R} \rightarrow [0,1]$ של המשתנה המקרי X מוגדרת כך:

F

X

(
x
)
=
P
(
X
≤
x
)
=
P
(
{
ω
∈
Ω
:
X
(
ω
)
≤
x
}
)

{\displaystyle F_{X}(x)=P(X\leq x)=P(\{\omega \in \Omega :X(\omega)\leq x\})}

היא מונוטונית לא־יורדת, שואפת ל־0 ב־ $-\infty$ ול־1 ב־ $+\infty$, ורציפה מימין בכל נקודה:

F

X

(
x
+
)
=
lim

t
↓
x

F

X

(
t
)
=

F

X

(
x
)

{\displaystyle F_{X}(x+)=\lim _{t\downarrow x}F_{X}(t)=F_{X}(x)}

F

X

(
x
−
)
=
lim

t
↑
x

F

X

(
t
)
=
P
(
X
<
x
)

{\displaystyle F_{X}(x-)=\lim _{t\uparrow x}F_{X}(t)=P(X<x)}

פונקציית הצפיפות $f_X: \mathbb{R} \rightarrow [0,\infty)$ של המשתנה המקרי X היא פונקציה המקיימת עבור $a,b \in \mathbb{R}$ וקבוצת בורל $A \subseteq \mathbb{R}$:

F

X

(
x
)
=

∫

−
∞

x

f

X

(
t
)
d
t
,

{\displaystyle F_{X}(x)=\int _{-\infty }^{x}f_{X}(t)\,dt,}

P
(
x
∈
A
)
=

∫

A

f

X

(
x
)
d
x

{\displaystyle P(x\in A)=\int _{A}f_{X}(x)\,dx}

P
(
a
≤
X
≤
b
)
=

F

X

(
b
)
−

F

X

(
a
)
=

∫

a

b

f

X

(
x
)
d
x

{\displaystyle P(a\leq X\leq b)=F_{X}(b)-F_{X}(a)=\int _{a}^{b}f_{X}(x)\,dx}

על הפונקציה להיות מנורמלת:

∫

−
∞

+
∞

f

X

(
x
)
d
x
=
1

{\displaystyle \int _{-\infty }^{+\infty }f_{X}(x)\,dx=1}

אם קיימת פונקציית צפיפות למקוטעין, אז פונקציית ההתפלגות F_X גזירה ברציפות למקוטעין, ומתקיים $f_X(x) = F_X'(x)$.

אטום של התפלגות (לא רציפה) של משתנה מקרי X הוא מספר $x \in \mathbb{R}$ המקיים: $P(X = x) = F(x) - F(x-) > 0$

מספר $x \in \mathbb{R}$ נקרא **אחוזון** p של משתנה מקרי X אם:

F

X

(
x
−
)
=
P
(
X
<
x
)
≤
p
≤
P
(
X
≤
x
)
=

F

X

(
x
)

{\displaystyle F_{X}(x-)=P(X<x)\leq p\leq P(X\leq x)=F_{X}(x)}

האחוזון $p = \frac{1}{2}$ נקרא **חציון**.

פונקציה $\mathbb{R} \rightarrow (0,1)$ נקראת **פונקציית אחוזון** של משתנה מקרי X אם $(p, X^* = F_X^{-1}(p))$ הוא אחוזון p של X לכל $p \in (0,1)$. אם F_X הפיכה, אז $X^* = F_X^{-1}$.

2.2 טרנספורמציות

תהי $\varphi: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ פונקציה חד־חד־ערכית ונגדיר $Y = \varphi(X)$. אז מתקיים:

f

Y

(
y
)
=

f

X

(

ϕ

−
1

(
y
)
)

|

d

ϕ

−
1

(
y
)

d
y

{\displaystyle f_{Y}(y)=f_{X}(\varphi ^{-1}(y))\left|{\frac {d}{dy}}\varphi ^{-1}(y)\right|}

כמו כן, אם φ מונוטונית עולה $F_Y(y) = F_X(\varphi^{-1}(y))$, ואם היא מונוטונית יורדת $F_Y(y) = 1 - F_X(\varphi^{-1}(y))$. אם φ איננה חד־חד־ערכית, אין נוסחה פשוטה. ניתן דוגמה עבור $Y = \varphi(X) = X^2$. פונקציית ההתפלגות המצטברת היא:

F

Y

(
y
)
=
P
(

X

2

≤
y
)
=

F

X

(

y

)
−

F

X

(
−

y

)

{\displaystyle F_{Y}(y)=P(X^{2}\leq y)=F_{X}({\sqrt {y}})-F_{X}(-{\sqrt {y}})}

לכן, מכלל השרשרת:

f

Y

(
y
)
=

F

Y

′
(
y
)
=

1

2

y

(

f

X

(

y

)
+

f

X

(
−

y

)
)

{\displaystyle f_{Y}(y)=F'_{Y}(y)={\frac {1}{2{\sqrt {y}}}}(f_{X}({\sqrt {y}})+f_{X}(-{\sqrt {y}}))}

3 תוחלת ושונות

3.1 תוחלת

יהי X משתנה מקרי. במקרה הבדיד, **תוחלת** של X היא:

E
(
X
)
=

∑

k

k
P
(
X
=
k
)

{\displaystyle E(X)=\sum _{k}kP(X=k)}

והיא קיימת רק אם הטור **מתכנס בהחלט**. במקרה הרציף, התוחלת היא:

E
(
X
)
=

∫

−
∞

+
∞

x

f

X

(
x
)
d
x
=

∫

0

1

X

∗

(
p
)
d
p

{\displaystyle E(X)=\int _{-\infty }^{+\infty }xf_{X}(x)\,dx=\int _{0}^{1}X^{*}(p)\,dp}

=

∫

0

+
∞

(
1
−

F

X

(
x
)
)
d
x
−

∫

−
∞

0

F

X

(
x
)
d
x

{\displaystyle =\int _{0}^{+\infty }(1-F_{X}(x))\,dx-\int _{-\infty }^{0}F_{X}(x)\,dx}

=

∫

0

+
∞

P
(
X
>
x
)
d
x
−

∫

−
∞

0

P
(
X
≤
x
)
d
x

{\displaystyle =\int _{0}^{+\infty }P(X>x)\,dx-\int _{-\infty }^{0}P(X\leq x)\,dx}

והיא קיימת רק אם האינטגרל

∫

−
∞

+
∞

x

f

X

(
x
)
d
x

{\displaystyle \int _{-\infty }^{+\infty }xf_{X}(x)\,dx}

 מתכנס בהחלט.

התוחלת היא מונוטונית: אם $X \leq Y$ אז $E(X) \leq E(Y)$, ולינארית: $E(aX + bY) = aE(X) + bE(Y)$. אם $\varphi: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ פונקציית בורל אז:

E
(
ϕ
(
X
)
)
=

∫

0

1

ϕ
(

X

∗

(
p
)
)
d
p
=

∫

−
∞

+
∞

ϕ
(
x
)

f

X

(
x
)
d
x

{\displaystyle E(\varphi (X))=\int _{0}^{1}\varphi (X^{*}(p))\,dp=\int _{-\infty }^{+\infty }\varphi (x)f_{X}(x)\,dx}

אם X סימטרי ביחס למספר $a \in \mathbb{R}$, כלומר $X^*(p) = 2a - X^*((1-p)-)$ או $F_X(x) = 1 - F_X((2a-x)-)$, או פשוט $F_X(x) = f_X(2a-x)$ והתוחלת של X קיימת, אז $E(X) = a$.

3.2 שונות

השונות של X היא:

V
a
r
(
X
)
=
E
(
(
X
−
E
(
X
)
)

2

)
=
E
(

X

2

)
−
(
E
(
X
)
)

2

{\displaystyle \operatorname {Var} (X)=E((X-E(X))^{2})=E(X^{2})-(E(X))^{2}}

השונות מעלה קבועים בריבוע, ואינה מושפעת מהזאות: $\operatorname {Var} (aX + b) = a^2 \operatorname {Var} (X)$. $\sigma_X = \sqrt{\operatorname {Var} (X)}$.

3.3 פונקציה יוצרת מומנטים

באופן כללי הביטוי $E(X^n)$ נקרא "**המומנט** ה־ n של X "; התוחלת היא המומנט הראשון. אם התוחלת $E(e^{tx})$ קיימת בסביבה כלשהי של $t = 0$, אז ה**פונקציה יוצרת המומנטים** היא:

M

X

(
t
)
=
E
(

e

t
X

)
=

∫

−
∞

+
∞

e

t
x

f

X

(
x
)
d
x

{\displaystyle M_{X}(t)=E(e^{tX})=\int _{-\infty }^{+\infty }e^{tx}f_{X}(x)\,dx}

מתקיים:

M

X

(
0
)
=
1
,

{\displaystyle M_{X}(0)=1,}

M

X
′

(
0
)
=
E
(
X
)
,

{\displaystyle M'_{X}(0)=E(X),}

M

X
′
′

(
0
)
=
E
(

X

2

)

{\displaystyle M''_{X}(0)=E(X^{2})}

ועבור צירוף לינארי של משתנים מקריים בלתי־תלויים (אך לא בהכרח שוויו־התפלגות) מתקיים $M_{aX+bY}(t) = M_X(at)M_Y(bt)$.

3.4 תוחלת ושונות של אינדיקטור

יהי $A \in \mathcal{F}$ מאורע, ונגדיר אינדיקטור $\mathcal{I}_A: \Omega \rightarrow \mathbb{R}$:

I

A

(
ω
)
=

{

1

ω
∈
A

0

ω
∉
A

{\displaystyle \mathcal {I} _{A}(\omega)={\begin{cases}1& \omega \in A \\0& \omega \notin A\end{cases}}

האינדיקטור הוא בעצם משתנה מקרי, ומתקיים:

E
(

I

A

)
=

∫

Ω

I

A

(
ω
)
d
P
(
ω
)
=

∫

A

d
P
(
ω
)
=
P
(
A
)

{\displaystyle E(\mathcal {I} _{A})=\int _{\Omega }\mathcal {I} _{A}(\omega)\,dP(\omega)=\int _{A}dP(\omega)=P(A)}

V
a
r
(

I

A

)
=
P
(
A
)
(
1
−
P
(
A
)
)

{\displaystyle \operatorname {Var} (\mathcal {I} _{A})=P(A)(1-P(A))}

בפרט, אם $A \subseteq \mathbb{R}$ קבוצת בורל ו־ X משתנה מקרי, נגדיר אינדיקטור $\mathcal{I}_A: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$:

I

A

(
x
)
=

{

1

x
∈
A

0

x
∉
A

{\displaystyle \mathcal {I} _{A}(x)={\begin{cases}1& x\in A \\0& x\notin A\end{cases}}

ואז:

E
(

I

A

(
X
)
)
=

∫

R

I

A

(
x
)

f

X

(
x
)
d
x
=

∫

A

f

X

(
x
)
d
x
=
P
(
X
∈
A
)

{\displaystyle E(\mathcal {I} _{A}(X))=\int _{\mathbb {R} }\mathcal {I} _{A}(x)f_{X}(x)\,dx=\int _{A}f_{X}(x)\,dx=P(X\in A)}

4 מספר משתנים מקריים

4.1 הגדרות

משתנה מקרי דו־מימדי הוא פונקציה $(X, Y): \Omega \rightarrow \mathbb{R}^2$ כך ש:

∀
(
x
,
y
)
∈

R

2

:
{
ω
∈
Ω
:
X
(
ω
)
≤
x
,
Y
(
ω
)
≤
y
}
∈

F

,

{\displaystyle \forall (x,y)\in \mathbb {R} ^{2}: \{\omega \in \Omega :X(\omega)\leq x,Y(\omega)\leq y\}\in \mathcal {F} ,}

או במלים, לכל וקטור (x,y) המאורע שבו $X \leq x$ וגם $Y \leq y$ נמצא בשדה \mathcal{F} .

פונקציית ההתפלגות המצטברת המשותפת $F_{X,Y}: \mathbb{R}^2 \rightarrow [0,1]$ מוגדרת כך:

F

X
,
Y

(
x
,
y
)
=
P
(
X
≤
x
,
Y
≤
y
)

{\displaystyle F_{X,Y}(x,y)=P(X\leq x,Y\leq y)}

גבולותיה מקיימים:

F

X
,
Y

(
x
,
y
)
→

{

0

x
→
−
∞

o
r

y
→
−
∞

1

x
→
+
∞

a
n
d

y
→
+
∞

{\displaystyle F_{X,Y}(x,y)\rightarrow {\begin{cases}0& x\rightarrow -\infty \ or\ y\rightarrow -\infty \\1& x\rightarrow +\infty \ and\ y\rightarrow +\infty \end{cases}}

היא רציפה מימין:

F

X
,
Y

(
x
+
,
y
+
)
=

F

X
,
Y

(
x
,
y
)

{\displaystyle F_{X,Y}(x_{1}<x_{2},y_{1}<y_{2})=F_{X,Y}(x_{2},y_{2})+F_{X,Y}(x_{1},y_{1})-F_{X,Y}(x_{2},y_{1})-F_{X,Y}(x_{1},y_{2})}

5.6 סכום משתנים באורך מקרי

יהי *N* משתנה מקרי המקבל ערכים שלמים אי־שליליים ויהיו *X*_{*i*} משתנים מקריים בלתי־תלויים, שווי־התפלגות ובלתי־תלויים ב-*N*, אז מתקיים:

$$E\left(\sum_{i=1}^N X_i\right) = E(N) E(X_i)$$

$$\operatorname{Var}\left(\sum_{i=1}^N X_i\right) = E(N) \operatorname{Var}(X_i) + [E(X_i)]^2 \operatorname{Var}(N)$$

6 אי־שוויונים וקירובים

6.1 אי־שוויון מרקוב

יהי *X* משתנה מקרי **אי־שלילי**, אז לכל *a* > 0 מתקיים:

$$P(X \geq a) \leq \frac{E(X)}{a}$$

ניתן לבצע הזזה של המשתנה, כלומר (*b* – *a*) > *P*(*X* – *b* ≥ *a* – *b*), כדי לשפר את החסם - כל עוד *X* – *b* אי־שלילי. כמו כן, במקרה של מספרים שלמים (בהתפלגות בדידה), *P*(*X* > *a*) = *P*(*X* ≥ *a* + 1).

6.2 אי־שוויון צ'בישב

יהי *X* משתנה מקרי בעל שונות *σ*² = *Var*(*X*), אז לכל *k* > 0 מתקיים:

$$P(|X - E(X)| \geq k) \leq \frac{\sigma^2}{k^2}$$

קיימת גם **גרסה חד־צדדית** של שוויון זה:

$$P(X - E(X) \geq k) \leq \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + k^2}$$

אם משתנה מקרי הוא **סימטרי סביב התוחלת**, כלומר *P*(*X* ≤ *E*(*X*) + *x*) = *P*(*X* ≥ *E*(*X*) – *x*) אז מתקיים לכל *x* ∈ ℝ, אז ניתן לרשום:

$$P(X - E(X) \geq k) = \frac{1}{2} P(|X - E(X)| \geq k)$$

6.3 אי־שוויון צ'רנוף

יהי *X* משתנה מקרי ותהי *E*(*e*^{*tX*}) = *M*_{*X*}(*t*) הפונקציה יוצרת המומנטים שלו. אז מתקיים (מאי־שוויון מרקוב):

$$P(X \geq a) \leq e^{-ta} M_X(t), \quad t > 0$$

$$P(X \leq a) \leq e^{-ta} M_X(t), \quad t < 0$$

באמצעות מציאת *t*- (החיובי או השלילי לפי המקרה) שנותן את הערך הנמוך ביותר לפונקציה *e*^{–*t**a*} *M*_{*X*}(*t*), נוכל למצוא את החסם הטוב ביותר.

6.4 אי־שוויון ינסן

אם *φ* : ℝ → ℝ פונקציה קמורה, כלומר *φ*'(*x*) ≥ 0 לכל *x* ∈ ℝ, אז מתקיים:

E

(
φ
(
X
)
)
≥
φ
(
E
(
X
)
)

{\displaystyle E(\varphi (X))\geq \varphi (E(X))}

6.5 קירוב לינארי

יהיו *X*, *Y* משתנים מקריים. התחזית הלינארית האופטימלית, *Ŷ*, של *Y* לפי *X* ניתנת באמצעות הנוסחה:

$$\frac{\hat{Y} - E(Y)}{\sigma_Y} = \rho_{X,Y} \frac{X - E(X)}{\sigma_X}$$

ביטוי מפורש ל-*Ŷ* הוא *Ŷ* = *aX* + *b* כאשר:

$$a = \frac{\operatorname{Cov}(X, Y)}{\operatorname{Var}(X)}, \quad b = E(Y) - \frac{\operatorname{Cov}(X, Y)}{\operatorname{Var}(X)} E(X)$$

השגיאה הריבועית הממוצעת (MSE) של התחזית היא:

$$\operatorname{MSE}(\hat{Y}) = E\left[(\hat{Y} - Y)^2\right]$$

وهיא מספקת מדד למידת הדיוק של הקירוב הלינארי. אם *MSE* (*Ŷ*) = 0 הקירוב הוא מדויק.

6.6 אי־שוויון המקסימום של קולמוגורוב

יהי *X*₁, ..., *X*_{*n*} אוסף של משתנים מקריים בלתי־תלויים בעלי תוחלת 0 ושונות סופית. אז מתקיים:

$$P\left(\max_{1 \leq k \leq n} \left|\sum_{i=1}^k X_i\right| \geq a\right) \leq \frac{1}{a^2} \sum_{i=1}^k \operatorname{Var}(X_i)$$

מקרה פרטי נקבל עבור *n* = 1 את אי־שוויון צ'בישב.

7 סדרות של משתנים מקריים

7.1 סוגי התכנסות

תהי {*X*_{*n*}} סדרת משתנים מקריים. אז:

*** *X*_{*n*} מתכנסת כמעט בוודאות** (או **כמעט תמיד**) ל-*X* אם:

$$P\left(X_n \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} X\right) = 1$$

*** *X*_{*n*} מתכנסת בהסתברות** (או **מתכנסת חלש**) ל-*X* אם לכל *ε* > 0:

$$P(|X_n - X| > \varepsilon) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$$

*** *X*_{*n*} מתכנסת בהתפלגות** ל-*X* אם לכל *t* ∈ ℝ שהוא נקודת רציפות של *F*_{*X*}:

F

X

n

(
t
)
→

F

X

(
t
)

{\displaystyle F_{X_n}(t)\rightarrow F_X(t)}

התכנסות כמעט בוודאות גוררת התכנסות בהסתברות, אך לא להפך. התכנסות בהסתברות גוררת התכנסות בהתפלגות, אך לא להפך. ניתן להראות כי התנאי הבא שקול להתכנסות כמעט בוודאות של *X*_{*n*} ל-*X*:

P
(
lim
sup

|

{

|

X

n

−
X

|

>
ε
}

)
=
0

{\displaystyle P(\limsup\{|X_n - X|>\varepsilon \})=0}

יהיו *X*₁, *X*₂, ... בלתי־תלויים ושווי־התפלגות המקיימים *E*(|*X*_{*n*}|) < ∞, אז מתקיים:

$$P\left(\frac{X_n}{n} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0\right) = 1$$

להוכחת הטענה יש להשתמש בטענה הבאה: אם *Y* ≥ 0 אז *E*(*Y*) < ∞ אם ורק אם

∑

n
=
0

∞

P
(
Y
>
n
)
<
∞

{\displaystyle \sum _{n=0}^{\infty }P(Y>n)<\infty }

.

7.2 הלמות של בורל וקנטלי

למה ראשונה - לכל סדרת מאורעות {*A*_{*n*}}, לא בהכרח בלתי־תלויים, מתקיים:

$$\sum _{n=1}^{\infty }P(A_n) < \infty \implies P\left(\limsup A_n\right) = 0$$

למה שנייה - לכל סדרת מאורעות בלתי־תלויים {*A*_{*n*}} מתקיים:

$$\sum _{n=1}^{\infty }P(A_n) = \infty \implies P\left(\limsup A_n\right) = 1$$

7.3 חוק המספרים הגדולים

תהי {*X*_{*n*}} סדרת משתנים מקריים בלתי־תלויים ושווי־התפלגות בעלי תוחלת *μ* סופית. אז מתקיים:

$$P\left(\left|\left(\frac{1}{n}\sum _{i=1}^n X_i\right) - \mu \right| > \varepsilon \right) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0$$

(התכנסות בהסתברות). זהו **חוק החלש** של המספרים הגדולים. **החוק החזק** זהה, אך ההתכנסות היא כמעט בוודאות, כלומר:

$$P\left(\frac{1}{n}\sum _{i=1}^n X_i \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \mu \right) = 1$$

למעשה, החוק החזק פועל גם על סדרת משתנים בלתי־תלויים שאינם שווי־התפלגות אך מקיימים את **תנאי קולמוגורוב**:

$$\sum _{n=1}^{\infty }{\frac {1}{n^2}}\operatorname {Var} (X_n) < \infty$$

במקרה זה מתקיים:

$$P\left(\frac{1}{n}\sum _{i=1}^n(X_i - E(X_i)) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} 0\right) = 1$$

7.4 משפט הגבול המרכזי

תהי {*X*_{*n*}} סדרת משתנים מקריים בלתי־תלויים ושווי־התפלגות בעלי תוחלת *μ* ושונות *σ*² סופית ושונה מאפס. אז לכל *a* ∈ ℝ מתקיים:

$$\frac{\sum _{i=1}^n X_i - n\mu}{\sigma \sqrt{n}} \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \mathcal{N}(0, 1)$$

(התכנסות בהתפלגות), כלומר:

$$P\left(\frac{\sum _{i=1}^n X_i - n\mu}{\sigma \sqrt{n}} \leq a\right) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \Phi(a)$$

כמו כן, אם

{

a

n

}
⊆

ℝ

{\displaystyle \{a_n\}\subseteq \mathbb {R} }

 היא סדרה כך *a*^{*n*} → *a* אז:

$$P\left(\frac{\sum _{i=1}^n X_i - n\mu}{\sigma \sqrt{n}} \leq a_n\right) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \Phi(a)$$

אם ברשותנו טבלת התפלגות נורמלית בעלת ערכים חיוביים בלבד, נוכל להשתמש בנוסחה *Φ*(–*a*) = 1 – *Φ*(*a*). עבור אי שוויון בערך מוחלט מתקיים:

$$P\left(\left|\frac{\sum _{i=1}^n X_i - n\mu}{\sigma \sqrt{n}}\right| \leq a\right) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \Phi(a) - \Phi(-a) = 2\Phi(a) - 1$$

7.5 הילוך מקרי

תהי {*X*_{*n*}} סדרת משתנים מקריים בלתי־תלויים כך ש:

$$P(X_i = 1) = p, \quad P(X_i = -1) = 1 - p$$

אז לכל *t* ∈ ℝ מתקיים:

$$P\left(\sum _{i=1}^n X_i > t\right) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} \begin{cases} 0 & p < \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & p = \frac{1}{2} \\ 1 & p > \frac{1}{2} \end{cases}$$

7.6 שדה הזנב חוקו 0-1 של קולמוגורוב

תהי {*X*_{*n*}} סדרת משתנים מקריים בלתי־תלויים אך לא בהכרח שווי־התפלגות. יהי *F*_{*n*} = *σ*(*X*_{*n*}, *X*_{*n*+1}, ...) ה-*σ* שדה הנוצר ע"י *X*_{*i*} עבור *i* ≥ *n*. אז **שדה הזנב** הוא:

$$\mathcal{F}_\infty = \bigcap _{n=1}^{\infty } \mathcal{F}_n$$

באופן אינטואטיבי, מאורע הוא בשדה הזנב אם התרחשותו אינה מושפעת משינוי מספר סופי של משתנים בסדרה. להלן מספר דוגמאות למאורעות כאלה:

$$\{\limsup X_n < c\}, \quad \sum _{n=1}^{\infty } X_n < \infty , \quad \exists \lim _{n \rightarrow \infty } X_n$$

לפי **חוק 0-1 של קולמוגורוב**, הסתברותו של מאורע בשדה הזנב חייבת להיות 0 או 1.

7.7 חוק התכנסות הסכום

תהי {*X*_{*n*}} סדרת משתנים מקריים בעלי תוחלת 0 ושונות סופית. אז מתקיים:

$$\sum _{k=1}^{\infty } \operatorname {Var} (X_k) < \infty \implies P\left(\sum _{k=1}^{\infty } X_k < \infty \right) = 1$$

8 התפלגויות בדידות

8.1 התפלגות אחידה: *X* ~ Uni(*a*, ..., *b*)

X הוא מספר שלם בין *a* ל-*b* הנבחר באקראי. יש בסה"כ *n* = *b* – *a* + 1 אפשרויות וכל אחת בעלת הסתברות שווה, לכן ההתפלגות, התוחלת, השונות והפונקציה יוצרת המומנטים היא:

$$P(X = k) = \frac{1}{b - a + 1} = \frac{1}{n}, \quad E(X) = \frac{a + b}{2}$$

$$\operatorname {Var} (X) = \frac{(b - a + 1)^2 - 1}{12} = \frac{n^2 - 1}{12}$$

$$M_X(t) = \frac{e^{at} - e^{(b+1)t}}{n(1 - e^t)}$$

8.2 התפלגות בינומית: *X* ~ Bin(*n*, *p*)

X הוא מספר ההצלחות ב-*n* ניסויים בלתי־תלויים אשר סיכוי ההצלחה בכל אחד מהם הוא *p*. נבחר *k* מתוך *n* הניסויים. ניסויים אלה הצליחו, בהסתברות *p*, ו-*k* – הניסויים הותרים נכשלו, בהסתברות 1 – *p*. לכן ההתפלגות היא:

$$P(X = k) = \binom{n}{k} p^k (1 - p)^{n-k}$$

התוחלת, השונות והפונקציה יוצרת המומנטים הן:

$$E(X) = np, \quad \operatorname {Var} (X) = np(1 - p), \quad M_X(t) = (1 - p + pe^t)^n$$

והשכיח הוא

⌊
(
n
+
1
)
p

⌋

{\displaystyle \lfloor (n+1)p \rfloor }

 או

⌈
(
n
+
1
)
p

⌉

{\displaystyle \lceil (n+1)p \rceil }

. אם *X* ~ Bin(*n*, *p*) ו-*Y* ~ Bin(*m*, *p*) הם בלתי־תלויים, אז מתקיים *X* + *Y* ~ Bin(*n* + *m*, *p*).

8.3 התפלגות בינומית שלילית וגיאומטרית

התפלגות בינומית שלילית: *X* ~ NegBin(*n*, *p*)
הוא מספר הניסויים עד להצלחה ה-*n* (כולל), כשהניסויים בלתי־תלויים והסיכוי להצלחה בכל אחד מהם הוא *p*. נבחר *n* – 1 מתוך *k* – 1 הניסויים הראשונים. ניסויים אלה הצליחו, בהסתברות *p*^{*n*–1}, וה-*k* – הותרים נכשלו, בהסתברות 1 – *p*. לאחר מכן עלינו להכפיל את התוצאה ב-*p* משום שהניסוי האחרון הצליח. לכן ההתפלגות היא:

$$P(X = k) = \binom{k - 1}{n - 1} p^n (1 - p)^{k-n}$$

התוחלת, השונות והפונקציה יוצרת המומנטים הן:

$$E(X) = \frac{n}{p}, \quad \operatorname {Var} (X) = n \frac{1 - p}{p^2}, \quad M_X(t) = \left(\frac{pe^t}{1 - (1 - p)e^t}\right)^n$$

אם *X* ~ NegBin(*n*, *p*) ו-*Y* ~ NegBin(*m*, *p*) הם בלתי־תלויים, אז מתקיים *X* + *Y* ~ NegBin(*n* + *m*, *p*).

התפלגות גיאומטרית: *X* ~ Geo(*p*) ≡ NegBin(1, *p*)

זהו מקרה פרטי של התפלגות בינומית שלילית כאשר *n* = 1. ההתפלגות היא:

$$P(X = k) = p(1 - p)^{k-1}, \quad P(X \leq k) = 1 - (1 - p)^k$$

התוחלת, השונות והפונקציה יוצרת המומנטים הן:

$$E(X) = \frac{1}{p}, \quad \operatorname {Var} (X) = \frac{1 - p}{p^2}, \quad M_X(t) = \frac{pe^t}{1 - (1 - p)e^t}$$

השכיח הוא 1, כי ההסתברות יורדת ככל ש-*k* עולה. אם *X*_{*i*} ~ Geo(*p*) עבור 1 ≤ *i* ≤ *n* הם בלתי־תלויים, אז מתקיים:

$$\sum _{i=1}^n X_i \sim \operatorname {NegBin} (n, p)$$

ההתפלגות הגיאומטרית היא ההתפלגות הבדידה ה**יחידה** שהיא "חסרת זיכרון", כלומר, בכל שלב בניסוי יש אותו סיכוי להצלחה ללא תלות בכמות או בתוצאות הניסויים הקודמים (למשל, למטבע שמוטל אין "זיכרון" של ההטלות הקודמות). ניתן לתאר תכונה זו באמצעות הנוסחה:

$$P(X > m + n | X > m) = P(X > n)$$

כלומר, לכל *n*, *m* ∈ ℕ, אם ידוע לנו שכבר נערכו *m* ניסויים כושלים, ההסתברות ש-*n* ניסויים נוספים ייכשלו שווה להסתברות ש-*n* ניסויים ייכשלו אם נתחיל את התהליך מהתחלה. מכאן, אם מצאנו התפלגות המקיימת:

$$P(X = k + 1) = cP(X = k)$$

כאשר *c* קבוע כלשהו, התפלגות זו בהכרח תהיה גיאומטרית (קבוע *c* הוא פשוט ההסתברות לכישלון בניסוי).

8.4 התפלגות היפרגיאומטרית: *X* ~ HG(*N*, *D*, *n*)

X הוא מספר הפריטים "המיוחדים" שנמצאו בדגימה (ללא החזרה) בגודל *n* מתוך אוכלוסייה בגודל *N* הכוללת *D* פריטים מיוחדים. נבחר *k* פריטים מיוחדים מתוך *D* המיוחדים שבאוכלוסייה, ונבחר את *n* – *k* הפריטים הלא־מיוחדים שנשארו מתוך *N* – *D* הלא־מיוחדים באוכלוסייה. נחלק את מספר האפשרויות בגודל מרחב המדגם, שהוא *n* פריטים כלשהם שנדגמו מאוכלוסייה בגודל *N*. לכן ההתפלגות היא:

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

התוחלת והשונות הן:

$$E(X) = n \frac{D}{N}, \quad \operatorname {Var} (X) = n \frac{D}{N} \left(1 - \frac{D}{N}\right) \frac{N - n}{N - 1}$$

והשכיח הוא

⌊

(
n
+
1
)
(
D
+
1
)

N
+
2

⌋

{\displaystyle \left\lfloor {\frac {(n+1)(D+1)}{N+2}} \right\rfloor }

.

8.5 התפלגות פואסונית: *X* ~ Pois(*λ*)

X הוא מספר ההצלחות בתהליך בינומי כאשר *p* → 0, *n* → ∞, אך המכפלה *λ* = *np* קבועה. לכן ההתפלגות משמשת לקירוב של תהליכים בהם יש הסתברות נמוכה להצלחה ומספר רב של ניסיונות, לדוגמה מספר טעויות ההדפסה בספר או מספר האנשים שמגיעים לגיל 100 באוכלוסייה. ההתפלגות, התוחלת, השונות והפונקציה יוצרת המומנטים הן:

$$P(X = k) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^k}{k!}, \quad E(X) = \operatorname {Var} (X) = \lambda, \quad M_X(t) = e^{\lambda(e^t - 1)}$$

השכיח הוא

⌊
⌈
λ
⌋

{\displaystyle \lfloor \lceil \lambda \rceil \rfloor }

, או 1 – *λ* אם *λ* ∈ ℤ. אם *X* ~ Pois(*μ*) ו-*Y* ~ Pois(*λ*) הם בלתי־תלויים, אז מתקיים *X* + *Y* ~ Pois(*λ* + *μ*).

9 התפלגויות רציפות

9.1 התפלגות אחידה: *X* ~ Uni(*a*, *b*), *a*, *b* ∈ ℝ, *a* < *b*

ההתפלגות האחידה מתארת מספר ממשי בין *a* ל-*b* אשר נבחר באקראי. פונקציית הצפיפות היא:

$$f_X(x) = \frac{1}{b - a}, \quad x \in [a, b]$$

פונקציית ההתפלגות המצטברת ופונקציית האחוזון הן:

$$F_X(x) = \begin{cases} 0 & x < a \\ \frac{x-a}{b-a} & x \in [a, b], \\ 1 & x > b \end{cases}, \quad F_X^{-1}(p) = a + p(b - a)$$

התוחלת, השונות והפונקציה יוצרת המומנטים הן:

$$E(X) = \frac{a + b}{2}, \quad \operatorname {Var} (X) = \frac{(b - a)^2}{12}, \quad M_X(t) = \frac{e^{bt} - e^{at}}{t(b - a)}$$

ניתן לעבור להתפלגות הסטנדרטית כך: