



بسمه تعالی

نام جزوه: آمار و احتمالات

نام استاد: دکتر عربزاده

دانشگاه: صنعتی امیرکبیر

اولیای دین

در این بخش از این کتاب به بررسی مفاهیم و روش‌های مختلف در مهندسی مکانیک پرداخته می‌شود.

در این بخش از این کتاب به بررسی مفاهیم و روش‌های مختلف در مهندسی مکانیک پرداخته می‌شود.

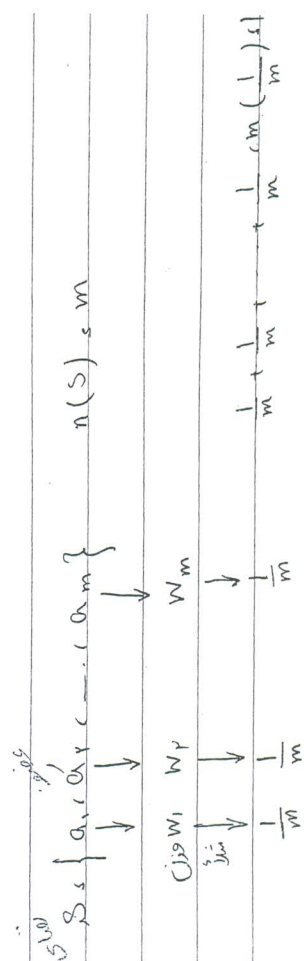
خصوصیات و کاربردهای آن:

(۱) استحکام

(۲) استحکام و دوام این سیستم در سازه‌های مختلف.

(۳) استحکام و دوام این سیستم در سازه‌های مختلف.

(۴) استحکام و دوام این سیستم در سازه‌های مختلف.



آمار و احتمال

عزیزان

مدرس: دکتر...

احتمال و احتمال

احتمال و احتمال A با احتمال $P(A)$ با احتمال A با احتمال $P(A)$

نشان دهید

$$S = \{a_1, a_2, \dots, a_m\} \quad n(S) = m$$

$\downarrow \quad \downarrow \quad \downarrow$
 $\omega_1 \quad \omega_2 \quad \omega_m$

$$A = \{a_1, a_2, a_m\} \quad \text{نشان دهید}$$

$$P(A) = \omega_1 + \omega_2 + \omega_m$$

$$1) \quad P(A) \leq 1$$

$$2) \quad P(\phi) = 0 \quad 3) \quad P(S) = 1$$

نشان دهید

احتمال و احتمال از این مجموعه فضاهای S به $[0, 1]$

$$P : P(S) \rightarrow [0, 1] \Rightarrow P(A) \quad w \in [0, 1]$$

SAFARI

مثال / نمایش سالی با یک دفتر کتاب می‌توانیم

پس از $A = \{1, 2, 3, 4, 5\}$ را مشاهده کنید

$$S = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$$

$\downarrow$
 ω_1

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

نمایش و نمایش سالی با یک دفتر کتاب می‌توانیم

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

$$P(A) = \frac{1}{6} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6} = 1$$

$$P(A) = \frac{1}{6} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6} = 1$$

مثال / نمایش سالی با یک دفتر کتاب می‌توانیم

نمایش و نمایش سالی با یک دفتر کتاب می‌توانیم

$$P(A) = \frac{1}{6} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6} + \frac{1}{6} = 1$$

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

$\downarrow \quad \downarrow \quad \downarrow \quad \downarrow \quad \downarrow \quad \downarrow$
 $\omega_1 \quad \omega_2 \quad \omega_3 \quad \omega_4 \quad \omega_5 \quad \omega_6$

SAFARI

احتمال شرطی

احتمال وقوع رویداد B به شرط وقوع رویداد A اتفاق افتاده باشد را احتمال شرطی می‌گویند و با علامت

$$P(B|A) = \frac{P(A \cap B)}{P(A)}$$

مثال: اگر A و B سطرهای یک جدول باشند:

$$P(A \cap B), P(A), P(B|A)$$

مثال: از ظرفی که چهار مهره سفید و سه مهره سیاه دارد، دو مهره را به تصادف و به ترتیب می‌کشند.

برای جانمایی این رویدادها، می‌توانیم از یک جدول استفاده کنیم.

A: مهره اول سفید باشد، B: مهره دوم سفید باشد.

$$P(A \cap B) = \frac{1}{20}$$

$$P(A \cap B), P(A), P(B|A) \Rightarrow P(A) = \frac{4}{20}$$

$$P(B|A) = \frac{3}{4} \Rightarrow P(A \cap B) = \frac{4}{20} \times \frac{3}{4}$$

$$P(A \cap B), P(A), P(B|A)$$

$$P(A \cup B \cup C) = P(A) + P(B) + P(C) - P(A \cap B) - P(A \cap C) - P(B \cap C) + P(A \cap B \cap C)$$

نمونه: اگر $A_1, A_2, A_3, \dots, A_n$ رویدادهای مستقل باشند،

$$P(A_1 \cup A_2 \cup \dots \cup A_n) = \sum_{i=1}^n P(A_i)$$

مثال: اگر A و B رویدادهای مستقل باشند،

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

مثال: اگر A و B رویدادهای مستقل باشند،

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

مثال: اگر A و B رویدادهای مستقل باشند،

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B)$$

$$P(A') = 1 - P(A) = 1 - \frac{12 \times 11 \times 10 \times 9}{(12)^4}$$

$$P(A) / P(A) = 1$$

$$P(A) = \sum_{i=1}^n P(A \cap B_i) \Rightarrow P(A) = \sum_{i=1}^3 P(A \cap B_i)$$

$$P(A) = \sum_{i=1}^3 P(B_i) P(A|B_i)$$

$$P(A|B_1) = 0.15 \quad P(A|B_2) = 0.10 \quad P(A|B_3) = 0.20$$

$$P(A) = P(A) \Rightarrow P(A) = (0.15 \times 0.4) + (0.10 \times 0.3) + (0.20 \times 0.3)$$

$$P(A|B_1) = \frac{P(A \cap B_1)}{P(B_1)} = \frac{0.15 \times 0.4}{0.4}$$

مثال: سه ظرف طلا به این صورت زیر دیده شد.

نوع	۱	۲	۳
تعداد	۱	۲	۳
سنگ	۲	۱	۲
توزین	۳	۱	۱

یک ظرف به هدف انتخاب می‌شود و به هدف از آن خارج می‌شود. به این ترتیب

تعیین کنید: مطلوبیت احتمال این که از ظرف اول باشد.

$$P(A) = P(A \cap B_1) + P(A \cap B_2) + \dots + P(A \cap B_n)$$

$$P(A) = \sum_{i=1}^n P(A \cap B_i)$$

وقتی به هر یک از اینها نگاه کنیم

مثال: محصولات مختلف که به این طریق به این شرکت می‌رسند: ۳۰٪، ۲۰٪، ۱۰٪، ۵٪، ۳٪، ۲٪، ۱٪، ۰.۵٪

به این ترتیب ۳۰٪ و ۲۰٪ از طریق این شرکت می‌رسند. ۱۰٪ و ۵٪ از طریق این شرکت می‌رسند. ۳٪ و ۲٪ از طریق این شرکت می‌رسند. ۱٪ و ۰.۵٪ از طریق این شرکت می‌رسند.

توسط این سه ماشین به ترتیب عبارتند از: ۱۵٪، ۱۰٪ و ۲٪. مطلوبیت احتمال

است.

الف: طلا به این هدف اختصاص می‌دهد.

ب: اگر طلا به این هدف اختصاص می‌دهد، به این هدف اختصاص می‌دهد.

طلا توسط ماشین اول تولید می‌شود.

ب: به این هدف اختصاص می‌دهد. طلا توسط ماشین دوم تولید می‌شود.



آیا به این هدف اختصاص می‌دهد؟

$$P(B_i|A) = \frac{P(B_i)P(A|B_i)}{\sum_{i=1}^n P(B_i)P(A|B_i)} = \frac{\frac{1}{3} \times \frac{1}{3}}{\frac{1}{3} \times \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \times \frac{1}{3} + \frac{1}{3} \times \frac{1}{3}} = \frac{1}{3}$$

$$P(B_i) = \frac{1}{3} \quad (i=1,2,3)$$

$$P(A|B_1) = \frac{1}{3} \quad P(A|B_2) = 1 \quad P(A|B_3) = 0$$

مثال: فرض کنید A و B دو رویداد باشند که احتمال وقوع آنها به ترتیب 1/3 و 2/3 باشد. اگر A و B مستقل باشند، احتمال وقوع A و B را بیابید.

حل: چون A و B مستقل هستند، احتمال وقوع A و B برابر حاصلضرب احتمالات وقوع آنها خواهد بود.

پس: $P(A \cap B) = P(A) \times P(B) = \frac{1}{3} \times \frac{2}{3} = \frac{2}{9}$

الف: اگر A و B متضاد باشند، احتمال وقوع A و B را بیابید.
 ب: اگر A و B همبسته باشند، احتمال وقوع A و B را بیابید.
 ج: اگر A و B همبسته نباشند، احتمال وقوع A و B را بیابید.

$$P(C|A \cup B) = \frac{P(C \cap (A \cup B))}{P(A \cup B)} = \frac{P(C \cap A) \cup (C \cap B)}{P(A \cup B)}$$

$$P(A \cup B) = P(A) + P(B) - P(A \cap B) = \frac{a}{a+b} + \frac{b}{a+b} - \frac{c}{a+b}$$

مثال: اگر A و B دو رویداد باشند که احتمال وقوع آنها به ترتیب 1/3 و 2/3 باشد. اگر A و B مستقل باشند، احتمال وقوع A و B را بیابید.

$$P(B_1) = P(B_2) = P(B_3) = \frac{1}{3}$$

$$P(B_i|A) = \frac{P(B_i)P(A|B_i)}{\sum_{i=1}^n P(B_i)P(A|B_i)}$$

$$P(A|B_1) = \frac{1}{3} \quad P(A|B_2) = \frac{2}{3} \quad P(A|B_3) = \frac{1}{3}$$

$$P(B_i|A) = \frac{\frac{1}{3} \times \frac{1}{3}}{\frac{1}{3} \times \frac{1}{3} + \frac{2}{3} \times \frac{2}{3} + \frac{1}{3} \times \frac{1}{3}} = \frac{1}{6}$$

مثال: اگر A و B دو رویداد باشند که احتمال وقوع آنها به ترتیب 1/3 و 2/3 باشد. اگر A و B مستقل باشند، احتمال وقوع A و B را بیابید.

نوع سر	1	2	3
طول	1	2	0
نوع	1	0	2

مثال: اگر A و B دو رویداد باشند که احتمال وقوع آنها به ترتیب 1/3 و 2/3 باشد. اگر A و B مستقل باشند، احتمال وقوع A و B را بیابید.

مثال: اگر A و B دو رویداد باشند که احتمال وقوع آنها به ترتیب 1/3 و 2/3 باشد. اگر A و B مستقل باشند، احتمال وقوع A و B را بیابید.

مثال: اگر A و B دو رویداد باشند که احتمال وقوع آنها به ترتیب 1/3 و 2/3 باشد. اگر A و B مستقل باشند، احتمال وقوع A و B را بیابید.

ب A و B و C (A) و (B) و (C)

$$P(C|(A \cup B)) = P((C \cap A) \cup (C \cap B))$$

$$= P(A|NC) + P(B|NC) = P(A)P(C|A) + P(B)P(C|B)$$

$$= \left(\frac{a}{a+b} \times \frac{a-1}{a+b-1} \right) + \left(\frac{b}{a+b} \times \frac{a}{a+b-1} \right) = \frac{a}{a+b}$$

تواری / از طرف A به صندوق B هر یک به مبلغ ۱۰۰۰۰ ریال اعتبار دارد

ازین جهت که این ابروهای منور با آنکه در بعضی از طرفین اضافت کردند و پس از آن

اسی ظرف پر احتیاج ہے، اصل سے کہیں کم ہے۔

جنگ افغانستان

سید رفیع محمد انصاری اہل علم و فضل صاحب فرما کے دست

سرفہ: تاہم یہ فرض کرنا کہ انسانی زندگی بے غمچہ اعداد (مجموعہ ۱) سے مجموعہ ۱۰۰ تک

المحمود الثاني (R) رابع السور للمسلم ويا علامت X و-- نس نس ولف

از دایره خارج

باب مقرر لہذا فی لکھنؤ لہذا فی لکھنؤ لہذا فی لکھنؤ

ما بعد صفوة الهادي بالولاء للنفوس المودعة في انوارها.

فصل اول در بیان حدیث از ائمه اربعین علیهم السلام

عالمیہ - جامع مکتبہ اسلامیہ لکھنؤ میں تصنیف کی گئی ہے۔

$$S = \{TT, TH, HT, HH\}$$

X: فصل هفتم در بیان اسماء و صفات

فضای فونیکس

۱- فضای فونیکس نسبت به ۲- فضای فونیکس فونیکس

۳- فضای فونیکس فونیکس نسبت به ۴- فضای فونیکس فونیکس

۵- فضای فونیکس فونیکس نسبت به ۶- فضای فونیکس فونیکس

۷- فضای فونیکس فونیکس نسبت به ۸- فضای فونیکس فونیکس

۹- فضای فونیکس فونیکس نسبت به ۱۰- فضای فونیکس فونیکس

تغییر فضای فونیکس فونیکس نسبت به ۱۱- فضای فونیکس فونیکس

۱۲- فضای فونیکس فونیکس نسبت به ۱۳- فضای فونیکس فونیکس

 $X: S \rightarrow \mathbb{R}$ $X(TT) = 0$ $X(TH) = 1$ $X(HT) = 1$ $X(HH) = 2$ برای تابع تغییر فضای X ، حالت های زیر را در نظر بگیرید. $X: S \rightarrow \mathbb{R}$ برای تابع تغییر فضای X ، حالت های زیر را در نظر بگیرید. $0 \rightarrow \{TT, TH\} \quad 1 \rightarrow \{TH, HT\} \quad 2 \rightarrow \{HH\}$ تغییر فضای X را برای حالت های زیر در نظر بگیرید.۱- برای تابع تغییر فضای X ، حالت های زیر را در نظر بگیرید.

حرف با تکرار

 $X: S \rightarrow \mathbb{R}$

$$Y \rightarrow \{HHH, HTH, THT, TTT\} \quad Y \rightarrow \{HHH\}$$

$$P(X=0) = P(\{TTTT\}) = \frac{1}{16}$$

$$P(X=1) = P(\{TTTH, THTH, THTT, TTHT\}) = \frac{4}{16}$$

$$P(X=2) = P(\{HTHT, HTTH, THTH, THTT\}) = \frac{4}{16}$$

$$P(X=3) = P(\{HHHH\}) = \frac{1}{16}$$

$$P(X=n) = \frac{1}{2^n}$$

$$P_X(x) = \frac{\binom{n}{x}}{2^n} \quad x=0,1,2,3$$

نتیجه: بکسر کتاب $\frac{n}{2}$ سر خوانیم داشت.

$$P_X(x) = \frac{\binom{n}{x}}{2^n} \quad \text{"تعداد لا موفقیت در n کتاب"}$$

تغییر در احتمال رخداد

تغییر احتمال رخداد $P_X(x)$ با تغییر احتمال رخداد $P_Y(y)$

مثلاً (تغییر احتمال رخداد $P_X(x)$ با تغییر احتمال رخداد $P_Y(y)$)

تغییر احتمال رخداد $P_X(x)$ با تغییر احتمال رخداد $P_Y(y)$

احتمال رخداد $P_X(x)$ با تغییر احتمال رخداد $P_Y(y)$

مثلاً (تغییر احتمال رخداد $P_X(x)$ با تغییر احتمال رخداد $P_Y(y)$)

از "ی" سر بردار

اولاً تابع تغییر احتمال رخداد $P_X(x)$ را بدینگونه تغییر می‌دهیم:

ثانیاً بکسر این تابع تغییر احتمال رخداد $P_X(x)$ را بدینگونه تغییر می‌دهیم:

$x=0,1,2,3$

$$x \rightarrow \{TTTT, THTT, THTH, THTT\}$$

$$\frac{1}{\lambda} \frac{d}{dt} \left(\frac{1}{\lambda} \right) = \frac{1}{\lambda} \frac{d}{dt} \left(\frac{1}{\lambda} \right) = \frac{1}{\lambda} \frac{d}{dt} \left(\frac{1}{\lambda} \right)$$

$$\frac{1}{\sqrt{1-\beta^2}} = \frac{1}{\sqrt{1-\frac{v^2}{c^2}}} = \frac{1}{\sqrt{1-0.1^2}} = \frac{1}{\sqrt{0.99}} = 1.005$$

طیاتی لوزی

توفیق: اگر ایک شخص خدا کی نعمت سے ناواقف ہو جائے، تو وہ کبھی

تعمیم الی تسعیر باطل است $f_4(n)$ تسعیر را و تسعیرات زیر تسعیر می نامند:

$$f_x(x), P(X \leq x)$$

سوال ۱: فرض کنید X یک متغیر تصادفی با تابع چگالی $f_X(x)$ و تابع توزیع تجمعی $F_X(x)$ باشد. تابع $F_X(x)$ را برای $x \in \mathbb{R}$ تعریف کنید.

این صفحه را هم بکنید .
(Xs. 1 (X³))

2	-1/K
2	2/K
1	2/K
0	-1/K
2	2

$$f_X(x) \subset \left\{ \begin{array}{l} f(0) \\ f(0) + f(1) \\ f(0) + f(1) + f(2) \\ f(0) + f(1) + f(2) + f(3) \end{array} \right\}$$

لا طر

għall-^{le} għall-

طریقت زوج تربیلم (۱۰۵-۱۰۶) در صفحه فوقه است

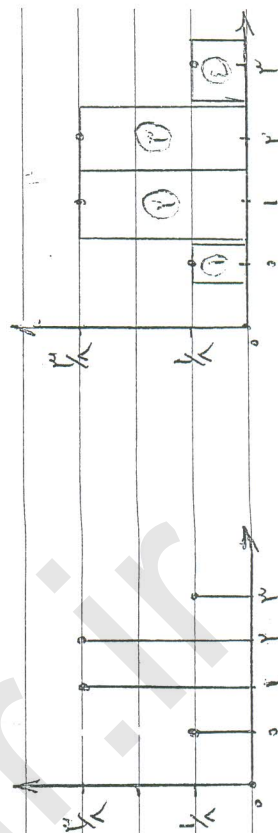
for the Librarian.

فصل اول در اصول و مبانی و کلیات

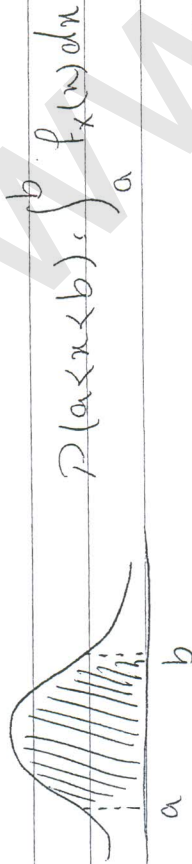
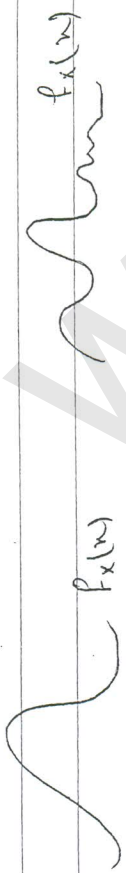
این از این باشد، که هر دو هم درستی است

$$f_x(x) = \frac{\binom{x}{n}}{x^x}$$

α	β	γ	δ
0	1	2	3
1	2	3	4
2	3	4	5
3	4	5	6
4	5	6	7
5	6	7	8
6	7	8	9
7	8	9	10
8	9	10	11
9	10	11	12



در صورتی که تابع احتمال یک تابع دلخواه یا دلخواه تصادفی باشد، در این صورت احتمال را بدین



محتمل است: $P(a < x < b) = \int_a^b f_X(x) dx$

$$1) \forall x, f_X(x) \geq 0$$

$$2) \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1$$

$$3) P(a < x < b) = \int_a^b f_X(x) dx$$

مسئله: آیا تابع دلخواه تصادفی احتمال است؟

$$1) P(x) \geq 0 \quad 2) \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1$$

به تابع توزیع احتمال است.

فرضیات تابع توزیع دلخواه:

تابع $f_X(x)$ نامرئی و دلخواه است:

$$1) \forall x, 0 \leq f_X(x) < \infty$$

$$2) \lim_{x \rightarrow -\infty} f_X(x) = 0, \lim_{x \rightarrow +\infty} f_X(x) = 0$$

$$3) \int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1$$

تغییر نامرئی و دلخواه و تابع خطی احتمال است.

احتمال آنکه یک تغییر نامرئی و دلخواه (مثلاً) برای مقدار تصادفی باشد $x \leq a$ را احتمال آن

$$P(x \leq a) = 0$$

صفحه اول است. به عبارت دیگر داریم:

برای تغییر احتمال هر یک از این معادلات می‌تواند.

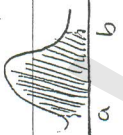
$$P(a < x < b) = P(a < x \leq b) + P(x \leq a)$$

$$P(a < x < b) = P(x \leq a) + P(x \leq b)$$

$$P(a < x < b) = F_x(b) - F_x(a)$$

در حالت خاص متوالی است:

$$P(a < x < b) = \int_a^b f_x(x) dx$$



نکته: تابع توزیع تجمعی تابعی از احتمال است.

$$F_x(x) = \begin{cases} 0 & x < 0 \\ kx^\alpha & 0 \leq x \leq 1 \\ 1 & x > 1 \end{cases}$$

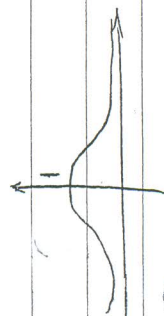
مثال: تغییرات تابع احتمال به صورت زیر است.

مشروطیت ک تعیین کنید.

$$\int_0^1 kx^\alpha dx = 1 \Rightarrow \frac{1}{2} kx^2 \Big|_0^1 = 1 \Rightarrow k = 2$$

مثال: تغییرات تابع احتمال به صورت زیر است. مشروطیت ک را تعیین کنید.

$$\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{k}{1+x^2} dx = 1 \Rightarrow k \cdot \frac{1}{x} \Big|_{-\infty}^{+\infty} = 1 \Rightarrow k = \frac{1}{\pi}$$



$$F_x(x) = \frac{1}{\pi} \arctan(x)$$

$$F_x(x) = \sum_{-\infty}^{+\infty} P(x_i \leq x)$$

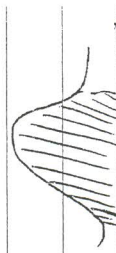
با استفاده از تابع احتمال است.

تابع توزیع تجمعی (CDF) تابعی از احتمال است.

مثال: تغییرات تابع احتمال به صورت زیر است.

نکته: تابع احتمال تابعی از احتمال است.

$$F_x(x) = P(X \leq x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_x(t) dt$$



مثال: تغییرات تابع احتمال به صورت زیر است.

$$F_x(x) = P(X \leq x) = \sum_{t \leq x} f_x(t)$$

نکته: تابع احتمال تابعی از احتمال است.

$$1) \cdot P_x(x) \leq 1 \quad 2) \lim_{x \rightarrow -\infty} F_x(x) = 0 \quad 3) \lim_{x \rightarrow +\infty} F_x(x) = 1$$

نشانگر احتمالی در سطحی از وابستگی و تابع احتمال داریم:

عبارت آنرا می‌توانیم به صورت زیر بنویسیم که نشانگر احتمالی را نشان می‌دهد (تابع)

و به صورت زیر می‌نویسیم:

مثال: اگر فرض کنیم در مثال داده‌های قبلی، تابع چگالی و لاگاریتم آن به صورت زیر باشد:

به صورت احتمالی می‌نویسیم:

که نشانگر احتمالی را می‌توانیم به صورت زیر بنویسیم. در اینجا نشانگر احتمالی را به صورت زیر می‌نویسیم:

نشانگر احتمالی را می‌توانیم به صورت زیر بنویسیم. در اینجا نشانگر احتمالی را به صورت زیر می‌نویسیم:

که نشانگر احتمالی را می‌توانیم به صورت زیر بنویسیم.

که نشانگر احتمالی را می‌توانیم به صورت زیر بنویسیم. در اینجا نشانگر احتمالی را به صورت زیر می‌نویسیم:

که نشانگر احتمالی را می‌توانیم به صورت زیر بنویسیم. در اینجا نشانگر احتمالی را به صورت زیر می‌نویسیم:

که نشانگر احتمالی را می‌توانیم به صورت زیر بنویسیم. در اینجا نشانگر احتمالی را به صورت زیر می‌نویسیم:

که نشانگر احتمالی را می‌توانیم به صورت زیر بنویسیم. در اینجا نشانگر احتمالی را به صورت زیر می‌نویسیم:

www.me-en.com

www.me-en.com

www.me-en.com

www.me-en.com

www.me-en.com

www.me-en.com

www.me-en.com

www.me-en.com

www.me-en.com

www.me-en.com

www.me-en.com

www.me-en.com

www.me-en.com

$$f_{x,y} \cdot \mathcal{P}(X_{Sx}, Y_{Sy}) \leq \frac{\binom{p}{x} \binom{p}{y} \binom{p}{p-x-y}}{\binom{11}{p}}$$

$$D_F = \{(x, y) \mid \exists x+y \leq v, \lambda, y \in \{0, 1, \dots, v\}\}$$

0.122

$$f_{(x_1)} f_{(x_2)} f_{(x_3)} f_{(x_4)}$$

$$1 - P(x=1) - P(x=2) - P(x=3) = 0$$

$$r = \frac{f(0, r)}{f(1, r)}$$

$$w | f(s^w) \quad \circ \quad \circ \quad \circ$$

نقل ٤ / الولد نقل ، مقيد لا بالدار مود مفيد ، مقيد لا بالدار مود ساء ، مقيد ح الدار

مجموعه های مختلف، $P_{X,Y+Z}(x,y,z)$ را تعیین کنید.

$$p_{x,y,z}(x,y,z) = \frac{\binom{x}{2} \binom{y}{2} \binom{z}{2}}{\binom{14}{2}}$$

$$D_{\mathcal{L}} = \{(x, y(z)) \mid x+y+z = w, x, y, z \in \{0, 1, i, v\}\}$$

[illegible]

۳، ۴، ۵، ۶، ۷، ۸، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۱۹، ۲۰، ۲۱، ۲۲، ۲۳، ۲۴، ۲۵، ۲۶، ۲۷، ۲۸، ۲۹، ۳۰، ۳۱، ۳۲، ۳۳، ۳۴، ۳۵، ۳۶، ۳۷، ۳۸، ۳۹، ۴۰، ۴۱، ۴۲، ۴۳، ۴۴، ۴۵، ۴۶، ۴۷، ۴۸، ۴۹، ۵۰، ۵۱، ۵۲، ۵۳، ۵۴، ۵۵، ۵۶، ۵۷، ۵۸، ۵۹، ۶۰، ۶۱، ۶۲، ۶۳، ۶۴، ۶۵، ۶۶، ۶۷، ۶۸، ۶۹، ۷۰، ۷۱، ۷۲، ۷۳، ۷۴، ۷۵، ۷۶، ۷۷، ۷۸، ۷۹، ۸۰، ۸۱، ۸۲، ۸۳، ۸۴، ۸۵، ۸۶، ۸۷، ۸۸، ۸۹، ۹۰، ۹۱، ۹۲، ۹۳، ۹۴، ۹۵، ۹۶، ۹۷، ۹۸، ۹۹، ۱۰۰، ۱۰۱، ۱۰۲، ۱۰۳، ۱۰۴، ۱۰۵، ۱۰۶، ۱۰۷، ۱۰۸، ۱۰۹، ۱۱۰، ۱۱۱، ۱۱۲، ۱۱۳، ۱۱۴، ۱۱۵، ۱۱۶، ۱۱۷، ۱۱۸، ۱۱۹، ۱۲۰، ۱۲۱، ۱۲۲، ۱۲۳، ۱۲۴، ۱۲۵، ۱۲۶، ۱۲۷، ۱۲۸، ۱۲۹، ۱۳۰، ۱۳۱، ۱۳۲، ۱۳۳، ۱۳۴، ۱۳۵، ۱۳۶، ۱۳۷، ۱۳۸، ۱۳۹، ۱۴۰، ۱۴۱، ۱۴۲، ۱۴۳، ۱۴۴، ۱۴۵، ۱۴۶، ۱۴۷، ۱۴۸، ۱۴۹، ۱۵۰، ۱۵۱، ۱۵۲، ۱۵۳، ۱۵۴، ۱۵۵، ۱۵۶، ۱۵۷، ۱۵۸، ۱۵۹، ۱۶۰، ۱۶۱، ۱۶۲، ۱۶۳، ۱۶۴، ۱۶۵، ۱۶۶، ۱۶۷، ۱۶۸، ۱۶۹، ۱۷۰، ۱۷۱، ۱۷۲، ۱۷۳، ۱۷۴، ۱۷۵، ۱۷۶، ۱۷۷، ۱۷۸، ۱۷۹، ۱۸۰، ۱۸۱، ۱۸۲، ۱۸۳، ۱۸۴، ۱۸۵، ۱۸۶، ۱۸۷، ۱۸۸، ۱۸۹، ۱۹۰، ۱۹۱، ۱۹۲، ۱۹۳، ۱۹۴، ۱۹۵، ۱۹۶، ۱۹۷، ۱۹۸، ۱۹۹، ۲۰۰، ۲۰۱، ۲۰۲، ۲۰۳، ۲۰۴، ۲۰۵، ۲۰۶، ۲۰۷، ۲۰۸، ۲۰۹، ۲۱۰، ۲۱۱، ۲۱۲، ۲۱۳، ۲۱۴، ۲۱۵، ۲۱۶، ۲۱۷، ۲۱۸، ۲۱۹، ۲۲۰، ۲۲۱، ۲۲۲، ۲۲۳، ۲۲۴، ۲۲۵، ۲۲۶، ۲۲۷، ۲۲۸، ۲۲۹، ۲۳۰، ۲۳۱، ۲۳۲، ۲۳۳، ۲۳۴، ۲۳۵، ۲۳۶، ۲۳۷، ۲۳۸، ۲۳۹، ۲۴۰، ۲۴۱، ۲۴۲، ۲۴۳، ۲۴۴، ۲۴۵، ۲۴۶، ۲۴۷، ۲۴۸، ۲۴۹، ۲۵۰، ۲۵۱، ۲۵۲، ۲۵۳، ۲۵۴، ۲۵۵، ۲۵۶، ۲۵۷، ۲۵۸، ۲۵۹، ۲۶۰، ۲۶۱، ۲۶۲، ۲۶۳، ۲۶۴، ۲۶۵، ۲۶۶، ۲۶۷، ۲۶۸، ۲۶۹، ۲۷۰، ۲۷۱، ۲۷۲، ۲۷۳، ۲۷۴، ۲۷۵، ۲۷۶، ۲۷۷، ۲۷۸، ۲۷۹، ۲۸۰، ۲۸۱، ۲۸۲، ۲۸۳، ۲۸۴، ۲۸۵، ۲۸۶، ۲۸۷، ۲۸۸، ۲۸۹، ۲۹۰، ۲۹۱، ۲۹۲، ۲۹۳، ۲۹۴، ۲۹۵، ۲۹۶، ۲۹۷، ۲۹۸، ۲۹۹، ۳۰۰، ۳۰۱، ۳۰۲، ۳۰۳، ۳۰۴، ۳۰۵، ۳۰۶، ۳۰۷، ۳۰۸، ۳۰۹، ۳۱۰، ۳۱۱، ۳۱۲، ۳۱۳، ۳۱۴، ۳۱۵، ۳۱۶، ۳۱۷، ۳۱۸، ۳۱۹، ۳۲۰، ۳۲۱، ۳۲۲، ۳۲۳، ۳۲۴، ۳۲۵، ۳۲۶، ۳۲۷، ۳۲۸، ۳۲۹، ۳۳۰، ۳۳۱، ۳۳۲، ۳۳۳، ۳۳۴، ۳۳۵، ۳۳۶، ۳۳۷، ۳۳۸، ۳۳۹، ۳۴۰، ۳۴۱، ۳۴۲، ۳۴۳، ۳۴۴، ۳۴۵، ۳۴۶، ۳۴۷، ۳۴۸، ۳۴۹، ۳۵۰، ۳۵۱، ۳۵۲، ۳۵۳، ۳۵۴، ۳۵۵، ۳۵۶، ۳۵۷، ۳۵۸، ۳۵۹، ۳۶۰، ۳۶۱، ۳۶۲، ۳۶۳، ۳۶۴، ۳۶۵، ۳۶۶، ۳۶۷، ۳۶۸، ۳۶۹، ۳۷۰، ۳۷۱، ۳۷۲، ۳۷۳، ۳۷۴، ۳۷۵، ۳۷۶، ۳۷۷، ۳۷۸، ۳۷۹، ۳۸۰، ۳۸۱، ۳۸۲، ۳۸۳، ۳۸۴، ۳۸۵، ۳۸۶، ۳۸۷، ۳۸۸، ۳۸۹، ۳۹۰، ۳۹۱، ۳۹۲، ۳۹۳، ۳۹۴، ۳۹۵، ۳۹۶، ۳۹۷، ۳۹۸، ۳۹۹، ۴۰۰، ۴۰۱، ۴۰۲، ۴۰۳، ۴۰۴، ۴۰۵، ۴۰۶، ۴۰۷، ۴۰۸، ۴۰۹، ۴۱۰، ۴۱۱، ۴۱۲، ۴۱۳، ۴۱۴، ۴۱۵، ۴۱۶، ۴۱۷، ۴۱۸، ۴۱۹، ۴۲۰، ۴۲۱، ۴۲۲، ۴۲۳، ۴۲۴، ۴۲۵، ۴۲۶، ۴۲۷، ۴۲۸، ۴۲۹، ۴۳۰، ۴۳۱، ۴۳۲، ۴۳۳، ۴۳۴، ۴۳۵، ۴۳۶، ۴۳۷، ۴۳۸، ۴۳۹، ۴۴۰، ۴۴۱، ۴۴۲، ۴۴۳، ۴۴۴، ۴۴۵، ۴۴۶، ۴۴۷، ۴۴۸، ۴۴۹، ۴۵۰، ۴۵۱، ۴۵۲، ۴۵۳، ۴۵۴، ۴۵۵، ۴۵۶، ۴۵۷، ۴۵۸، ۴۵۹، ۴۶۰، ۴۶۱، ۴۶۲، ۴۶۳، ۴۶۴، ۴۶۵، ۴۶۶، ۴۶۷، ۴۶۸، ۴۶۹، ۴۷۰، ۴۷۱، ۴۷۲، ۴۷۳، ۴۷۴، ۴۷۵، ۴۷۶، ۴۷۷، ۴۷۸، ۴۷۹، ۴۸۰، ۴۸۱، ۴۸۲، ۴۸۳، ۴۸۴، ۴۸۵، ۴۸۶، ۴۸۷، ۴۸۸، ۴۸۹، ۴۹۰، ۴۹۱، ۴۹۲، ۴۹۳، ۴۹۴، ۴۹۵، ۴۹۶، ۴۹۷، ۴۹۸، ۴۹۹، ۵۰۰، ۵۰۱، ۵۰۲، ۵۰۳، ۵۰۴، ۵۰۵، ۵۰۶، ۵۰۷، ۵۰۸، ۵۰۹، ۵۱۰، ۵۱۱، ۵۱۲، ۵۱۳، ۵۱۴، ۵۱۵، ۵۱۶، ۵۱۷، ۵۱۸، ۵۱۹، ۵۲۰، ۵۲۱، ۵۲۲، ۵۲۳، ۵۲۴، ۵۲۵، ۵۲۶، ۵۲۷، ۵۲۸، ۵۲۹، ۵۳۰، ۵۳۱، ۵۳۲، ۵۳۳، ۵۳۴، ۵۳۵، ۵۳۶، ۵۳۷، ۵۳۸، ۵۳۹، ۵۴۰

در علم جبر بیان اخصی در المصنف

تابع اقل X و $f_X(X)$ و $f_X(X)$

$$f_X(x) = \frac{\binom{v}{x} \binom{v-x}{v-x}}{\binom{v}{v}}$$

[illegible]

$$f_y(x) = \frac{f_y(x, y_0, y_1, y_2)}{\binom{15}{y_0}}$$

فصل ۳ / فهرست سال، فهرست فصلها، تعداد هر فصل، و اسامی نگارنده هر فصل

یہ جامع احمدی لٹریچر، ۷، ۸، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳، ۱۴، ۱۵، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۱۹، ۲۰، ۲۱، ۲۲، ۲۳، ۲۴، ۲۵، ۲۶، ۲۷، ۲۸، ۲۹، ۳۰، ۳۱، ۳۲، ۳۳، ۳۴، ۳۵، ۳۶، ۳۷، ۳۸، ۳۹، ۴۰، ۴۱، ۴۲، ۴۳، ۴۴، ۴۵، ۴۶، ۴۷، ۴۸، ۴۹، ۵۰، ۵۱، ۵۲، ۵۳، ۵۴، ۵۵، ۵۶، ۵۷، ۵۸، ۵۹، ۶۰، ۶۱، ۶۲، ۶۳، ۶۴، ۶۵، ۶۶، ۶۷، ۶۸، ۶۹، ۷۰، ۷۱، ۷۲، ۷۳، ۷۴، ۷۵، ۷۶، ۷۷، ۷۸، ۷۹، ۸۰، ۸۱، ۸۲، ۸۳، ۸۴، ۸۵، ۸۶، ۸۷، ۸۸، ۸۹، ۹۰، ۹۱، ۹۲، ۹۳، ۹۴، ۹۵، ۹۶، ۹۷، ۹۸، ۹۹، ۱۰۰، ۱۰۱، ۱۰۲، ۱۰۳، ۱۰۴، ۱۰۵، ۱۰۶، ۱۰۷، ۱۰۸، ۱۰۹، ۱۱۰، ۱۱۱، ۱۱۲، ۱۱۳، ۱۱۴، ۱۱۵، ۱۱۶، ۱۱۷، ۱۱۸، ۱۱۹، ۱۲۰، ۱۲۱، ۱۲۲، ۱۲۳، ۱۲۴، ۱۲۵، ۱۲۶، ۱۲۷، ۱۲۸، ۱۲۹، ۱۳۰، ۱۳۱، ۱۳۲، ۱۳۳، ۱۳۴، ۱۳۵، ۱۳۶، ۱۳۷، ۱۳۸، ۱۳۹، ۱۴۰، ۱۴۱، ۱۴۲، ۱۴۳، ۱۴۴، ۱۴۵، ۱۴۶، ۱۴۷، ۱۴۸، ۱۴۹، ۱۵۰، ۱۵۱، ۱۵۲، ۱۵۳، ۱۵۴، ۱۵۵، ۱۵۶، ۱۵۷، ۱۵۸، ۱۵۹، ۱۶۰، ۱۶۱، ۱۶۲، ۱۶۳، ۱۶۴، ۱۶۵، ۱۶۶، ۱۶۷، ۱۶۸، ۱۶۹، ۱۷۰، ۱۷۱، ۱۷۲، ۱۷۳، ۱۷۴، ۱۷۵، ۱۷۶، ۱۷۷، ۱۷۸، ۱۷۹، ۱۸۰، ۱۸۱، ۱۸۲، ۱۸۳، ۱۸۴، ۱۸۵، ۱۸۶، ۱۸۷، ۱۸۸، ۱۸۹، ۱۹۰، ۱۹۱، ۱۹۲، ۱۹۳، ۱۹۴، ۱۹۵، ۱۹۶، ۱۹۷، ۱۹۸، ۱۹۹، ۲۰۰، ۲۰۱، ۲۰۲، ۲۰۳، ۲۰۴، ۲۰۵، ۲۰۶، ۲۰۷، ۲۰۸، ۲۰۹، ۲۱۰، ۲۱۱، ۲۱۲، ۲۱۳، ۲۱۴، ۲۱۵، ۲۱۶، ۲۱۷، ۲۱۸، ۲۱۹، ۲۲۰، ۲۲۱، ۲۲۲، ۲۲۳، ۲۲۴، ۲۲۵، ۲۲۶، ۲۲۷، ۲۲۸، ۲۲۹، ۲۳۰، ۲۳۱، ۲۳۲، ۲۳۳، ۲۳۴، ۲۳۵، ۲۳۶، ۲۳۷، ۲۳۸، ۲۳۹، ۲۴۰، ۲۴۱، ۲۴۲، ۲۴۳، ۲۴۴، ۲۴۵، ۲۴۶، ۲۴۷، ۲۴۸، ۲۴۹، ۲۵۰، ۲۵۱، ۲۵۲، ۲۵۳، ۲۵۴، ۲۵۵، ۲۵۶، ۲۵۷، ۲۵۸، ۲۵۹، ۲۶۰، ۲۶۱، ۲۶۲، ۲۶۳، ۲۶۴، ۲۶۵، ۲۶۶، ۲۶۷، ۲۶۸، ۲۶۹، ۲۷۰، ۲۷۱، ۲۷۲، ۲۷۳، ۲۷۴، ۲۷۵، ۲۷۶، ۲۷۷، ۲۷۸، ۲۷۹، ۲۸۰، ۲۸۱، ۲۸۲، ۲۸۳، ۲۸۴، ۲۸۵، ۲۸۶، ۲۸۷، ۲۸۸، ۲۸۹، ۲۹۰، ۲۹۱، ۲۹۲، ۲۹۳، ۲۹۴، ۲۹۵، ۲۹۶، ۲۹۷، ۲۹۸، ۲۹۹، ۳۰۰، ۳۰۱، ۳۰۲، ۳۰۳، ۳۰۴، ۳۰۵، ۳۰۶، ۳۰۷، ۳۰۸، ۳۰۹، ۳۱۰، ۳۱۱، ۳۱۲، ۳۱۳، ۳۱۴، ۳۱۵، ۳۱۶، ۳۱۷، ۳۱۸، ۳۱۹، ۳۲۰، ۳۲۱، ۳۲۲، ۳۲۳، ۳۲۴، ۳۲۵، ۳۲۶، ۳۲۷، ۳۲۸، ۳۲۹، ۳۳۰، ۳۳۱، ۳۳۲، ۳۳۳، ۳۳۴، ۳۳۵، ۳۳۶، ۳۳۷، ۳۳۸، ۳۳۹، ۳۴۰، ۳۴۱، ۳۴۲، ۳۴۳، ۳۴۴، ۳۴۵، ۳۴۶، ۳۴۷، ۳۴۸، ۳۴۹، ۳۵۰، ۳۵۱، ۳۵۲، ۳۵۳، ۳۵۴، ۳۵۵، ۳۵۶، ۳۵۷، ۳۵۸، ۳۵۹، ۳۶۰، ۳۶۱، ۳۶۲، ۳۶۳، ۳۶۴، ۳۶۵، ۳۶۶، ۳۶۷، ۳۶۸، ۳۶۹، ۳۷۰، ۳۷۱، ۳۷۲، ۳۷۳، ۳۷۴، ۳۷۵، ۳۷۶، ۳۷۷، ۳۷۸، ۳۷۹، ۳۸۰، ۳۸۱، ۳۸۲، ۳۸۳، ۳۸۴، ۳۸۵، ۳۸۶، ۳۸۷، ۳۸۸، ۳۸۹، ۳۹۰، ۳۹۱، ۳۹۲، ۳۹۳، ۳۹۴، ۳۹۵، ۳۹۶، ۳۹۷، ۳۹۸، ۳۹۹، ۴۰۰، ۴۰۱، ۴۰۲، ۴۰۳، ۴۰۴، ۴۰۵، ۴۰۶، ۴۰۷، ۴۰۸، ۴۰۹، ۴۱۰، ۴۱۱، ۴۱۲، ۴۱۳، ۴۱۴، ۴۱۵، ۴۱۶، ۴۱۷، ۴۱۸، ۴۱۹، ۴۲۰، ۴۲۱، ۴۲۲، ۴۲۳، ۴۲۴، ۴۲۵، ۴۲۶، ۴۲۷، ۴۲۸، ۴۲۹، ۴۳۰، ۴۳۱، ۴۳۲، ۴۳۳، ۴۳۴، ۴۳۵، ۴۳۶، ۴۳۷، ۴۳۸، ۴۳۹، ۴۴۰، ۴۴۱، ۴۴۲، ۴۴۳، ۴۴۴، ۴۴۵، ۴۴۶، ۴۴۷، ۴۴۸، ۴۴۹، ۴۵۰، ۴۵۱، ۴۵۲، ۴۵۳، ۴۵۴، ۴۵۵، ۴۵۶، ۴۵۷، ۴۵۸، ۴۵۹، ۴۶۰، ۴۶۱، ۴۶۲، ۴۶۳، ۴۶۴، ۴۶۵، ۴۶۶، ۴۶۷، ۴۶۸، ۴۶۹، ۴۷۰، ۴۷۱، ۴۷۲، ۴۷۳، ۴۷۴، ۴۷۵، ۴۷۶، ۴۷۷، ۴۷۸، ۴۷۹، ۴۸۰، ۴۸۱، ۴۸۲، ۴۸۳، ۴۸۴، ۴۸۵، ۴۸۶، ۴۸۷، ۴۸۸، ۴۸۹، ۴۹۰، ۴۹۱، ۴۹۲، ۴۹۳، ۴۹۴، ۴۹۵، ۴۹۶، ۴۹۷، ۴۹۸، ۴۹۹، ۵۰۰، ۵۰۱، ۵۰۲، ۵۰۳، ۵۰۴، ۵۰۵، ۵۰۶، ۵۰۷، ۵۰۸، ۵۰۹، ۵۱۰، ۵۱۱، ۵۱۲، ۵۱۳، ۵۱۴، ۵۱۵، ۵۱۶، ۵۱۷، ۵۱۸، ۵۱۹، ۵۲۰، ۵۲۱، ۵۲۲، ۵۲۳، ۵۲۴، ۵۲۵، ۵۲۶، ۵۲۷، ۵۲۸، ۵۲۹، ۵۳۰، ۵۳۱، ۵۳۲، ۵۳۳، ۵۳۴، ۵۳۵، ۵۳۶، ۵۳۷، ۵۳۸، ۵۳۹، ۵۴۰، ۵

$$f_{X,Y}(x,y) \in \mathcal{P}(X, \mathcal{A}, Y, \mathcal{B})$$

میانم مقبره لا بهی در سطح تابع اصل $f(x, y)$ است و جبهه ترتیب لا از طریق اگر لا

لا بهی در سطح امکان وقوع تابع تابع $f(x, y)$ است و جبهه ترتیب لا از طریق اگر لا

اگر تابع $f(x, y)$ در اضلاع x و y است و $f(x, y)$ را تعیین کرد

اگر $f(x, y)$ در اضلاع x و y است و $f(x, y)$ را تعیین کرد

توزیع تابع تابع (تابع تابع)

لا بهی در سطح تابع تابع $f(x, y)$ است و جبهه ترتیب لا از طریق اگر لا

لا بهی در سطح تابع تابع $f(x, y)$ است و جبهه ترتیب لا از طریق اگر لا

$$P_X(x) = \begin{cases} \sum_y f_{X,Y}(x, y) & \text{(مجموعه)} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x, y) dy & \text{(مجموعه)} \end{cases}$$

$$P_Y(y) = \begin{cases} \sum_x f_{X,Y}(x, y) & \text{(مجموعه)} \\ \int_{-\infty}^{+\infty} f_{X,Y}(x, y) dx & \text{(مجموعه)} \end{cases}$$

مثال / اگر لا در سطح تابع تابع $f(x, y)$ است و جبهه ترتیب لا از طریق اگر لا

لا بهی

لا بهی در سطح تابع تابع $f(x, y)$ است و جبهه ترتیب لا از طریق اگر لا

لا بهی در سطح تابع تابع $f(x, y)$ است و جبهه ترتیب لا از طریق اگر لا

$$\int_0^1 \int_0^1 k(x+y) dx dy = k$$

$$P_{X,Y}(x, y) = \begin{cases} x+y & \text{اگر } x, y \leq 1 \\ 0 & \text{در سایر نقاط} \end{cases}$$

$$P(A) = \int_0^1 \int_0^1 f(x, y) dx dy = \int_0^1 \int_0^1 (x+y) dx dy$$

مثال / اگر X و Y دو متغیر تصادفی تابع احتمال تمام به صورت جدول زیر باشند

توزیع حاشیه‌ای $P_X(x)$ و $P_Y(y)$ را تعیین کنید.

$y \backslash x$	0	1	2
1	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
2	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$

$$P_X(x) = \sum_{y=1}^2 P_{X,Y}(x,y) = P_{X,Y}(x,1) + P_{X,Y}(x,2)$$

$$P_X(x) = P(x,1) + P(x,2)$$

$$x=0 \rightarrow P_X(0) = P(0,1) + P(0,2) = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{1}{2}$$

$$x=1 \rightarrow P_X(1) = P(1,1) + P(1,2) = \frac{1}{4} + 0 = \frac{1}{4}$$

$$x=2 \rightarrow P_X(2) = P(2,1) + P(2,2) = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{1}{2}$$

با استفاده از یک خط و یک دایره جدول را به صورت $P_X(x)$ و $P_Y(y)$ را استخراج کنید.

مثال / اگر X و Y دو متغیر تصادفی تابع احتمال تمام به صورت جدول زیر باشند

توزیع حاشیه‌ای $P_X(x)$ و $P_Y(y)$ را تعیین کنید.

$y \backslash x$	0	1	2
1	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
2	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$

مثال / اگر X و Y دو متغیر تصادفی تابع احتمال تمام به صورت جدول زیر باشند

توزیع حاشیه‌ای $P_X(x)$ و $P_Y(y)$ را تعیین کنید.

$$P_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} x+y & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{در بقیه نقاط} \end{cases}$$

$$P_X(x) = \int_0^1 (x+y) dy = \left[xy + \frac{1}{2}y^2 \right]_0^1 = \left(x + \frac{1}{2} \right) \quad 0 \leq x \leq 1$$

در بقیه جاها 0

$$P_Y(y) = \int_0^1 (x+y) dx = \left[\frac{1}{2}x^2 + xy \right]_0^1 = \left(\frac{1}{2} + y \right) \quad 0 \leq y \leq 1$$

در بقیه جاها 0

$$P(A \cap B) = P(X=x, Y=y) = f_{X,Y}(x,y)$$

$$A, B \text{ مستقل اند} \Rightarrow P(A \cap B) = P(A)P(B)$$

$$P(X=x, Y=y) = f_{X,Y}(x,y) \Rightarrow f_X(x) f_Y(y) \quad V(x,y)$$

بسیار آسون هیچ مانی برنج نماند.

مثال / اگر X و Y دو متغیر تصادفی تابع احتمال ترسیم جدول زیر باشند بررسی کنید که X و Y مستقل باشند یا نه.

Y	X				
	1	2	3	$f_X(x)$	
0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$	ابتدا توزیع کنونی برای $f_X(x)$ و $f_Y(y)$ را
1	$\frac{3}{4}$	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{2}$	
$f_Y(y)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{3}{4}$	تعیین کنید.
	$f_{X,Y}(x,y) = f_X(x) f_Y(y)$				

$$f(1,0) = f_X(1) f_Y(0) = \frac{1}{4} \neq \frac{1}{4} \times \frac{1}{2}$$

تقریب / اگر X و Y تابع احتمال ذکر تعریف شده، اولاً متغیر K را تعیین کنید. ثانیاً توزیع

کنار $f_X(x)$ و $f_Y(y)$ را تعریف کنید.

$$f_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} k(x+y) & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{در سایر جاها} \end{cases}$$

$$\int_0^1 \int_0^1 k(x+y) dx dy = k \times \frac{1}{2}$$

استقلال را بررسی کنید.

در همان مسیر X و Y دو متغیر تصادفی تابع احتمال را $f_{X,Y}(x,y)$ در توزیع کنونی

$$f_X(x), f_Y(y) \text{ باشند.}$$

در مسیر X و Y را مستقل بدانید اگر اینها برابر باشد.

$$f_{X,Y}(x,y) = f_X(x) f_Y(y) \quad V(x,y)$$

$$X: x \rightarrow A, P(A) = P(X=x), f_X(x)$$

$$Y: y \rightarrow B, P(B) = P(Y=y), f_Y(y)$$

Subject:

Year:

Month:

Day:

مثال: اگر X و Y دو متغیر تصادفی زیر باشند، احتمال اینکه X و Y مستقل باشند.

پاسخ:

$$P_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{2}x(x+1)y^2 & \text{در سایر جاها} \\ 0 & \text{در سایر جاها} \end{cases}$$

$$P_X(x) = \sum_y P_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2}x(x+1) \int_0^1 y^2 dy = \frac{1}{6}x(x+1)$$

$$P_Y(y) = \sum_x P_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2}y^2 \int_0^1 x(x+1) dx = \frac{1}{6}y^2(y+1)$$

$$P_{X,Y}(x,y) \stackrel{?}{=} P_X(x)P_Y(y) \Rightarrow \frac{1}{6}x(x+1)y^2 \stackrel{?}{=} \frac{1}{6}x(x+1)\frac{1}{6}y^2(y+1)$$

$$P_{X,Y}(x,y) \neq P_X(x)P_Y(y) \Rightarrow X \text{ و } Y \text{ مستقل نیستند.}$$

$$P_{X,Y}(x,y) \stackrel{?}{=} P_X(x)P_Y(y)$$

$$= \frac{1}{2}x(x+1)y^2 \stackrel{?}{=} \frac{1}{6}x(x+1)\frac{1}{6}y^2(y+1)$$

$$X, Y \text{ مستقل نیستند. } P_{X,Y}(x,y) \neq P_X(x)P_Y(y)$$

Subject:

Year:

Month:

Day:

مثال: اگر X و Y دو متغیر تصادفی زیر باشند، احتمال اینکه X و Y مستقل باشند.

$$P_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{2}x(x+1)y^2 & \text{در سایر جاها} \\ 0 & \text{در سایر جاها} \end{cases}$$

$$P_X(x) = \sum_y P_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2}x(x+1) \int_0^1 y^2 dy = \frac{1}{6}x(x+1)$$

$$P_Y(y) = \sum_x P_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2}y^2 \int_0^1 x(x+1) dx = \frac{1}{6}y^2(y+1)$$

$$P_{X,Y}(x,y) \stackrel{?}{=} P_X(x)P_Y(y) \Rightarrow \frac{1}{6}x(x+1)y^2 \stackrel{?}{=} \frac{1}{6}x(x+1)\frac{1}{6}y^2(y+1)$$

$$P_{X,Y}(x,y) \neq P_X(x)P_Y(y) \Rightarrow X \text{ و } Y \text{ مستقل نیستند.}$$

پایگاه اینترنتی آب و آهن و آتش (مهندسی مکانیک)

مثال / اگر X و Y دو متغیر تصادفی مستقل باشند

$$P_{X,Y}(x,y) = P_X(x) \cdot P_Y(y)$$

الف / مستقر بودن k را مشخص کنید

$$P_{X,Y}(x,y) = k \cdot P_X(x) \cdot P_Y(y)$$

ج / اگر X و Y مستقل باشند یا وابسته

$$P_X(x) = \sum_{y=1}^4 k \cdot \frac{1}{4}$$

$$1 = k \cdot \frac{1}{4} \Rightarrow k = 4$$

$$P_Y(y) = \sum_{x=1}^4 k \cdot \frac{1}{4} = 1 \Rightarrow k = 4$$

y	$x=1$	$x=2$	$x=3$	$x=4$
1	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
2	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
$P_Y(y)$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$

مثال / اگر X و Y دو متغیر تصادفی مستقل باشند

$$P(Y=y|X=x) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_X(x)}$$

الف / اگر X و Y دو متغیر تصادفی مستقل باشند

$$P_{X,Y}(x,y) = P_X(x) \cdot P_Y(y)$$

ب / اگر X و Y دو متغیر تصادفی مستقل باشند

$$P_{X,Y}(x,y) = P_X(x) \cdot P_Y(y)$$

مثال / اگر X و Y دو متغیر تصادفی مستقل باشند

$$P_{X,Y}(x,y) = P_X(x) \cdot P_Y(y)$$

$$P_{X,Y}(x,y) = P_X(x) \cdot P_Y(y)$$

مثال / اگر X و Y دو متغیر تصادفی مستقل باشند

Subject:

Year:

Month:

Day:

مثال: اگر دو رویداد مستقل باشند، تابع احتمال مجزای آن‌ها (مثلاً) $P_{X,Y}(x,y) = P_X(x) \cdot P_Y(y)$

در اینجا $P_X(x)$ و $P_Y(y)$ را داریم. $P_{X,Y}(x,y) = P_X(x) \cdot P_Y(y)$

در اینجا $P_X(x)$ و $P_Y(y)$ را داریم. $P_{X,Y}(x,y) = P_X(x) \cdot P_Y(y)$

در اینجا $P_X(x)$ و $P_Y(y)$ را داریم. $P_{X,Y}(x,y) = P_X(x) \cdot P_Y(y)$

Subject:

Year:

Month:

Day:

۱) $P_{Y|X}(y|x) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_X(x)} \Rightarrow P_{Y|X}(y|x) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_X(x)}$

۲) $P_{X|Y}(x|y) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_Y(y)}$

$P_{Y|X}(y|x) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_X(x)}$

$P_{Y|X}(y|x) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_X(x)}$

$P_{Y|X}(y|x) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_X(x)}$

$P_{Y|X}(y|x) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_X(x)}$

$P_{Y|X}(y|x) = \frac{P_{X,Y}(x,y)}{P_X(x)}$

www.me-en.com

$$f_Y(y) = P(Y=y) \text{ و } f_X(x) = P(X=x)$$

$$f_Y(1) = P(Y=1), P(X=1) = \frac{1}{4}$$

$$f_Y(2) = P(Y=2), P(X=2) = \frac{1}{4}$$

$$f_Y(3) = P(Y=3), P(X=3) = \frac{1}{4}$$

در واقع این مثال نشان می‌دهد که در یک سیستم موبایل با تعداد ۴ کانال، تمام کانال‌ها در ۳ وضعیت با هم برابرند.

که برای این سیستم می‌توانیم جدول زیر را بنویسیم.

مثال: متغیر تصادفی X دارای تابع احتمال زیر است.

x	-2	-1	0	1	2	3
$f_X(x)$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{2}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$

تابع احتمال متغیر تصادفی $Y = X^2$ را تعیین کنید.

پایگاه اینترنتی آب و آهن و آتش (مهندسی مکانیک)

تابع احتمال متغیر تصادفی $Y = X^2$ را تعیین کنید.

مثال: فرض کنید متغیر تصادفی X دارای تابع احتمال متناهی $f_X(x)$ است. در واقع

تابع احتمال متغیر تصادفی $Y = X^2$ را تعیین کنید. (چرا $f_Y(y)$ که در آن Y تابع تصادفی

است. در عبارت زیر:

$$f_Y(y) = g(x), \quad y = x^2, \quad x = \pm\sqrt{y}$$

فرض کنید Y متغیر تصادفی $Y = X^2$ را تعیین کنید. این روش را در حالت کلی می‌توانیم به شکل زیر بنویسیم.

مثال: متغیر تصادفی X در یک سیستم موبایل با تعداد ۴ کانال، تمام کانال‌ها در ۳ وضعیت با هم برابرند.

x	-2	-1	0	1	2	3
$f_X(x)$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{2}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$	$\frac{1}{8}$

تابع احتمال متغیر تصادفی $Y = X^2$ را تعیین کنید. (چرا $f_Y(y)$ که در آن Y تابع تصادفی

y	1	4	9	16	25	36
$f_Y(y)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$
y	1	4	9	16	25	36
$f_Y(y)$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{4}$

تقریباً ۱۰۰ سال پیش در $Y = aX + b$ به جای X از X استفاده شد

(تابع لاجتماع المبررات)

[illegible]

تایج احتمال مشترک‌الذاتی $Y = aX + b$ که در آن a و b دو مقدار ثابت اند (یا ثابت‌های)

$$P_X\left(\frac{y-b}{a}\right)$$
 $\leftarrow$ دالة كثافة

$$f_X(y) = \begin{cases} \frac{1}{|a|} f_X\left(\frac{y-b}{a}\right) & \text{مركبات لينة} \end{cases}$$

ابا - حالت اولی: فرض کن کہ ایک لکھ لکھ

$$f_Y(y), P(Y=y) = P(aX+b=y) = P\left(\frac{y-b}{a} = X\right)$$

حالت دوز: فزونی ایندکس پویشیافته باشد.

$$f_Y(y) = P(Y \leq y) = P(ax + b \leq y) = P(ax \leq y - b)$$

$$Y = X^Y \quad \begin{cases} x_{s-1} \rightarrow y_s \\ x_s \rightarrow y_{s+1} \end{cases}$$

$$\left. \begin{array}{l} 15p \leq 15x \\ 15p \leq 15x \end{array} \right\}$$

$$x_{50} \quad \quad \quad z \quad \quad \quad y_{50}$$

$$\underline{p_5 p_2} \rightarrow p_5 p_9$$

2. 1. 3. 4.

$$f(x) = \frac{1}{x} = x^{-1}$$

$$p_y(0) = f(y_{z_0}) = p(x_{z_0}) \cdot \frac{1}{K}$$

$$p_Y(1) = p(Y=1) \leq p(X_{s-1}) + p(X_s=1) = f_X(1) + f_X(1) \leq \frac{1}{N} + \frac{1}{N}$$

$$f_Y(y) \mathcal{P}(Y=y) \mathcal{P}(Z=z) f_X(x) \mathcal{P}(X=x) + \mathcal{P}(Y=y) \mathcal{P}(Z=z) f_X(x) \mathcal{P}(X=x)$$

$$f_Y(y) \mathcal{P}(y, q) \mathcal{P}(x, w) \mathcal{P}(x, v) \frac{1}{\lambda}$$

$$y = g(x) \iff x \leq w(y)$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} f_X(w(y)) \\ f_X(w(y)) | \Delta \end{cases}$$

در حالت ساده

در حالت پیچیده

که در این $\frac{dw}{dy}$ و Δ را "تفاضل انتگرال" می‌نامند.

$$y \leq ax + b \iff x \leq \frac{y-b}{a}$$

$$w'(y) = \frac{dw}{dy} = \frac{1}{a}$$

اثبات: در حالت ساده:

$$f_Y(y) = P(y \leq Y) = P(X \leq w(y)) = F_X(w(y))$$

در حالت پیچیده:

$$f_Y(y) = P(y \leq Y) = P(g(X) \leq y)$$

توجه: جهت نامگذاری متغیرها را در نظر بگیرید.

$$f_Y(y) \begin{cases} \alpha_1: P(X \leq \frac{y-b}{a}) = F_X(\frac{y-b}{a}) \\ \alpha_2: P(X \geq \frac{y-b}{a}) = 1 - P(X \leq \frac{y-b}{a}) \end{cases}$$

$$= 1 - F_X(\frac{y-b}{a})$$

$$\text{مثال: } P(X > \alpha) + P(X \leq \alpha) = 1$$

$$f'_Y(y) \begin{cases} \alpha_1: \frac{1}{a} f'_X(\frac{y-b}{a}) \\ \alpha_2: -\frac{1}{a} f'_X(\frac{y-b}{a}) \end{cases} \Rightarrow$$

$$f_Y(y) \begin{cases} \frac{1}{a} f_X(\frac{y-b}{a}) \\ -\frac{1}{a} f_X(\frac{y-b}{a}) \end{cases} \Rightarrow \frac{1}{|a|} f_X(\frac{y-b}{a})$$

توجه: جهت نامگذاری متغیرها را در نظر بگیرید.

توجه: جهت نامگذاری متغیرها را در نظر بگیرید.

توجه: جهت نامگذاری متغیرها را در نظر بگیرید.

مثال / متغیر تصادفی X دارای تابع احتمال زیر است:

$$f_X(x) = \frac{1}{3} \left(\frac{x}{3} \right)^{x-1} \quad x=1, 2, 3, \dots$$

تابع احتمال متغیر تصادفی $Y = 3X + 1$ را تعیین کنید. $(f_Y(y))$ (؟)

$$Y = 3X + 1 \Rightarrow X = \frac{Y-1}{3} = w(Y)$$

$$f_Y(y) = f_X\left(\frac{y-1}{3}\right) = \frac{1}{3} \left(\frac{y-1}{3} \right)^{\frac{y-1}{3}-1} \cdot \frac{y-1}{3} = \frac{1}{3} \left(\frac{y-1}{3} \right)^{\frac{y-4}{3}}$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{3} \left(\frac{y-1}{3} \right)^{\frac{y-4}{3}} \quad y = 2, 4, 7, \dots$$

$$\begin{aligned} x=1 & \rightarrow y=4 \\ x=2 & \rightarrow y=7 \\ x=3 & \rightarrow y=10 \\ & \vdots \end{aligned}$$

مثال / هر ساله مبلغ تابع احتمال $Y = 3X^2$ را تعیین کنید.

$Y = 3X^2$ هر ساله مبلغ تابع احتمال $X = 1, 2, 3, \dots$ را تعیین کنید.

$$Y = 3X^2 \Rightarrow X = \sqrt{\frac{Y}{3}} = w(Y)$$

$$f_Y(y) = f_X\left(\sqrt{\frac{y}{3}}\right) = \frac{1}{3} \left(\sqrt{\frac{y}{3}} \right)^{\sqrt{\frac{y}{3}}-1}$$

روز	ظ ۱	ظ ۲	ظ ۳
شنبه	۱	۳	۲
پنجشنبه	۲	۱	۳
دوشنبه	۳	۲	۱

موضوع: تخصصی مکانیک
 طبعی در این تخصص در سرفصل درج شده است
 به عنوان مثال در این خارج یکم از سرفصل درج شده است
 این ظرف ظرفیت دارد

توضیح: رابطه X تابع $Y = X^2$ یک به یک نیست.

$$y \leq x^2 \Leftrightarrow x \leq \sqrt{y} \text{ و } x \geq -\sqrt{y}$$

$$\frac{dx}{dy} = w'(y) \text{ و } J = \frac{1}{2\sqrt{y}}$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{2\sqrt{y}} (2\sqrt{y} e^{-y})$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y} & y > 0 \\ 0 & \text{در سائر جاها} \end{cases}$$

تغییر زیر حالت خاص را نشان بدهیم که تابع $Y = g(X)$ یک به یک نیست.

توجه: اگر X یک متغیر تصادفی پیوسته باشد، تابع احتمال $f_X(x)$ باید از صفر تا بی‌نهایت

متغیر تصادفی $Y = X^2$ (یا به بیان دیگر، حتی مقادیر X منفی نیست) برابر است با:

$$f_Y(y) = \frac{1}{2\sqrt{y}} (f_X(-\sqrt{y}) + f_X(\sqrt{y}))$$

اثبات:

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(X^2 \leq y)$$

$$= P(-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y})$$

مثال / متغیر تصادفی X تابع احتمال زیر را داراست:

$$f_X(x) = \begin{cases} e^{-x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

تابع احتمال متغیر تصادفی $Y = X^2$ را تعیین کنید.

با توجه به رابطه X تابع $Y = X^2$ یک به یک نیست.

$$y \leq x^2 \Rightarrow x \leq \sqrt{y} \text{ و } x \geq -\sqrt{y}$$

$$J = w'(y) \text{ و } \frac{dx}{dy} = \frac{1}{2\sqrt{y}}$$

$$f_Y(y) \text{ و } f_X(x) \text{ را بدانیم} \Rightarrow f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{y}} e^{-\sqrt{y}} & y > 0 \\ 0 & \text{در سائر جاها} \end{cases}$$

اگر جواب به حالت اول و دوم نرسیم، حاصل احتمال آن یک شود یا خیر.

$$f_X(x) = \begin{cases} e^{-x} & x \geq 0 \\ 0 & \text{در سائر جاها} \end{cases}$$

مثال / متغیر تصادفی X تابع احتمال زیر را دارد:

است. تابع احتمال متغیر تصادفی $Y = X^2$ را تعیین کنید. (با $f_Y(y)$)

قضیه اگر X یک متغیر تصادفی پیوسته و Y تابع احتمال $f_X(x)$ باشد، آن طه تابع

احتمال متغیر تصادفی $Y=g(X)$ یک تابع غیر یکنوا است. بنابراین

که بتوان از آن به ازای یک به یک نسبت متغیر X قسم نمود لطیفه

$$y = u_1(x_1) \leq u_2(x_2)$$

$$y = u_1(x_1) \leq u_2(x_2) \iff x_1 = w_1(y)$$

!

$$y, u_k(x_k) \iff x_k = w_k(y)$$

آن طه تابع احتمال $Y=g(X)$ برابر است با:

$$f_Y(y) = \sum_{i=1}^n \frac{f_X(w_i(y))}{|w_i'(y)|} \quad \text{اینجا}$$

توضیح: در قضیه تغییر حالت خاص از این قضیه اند. هنگامی که $k=1$ باشد.

12/

$$= f_X(+\sqrt{y}) - f_X(-\sqrt{y})$$

$$f_Y'(y) = \frac{1}{2\sqrt{y}} f_X'(+\sqrt{y}) + \frac{1}{2\sqrt{y}} f_X'(-\sqrt{y})$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{2\sqrt{y}} (f_X(\sqrt{y}) + f_X(-\sqrt{y}))$$

قضیه اگر X یک متغیر تصادفی پیوسته با تابع احتمال $f_X(x)$ باشد، آن طه تابع احتمال

متغیر تصادفی $Y=|X|$ برابر است با:

$$f_Y(y) = f_X(-y) + f_X(y)$$

$$f_Y(y) = P(y \leq Y) = P(|X| \leq y)$$

$$f_Y(y) = P(-y \leq X \leq y) = f_X(y) - f_X(-y)$$

$$f_Y'(y) = f_X'(-y) + f_X'(y) \Rightarrow f_X(y) + f_X(-y)$$

قضیه زیر حالت خاص از این قضیه است. غیر یکنوا است و متغیر آن $Y=g(X)$

به کار می رود به یک قسم نمود.



Subject:

Year:

Month:

Day:

مثال / تغییرات در X تابع احتمال جدید زیر است.

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{4} & -1 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{در سراسر جها} \end{cases}$$

www.me-en.com

تابع احتمال تغییرات در $Y = X^2$ را بیابید.

Y با توجه به مقدار X مربوط به جدول است.

$$\left| \frac{dx}{dy} \right| = \frac{1}{2\sqrt{y}}$$

$$y \leq x^2 \Rightarrow x \leq \sqrt{y}$$

$$\begin{cases} x \leq -\sqrt{y} & -1 \leq x \leq 0 \\ x \leq \sqrt{y} & 0 \leq x \leq 1 \end{cases} \Rightarrow -1 \leq x \leq 1 \Rightarrow 0 \leq y \leq 1$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{y}} & 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{در سراسر جها} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{y}} (f_X(-\sqrt{y}) + f_X(\sqrt{y})) & 0 \leq y \leq 1 \\ \frac{1}{\sqrt{y}} (0 + f_X(\sqrt{y})) & 1 \leq y \leq 4 \end{cases}$$

در سراسر جها

Subject:

Year:

Month:

Day:

مثال / تغییرات در X تابع احتمال جدید زیر است.

x	-3	-2	-1	0	1	2	3
$f(x)$	$f(-3)$	$f(-2)$	$f(-1)$	$f(0)$	$f(1)$	$f(2)$	$f(3)$

تابع احتمال تغییرات در $Y = X^2$ را بیابید. $\sum_x f_X(x)$

تابع احتمال $Y = X^2$ مربوط به جدول است. $(-3, -2, -1, 0, 1, 2, 3)$

$$y \leq x^2 \Rightarrow x \leq \sqrt{y}$$

$$x \leq \sqrt{y} \Rightarrow y \leq 9$$

$$x \leq -\sqrt{y} \Rightarrow y \leq 9$$

$$x \leq 0 \Rightarrow y \leq 0$$

$$x \leq 3 \Rightarrow y \leq 9$$

y	0	1	4	9	16
$f(y)$	$f(0)$	$f(1)$	$f(4)$	$f(9)$	$f(16)$

$$f_Y(0) = P(Y=0) = P(X=0) = f_X(0)$$

$$f_Y(1) = P(Y=1) = P(X=-1) + P(X=1) = f_X(-1) + f_X(1)$$

مغیر متغیر X تابع احتمال بصورت زیر است .

$$-2 < x < 2$$

$$p_x(x) = \begin{cases} k & -2 < x < 2 \\ 0 & \text{در سراسر جہاں} \end{cases}$$

اولاً متغیر ثابت k را بیابید . ثانیاً تابع احتمال متغیر $Y = X^2$ را بیابید .

$$f_y(y) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{y}} \left(\frac{1}{\sqrt{y}} + \frac{1}{\sqrt{y}} \right) & 0 < y < 1 \\ \frac{1}{2\sqrt{y}} \left(\frac{1}{\sqrt{y}} - \frac{1}{\sqrt{y}} \right) & 1 < y < 2 \\ 0 & \text{در سراسر جہاں} \end{cases}$$

$$f_x(x) = \begin{cases} \frac{1}{2\sqrt{x}} & 0 < x < 1 \\ \frac{1}{2\sqrt{x}} & 1 < x < 2 \\ 0 & \text{در سراسر جہاں} \end{cases}$$

Expected Value

در محاسبه مقدار مورد انتظار، تابع احتمال $f_X(x)$ عددی است که نشان می‌دهد احتمال وقوع رخداد x است.

مقدار مورد انتظار را می‌توان به صورت زیر نوشت:

اگر X متغیر تصادفی باشد:

اگر X یک متغیر تصادفی با تابع احتمال $f_X(x)$ باشد، آن را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$E(X)$ نشان دهنده مقدار مورد انتظار است.

$$E(X) = \sum_x x f_X(x)$$

توزیع آماری را می‌توان به صورت زیر نوشت:

توزیع آماری را می‌توان به صورت زیر نوشت:

توزیع آماری را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$f_X(x) = \begin{cases} kx(1-x) & 0 < x < 1 \\ 0 & \text{در سایر جاها} \end{cases}$$

اولاً مقدار k را تعیین کنید. تابع $f_X(x)$ باید به صورت زیر باشد:

$$E(X) = \int_0^1 \int_0^1 x(x+y) dx dy = \frac{V}{12}$$

$$(X, Y) \leq X$$

$$E(Y) = \int_0^1 \int_0^1 y(x+y) dx dy = \frac{V}{12}$$

$$g(X, Y), Y$$

$$E(XY) = \int_0^1 \int_0^1 xy(x+y) dx dy = \frac{1}{4}$$

توانی از متغیر تصادفی

۱- اگر $h(X)$ و $g(X)$ توانی از متغیر تصادفی X باشند، آن‌گاه:

$$E(g(X) \pm h(X)) = E(g(X)) \pm E(h(X))$$

۲- اگر a و b در غیر صاف باشند، آن‌گاه:

$$E(ax+b) = aE(X) + b$$

نکته: اگر a و b در غیر صاف باشند، آن‌گاه:

$$E(ax) = aE(X)$$

مثال: متغیر تصادفی X دارای تابع احتمال $f_X(x) = \begin{cases} e^{-x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$ است. مطلوبیت محاسبه

$$E(X^2), E(g(X)) \rightarrow g(X) = X^2$$

$$E(X) = \int_0^{\infty} x f_X(x) dx = \int_0^{\infty} x e^{-x} dx = 1$$

کمتر، جزو آن جزء

$$E(X^2) = \int_0^{\infty} x^2 f_X(x) dx = \int_0^{\infty} x^2 e^{-x} dx = 2$$

در این جزء جزو آن

توانی از متغیر تصادفی X و Y در متغیر تصادفی (X, Y) باشد، آن‌گاه:

اگر $g(X, Y)$ و $h(X, Y)$ در متغیر تصادفی (X, Y) باشند، آن‌گاه:

$$E(g(X, Y)) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} g(x, y) f_{X, Y}(x, y) dx dy$$

$$f_{X, Y}(x, y) = \begin{cases} x+y & x, y \geq 0 \\ 0 & \text{در سایر جاها} \end{cases}$$

$$E(XY), E(X), E(Y)$$

معمولی، غیر اتمی، پرمی، خنثی، ...

برای قسمت ۲: معوضه ضریب زخمی حاصل خواهیم گرفت. در هر کار باید مورد استفاده قرار نگیرد.

۱- میانی ۲- داریایی ۳- ایزوف عیار ۴- کواریایی ۵- فرید هتسگی

۶- ...

کود زودل ۱- پنج (X) را بدست $g(X) = X$ تعریف کنیم. مقدار اتمی برای این

پنج میانی برای μ_X و μ_X نشان داده و میانی است.

$$\mu_X = E(X)$$

مثال/برای معوضه X که متغیر تصادفی عدد ریزک میانی، میانی $E(X) = 1.5$ است. عبارت زیر

$$\mu_X = 1.5$$

۱- میانی میانی μ_X و μ_X را بدست $E(X) = 1.5$ تعریف کنیم. مقدار اتمی برای این

۲- میانی میانی μ_X و μ_X را بدست $E(X) = 1.5$ تعریف کنیم. مقدار اتمی برای این

۳- اگر X و Y دو متغیر تصادفی مستقل باشند، آنگاه

$$E(XY) = E(X)E(Y)$$

۴- اگر X و Y دو متغیر تصادفی وابسته باشند، آنگاه

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f_{XY}(x, y) dx dy$$

۵- اگر X و Y دو متغیر تصادفی مستقل باشند، آنگاه

$$E(XY) = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} xy f_X(x) f_Y(y) dx dy = E(X)E(Y)$$

۶- اگر X و Y دو متغیر تصادفی وابسته باشند، آنگاه

$$E(g(X, Y)) = E(h(X, Y)) + E(h(X, Y)) + E(h(X, Y))$$

$$\sigma^2 \leq E(X^2) - \mu^2$$

$$E(X^2) \geq (E(X))^2$$

اگرچه متغیر

متغیر تصادفی را اگرچه متغیر تصادفی و با علامت σ^2 یا σ نشان می‌دهیم.

نکته: هر متغیر تصادفی مانند X می‌تواند به عدد هم نگردد. μ ، σ ، σ^2 .

مثال: متغیر تصادفی X دارای تابع احتمال به صورت

$$P_X(x) = \begin{cases} e^{-x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

مطلوب:

میانگین μ و σ^2 را برای این متغیر.

$$E(X) \text{ و } E(X^2)$$

و

$$\sigma^2 \leq E(X^2) - \mu^2 \text{ و } \sigma^2 \geq 1 \Rightarrow \sigma^2 \geq 1$$

نکته: اگرچه متغیر

متغیر تصادفی X را اگرچه متغیر تصادفی و با علامت σ^2 یا σ نشان می‌دهیم.

نکته: اگرچه متغیر

متغیر تصادفی X را اگرچه متغیر تصادفی و با علامت σ^2 یا σ نشان می‌دهیم.

این تابع را با علامت σ^2 یا σ نشان می‌دهیم. $Var(X)$ نشان دهنده واریانس متغیر تصادفی X است.

بر عبارت دیگر واریانس عبارت از:

$$Var(X) = E(X - \mu)^2$$

تغییر: واریانس متغیر تصادفی X را اگرچه متغیر تصادفی و با علامت σ^2 یا σ نشان می‌دهیم.

تغییر: واریانس متغیر تصادفی X را اگرچه متغیر تصادفی و با علامت σ^2 یا σ نشان می‌دهیم.

$$\sigma^2 \leq E(X^2) - \mu^2$$

$$\sigma^2 \leq E(X^2) - (E(X))^2$$

نکته: اگرچه متغیر

$$\sigma^2 \leq E(X^2) - \mu^2 = E(X^2) - \mu^2 = E(X^2) - \mu^2$$

تشریح کنید

برای X و Y دو متغیر تصادفی باشد، ثابت کنید که همبستگی این دو متغیر با علامت $\rho(X, Y)$ برابر است.

$$\rho \leq \frac{\sigma_{XY}}{\sigma_X \cdot \sigma_Y} \quad \text{دلیل اولی:}$$

$$\sigma_{XY}^2 = \sigma_X^2 \sigma_Y^2 \rho^2$$

تفسیر: اگر ρ ضریب همبستگی دو متغیر X و Y باشد، این علامت را می‌توانیم به این صورت بنویسیم:

$$\rho^2 \leq 1 \quad \text{یا} \quad -1 \leq \rho \leq 1$$

تفسیر: اگر $\rho = 1$ یا $\rho = -1$ ، آنگاه X و Y وابسته اند. بقیه X و Y وابسته نیستند.

$$\sigma_{XY} = \sigma_X \sigma_Y \rho \quad \text{دلیل دوم:}$$

نتیجه: اگر $\rho = 0$ ، X و Y مستقل باشند (البته استقلال $\sigma_{XY} = 0$ را نمی‌توانیم بگوییم).

$$X \text{ و } Y \text{ وابسته اند اما همبستگی ندارند.}$$

$$g(X, Y) = (X - \mu_X)(Y - \mu_Y)$$

این ماه همبستگی است. اینجا همبستگی داریم و علامت σ_{XY} یا $\text{Cov}(X, Y)$ برابر است.

$$\sigma_{XY}^2 = \text{Cov}(X, Y) = E[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]$$

تفسیر: فرمول برای σ_{XY} را می‌توانیم بنویسیم:

دلیل دوم: $\sigma_{XY} = \text{Cov}(X, Y)$

$$\sigma_{XY}^2 = E(XY) - \mu_X \mu_Y$$

$$\sigma_{XY} = E(XY) - E(X)E(Y)$$

تفسیر: اگر X و Y مستقل باشند، $\sigma_{XY} = 0$ است. عکس این مطلب را می‌توانیم بگوییم.

تفسیر: اگر X و Y همبستگی داشته باشند، $\sigma_{XY} \neq 0$ است.

تفسیر: اگر $\sigma_{XY} = 0$ باشد، X و Y وابسته اند.

$$P_{xy} : P(-1,1) = P_{x(-1)} P_y(1)$$

$$0 \neq \frac{1}{2} \times \frac{1}{2} \rightarrow \text{لا در واقعیت}$$

مثال / اگر لا در واقعیت تابع احتمال برای سازه است. $\{x+y, x+y\}$ و $\{x+y, x+y\}$ را در نظر بگیرید.

اولاً P را تعیین کنید. بانی صفحه که لا در واقعیت تابع احتمال است.

$$\mu_x, E(x) = \int_0^1 \int_0^1 x(x+y) dx dy, \frac{y}{12}, \mu_y$$

$$E(xy), \frac{1}{4}$$

$$\sigma_{xy}^2 = \frac{1}{36} - \frac{y}{12} \times \frac{y}{12} = -\frac{1}{144}$$

$$\sigma_x^2 = \sigma_y^2 = \frac{5}{36}$$

$$\rho = \frac{-\frac{1}{144}}{\sqrt{\frac{5}{36}} \times \sqrt{\frac{5}{36}}} = -\frac{1}{5}$$

$$\text{لا در واقعیت}$$

پایگاه اینترنتی آب و آهن و آتش (مهندسی مکانیک)

مثال / اگر لا در واقعیت تابع احتمال برای سازه است.

$y \backslash x$	-1	0	1	$P_{x(y)}$
-1	0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{2}$
0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{4}$	$\frac{1}{2}$
1	0	$\frac{1}{4}$	0	$\frac{1}{2}$
$P_{x(y)}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{1}{2}$	$\frac{3}{2}$

انها P را تعیین می کنند.

حالا لا در واقعیت تابع احتمال است.

$$\rho = \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x \sigma_y} = \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x \sigma_y} = \mu_{xy} - \mu_x \mu_y$$

$$\mu_{xy} = \mu_y = -1 \left(\frac{1}{4} \right) + 0 \left(\frac{1}{4} \right) + 1 \left(\frac{1}{4} \right) = 0$$

$$E(xy) = \sum_{y=-1}^1 \sum_{x=-1}^1 xy P_{x,y}(x,y)$$

$$\sigma_{xy}^2 = 0 = 0 = 0 = \rho = \frac{0}{\sigma_x \sigma_y} = 0$$

لا در واقعیت تابع احتمال است.

$$\forall x, y : P_{xy}(x,y) = P_x(x) P_y(y)$$

$$\sigma_{x+b}^2 = E(x+b - \mu_{x+b})^2 = E(x - \mu_x)^2 = \sigma_x^2$$

نسخه: اگر به دست می‌آید، تغییر در مقدار را افزایش می‌دهد. این عدد به عنوان ضریب تغییرات و استاندارد تغییرات

نسخه: اگر به دست می‌آید، تغییر در مقدار را افزایش می‌دهد. این عدد به عنوان ضریب تغییرات و استاندارد تغییرات

نسخه: اگر به دست می‌آید، تغییر در مقدار را افزایش می‌دهد. این عدد به عنوان ضریب تغییرات و استاندارد تغییرات

نسخه: اگر به دست می‌آید، تغییر در مقدار را افزایش می‌دهد. این عدد به عنوان ضریب تغییرات و استاندارد تغییرات

$$\mu_{ax+by} = E(ax+by) = a\mu_x + b\mu_y$$

$$\sigma_{ax+by}^2 = E(ax+by - \mu_{ax+by})^2 = a^2\sigma_x^2 + b^2\sigma_y^2 + 2ab\sigma_{xy}$$

نسخه: اگر به دست می‌آید، تغییر در مقدار را افزایش می‌دهد. این عدد به عنوان ضریب تغییرات و استاندارد تغییرات

$$\sigma_{ax+by}^2 = a^2\sigma_x^2 + b^2\sigma_y^2$$

نسخه: اگر به دست می‌آید، تغییر در مقدار را افزایش می‌دهد. این عدد به عنوان ضریب تغییرات و استاندارد تغییرات

نسخه: اگر به دست می‌آید، تغییر در مقدار را افزایش می‌دهد. این عدد به عنوان ضریب تغییرات و استاندارد تغییرات

نسخه: اگر به دست می‌آید، تغییر در مقدار را افزایش می‌دهد. این عدد به عنوان ضریب تغییرات و استاندارد تغییرات

$$1) \sigma_{x+b}^2 = \sigma_x^2$$

$$2) \sigma_{ax}^2 = a^2\sigma_x^2$$

$$3) \sigma_{ax+by}^2 = a^2\sigma_x^2 + b^2\sigma_y^2 + 2ab\sigma_{xy}$$

$$4) \text{Cov}(ax+b, cy+d) = ac\text{Cov}(x, y)$$

$$\sigma_{x+b}^2 = E(x+b - \mu_{x+b})^2$$

نسخه: اگر به دست می‌آید، تغییر در مقدار را افزایش می‌دهد. این عدد به عنوان ضریب تغییرات و استاندارد تغییرات

$$\mu_{x+b} = E(x+b) = \mu_x + b$$

$$\mu_{2,E}(z) = E(x^2 + y^2 - 1)$$

$$= 3E(x) + 2E(y) - 1$$

$$= 3\mu_x + 2\mu_y - 1$$

$$= 3(2) + 2(3) - 1 = 5 \Rightarrow \mu_{2,E}$$

$$\sigma_z^2 = \sigma_{x^2+y^2-1}^2 = \sigma_{x^2}^2 + \sigma_{y^2}^2 = 9\sigma_x^2 + 4\sigma_y^2 = 9(1) + 4(1) = 13$$

مثال/ اگر x و y در شفره‌های مستقل با یک احتمال تانم زیر باشد،

$$f_{x,y}(x,y) = \begin{cases} 1/4 & 0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 1 \\ 0 & \text{در بقیه جاها} \end{cases}$$

مولا بررسی کنید که f یک تابع احتمال تانم است.

$$V(y|x), \mu^*, E(y|x)$$

$$f_{x|y}(x) = \int_{-\infty}^{+\infty} f_{x,y}(x,y) dy = \int_0^1 1/4 dy = \begin{cases} 1/4 & 0 \leq x \leq 1 \\ 0 & \text{در بقیه جاها} \end{cases}$$

$$f_{y|x}(y|x) = \frac{f_{x,y}(x,y)}{f_x(x)} = \frac{1/4}{1/4} = 1, 0 \leq y \leq 1$$

$$\mu^* = \int_0^1 y \cdot \frac{1}{4} dy = \frac{y^2}{8} \Big|_0^1 = \frac{1}{8}$$

این دو شفره مستقل است.

این دو شفره مستقل است و X و Y اتصاداً مستقل هستند زیرا که شفره‌های مستقل هستند.

$$\mu^* = E(y|x) = \int y f_{y|x}(y|x) dy$$

$$V(y|x) = E((y-\mu^*)^2 | x) = \int (y-\mu^*)^2 f_{y|x}(y|x) dy$$

در همین ترتیب داریم برای محاسبه $V(x|y)$:

در اینجا هم صورت شفره‌های مستقل است و X و Y اتصاداً مستقل هستند زیرا که شفره‌های مستقل هستند.

$$V(y|x) = E((y-\mu^*)^2 | x) = \int (y-\mu^*)^2 f_{y|x}(y|x) dy$$

مثلاً اگر x و y در شفره‌های مستقل باشند، به ترتیب $\mu_x = 0.5$ و $\mu_y = 0.5$

و داریم $\mu^* = 0.5$ و $V(y|x) = 1/12$

$$V(x|y) = 1/12$$

Subject:

Year:

Month:

Day:

$$p_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} e^{-x} y \cdot e^{-y} & , x > 0, y > 0 \\ 0 & , \text{در سایر جاها} \end{cases}$$

www.me-en.com

توضیح: اگر در مسئله قبلی تابع احتمال تصدیق
شده، مطلوبیت سوال مطلوبیت تقریبی تصدیق.

Subject:

Year:

Month:

Day:

$$V(Y|X) = \int_{-\infty}^{\infty} (y - \frac{Y}{X})^2 \cdot \frac{Y}{X} dy = \frac{X^2}{18}$$

$$p_{X,Y}(x,y) = \begin{cases} x+y & , x > 0, y > 0 \\ 0 & , \text{در سایر جاها} \end{cases}$$

توضیح: اگر در مسئله قبلی تابع احتمال تصدیق
شده، مطلوبیت سوال مطلوبیت تقریبی تصدیق.

$$V(X|Y), E(X|Y), E(Y|X), V(Y|X)$$

$$V(Y|X)$$

که X به تغییر احتمالی با تابع احتمال $f_X(x)$ باشد، تابع مماندهای این متغیر تصادفی

www.me-en.com

علامت تابع $M_X(t)$ مثال داده می‌شود. راهبرد دیگر تعریف تابع

$$M_X(t) = E(e^{tx}) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} f_X(x) dx \rightarrow \text{مماندهای تابع}$$

تابع مماندهای تابع

$$M'(t) = \frac{dM}{dt} = \frac{d}{dt} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} x e^{tx} f_X(x) dx \right] \rightarrow M'(0) = E(X)$$

$$M''(t) = \frac{d^2 M}{dt^2} = \frac{d}{dt} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} x^2 e^{tx} f_X(x) dx \right] \Rightarrow M''(0) = E(X^2)$$

$$M^{(r)}(t) = \frac{d^r M}{dt^r} = \frac{d^r}{dt^r} \left[\int_{-\infty}^{+\infty} x^r e^{tx} f_X(x) dx \right] \Rightarrow M^{(r)}(0) = E(X^r)$$

تابع مماندهای

که X به تغییر احتمالی با تابع احتمال $f_X(x)$ باشد، تابع مماندهای این متغیر تصادفی

علامت تابع $M_X(t)$ مثال داده می‌شود. راهبرد دیگر تعریف تابع

مماندهای تابع $M_X(t) = E(e^{tx}) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} f_X(x) dx \rightarrow \text{مماندهای تابع}$

تابع مماندهای تابع

تابع مماندهای تابع

که X به تغییر احتمالی با تابع احتمال $f_X(x)$ باشد، تابع مماندهای این متغیر تصادفی

علامت تابع $M_X(t)$ مثال داده می‌شود. راهبرد دیگر تعریف تابع

مماندهای تابع $M_X(t) = E(e^{tx}) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^{tx} f_X(x) dx \rightarrow \text{مماندهای تابع}$

که X به تغییر احتمالی با تابع احتمال $f_X(x)$ باشد، تابع مماندهای این متغیر تصادفی

تابع مماندهای

$$M(t) = e^{-(\gamma + k_1 + k_2)t}$$

مثال / تابع مدل شتاب متغیر تصادفی X به صورت زیر است.

مطلوب محاسبه میانگین و انحراف معیار این متغیر.

$$\mu = M'(0) \quad \sigma^2 = M''(0) - (M'(0))^2$$

$$M'(t) = -(\gamma + k_1 + k_2) e^{-(\gamma + k_1 + k_2)t} \Rightarrow \mu = M'(0) = -(\gamma + k_1 + k_2)$$

$$M''(t) = (\gamma + k_1 + k_2)^2 e^{-(\gamma + k_1 + k_2)t}$$

$$M''(0) = (\gamma + k_1 + k_2)^2 = 1 + 1 + 1 = 3$$

$$\sigma^2 = 3 - (-2)^2 = 1 \Rightarrow \sigma = 1$$

تفسیر می‌کند از تابع مدل شتاب:

1) اگر X در $t=0$ در نقطه تعادل باشد، میانگین مدل شتاب در t برابر $M_X(t)$ و $M_Y(t)$ خواهد بود.

2) اگر X در $t=0$ در نقطه تعادل نباشد، میانگین مدل شتاب در t برابر $M_X(t)$ و $M_Y(t)$ خواهد بود.

$$M_X(t) = M_Y(t)$$

$$\text{مثال: } f_X(x) = \begin{cases} e^{-x} & x \geq 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases} \quad f_Y(y) = \begin{cases} e^{-y} & y \geq 0 \\ 0 & y < 0 \end{cases}$$

$$\mu_1' = \mu_0 = E(X), \quad M_1'(0) = \frac{dM}{dt} \bigg|_{t=0}$$

$$\mu_1' = E(X')$$

$$\sigma_1^2 = M_1''(0) - (M_1'(0))^2$$

مثال / اگر X متغیری تابع احتمال $f_X(x)$ باشد، میانگین و واریانس در $x < 0$ و $x \geq 0$ را محاسبه کنید.

انحراف معیار متغیر X را با استفاده از فرمول $\sigma^2 = M''(0) - (M'(0))^2$ محاسبه کنید.

از تابع مدل شتاب

$$E(X') = \int_0^{\infty} x' e^{-x'} dx'$$

$$\sigma_1^2 = E(X') - (\mu_1')^2 \rightarrow \sigma^2$$

$$M(t) = E(e^{tX}) = \int_0^{\infty} e^{tx} e^{-x} dx = \int_0^{\infty} e^{(t-1)x} dx$$

$$= \frac{1}{t-1} e^{(t-1)x} \bigg|_0^{\infty} \quad t < 1$$

$$M(t) = \frac{1}{1-t} \quad t < 1$$

Subject:

Year: Month: Day:

(۲) اگر x و y دو متغیر تصادفی مستقل باشند، تابع چگالی مشترک $M_{X,Y}(t)$ و $M_X(t)$ و $M_Y(t)$ به ترتیب

را می توانیم به صورت زیر بیان کنیم:

$$M_{X,Y}(t) = M_X(t) \cdot M_Y(t)$$

همچنین اگر $x_1, x_2, \dots, x_n$ متغیر تصادفی مستقل باشند، تابع چگالی مشترک

$$M_{X_1, X_2, \dots, X_n}(t) = M_{X_1}(t) \cdot M_{X_2}(t) \cdot \dots \cdot M_{X_n}(t)$$

را می توانیم به صورت زیر بیان کنیم:

$$M_{X_1, \dots, X_n}(t) = (M_X(t))^n$$

تمرین: تابع چگالی مشترک X و Y را به صورت زیر بیابید.

$$M(t) = \frac{1}{10} e^{t^2} + \frac{2}{10} e^{t^2} + \frac{3}{10} e^{t^2} + \frac{4}{10} e^{t^2}$$

الف: مطلوب است محاسبه $M_X(t)$ و $M_Y(t)$.

ب: مطلوب است محاسبه تابع احتمال X .

SAMANEH

SAMANEH

توزیع چند تابع احتمال

در این قسمت موزون چند تابع احتمال و به کمک می توانیم در هر طرز بهر مورد استفاده

قرار می گیرند. این توزیعات عبارتند از: توزیع بیوات، پواسن، دو جمله، و غیره.

دو جمله و پواسن

توزیع توان، نرمال، دال، درم های، توزیع t ، توزیع F (فشر)

توزیع فشر

توزیع تصادفی X ، $x_1, x_2, \dots, x_n$ با احتمال $p_1, p_2, \dots, p_n$ که مجموع آن ها 1 باشد.

این موزون با توزیع بیوات است و به علامت $f(x; n)$ نشان می دهیم.

$$f(x) = \frac{1}{n} f(x; n)$$

که $f(x)$ نشان دهنده توزیع بیوات باشد، در اینجا بیوات می گویند.

بنابراین نام این موزون با توزیع بیوات یک نام دیگر.

۲۲

مثال: کتاب بهر نام بهر طرز از میان این موزون بیوات است که توزیع آن هم

$$f(x; 2) = \frac{1}{2} x_1, x_2$$

مثال: کتاب بهر نام بهر طرز از میان این موزون بیوات است.

$$f(x; 7) = \frac{1}{7} x_1, x_2, \dots, x_7$$

توزیع بیوات و پواسن توزیع بیوات $f(x) = \frac{1}{n} (x_1, x_2, \dots, x_n)$ با احتمال p

$$\mu = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)}{n}$$

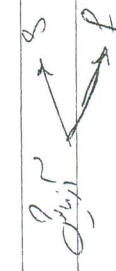
$$\mu = \sum_{i=1}^n x_i p(x_i) = x_1 p\left(\frac{1}{n}\right) + x_2 p\left(\frac{1}{n}\right) + \dots + x_n p\left(\frac{1}{n}\right)$$

$$= \frac{1}{n} (x_1 + \dots + x_n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

توزیع بیوات

که x_i نشان دهنده توزیع بیوات است و p احتمال بیوات است.

مثال: کتاب بهر نام بهر طرز از میان این موزون بیوات است.



Subject:

Year: Month: Day:

فصل: کتاب یک سیم، اولین گردان عدد اری

توضیح درستی ۵

توضیح: همانند X که متغیر تصادفی دارد موفقیت پس در آنجا پس اگر با هم را متغیر بزرگتری داشته باشد.

$$X \in X = 0, 1$$

توضیح: X متغیر تصادفی

$$P(S) = P(X=1) = p \quad (0 < p < 1)$$

$$P(F) = P(X=0) = 1 - p = q$$

توزیع بزرگتری

توزیع متغیر بزرگتری را توزیع بزرگتر نامیده و با علامت مشخص $b(X; p)$ نشان می‌دهند.

$$P_X(X=x) = \frac{1}{b(X;p)} \cdot p^x \cdot q^{1-x}$$

توضیح: همانند و در اینجا $b(X;p)$ توزیع بزرگتر است.

$$\mu = p \quad \sigma^2 = pq$$

AMAND

Subject:

Year: Month: Day:

اشاره:

توضیح: همانند

$$\mu = E(X) = \sum_{x=0}^1 x f(x) = 0 \cdot q + 1 \cdot p = p$$

$$E(X^2) = \sum_{x=0}^1 x^2 f(x) = 0^2 \cdot q + 1^2 \cdot p = p$$

$$\sigma^2 = E(X^2) - (\mu)^2 = p - p^2 = p(1-p) = pq$$

توضیح: همانند

$$M(t) = E(e^{tx}) = \sum_{x=0}^1 e^{tx} f(x) = f(0) + e^t f(1)$$

$$= q + pe^t$$

$$M'(t) =$$

پایگاه اینترنتی آب و آهن و آتش (مهندسی مکانیک)

AMAND

تقریباً : مجموعہ این جامعہ جامعہ اصلاح المسکین

$$f_x(x) = b(x; n, p) \cdot \binom{n}{x} p^x q^{n-x}$$

$$\sum_{i=0}^n f(x_i) \stackrel{?}{\approx} \sum_{i=0}^n b(x_i, p) \cdot \sum_{i=0}^n p q_i^{n-x_i}$$

$$(a+b)^n = \sum_{r=0}^n \binom{n}{r} a^r b^{n-r} = \sum_{r=0}^n \binom{n}{r} a^r b^{n-r} \frac{1}{r!(n-r)!} r!(n-r)!$$

$$\begin{cases} x_s x \\ a_{s p} \\ b_{s q} \end{cases} \Rightarrow (p+q)^n \sum_{x=0}^n \binom{n}{x} p^q x^{n-x}$$

تقریباً اسی طرح دیکھ کر، انہماک بڑھتا ہے۔

Чушк д'уно

انوار کتب جامع مولد مستعار

$$M(t) = E(e^{tx}) = \sum_{q=0}^n e^{tx} f_q(x) = \sum_{q=0}^n e^{tx} \binom{n}{q} p^q (1-p)^{n-q}$$

$$= \sum_{\alpha \in \mathcal{A}} \binom{n}{\alpha} (pe)^{\alpha} q^{n-\alpha}$$

(binomial distribution) $p = 0.3333$

ایکریسٹین

لایحه انجمن اهل بیت در مسائل حقوقی، این انجمن را در طلبهای الهی

نقل: کتاب مکمل (المعالم) المصنف: المرحوم الميرزا محمد باقر
الطهرانی المصنف: المرحوم الميرزا محمد باقر

دولت اعمام حاکم از قاضی حیدر ا. محمد سمیع بھٹو لکھ.

سید محمد علی :

موسسه علمی و فرهنگی علامه مجلسی

$$X: X_1, X_2, \dots, X_n$$

ناجیہ کوریج دو حلقہ

توضیح: مقدار $f(x)$ را با علامت (p, n) نشان می‌دهیم.

سید محمد

$$|1\rangle \Rightarrow f_x(x), b(x, p) = b(x, p)$$

Subject:

Year: Month: Day:

$$M(t) = (pe^+ + q^-)^n$$

$$M'(t) = npe^+(pe^+ + q^-)^{n-1}$$

$$\mu = M'(0) = np$$

$$M''(t) = npe^+(pe^+ + q^-)^{n-1} + (npe^+)^2(pe^+ + q^-)^{n-2}$$

$$\sigma^2 = M''(0) - \mu^2 =$$

مثال: اگر فرض کنیم که تعداد دفعاتی که یک فرد در یک سال به پزشک مراجعه می‌کند، متغیر تصادفی با تابع احتمال زیر را دارد:

$$P(X=x) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} \right)^x \quad x=0,1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24,25,26,27,28,29,30$$

مثال: اگر فرض کنیم که تعداد دفعاتی که یک فرد در یک سال به پزشک مراجعه می‌کند، متغیر تصادفی با تابع احتمال زیر را دارد:

مثال: اگر فرض کنیم که تعداد دفعاتی که یک فرد در یک سال به پزشک مراجعه می‌کند، متغیر تصادفی با تابع احتمال زیر را دارد:

الف: واریانس σ^2 متغیر تصادفی را محاسبه کنید.

ب: محاسبه کنید $P(X \leq 10)$ و $P(X \geq 10)$.

Subject:

Year: Month: Day:

ج: محاسبه کنید $P(X \leq 10)$ و $P(X \geq 10)$.

د: اگر فرض کنیم که تعداد دفعاتی که یک فرد در یک سال به پزشک مراجعه می‌کند، متغیر تصادفی با تابع احتمال زیر را دارد:

این متغیر تصادفی، متغیر تصادفی با تابع احتمال زیر را دارد:

$$P(X=x) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} \right)^x \quad x=0,1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24,25,26,27,28,29,30$$

$$P(X=x) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} \right)^x \quad x=0,1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24,25,26,27,28,29,30$$

$$P(X=x) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} \right)^x \quad x=0,1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24,25,26,27,28,29,30$$

$$P(X=x) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} \right)^x \quad x=0,1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24,25,26,27,28,29,30$$

$$P(X=x) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} \right)^x \quad x=0,1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24,25,26,27,28,29,30$$

$$P(X=x) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} \right)^x \quad x=0,1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24,25,26,27,28,29,30$$

$$P(X=x) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} \right)^x \quad x=0,1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24,25,26,27,28,29,30$$

$$P(X=x) = \frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} \right)^x \quad x=0,1,2,3,4,5,6,7,8,9,10,11,12,13,14,15,16,17,18,19,20,21,22,23,24,25,26,27,28,29,30$$

تعداد آزمائش: X

تکامل: تابعین و تابعین توزیع دو جمله‌ای منفی را بررسی کنید.

$$\mu_1 = \frac{1}{p}$$

اثبات: به کمک تابع تولید لحظه‌ها، ابتدا تابع تولید را استخراج کنید.

$$M(t) = E(e^{tX}) = \sum_{x=0}^{\infty} e^{tx} p^x q^{1-x} = p e^{(1-q)e} + q$$

حالت خاص:

اگر $q = 1$ باشد، یعنی آزمائش را تا آنقدر ادامه دهیم تا اولین موفقیت حاصل شود.

آزمائش را قطع کنیم. این آزمائش را از آزمائش‌های دیگر متمایز می‌کنیم.

$$b^*(x, p) = g(x, p) p^x q^{1-x}$$

مثال: تابعی را برای احتمال بروز یک حادثه در یک سال تعیین کنید. اگر احتمال وقوع حادثه در یک سال p باشد، آنگاه:

$$P(X=0) = p^0 q^1 = q = 1-p$$

اگر تعداد حالات را X و احتمال وقوع آن را p فرض کنیم، آنگاه:

توزیع این متغیر را توزیع دو جمله‌ای منفی می‌نامند. این توزیع را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$P(X=x) = \binom{x-1}{r-1} p^r q^{x-r}$$

اگر $r=1$ باشد، این توزیع به توزیع دو جمله‌ای منفی ساده تبدیل می‌شود.

توزیع دو جمله‌ای منفی را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$P(X=x) = \binom{x-1}{r-1} p^r q^{x-r}$$

مثال: اگر احتمال وقوع حادثه در یک سال p باشد، آنگاه:

$$P(X=0) = p^0 q^1 = q = 1-p$$

اگر $r=1$ باشد، این توزیع به توزیع دو جمله‌ای منفی ساده تبدیل می‌شود.

$$P(X=x) = \binom{x-1}{r-1} p^r q^{x-r}$$

توزیع این متغیر را توزیع دو جمله‌ای منفی می‌نامند. این توزیع را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$P(X=x) = \binom{x-1}{r-1} p^r q^{x-r}$$

اگر $r=1$ باشد، این توزیع به توزیع دو جمله‌ای منفی ساده تبدیل می‌شود.

فصل: ماشین دوپایه توزیع پواسن با λ

$$\mu_1, \lambda, \mu_2, \lambda$$

امانت: (به کمک تابع مولد مانت)

قبل از امانت می‌توانیم به فرمول پواسن λ تابع احتمال هست یا نه.

$$\sum_{x=0}^{\infty} e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!} = 1$$

$$e^{-\lambda} \sum_{x=0}^{\infty} \frac{\lambda^x}{x!} = e^{-\lambda} \sum_{x=0}^{\infty} \frac{\lambda^x}{x!} = e^{-\lambda} e^{\lambda} = 1$$

$$e^{-\lambda} \cdot e^{\lambda} = 1$$

امانت

$$M(t) = E(e^{tX}) = \sum_{x=0}^{\infty} e^{tx} P_x(\lambda) = \sum_{x=0}^{\infty} e^{tx} e^{-\lambda} \frac{\lambda^x}{x!}$$

$$e^{-\lambda} \sum_{x=0}^{\infty} (\lambda e^t)^x \frac{1}{x!} = e^{-\lambda} e^{\lambda e^t} = e^{\lambda(e^t - 1)}$$

$$M(t) = e^{\lambda(e^t - 1)}$$

خرابی احتمال در $t=0$ به 1 می‌رسد. پس $M(0) = 1$ و این معنی می‌دهد که در $t=0$ احتمال 1 است.

توزیع پواسن

این تابع پواسن را می‌توانیم از تابع احتمال پواسن $P_x(\lambda)$ به دست آوریم. یعنی $P_x(\lambda) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!}$

این تابع را می‌توانیم به کمک (λe^t) به دست آوریم. یعنی $M(t) = e^{\lambda(e^t - 1)}$

سطح، حجم و ...

مثال: تعداد افراد در یک اتاق (ماه سال ۱۳۹۰) به کمک تابع احتمال پواسن

در یک اتاق با تعداد افراد X به کمک تابع احتمال پواسن $P_x(\lambda)$ می‌توانیم به دست آوریم.

برای $\lambda = 1$ می‌توانیم به دست آوریم. یعنی $P_x(1) = \frac{e^{-1} 1^x}{x!}$

مثال: تعداد افراد در یک اتاق (ماه سال ۱۳۹۰) به کمک تابع احتمال پواسن

در یک اتاق با تعداد افراد X به کمک تابع احتمال پواسن $P_x(\lambda)$ می‌توانیم به دست آوریم.

برای $\lambda = 1$ می‌توانیم به دست آوریم. یعنی $P_x(1) = \frac{e^{-1} 1^x}{x!}$

مثال: تعداد افراد در یک اتاق (ماه سال ۱۳۹۰) به کمک تابع احتمال پواسن

در یک اتاق با تعداد افراد X به کمک تابع احتمال پواسن $P_x(\lambda)$ می‌توانیم به دست آوریم.

برای $\lambda = 1$ می‌توانیم به دست آوریم. یعنی $P_x(1) = \frac{e^{-1} 1^x}{x!}$

در محاسبات از آن استفاده می‌شود.

مثال: فرض کنید که در یک سیستم، هر یک از اجزای آن با احتمال λ در هر واحد زمان t دچار خرابی می‌شود.

مطلوبه: محاسبه احتمال اینکه در این سیستم، بیش از n خرابی رخ دهد.

الحال: فرض کنید که در یک سیستم، هر یک از اجزای آن با احتمال λ در هر واحد زمان t دچار خرابی می‌شود.

ب: محاسبات احتمال رخ دادن n خرابی در هر واحد زمان t .

ج: محاسبه احتمال رخ دادن n خرابی در هر واحد زمان t .

ب: $P(X \leq 2), 1 - P(X \leq 1)$ و $1 - F_X(1) = 1 - 0.94$

ج: $P(X \leq 10) = F_X(10) = 0.9432$

$$\mu = \mu'(0) = \lambda e^{-\lambda} t_{50}$$

فرض کنید که در یک سیستم، هر یک از اجزای آن با احتمال λ در هر واحد زمان t دچار خرابی می‌شود.

$$\mu = \mu'(0) = \lambda e^{-\lambda} t_{50}$$

فرض: فرض کنید که در یک سیستم، هر یک از اجزای آن با احتمال λ در هر واحد زمان t دچار خرابی می‌شود.

اگر λ یک مقدار بسیار کوچک باشد، آن را می‌توان به صورت $\lambda \approx 1/t_{50}$ در نظر گرفت.

این مقدار نشان می‌دهد که λ یک مقدار بسیار کوچک است و می‌توان آن را به صورت $\lambda \approx 1/t_{50}$ در نظر گرفت.

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{e^{-\lambda} \lambda^n}{n!} = 0$$

این مقدار نشان می‌دهد که λ یک مقدار بسیار کوچک است و می‌توان آن را به صورت $\lambda \approx 1/t_{50}$ در نظر گرفت.

مثال: فرض کنید که در یک سیستم، هر یک از اجزای آن با احتمال λ در هر واحد زمان t دچار خرابی می‌شود.

فرض کنید که در یک سیستم، هر یک از اجزای آن با احتمال λ در هر واحد زمان t دچار خرابی می‌شود.

استفاده از توزیع این متغیر را توزیع گاما با پارامتر α و β می‌گویند.

توزیع گاما و توزیع این متغیر را توزیع گاما می‌گویند.

$$\mu_{\alpha\beta}, \sigma^2_{\alpha\beta}$$

توزیع گاما

توزیع گاما

توزیع گاما: $\Gamma(\alpha)$ و میانگین و انحراف معیار آن

$$\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx$$

$$\alpha+1 \Rightarrow \Gamma(\alpha+1) = \int_0^{\infty} x^{\alpha} e^{-x} dx$$

$$\alpha+1 \Rightarrow \Gamma(\alpha+1) = \int_0^{\infty} x^{\alpha} e^{-x} dx = \sqrt{\pi}$$

$$\Gamma(\alpha+1) = \alpha \Gamma(\alpha)$$

$$\Gamma(\alpha+1) = \alpha!$$

توزیع گاما

متغیر تصادفی X را دارای تابع احتمال زیر می‌گویند:

$$f_X(x) = \begin{cases} \frac{1}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-x} & x > 0 \\ 0 & x < 0 \end{cases}$$

مثال: تغییرات در X با توجه به تغییرات در μ و σ را بررسی کنید.

بهمین جدول اعداد را برای μ و σ بنویسید.

$$P(\mu - \sigma < X < \mu + \sigma) = 0.6827$$

$$= P(-1 < \frac{X - \mu}{\sigma} < 1) = P(-1 < Z < 1) = F_Z(1) - F_Z(-1) = 0.7443$$

$$P(\mu - 2\sigma < X < \mu + 2\sigma) = P(-2 < \frac{X - \mu}{\sigma} < 2) = F_Z(2) - F_Z(-2) = 0.9545$$

$$P(\mu - 3\sigma < X < \mu + 3\sigma) = P(-3 < \frac{X - \mu}{\sigma} < 3) = F_Z(3) - F_Z(-3) = 0.9973$$

در یک توزیع نرمال $\mu = 10$ و $\sigma = 2$ محاسبه کنید $P(6 < X < 14)$

www.me-en.com

پایگاه اینترنتی آب و آهن و آتش (مهندسی مکانیک)



توزیع +

نوعی توزیع پهن است و به صورت گویا از تقسیم بر یکدیگر

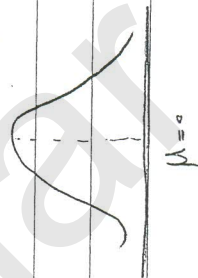
توزیع گویا را با توجه به توزیع نرمال می توانیم برای داده های دارای و تغییرپذیری کم برای

$$T = \frac{Z}{\sqrt{V}}$$

به توزیع + معروف است. (با درجه آزادی V)

$$P_{T(t)} = \frac{\Gamma\left(\frac{V+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{V}{2}\right)\sqrt{\pi V}} \left(1 + \frac{t^2}{V}\right)^{-\frac{V+1}{2}}$$

اگر $P_{T(t)}$ را به ازای یک مقدار داده t (مثلاً ۳۰) رسم کنیم به صورت زیر خواهیم دید.



$$\sigma^2 = \frac{V}{V-2}$$

$$(V > 2) \Rightarrow P_T(t) = P_Z(z)$$

$$\bar{x} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right) < \mu < \bar{x} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$$

لازمیة فوق در سهولت محاسبه آزمون استفاده شود:

$$(1) \quad n > 30, \text{ حجم نمونه (تایید احتمال جانم نامشخص)}, \sigma \text{ معلوم}$$

$$(2) \quad n > 30, \text{ } \sigma \text{ معلوم (استفاده از تیجای ۱۵)}$$

$$(3) \quad n < 30, \text{ حجم نمونه}, \sigma \text{ معلوم}$$

مثال: فرض کنید که برای نا ۴۰ میلی از جرم انتخاب و مشخص شده می باشد این نمونه

$$n = 74, \bar{x} = ۷۶ \text{ و } \sigma = ۹ \text{ پس } S^2 = ۸۱ \text{ فاصله اطمینان } ۹۵\%$$

کاملاً، می بیند و اگر این حجم به یک نمونه باشد دارد.

$$\bar{x} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right) < \mu < \bar{x} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$$

$$1 - \alpha = ۰.۹۵ \Rightarrow \alpha = ۰.۰۵ \Rightarrow \frac{\alpha}{2} = ۰.۰۲۵$$

$$z_{1-\frac{\alpha}{2}} = z_{۰.۹۷۵} = ? \quad \int_{-z_{۰.۹۷۵}}^{z_{۰.۹۷۵}} \cdot \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{z^2}{2}} dz = ۰.۹۷۵$$

$$z = 1.96$$

مقدار معادل به استفاده در این قسمت نوشته شده است.

در حالت کلی هیچ آن صفحه را در * است.

$$74 - 1.94 \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right) < \mu < 74 + 1.94 \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$$

$$a < \mu < b \Rightarrow \mu \in (a, b)$$

نیسند خطا بر آورد μ بوسیله $\bar{x}$

نیسند μ بوسیله $\bar{x}$ $\sim (1-\alpha)\%$ μ عبارتست از

$$\bar{x} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right) < \mu < \bar{x} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$$

$$-z_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right) < \sqrt{n} - \bar{x} < z_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$$

$$\frac{|\sqrt{n} - \bar{x}|}{\left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)} < z_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$$

در این معادله σ را می دانیم

برای μ بوسیله $\bar{x}$ $\sim (1-\alpha)\%$ μ عبارتست از خطای مقدار

$$e = z_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right)$$

$$e = z_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \right) \Rightarrow \sqrt{n} = \frac{z_{1-\frac{\alpha}{2}} (\sigma)}{e}$$

$$n = \left[\left(\frac{z_{1-\frac{\alpha}{2}} (\sigma)}{e} \right)^2 \right]$$

جامعه آماری و نمونه ها (Population & Samples)

تولید (حاصل یا عبت) به فرایند حاصلی که در آن از یک جامعه آماری نمونه برداری می شود و مورد بررسی قرار می گیرد.

در کل فرایند تولید، حاصل یا عبت نامیده می شود.

انسان یا یک جانور: به طور معمول فرایند تولیدی که از آن حاصل می شود یا یک جامعه آماری نامیده می شود.

در کل

مثال: فرایند تولیدی که در آن از یک جامعه آماری نمونه برداری می شود و مورد بررسی قرار می گیرد.

است. می توان این را به این صورت نوشت: $X = 1, 2, \dots, 8$

ماتریس X به این صورت است: $X = 1, 2, \dots, 8$

$$X = 1, 2, \dots, 8$$

$$1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8$$

جامعه آماری از یک جامعه است به روش های مختلف می توان از یک جامعه آماری نمونه برداری کرد.

Subject:

Year: Month: Day:

فهرستی باشد X دارای تابع احتمال $P_X(x)$ است. به شرح تابع احتمال برای μ^2

است. پس هر چه برای μ^2 است.

هر چه برای دارای یک اسم است. اسم جامع برای اسم توزیع احتمال است.

حالت ۱ - مشخصی (در عمل وجود)

۲ - نامشخص (در عمل بزرگ)

نام μ^2 بزرگ به چه جهت است؟ نام X نامشخص است. به چه نام

احتمال $P_X(x)$ نامشخص است. به چه نام μ^2 نامشخص است.

در هر چه بزرگ به چه نام μ^2 نامشخص است. به چه نام

فهرستی چیست؟ هر چه برای نام X نامشخص است. فوهم از نام هر چه نامشخص است.

فهرستی نامشخص: $X_1, X_2, \dots, X_n$ ، n مشخص نامشخص است. فوهم از نامشخص است.

ANAND

Subject:

Year: Month: Day:

فهرستی باشد X دارای تابع احتمال $P_X(x)$ است. به شرح تابع احتمال برای μ^2

دانش است. به چه نام μ^2 نامشخص است. به چه نام

$\mu^2 = \mu^2$ نامشخص است. به چه نام μ^2 نامشخص است.

$P_X(x_1, x_2, \dots, x_n) = P_X(x_1) P_X(x_2) \dots P_X(x_n)$

به چه نام μ^2 نامشخص است. به چه نام μ^2 نامشخص است.

فهرستی نامشخص: $X_1, X_2, \dots, X_n$ ، n نامشخص است. به چه نام μ^2 نامشخص است.

نامشخص است. به چه نام μ^2 نامشخص است.

فهرستی نامشخص (نامشخص) به چه نام μ^2 نامشخص است. به چه نام

احتمال μ^2 به چه نام μ^2 نامشخص است. به چه نام

نامشخص است. به چه نام μ^2 نامشخص است.

فهرستی نامشخص: $X_1, X_2, \dots, X_n$ ، n نامشخص است. به چه نام μ^2 نامشخص است.

ANAND

944

(mean) $\bar{x}$

ان روپیہ ملنے پر اے علامہ! آگے

از این به بعد (S^2, S^2, R) درست طریقی برای بررسی μ واریانس σ^2 است.

تقریباً: $x_1, x_2, \dots, x_n$ یک نمونه تصادفی از جامعه μ واریانس σ^2 باشد.

$$\mu_{\bar{X}_n} = E(\bar{X}_n) = \mu \quad \text{حقیقتاً}$$

$$\sigma_{\bar{X}_n}^2 = \frac{\sigma^2}{n}$$

$$E(\bar{X}_n) = E\left(\frac{\sum x_i}{n}\right) = E\left(\frac{1}{n}(x_1 + \dots + x_n)\right)$$

$$= \frac{1}{n} E(x_1 + \dots + x_n)$$

$$= \frac{n\mu}{n} = \mu$$

$$\sigma_{\bar{X}_n}^2 = \sigma^2 \left(\frac{1}{n} \sum x_i^2 \right) = \frac{1}{n} \sigma^2 (x_1^2 + \dots + x_n^2)$$

$$= \frac{1}{n} (n\sigma^2) = \sigma^2$$

نتیجه: اگر σ^2 واریانس یک نمونه تصادفی از جامعه μ واریانس σ^2 باشد، آنگاه

$$E(S^2) = \sigma^2 \quad E(S^2) \neq \sigma^2 \quad E(S^2) = \frac{n-1}{n} \sigma^2$$

اماره در: Range

اماره در: R نشان داده و مقدار این اماره کل فرکانسهای با اندازه n است.

$$x_1, x_2, \dots, x_n \quad \text{برآوردی از یک جامعه}$$

اماره واریانس S^2

این اماره با S^2 نشان داده و برای نمونه تصادفی صورت $x_1, x_2, \dots, x_n$ دارد.

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n-1}$$

اماره واریانس S^2

این اماره برآوردی از واریانس σ^2 است.

$$S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$$

تقریباً: با توجه به اینکه S^2 و S^2 اگر n را اندازه کافی بزرگ باشد، $(n-1)$ و S^2 با

همان مقدار است. اما اگر n باشد نشان میدهد که S^2 اماره تصادفی از S^2 است.

Subject:

Year: Month: Day:

برای نمونه μ را با استفاده از $1-\alpha$ درصد اطمینان محاسبه می‌کنیم.

$$n = \left[\frac{z_{1-\frac{\alpha}{2}}^2 \sigma^2}{e} \right] \quad \text{اختیار کنیم}$$

محاسبه فاصله اطمینان برای μ با استفاده از $1-\alpha$ درصد اطمینان.

$$T = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}} \quad (1)$$

توزیع T با درجه آزادی $n-1$ است.

$$P(t_{1-\frac{\alpha}{2}} < T < t_{1-\frac{\alpha}{2}}) = 1-\alpha \quad (2)$$

$$(1), (2) \Rightarrow P\left(-t_{1-\frac{\alpha}{2}} < \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{s}{\sqrt{n}}} < t_{1-\frac{\alpha}{2}}\right) = 1-\alpha \quad (3)$$

از تساوی (3) می‌توانیم بدست آوریم:

$$P\left(\bar{X} - t_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{s}{\sqrt{n}}\right) < \mu < \bar{X} + t_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{s}{\sqrt{n}}\right)\right) = 1-\alpha \quad (4)$$

از (4) می‌توانیم بدست آوریم:

بنابراین فاصله اطمینان برای μ با استفاده از $1-\alpha$ درصد اطمینان، $n=30$ ، $\bar{X}=10$ و $s=2$ است.

SAMAND

Subject:

Year: Month: Day:

محاسبه μ با استفاده از:

$$\bar{X} - t_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{s}{\sqrt{n}}\right) < \mu < \bar{X} + t_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{s}{\sqrt{n}}\right)$$

مثال: فاصله اطمینان برای μ با استفاده از 90% درصد اطمینان و $n=30$ ، $\bar{X}=10$ و $s=2$ است.

بنابراین فاصله اطمینان برای μ با استفاده از 90% درصد اطمینان، $n=30$ ، $\bar{X}=10$ و $s=2$ است.

$$\bar{X} - z_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{s}{\sqrt{n}}\right) < \mu < \bar{X} + z_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{s}{\sqrt{n}}\right)$$

$$1-\alpha=0.9 \Rightarrow \alpha=0.1 \Rightarrow \frac{\alpha}{2}=0.05$$

$$z_{1-0.05} = z_{0.95} = ? \quad \int_{0.95}^{\infty} P(Z < z) = 0.95$$

$$z_{0.95} = 1.645$$

$$y_0 = (1.645 \times \frac{2}{\sqrt{30}}) < \mu < (1.645 \times \frac{2}{\sqrt{30}})$$

$$e = \frac{1.645 \times 2}{\sqrt{30}} \quad (\text{مقدار خطا})$$

مقدار خطا:

SAMAND

یک نمونه آماری ۱۰۰ نفره از دانشجویان دانشگاه تهران در مورد استفاده از اینترنت در ماه گذشته پرسیده شد.

۱- ضریب آماری بالا را حساب کنید.

۲- طول بازه هم باشد.

الف) یک نمونه آماری ۱۰۰ نفره از دانشجویان دانشگاه تهران در مورد استفاده از اینترنت در ماه گذشته پرسیده شد.

ب) یک نمونه آماری ۱۰۰ نفره از دانشجویان دانشگاه تهران در مورد استفاده از اینترنت در ماه گذشته پرسیده شد.

ج) یک نمونه آماری ۱۰۰ نفره از دانشجویان دانشگاه تهران در مورد استفاده از اینترنت در ماه گذشته پرسیده شد.

د) یک نمونه آماری ۱۰۰ نفره از دانشجویان دانشگاه تهران در مورد استفاده از اینترنت در ماه گذشته پرسیده شد.

از طرفی می‌دانیم (تست شرايطي): $\alpha = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ $\alpha = 0.05$ $\alpha = 0.01$ $\alpha = 0.001$

۱- $P(X_1^2 < X < X_2^2) = 1 - \alpha$

$$\alpha = 0.05 \Rightarrow P\left(\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2 < \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} < \chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2\right) = 1 - \alpha$$

$$P\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi_{1-\frac{\alpha}{2}}^2} < \sigma^2 < \frac{(n-1)S^2}{\chi_{\frac{\alpha}{2}}^2}\right) = 1 - \alpha$$

یک نمونه آماری ۱۰۰ نفره از دانشجویان دانشگاه تهران در مورد استفاده از اینترنت در ماه گذشته پرسیده شد.

$$X_1 = 3, X_2 = 1, X_3 = 3, X_4 = 3, X_5 = 4$$

$$3, 1, 3, 1, 3 \Rightarrow n = 5$$

یک نمونه آماری ۱۰۰ نفره از دانشجویان دانشگاه تهران در مورد استفاده از اینترنت در ماه گذشته پرسیده شد.

$$X_1, X_2, \dots, X_n \rightarrow X_3 = 3 \rightarrow S^2 = \frac{3}{2} \rightarrow S = \sqrt{\frac{3}{2}}$$

$$1 - \alpha = 0.99 \Rightarrow \alpha = 0.01 \Rightarrow \frac{\alpha}{2} = 0.005$$

$$t_{1-0.005} = t_{0.995} = 2.576$$

$$U = 2$$

$$\bar{X} - t_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{S}{\sqrt{n}}\right) < \mu < \bar{X} + t_{1-\frac{\alpha}{2}} \left(\frac{S}{\sqrt{n}}\right)$$

$$3 - (2.576 \times \frac{\sqrt{3}}{\sqrt{5}}) < \mu < 3 + (2.576 \times \frac{\sqrt{3}}{\sqrt{5}})$$

$$L = 2.21 - \alpha \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 2.21 - \alpha \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) - (\bar{X}_1 - 2.1 - \alpha \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$$

$$L = 2.21 - \alpha \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 2.21 - \alpha \left(\frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) \Rightarrow L \rightarrow 0$$

$$\frac{\sigma}{\tau} = \frac{1}{2} \left(\frac{\sigma_1}{\sigma_2} + \frac{\sigma_2}{\sigma_1} \right)$$

$$x^r_{9/10.0} = d_{x^r_{9/10.0}} = x^r_{9/10.0} = d_{x^r_{9/10.0}} = 16.9$$

2,5

$\frac{v}{x}$	$\frac{v}{y}$
$x^{\frac{v}{y}}$	$y^{\frac{v}{x}}$

[illegible]

عبدالمجید دادوری صاحب کتب خانہ دارالافتاء دارالحدیث
لاہور۔ ۱۱-۱۲-۱۳۴۲ھ

$$E(\bar{x}_1 - \bar{x}_r) = E(\bar{x}_1) - E(\bar{x}_r) = \mu_1 - \mu_r$$

ایں کے بارے میں غور فرمائیے۔ (امیر خسروؒ کا اقتراض صحیفہ)

در استخراج نمودن این کار در هر حرفه از غیره صرف استقلی بالذات نظر الوا ۲ از انجمن

انجاء در $\bar{X}_1 - \bar{X}_2$ ان نيم سوسه، كبردار شش ضلعى است. مقدار $\bar{X}_1 - \bar{X}_2$

محکم نظام عدلی لای ۲۱-۱۱-۱۳۲۱

همه این مختصات را در یک بردار (اولاً) $\vec{x}_1 - \vec{x}_2$ توزیع نعل با پیش $\mu_1 - \mu_2$ و

از ۳۰ دوتیج می نویسم

[illegible]

بالتالي n ، $n \leq 30$ ، n عدد زوجي اعتبارا من 1 الى 30 بالترتيب

$$\frac{\chi_{1-\frac{\alpha}{r}}}{\chi_{1-\frac{\alpha}{r}}}$$

٢- معيار الطين $(1-\alpha) \cdot \frac{1}{n}$ معيار متوسط لمجموعته

$$S_1 \sqrt{\frac{n-1}{\chi^2_{1-\alpha/2}}} < \sigma < S_1 \sqrt{\frac{n-1}{\chi^2_{\alpha/2}}}$$

تاریخ: ۹۹/۱۰/۲۵ (طرابلس و الجزائر) - ۱۹۹۹/۱۰/۲۵

2-10-14

$\frac{2}{\sqrt{2}} = \sqrt{2}$

x_i	x_i^2	$\sum_{i=1}^n x_i = \sum x_i$	$\sum x_i^2$
1	1	1	1
2	4	2	4
3	9	3	9
4	16	4	16
5	25	5	25
6	36	6	36
7	49	7	49
8	64	8	64
9	81	9	81
10	100	10	100
11	121	11	121
12	144	12	144
13	169	13	169
14	196	14	196
15	225	15	225
16	256	16	256
17	289	17	289
18	324	18	324
19	361	19	361
20	400	20	400
21	441	21	441
22	484	22	484
23	529	23	529
24	576	24	576
25	625	25	625
26	676	26	676
27	729	27	729
28	784	28	784
29	841	29	841
30	900	30	900
31	961	31	961
32	1024	32	1024
33	1089	33	1089
34	1156	34	1156
35	1225	35	1225
36	1296	36	1296
37	1369	37	1369
38	1444	38	1444
39	1521	39	1521
40	1600	40	1600
41	1681	41	1681
42	1764	42	1764
43	1849	43	1849
44	1936	44	1936
45	2025	45	2025
46	2116	46	2116
47	2209	47	2209
48	2304	48	2304
49	2401	49	2401
50	2500	50	2500
51	2601	51	2601
52	2704	52	2704
53	2809	53	2809
54	2916	54	2916
55	3025	55	3025
56	3136	56	3136
57	3249	57	3249
58	3364	58	3364
59	3481	59	3481
60	3600	60	3600
61	3721	61	3721
62	3844	62	3844
63	3969	63	3969
64	4096	64	4096
65	4225	65	4225
66	4356	66	4356
67	4489	67	4489
68	4624	68	4624
69	4761	69	4761
70	4900	70	4900
71	5041	71	5041
72	5184	72	5184
73	5329	73	5329
74	5476	74	5476
75	5625	75	5625
76	5776	76	5776
77	5929	77	5929
78	6084	78	6084
79	6241	79	6241
80	6400	80	6400
81	6561	81	6561
82	6724	82	6724
83	6889	83	6889
84	7056	84	7056
85	7225	85	7225
86	7396	86	7396
87	7569	87	7569
88	7744	88	7744
89	7921	89	7921
90	8100	90	8100
91	8281	91	8281
92	8464	92	8464
93	8649	93	8649
94	8836	94	8836
95	9025	95	9025
96	9216	96	9216

$$S^1 = \frac{\partial x_1 - (a)^1}{\partial x_2} = \frac{y_{22} - y_{12}}{y_{21}} = r$$

$$\sum x_i^2 = 10$$

از این فرمول در هر حالت می توان استفاده کرد. این هر حالت تحت شرایط است که

$$\bar{x}_1 - \bar{x}_2$$

$$(1) \quad n_1 n_2 > 30, \text{ دو جامعه دارای استقلال (یا درونی مستقل), } \sigma_1^2 \text{ و } \sigma_2^2 \text{ معلوم}$$

$$(2) \quad n_1, n_2 > 30, \sigma_1^2 \text{ و } \sigma_2^2 \text{ نامعلوم}$$

حالت ۳ در این فرمول از σ_1^2 و σ_2^2 در فرمول استفاده نمود.

$$(3) \quad n_1, n_2 > 30, \text{ دو جامعه دارای استقلال یا درونی مستقل, } \sigma_1^2 \text{ و } \sigma_2^2 \text{ معلوم یا نامعلوم}$$

$$\text{همین فرمول را می توانیم استفاده کنیم با این تفاوت که به جای } \sigma_1^2 \text{ و } \sigma_2^2 \text{ از } s_1^2 \text{ و } s_2^2 \text{ استفاده می کنیم}$$

$$\text{در این فرمول به جای } \sigma_1^2 \text{ و } \sigma_2^2 \text{ از } s_1^2 \text{ و } s_2^2 \text{ استفاده می کنیم. بنابراین به جای } \sigma_1^2 \text{ و } \sigma_2^2 \text{ از } s_1^2 \text{ و } s_2^2 \text{ استفاده می کنیم}$$

$$\text{برای استفاده از این فرمول باید متوجه شویم که } n_1 \text{ و } n_2 \text{ از دو جامعه دارای استقلال و همبستگی هستند}$$

$$\text{مقدار } \frac{s_1^2}{s_2^2} \text{ آن چنان معلوم می شود، این مقدار به دست می آید از نسبت } \frac{s_1^2}{s_2^2} \text{ است}$$

$$\text{در این فرمول به جای } \sigma_1^2 \text{ و } \sigma_2^2 \text{ از } s_1^2 \text{ و } s_2^2 \text{ استفاده می کنیم. بنابراین به جای } \sigma_1^2 \text{ و } \sigma_2^2 \text{ از } s_1^2 \text{ و } s_2^2 \text{ استفاده می کنیم}$$

$$f(v_1, v_2) = \frac{s_1^2}{s_2^2} \times \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \quad (1)$$

$$\text{در این فرمول به جای } \sigma_1^2 \text{ و } \sigma_2^2 \text{ از } s_1^2 \text{ و } s_2^2 \text{ استفاده می کنیم. بنابراین به جای } \sigma_1^2 \text{ و } \sigma_2^2 \text{ از } s_1^2 \text{ و } s_2^2 \text{ استفاده می کنیم}$$

$$Z = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$$

$$P(Z_{1-\alpha/2} < Z < Z_{1-\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

$$1 - \alpha \Rightarrow P(Z_{1-\alpha/2} < \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} < Z_{1-\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

$$\Rightarrow P((\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} < \mu_1 - \mu_2 < (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) + Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}})$$

$$= 1 - \alpha$$

از فرمول ۳ می توانیم حاصل بگیریم:

$$\text{کتاب بنده این فرمول را می توانیم استفاده کنیم. بنابراین به جای } \sigma_1^2 \text{ و } \sigma_2^2 \text{ از } s_1^2 \text{ و } s_2^2 \text{ استفاده می کنیم}$$

از فرمول

$$(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} < \mu_1 - \mu_2 < (\bar{x}_1 - \bar{x}_2) + Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$$

مثلاً ۹ از درجه ی مستقیم در نمونه تصادفی با اندازه ی کم $n_1 = 50$ و $n_2 = 120$ اختیار کرد

و نتایج زیر بدست آمده است.

$$n_1 = 50 \Rightarrow \bar{X}_1 = 71.8, S_1 = 4.75$$

$$n_2 = 120 \Rightarrow \bar{X}_2 = 71.8, S_2 = 4.75$$

نتیجه ی اطمینان ۹۵٪ برای پارامتر $\mu_1 - \mu_2$ (تفاضل میانگین واریانس) یعنی

$$(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}} < \mu_1 - \mu_2 < (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) + Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$$

در این مثال برای $\alpha = 0.05$ از $Z_{1-\alpha/2}$ استفاده می کنیم و به دست می آوریم $Z_{1-\alpha/2} = 1.96$

$$1 - \alpha = 0.95 \Rightarrow \alpha = 0.05 \Rightarrow Z_{1-\alpha/2} = 1.96$$

$$(71.8 - 71.8) - 1.96 \left(\sqrt{\frac{(4.75)^2}{50} + \frac{(4.75)^2}{120}} \right) < \mu_1 - \mu_2 < (71.8 - 71.8) + 1.96 \left(\sqrt{\frac{(4.75)^2}{50} + \frac{(4.75)^2}{120}} \right)$$

$$\sqrt{\frac{(4.75)^2}{50} + \frac{(4.75)^2}{120}}$$

نتیجه ی اطمینان ۹۵٪ برای $\mu_1 - \mu_2$ (تفاضل میانگین واریانس) همانند در نمونه

از طریق داریم

$$P(f_{\alpha}(v_1, v_2) < F < f_{1-\alpha}(v_1, v_2)) = 1 - \alpha \quad (1)$$

$$D, (1) \Rightarrow P\left(\frac{S_1^2}{f_{\alpha}(v_1, v_2)} < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < \frac{S_1^2}{f_{1-\alpha}(v_1, v_2)}\right) = 1 - \alpha \quad (2)$$

نتیجه ی زیر از سمت راست می آید.

اگر پارامتر $(1 - \alpha)$ درصد پارامتر $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ (نسبت واریانس) را بخواهیم

مستقل (مستقیم) از

$$\frac{S_1^2}{S_2^2} \left(\frac{1}{f_{\alpha}(v_1, v_2)} < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < \frac{1}{f_{1-\alpha}(v_1, v_2)} \right)$$

$$f_{\alpha}(v_1, v_2) < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < f_{1-\alpha}(v_1, v_2)$$

مستقیم است

۲- نتیجه ی اطمینان $(1 - \alpha)$ درصد برای $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ (نسبت واریانس)

$$\frac{S_1^2}{S_2^2} \left(\frac{1}{f_{\alpha}(v_1, v_2)} < \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} < \frac{1}{f_{1-\alpha}(v_1, v_2)} \right)$$

۵- اگر $W_1 < W_2 < \dots < W_n$ و $1 - \alpha = P(W_1 < W_2 < \dots < W_n)$ باشد

مستقیم است.

تقریباً $P(W_1 < W_2 < \dots < W_n) = 1 - \alpha$ است.

$$b(x, n, p) = \binom{n}{x} p^x q^{n-x}$$

تقریباً $\hat{p} = \frac{x}{n}$ است. که در این صورت

تقریباً $b(x, n, p) \approx b(x, n, \hat{p})$ است.

$$\mu_{\hat{p}} = E(p) = E\left(\frac{x}{n}\right) = \frac{1}{n} E(x) = \frac{np}{n} = p$$

و تقریباً $\hat{p} \approx p$ است.

$$\sigma_{\hat{p}}^2 = \frac{1}{n} \sigma_p^2 = \frac{1}{n} p q$$

$$Z = \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{pq}{n}}} = \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{pq}{n}}}$$

تقریباً $\hat{p} \approx p$ است.

۲۲

تقریباً $P(W_1 < W_2 < \dots < W_n) = 1 - \alpha$ است.

تقریباً $\hat{p} = \frac{x}{n}$ است.

$$\frac{S_1}{S_2} \sqrt{\frac{1}{F_{1-\alpha/2}(v_1, v_2)}} < \frac{\sigma_1}{\sigma_2} < \frac{S_1}{S_2} \sqrt{F_{1-\alpha/2}(v_1, v_2)}$$

$$1 - \alpha = 0.98 \Rightarrow \alpha = 0.02 \Rightarrow \alpha/2 = 0.01$$

$$F_{0.99}(15, 24) = 2.19$$

$$F_{0.99}(24, 15) = 3.29$$

تقریباً $\hat{p} = \frac{x}{n}$ است.

تقریباً $\hat{p} \approx p$ است.

تقریباً $\hat{p} \approx p$ است.

تقریباً $\hat{p} \approx p$ است.

تقریباً $\hat{p} \approx p$ است.

تقریباً $\hat{p} \approx p$ است.

مثال: آب فواید آبی ۲۰ تا ۳۰ درصدی بطری قفسه‌ای را شست و شو داد. اعداد زیر

بطری‌ها سالم می‌باشد. یک نمونه از این ۹۵۰ بطری را شست و شو داد. بطری‌ها را شست و شو داد.

از این طریق می‌توانیم بگوییم:

$$\hat{P} - Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{P}\hat{Q}}{n}} < P < \hat{P} + Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{P}\hat{Q}}{n}}$$

$$\hat{P} = \frac{19}{20} \text{ و } \hat{Q} = 1 - \hat{P} \quad (X \text{ عدد مطالعات سالم در بین ۱۰ تا ۱۰۰})$$

$$n = 950 \text{ و } X = 19$$

$$\hat{P} = \frac{19}{20} = \frac{19}{20} \text{ و } \hat{Q} = 1 - \frac{19}{20} = \frac{1}{20}$$

$$1 - \alpha = 0.95 \rightarrow \alpha = 0.05 \rightarrow \alpha/2 = 0.025$$

$$Z_{\alpha/2} = Z_{0.025} = 1.96$$

$$\frac{19}{20} - 1.96 \sqrt{\frac{\frac{19}{20} \times \frac{1}{20}}{950}} < P < \frac{19}{20} + 1.96 \sqrt{\frac{\frac{19}{20} \times \frac{1}{20}}{950}}$$

$$P(1 - Z_{1-\alpha/2} < Z < Z_{1-\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

$$P(-Z_{1-\alpha/2} < \frac{\hat{P} - P}{\sqrt{\frac{\hat{P}\hat{Q}}{n}}} < Z_{1-\alpha/2}) = 1 - \alpha$$

$$\Rightarrow P(\hat{P} - Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{P}\hat{Q}}{n}} < P < \hat{P} + Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{P}\hat{Q}}{n}})$$

در طبقه‌بندی این دسته از افراد، مقدار تخمین‌شده از این افراد به دست می‌آید.

برای P و Q ، $\hat{P}$ و $\hat{Q}$ را به دست می‌آوریم.

$$P(\hat{P} - Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{P}\hat{Q}}{n}} < P < \hat{P} + Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{P}\hat{Q}}{n}}) = 1 - \alpha$$

تخمین از این دسته از افراد (نسبت در این دسته از افراد)

$$\hat{P} - Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{P}\hat{Q}}{n}} < P < \hat{P} + Z_{1-\alpha/2} \sqrt{\frac{\hat{P}\hat{Q}}{n}}$$

$$\hat{P} = \frac{X}{n} \text{ و } \hat{Q} = 1 - \hat{P}$$

(نسبت در این دسته از افراد)

دستی یا اندکی بیش از آن وقت به قدری مشخص می شود که تمام حجم محموله را برآورد

ا) عوارضی مثل (عوارضی که در مورد راننده یا اندکی بیش از آن است) اجباراً رخ می دهد

لرزه اندکی انجام می شود

فرکانس اندکی

کمی از آن

تحقیق در مورد لرزه یا اندکی بیش از آن است که فرکانس اندکی از آن فرکانس را

بیش از آن است که در مورد

بیش از آن است که در مورد در آن است، زیرا در بیش از آن است

بیش از آن است

مثال: فرض کنید که در مورد در آن است

فرض اندکی: $P = \frac{1}{4}$ (احتمال کمین)

فرض اندکی: $P \neq \frac{1}{4}$ (احتمال کمین)

مثال: $P = \frac{1}{4}$ و $P = \frac{1}{4}$

مثال: $P = \frac{1}{4}$ و $P = \frac{1}{4}$

testng hypothesis

در این قسمت فرض اندکی و در آن فرض بر آن است که در آن فرض

به دست فرکانس مشخص می شود

تفاوت و فرض اندکی

بیش از آن است که در مورد در آن است، زیرا در بیش از آن است

بیش از آن است که در مورد

مثال: $P = \frac{1}{4}$ و $P = \frac{1}{4}$

مثال: $P = \frac{1}{4}$ و $P = \frac{1}{4}$

مثال: $P = \frac{1}{4}$ و $P = \frac{1}{4}$

مثال: $P = \frac{1}{4}$ و $P = \frac{1}{4}$

مثال: $P = \frac{1}{4}$ و $P = \frac{1}{4}$

مثال: $P = \frac{1}{4}$ و $P = \frac{1}{4}$

$$H_0: P = \frac{1}{2}$$

$$H_1: P \neq \frac{1}{2}$$

هرگز آزمون چگونگی توزیع صحیح و غلط را در حالی خطای نوع اول است.

۱- خطای نوع اول

خطای نوع اول:

در فرض H_0 با ردیم در صورتی که باید خطای نوع اول را بزرگ نپوشیم. (این خطا

یک بیش از حد است.) احتمال در سطح معنی دار این نوع خطا را سطح معنی دار یا میزان معنی دار

$$\alpha = P(H_0 \text{ ردیم} | H_0 \text{ درست است})$$

خطای نوع دوم:

در فرض H_0 با قبول کنیم در صورتی که باید خطای نوع دوم را بزرگ نپوشیم. احتمال وقوع

$$\beta = P(H_0 \text{ قبول کنیم} | H_0 \text{ ردیم})$$

$$P(X < 35) = P(Z < \frac{35 - 50}{5})$$

در جدول
فواصل

$$\mu = np = 10 \times \frac{1}{2} = 5$$

$$\sigma = \sqrt{10 \times \frac{1}{2} \times \frac{1}{2}} = 1.58$$

پس سراسیم نیست در مورد
فرض

هرگز آزمون فرض دروغ فرض را می‌توان رد نمود.

این فرض (فرض صفر)

یک فرض آزمون را در ردیم در صورتی که باید فرض صفر را بزرگ نپوشیم. (این فرض

در سطح معنی دار فرض صفر را ردیم در صورتی که باید فرض صفر را بزرگ نپوشیم.)

$$H_0: \theta = \theta_0$$

فرض صفر

هرگز فرض صفر را ردیم در صورتی که باید فرض صفر را بزرگ نپوشیم. (این فرض

$$H_1: \theta \neq \theta_0$$

۳۵

۴۹

$$\bar{x} = 10$$

نمونه برداری

$$X \leq 35$$

$$X > 44$$

نمونه قبولی

$$35 \leq X \leq 44$$

آیا μ و σ را می‌توانیم برآورد کنیم؟ اگر نه، حداقل چقدر می‌توانیم برآورد کنیم؟

مثال: فرض کنید نمونه‌ای از یک جامعه با میانگین $\mu = 10$ و انحراف معیار $\sigma = 2$ داریم. اگر می‌خواهیم احتمال آنکه $X \leq 35$ یا $X > 44$ را پیدا کنیم، باید از فرمول زیر استفاده کنیم:

فرمول ۱: $Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$

$$1) \left\{ \begin{array}{l} H_0: \mu = 10 \\ H_1: \mu \neq 10 \end{array} \right.$$

$$H_1: \mu = 10$$

فرض کنید $n = 49$ و $\alpha = 0.05$ (یعنی $\alpha/2 = 0.025$). اگر می‌خواهیم احتمال آنکه $X \leq 35$ یا $X > 44$ را پیدا کنیم، باید از فرمول زیر استفاده کنیم:

فرمول ۲: $Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}}$

$$\bar{X} = 10$$

$$\sigma^2 = \frac{1}{4} = \frac{1}{4}$$

www.me-en.com

$$H_1: \mu = 10$$

در اینجا H_1 را می‌توانیم به صورت $H_1: \mu = 10$ بنویسیم.

این فرمول را می‌توانیم به صورت $H_1: \mu = 10$ بنویسیم.

نمونه‌ای که در صورت H_0 قرار دارد، باید از فرمول $H_0: \mu = 10$ استفاده کنیم.

نمونه‌ای که در صورت H_1 قرار دارد، باید از فرمول $H_1: \mu = 10$ استفاده کنیم.

نمونه‌ای که در صورت H_0 قرار دارد، باید از فرمول $H_0: \mu = 10$ استفاده کنیم.

نمونه‌ای که در صورت H_1 قرار دارد، باید از فرمول $H_1: \mu = 10$ استفاده کنیم.

نمونه‌ای که در صورت H_0 قرار دارد، باید از فرمول $H_0: \mu = 10$ استفاده کنیم.

نمونه‌ای که در صورت H_1 قرار دارد، باید از فرمول $H_1: \mu = 10$ استفاده کنیم.

$$H_1: \mu = 10$$

$$H_1: \mu \neq 10$$

www.me-en.com

$$\alpha = P(\bar{X} < 147.5) + P(\bar{X} > 172.5) = 2P\left(Z < \frac{147.5 - 170}{11.25}\right) = 2P(Z < -2) = 2(0.054) = 0.108$$

$$\beta = P(147.5 < \bar{X} < 172.5) = P\left(\frac{147.5 - 170}{11.25} < Z < \frac{172.5 - 170}{11.25}\right) = P(-2 < Z < 2) = 2(0.977) - 2(0.054) = 1.85$$

$$n = 34 : \begin{cases} \alpha = 0.108 \\ \beta = 0.108 \end{cases}$$

در کلاس درس، به صورت تصادفی از میان دانش آموزان، ۳۴ نفر را برای بررسی میزان نمرات در امتحان ریاضی انتخاب می‌کنیم. اگر میانگین نمرات این دانش آموزان کمتر از ۱۴۷٫۵ یا بیشتر از ۱۷۲٫۵ باشد، فرض می‌کنیم که میانگین نمرات در امتحان ریاضی در این کلاس کمتر از ۱۷۰ یا بیشتر از ۱۷۰ است. اگر نه، فرض می‌کنیم که میانگین نمرات در امتحان ریاضی در این کلاس بین ۱۷۰ و ۱۷۰ است.

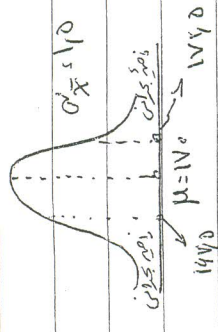
اگر فرض کنیم که میانگین نمرات در امتحان ریاضی در این کلاس بین ۱۷۰ و ۱۷۰ است، احتمال اینکه در این کلاس نمرات در امتحان ریاضی کمتر از ۱۴۷٫۵ یا بیشتر از ۱۷۲٫۵ باشد، چقدر است؟

پاسخ: اگر فرض کنیم که میانگین نمرات در امتحان ریاضی در این کلاس بین ۱۷۰ و ۱۷۰ است، احتمال اینکه در این کلاس نمرات در امتحان ریاضی کمتر از ۱۴۷٫۵ یا بیشتر از ۱۷۲٫۵ باشد، چقدر است؟

پاسخ: ۰٫۱۰۸

* اگر فرض کنیم که میانگین نمرات در امتحان ریاضی در این کلاس بین ۱۷۰ و ۱۷۰ است، احتمال اینکه در این کلاس نمرات در امتحان ریاضی کمتر از ۱۴۷٫۵ یا بیشتر از ۱۷۲٫۵ باشد، چقدر است؟

پاسخ: اگر فرض کنیم که میانگین نمرات در امتحان ریاضی در این کلاس بین ۱۷۰ و ۱۷۰ است، احتمال اینکه در این کلاس نمرات در امتحان ریاضی کمتر از ۱۴۷٫۵ یا بیشتر از ۱۷۲٫۵ باشد، چقدر است؟



$$147.5 < \bar{X} < 172.5$$

$$\alpha = P(\bar{X} < 147.5 | \mu = 170) + P(\bar{X} > 172.5 | \mu = 170) =$$

$$= 2P\left(\bar{X} < 147.5 | \mu = 170\right) = 2P\left(Z < \frac{147.5 - 170}{11.25}\right) = 2P(Z < -2) = 2(0.054) = 0.108$$

$$\beta = P(147.5 < \bar{X} < 172.5 | \mu \neq 170) =$$

پاسخ: ۰٫۱۰۸

$$\alpha = 0.054$$

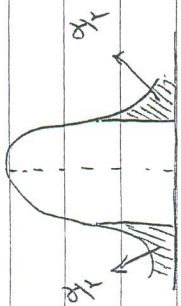
$$\beta = P(147.5 < \bar{X} < 172.5 | \mu = 170) = P\left(\frac{147.5 - 170}{11.25} < Z < \frac{172.5 - 170}{11.25}\right) = P(-2 < Z < 2) = 2(0.977) - 2(0.054) = 1.85$$

$$= 0.108$$

$$\alpha = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}} = 0.242$$

پاسخ: ۰٫۱۰۸

از ویژگی آزمون در دو طرفه آن است که ناحیه بحرانی دو سمت توزیع قرار می گیرد



$$H_0: \mu_0$$

$$H_1: \mu \neq \mu_0$$

بطور کلی این آزمون از آن جهت که توزیع بی نهایت استوار می شود (از نظر محاسباتی از توزیع نرمال پیروی می کند).

توزیع بی نهایت استوار باشد، در اصل زیر اجرا می شود.

$$H_0: \theta = \theta_0 \quad H_1: \theta \neq \theta_0$$

$$H_1: \theta < \theta_0 \quad \text{یا} \quad \theta > \theta_0$$

$$H_1: \theta < \theta_0 \quad \text{یا} \quad \theta > \theta_0$$

$$H_1: \theta < \theta_0 \quad \text{یا} \quad \theta > \theta_0$$

$$H_1: \theta < \theta_0 \quad \text{یا} \quad \theta > \theta_0$$

$$H_1: \theta < \theta_0 \quad \text{یا} \quad \theta > \theta_0$$

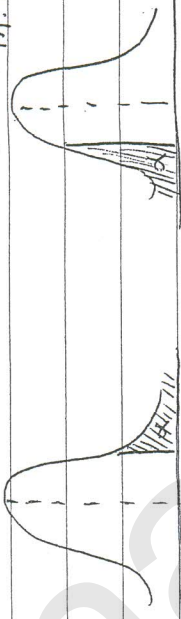
از ویژگی آزمون در دو طرفه آن است که ناحیه بحرانی دو سمت توزیع قرار می گیرد

$$H_0: \mu = 170 \quad H_1: \mu < 170 \quad \text{یا} \quad H_0: \mu = 170 \quad H_1: \mu > 170$$

از ویژگی آزمون در دو طرفه آن است که ناحیه بحرانی دو سمت توزیع قرار می گیرد

$$H_0: \theta = \theta_0 \quad H_1: \theta < \theta_0 \quad \text{یا} \quad H_0: \theta = \theta_0 \quad H_1: \theta > \theta_0$$

$$H_0: \theta = \theta_0 \quad H_1: \theta < \theta_0 \quad \text{یا} \quad H_0: \theta = \theta_0 \quad H_1: \theta > \theta_0$$



$$H_0: \mu_0$$

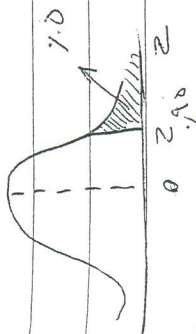
$$H_1: \mu < \mu_0 \quad \text{یا} \quad H_1: \mu > \mu_0$$

از ویژگی آزمون در دو طرفه آن است که ناحیه بحرانی دو سمت توزیع قرار می گیرد

$$H_0: \theta = \theta_0 \quad H_1: \theta < \theta_0 \quad \text{یا} \quad H_0: \theta = \theta_0 \quad H_1: \theta > \theta_0$$

$$Z_1 = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

$$Z_1 = 1.445$$



$$Z_1 = 1.445$$

$$Z_1 = 1.445, \sigma = 3$$

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}} = \frac{1245 - 1200}{\frac{30}{\sqrt{10}}} = 1.14$$

۷) استخراجی: فرض H_0 در صورت H_1 در برابر H_0 ادعای این آزمون فرضیه درست است

مثال: ضایع می‌فکرند H_0 یکی از نوعی آسیب طالع عمر $\bar{X}_1 = 1570$ و انحراف معیار

۱۲۰ است. ضایع است H_1 اگر نوعی آسیب زیر و در سطح تشخیص ۵ درصد $\alpha = 0.05$

$$H_0: \mu = 1200 \rightarrow \text{آزمون یک طرفه}$$

$$H_1: \mu \neq 1200$$

$$\alpha = 0.05 \rightarrow \gamma_{0.025} = 1.96$$

۷) استخراجی: اگر مقدار آماره در ضایع کردن قرار گیرد، فرض H_0 رد شود. در غیر این صورت

نمی‌توانیم ادعای H_0 را رد کرد.

مثال: در آزمون فرضیه H_0 در برابر H_1 در سطح $\alpha = 0.05$

ضایع است. در آزمون فرضیه H_0 در برابر H_1 در سطح $\alpha = 0.05$

بسیار از $\alpha = 0.05$ است. لای H_0 این آزمون فرضیه H_0 در برابر H_1 در سطح $\alpha = 0.05$

لازم و جدید است. در ضایع می‌فکرند H_0 یکی از نوعی آسیب طالع عمر $\bar{X}_1 = 1245$

است. در صورت این ادعا H_0 در برابر H_1 در برابر H_0 ادعای این آزمون فرضیه درست است

۷) استخراجی: فرض H_0 در برابر H_1 در برابر H_0 ادعای این آزمون فرضیه درست است

$$H_0: \mu = 1200$$

$$H_1: \mu \neq 1200$$

$$H_0: \mu = 1200 \rightarrow \text{آزمون یک طرفه}$$

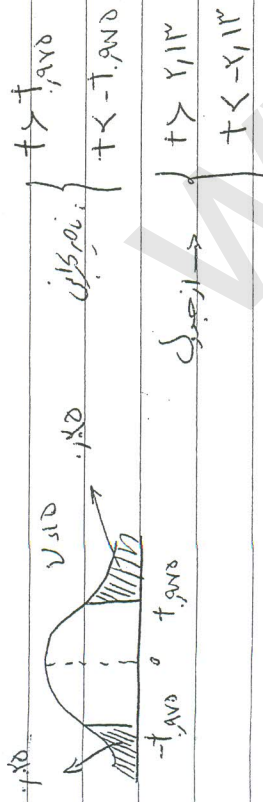
$$H_1: \mu \neq 1200$$

$$H_0: \mu = 1200 \rightarrow \text{آزمون یک طرفه}$$

$$H_1: \mu \neq 1200$$

$$H_0: \mu = 1200 \rightarrow \text{آزمون یک طرفه}$$

$$H_1: \mu \neq 1200$$



توضیح: n_{14} , $\bar{x}_{14}$, s_{14}

$$T = \frac{20 - 3^{\circ}}{3 \frac{1}{2}} = 4 \frac{1}{2}$$

تحریر: م. رفیق الرحمن

مثال: از صفحه ششگونی یک مثلث را جدا کن. انتخاب از یک راس و دو لبه است. $(n=1)$

11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24, 25, 26, 27, 28, 29, 30, 31, 32, 33, 34, 35, 36, 37, 38, 39, 40, 41, 42, 43, 44, 45, 46, 47, 48, 49, 50, 51, 52, 53, 54, 55, 56, 57, 58, 59, 60, 61, 62, 63, 64, 65, 66, 67, 68, 69, 70, 71, 72, 73, 74, 75, 76, 77, 78, 79, 80, 81, 82, 83, 84, 85, 86, 87, 88, 89, 90, 91, 92, 93, 94, 95, 96, 97, 98, 99, 100, 101, 102, 103, 104, 105, 106, 107, 108, 109, 110, 111, 112, 113, 114, 115, 116, 117, 118, 119, 120, 121, 122, 123, 124, 125, 126, 127, 128, 129, 130, 131, 132, 133, 134, 135, 136, 137, 138, 139, 140, 141, 142, 143, 144, 145, 146, 147, 148, 149, 150, 151, 152, 153, 154, 155, 156, 157, 158, 159, 160, 161, 162, 163, 164, 165, 166, 167, 168, 169, 170, 171, 172, 173, 174, 175, 176, 177, 178, 179, 180, 181, 182, 183, 184, 185, 186, 187, 188, 189, 190, 191, 192, 193, 194, 195, 196, 197, 198, 199, 200, 201, 202, 203, 204, 205, 206, 207, 208, 209, 210, 211, 212, 213, 214, 215, 216, 217, 218, 219, 220, 221, 222, 223, 224, 225, 226, 227, 228, 229, 230, 231, 232, 233, 234, 235, 236, 237, 238, 239, 240, 241, 242, 243, 244, 245, 246, 247, 248, 249, 250, 251, 252, 253, 254, 255, 256, 257, 258, 259, 260, 261, 262, 263, 264, 265, 266, 267, 268, 269, 270, 271, 272, 273, 274, 275, 276, 277, 278, 279, 280, 281, 282, 283, 284, 285, 286, 287, 288, 289, 290, 291, 292, 293, 294, 295, 296, 297, 298, 299, 300, 301, 302, 303, 304, 305, 306, 307, 308, 309, 310, 311, 312, 313, 314, 315, 316, 317, 318, 319, 320, 321, 322, 323, 324, 325, 326, 327, 328, 329, 330, 331, 332, 333, 334, 335, 336, 337, 338, 339, 340, 341, 342, 343, 344, 345, 346, 347, 348, 349, 350, 351, 352, 353, 354, 355, 356, 357, 358, 359, 360, 361, 362, 363, 364, 365, 366, 367, 368, 369, 370, 371, 372, 373, 374, 375, 376, 377, 378, 379, 380, 381, 382, 383, 384, 385, 386, 387, 388, 389, 390, 391, 392, 393, 394, 395, 396, 397, 398, 399, 400, 401, 402, 403, 404, 405, 406, 407, 408, 409, 410, 411, 412, 413, 414, 415, 416, 417, 418, 419, 420, 421, 422, 423, 424, 425, 426, 427, 428, 429, 430, 431, 432, 433, 434, 435, 436, 437, 438, 439, 440, 441, 442, 443, 444, 445, 446, 447, 448, 449, 450, 451, 452, 453, 454, 455, 456, 457, 458, 459, 460, 461, 462, 463, 464, 465, 466, 467, 468, 469, 470, 471, 472, 473, 474, 475, 476, 477, 478, 479, 480, 481, 482, 483, 484, 485, 486, 487, 488, 489, 490, 491, 492, 493, 494, 495, 496, 497, 498, 499, 500, 501, 502, 503, 504, 505, 506, 507, 508, 509, 510, 511, 512, 513, 514, 515, 516, 517, 518, 519, 520, 521, 522, 523, 524, 525, 526, 527, 528, 529, 530, 531, 532, 533, 534, 535, 536, 537, 538, 539, 540, 541, 542, 543, 544, 545, 546, 547, 548, 549, 550, 551, 552, 553, 554, 555, 556, 557, 558, 559, 560, 561, 562, 563, 564, 565, 566, 567, 568, 569, 570, 571, 572, 573, 574, 575, 576, 577, 578, 579, 580, 581, 582, 583, 584, 585, 586, 587, 588, 589, 590, 591, 592, 593, 594, 595, 596, 597, 598, 599, 600, 601, 602, 603, 604, 605, 606, 607, 608, 609, 610, 611, 612, 613, 614, 615, 616, 617, 618, 619, 620, 621, 622, 623, 624, 625, 626, 627, 628, 629, 630, 631, 632, 633, 634, 635, 636, 637, 638, 639, 640, 641, 642, 643, 644, 645, 646, 647, 648, 649, 650, 651, 652, 653, 654, 655, 656, 657, 658, 659, 660, 661, 662, 663, 664, 665, 666, 667, 668, 669, 670, 671, 672, 673, 674, 675, 676, 677, 678, 679, 680, 681, 682, 683, 684, 685, 686, 687, 688, 689, 690, 691, 692, 693, 694, 695, 696, 697, 698, 699, 700, 701, 702, 703, 704, 705, 706, 707, 708, 709, 710, 711, 712, 713, 714, 715, 716, 717, 718, 719, 720, 721, 722, 723, 724, 725, 726, 727, 728, 729, 730, 731, 732, 733, 734, 735, 736, 737, 738, 739, 740, 741, 742, 743, 744, 745, 746, 747, 748, 749, 750, 751, 752, 753, 754, 755, 756, 757, 758, 759, 760, 761, 762, 763, 764, 765, 766, 767, 768, 769, 770, 771, 772, 773, 774, 775, 776, 777, 778, 779, 780, 781, 782, 783, 784, 785, 786, 787, 788, 789, 790, 791, 792, 793, 794, 795, 796, 797, 798, 799, 800, 801, 802, 803, 804, 805, 806, 807, 808, 809, 810, 811, 812, 813, 814, 815, 816, 817, 818, 819, 820, 821, 822, 823, 824, 825, 826, 827, 828, 829, 830, 831, 832, 833, 834, 835, 836, 837, 838, 839, 840, 841, 842, 843, 844, 845, 846, 847

در سطح مشخص: $\alpha = 0.05$ از روش جدول

$$H_1: \mu > 1$$

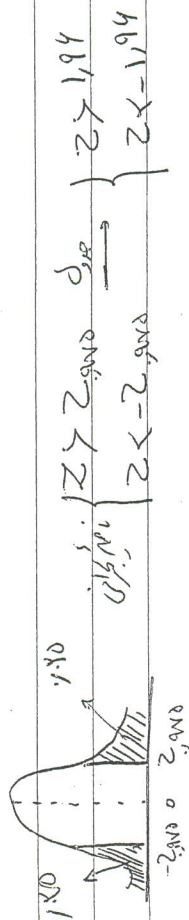
14.05.2023

$$[H_1 : \mathcal{O}_F^*] = 2^v$$

Vol 118
X's in the Field

5/20/23

$\bar{x} - \mu$ → $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$


$$S_{\text{eff}} = N \ln \int d\psi d\bar{\psi} e^{-\int d^4x \bar{\psi} (i \not{\partial} - m) \psi}$$

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma / \sqrt{n}} = \frac{1050 - 1400}{120 / \sqrt{100}} = -4$$

[illegible]

محلہ مہینہ نومبر ۱۹۸۰ء اور الفراف

$H_2 = H_1$ $H_1 \neq H_2$
 به کمک این روش، روشی را می‌توانیم برای اثبات $H_2 = H_1$

تاریخ: ۱۳/۱۰/۸۵

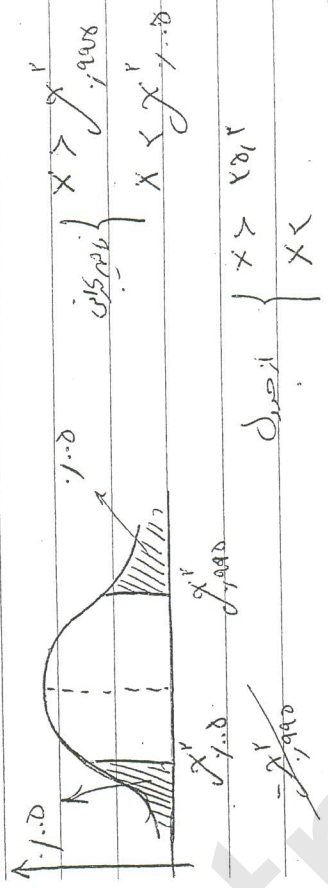
$\bar{x}$ — میانگین، σ — انحراف معیار: $T = \frac{\bar{x} - \mu}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$ (توزیع استاندارد)

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$$

$$H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

$$\alpha = 0.05 \rightarrow \alpha/2 = 0.025$$

این دو ضابطه S^2 ، توزیع افکار $X = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2}$ دارند. X توان در یک طرفه است.



$$S_{\text{بزرگ}}: n=1, \bar{x}=1.05, s^2=1.05$$

$$X = \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} = \frac{1 \times 1.05}{1.05} = 1$$

تجزیه و تحلیل: H_0 را نپذیریم.

مثال: دو نمونه تصادفی با اندازه $n_1=17$ و $n_2=13$ از دو جامعه نرمال مستقل و متغیر

$$\bar{x}_1 = 7.8, s_1^2 = 4.0, \bar{x}_2 = 7.0, s_2^2 = 5.0$$

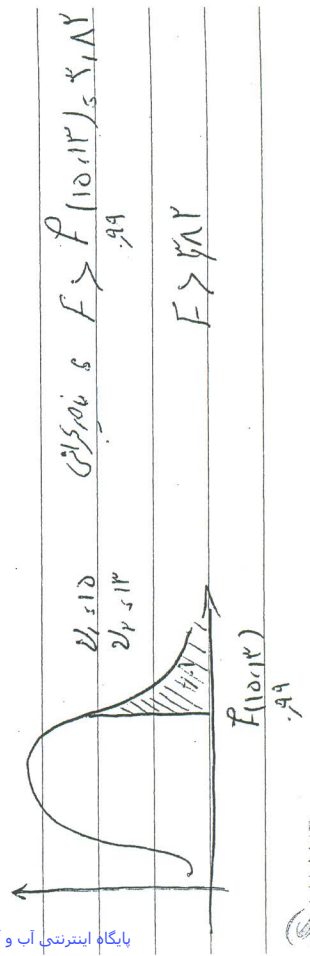
$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2, H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

این دو جامعه نرمال مستقل و متغیر. $\alpha = 0.05$ ، $n_1=17$ ، $n_2=13$ ، $\bar{x}_1=7.8$ ، $s_1^2=4.0$ ، $\bar{x}_2=7.0$ ، $s_2^2=5.0$

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 \Leftrightarrow H_1: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$$

$$H_0: \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} = 1 \rightarrow \alpha = 0.05$$

$$F(\nu_1, \nu_2) = \frac{S_1^2}{S_2^2} \times \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} \rightarrow \frac{S_1^2}{S_2^2}$$

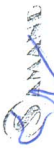


Subject:

Year: Month: Day:

$$f_s \frac{(41)^2}{(51)^2} \times 1 = 415$$

تجربہ: فرض: H_0 روئی کو، یعنی داریس، الخوف بعد، این دو صدمہ کی حالت



Subject:

Year: Month: Day: