

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

تمرین دوم \_ توزیعهای پیوسته و توابعی از یک متغیر تصادفی

طراح: الهه خداوردي

سوپروايزر: مسعود طهماسبي فرد

تاريخ تحويل: -

۱. خدمات اورژانس

 $f(x) = \begin{cases} \frac{x}{9} & \cdot \leq x < 7 \\ \frac{y}{7} - ax & 7 \leq x < 5 \end{cases}$  مدت زمان انتظار تا دریافت خدمات در بخش اورژانس یک بیمارستان، با واحد ساعت، با تابع چگالی x < 5 مدلسازی می شود.

(مره) ثابت a را محاسبه کنید. (۳ نمره)

ب) احتمال اینکه بیمار کمتر از ۴ ساعت منتظر بماند چقدر است؟ (۳ نمره)

ج) احتمال اینکه مدت زمان انتظار بیشتر از ۵ ساعت باشد چقدر است؟ (۳ نمره)

د) احتمال اینکه مدت زمان انتظار بین ۲ تا ۳ ساعت باشد چقدر است؟ (۳ نمره)

و) مدت زمانی که تنها ۱۰ درصد بیماران بیشتر از آن منتظر میمانند را محاسبه کنید. (۵ نمره)

ه) میانگین زمان انتظار را بدست آورید. (۳ نمره)

### پاسخ:

الف) از آنجاییکه f(x) یک تابع چگالی است، باید f(x)=1 باشد، بنابراین:

$$\int_{\cdot}^{\mathbf{r}} f(x)dx + \int_{\mathbf{r}}^{\mathbf{r}} f(x)dx = \int_{\cdot}^{\mathbf{r}} \frac{x}{\mathbf{q}} dx + \int_{\mathbf{r}}^{\mathbf{r}} (\frac{\mathbf{r}}{\mathbf{r}} - ax) dx = (\frac{x^{\mathbf{r}}}{\mathbf{r}} \Big|_{\mathbf{r}}^{\mathbf{r}}) + (\frac{\mathbf{r}x}{\mathbf{r}} - \frac{ax^{\mathbf{r}}}{\mathbf{r}} \Big|_{\mathbf{r}}^{\mathbf{r}}) = \mathbf{r}$$

$$\Rightarrow \frac{\mathbf{r}}{\mathbf{r}} - (\mathbf{r} - \mathbf{r}) \mathbf{r} / \mathbf{r} a = \mathbf{r}$$

برای بخشهای بعدی، ابتدا تابع توزیع تجمعی مربوطه را بدست می آوریم:

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f(u)du = \int_{\cdot}^x \frac{x}{4}du = \frac{x^4}{1} \quad for \quad \cdot \leq x < 7$$

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f(u)du = \int_{\cdot}^{\mathbf{r}} f(u)du + \int_{\mathbf{r}}^x f(u)du =$$

$$\int_{-\infty}^{\mathbf{r}} \frac{u}{\mathbf{q}}du + \int_{\mathbf{r}}^x (\frac{\mathbf{r}}{\mathbf{r}} - \frac{u}{\mathbf{q}})du = \frac{\mathbf{r}x}{\mathbf{r}} - \frac{x^{\mathbf{r}}}{\mathbf{r}} - \mathbf{r} \quad \text{for} \quad \mathbf{r} \leq x < \mathbf{r}$$

$$Then, \ F(x) = \begin{cases} \frac{x^{\mathsf{T}}}{\mathsf{IA}} & \mathsf{Y} \leq x < \mathsf{T} \\ \frac{\mathsf{T} x}{\mathsf{T}} - \frac{x^{\mathsf{T}}}{\mathsf{IA}} - \mathsf{I} & \mathsf{T} \leq x < \mathsf{F} \end{cases}$$

$$P(X < \mathbf{f}) = F(\mathbf{f}) = \frac{\Lambda}{\mathbf{f}} - \frac{19}{1\Lambda} - 1 = \frac{V}{9}$$

$$P(X > \Delta) = 1 - F(\Delta) = 1 - \frac{1V}{1\Lambda} = \frac{1}{1\Lambda}$$

$$P(\Upsilon < X < \Upsilon) = F(\Upsilon) - F(\Upsilon) = \frac{4}{1\Lambda} - \frac{4}{1\Lambda} = \frac{\Delta}{1\Lambda}$$

$$P(X > x) = \mathbf{1} - F(x) = \mathbf{1} - \mathbf{1} + \mathbf{1$$

در قسمت (ب) دیدیم که  $F(\mathfrak{r})=F(\mathfrak{r})$ ، پس با توجه به صعودی بودن تابع توزیع تجمعی، xای که در معادله F(x)=F(x)=F(x) صدق می کند، از بازه F(x)=F(x)=F(x)

$$\frac{\mathbf{Y}x}{\mathbf{r}} - \frac{x^{\mathbf{Y}}}{\mathbf{N}} - \mathbf{N} = \mathbf{N} \rightarrow \frac{\mathbf{Y}x}{\mathbf{r}} - \frac{x^{\mathbf{Y}}}{\mathbf{N}} = \mathbf{N} \rightarrow x = \mathbf{Y} / \mathbf{S} \Delta \mathbf{N}$$

 $E(X) = \int_{\mathbf{r}}^{\mathbf{r}} x f(x) dx + \int_{\mathbf{r}}^{\mathbf{r}} x f(x) dx = \int_{\mathbf{r}}^{\mathbf{r}} \frac{x^{\mathbf{r}}}{\mathbf{q}} dx + \int_{\mathbf{r}}^{\mathbf{r}} x (\frac{\mathbf{r}}{\mathbf{r}} - \frac{\mathbf{r}}{\mathbf{q}} x) dx = (\frac{x^{\mathbf{r}}}{\mathbf{r} \mathbf{r}} \Big|_{\mathbf{r}}^{\mathbf{r}}) + (\frac{x^{\mathbf{r}}}{\mathbf{r}} - \frac{x^{\mathbf{r}}}{\mathbf{r} \mathbf{r}} \Big|_{\mathbf{r}}^{\mathbf{r}}) = \mathbf{r}$ 

۲. توزیع به توزیع!

متغیر تصادفی  $X\sim \exp(\lambda)$  را در نظر بگیرید. تابع g(x) را به گونهای بیابید که Y=g(X) دارای توزیع

# پاسخ:

(0

<u>(</u>ب

با توجه به توزیع X داریم:

$$F_X(x) = 1 - e^{-\lambda x}$$
 for  $\cdot < x < \infty$  
$$F_Y(y) = \frac{y - Y}{Y}$$
 for  $Y < y < \Delta$ 

g(x) حال چون Y=g(X) است، با فرض صعودی بودن تابع

$$F_Y(y) = P(Y \le y) = P(g(X) \le y) = P(X \le g^{-1}(y)) = F_X(g^{-1}(y))$$

بنابراين:

$$F_Y(y) = F_X(g^{-1}(y))$$

$$\frac{y - \mathbf{Y}}{\mathbf{Y}} = \mathbf{1} - e^{-\lambda g^{-1}(y)} \quad \to \quad \frac{\Delta - y}{\mathbf{Y}} = e^{-\lambda g^{-1}(y)}$$

$$\ln(\frac{\Delta - y}{\mathbf{Y}}) = -\lambda g^{-1}(y) \quad \to \quad -\frac{\ln(\frac{\Delta - y}{\mathbf{Y}})}{\lambda} = g^{-1}(y)$$

$$-\frac{\ln(\frac{\delta - y}{r})}{\lambda} = x \rightarrow \ln(\frac{\delta - y}{r}) = -\lambda x$$

$$\frac{\delta - y}{r} = e^{-\lambda x} \rightarrow y = \delta - re^{-\lambda x}$$

$$g(x) = \delta - re^{-\lambda x}$$

مشاهده می شود که تابع بدست آمده صعودی است و فرض ما را نقض نمی کند.

۳. دوربین مداربسته

فرض کنید یک دوربین مداربسته در ارتفاع T متری از زمین قرار گرفته و حول مرکز خود در حال چرخش است. نقطه X را نقطه تحت پوششی روی زمین در نظر بگیرید که دوربین در راستای آن نقطه متوقف می شود.

- الف) زاویه دوربین با خط عمود بر زمین  $(\theta)$  یک متغیر تصادفی با توزیع یکنواخت در بازه ی  $(\frac{\pi}{7}, \frac{\pi}{7})$  است. تابع توزیع مربوط به  $\theta$  را بدست آورید.  $(\pi)$  نمره)
  - ب) رابطه بین X و  $\theta$  را بنویسید و سپس CDF مربوط به X را محاسبه کنید. میانگین X چقدر است؟ (۱۷ نمره)

#### پاسخ:

الف) از آنجا که  $\theta$  در بازه ی $\left(\frac{-\pi}{7}, \frac{\pi}{7}\right)$  قرار دارد:

$$f(\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\pi} & |\theta| < \frac{\pi}{7} \\ \cdot & \text{o.w.} \end{cases}$$

بنابراین:

$$F(\theta) = \begin{cases} \bullet & \theta < \frac{-\pi}{\mathfrak{r}} \\ \frac{\mathfrak{r}}{\mathfrak{r}} + \frac{\theta}{\pi} & |\theta| < \frac{\pi}{\mathfrak{r}} \\ \mathfrak{r} & \theta > \frac{\pi}{\mathfrak{r}} \end{cases}$$

 $X = \operatorname{\mathtt{T}tan}(\theta)$  مربوط به  $\theta$ ،  $\operatorname{CDF}$  متغیر تصادفی X را بدست می آوریم. می دانیم که:  $\operatorname{CDF}$  متغیر تصادفی تصادفی متغیر تصادفی متغیر تصادفی متغیر تصادفی متغیر تصادفی متغیر تصادفی تصادف

$$\to F_X(x) = P(X \le x) = P(\mathbf{Y} \tan(\theta) \le x) = P(\theta \le \tan^{-1}(\frac{x}{\mathbf{Y}})) = \frac{1}{\mathbf{Y}} + \frac{\tan^{-1}(\frac{x}{\mathbf{Y}})}{\pi}$$

بنابراین PDF متغیر تصادفی X برابر است با:

$$f_X(x) = \frac{d}{dx} F_X(x) = \frac{1}{\pi} \frac{\Upsilon}{9 + x^{\Upsilon}} \quad for \quad -\infty < x < \infty$$

همانطور که مشخص است، تابع توزیع فوق، متعلق به توزیع کوشی است. برای این توزیع، میانگین تعریف نمی شود چراکه:

$$\begin{split} E[X] &= \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx \\ &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\mathbf{r} x}{\pi (x^{\mathbf{r}} + \mathbf{q})} dx \\ &= \frac{\mathbf{r} \log(x^{\mathbf{r}} + \mathbf{q})}{\mathbf{r} \pi} \Big|_{-\infty}^{\infty} \\ &= \infty - \infty \to \text{does not converge} \end{split}$$

حال اگر فرض کنیم که میانگینی برای این توزیع وجود دارد (در واقع فرض میکنیم انتگرال در بازه n و n قرار دارد) میتوان در نظر گرفت که انتگرال مربوطه به دلیل فرد بودن تابع زیر انتگرال برابر صفر شده و میانگین توزیع برابر صفر خواهد بود.

$$E[X] = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{\mathbf{r}x}{\pi(x^{\mathbf{r}} + \mathbf{q})} dx = \mathbf{r}$$

برای آشنایی بیشتر با این توزیع می توانید به این لینک مراجعه کنید.

۴. پرتاب سکه

یک سکه سالم را n بار پرتاب میکنیم.

الف) اگر سکه ۱۰۰۰ بار پرتاب شود و X نمایانگر تعداد دفعاتی باشد که سکه شیر آمده است،  $P(\$ \land \bullet X \leq \Delta \Upsilon \bullet)$  را محاسبه کنید. (۷ نمره)

(۱۳) باشد؟ (۱۳ نمره) باند سکه را پرتاب کرده باشیم تا ۱۹(-10) باشد؛ P(-10) باشد؛ (۱۳ نمره)

#### پاسخ:

الف) آزمایش پرتاب سکه دارای توزیع دو جملهای است و از آنجا که در این آزمایش تعداد دفعات پرتاب سکه زیاد است، میتوانیم توزیع دو جمله ای را با توزیع نرمال تخمین بزنیم. بنابراین:

$$Var(X) = npq = Y\Delta \cdot (q = V - p)$$
 
$$E(X) = np = \Delta \cdot \cdot$$

$$\begin{split} P(\mathbf{f}\mathbf{A}\boldsymbol{\cdot} \leq X \leq \mathbf{\Delta}\mathbf{T}\boldsymbol{\cdot}) &= P(\frac{\mathbf{f}\mathbf{A}\boldsymbol{\cdot} - \mathbf{\Delta}\boldsymbol{\cdot} \boldsymbol{\cdot}}{\sqrt{\mathbf{f}\mathbf{\Delta}\boldsymbol{\cdot}}} \leq Z \leq \frac{\mathbf{\Delta}\mathbf{T}\boldsymbol{\cdot} - \mathbf{\Delta}\boldsymbol{\cdot} \boldsymbol{\cdot}}{\sqrt{\mathbf{f}\mathbf{\Delta}\boldsymbol{\cdot}}}) \\ &= P(Z \leq \frac{\mathbf{\Delta}\mathbf{T}\boldsymbol{\cdot} - \mathbf{\Delta}\boldsymbol{\cdot} \boldsymbol{\cdot}}{\sqrt{\mathbf{f}\mathbf{\Delta}\boldsymbol{\cdot}}}) - P(Z \leq \frac{\mathbf{f}\mathbf{A}\boldsymbol{\cdot} - \mathbf{\Delta}\boldsymbol{\cdot} \boldsymbol{\cdot}}{\sqrt{\mathbf{f}\mathbf{\Delta}\boldsymbol{\cdot}}}) \\ &= P(Z \leq \mathbf{1}/\mathbf{A}) - P(Z \leq -\mathbf{1}/\mathbf{T}\mathbf{F}) \\ &= \Phi(\mathbf{1}/\mathbf{A}) - \Phi(-\mathbf{1}/\mathbf{T}\mathbf{F}) \\ &= \Phi(\mathbf{1}/\mathbf{A}) + \Phi(\mathbf{1}/\mathbf{T}\mathbf{F}) - \mathbf{1} = \mathbf{1}/\mathbf{A}\mathbf{V} \end{split}$$

ب) با توجه به قضیه دموآور لاپلاس ، می دانیم:

$$P(k_1 \le X \le k_1) = \Phi(\frac{k_1 - np}{\sqrt{npq}}) - \Phi(\frac{k_1 - np}{\sqrt{npq}})$$

همچنین می دانیم:  $k_1=n(p-\epsilon)\;,\;k_7=n(p+\epsilon)$ ، بنابراین:

$$\frac{k_{\rm Y}-np}{\sqrt{npq}}=\epsilon\sqrt{\frac{n}{pq}},\qquad \frac{k_{\rm Y}-np}{\sqrt{npq}}=-\epsilon\sqrt{\frac{n}{pq}}$$

حال با در نظر گرفتن  $\epsilon=$  ۰/۰۲ خواهیم داشت:

$$P(\, \text{`'fa} n \leq X \leq \, \text{`'at} n) = \Phi(\, \text{`'it} \sqrt{\frac{n}{\text{`'t} \Delta}}) - \Phi(\, \text{`'it} \sqrt{\frac{n}{\text{`'it} \Delta}}) = \mathrm{Y}\Phi(\, \text{`'it} \sqrt{\frac{n}{\text{`'it} \Delta}}) - \mathrm{I} = \, \text{`'A}\Delta$$

$$\Phi(\, \cdot / \cdot \, \mathsf{T} \sqrt{\frac{n}{\, \cdot / \mathsf{T} \Delta}}) = \, \cdot / \mathsf{AV\Delta} \, \, \rightarrow \, \cdot / \cdot \, \mathsf{T} \sqrt{\frac{n}{\, \cdot / \mathsf{T} \Delta}} = \, \mathsf{I/AF} \, \, \rightarrow n = \, \mathsf{FA}^\mathsf{T}$$

می توانستیم این بخش را با استفاده از Empirical Rule نیز حل کنیم، با این رویکرد که احتمال توزیع نرمال در بازهای متقارن نسبت به میانگین در حالتی برابر 9/9 است که طول آن بازه برابر  $4\sigma$  باشد.

علت تفاوت پاسخ روش قبلي و اين روش اين است كه ما از مقدار n اطلاعي نداشتيم و تصحيح پيوستگي انجام نداديم.

۵. مسابقه تیراندازی

در یک مسابقه تیراندازی دو نفر به رقابت میپردازند. دو شخص ۵ دور بازی میکنند و کسی که حداقل سه دور را ببرد، برنده مسابقه می شود. در هر دور کسی که تیرش به مرکز هدف نزدیک تر باشد، برنده آن دور می شود. اگر در هر دور فاصله تیر شخص اول تا مرکز هدف دارای توزیع نرمال با میانگین ۱۲ و واریانس ۲ باشد و فاصله تیر شخص دوم تا مرکز هدف دارای توزیع نرمال با میانگین ۱۲ و واریانس ۶ باشد، احتمال اینکه شخص دوم برنده مسابقه شود چقدر است؟ (راهنمایی: ترکیب خطی دو متغیر تصادفی نرمال مستقل، یک متغیر تصادفی نرمال است و اگر X و Y مستقل باشند: E[X] = E[X]

#### پاسخ:

اگر  $D_{A}$  و  $D_{B}$  به ترتیب نمایانگر توزیع مربوط به فاصله تیر شخص اول و دوم تا مرکز هدف باشند، برد نفر دوم معادل است با این که:

$$D_B < D_A \rightarrow D_B - D_A < \cdot$$

حال با توجه به راهنمایی، تفریق دو متغیر تصادفی با توزیع نرمال، دارای توزیع نرمال است. برای بدست آوردن میانگین و واریانس داریم:

$$\begin{split} E[D_B - D_A] &= E[D_B] - E[D_A] = -\mathbf{Y}; \\ Var(D_B - D_A) &= E[(D_B - D_A)^{\mathbf{Y}}] - E^{\mathbf{Y}}[(D_B - D_A)] \\ &= E[(D_B)^{\mathbf{Y}}] + E[(D_A)^{\mathbf{Y}}] - \mathbf{Y}E[D_BD_A] - (E^{\mathbf{Y}}[(D_B)] + E^{\mathbf{Y}}[(D_A)] - \mathbf{Y}E[D_B]E[D_A]) \\ &= E[(D_B)^{\mathbf{Y}}] - E^{\mathbf{Y}}[(D_B)] + E[(D_A)^{\mathbf{Y}}] - E^{\mathbf{Y}}[(D_A)] \\ &= Var(D_B) + Var(D_A) = \mathbf{A} \end{split}$$

حال اگر تعریف کنیم  $D_{BA} \triangleq D_B - D_A$ ، خواهیم داشت:  $D_{BA} \sim N(-\mathsf{Y}, \mathsf{A})$ . بنابراین برای محاسبه احتمال برد شخص دوم:

$$P(D_{BA}<\boldsymbol{\cdot})=P(\frac{D_{BA}-(-\boldsymbol{\cdot})}{\boldsymbol{\cdot}\boldsymbol{\vee}\boldsymbol{\cdot}}<)=P(Z<\frac{\boldsymbol{\cdot}}{\sqrt{\boldsymbol{\cdot}}})=\Phi(\boldsymbol{\cdot}\boldsymbol{\wedge}\boldsymbol{\vee}\boldsymbol{\cdot})=\boldsymbol{\cdot}\boldsymbol{\wedge}\boldsymbol{\cdot}$$

حال برای اینکه شخص دوم برنده مسابقه شود، باید حداقل سه دور برنده شده باشد. تعداد بردهای شخص دوم دارای توزیع دو جملهای با پارامترهای ۵ و ۷/۷۶ است. بنابراین احتمال برد شخص دوم برابر است با:

$$\binom{\Delta}{\gamma}(\cdot \text{NS})^{\gamma}(1-\cdot \text{NS})^{\gamma}+\binom{\Delta}{\gamma}(\cdot \text{NS})^{\gamma}(1-\cdot \text{NS})^{\gamma}+\binom{\Delta}{\Delta}(\cdot \text{NS})^{\Delta}=\cdot \text{NS}$$

۱۵ نمره

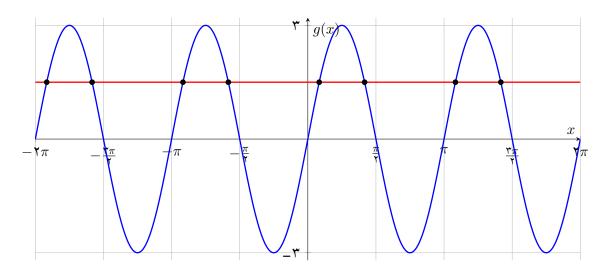
# یکنواخت سینوسی! (سوال امتیازی)

فرض کنید X دارای توزیع یکنواخت در بازه  $(-7\pi, 7\pi)$  است. اگر داشته باشیم:  $(-7\pi, 7\pi)$  و  $(-7\pi, 7\pi)$  متغیر تصادفی  $(-7\pi, 7\pi)$  و  $(-7\pi, 7\pi)$  متغیر تصادفی  $(-7\pi, 7\pi)$  و  $(-7\pi, 7\pi)$  و

## پاسخ:

 $y = extstyle \sin( extstyle xx)$  روش اول: در این روش، مسئله را به کمک رابطهی  $f_Y(y) = \sum_i rac{f_X(x_i)}{|g'(x_i)|}$  حل میکنیم. به این منظور باید معادله ی را به ازای y = extstyle x + extstyle x

اگر y < y < 1 باشد، پاسخهای معادله به شکل زیر خواهند بود:



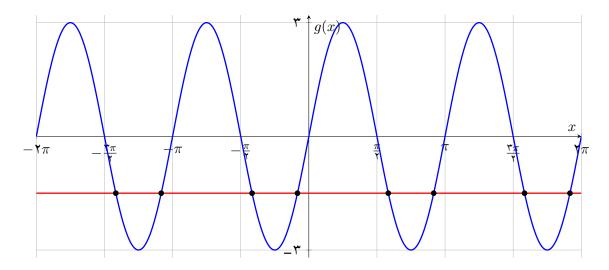
$$x \cdot = \frac{1}{7} \sin^{-1}(\frac{y}{7}) , \qquad x_1 = -7\pi + x \cdot$$

$$x_7 = -\frac{7\pi}{7} - x \cdot , \qquad x_7 = -\pi + x \cdot$$

$$x_8 = -\frac{\pi}{7} - x \cdot , \qquad x_0 = \frac{\pi}{7} - x \cdot$$

$$x_9 = \pi + x \cdot , \qquad x_V = \frac{7\pi}{7} - x \cdot$$

اگر y < v < - باشد، پاسخهای معادله به شکل زیر خواهند بود:



$$x_{\cdot} = \frac{1}{\gamma} \sin^{-1}(\frac{y}{\gamma}) , \qquad x_{\cdot} = -\frac{\gamma \pi}{\gamma} - x .$$

$$x_{\cdot} = -\pi + x . , \qquad x_{\cdot} = -\frac{\pi}{\gamma} - x .$$

$$x_{\cdot} = \frac{\pi}{\gamma} - x . , \qquad x_{\cdot} = \pi + x .$$

$$x_{\cdot} = \frac{\gamma \pi}{\gamma} - x . , \qquad x_{\cdot} = \gamma \pi + x .$$

میتوان اثبات کرد که ریشه های بدست آمده برای هر دو حالت به جواب یکسانی برای  $f_Y(y)$  منجر می شوند، چراکه مقدار  $f_X(x)$ ، با توجه  $x_j = \Upsilon\pi + \frac{1}{7}\sin^{-1}(\frac{y}{r}); \ -\Upsilon < y < v$  به توزیع یکنواخت X، برای تمام ریشه ها یکسان است. حال مقدار  $|g'(x_i)|$  را برای دو ریشه ی  $y < y < \tau$  محاسبه می کنیم:  $x_k = -\Upsilon\pi + \frac{1}{7}\sin^{-1}(\frac{y}{r}); \ \cdot < y < \tau$ 

$$|g'(x_j)| = |\Im \cos(\Upsilon(\Upsilon\pi + \frac{1}{\Upsilon}\sin^{-1}(\frac{y}{\Upsilon})))| = |\Im \cos(\sin^{-1}(\frac{y}{\Upsilon}))| = \Upsilon\sqrt{\P - y^{\Upsilon}}$$

$$|g'(x_k)| = |\Im \cos(\Upsilon(-\Upsilon\pi + \frac{1}{\Upsilon}\sin^{-1}(\frac{y}{\Upsilon})))| = |\Im \cos(\sin^{-1}(\frac{y}{\Upsilon}))| = \Upsilon\sqrt{\P - y^{\Upsilon}}$$

برای بقیهی ریشهها هم میتوان ثابت کرد که همگی به جواب یکسانی منتهی میشوند. به عنوان مثال، دو مورد از آنها را انتخاب میکنیم.

$$x_{\bullet} = \frac{1}{\mathbf{v}} \sin^{-1}(\frac{y}{\mathbf{v}}), \qquad x_{1} = \pi - x.$$

$$|g'(x.)| = |\mathfrak{d}\cos(\Upsilon x.)| = |\mathfrak{d}\cos(\sin^{-1}(\frac{y}{\Upsilon}))| = \Upsilon\sqrt{\P - y^{\Upsilon}}$$

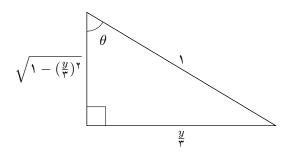
$$|g'(x_1)| = |\Im \cos(\Upsilon \pi - \Upsilon x_1)| = |\Im \cos(x_1)| = |\Im \cos(\sin^{-1}(\frac{y}{\Upsilon}))| = \Upsilon \sqrt{\P - y^{\Upsilon}}$$

همانطور که مشاهده میشود، به شکل مشابهی میتوان نشان داد که تمام ریشهها به پاسخ زیر میرسند:

$$|g'(x_i)| = \Upsilon \sqrt{\P - y^{\Upsilon}}$$

بنابراین برای هر دو حالت y < r < v < r < v < r و x < y < r < v < r برای هر دو حالت بنابراین برای هر دو حالت x < y < r < v < r برای هر دو حالت بنابراین برای هر دو حالت بنابرای هر دو در دو حالت بنابرای هر دو در دو

لازم به ذکر است که برای محاسبه عبارت  $\cos(\sin^{-1}(\frac{y}{\pi}))$  از شکل زیر کمک میگیریم. مطابق شکل زیر:



$$\sin(\theta) = \frac{y}{\mathtt{y}} \to \theta = \sin^{-1}(\frac{y}{\mathtt{y}}) \to \cos(\sin^{-1}(\frac{y}{\mathtt{y}})) = \cos(\theta) = \sqrt{1 - \frac{y^{\mathtt{y}}}{\mathtt{q}}} = \frac{1}{\mathtt{y}}\sqrt{\mathtt{q} - y^{\mathtt{y}}}$$
حال با استفاده از رابطه ی  $f_Y(y) = \sum_i \frac{f_X(x_i)}{|g'(x_i)|}$ ، تابع چگالی  $f_Y(y) = \sum_i \frac{f_X(x_i)}{|g'(x_i)|}$ 

$$f_X(x) = \frac{1}{\mathbf{f}_{\pi}} \Rightarrow$$

$$f_Y(y) = \frac{\mathbf{f}_{\pi}}{\mathbf{f}_{\pi} \times \mathbf{f} \sqrt{\mathbf{f}_{\pi} - y^{\mathsf{T}}}} = \frac{1}{\pi \sqrt{\mathbf{f}_{\pi} - y^{\mathsf{T}}}} \quad for \quad -\mathbf{f} < y < \mathbf{f}_{\pi}$$

$$\Rightarrow F_Y(y) = \int_{-\infty}^y f_Y(y) dy$$

$$= \int_{-\infty}^{-\tau} f_Y(y) dy + \int_{-\tau}^y f_Y(y) dy$$

$$= \int_{-\tau}^y \frac{1}{\pi \sqrt{9 - y^{\tau}}} dy$$

$$= \frac{1}{7} + \frac{\sin^{-1}(\frac{y}{\tau})}{\pi}$$

$$\Rightarrow F_Y(y) = \begin{cases} \cdot & y < -\Upsilon \\ \frac{1}{\Upsilon} + \frac{\sin^{-1}(\frac{y}{\Upsilon})}{\pi} & -\Upsilon < y < \Upsilon \\ 1 & \Upsilon < y \end{cases}$$

روش دوم:

$$\begin{split} F_Y(y) &= P(Y < y) \\ &= P(\mathbf{r}\sin(\mathbf{r}X) < y) \\ &= P(\sin(\mathbf{r}X) < \frac{y}{\mathbf{r}}) \\ &= P(X < \frac{1}{\mathbf{r}}\sin^{-1}(\frac{y}{\mathbf{r}})) \qquad for \quad -\mathbf{r} < y < \mathbf{r} \end{split}$$

 $X \sim U(-rac{\pi}{\epsilon},rac{\pi}{\epsilon})$  برد تابع  $rac{1}{\epsilon}\sin^{-1}(rac{y}{\epsilon})$  بست، پس محدودیت  $x < rac{\pi}{\epsilon}$  به مسئله اضافه می شود؛ یعنی

حال براي محاسبه CDF توزيع خواهيم داشت:

$$F_Y(y) = \int_{-\frac{\pi}{\mathfrak{r}}}^{\frac{1}{\mathfrak{r}}\sin^{-1}(\frac{y}{\mathfrak{r}})} \frac{\mathfrak{r}}{\pi} dx$$

$$= \frac{\mathfrak{r}}{\pi} (\frac{\mathfrak{r}}{\mathfrak{r}}\sin^{-1}(\frac{y}{\mathfrak{r}}) + \frac{\pi}{\mathfrak{r}})$$

$$= \frac{\mathfrak{r}}{\mathfrak{r}} + \frac{\mathfrak{r}}{\pi}\sin^{-1}(\frac{y}{\mathfrak{r}}) \qquad for \quad -\mathfrak{r} < y < \mathfrak{r}$$

$$\Rightarrow F_Y(y) = \begin{cases} \cdot & y < -\Upsilon \\ \frac{1}{\Upsilon} + \frac{\sin^{-1}(\frac{y}{\Upsilon})}{\pi} & -\Upsilon < y < \Upsilon \\ 1 & \Upsilon < y \end{cases}$$

$$\Rightarrow \frac{dF_Y(y)}{dy} = f_Y(y) = \frac{1}{\pi \sqrt{\mathbf{q} - y^{\mathbf{q}}}} \qquad \text{for } -\mathbf{r} < y < \mathbf{r}$$