

# دانشگاه تهران، دانشکده مهندسی برق و کامپیوتر آمار و احتمال مهندسی

تمرین سوم \_ توزیعهای توام، استقلال

طراح: على آريايي

سوپروایزر: مسعود طهماسبی فرد

تاريخ تحويل: -

۱. تابع توزیع مشترک نمایی

 $(\lambda,\mu>ullet)$  تابع توزیع مشترک دو متغیر تصادفی پیوسته X و Y به صورت زیر داده شده است.

$$f_{XY}(x,y) = Ae^{-(\lambda x + \mu y)}$$
 ;  $x,y > \bullet$ 

الف) مقدار A را بیابید و ثابت کنید که این تابع، یک تابع چگالی معتبر است. ( $\Delta$  نمره)

(۵ نمره) برا بیابید. آیا X و Y مستقلند؟  $f_X(x)$  و  $f_X(x)$  و نمره) برا بیابید. آیا  $f_X(y)$ 

ج) میانگین X، Y و میانگین توزیع مشترک X و Y ( $E\{XY\}$ ) را بیابید. درستی نتیجه بدست آمده در قسمت (ب) در رابطه با استقلال متغیرهای X و Y را براساس میانگینهای بدست آمده تصدیق کنید. (۱۰ نمره)

### پاسخ:

 $\int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} f_{XY}(x,y) \, dx \, dy = 1 \qquad \longrightarrow \qquad \int_{\cdot}^{+\infty} \int_{\cdot}^{+\infty} A e^{-(\lambda x + \mu y)} \, dx \, dy = 1$   $A \int_{\cdot}^{+\infty} e^{-\lambda x} \, dx \int_{\cdot}^{+\infty} e^{-\mu y} \, dy = 1 \qquad \longrightarrow \qquad A \left( \frac{e^{-\lambda x}}{-\lambda} \right) \Big|_{\cdot}^{+\infty} \times \left( \frac{e^{-\mu y}}{-\mu} \right) \Big|_{\cdot}^{+\infty} = \frac{A}{\lambda \mu} = 1$ 

تابع  $f_{XY}(x,y)$  یک تابع همواره نامنفی است و مساحت زیر منحنی آن برابر با ۱ می باشد. بنابراین یک تابع چگالی معتبر است.

 $f_Y(y) = \mu e^{-\mu y} u(y)$ 

$$\begin{split} f_{XY}(x,y) &= f_X(x) \cdot f_Y(y) &\longrightarrow \left[ \sum_{\lambda = 1}^{\infty} \sum_{\lambda = 1}^{\infty} \frac{1}{\lambda} \right] \\ &= \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy f_{XY}(x,y) \, dx \, dy = \int_{-\infty}^{+\infty} \int_{-\infty}^{+\infty} xy \, \lambda \mu \, e^{-(\lambda x + \mu y)} \, dx \, dy \\ &\lambda \mu \int_{-\infty}^{+\infty} x \, e^{-\lambda x} \, dx \times \int_{-\infty}^{+\infty} y \, e^{-\mu y} \, dy = \lambda \, \mu (-\frac{(\lambda x + 1) \, e^{-\lambda x}}{\lambda^{7}}) \Big|_{-\infty}^{+\infty} \times \left(-\frac{(\mu y + 1) \, e^{-\mu y}}{\mu^{7}}\right) \Big|_{-\infty}^{+\infty} \\ &= \lambda \mu \times \frac{1}{\lambda^{7}} \times \frac{1}{\mu^{7}} = \frac{1}{\lambda \mu} \longrightarrow \left[ E\{XY\} = \frac{1}{\lambda \mu} \right] \\ &E\{X\} = \int_{-\infty}^{+\infty} x \, f_X(x) \, dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x \, \lambda \, e^{-\lambda x} \, dx = \lambda \left(-\frac{(\lambda x + 1) \, e^{-\lambda x}}{\lambda^{7}}\right) \Big|_{-\infty}^{+\infty} = \lambda \times \frac{1}{\lambda^{7}} = \frac{1}{\lambda} \longrightarrow \\ &E\{X\} = \frac{1}{\lambda} \end{bmatrix} \\ E\{Y\} = \int_{-\infty}^{+\infty} y \, f_Y(y) \, dx = \int_{-\infty}^{+\infty} y \, \mu \, e^{-\mu y} \, dy = \mu \left(-\frac{(\mu y + 1) \, e^{-\mu y}}{\mu^{7}}\right) \Big|_{-\infty}^{+\infty} = \mu \times \frac{1}{\mu^{7}} = \frac{1}{\mu} \end{split}$$

 $E\{XY\}=E\{X\}\,E\{Y\}\qquad\longrightarrow\qquad$ نتیجهی بدست آمده در قسمت الف در این قسمت هم صدق میکند.

 $\longrightarrow \left| E\{Y\} = \frac{1}{\mu} \right|$ 

۲. سامانه انتخاب واحد

یک سامانه انتخاب واحد فرضی را در نظر بگیرید. در این سامانه، یک سرور و ۱۰۰۰ کاربر (دانشجو) وجود دارند که زمان انتخاب واحد همهی دانشجویان، ساعت ۸ صبح است. از آنجاییکه اخذ درس (به خصوص دروس عمومی!) برای دانشجویان مهم است، همهی دانشجویان، راس ساعت ۸، برای ورود به سامانه، برای احراز هویت به سرور درخواستی ارسال میکنند. فرض کنید سرور نیز راس ساعت ۸ شروع به کار میکنند. به دلیل محدودیتهای فیزیکی، ۲ میلی ثانیه طول میکشد تا سرور آماده ی پاسخدهی شود و در طول این مدت، هر درخواستی که دریافت کند را نادیده میگیرد. فرض کنید زمان دریافت درخواست هر یک از کاربران توسط سرور، یک متغیر تصادفی نمایی با میانگین ۱۰۰۰ میلی ثانیه و مستقل از زمان دریافت درخواست سایر کاربران باشد. احتمال اینکه حداقل یک درخواست از سوی سرور نادیده گرفته شود، چقدر است؟

# پاسخ:

i.i.d زمان رسیدن پیام دانشجوی i ام $\Longrightarrow$  متغیرهای تصادفی  $X_i$ 

زمان رسیدن اولین درخواست به سرور:  $Z=\min(X_1,X_7,...,X_1...)$ 

اتنکه حداقل یک درخواست از سوی سرور نادیده گرفته شود $\mathbb{P}(Z < \mathsf{T})$ 

بنابراین به محاسبهی تابع توزیع Z میپردازیم:

$$F_Z(z) = \mathbb{P}(Z \leq z) = \mathbb{P}\bigg(\min(X_1, X_7, ..., X_1...) \leq z\bigg) = \mathbb{V} - \mathbb{P}\bigg(\min(X_1, X_7, ..., X_1...) > z\bigg)$$

$$= \mathbf{1} - \left[ \mathbb{P} \left( X_{\mathbf{1}} > z \quad \cap \quad X_{\mathbf{1}} > z \quad \cap \quad \dots \quad \cap \quad X_{\mathbf{1}} \dots > z \right) \right] = \mathbf{1} - \left[ \mathbb{P} (X_{\mathbf{1}} > z) \, \mathbb{P} (X_{\mathbf{1}} > z) \dots \mathbb{P} (X_{\mathbf{1}} \dots > z) \right]$$

$$= \mathbf{1} - \prod_{i=1}^{\mathbf{1}} \mathbb{P} (X_{i} > z) = \mathbf{1} - \prod_{i=1}^{\mathbf{1}} [\mathbf{1} - F_{X_{i}}(z)]$$

$$X_{i} \sim \operatorname{Exp} \left( \frac{\mathbf{1}}{\mathbf{1} \cdot \mathbf{1} \cdot \mathbf{1}} \right) \longrightarrow F_{X_{i}} = \mathbf{1} - e^{-\frac{x}{\mathbf{1} \cdot \mathbf{1}}} \quad ; \quad x \geq \mathbf{1} - F_{X_{i}}(z) = e^{-\frac{z}{\mathbf{1} \cdot \mathbf{1}}} \quad ; \quad x \geq \mathbf{1} - e^{-\frac{z}{\mathbf{1} \cdot \mathbf{1}}} \quad ; \quad x \geq \mathbf{1} - e^{-\frac{z}{\mathbf{1}}} \longrightarrow \mathbb{P}(Z < \mathbf{1}) = F_{Z}(\mathbf{1}) = \mathbf{1} - e^{-\mathbf{1}} = \mathbf{1} - e^{-$$

۳. چگالی تفریق!

اگر تابع چگالی احتمال توأم دو متغیر تصادفی X و Y به صورت زیر باشد، تابع چگالی احتمال Z=X-Y را بیابید.

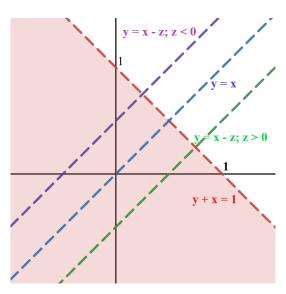
$$f_{XY}(x,y) = \begin{cases} \mathfrak{F}x & ; & x,y \geq {}^{\bullet}, \ x+y \leq {}^{\backprime} \\ {}^{\bullet} & ; & \text{Otherwise} \end{cases}$$

#### پاسخ:

ابتدا تابع توزیع متغیر تصادفی Z را بدست میآوریم.

$$F_Z(z) = \mathbb{P}\{X - Y < z\} = \mathbb{P}\{X - Y < z\}$$

با توجه به مقادیری که متغیرهای تصادفی X و Y میتوانند داشته باشند، بیشینه مقدار متغیر تصادفی Z برابر ۱ و کمینه مقدار آن برابر ۱ خواهد بود.



بنابراین بر اساس مقادیر مختلف z خواهیم داشت:

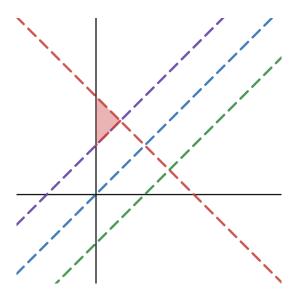
 $z \le -1$ :  $z \le -1$ :

$$F_Z(z) = \cdot$$

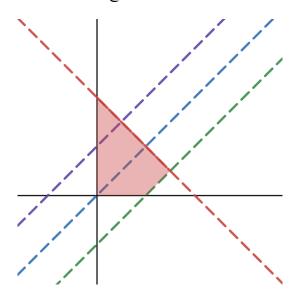
 $z \leq \cdot$  به ازای •

$$F_Z(z) = \int_{\cdot}^{\frac{z+1}{\gamma}} \int_{x-z}^{1-x} \Re x \, dy \, dx = \int_{\cdot}^{\frac{z+1}{\gamma}} \Re x (1 - \Im x + z) \, dx = \Im x^{\gamma} - \Im x^{\gamma} + \Im x^{\gamma} z \Big|_{\cdot}^{\frac{z+1}{\gamma}}$$

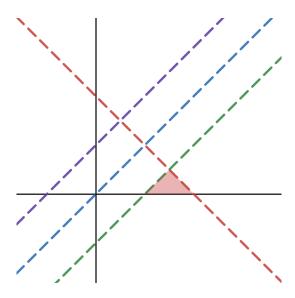
$$= \frac{1}{\gamma} (z+1)^{\gamma}$$



• به ازای ۱  $z \leq 1$  : زمانیکه z در این بازه قرار میگیرد، باید از تابع چگالی مشترک X و Y بر روی ناحیهی زیر انتگرال بگیریم.



اما از آنجاییکه انتگرالگیری روی این ناحیه دشوار است، روی متمم ناحیهی فوق، یعنی ناحیهی نشان داده شده در شکل زیر، انتگرال میگیریم و از ۱ کم میکنیم.



$$\begin{split} F_Z(z) &= \mathsf{I} - \int_{\cdot}^{\frac{\mathsf{I}-z}{\mathsf{Y}}} \int_{y+z}^{\mathsf{I}-y} \mathsf{F} x \, dx \, dy = \mathsf{I} - \int_{\cdot}^{\frac{\mathsf{I}-z}{\mathsf{Y}}} \mathsf{Y} x^{\mathsf{Y}} \bigg|_{y+z}^{\mathsf{I}-y} dy = \mathsf{I} - \int_{\cdot}^{\frac{\mathsf{I}-z}{\mathsf{Y}}} \mathsf{Y} ((\mathsf{I}-y)^{\mathsf{Y}} - (y+z)^{\mathsf{Y}}) \, dy \\ &= \mathsf{I} - \frac{\mathsf{Y}}{\mathsf{Y}} (z^{\mathsf{Y}} - z^{\mathsf{Y}} - z + \mathsf{I}) \end{split}$$

z>1 به ازای ا

 $F_Z(z) = 1$ 

بنابراين:

$$F_Z(z) = \begin{cases} \frac{1}{7} (z+1)^7 & ; & -1 < z \le \bullet \\ 1 - \frac{7}{7} (z^7 - z^7 - z + 1) & ; & \bullet < z \le 1 \\ 1 & ; & z > 1 \\ \bullet & ; & \text{Otherwise} \end{cases}$$

، بنابراین:  $f_Z(z)=rac{d}{dz}F_Z(z)$  بنابراین

$$f_Z(z) = \begin{cases} \frac{\mathbf{r}}{\mathbf{r}} (z+1)^{\mathbf{r}} & ; \quad -1 < z \le \mathbf{r} \\ \frac{\mathbf{r}}{\mathbf{r}} (1+\mathbf{r}z-\mathbf{r}z^{\mathbf{r}}) & ; \quad \mathbf{r} < z \le \mathbf{r} \\ \mathbf{r} & ; \quad \text{Otherwise} \end{cases}$$

# ۴. بهرام دارتباز! (امتيازی)

بهرام می خواهد در سیرک شکرستان یک مسابقه دارتبازی برگزار کند. قوانین مسابقه بدین شکل است که شرکت کننده تنها در صورت برخورد دارت به دایره ی وسط، برنده جایزه می شود. با توجه به هزینه ورود به مسابقه و میزان جایزه برندگان، بهرام به این نتیجه رسیده است که زمانی سود می کند که احتمال برد هر شرکت کننده، کمتر از (1 - 1) باشد. اگر صفحه ی دارت را به صورت یک صفحه ی مختصات به مرکز نقطه ی مرکز آن در نظر بگیریم و (1 - 1) و (1 - 1) دو متغیر تصادفی مستقل نرمال با میانگین و واریانس (1 - 1) به ترتیب بیانگر طول و عرض نقطه ی برخورد دارت شرکت کننده باشند، حداکثر شعاع دایره و سط باید چقدر باشد تا بهرام سود کند (راهنمایی: از تغییر مختصات استفاده کنید!)

## پاسخ:

R :شعاع دايره وسط

 $Z = \sqrt{X^{7} + Y^{7}}$  فاصله از مرکز صفحه دارت:

برای سود کردن بهرام، باید ۰/۱  $\mathbb{P}(Z < R) < \cdot/1$  باشد.

$$\mathbb{P}(Z < R) = \mathbb{P}(\sqrt{X^{\mathsf{Y}} + Y^{\mathsf{Y}}} < R) = \mathbb{P}(X^{\mathsf{Y}} + Y^{\mathsf{Y}} < R^{\mathsf{Y}}) = \iint\limits_{X^{\mathsf{Y}} + Y^{\mathsf{Y}} < R^{\mathsf{Y}}} f_{XY}(x, y) \, dx \, dy = 0$$

$$\iint\limits_{X^{\mathsf{Y}}+Y^{\mathsf{Y}}< R^{\mathsf{Y}}} f_X(x) f_Y(y) \, dx \, dy = \iint\limits_{X^{\mathsf{Y}}+Y^{\mathsf{Y}}< R^{\mathsf{Y}}} \frac{1}{\mathsf{Y}\pi\sigma^{\mathsf{Y}}} \, e^{-\frac{x^{\mathsf{Y}}+y^{\mathsf{Y}}}{\mathsf{Y}\sigma^{\mathsf{Y}}}} \, dx \, dy \quad o \quad .$$
ناحیه ی انتگرالگیری درون دایرهای به شعاع  $R$  است.

با تغییر متغیر و تبدیل مختصات کارتزین به قطبی داریم:

$$\begin{cases} r = \sqrt{x^{\mathsf{Y}} + y^{\mathsf{Y}}} \\ \theta = \tan^{-\mathsf{Y}} \frac{y}{x} \end{cases} \longrightarrow \begin{cases} x = r \cos \theta \\ y = r \sin \theta \end{cases}$$

$$\iint\limits_{X^{\mathsf{T}}+Y^{\mathsf{T}}< R^{\mathsf{T}}} \frac{1}{\mathsf{T} \mathsf{A} \pi} \, e^{-\frac{x^{\mathsf{T}}+y^{\mathsf{T}}}{\mathsf{T} \mathsf{A}}} \, dx \, dy = \int_{\theta=*}^{\mathsf{T} \pi} \int_{r=*}^{R} \frac{1}{\mathsf{T} \mathsf{A} \pi} \, e^{-\frac{r^{\mathsf{T}}}{\mathsf{T} \mathsf{A}}} \, r \, dr \, d\theta = \int_{*}^{R} \mathsf{T} \pi \, \times \, \frac{1}{\mathsf{T} \mathsf{A} \pi} \, e^{-\frac{r^{\mathsf{T}}}{\mathsf{T} \mathsf{A}}} \, r \, dr \, dr = \int_{*}^{R} e^{-\frac{r^{\mathsf{T}}}{\mathsf{T} \mathsf{A}}} \, x \, dr \, dr = \int_{*}^{R} e^{-\frac{r^{\mathsf{T}}}{\mathsf{T} \mathsf{A}}} \, r \, dr \, dr = \int_{*}^{R} e^{-\frac{r^{\mathsf{T}}}{\mathsf{T} \mathsf{A}}} \, r \, dr = \int_{*}^{R} e^{-\frac{r^{\mathsf{T}}}{\mathsf{A}}} \, r \, dr = \int_{*}^{R}$$

let 
$$u = \frac{r^{\mathsf{Y}}}{\mathsf{Y}\mathsf{A}} \longrightarrow \frac{r}{\mathsf{Q}} dr = du$$

$$\int_{\cdot}^{R} e^{-\frac{r^{\Upsilon}}{1\Lambda}} \times \frac{r}{\P} dr = \int_{\cdot}^{\frac{R^{\Upsilon}}{1\Lambda}} e^{-u} du = -e^{-u} \bigg|_{\cdot}^{\frac{R^{\Upsilon}}{1\Lambda}} = 1 - e^{-\frac{R^{\Upsilon}}{1\Lambda}} < \cdot / 1 \longrightarrow -\frac{R^{\Upsilon}}{1\Lambda} > ln(\cdot / \P) \to R^{\Upsilon} < -1 \wedge ln(\cdot / \P)$$

$$\to \boxed{R < 1 / \text{TVV}(\text{cm})}$$