

آمار و احتمال مهندسی اساتید: دکتر توسلی پور، دکتر وهابی دانشکده مهندسی برق و کامپیوتر، دانشکدگان فنی، دانشگاه تهران

پاسخ تمرین سوم _ توزیعهای توام، استقلال طراح: علی حمزه پور سوپروایزر: الهه خداوردی تاریخ تحویل: ۶ آذر ۱۴۰۳

بیشتر بدانیم: کانولوشن

فرض کنید دو مجموعه از اعداد یا توابع دارید که میخواهید با استفاده از عملیاتی روی آنها به مجموعهی جدیدی از اعداد برسید. سادهترین عملیاتها، جمع و ضرب این دو مجموعه هستند. اما راه دیگری نیز وجود دارد که کانولوشن این دو مجموعه است. کانولوشن، برخلاف ضرب و جمع، به راحتی به صورت مستقیم قابل محاسبه نیست. همانطور که در درس دیدیم تعریف کانولوشن به صورت زیر است:

$$(f * g)(t) = \int_{-\infty}^{\infty} f(\tau) \cdot g(t - \tau) d\tau$$

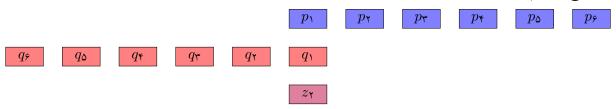
از کانولوشن در حوزههای مختلفی از جمله پردازش تصویر، احتمالات و ضرب چندجملهایها استفاده میشود.

ما با کاربرد آن در احتمالات شروع میکنیم. فرض کنید دو تاس ناهمسان داریم. تابع احتمال تاس اول را P(x) و تابع احتمال تاس دوم را P(y) در نظر میگیریم. اگر متغیر تصادفی Z نمایانگر جمع دو تاس باشد، آنگاه تابع احتمال Z چگونه محاسبه می شود؟

اگر بخواهیم روش سادهای برای محاسبه را تصویرسازی کنیم، یک روش کشیدن یک جدول است تا حالات مختلف مسئله را بنویسیم و برای حالات خواستهشده بتوانیم احتمالات مربوطه را به دست آوریم:

$p_1 \cdot q_1$	$p_1\cdot q_7$	$p_1\cdot q_{ au}$	$p_1 \cdot q_{\mathbf{f}}$	$p_1\cdot q_{\delta}$	$p_1\cdot q_9$
$p_{ extsf{Y}} \cdot q_{ extsf{N}}$	$p_{ extsf{Y}} \cdot q_{ extsf{Y}}$	$p_{ extsf{Y}} \cdot q_{ extsf{Y}}$	$p_{ extsf{Y}} \cdot q_{ extsf{Y}}$	$p_{ extsf{Y}} \cdot q_{ extsf{O}}$	$p_{ extsf{Y}} \cdot q_{ extsf{g}}$
$p_{ t Y} \cdot q_{ t 1}$	$p_{\mathtt{Y}}\cdot q_{\mathtt{Y}}$	$p_{\mathtt{Y}}\cdot q_{\mathtt{Y}}$	$p_{\mathtt{Y}}\cdot q_{\mathtt{Y}}$	$p_{\mathtt{Y}}\cdot q_{\mathtt{D}}$	$p_{ t Y} \cdot q_{ t S}$
$p_{\mathbf{f}}\cdot q_{1}$	$p_{Y} \cdot q_{Y}$	$p_{f}\cdot q_{f}$	$p_{\mathbf{f}} \cdot q_{\mathbf{f}}$	$p_{f}\cdot q_{d}$	$p_{\mathbf{f}}\cdot q_{\mathbf{f}}$
$p_{a} \cdot q_{n}$	$p_{\mathtt{d}}\cdot q_{\mathtt{Y}}$	$p_{\mathtt{d}}\cdot q_{\mathtt{T}}$	$p_{\mathtt{d}}\cdot q_{\mathtt{f}}$	$p_{\mathtt{d}}\cdot q_{\mathtt{d}}$	$p_{\mathtt{d}}\cdot q_{\mathtt{f}}$
$p_{\mathfrak{p}}\cdot q_{\mathfrak{l}}$	$p_{\mathfrak{p}}\cdot q_{\mathtt{Y}}$	$p_{\mathfrak{p}}\cdot q_{\mathtt{T}}$	$p_{\mathfrak{p}}\cdot q_{\mathfrak{r}}$	$p_{\mathfrak{p}}\cdot q_{\mathfrak{d}}$	$p_{\mathfrak{p}}\cdot q_{\mathfrak{p}}$

حال در یک رویکرد دیگر فرض کنید که P(x) و P(y) به صورت لیستی هستند که $P_X[i] = p_i$ و $P_X[i] = q_i$ که هر دو برابر این است که هر یک از تاس ها i بیاید. اگر P(y) را برعکس کنیم میتوانیم با تصویرسازی به پاسخ برسیم. این گام را با استفاده از تصویر زیر در ادامه توضیح خواهیم داد.

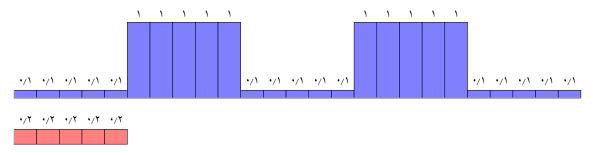


با هر بار هل دادن ردیف دوم به سمت راست، تاسهایی که جمع یکسان دارند، زیر هم قرار میگیرند. سپس کافی است جمع حاصل احتمالات هر حالت را محاسبه کنیم تا به پاسخ برسیم.

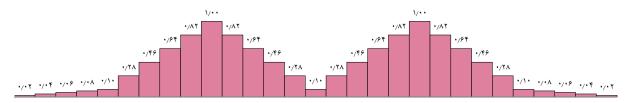
$$\begin{aligned} z_{\text{Y}} &= p_{\text{N}} \cdot q_{\text{N}} \\ z_{\text{Y}} &= p_{\text{N}} \cdot q_{\text{Y}} + p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{N}} \\ z_{\text{Y}} &= p_{\text{N}} \cdot q_{\text{Y}} + p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{Y}} + p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{N}} \\ z_{\text{A}} &= p_{\text{N}} \cdot q_{\text{Y}} + p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{Y}} + p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{Y}} + p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{N}} \\ z_{\text{A}} &= p_{\text{N}} \cdot q_{\text{A}} + p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{Y}} + p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{Y}} + p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{Y}} + p_{\text{A}} \cdot q_{\text{Y}} + p_{\text{A}} \cdot q_{\text{Y}} \\ z_{\text{N}} &= p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{F}} + p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{A}} + p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{Y}} + p_{\text{F}} \cdot q_{\text{Y}} \\ z_{\text{A}} &= p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{F}} + p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{A}} + p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{Y}} + p_{\text{F}} \cdot q_{\text{Y}} \\ z_{\text{A}} &= p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{F}} + p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{A}} + p_{\text{A}} \cdot q_{\text{Y}} + p_{\text{F}} \cdot q_{\text{Y}} \\ z_{\text{N}} &= p_{\text{Y}} \cdot q_{\text{F}} + p_{\text{A}} \cdot q_{\text{A}} + p_{\text{F}} \cdot q_{\text{Y}} \\ z_{\text{N}} &= p_{\text{A}} \cdot q_{\text{F}} + p_{\text{F}} \cdot q_{\text{A}} \\ z_{\text{N}} &= p_{\text{F}} \cdot q_{\text{F}} \end{aligned}$$

 $(z_n = (p*q)_n = \sum_{i=1}^{s} p_i \cdot q_{n-i} \quad \text{for} \quad \texttt{Y} \leq n \leq \texttt{NY})$ مقادير بالا همان كانولوشن q و q است

حال تصور کنید که یک مجموعه بزرگ از اعداد دارید و همچنین یک مجموعه کوچک از اعداد که جمع آنها برابر با یک است. به عنوان مثال، مثال زیر را در نظر بگیرید:



حال، همانند آنچه در مثال تاس انجام دادیم، با هل دادن مجموعه دوم به سمت راست و جمع کردن حاصل ضرب مقادیر مربوط به ستونهای یکسان، به مجموعه اعداد زیر میرسیم.

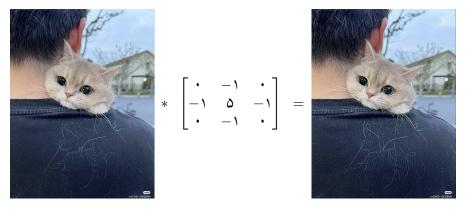


در این مثال، کاری که انجام دادیم، میانگینگیری از مجموعه اعداد اول در یک پنجره کوچک (اشتراک آن در هر مرحله با مجموعه اعداد دوم) بود.

حال اگر بخواهیم در فضای دو بعدی، پنجرهٔ مشابهی داشته باشیم، میتوانیم از آن برای اعمال الگوریتمهای مختلف روی تصاویر استفاده کنیم. در حوزه پردازش تصویر، به پنجرهٔ مربوطه اصطلاحاً kernel گفته میشود. برای مثال، kernel زیر برای شارپ کردن تصاویر به کار می رود.

Sharpening Kernel =
$$\begin{bmatrix} \cdot & -1 & \cdot \\ -1 & \delta & -1 \\ \cdot & -1 & \cdot \end{bmatrix}$$

تصاویر مجموعهای دو بعدی از پیکسل ها هستند. هر پیکسل شامل کد رنگی RGB در آن نقطه است. با حرکت دادن kernel روی تصویر و اعمال عملیات کانولوشن، تصویر جدیدی به دست می آید. در هنگام شارپ کردن تصویر، kernel باعث می شود که وزن پیکسل های مجاور نسبت به پیکسل مرکزی کاهش یابد، و به این ترتیب تصویر شارپتر میشود.



حال میتوانید حدس بزنید که kernel زیر چه کاری انجام میدهد؟

۱. رستوران موردعلاقه

رستوران موردعلاقه محمد و پارمیس سه نوع غذا به قیمتهای ۱۲، ۱۵ و ۲۰ دلار سرو میکند. متغیر تصادفی X را هزینه شام محمد و متغیر تصادفی Y را هزینه شام پارمیس در نظر بگیرید. تابع احتمال مشترک این دو متغیر به شکل زیر است:

$$\begin{array}{c|ccccc} p(x,y) & y = \text{ 17} & y = \text{ 10} & y = \text{ 7} \\ \hline x = \text{ 17} & \text{ ./.0} & \text{ ./.0} & \text{ ./.1} \\ x = \text{ 10} & \text{ ./.0} & \text{ ./.1} & \text{ ./.0} \\ x = \text{ 7} & \text{ . . ./.1} & \text{ ./.1} \end{array}$$

- الف) تابع احتمال حاشیه ای X و Y را بیابید. (Υ نمره)
- ب) احتمال اینکه ماکسیمم هزینه بین شام محمد و پارمیس ۱۵ دلار شود چقدر است؟ (۴ نمره)
 - ج) توضیح دهید آیا X و Y مستقل هستند. ($\mathbf{\hat{Y}}$ نمره)
 - د) امید ریاضی مجموع هزینه محمد و پارمیس را بدست آورید. (۴ نمره)
- ه) یک شب که محمد و پارمیس به رستوران رفته بودند، رییس رستوران به آنها گفت که به پاس قدردانی از این دو مشتری ثابت، قرار است تفاوت هزینه غذای این دو نفر را به آنها برگردانند. امید ریاضی مبلغی که رستوران به آنها برمیگرداند چقدر است؟ (۴ نمره)

پاسخ:

الف)

\boldsymbol{x}	p(x)
۱۲	٠/٢
۱۵	٠/۵
۲.	٠/٣

y	p(y)
۱۲	•/1
۱۵	٠/٣۵
۲.	•/۵۵

$$P(\text{maximum price} = \mathsf{N}\Delta) = \mathsf{N} - P(x = \mathsf{Y} \cdot or y = \mathsf{Y} \cdot) = \mathsf{N} - \mathsf{N}\Delta = \mathsf{N}\Delta$$

$$P(x=\mathbf{Y}\cdot\mid y=\mathbf{Y})=\mathbf{Y}\cdot\neq P(x=\mathbf{Y}\cdot)$$
 ج) خیر زیرا

د)

ب)

$$\mathbb{E}(X+Y) = \mathsf{YF} \times \mathsf{\cdot/\cdot} \Delta + \mathsf{TV} \times (\mathsf{\cdot/\cdot} \Delta + \mathsf{\cdot/\cdot} \Delta) + \mathsf{T^{\bullet}} \times \mathsf{\cdot/1} + \mathsf{TT} \times \mathsf{\cdot/1} + \mathsf{T\Delta} \times (\mathsf{\cdot/T\Delta} + \mathsf{\cdot/T}) + \mathsf{T^{\bullet}} \times \mathsf{\cdot/1} = \mathsf{TT/T}$$

ه)

$$\mathbb{E}(|X-Y|) = \mathsf{T} \times (\mathsf{\cdot}/\mathsf{\cdot} \Delta + \mathsf{\cdot}/\mathsf{\cdot} \Delta) + \Delta \times (\mathsf{\cdot}/\mathsf{T} + \mathsf{\cdot}/\mathsf{T} \Delta) + \Lambda \times (\mathsf{\cdot}/\mathsf{T}) = \mathsf{T}/\mathsf{L} \Delta$$

۱۴ نمره

PDF is all you need! .Y

تابع احتمال مشترک دو متغیر تصادفی X و Y به شکل زیر است:

$$f(x,y) = x + cy^{\mathsf{T}} \quad {\boldsymbol{\cdot}} \le x \le \mathsf{I}, {\boldsymbol{\cdot}} \le y \le \mathsf{I}$$

الف) مقدار c را بدست آورید. (۳ نمره)

ب) مقدار
$$(\frac{1}{\pi})$$
 ب مقدار $P(\cdot \leq X \leq \frac{1}{\pi})$ ب مقدار $Y \leq \frac{1}{\pi}$

ج) تابع چگالی احتمال حاشیهای
$$X$$
 را بدست آورید. (* نمره)

پاسخ :

الف)

$$\begin{split}
\mathbf{1} &= \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x, y) dx dy \\
&= \int_{\cdot}^{\cdot} \int_{\cdot}^{\cdot} x + cy^{\mathsf{T}} dx dy \\
&= \int_{\cdot}^{\cdot} \left[\frac{1}{\mathsf{T}} x^{\mathsf{T}} + cy^{\mathsf{T}} x \right]_{x=\cdot}^{x=\cdot} dy \\
&= \int_{\cdot}^{\cdot} \frac{1}{\mathsf{T}} + cy^{\mathsf{T}} dy \\
&= \left[\frac{1}{\mathsf{T}} y + \frac{1}{\mathsf{T}} cy^{\mathsf{T}} \right]_{y=\cdot}^{y=\cdot} \\
&= \frac{1}{\mathsf{T}} + \frac{1}{\mathsf{T}} c \\
&\Rightarrow c = \frac{\mathsf{T}}{\mathsf{T}}
\end{split}$$

(_

$$P\left(\cdot \leq X \leq \frac{1}{r}, \cdot \leq Y \leq \frac{1}{r}\right) = \int_{\cdot}^{\frac{1}{r}} \int_{\cdot}^{\frac{1}{r}} \left(x + \frac{r}{r}y^{r}\right) dx dy$$

$$= \int_{\cdot}^{\frac{1}{r}} \left[\frac{1}{r}x^{r} + \frac{r}{r}y^{r}x\right]_{\cdot}^{\frac{1}{r}} dy$$

$$= \int_{\cdot}^{\frac{1}{r}} \left(\frac{1}{1\Lambda} + \frac{1}{r}y^{r}\right) dy$$

$$= \left[\frac{1}{1\Lambda}y + \frac{1}{r}y^{r}\right]_{\cdot}^{\frac{1}{r}}$$

$$= \frac{1}{2r} + \frac{1}{1r}$$

$$= \frac{r}{\Lambda}$$

ج)

$$f_X(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_{XY}(x, y) dy$$
$$= \int_{\cdot}^{\cdot} (x + \frac{r}{r} y^{r}) dy$$
$$= \left[xy + \frac{1}{r} y^{r} \right]_{y=\cdot}^{y=\cdot}$$
$$= x + \frac{1}{r}$$

د) از آنجا که $f_{XY}(x,y)$ تنها در ۱ $x \leq x,y \leq 1$ مقادیر غیر صفر دارد، می توان نوشت:

$$F_{XY}(x,y) = \int_{-\infty}^{x} \int_{-\infty}^{y} f_{XY}(u,v) du dv$$

$$= \int_{\cdot}^{x} \int_{\cdot}^{y} f_{XY}(u,v) du dv$$

$$= \int_{\cdot}^{min(\cdot,x)} \int_{\cdot}^{min(\cdot,y)} f_{XY}(u,v) du dv$$

حال روی مقادیر x و y حالت بندی میکنیم:

 $y < \cdot$ يا $x < \cdot$

 $F_{XY}(x,y) = \cdot$

 $: \bullet \leq x, y \leq \bullet$

$$F_{XY}(x,y) = \int_{\cdot}^{y} \int_{\cdot}^{x} \left(u + \frac{\mathbf{r}}{\mathbf{r}} v^{\mathbf{r}} \right) du \, dv$$

$$= \int_{\cdot}^{y} \left[\frac{1}{\mathbf{r}} u^{\mathbf{r}} + \frac{\mathbf{r}}{\mathbf{r}} v^{\mathbf{r}} u \right]_{\cdot}^{x} dv$$

$$= \int_{\cdot}^{y} \left(\frac{1}{\mathbf{r}} x^{\mathbf{r}} + \frac{\mathbf{r}}{\mathbf{r}} x v^{\mathbf{r}} \right) dv$$

$$= \frac{1}{\mathbf{r}} x^{\mathbf{r}} y + \frac{1}{\mathbf{r}} x y^{\mathbf{r}}$$

$$\bullet \leq x \leq \mathsf{I},\; y \geq \mathsf{I}$$
 از آنجا که برای $y > \mathsf{I}$ داریم: $\bullet = f_{XY}(x,y) = \mathsf{I}$ داریم: \bullet

$$F_{XY}(x,y) = F_{XY}(x,1) = \frac{1}{7}x^7 + \frac{1}{7}x$$

$$y \leq y \leq 1, x \geq 1$$

$$F_{XY}(x,y) = F_{XY}(\mathbf{1},y) = \frac{\mathbf{1}}{\mathbf{7}}y + \frac{\mathbf{1}}{\mathbf{7}}y^{\mathbf{7}}$$

$$:x,y\geq \mathbf{1}$$

$$F_{XY}(x,y) = 1$$

۲. گنج مخفی

الف) احتمال اینکه گنج در فاصله ی $\frac{R}{\delta}$ از مرکز دایره باشد چقدر است؟ (۴ نمره)

(۴ نمره) باشند چقدر است؟ (۲ هر دو کمتر از
$$\frac{R}{\sqrt{\pi}}$$
 باشند چقدر است؟ (۲ نمره)

ج) تابع چگالی احتمال حاشیهای
$$X$$
 و Y را بدست آورید. (Υ نمره)

د) الهه با تحقیقات بیشتر مقدار متغیر X را متوجه شده است. آیا شانس او برای پیدا کردن مقدار Y بیشتر شده است (Y) نمره

پاسخ:

با توجه به توضیحات مسئله، احتمال حضور گنج در مختصات (x,y) به شکل زیر است:

$$f_{XY}(x,y) = \begin{cases} \frac{1}{\pi R^{\mathsf{Y}}} & x^{\mathsf{Y}} + y^{\mathsf{Y}} \leq R^{\mathsf{Y}}, \\ \bullet & \text{o.w.} \end{cases}$$

الف) در صورتی که A فضای یک دایره به شعاع $\frac{R}{6}$ باشد، داریم:

$$P\left[(X,Y) \in A \right] = \iint_A f(x,y) \, dx \, dy = \iint_A \frac{\mathrm{I}}{\pi R^{\mathrm{T}}} \, dx \, dy = \frac{\mathrm{I}}{\pi R^{\mathrm{T}}} \cdot \pi \left(\frac{R}{\mathrm{D}} \right)^{\mathrm{T}} = \frac{\mathrm{I}}{\mathrm{TD}} \left(\frac{R}{\mathrm{D}} \right)^{\mathrm{T}} = \frac{\mathrm{I}}{\mathrm{D}} \left(\frac{R}{\mathrm{D}} \right)^{\mathrm{D}} = \frac{\mathrm{I}}{\mathrm{D}} \left(\frac{R}{\mathrm$$

ب) مقادیر x و y میتوانند از $\frac{R}{\sqrt{r}}$ تا $\frac{R}{\sqrt{r}}$ پس در صورتی که A فضای یک مربع به فضای باشد، داریم:

$$P\left[(X,Y) \in A \right] = \iint_A f(x,y) \, dx \, dy = \iint_A \frac{\mathrm{i}}{\pi R^{\mathrm{i}}} \, dx \, dy = \frac{\mathrm{i}}{\pi R^{\mathrm{i}}} \left(\frac{\mathrm{i} R}{\sqrt{\mathrm{i}}} \right)^{\mathrm{i}} = \frac{\mathrm{i}}{\mathrm{i} \pi} \left(\frac{\mathrm{i} R}{\sqrt{\mathrm{i}}} \right)^{\mathrm{i}} = \frac{\mathrm{i} R}{\mathrm{i} R} \left(\frac{\mathrm{i} R}{\sqrt{\mathrm{i}}} \right)$$

ج) حدود x و y را بر حسب هم بدست می آوریم:

$$x^{\mathsf{Y}} + y^{\mathsf{Y}} \leq R^{\mathsf{Y}} \Rightarrow -\sqrt{R^{\mathsf{Y}} - x^{\mathsf{Y}}} \leq y \leq \sqrt{R^{\mathsf{Y}} - x^{\mathsf{Y}}}, \ \sqrt{R^{\mathsf{Y}} - y^{\mathsf{Y}}} \leq x \leq \sqrt{R^{\mathsf{Y}} - y^{\mathsf{Y}}}$$

حال می توان توابع چگالی احتمال حاشیهای دو متغیر را بدست آورد:

$$f_X(x) = \begin{cases} \int_{-\sqrt{R^{\mathsf{Y}} - x^{\mathsf{Y}}}}^{\sqrt{R^{\mathsf{Y}} - x^{\mathsf{Y}}}} \frac{1}{\pi R^{\mathsf{Y}}} \, dy = \frac{1}{\pi R^{\mathsf{Y}}} \cdot \mathsf{Y} \sqrt{R^{\mathsf{Y}} - x^{\mathsf{Y}}} & \text{for } -R \le x \le R, \\ \bullet & \text{o.w.} \end{cases}$$

$$f_Y(y) = \begin{cases} \int_{-\sqrt{R^{\mathsf{Y}} - y^{\mathsf{Y}}}}^{\sqrt{R^{\mathsf{Y}} - y^{\mathsf{Y}}}} \frac{1}{\pi R^{\mathsf{Y}}} dx = \frac{1}{\pi R^{\mathsf{Y}}} \cdot \mathsf{Y} \sqrt{R^{\mathsf{Y}} - y^{\mathsf{Y}}} & \text{for } -R \leq y \leq R, \\ \bullet & \text{o.w.} \end{cases}$$

د) در صورتی شانس پیدا کردن y تغییر نمیکرد که این دو متغیر مستقل بودند اما اینطور نیست زیرا:

$$f_{XY}(x,y) \neq f_X(x).f_Y(y)$$

از آنجا که y میشود (به جز حالتی که $\sqrt{R^{\Upsilon}-x^{\Upsilon}} \leq y \leq \sqrt{R^{\Upsilon}-x^{\Upsilon}}$ از آنجا که y میشود y میشود. شانس پیدا کردن y بیشتر میشود.

۴. تاسهای عادلانه

می خواهیم دو تاس طراحی کنیم به طوری که حاصل جمع مقادیر دو تاس یک توزیع یکنواخت از ۲ تا ۱۲ شود. به بیان دیگر در صورتی که X متغیر تصادفی برابر با مقدار تاس دوم باشد، P(X+Y=s) برای ۱۲ $S \leq Y$ یک مقدار یکسان شود. در صورتی که این کار ممکن است، تابع جرمی احتمال هر یک از تاس ها را بنویسید (مقادیر تاس بین ۱ تا ۶ است). در غیر این صورت اثبات کنید که این کار ممکن نیست.

پاسخ:

با استفاده از برهان خلف اثبات میکنیم که ممکن نیست:

فرض میکنیم که دو تاس داریم که احتمال رو شدن عُدد $(1 \leq i \leq s)$ در تاس اول p_i و در تاس دوم q_i است و از آنجا که جمع مقادیر دو تاس از ۲ تا ۱۲ میتواند باشد، داریم:

$$\forall \Upsilon \leq s \leq \Upsilon : P(X + Y = s) = \frac{\Upsilon}{\Gamma}$$

حالت s=1 را بررسی میکنیم. تنها در صورتی این حالت رخ می دهد که X=1 و X=1. پس:

$$P(X+Y=Y)=P(X=Y,Y=Y)=\frac{Y}{YY}\Rightarrow p_1q_1=\frac{Y}{YY}$$

برای حالت s=1 را هم به همین شکل میتوانیم بنویسیم:

$$P(X+Y=Y)=P(X=9,Y=9)=\frac{1}{11}\Rightarrow p_9q_9=\frac{1}{11}$$

حالت s=v در صورتی رخ می دهد که مقادیر تاس به صورت (1,8)، (1,8)، (7,8)، (8,7)، (8,7)) و یا (8,1) باشد، پس می توان نوشت:

$$P(X+Y=V) \ge P(X=V,Y=P) + P(X=P,Y=V) \Rightarrow \frac{V}{VV} \ge p_P q_V + p_V q_P q_V + p_V q_V + p_V$$

 $:p_1,p_{\mathfrak{s}},q_1,q_{\mathfrak{s}}>$ حال از آنجا که میدانیم که

$$p_{\mathfrak{S}}q_{\mathfrak{I}},\ p_{\mathfrak{I}}q_{\mathfrak{S}}<\frac{\mathfrak{I}}{\mathfrak{I}\mathfrak{I}}$$

پس مىتوان نوشت:

$$p_1 q_{\hat{r}} < p_1 q_1 \Rightarrow q_{\hat{r}} < q_1$$
$$p_{\hat{r}} q_1 < p_{\hat{r}} q_{\hat{r}} \Rightarrow q_1 < q_{\hat{r}}$$

که این تناقض است پس همچین p_i و q_i هایی وجود ندارند و این کار غیر ممکن است!

۵. رسیدن یا نرسیدن

نرگس صبح امتحان آمار دیر از خواب بیدار شده و تنها یک ساعت زمان دارد تا به دانشگاه برسد. او برای رسیدن به ایستگاه مترو باید تاکسی بگیرد و بعد با مترو به داشگاه برود. زمان پیدا شدن تاکسی از توزیع نمایی با میانگین ۵ دقیقه پیروی میکند و مسیر رسیدن به ایستگاه مبدا نرگس نیز از توزیع یکنواخت بین صفر تا پانزده دقیقه پیروی میکند و درنهایت نیمساعت طول میکشد تا مترو به ایستگاه مقصد برسد. احتمال دیر نرسیدن نرگس به جلسه امتحان را حساب کنید.

پاسخ:

تعریف میکنیم:

$$X \sim EXP\left(\frac{1}{\Delta}\right)$$
 $Y \sim U(\cdot, 1\Delta)$

احتمال رسیدن نرگس به جلسه امتحان به شکل زیر است:

$$P(X + Y + Y + Y \cdot \leq \hat{r}) = P(X + Y \leq Y \cdot) = F_{X+Y}(Y \cdot)$$

پس باید cdf جمع این دو متغیر را بدست آوریم:

$$F_{X+Y}(a) = \int_{-\infty}^{\infty} F_X(a-y) f_Y(y) dy = \int_{\cdot}^{\min(a, \mathsf{N} \Delta)} \left(\mathsf{N} - e^{-\frac{\mathsf{N}}{\Delta}(a-y)} \right) \frac{\mathsf{N}}{\mathsf{N} \Delta} dy$$

 $a = Y \cdot$ از آنجا که

$$\begin{split} F_{X+Y}(\mathbf{Y}^{\bullet}) &= \int_{\cdot}^{\mathsf{1D}} \left(\mathbf{1} - e^{-\frac{\mathsf{1}}{\mathsf{D}}(\mathbf{Y}^{\bullet} - y)} \right) \frac{\mathsf{1}}{\mathsf{1D}} dy = \left[\frac{\mathsf{1}}{\mathsf{1D}} \left(y - \mathsf{D} e^{\frac{y}{\mathsf{D}} - \mathsf{Y}} \right) \right]_{y=\cdot}^{y=\mathsf{1D}} \\ &= \mathbf{1} - \frac{e^{\mathsf{Y}} - \mathsf{1}}{\mathsf{Y} e^{\mathsf{Y}}} \approx \cdot \mathsf{IND} \end{split}$$

۶. گشتاور زنجیرهای

فرض کنید Y یک متغیر تصادفی با تابع مولد گشتاور $\phi_Y(t)$ است. تابع مولد گشتاور متغیر تصادفی X نیز به شکل زیر است:

$$\phi_X(t) = \frac{1}{r} \left(1 + r e^{rt} \right) \phi_Y(t)$$

در صورتی که میانگین و واریانس Y به ترتیب ۱۰ و ۱۲ باشد، میانگین و واریانس X را بیابید.

پاسخ:

از آنجا که ۱۰
$$\phi'_Y(\cdot)=1$$
 می توان فهمید که ۱۰ $\phi'_Y(\cdot)=1$ و همچنین:

$$\mathsf{NY} = \mathbb{E}(Y^{\mathsf{Y}}) - \mathbb{E}(Y)^{\mathsf{Y}} = \mathbb{E}(Y^{\mathsf{Y}}) - \mathsf{N} \cdot \cdot \implies \mathbb{E}(Y^{\mathsf{Y}}) = \mathsf{NY} \implies \phi_Y''(\cdot) = \mathsf{NY}$$

پس مىتوان نوشت:

$$\phi_X'(t) = \frac{d}{dt} \left[\frac{1}{\mathbf{r}} (\mathbf{r} e^{\mathbf{r} t} + \mathbf{1}) \phi_Y(t) \right] = \mathbf{r} e^{\mathbf{r} t} \phi_Y(t) + \frac{1}{\mathbf{r}} (\mathbf{r} e^{\mathbf{r} t} + \mathbf{1}) \phi_Y'(t)$$

$$\implies \mathbb{E}(X) = \phi_X'(\cdot) = \mathbf{r} \phi_Y(\cdot) + \phi_Y'(\cdot) = \mathbf{r} + \mathbf{1} \cdot \mathbf{r} = \mathbf{r}$$

۷. تابع عجیب (سوال امتیازی)

تابع مولد گشتاور متغیر تصادفی X به شکل زیر است:

$$\phi_X(t) = \frac{1}{1 - \frac{t}{Y}} \left(\frac{r}{Y} + \frac{1}{Y} e^t \right)^{\Lambda}$$

را بیابید. $P(X > \Upsilon/\Delta)$

پاسخ:

تابع را به دو قسمت میشکنیم:

- $\frac{1}{1-\frac{t}{\gamma}}$: تابع مولد گشتاور یک متغیر با توزیع نمایی $\lambda=1$ است.
- است. $Bin(\Lambda, \frac{1}{7})$ تابع مولد گشتاور یک متغیر با توزیع دوجملهای $\left(\frac{7}{7} + \frac{1}{7}e^t\right)^{\Lambda}$ است.

پس می توان گفت X حاصل جمع دو متغیر تصادفی نمایی و دوجملهای مستقل ازهم است! برای بدست آوردن P(X>Y)، متمم آن را بدست می آوریم. در صورتی که متغیر نمایی را S و متغیر دوجملهای را T بنامیم، داریم:

$$P(X \le Y/\Delta) = P(S + T \le Y/\Delta)$$

روى مقادير T حالت بندى مىكنيم:

 $P(X \leq \mathsf{Y/A} \,|\, T = {}^{\bullet}) = P(S \leq \mathsf{Y/A}).P_T({}^{\bullet}) = F_S(\mathsf{Y/A}).P_T({}^{\bullet}) = (\mathsf{V} - e^{-\mathsf{A}}).(\frac{\mathsf{Y}}{\mathsf{Y}})^\mathsf{A}$

 $T = 1 \bullet$

$$P(X \leq \mathbf{Y}/\mathbf{D} \mid T = \mathbf{1}) = P(S \leq \mathbf{1}/\mathbf{D}).P_T(\mathbf{1}) = F_S(\mathbf{1}/\mathbf{D}).P_T(\mathbf{1}) = (\mathbf{1} - e^{-\mathbf{Y}}).\binom{\mathbf{1}}{\mathbf{1}}(\frac{\mathbf{1}}{\mathbf{Y}})(\frac{\mathbf{Y}}{\mathbf{Y}})^{\mathbf{Y}}$$

T = Y

$$P(X \leq \mathbf{Y}/\mathbf{\Delta} \,|\, T = \mathbf{Y}) = P(S \leq \mathbf{Y}/\mathbf{\Delta}).P_T(\mathbf{Y}) = F_S(\mathbf{Y}/\mathbf{\Delta}).P_T(\mathbf{Y}) = (\mathbf{Y} - e^{-\mathbf{Y}}).\binom{\mathbf{Y}}{\mathbf{Y}}(\frac{\mathbf{Y}}{\mathbf{Y}})^{\mathbf{Y}}(\frac{\mathbf{Y}}{\mathbf{Y}})^{\mathbf{Y}}$$

پس:

$$P(X > \mathsf{Y/\Delta}) = \mathsf{V} - P(X \leq \mathsf{Y/\Delta}) = \mathsf{V} - \left(P(X \leq \mathsf{Y/\Delta} \mid T = \mathsf{V}) + P(X \leq \mathsf{Y/\Delta} \mid T = \mathsf{V}) + P(X \leq \mathsf{Y/\Delta} \mid T = \mathsf{V})\right)$$