

**4.16)**

**a)**

$$y = g_1(x)$$

$$g_1(x) = \begin{cases} 0 & |x| \leq 2 \\ x & |x| > 2 \end{cases}$$

$$F_y(Y) = P\{Y \leq y\} = \begin{cases} P\{X \leq y\} = Fx(y) & |y| \geq 2 \\ P\{X \leq 2\} = Fx(2) & 0 \leq y \leq 2 \\ P\{X \leq -2\} = Fx(-2) & -2 \leq y < 0 \end{cases}$$

$$z = g_2(x)$$

$$g_2(x) = \begin{cases} 2 & x > 2 \\ x & |x| \leq 2 \\ -2 & x < -2 \end{cases}$$

$$F_z(z) = P\{Z \leq z\} = \begin{cases} P\{X \leq z\} = Fx(z) & |z| \leq 2 \\ 1 & z > 2 \\ 0 & z < -2 \end{cases}$$

$$w = g_3(x)$$

$$g_3(x) = \begin{cases} -1 & x < 0 \\ +1 & x > 0 \end{cases}$$

$$F_w(w) = \begin{cases} 0 & w < -1 \\ Fx(0) & -1 \leq w < +1 \\ -2 & w \geq 1 \end{cases}$$

**b)**

$$P\{Y = 0\} = 0.69146 - 0.06681 = 0.62465$$

$$P\{Z = 0\} = 0$$

$$P\{W = 0\} = 0$$

**4.19)**

$$f_y(y) = \sum_i f_x(x_i(y)) \frac{dx_i(y)}{dy}$$

**a)**  $y = g(x) = x^3$

$$x_1 = \sqrt[3]{y} \quad \frac{dx_1(y)}{dy} = \frac{1}{3} y^{-2/3} \quad f_y(y) = \frac{1}{3} \frac{fx(\sqrt[3]{y})}{\sqrt[3]{y^2}}$$

**b)**

برای  $y > 0$  ریشه دارد.

$$y = g(x) = x^4$$

$$x_1 = \sqrt[4]{y} \rightarrow \frac{dx_1}{dy} = \frac{1}{4} y^{-\frac{3}{4}}$$

$$x_2 = -\sqrt[4]{y} \rightarrow \frac{dx_2}{dy} = -\frac{1}{4} y^{-\frac{3}{4}}$$

$$f_y(y) = \frac{f_x(\sqrt[4]{y}) + f_x(-\sqrt[4]{y})}{4\sqrt[4]{y^3}} u(y)$$

$$\text{c) } y = g(x) = |x|$$

برای  $y > 0$  ریشه دارد.

$$x_1 = y \rightarrow \frac{dx_1}{dy} = 1$$

$$x_2 = -y \rightarrow \left| \frac{dx_2}{dy} \right| = 1$$

$$f_y(y) = (f_x(y) + f_x(-y))u(y)$$

$$\text{d) } y = g(x) = xu(x)$$

$$F_y(y) = P\{Y \leq y\} = \begin{cases} P\{X \leq y\} = F_x(y) & y \geq 0 \\ 0 & y < 0 \end{cases}$$

$$f_y(y) = \begin{cases} f_x(y) & y > 0 \\ F_x(0)\delta(y) & y = 0 \\ 0 & y < 0 \end{cases}$$

$$f_y(y) = f_x(y)u(y) + \left( \int_{-\infty}^0 f_x(x) dx \right) \delta(y)$$

**4-22)**

$$Y = e^X$$

$$x_1 = \ln y \rightarrow \frac{dx_1}{dy} = \frac{1}{y}$$

$$f_y(y) = \frac{1}{y} f_x(\ln y) \quad , \quad y > 0$$

$$f_x(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\eta)^2}{2\sigma^2}} \rightarrow f_y(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma y} e^{-\frac{(\ln y - \eta)^2}{2\sigma^2}} u(y)$$

**4-23)**

$$y = 2 F_x(x) + 3$$

$$F_y(y) = P\{Y \leq y\} = P\left\{F_x(x) \leq \frac{y-3}{2}\right\} = \begin{cases} P\{X \leq F_x^{-1}(\frac{y-3}{2})\} = F_x(F_x^{-1}(\frac{y-3}{2})) = \frac{y-3}{2} & 0 < \frac{y-3}{2} < 1 \\ 0 & \frac{y-3}{2} < 0 \end{cases}$$

$$\rightarrow f_y(y) = \begin{cases} 0 & 3 < y < 5 \\ x & else \end{cases} \rightarrow Y \sim u(3,5)$$

**4-26)**

(اگر مقصود تعداد انداختنها بدون در نظر گرفتن آخرین بار که 7 می آید باشد)

$$f(k) = pq^k, \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

$$E(x) = \sum_{k=0}^{\infty} kpq^k = p \sum_{k=1}^{\infty} kq^k = \frac{pq}{(1-q)^2} = \frac{q}{p}$$

$$\left(\sum_{k=0}^{\infty} q^k = \frac{1}{1-q}\right) \xrightarrow{\frac{d}{dq}} \sum_{k=1}^{\infty} kq^{k-1} = \frac{1}{(1-q)^2} \rightarrow \sum_{k=1}^{\infty} kq^k = \frac{q}{(1-q)^2} \quad \text{زیرا}$$

$$7 = (6,1)(1,6)(3,4)(4,3)(2,5)(5,2) \rightarrow p = \frac{6}{36} = \frac{1}{6}$$

$$E(x) = \frac{\frac{5}{6}}{\frac{1}{6}} = 5$$

(اگر مقصود تعداد انداختنها با در نظر گرفتن آخرین بار که 7 می آید باشد)

$$f(k) = pq^{k-1}, \quad k = 1, 2, \dots$$

$$E(x) = \sum_{k=1}^{\infty} kpq^{k-1} = p \sum_{k=1}^{\infty} kq^{k-1} = \frac{p}{(1-q)^2} = \frac{1}{p} = 6$$

**4.28)**

$$E(X-c)^2 = E(X - \eta_x + \eta_x - c)^2 = E(X - \eta_x)^2 + (\eta_x - c)^2 + 2(\eta_x - c) E(X - \eta_x) = \sigma_x^2 + (\eta_x - c)^2$$

(7) با توجه به آنچه در مساله 4.23 دیدیم برای  $x$  با توزیع دلخواه  $Z = F_x(x)$  دارای توزیع  $u(0,1)$  است.

حال اگر  $Z \sim u(0,1)$  باشد  $Y = G^{-1}(Z)$  دارای تابع توزیع انباشته  $G$  است. زیرا:

$$F_z(z) = \begin{cases} z & 0 < z < 1 \\ 1 & z > 1 \\ 0 & z < 0 \end{cases}$$

$$F_y(y) = P\{Y < y\} = P\{G^{-1}(Z) \leq y\} = P\{Z \leq G(y)\} = F_z(G(y)) = G(y) \quad 0 < G(y) < 1$$

(با توجه به اینکه  $G$  بین صفر و یک است.)

پس تبدیل لازمه  $Y = G^{-1}(F_x(X))$  می باشد.

(8 الف)

$$y = xu(x)$$

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f_x(x) dx = \int_0^{\infty} x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{-x^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}} e^{\frac{-x^2}{2\sigma^2}} \Big|_0^{\infty} = \frac{\sigma}{\sqrt{2\pi}}$$

$$E(Y^2) = \int_0^{\infty} x^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{-x^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{1}{2} \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{-x^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{\sigma^2}{2}$$

$$\underbrace{\hspace{10em}}_{\sigma^2}$$

$$\text{var}(Y) = \frac{\sigma^2}{2} - \frac{\sigma^2}{2\pi} = \frac{\sigma^2}{2} \left(1 - \frac{1}{\pi}\right)$$

(ب)

$$y = |x|$$

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} g(x) f_x(x) dx = \int_{-\infty}^{\infty} |x| \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{-x^2}{2\sigma^2}} dx = 2 \int_0^{\infty} x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{-x^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{\sqrt{2}\sigma}{\sqrt{\pi}}$$

$$E(Y^2) = \int_0^{\infty} x^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{-x^2}{2\sigma^2}} dx = \sigma^2$$

$$\text{Var}(Y) = \sigma^2 - \frac{2}{\pi} \sigma^2 = \sigma^2 \left(1 - \frac{2}{\pi}\right)$$

(9)

$$V = \text{acos}(wt + \phi) \quad \phi \sim u(0, 2\pi)$$

برای  $|u| < a$  معادله  $V = \text{acos}(wt + \phi)$  بینهایت ریشه دارد:

$$\phi_n = \text{Cos}^{-1}\left(\frac{V}{a}\right) - wt \rightarrow \frac{d\phi_n}{dv} = \frac{1}{\sqrt{a^2 - v^2}}$$

ولی برای هر  $V$ ،  $\phi_n$  هایی مورد نظر است که بین 0 و  $2\pi$  باشند (برای سایر  $\phi_n$  ها مقدار  $f(\phi_n)$  صفر است).

پس برای هر  $V$  دو  $\phi$  وجود دارد. ( $\phi_0$  و  $\phi_0 + 2\pi$ ) لذا

$$f_v(v) = \begin{cases} \frac{1}{\pi\sqrt{a^2 - v^2}} & |v| < a \\ 0 & \text{else} \end{cases}$$

$$E(v) = \int_{-\infty}^{+\infty} v f_v(v) dv = \int_{-a}^{+a} \frac{v}{\pi\sqrt{a^2 - v^2}} dv = 0$$

$$\sigma_v^2 = E(V^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} v^2 f_v(v) dv = \int_{-a}^{+a} \frac{v^2}{\pi\sqrt{a^2 - v^2}} dv = \frac{a^2}{2}$$

$$\left(\int \frac{x^2}{\sqrt{a^2 - x^2}} dx = \frac{a^2}{2} \sin^{-1} \frac{x}{a} - \frac{x}{2} \sqrt{a^2 - x^2}\right)$$

مسائل اختیاری

(10)

4.20)

برای  $0 < b < 5$  بی نهایت ریشه دارد.  $b = tg \theta \quad \theta \sim u(0, \frac{\pi}{4})$

$$\theta_n = tg^{-1} \frac{b}{5} \rightarrow \frac{d\theta_n}{db} = \frac{\frac{1}{5}}{\frac{b^2}{25} + 1}$$

ولی فقط  $\theta_n$  هایی مورد نظر است که بین  $(0, \frac{\pi}{4})$  باشد.

برای  $\theta_n$  های دیگر  $f_\theta = 0$  است.

$$f_b(b) = \begin{cases} \frac{1}{5(\frac{b^2}{25} + 1)} \frac{1}{\frac{\pi}{4}} = \frac{20}{\pi(b^2 + \frac{1}{25})} & , \quad 0 < b < 5 \\ 0 & else \end{cases}$$

(11

الف)

$$h(x) = g^2(x) \rightarrow h''(x) = 2g'^2(x) + 2g(x)g''(x)$$

$$E(g^2(x)) = E(h(x)) \approx h(\eta_x) + h''(x) \frac{\sigma_x^2}{2} = g^2(\eta_x) + \sigma_x^2 [g'^2(\eta_x) + g(\eta_x)g''(\eta_x)]$$

$$E^2(g(x)) \approx (g^2(\eta_x) + g''(\eta_x) \frac{\sigma_x^2}{2})^2 \cong g^2(\eta_x) + g(\eta_x)g''(\eta_x)\sigma_x^2$$

$$\Rightarrow \sigma_{g(x)}^2 \approx g'^2(\eta_x)\sigma_x^2$$

ب)

$$i = \frac{10}{R}$$

$$E(i) = \int_{-\infty}^{+\infty} \frac{10}{R} f_R(R) dR = \int_{900}^{1100} \frac{1}{200} \times \frac{10}{R} dR = \frac{1}{20} (\ln R) \Big|_{900}^{1100} = 0.0100335_A = 10.0335_{mA}$$

$$E(i^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} \left(\frac{10}{R}\right)^2 f_R(R) dR = \int_{900}^{1100} \frac{1}{200} \times \frac{100}{R^2} dR = \frac{1}{2} \left(-\frac{1}{R}\right) \Big|_{900}^{1100} = 1.01 \times 10^{-4}_{A^2}$$

$$\sigma_i^2 = E(i^2) - E^2(i) = 3.383 \times 10^{-7}_{A^2}$$

$$\eta_R = 1000 \quad \sigma_R^2 = \frac{(1100 - 900)^2}{12} = \frac{10000}{3}$$

$$g(R) = \frac{10}{R} \rightarrow g''(R) = \frac{20}{R^3}$$

$$E(i) \approx g(\eta_R) + g''(\eta_R) \frac{\sigma_R^2}{2} \approx \frac{10}{1000} + \frac{20}{(1000)^3} \times \frac{10000}{6} = 0.010033_A = 10.033_{mA}$$

$$\sigma_i^2 \approx g'^2(\eta_R) \sigma_R^2 = \left( \frac{-10}{(1000)^2} \right)^2 \frac{10000}{3} = 3.333 \times 10^{-7} A^2$$

(12)

$$y = g(x) = kx^2 u(x) \quad k > 0$$

ابتدا در حالت کلی برای  $f_x$  داده شده  $f_y$  را بدست می آوریم.

برای  $y < 0$   $f_y(y) = 0$  چون معادله ریشه ندارد.

برای  $y > 0$  یک ریشه دارد.

$$x_1 = \sqrt{\frac{y}{k}} \rightarrow \frac{dx_1}{dy} = \frac{1}{2k} \left( \frac{y}{k} \right)^{-\frac{1}{2}} = \frac{1}{2\sqrt{ky}}$$



$y > 0$ :

$$f_y(y) = \frac{1}{2\sqrt{ky}} (f_x(\sqrt{\frac{y}{k}}))$$

اما برای  $y = 0$  چون تمام  $x < 0$  به  $y = 0$  تبدیل می شود.

$$f_y(0) = F_x(0) \delta(y)$$

به طور کلی

$$f_y(y) = \frac{1}{2\sqrt{ky}} (f_x(\sqrt{\frac{y}{k}})) u(y) + \left( \int_{-\infty}^0 f_x(x) dx \right) \delta(y)$$

حال برای  $f_x(x) = \frac{x}{\alpha^2} e^{\frac{-x^2}{2\alpha^2}}$  چون  $X$  منفی نمی شود داریم:

$$f_y(y) = \frac{1}{2\sqrt{ky}} f_x(\sqrt{\frac{y}{k}}) u(y) = \frac{1}{2\sqrt{ky}} \frac{\sqrt{\frac{y}{k}}}{\alpha^2} e^{\frac{-\frac{y}{k}}{2\alpha^2}} u(y) = \frac{1}{2k\alpha^2} e^{\frac{-y}{2k\alpha^2}} u(y)$$

یعنی توزیع نمایی با پارامتر  $\frac{1}{2k\alpha^2}$  دارد.

(13)

$$X = k + (n - k) \left( -\frac{1}{3} \right) = \frac{4k}{3} - \frac{n}{3}$$

اگر  $k$  تا درست بزند

$$E(X) = \frac{4E(k) - n}{3}$$

$$E(k) = np = \frac{n}{m} \rightarrow E(X) = \begin{cases} \frac{n}{3} & m = 2 \\ \frac{n}{9} & m = 3 \\ 0 & m = 4 \end{cases}$$

$$\sigma_k^2 = npq = n\left(\frac{1}{m}\right)\left(1 - \frac{1}{m}\right)$$

$$\sigma_x^2 = \left(\frac{4}{3}\right)^2 \sigma_k^2 = \begin{cases} \frac{4n}{9} = 0.444n & , m = 2 \\ \frac{32n}{81} = 0.395n & , m = 3 \\ \frac{3n}{9} = 0.333n & , m = 4 \end{cases}$$

(14

رایلی

$$f(x) = \frac{x}{\sigma^2} e^{\frac{-x^2}{2\sigma^2}} u(x)$$

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x f(x) dx = \int_0^{+\infty} \frac{x}{\sigma^2} e^{\frac{-x^2}{2\sigma^2}} dx = \frac{\sqrt{2\pi}}{\sigma} \frac{1}{2} \underbrace{\int_{-\infty}^{+\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \frac{x}{\sigma^2} e^{\frac{-x^2}{2\sigma^2}} dx}_{\sigma^2} = \sigma \sqrt{\frac{\pi}{2}}$$

$$(y = \frac{x^2}{2\sigma^2} \quad dy = \frac{x}{\sigma^2} dx)$$

$$= 2\sigma^2 \underbrace{\int_0^{\infty} y e^{-y} dy}_{1!} = 2\sigma^2$$

$$\text{var}(X) = 2\sigma^2 - (\sigma \sqrt{\frac{\pi}{2}})^2 = \sigma^2 (2 - \frac{\pi}{2})$$

دوجمله ای

$$f(k) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k} \quad , k = 0, 1, 2, \dots, n$$

$$E(x) = \sum_{k=0}^n k \binom{n}{k} p^k q^{n-k} = \sum_{k=0}^n k \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k q^{n-k} = \sum_{k=1}^n \frac{n!}{(k-1)!(n-k)!} p^k q^{n-k}$$

$$= np \sum_{k=1}^n \frac{(n-1)!}{(k-1)!(n-k)!} p^{k-1} q^{n-k} = np \underbrace{\sum_{k=1}^n \binom{n-1}{k-1} p^{k-1} q^{(n-1)-(k-1)}}_{(p+q)^{n-1}} = np$$

$$\begin{aligned} E(X(X-1)) &= \sum_{k=0}^n k(k-1) \binom{n}{k} p^k q^{n-k} = \sum_{k=0}^n k(k-1) \frac{n!}{k!(n-k)!} p^k q^{n-k} \\ &= \sum_{k=2}^n \frac{n!}{(k-2)!(n-k)!} p^k q^{n-k} = n(n-1) p^2 \underbrace{\sum_{k=2}^n \frac{(n-2)!}{(k-2)!(n-k)!} p^{k-2} q^{n-k}}_{(p+q)^{n-2}} \end{aligned}$$

$$= n(n-1)p^2$$

$$\text{var}(X) = E(X(X-1)) + \eta - \eta^2 = n(n-1)p^2 + np - n^2 p^2 = np - np^2 = np(1-p) = npq$$

لوگ نرمال

$$f_y(y) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln y - \eta)}{2\sigma^2}} u(y)$$

با توجه به اینکه اگر  $Y = e^X$  و  $X$  نرمال باشد  $Y$  لوگ نرمال خواهد بود می توانیم EY را از روی  $f_x$  (به جای  $f_y$ ) بدست آوریم.

$$E(Y) = \int_{-\infty}^{+\infty} e^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\eta)^2}{2\sigma^2}} dx$$

$$x - \frac{(x-\eta)^2}{2\sigma^2} = -\frac{-2\sigma^2 x + x^2 + \eta^2 - 2\eta x}{2\sigma^2} = -\frac{(x - (\eta + \sigma^2))^2 + \eta^2 - (\eta + \sigma^2)^2}{2\sigma^2}$$

$$= -\frac{(x - (\eta + \sigma^2))^2 - (\sigma^4 + 2\eta\sigma^2)}{2\sigma^2}$$

$$\Rightarrow E(Y) = e^{\frac{\sigma^4 + 2\eta\sigma^2}{2\sigma^2}} \underbrace{\int_{-\infty}^{+\infty} e^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x - (\eta + \sigma^2))^2}{2\sigma^2}} dx}_1 = e^{(\frac{\sigma^2}{2} + \eta)}$$

$$E(Y^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} (e^x)^2 \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\eta)^2}{2\sigma^2}} dx$$

$$2x - \frac{(x-\eta)^2}{2\sigma^2} = -\frac{4\sigma^2 x + (x-\eta)^2}{2\sigma^2} = -\frac{(x - (\eta + 2\sigma^2))^2 + \eta^2 - (\eta + 2\sigma^2)^2}{2\sigma^2}$$

$$= -\frac{(x - (\eta + 2\sigma^2))^2 - (4\sigma^4 + 4\eta\sigma^2)}{2\sigma^2}$$

$$\Rightarrow E(Y^2) = e^{\frac{4\sigma^4 + 4\eta\sigma^2}{2\sigma^2}} \underbrace{\int_{-\infty}^{+\infty} e^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x - (\eta + 2\sigma^2))^2}{2\sigma^2}} dx}_1 = e^{(2\sigma^2 + 2\eta)}$$



$$\text{var}(Y) = e^{(2\sigma^2+2\eta)} - e^{(\sigma^2+2\eta)} = e^{2\eta}(e^{2\sigma^2} - e^{\sigma^2})$$

کوشی

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \frac{\frac{a}{\pi}}{a^2 + x^2} dx = \frac{a}{2\pi} \ln(a^2 + x^2) \Big|_{x=-\infty}^{+\infty} = \infty - \infty$$

$E(x)$  به مفهوم دقیق ریاضی آن وجود ندارد. چون  $xf(x)$  مطلقاً انتگرال پذیر absolutely integrable نیست.   
 {البته Cauchy principle value برای انتگرال فوق صفر است. یعنی}

$$\lim_{m \rightarrow \infty} \int_{-M}^{+M} x \frac{\frac{a}{\pi}}{a^2 + x^2} dx = 0$$

لذا بعضاً (با تسامح)  $EX=0$  گفته می شود. به عبارت دیگر چون  $f(x)$  زوج است مقدار متوسط آن صفر است.   
 {با تسامح}

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \frac{\frac{a}{\pi}}{a^2 + x^2} dx = \infty$$

$\text{var}(X)$  وجود ندارد.

(15)

$$f(x) = \frac{x}{\sigma^2} e^{\frac{-x^2}{2\sigma^2}}$$

$$f'(x) = \frac{1}{\sigma^2} e^{\frac{-x^2}{2\sigma^2}} + \frac{x}{\sigma^2} \left(-\frac{x}{\sigma^2}\right) e^{\frac{-x^2}{2\sigma^2}} = 0 \rightarrow 1 - \frac{x_{\text{mod}}^2}{\sigma^2} = 0 \rightarrow \underline{\underline{x_{\text{mod}} = \sigma}}$$

$$F(x) = \int_0^x \frac{u}{\sigma^2} e^{\frac{-u^2}{2\sigma^2}} du \stackrel{v=\frac{u^2}{2\sigma^2}}{=} \int_0^{\frac{x^2}{2\sigma^2}} e^{-v} dv = (-e^{-v}) \Big|_0^{\frac{x^2}{2\sigma^2}} = 1 - e^{\frac{-x^2}{2\sigma^2}} = \frac{1}{2}$$

$$\rightarrow \frac{x_{\text{mod}}^2}{2\sigma^2} = \ln 2 \rightarrow \underline{\underline{x_{\text{med}} = \sigma \sqrt{2 \ln 2}}}$$

$$\text{we had: } \underline{\underline{x_{\text{mean}} = \sigma \sqrt{\frac{\pi}{2}}}}$$

So in the Rayleigh distribution we have :

$$\underbrace{x_{\text{mod}}}_{\sigma} \underbrace{x_{\text{med}}}_{1.177\sigma} \underbrace{x_{\text{mean}}}_{1.253\sigma}$$

(16)

$$\eta = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx = \int_{-\infty}^{+\infty} x \frac{dF(x)}{dx} dx$$

$$\frac{dF(x)}{dx} = -\frac{d}{dx}(1 - F(x))$$

$$\eta_x = \int_{-\infty}^0 x \frac{dF(x)}{dx} dx - \int_0^{+\infty} x \frac{d(1-F(x))}{dx} dx$$

(part by part integration)

$$= (xF(x)) \Big|_{-\infty}^0 - \int_{-\infty}^0 F(x) dx - (x(1-F(x))) \Big|_0^{\infty} + \int_0^{\infty} (1-F(x)) dx$$

اگر  $F(x)$  آنچنان باشد که  $\lim_{x \rightarrow -\infty} xF(x) = \lim_{x \rightarrow \infty} x(1-F(x)) = 0$  نتیجه می شود

$$\eta = \int_0^{\infty} (1-F(x)) dx - \int_{-\infty}^0 F(x) dx$$

(17)

**الف)** برای هر الکترون از واقعه عبور یا عدم عبور الکترون از سد پتانسیل روبرو هستیم. لذا احتمال عبور  $n$

الکترون از  $N$  الکترون توزیع دوجمله ای است. (آزمایش برنولی) ولی چون  $1 < P = \frac{n}{N} < N$  و  $N \gg 1$  و  $Np = n$  عدد محدودی است می توانیم از توزیع پواسن برای  $n$  استفاده کنیم.

$$f(n) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^n}{n!}$$

(ب)

$$E(n) = \lambda \quad \sigma_n^2 = \lambda$$

$$i = cn \rightarrow E(i) = cE(n) = c\lambda \rightarrow \sigma_i^2 = cE(i)$$

$$\sigma_i^2 = c^2 \sigma_n^2 = c^2 \lambda$$