

به نام خدا

تَرَاعِي اَنْبِ مَعْرِضَاتِنِ

۱- راه حل طی

$$Y = g(X) \quad , \quad F_Y(y) = P_r \{ \overset{g(x)}{Y} \leq y \} = P_r \{ X \in A_y \} = \int_{A_y} f_X(x) dx$$

$$, \quad f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_Y(y)$$

اگر شرایط خاصی برقرار باشد، می توان یک راه حل - منحصربه - فرد برای - دست آوردن $f_y(y)$ معرفی کرد.

۲- راه حل ساده از منحصربه - فردی برای $f_y(y)$

در این رابطه $y = g(x)$ را می بینیم

$$y = g(x)$$

x_1, x_2, \dots, x_n

اگر معادله $y = g(x)$ دارای تعداد مشخص پذیر جواب در صورت $y = g(x)$ باشد (یعنی $y_1 = g(x_1), y_2 = g(x_2), \dots, y_n = g(x_n)$) در تابع $g(x)$ در نقاط x_1, x_2, \dots, x_n پذیر باشد، آنگاه $f_y(y)$ به فرم بسته زیر قابل بیان است.

$$f_y(y) = \sum_{i=1}^k \frac{f_x(x_i)}{|g'(x_i)|}$$

سخت است این عبارت آسان است
اما y در x حاضر است زیرا x_i ها

جواب های معادله $y = g(x)$ هستند و در نتیجه تابعیت از y دارند.

مثال: فرض کنیم سفرهای این معادله به صورت زیر آردی معبره ای x سافه شده است

$$y = ax + b = g(x)$$

$$y = ax + b$$

$$y = ax + b$$

$$\xrightarrow{a \neq 0}$$

$$x_1 = \frac{y - b}{a}$$

تابع $f_y(y)$ را رسم می‌کنیم - است یارید

معادله به جواب دارد

$g(x)$ یک رابطه خطی است در تمام نقاط مشتق پذیر است. شرایط استفاده از رابطه ساده - مرم

ساده برقرار است.

$$f_y(y) = \sum_{i=1}^k \frac{f_x(x_i)}{|g'(x_i)|} = \frac{f_x\left(\frac{y-b}{a}\right)}{|a|} = \frac{1}{|a|} f_x\left(\frac{y-b}{a}\right)$$

مشتق

$$x_i = \frac{y-b}{a}$$

$$g(x) = ax + b \rightarrow g'(x) = a$$

تکون: اگر داشته باشیم

اگر شرط برقرار است،

$Y = |X|$ ، آیا شرط استفاذه از اصل ساده برقرار است؟

اما $f_Y(y)$ را باید حرم سه این راه حل ساده به دست بیاید

Expectation

مفهوم امید ریاضی

امید ریاضی تابعی از یک متغیر تصادفی - صورت $g(x)$ - شکل زیر تعریف می شود

$$E\{g(x)\} = E g(x) \equiv \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_x(x) dx \equiv$$

$E\{g(x)\}$ متغیر تصادفی
 $E g(x)$ متغیر تصادفی تابع $g(x)$ امید ریاضی کند
 $g(x)$ متغیری که x امید ریاضی کند
 $f_x(x)$ نشان دهنده می فرارانی
 تابعیت از x ندارد در اینجا
 میانگین برای روی تمام
 متغیر x انجام شده است

تا براس می ترانکت که $Eg(x)$ نشان دهنده‌ی جویاری از میانگین متناهی است که $g(x)$ اصتاریس کند.

* اگر به $g(x)$ شکل بد مفترقا دنی نگاه کنیم معنی $y = g(x)$ نگاه می تران *مفترقا دنی* صورت

$$Eg(x) = Ey = \int_{-\infty}^{\infty} y f_y(y) dy$$

معنی $f_y(y)$ دست بیاریم، انتگرال بالا را برای محاسبه $Eg(x)$ محاسبه کنیم.

برای سبب مقصود که - آن مقصد اساسی امید، یا همی گفته می شود، داریم

$$\int_{-\infty}^{\infty} y f_y(y) dy = \int_{-\infty}^{\infty} g(x) f_x(x) dx = E g(x)$$

(اثبات با نرم - مطالب گفته شده ساده است : برای مطالعه)

نکته دیگری در مورد امید ریاضی قابل توجه است، این است که امید ریاضی یک عملگر خطی است.
یعنی داریم

$$E \sum_{i=1}^n a_i g_i(x) = \sum_{i=1}^n a_i E g_i(x)$$

که هر این استمار

اثبات:

$$E \sum_{i=1}^n a_i g_i(x) = \int_{-\infty}^{\infty} \left(\sum_{i=1}^n a_i g_i(x) \right) f_x(x) dx =$$

قضیه اساسی امید ریاضی

$$\Rightarrow E \sum_{i=1}^n a_i g_i(x) = \sum_{i=1}^n \int_{-\infty}^{\infty} a_i g_i(x) f_x(x) dx$$

ضرایب اعداد

$$= \sum_{i=1}^n a_i \underbrace{\int_{-\infty}^{\infty} g_i(x) f_x(x) dx}_{E g_i(x)}$$

$$\Rightarrow E \sum_{i=1}^n a_i g_i(x) = \sum_{i=1}^n a_i E g_i(x)$$

مثال: برای متغیر تصادفی x ، $f_x(x)$ را در اختیار داریم. متغیر تصادفی y را به صورت زیر تعریف می‌کنیم:

$$y = ax + b = g(x)$$

که در آن a, b ضرایب اسکالر هستند.

اسیدریایی y را به دست بیاریم.

$$E y = E g(x) = E (ax + b) = E ax + E b = a E x + b$$

$\int_{-\infty}^{\infty} (ax + b) f_x(x) dx$

 $\int_{-\infty}^{\infty} x f_x(x) dx$

$E b = \int_{-\infty}^{\infty} b f_x(x) dx = b \int_{-\infty}^{\infty} f_x(x) dx = b$

نکته: جای دو عملگر یعنی اسی بر آن با هم عوض کردن به عنوان مثال

$$\in \frac{d}{dx} g(x) \quad \uparrow \quad = \quad \frac{d}{dx} \in g(x)$$

جای دو عملگر یعنی را عوض می کنیم

باید عملگر امید را بهی کی بر آن همان جای یک متغیر تصادفی را تغییر ندهد همان جای یک متغیر تصادفی اصله عانی را در مورد خصوصیات آماری آن متغیر به دست می آید

Moment

- همان‌جای یک متغیر تصادفی

برای یک متغیر تصادفی X ، همان مرتبه n ام به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\text{مغیر تصادفی } X \text{ همان مرتبه } n \text{ام} \triangleq E X^n = \int_{-\infty}^{\infty} x^n f_x(x) dx$$

همان‌جای یک متغیر تصادفی می‌توانند صفحه‌هایی (یا خصوصیات) از متغیر تصادفی را برای دست‌یابی به دست‌یابی

از بین میان‌های یک متغیر تصادفی، همان‌های اول ردم شیرین‌ها بردارند که در ادامه به بررسی آنها می‌پردازیم

الف) میان‌های اول متغیر تصادفی *

میان‌های اول $\rightarrow n = 1$

$$EX^1 = EX = \int_{-\infty}^{\infty} x f_x(x) dx = m_x \equiv \eta_x \equiv \mu_x$$

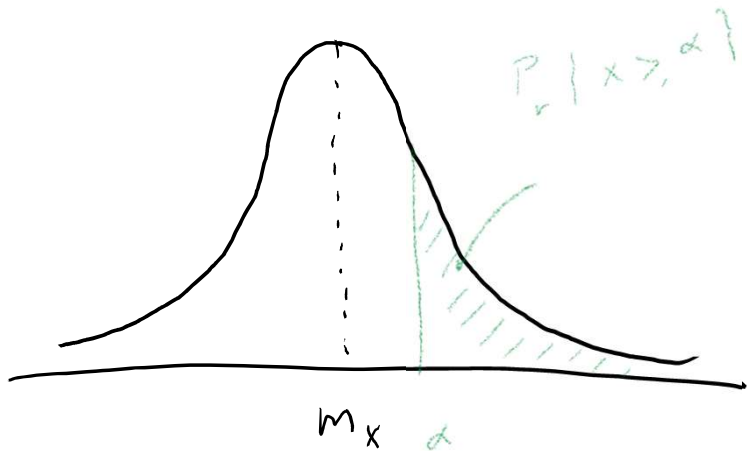
میان‌های اول متغیر تصادفی *
 میان‌های اول
 میان‌های اول متغیر تصادفی *
 میان‌های اول

Mean

EX نشان دهنده‌ی میان‌های اول متغیر تصادفی است که *
 میان‌های اول متغیر تصادفی *
 میان‌های اول متغیر تصادفی *

$$\checkmark \text{ میانگین} \equiv \text{Mean} = E X = \int_{-\infty}^{\infty} x f_x(x) dx = \eta_x \equiv \mu_x \equiv m_x$$

اگر $f_x(x)$ متناهی و تابع چگالی جری \checkmark باشد \checkmark کنیم .
 m_x محال مرکز ثقل متغیر تصادفی x است که تحت تعادل آن نیز کسری شود



\Leftarrow اگر $f_x(x)$ حل تعادلی مانند $x=a$

دارای تعادل باشد، بدون میانه $E X$ می توان

نتیجه گیری کرد که

$$m_x = \mu_x \equiv \eta_x \equiv E X = a$$

یک نامگذاری مهم که در مورد همان ادل مستقیم‌ها دنی \times برقرار است، نامگذاری مارکوف

Markov inequality

نام دارد که به صورت زیر بیان می‌شود.

$$P_r \{ X \geq \alpha \} \leq \frac{EX}{\alpha}$$

با همان برآوردی درم یک متغیر تصادفی

$$\text{همان برآوردی درم} \rightarrow n=2 \rightarrow E X^2$$

$$\text{همان برآوردی درم متغیر تصادفی } X = E X^2 = \int_{-\infty}^{\infty} \underbrace{x^2}_{\text{مقادیری که}} \underbrace{f_x(x) dx}_{\text{فرادانی}} = P_x \equiv \text{Power of } x$$

x^2 اضرای که /
مقادیری که /
فرادانی

$E X^2$ نشان دهنده ی میانگین بزرگی مقادیری است که متغیر تصادفی x اختیار می کند - همین صفت بر آن قدرت متغیر تصادفی x گفته می شود. با P_x نمایش داده می شود.

قدرت یک منبع صدایی را Mean Square آن منبع صدایی نیز می گویند.

$$E X^2 \equiv \text{Mean Square}$$

بنابر $E X^2 = P_x$ ، معادل rms منبع صدایی نیز گفته می شود.

$$rms = \sqrt{E X^2} \equiv \sqrt{P_x} \quad \therefore \text{root mean square}$$

* برای یک منبع صدایی x ، همان های درونی نیز تعریف می شوند. همان های درونی یک منبع صدایی x ، در ارتباط با منبع صدایی درونی مشابه با x ، تعریف می شود.

* همان‌های مرکزی معیاری X

همان مرکزی مرتبه n ام معیاری X - صورت زیر تعریف می‌شود:

$$* \text{ همان مرکزی مرتبه } n \text{ام} \triangleq E(\underbrace{X - \eta_x}_x)^n = E(X - m_x)^n = E(X - \mu_x)^n \\ = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \eta_x)^n f_x(x) dx$$

* در واقع مقدار میانگین معیاری را از آن کم کرده ایم. به معنی معیاری که با این طریقه است می‌آید. معیاری مرکزی مستقیماً X بر کفه می‌شود

(مثل این است که صدمه‌ها را به مرکز نقل مستقل کرده باشیم)

معنی معیاری

$$\tilde{X} = X - \eta_x \uparrow \text{ مرکزی}$$

* همان مرکزی مرتبه اول هر متغیر تصادفی X برابر صفر است. $E\bar{X} = 0$

$$E(X - \eta_x)^2 = E(X - \eta_x) = EX - E\eta_x = EX - \eta_x = 0$$

\uparrow صفر بران (۱.۰)
 بردار صفر

* مگر از زیر علامت برادرین همان های مرکزی متغیر تصادفی X ، همان مرکزی مرتبه دوم آن است

$$E(X - \eta_x)^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \eta_x)^2 f_x(x) dx$$

فرادانی
 بزرگی احران x از مقدار میانگین خودش است.

$n=2$

حجم مرکزی در تبارم معریفه‌اند X نشان دهنده میانگین برداری اکران X از مقدار میانگین
 خودش است و از این جهت به آن واریانس معریفه‌اند X نیز گفته می‌شود

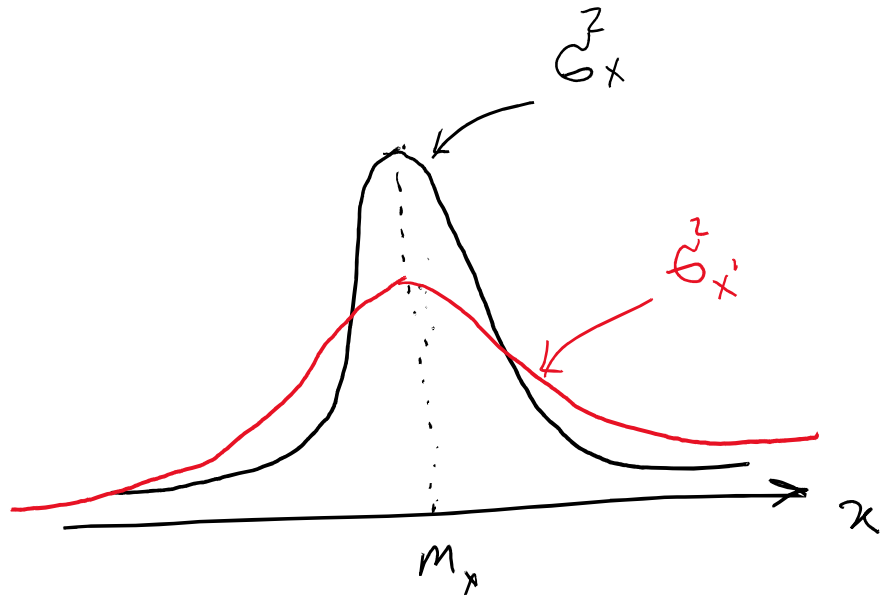
$$E(X - \mu_x)^2 = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_x)^2 f_x(x) dx \equiv \text{Var}(X) \equiv \sigma_x^2$$

همچنین واریانس اکران از معیار (Standard Deviation) می‌گویند زیرا نشان دهنده میزان
 اکران معریفه‌اند X از مقدار میانگین خودش است

اکران از معیار: σ_x

واریانس: σ_x^2

$$\sigma_{x'}^2 > \sigma_x^2$$



افزایش x' از مقدار میانگین بیشتر از افزایش x از مقدار میانگین است.

هر چه σ_x^2 کمتر باشد، توزیع x حول میانگین بیشتر است و در نتیجه نمودار $f_x(x)$ حول m_x پهن‌تر و بلندتر خواهد بود.

* ما بخواهیم خاصیت صفا بودن امید ریاضی و تعریف میان‌های مرکزی، همکاره‌های توان ریاضی بین میان‌های مرکزی مرتبه n ام و میان‌های مرتبه n ام را با این ترتیب معرفی می‌کنیم

کرد

$$\text{میان مرکزی مرتبه } n \text{ام} = E(X - \mu_x)^n = E\left(\sum_{i=0}^n (-1)^i \binom{n}{i} x^i \mu_x^{n-i}\right)$$

$$= \sum_{i=0}^n (-1)^i \binom{n}{i} \mu_x^{n-i} E x^i$$

صفا بودن $E(1) = 1$

میان مرکزی n ام معیار صدایی *
 $i \in \{0, 1, \dots, n\}$

مثال: برای متغیر تصادفی X ، امید μ_x و انحراف حادی اول در درج متغیر تصادفی X به ترتیب

$$\sigma_x^2 = E |X - \mu_x|^2 = E (X^2 - 2\mu_x X + \mu_x^2)$$

همان مرکزی
مربوطه

$$= E X^2 - 2\mu_x \underbrace{E X}_{\mu_x} + \mu_x^2 = E X^2 - \mu_x^2 = E X^2 - E^2 X$$

خطی بودن $E(\cdot)$

$$= E X^2 - (E X)^2 \equiv \underbrace{E X^2}_{\text{همان مرتبه اول}} - \underbrace{E^2 X}_{\text{همان مرتبه اول}} \gg 0$$

$$\sigma_x^2 = E \underbrace{(X - \mu_x)^2}_{\text{میانگین مسافت درختی}} = \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu_x)^2 f_x(x) dx \geq 0$$

$$\Rightarrow \sigma_x^2 = EX^2 - E^2 X \geq 0$$

$$\Rightarrow EX^2 \geq \underbrace{E^2 X}_{(EX)^2}$$

(نرم فاصله از ناصبی سوارتر)