

Μαθημα 6^ο

Άσκηση 1.10

X_1, X_2, \dots, X_n i.s. $G(a, \theta)$
↳ γνωστό

Ρωτήστε ΑΟΕΑ κτιφάνη

Λύση

$$f(x, \theta) = \frac{x^{a-1} e^{-x/\theta}}{\theta^a \Gamma(a)}, \quad x \geq 0$$

$f(x, \theta)$

$\theta \in \mathcal{A}$ να δοθεί αν προκύψει να γραφεί την $f(x, \theta)$ σαν
 γινόμενο $c(\theta) \cdot h(x) \cdot e^{Q(\theta) \cdot T(x)}$ $x \in A$

Εξω $c(\theta) = \frac{1}{\theta^a}$, $h(x) = \frac{x^{a-1}}{\Gamma(a)}$, $Q(\theta) = -\frac{1}{\theta}$, $T(x) = x$

$M \subset A = \{x \geq 0\}$ ανεξ/zo zw θ

Το i.e.a στην ανισότητα C-R ενισχυθείτε αν -v

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \ln \Pi f(x, \theta) = K(\theta, n) (U - g(\theta))$$

$$\ln \Pi f(x, \theta) = \ln \left\{ \frac{(\prod x_i^{a-1}) e^{-\sum x_i/\theta}}{\theta^{na} \Gamma^n(a)} \right\} =$$

$$= \ln(\prod x_i^{a-1}) - \frac{\sum x_i}{\theta} - na \ln \theta - n \ln \Gamma(a)$$

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \ln \Pi f(x, \theta) = \frac{\sum x_i}{\theta^2} - \frac{na}{\theta} = \frac{an}{\theta^2} \left(\frac{\sum x_i}{an} - \theta \right)$$

Άρα: $U = \frac{\sum x_i}{an}$ είναι ΑΟΕΑ του θ και ισχύει

n i.e.a της ανισότητας C-R

Καταβέ C-R για τις συναρτήσεις ADEA της θ
 Τώρα αν τις συναρτήσεις ADEA για το $1/\theta$ τα απαριθμεί
 με τον επαρκώς + πλήρως τρόπο

Α) Α) Α) Τρόπος: (1) Βήμα: επαρκής

$$\prod f(x_i, \theta) = \prod x_i^{a-1} \frac{e^{-2x_i/\theta}}{\theta^a \Gamma(a)} = g(2x_i, \theta) h(x)$$

Επιπλέον $2x_i$ επαρκώς 6.6.

(2) Βήμα: θ .δ.ο. $2x_i$ πλήρως 6.6.

$$m_{2x_i}(t) \stackrel{\text{συνδ.}}{\text{καθόλου}} m_{x^n}(t) = [(1-\theta t)^{-a}]^n = (1-\theta t)^{-an}$$

↑
 με αναστρέφ.

$$t < 1/\theta$$

↓
 παραγωγίζονται της Γάμπα (an, θ)

$$T = 2x_i$$

$$f_T(t) = \frac{t^{an-1} e^{-t/\theta}}{\theta^{an} \Gamma(an)}, \quad t \geq 0$$

$$E h(t) = 0 \quad \forall \theta \in \mathbb{H} \Rightarrow h(t) = 0 \quad \forall t$$

$$\int_0^{\infty} \frac{h(t) t^{an-1} e^{-t/\theta}}{\theta^{an} \Gamma(an)} dt = 0 \quad \forall \theta \in \mathbb{H}$$

$$\int_0^{\infty} h(t) \cdot t^{an-1} e^{-t/\theta} dt = 0 \quad \forall \theta \in \mathbb{H}$$

$$\int_0^{\infty} r(t) \cdot e^{-t/\theta} dt = 0 \quad \forall \theta \in \mathbb{H}$$

$L(r(t)) = 0$ που είναι ο μετασχηματισμός Laplace
 οπότε και $r(t) = 0$

Αρα $T = \sum X_i$ είναι ηθική.

Επειδή σε αυτό το πρόβλημα θα πρέπει να βρω μετασχηματισμό Laplace
Επομένως πρέπει να παραίτησω:

$$E T \stackrel{T \sim \Gamma(a, \theta)}{\sim} a n \theta \Rightarrow E T = \theta a n$$

Τώρα για το ΑΟΕΑ του $1/\theta$ θα ναίω $E(1/T)$

$$E \frac{1}{T} = \int_0^{\infty} \frac{1}{t} \frac{t^{an-1} e^{-t/\theta}}{\theta^{an} \Gamma(an)} dt = \int_0^{\infty} \frac{t^{an-2} e^{-t/\theta}}{\theta^{an} \Gamma(an)} dt$$

$$= \frac{1}{\theta^{an} \Gamma(an)} \int_0^{\infty} t^{an-2} e^{-t/\theta} dt = \frac{1}{\theta^{an} \Gamma(an)} \int_0^{\infty} \frac{t^{(an-1)-1} e^{-t/\theta}}{t} dt$$

$$= \frac{\theta^{an-1} \Gamma(an-1)}{\theta^{an} \Gamma(an)} \int_0^{\infty} \frac{t^{(an-1)-1} e^{-t/\theta}}{\theta^{an-1} \Gamma(an-1)} dt =$$

$$\text{δ.π.π.} : \frac{x^{a-1} e^{-x/\theta}}{\theta^a \Gamma(a)}$$

$$= \frac{1}{\theta(an-1)}$$

$$\Gamma(a) = (a-1) \Gamma(a-1)$$

Αρα ο ΑΟΕΑ της $1/\theta$ είναι $E \frac{an-1}{T}$

Άσκηση 1.11

$$f(x, \theta) = \frac{x+1}{\theta(\theta+1)} e^{-x/\theta}, \quad x \geq 0, \quad \theta > 0$$

Να βρεθεί η ΛΟΕΛ των:

$$i) g_1(\theta) = \frac{\theta(1+2\theta)}{\theta+1}$$

$$ii) g_2(\theta) = \frac{(3+2\theta)(2+\theta)}{\theta+1}$$

Λύση

Το π.ο. $x \geq 0$ της εξίσωσης από το θ άρα θα πρέπει να δώσουμε αν η $f(x, \theta)$ ανήκει στην εκθετική οικογένεια κατανομών.

$$C(\theta) = \frac{1}{\theta(\theta+1)}$$

$$h(x) = x+1$$

$$T(x) = x$$

$$Q(\theta) = -\frac{1}{\theta}$$

$$\text{Πάρα για C-R: } \prod f(x_i, \theta) = \frac{\prod (x_i+1)}{\theta^n (\theta+1)^n} e^{-\sum x_i/\theta}$$

$$\ln \prod f(x_i, \theta) = \ln \prod (x_i+1) - n \ln \theta - n \ln (\theta+1) - \frac{\sum x_i}{\theta}$$

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \ln \prod f(x_i, \theta) = \left(-\frac{n}{\theta} - \frac{n}{\theta+1} \right) + \frac{\sum x_i}{\theta^2} =$$

$$\left[= \kappa(\theta, n) (U - g(\theta)) \right] = \frac{n}{\theta^2} \left(\frac{\sum x_i}{n} - \frac{(2\theta+1)\theta^2}{\theta(\theta+1)} \right)$$

" $g_1(\theta)$

Enpitous $\frac{\sum x_i}{n}$ AOEΔ ins $g_1(\theta)$

Evas n $g_2(\theta) \stackrel{?}{=} a g_1(\theta) + b$

$$\frac{(3+2\theta)(9+\theta)}{\theta+1} = \frac{a(2\theta+1)}{\theta+1} + b \Rightarrow a=1, b=6$$

Apa o AOEΔ ins $g_2(\theta)$ evas $\frac{\sum x_i}{n} + 6$

Άσκηση 1.7.

X_1, X_2, \dots, X_n Gamma $(1, \theta)$
 Επαρκής σ.β. για θ ?

Η αίσθηση είναι ειδική περίπτωση της 1.10. (Gamma (a, θ))
 έχει διαφέρει ότι $\sum X_i$ επαρκής.

Άσκηση 1.6.

X_1, X_2, \dots, X_n $B(2, \theta)$

i) Συνάρτησης της θ .

ii) Απαιτούμενος της $P(X=2)$

$$P(x, \theta) = \binom{2}{x} \theta^x (1-\theta)^{2-x}, \quad x=0, 1, 2, \dots \quad *$$

Λύση.

i) $\left\{ \begin{array}{l} \text{Επιλέγεται} \rightarrow \text{αυτονομική απαιτούμενα} \\ \text{Διακρίματα} \rightarrow 0 \end{array} \right\}$

• Ξέρω ότι στη διακριτική $B(2, \theta)$ είναι: $EX = 2\theta$
 $E\bar{X} = E \sum_{i=1}^n X_i = \sum_{i=1}^n EX_i = 2\theta$

Επομένως, απλά προκύπτει ότι: $E\frac{\bar{X}}{2} = \theta \rightarrow$ απαιτούμενος \Rightarrow

\Rightarrow αυτονομικά απαιτούμενος (\Leftrightarrow απαιτούμενος)

• Διακρίματα $\rightarrow \text{Var } \frac{\bar{X}}{2} = \frac{1}{4} \text{Var } \bar{X} = \frac{1}{4} \text{Var } \sum_{i=1}^n X_i = \frac{\sum \text{Var } X_i}{4n^2} =$
 $= \frac{2\theta(1-\theta)}{4n} \rightarrow 0$

ii) $P(X=2) \stackrel{!}{=} \theta^2$

Ισχύει πάντοτε ότι:

$$E\sigma^2 = \sigma^2$$

Η στατιστική διακρίματα
 είναι απαιτούμενη εκτίμηση ως
 ορθομετρική.

$$ES^2 = \sigma^2 \Rightarrow ES^2 = 2\theta(1-\theta) \Rightarrow ES^2 = 2\theta - 2\theta^2 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow 2\theta^2 = 2\theta - ES^2 \Rightarrow \theta^2 = \theta - \frac{1}{2}ES^2$$

Δείξαμε ότι: $E\frac{\bar{X}}{2} = \theta$



Εάν θέλουμε να έχουμε
αναμενόμενες τιμές μόνο

↓
εάντις εκτίμησης του θ
(αναμενόμενες τιμές)

Άρα: $\theta^2 = E\frac{\bar{X}}{2} - \frac{1}{2}ES^2 \Rightarrow \theta^2 = E\frac{\bar{X} - S^2}{2}$

↓
ΑΟΕΔ εκτίμησης
του θ^2

Άσκηση 1.8.

X_1, X_2, \dots, X_n τυχαία δείγματα από έναν πληθυσμό με κατανομή $N(\mu, \sigma^2)$

- i) εναρμόνισ β.β. για το σ^2 όταν μ γνωστό
ii) εναρμόνισ β.β. για το $\theta = (\mu, \sigma^2)$

Λύση. σ^2

(i) $f(x, \theta) = (2n\theta)^{-1/2} e^{-\frac{1}{2\theta}(x-\mu)^2}$

$$\prod f(x_i, \theta) = (2n\theta)^{-n/2} e^{-\frac{1}{2\theta} \sum (x_i - \mu)^2} =$$

$$= g(\sum (x_i - \mu)^2, \theta) \cdot h(x)$$

(ii) $f(x, \theta_1, \theta_2) = (2n\theta_2)^{-1/2} e^{-\frac{1}{2\theta_2}(x-\theta_1)^2}$

$$\prod f(x, \theta_1, \theta_2) = (2n\theta_2)^{-n/2} \cdot e^{-\frac{1}{2\theta_2} \sum (x_i - \theta_1)^2}$$

$$= (2n\theta_2)^{-n/2} \cdot e^{-\frac{1}{2\theta_2} \{ \sum x_i^2 - 2\theta_1 \sum x_i + n\theta_1^2 \}}$$

$$= (2n\theta_2)^{-\frac{n}{2}} \cdot e^{-\frac{1}{2\theta_2} \sum x_i^2 + \frac{\theta_1}{\theta_2} \sum x_i - \frac{n\theta_1^2}{2\theta_2}}$$

$$= g(\sum x_i^2, \sum x_i, \theta) h(x)$$

$$(\sum x_i, \sum x_i^2)$$

Άσκηση 1.19.

Έστω X_1, X_2, \dots, X_n τ.σ. από την $f(x, \theta) = \theta(1-\theta)^x$, $x=0,1,2,\dots$
 και $0 < \theta < 1$.

i) ΑΟΕΑ το $\frac{1-\theta}{\theta}$

Μέθοδος 1ος Τρόπος C-R

ΑΟΕΑ \leftrightarrow Το no. \rightarrow εξαρτάται από το θ ;
 $f(x, \theta) \rightarrow$ ανήκει στην ενδεχόμενη οικογένεια;

Το no. δεν εξαρτάται από το θ .

$$f(x, \theta) = \theta \cdot e^{\log(1-\theta)^x} = \theta \cdot 1 \cdot e^{x \cdot \log(1-\theta)}, \quad x \in \mathbb{N}$$

Ανήκει στην ενδεχόμενη οικογένεια.

$$\prod f(x_i, \theta) = \theta^n (1-\theta)^{\sum x_i}$$

$$\ln \prod f(x_i, \theta) = n \ln \theta + \sum x_i \ln(1-\theta)$$

$$\frac{\partial}{\partial \theta} \ln \prod f(x_i, \theta) = \frac{n}{\theta} - \frac{\sum x_i}{1-\theta} \left(= \frac{n(1-\theta) - \sum x_i \cdot \theta}{\theta(1-\theta)} \right)$$

$$= -\frac{n}{1-\theta} \left[\frac{\sum x_i}{n} - \frac{1-\theta}{\theta} \right]$$

Αρα $\frac{\sum x_i}{n}$ ΑΟΕΑ της $\frac{1-\theta}{\theta}$

(Μέθοδος 2ος Τρόπος
 να θ δε θα μπορούσε να
 περνάει C-R να βρω ΑΟΕΑ)

2ος Τρόπος

$\sum x_i$ επαρκής. / παρατηρούμε ότι η συνάρτηση $\frac{1-\theta}{\theta}$ είναι
 θα είναι: $\frac{1-\theta}{\theta} = \frac{1}{\theta} - 1$

Άσκηση 1.13

$$X_1, X_2, \dots, X_n \text{ i.i.d.}, E \sim \theta (1/\theta)$$

$$f(x, \theta) = \frac{1}{\theta} e^{-\frac{1}{\theta} x}, \quad x \geq 0$$

(i) N.S.O. X_2 ανεξαρτητως της θ και να βρεθεί η διακύμανση

$$\text{τυπολόγιο} \rightarrow E X_2 = \theta$$

$$\text{Var } X_2 = \frac{1}{(1/\theta)^2} = \theta^2$$

(ii) v.S.O. $X_1 + X_2$ ανεξαρτητως θ .

$$\prod_{i=1}^2 f(x_i, \theta) = \frac{1}{\theta^2} e^{-\frac{1}{\theta} (x_1 + x_2)} = g(x_1 + x_2, \theta) h(x)$$

(iii) Να βρεθεί ο εκτιμητής $E(X_2 / X_1 + X_2)$
 Είναι ο εκτιμητής αυτών καλύτερος από τον X_2 ;

105
~~100~~) Rao - Blackwell

Αρα ανιστιμή του Rao - Blackwell. (αυγύρι του προβλήματος)

905
~~900~~ τυπολόγιο $E(X_2 / X_1 + X_2)$ X_2 : εκτιμητής

$$= \int x_2 \underbrace{f_{X_2 / X_1 + X_2}(x_2 / t)}_{\text{Αξιοποίηση}} dx_2$$

Προσδιορισμός της $X_2 / X_1 + X_2$

$$X_1 \sim E \sim \theta (1/\theta)$$

$$X_2 \sim E \sim \theta (1/\theta)$$

$$X_2 / X_1 + X_2 \sim ;$$

$$f_{X_2 / X_1 + X_2} = \frac{f_{X_2, X_1 + X_2}}{f_{X_1 + X_2}} \leftarrow \text{πρέπει να βρω}$$

τυπολογώ

$$\begin{aligned}
 \bullet \quad m_{X_1+X_2}(t) &= m_{X^2}(t) = \left[\frac{1}{\theta} \right]^2 \rightarrow \left[\frac{1}{\theta-t} \right]^{-2} = \\
 &= \left(1 - \frac{1}{\theta} t \right)^{-2}, \quad t < \frac{1}{\theta} \quad \text{παράγωγισια} \\
 & \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \quad \text{ins } \Gamma(2, \theta)
 \end{aligned}$$

$$f_{X_1+X_2}(t) = \frac{t^{2-1} e^{-t/\theta}}{\theta^2 \Gamma(2)} = \frac{t e^{-t/\theta}}{\theta^2}, \quad t \geq 0$$

$$\bullet \quad f_{X_1, X_2}(x_1, x_2) = f_{X_1}(x_1) f_{X_2}(x_2) = \frac{1}{\theta^2} e^{-(x_1+x_2)/\theta}$$

$$\text{Θέτω } \begin{cases} W = X_2 \\ T = X_1 + X_2 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} X_1 = T - W \\ X_2 = W \end{cases} \quad \text{1-1 μετασχηματισμός}$$

(Μετασχηματισμός και λαμβάνουμε ορίσματα)

$$J = \begin{vmatrix} 1 & -1 \\ 0 & 1 \end{vmatrix} = 1.$$

$$f_{W, T}(w, t) = \frac{1}{\theta^2} e^{-t/\theta}$$

$$\left. \begin{aligned} & X_1 = T - W \Rightarrow T - W \geq 0 \\ & X_1 \geq 0 \\ & \text{και } X_2 = W, X_2 \geq 0 \Rightarrow W \geq 0 \end{aligned} \right\} \Rightarrow \begin{cases} t \geq w \\ w \geq 0 \end{cases} \text{ n.o.}$$

Άρα $f_{X_2/X_1+X_2} = \frac{\frac{1}{\theta^2} e^{-t/\theta}}{t \cdot e^{-t/\theta}} = \frac{1}{t} \quad \underline{0 < X_2 \leq t}$

$$\begin{aligned}
 \text{Επιπλέον } E(X_2/X_1+X_2) &= \int_0^t X_2 \frac{1}{t} dX_2 = \frac{t}{2} = \\
 &= \frac{X_1 + X_2}{2}
 \end{aligned}$$

$$\text{Apo } E \frac{X_1 + X_2}{2} = \theta$$

$$\text{Var } \frac{X_1 + X_2}{2} = \frac{1}{4} (\text{Var } X_1 + \text{Var } X_2) =$$

$$= \frac{1}{4} (\theta^2 + \theta^2) = \frac{\theta^2}{2} < \text{Var } X_2 = \theta^2$$

3^{ος} ιρονος : X_2 απειροσημος

$X_1 + X_2$ εναρπης

(ειναι το Απο Blankwell : $U = X_2$, $T = X_1 + X_2$)

ημορφη v.s.o. $T = X_1 + X_2$: ημορφη

$$f_T(t) = \frac{t \cdot e^{-t/\theta}}{\theta^2}, t \geq 0$$

$$E T = 2\theta \Rightarrow E \left(\frac{T}{2} \right) = \theta$$

$$\frac{T}{2} = \frac{X_1 + X_2}{2}$$

ΑΟΕΑ του θ . $E(X_2 | X_1 + X_2) = U_1(T)$
 (εναρπης του T ημορφη
 του απειροσημου του θ .)

\Rightarrow ημορφη

$$E(U_1(T) - U_2(T)) = 0 \Rightarrow E h(T) = 0 \Rightarrow h(T) = 0 \quad \forall t$$

$$E \left(\underbrace{E(X_2 | X_1 + X_2)}_{U_1(T)} \right) = E(X_2) = \theta$$

$$E(U_2(T)) = \theta$$

$$U_1(T) = U_2(T)$$

$$\text{ΑΟΕΑ του } \theta \rightarrow \frac{T}{2}$$

(iv) ΑΟΕΑ του $\frac{1}{\theta}$;

$$E\left(\frac{1}{T}\right) = \int_0^{+\infty} \frac{1}{t} \cdot \frac{t \cdot e^{-t/\theta}}{\theta^2} dt = \frac{1}{\theta^2} \int_0^{+\infty} e^{-t/\theta} dt =$$

$$= \frac{1}{\theta^2} \cdot \theta \int_0^{+\infty} \frac{1}{\theta} \cdot e^{-t/\theta} dt = \frac{1}{\theta}$$

για να το κάνω ενδεχόμενα

Άρα $\frac{1}{T}$ ΑΟΕΑ του $\frac{1}{\theta}$

Άσκηση 1.14

X_1, X_2, \dots, X_n Τ.Σ. (X, θ)

$$f(x, \theta) = \theta \cdot e^{-\theta x}, \quad x \geq 0$$

ΑΟΕΑ της θ , $1/\theta$;

Λύση. Με L-S.

$$\prod f(x, \theta) = \theta^n e^{-\theta \sum x_i} \quad x \in A \text{ ανεξ. του } \theta.$$

$$= g(\sum x_i, \theta) h(x)$$

$T = \sum x_i$ επαφής 6.6.

$$\text{Προσέγγιση } m_T(x) = m_x^n(t) = \left(\frac{\theta}{\theta-t}\right)^n = \left(\frac{\theta-t}{\theta}\right)^{-n} =$$

$$= \left(1 - \frac{t}{\theta}\right)^{-n}, \quad t < \theta \quad \text{Γάμμα } \left(n, \frac{1}{\theta}\right)$$

$$E h(T) = 0 \quad \forall \theta \Rightarrow \int_0^{+\infty} h(t) \frac{t^{n-1} e^{-t/\theta}}{\left(\frac{1}{\theta}\right)^n \Gamma(n)} dt = 0 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \int_0^{+\infty} h(t) t^{n-1} e^{-t/\theta} dt = 0 \Rightarrow h(t) = 0 \quad \forall t$$

Apa $E T = n \frac{1}{\theta} \Rightarrow \boxed{E \frac{T}{n} = \frac{1}{\theta}}$ AOTD zov $\frac{1}{\theta}$

Dia ton AOTD zov θ υπολογισμ $E \frac{1}{T}$.

$$E \frac{1}{T} = \int_0^{+\infty} \frac{1}{t} \frac{t^{n-1} e^{-t\theta}}{\left(\frac{1}{\theta}\right)^n \Gamma(n)} dt =$$

$$= \frac{\theta^n}{\Gamma(n)} \int_0^{+\infty} \frac{t^{(n-1)-1} e^{-t\theta}}{\left(\frac{1}{\theta}\right)^{n-1} \Gamma(n-1)} dt$$

Apa $E \frac{n!}{T \Gamma(n)} = \theta \Rightarrow \boxed{E \left(\frac{n-1}{T} \right) = \theta}$

AOTD zov θ

Ασκήση 1.16.

X_1, \dots, X_n τ.δ. $U(0, \theta)$. AOTD zov θ ;

$f(x, \theta) = \frac{1}{\theta}, \quad 0 < x < \theta$

↓
 ↘ Δiv n ίσων ανεξάρτητων ομοειδών τ.δ. ομοειδών στο $\theta \rightarrow$ οχι C-R

$$\prod f(x_i, \theta) = \frac{1}{\theta^n} \left. \begin{array}{l} 0 < x_1 < \theta \\ 0 < x_2 < \theta \\ \vdots \\ 0 < x_n < \theta \end{array} \right\} 0 < x_{(1)} < x_{(n)} < \theta$$

$\prod f(x_i, \theta) = \frac{1}{\theta^n} I(x_{(n)}, +\infty)(\theta) I_{(0, x_{(1)})}(x_{(1)})$

$$F_{X(n)}(y) = P(X(n) \leq y) = P(X_1 \leq y, \dots, X_n \leq y) \text{ aut.} \\ = P(X_1 \leq y) \dots P(X_n \leq y) \stackrel{\text{ind.}}{=} P^n(X \leq y) = F_X^n(y)$$

$$f_{X(n)}(y) = n \left(\frac{y}{\theta}\right)^{n-1} \frac{1}{\theta} = \frac{ny^{n-1}}{\theta^n}, \quad 0 \leq y \leq \theta$$

$$F_X(y) = \int_0^y \frac{1}{\theta} dx = \frac{y}{\theta}$$

$$\int_0^{\theta} h(y) \frac{ny^{n-1}}{\theta^n} dy = 0 \quad \forall \theta \Rightarrow$$

$$\int_0^{\theta} h(y) y^{n-1} dy = 0 \quad \forall \theta \Rightarrow h(\theta) \cdot \theta^{n-1} = 0 \quad \forall \theta \Rightarrow \\ \Rightarrow h(t) = 0 \quad \forall t$$

$$E X(n) = \int_0^{\theta} y \frac{ny^{n-1}}{\theta^n} dy = \frac{n}{\theta^n} \frac{y^{n+1}}{n+1} \Big|_0^{\theta} =$$

$$= \frac{n \theta^{n+1}}{(n+1) \theta^n} = \frac{n}{n+1} \theta$$

$$\text{Apa: } E\left(\frac{n+1}{n} X(n)\right) = \theta.$$

Άσκηση

$$E(\sum a_i X_i) = \mu \Rightarrow \mu \sum a_i = \mu \Rightarrow \sum a_i = 1 \quad \text{Συνθήκη}$$

$$\text{Var}(\sum a_i X_i) = \sigma^2 \sum a_i^2$$

Εκw να ελαχιστοποιήσω το $\sum a_i^2$
 υπό τη συνθήκη $\sum a_i = 1$.

$$\varphi(a_1, a_2, \dots, a_n, \lambda) = \sum a_i^2 - \lambda (\sum a_i - 1)$$

Με τη μέθοδο των πολλαπλασιαστών
 Lagrange.

(Παίρνω έναν ποζι εκw για συνθήκη)

$$\frac{\partial \varphi}{\partial a_1} = 2a_1 - \lambda \Rightarrow \lambda = \frac{a_1}{2}$$

$$\frac{\partial \varphi}{\partial a_2} = 2a_2 - \lambda \Rightarrow \lambda = \frac{a_2}{2}$$

$$\frac{\partial \varphi}{\partial a_n} = 2a_n - \lambda \Rightarrow \lambda = \frac{a_n}{2}$$

$$\sum a_i = 1$$

160
 ή ζαζι w.

$$a_1 = a_2 = \dots = a_n$$

$$\sum a_i = 1 \Rightarrow a_i = \frac{1}{n}$$