

$$u_1(x) = x \Leftrightarrow u_1(10^3) = 100 u_1(10)$$

$$u_2(x) = \log x$$

$$u_2(10^3) = 3 u_2(10)$$

$$u(x+1) - u(x) \approx u'(x)$$

$$u_1'(x) = 1$$

$$u_2'(x) = \frac{1}{x}$$

§ 1.3 Απόδειξη μεθόδου στίγ, από φωνή
και συνδυασμο

u συν. ωφελιτότητας

Υπόθεση ότι $u'(x) > 0 \quad \forall x \in \mathbb{R} \text{ και } u''$

ορισμός ο ακρα. συνμ. καμφ. συνδυασμο
σε κλωτο w είναι ο υφιστάμενος

$$\gamma_u(w) := - \frac{u''(w)}{u'(w)} = - (\log u'(w))'$$

$A \tilde{u}$ είναι αλλ, συνάρτηση υπέρ
 για το ίδιο φερόσο, τότε $\exists \alpha > 0, \beta \in \mathbb{R}$
 ώστε $\tilde{u}(x) = \alpha u(x) + \beta$

$$r_u(w) = - \frac{a u''(w)}{a u'(w)} = - r_u(w)$$

$r_u(w) > 0 \Leftrightarrow u''(w) < 0 \Leftrightarrow u$ κοίλη
 κινδυνολογικό άτομο

Παραδείγματα

i) $u(x) = \log x, x > 0$

$$u'(x) = \frac{1}{x} \quad u''(x) = -\frac{1}{x^2}$$

$$r_u(x) = - \frac{-\frac{1}{x^2}}{\frac{1}{x}} = \frac{1}{x}$$

$$ii) u(x) = -e^{-ax}, \quad a > 0$$

$$u'(x) = a e^{-ax}, \quad u''(x) = -a^2 e^{-ax}$$

$$r_u(x) = \frac{a^2 e^{-ax}}{a e^{-ax}} = a$$

$$iii) u(x) = x^c, \quad x > 0, \quad c > 0 \text{ σταθερά}$$

- - -

Σημείωση του r_u

Εστω άτομο φέρει δ.ω. u , πληρωσία w .

Αντικείμε. κίνηση X με $E X = \mu$, $\text{Var} X = \sigma^2$

Εστω P το χρησιμο ποσό που έχει r_u u

η πληρωσί w u ασφαλίστη από τον X .

Τότε

$$P \approx \mu + \frac{1}{2} \sigma^2 \cdot r_u (w - \mu)$$

Από

το P κινουμένη

επιλογή $w - X$, $w - P$

$$E u(w - X) = E u(w - P)$$

$$\Rightarrow u(w - P) = E(u(w - X)) \quad (*)$$

Υπόθεση: ότι $P = \mu$.

$$\left(\begin{array}{l} x_0 \\ f(x_0) + \sum_{k=1}^{\infty} \frac{f^{(k)}(x_0)}{k!} \varepsilon^k \\ \approx \\ f(x_0 + \varepsilon) \end{array} \right)$$

$$u(w - P) = u(\overbrace{w - \mu}^{\mu} + \overbrace{\mu - P}^{\varepsilon})$$

$$\approx u(w - \mu) + u'(w - \mu) (\mu - P) \quad (1)$$

$$u(w - X) = u(\overbrace{w - \mu}^{\mu} + \overbrace{\mu - X}^{\varepsilon}) = u(w - \mu)$$

$$+ u'(w - \mu) (\mu - X) + \frac{1}{2} u''(w - \mu) (\mu - X)^2$$

$$E u(w - X) \approx u(w - \mu) + 0 + \frac{1}{2} u''(w - \mu) \text{Var}(X) \quad (2)$$

$$u'(w-\mu) | \mu - p | = \frac{1}{2} u''(w-\mu) \sigma^2$$

$$\mu - p = \frac{1}{2} \frac{u''(w-\mu) \sigma^2}{u'(w-\mu)}$$

$$= -\frac{1}{2} r_u(w-\mu) \sigma^2$$

$$\Rightarrow p \approx \mu + \frac{1}{2} r_u(w-\mu) \cdot \sigma^2$$

$r_u > 0$

§ 1.4 Ασφαλιστική Σχέση
(Κατασφάλιση, Μέθ. 5)

Ασφαλιστική Σχέση Πρωτό και Κε^ο

$I: [0, \infty) \rightarrow [0, \infty)$ με $I(x) \leq x$ & x

$I(x) = 0$ αν και μόνο αν $x = 0$ (αδελφότητα),
αλλιώς $I(x) > 0$

Παραδείγματα

- i) Πλήρης ασφάλιση: $I(x) = x$
- ii) Ανυπόστητη ασφάλιση: $I(x) = \lambda x, \lambda \in [0, 1]$
- iii) Υπερβαλλόμενη ζημία: $I(x) = (x - a)_+, a > 0$
" "
" $\max\{x - a, 0\}$

Ο ασφαλιστής πληρώνει

$$K(x) = x - I(x) \quad \leftarrow \text{ιδία κερπήματα.}$$

Καθορισμός κόστους μέσω συνάρτησης ωφελιμότητας

Πληρωμή για ασφαλιστή

Ασφαλισμένος έχει σ.ω a , πλυστο w ,

αναμεταωρίζει κίνδυνο X ,

G το μέγιστο που δεχεται να πληρώσει.

Πρέπει

ζημία: G < ασφαλ. , ασφαλιζέται

$$w - X \quad w - G - X + I(X)$$

$$E u(w-X) = E u(w-G-X+I(X))$$

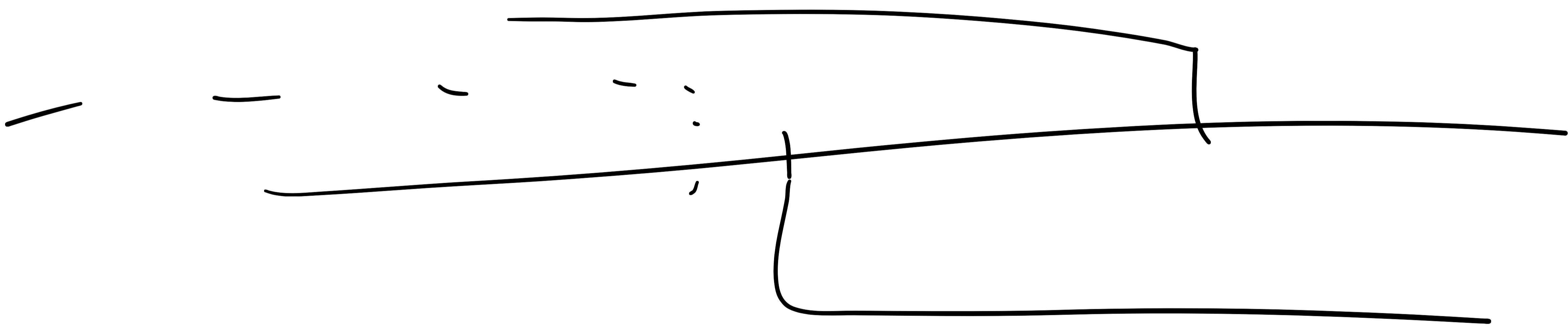
Πλεονεκτήματα ασφάλισης

Έχει σ.ω. u , πλεονεκτήματα w ,
ασφάλισης κινδύνου X .

G το ελάχιστο που πληρώνει

2 περιπτώσεις: w , $w+G-I(X)$

$$u(w) = E u(w+G-I(X))$$



Παράδειγμα Υπολογισμός των G απαιτούμενων

$$\text{όταν } u(x) = -e^{-ax}$$

$$u(x) = x - I(x)$$

1) Ασφάλιση.

$$E u(w-X) = E \{ u(w-G-I(X)) \}$$

$$- E(e^{-a(w-X)}) = -E(e^{-a(w-G-I(X))})$$

$$E(e^{aX}) = e^{aG} E(e^{aI(X)})$$

$= M_X(a)$

$$G = \frac{1}{a} \log \frac{M_X(a)}{M_X(a)}$$

ii) Ασφάλιση

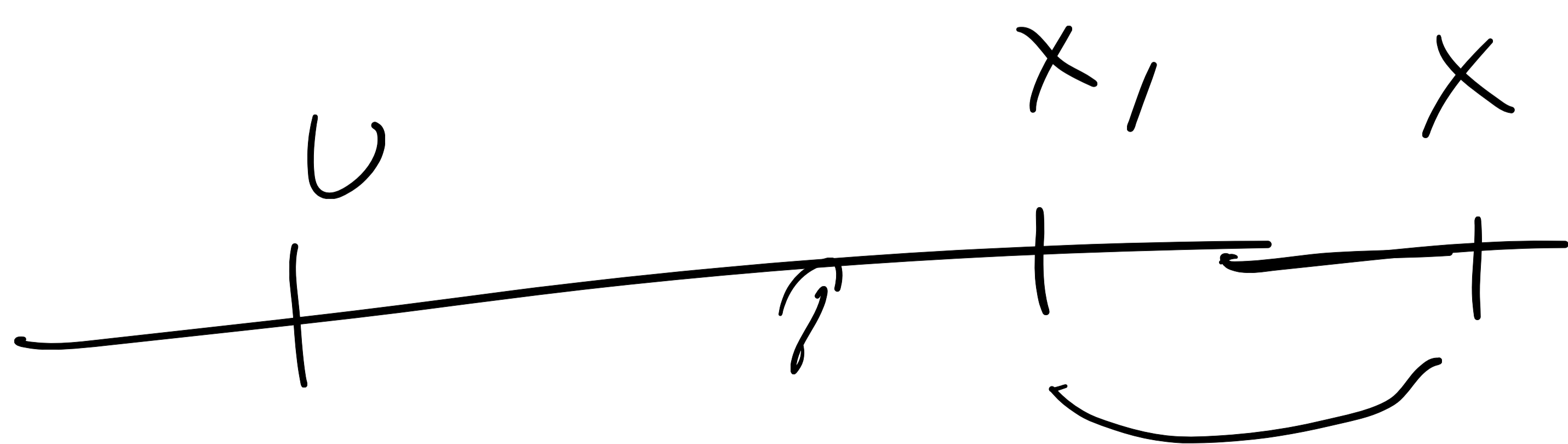
$$u(w) = E(u(w+G-I(X)))$$

$$+ e^{-aw} = E(e^{-aw-aG+aI(X)})$$

$$1 = e^{-aG} E(e^{aI(X)})$$

$$G = \frac{1}{a} \log M_{I(X)}(a)$$

$$I(x) = (x - x_1)_+$$



Συζητήσεις

$G(x_1)$: ασφάλιστρο με προτίμηση ασφάλισης
συνεπώς $F(x) = (x - x_1)_+$

$G^A(x_1)$: - - - ο ασφάλιστρος

$G(\lambda)$: ο ασφάλιστρος
οταν $F(x) = \lambda x$

$G^A(\lambda)$: - - - ο ασφάλιστρος
οταν $F(x) = \lambda x$

β) Ασφαλιστική εταιρία έχει αναλάβει χαρτοφυλάκιο συμβολαίων που οι αποζημιώσεις χαρακτηρίζονται από την κατανομή Pareto με παραμέτρους $\alpha = 3$ και $\lambda = 100$. Η ασφαλιστική εταιρία αντασφαλίζει το χαρτοφυλάκιο με κάλυψη υπερβάλλοντος ζημιάς ίδιας κράτησης M ώστε το 90% των αποζημιώσεων πληρώνονται από την ασφαλιστική εταιρία.

(i) Υπολογίστε το M .

(2,5 μονάδες)

(ii) Υπολογίστε το αναμενόμενο ύψος της αποζημίωσης που θα πληρώσει ο αντασφαλιστής για τα συμβάντα στα οποία συμμετέχει.

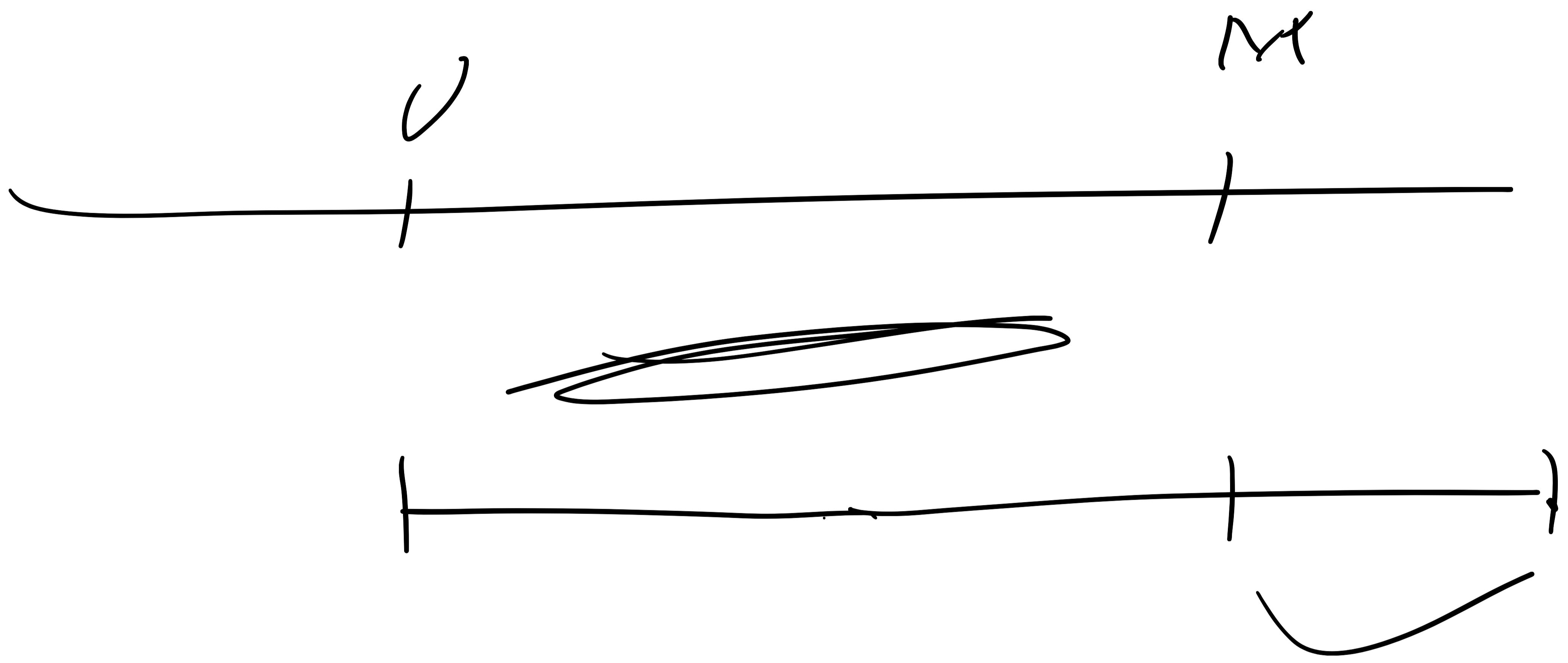
(2,5 μονάδες)

Δίνεται η Σ.Κ της Pareto: $F(x) = 1 - \left(\frac{\lambda}{\lambda+x}\right)^\alpha$, $x > 0$

$$- \lambda^\alpha (\lambda+x)^{-\alpha}$$

$$F'(x) = \frac{\alpha \lambda^\alpha}{(\lambda+x)^{\alpha+1}}$$

i) $t_0 \sigma_u$ X μ σ, μ, F



$$P(X \leq M) = 0.9$$

$$F(M) = 1 - \left(\frac{\lambda}{\lambda + M} \right)^a$$

$$\left(\frac{\lambda}{\lambda + M} \right)^a = 0.1 \Rightarrow \frac{\lambda}{\lambda + M} = 0.1^{\frac{1}{a}}$$

$$1 + \frac{M}{\lambda} = 10^{\frac{1}{a}}$$

$$M = \lambda (10^{\frac{1}{a}} - 1) \approx 77.82$$

$$ii) E((X - M)_+) = \int_0^{\infty} (x - M)_+ f_X(x) dx$$

$$= \int_M^\infty (x-M) \frac{a \lambda^a}{(\lambda+x)^{a+1}} dx$$

$$= \int_M^\infty (x-M) \left(-\left(\frac{\lambda}{\lambda+x}\right)^a \right)' dx$$

$$\int_M^\infty - (x-M) \frac{\lambda^a}{(\lambda+x)^a} \Big|_M^\infty + \int_M^\infty \frac{\lambda^a}{(\lambda+x)^a} dx$$

$$= \lambda^a \frac{(\lambda+x)^{-a+1}}{-a+1} \Big|_M^\infty = \frac{\lambda^a}{a-1} \frac{1}{(\lambda+M)^{a-1}}$$

$$= \frac{\lambda^a}{a-1} \frac{1}{(\lambda 10^{\frac{1}{a}})^{a-1}} = \frac{\lambda}{(a-1) 10^{\frac{a-1}{a}}}$$

$$= \frac{100}{3 \cdot 10^{\frac{3}{4}}} \approx 5.92$$

$$E X = \int_0^{\infty} (1 - F(t)) dt = \dots = \frac{\lambda}{\alpha - 1} = \frac{100}{3} = 33.\bar{3}$$

Άσκηση 1 (Κωτσόλα Ηρφ. 5)

Ασφαλισμένος με $u(x) = -e^{-x}$,
 Περσίδα w , αντιπαραβασίσι κινδύνου με

οικονομία $f(x) = \begin{cases} c e^{-x} & x \in (0, w) \\ 0 & x \in (\mathbb{R} \setminus (0, w)) \end{cases}$

με $c = \frac{e^w}{e^w - 1}$

Να βρεθεί το $G(\lambda)$, $G(\lambda_1)$ με
 $\lambda \in (0, 1)$, $\lambda_1 \in (0, w)$

Λύση

$G(\lambda)$ πρέπει

$$E u(w - X) = E u(w - G - X + \lambda X)$$

$$E (e^{-w+X}) = E (e^{-w+G+X-\lambda X})$$

$$E(e^X) = e^G E(e^{(1-\lambda)X})$$

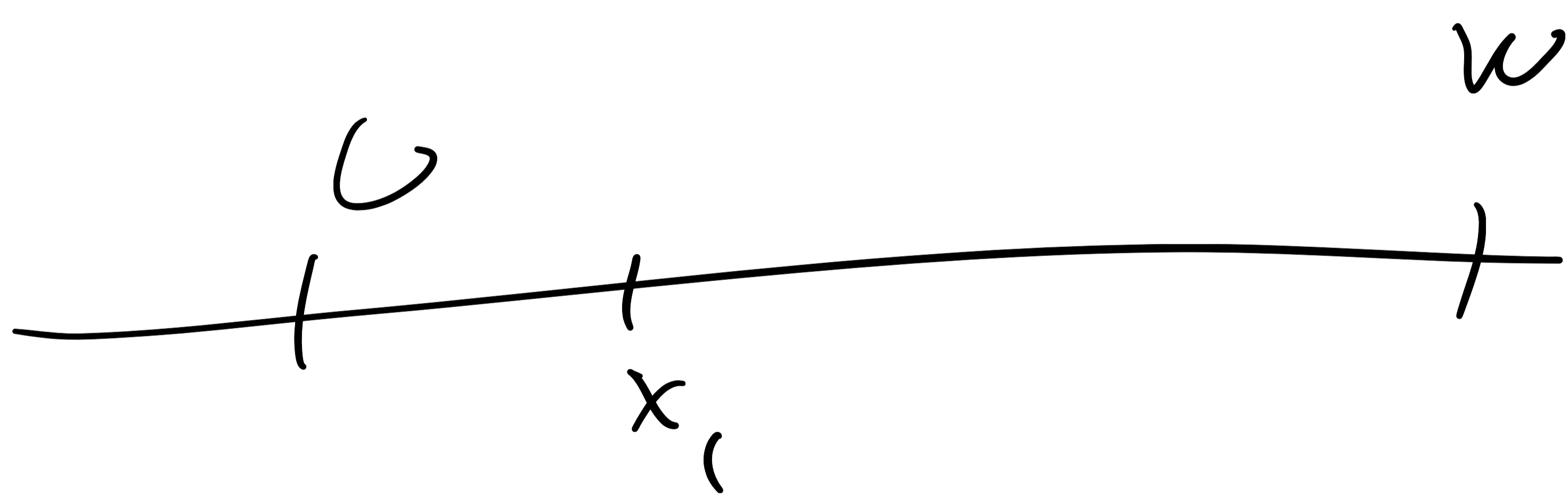
$$\int_0^w e^x c e^{-x} dx = e^G \int_0^w e^{(1-\lambda)x} c e^{-x} dx$$

$$w = e^G \int_0^w e^{-\lambda x} dx$$

$$= e^G \left[\frac{e^{-\lambda x}}{-\lambda} \right]_0^w = e^G \frac{e^{-\lambda w} - 1}{-\lambda}$$

$$e^G = \frac{\lambda w}{1 - e^{-\lambda w}}$$

$G(x)$



$$E u(w - X) = E u(w - G - K(X))$$

$$K(X) = X - (X - X_1)_+ = \begin{cases} X_1 & \text{as } X > X_1 \\ X & \text{as } X \leq X_1 \end{cases}$$

$$= X \wedge X_1$$

$$E(e^{-w+X}) = E(e^{-w+G+X_1})$$

$$E(e^X) = e^G E(e^{X_1})$$

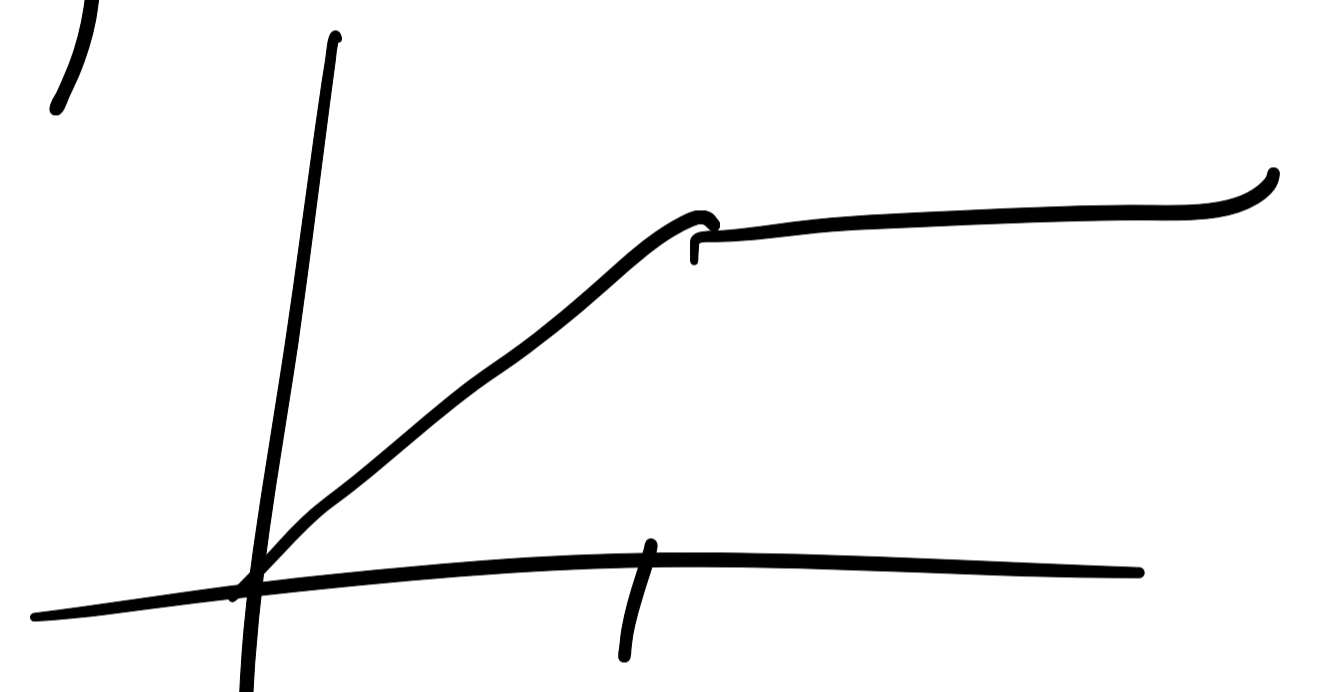
$$\int_0^w e^x c e^{-x} dx = e^G \int_0^w e^{x_1} c e^{-x} dx$$

$$\left(E h(X) = \int h(x) f(x) dx \right)$$

$$w = e^G \left(\int_0^{x_1} e^{x_1-x} dx + \int_{x_1}^w e^{x_1-x} c(x) dx \right)$$

$$= e^G \left(x_1 + \int_{x_1}^w e^{x_1-x} dx \right)$$

$$\dots G = \dots$$



Κεφάλαιο 2

§ 2.1 Αρχές υπολογισμού του ασθλιώτη
 X κινδύνου

Πόσο το ασθλιώτηρο, $\pi(X)$, για τον X .

α) Αρχές ισόδυναμίας

$$\pi(X) := EX$$

β) Αρχές της μεταβαλλομίας, $\in \mathbb{R} \setminus \{0\}$

$$\pi(X) := (1+a)EX, \quad a > 0$$

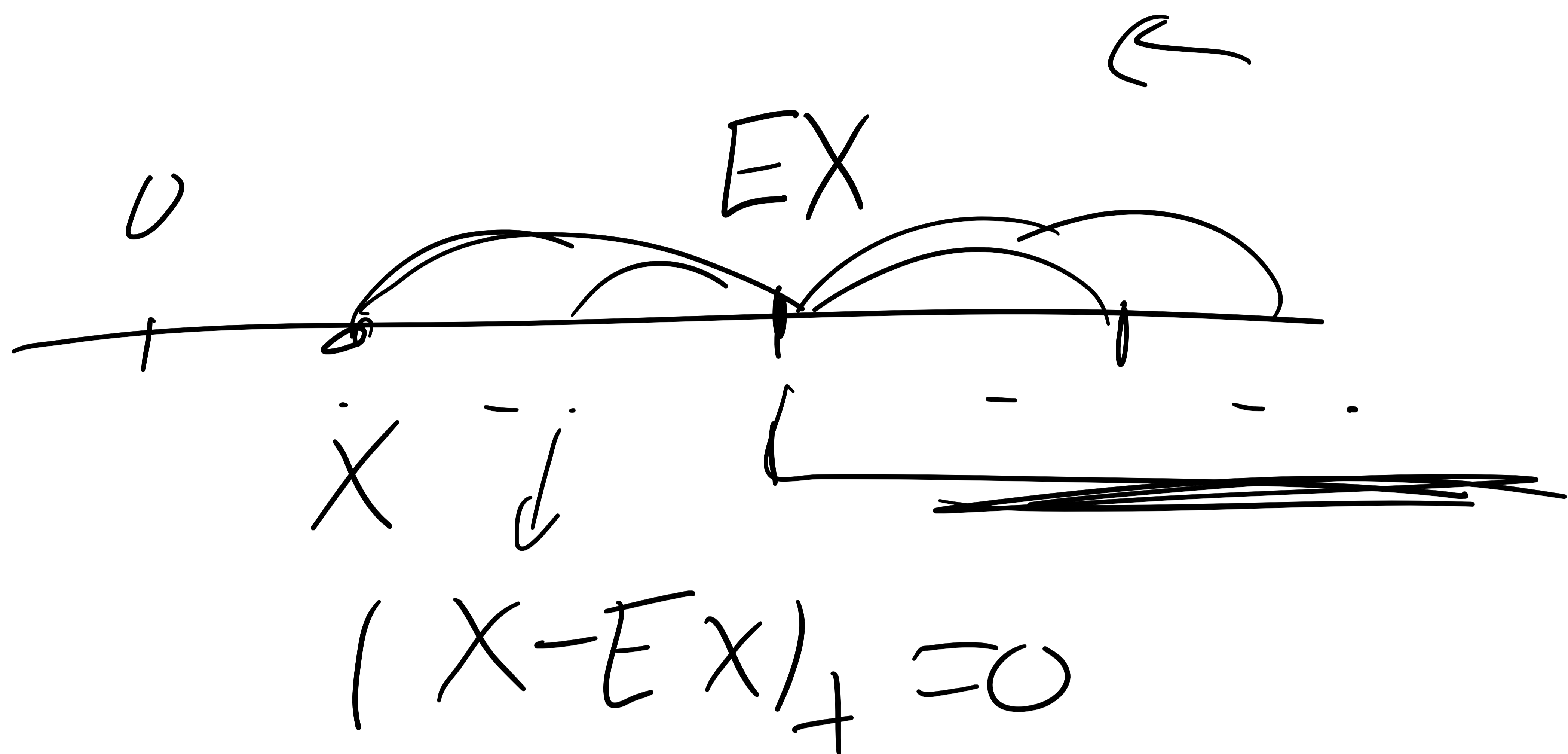
γ) Αρχές διασποράς

$$\pi(X) := EX + a \text{Var}(X)$$

δ) Αρχές υψηλής διασποράς $E((X-EX)^2)$

$$\pi(X) := EX + a \text{Var}_1(X)$$

$$\text{Var}_+(X) = E(|(X - EX)_+|^2)$$



2)

3) Ενθαλινη σΡΧι:

$$h(X) = \frac{1}{a} \log E(e^{ax}), \quad ax$$

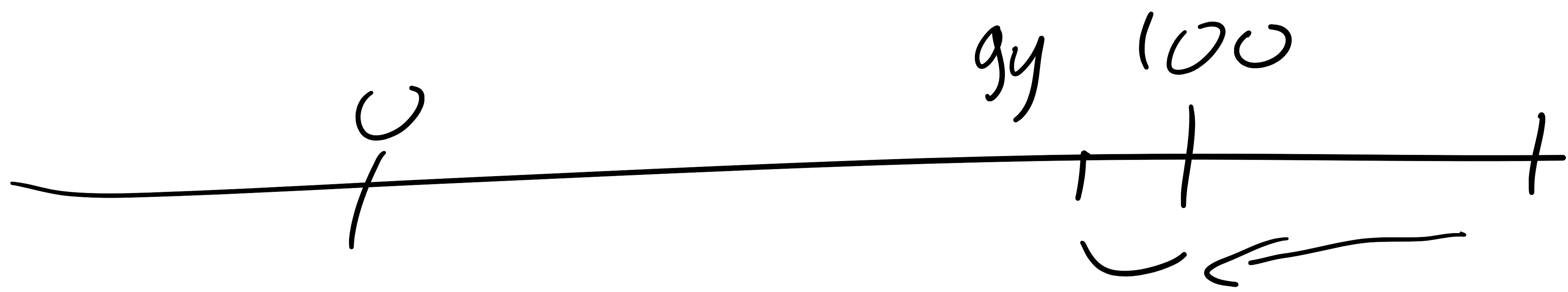
4)

θ) ΑΡΧι τῃ τῆρ 10τῃ αρω 15τῃ

• Αν 0 < X τῆρ αρω 15τῃ τῆρ 10τῃ
 τῆρ 15τῃ.

$$\zeta := \inf \{ s \in \mathbb{R} : \mathbb{P}(X \leq s) = 1 \}$$

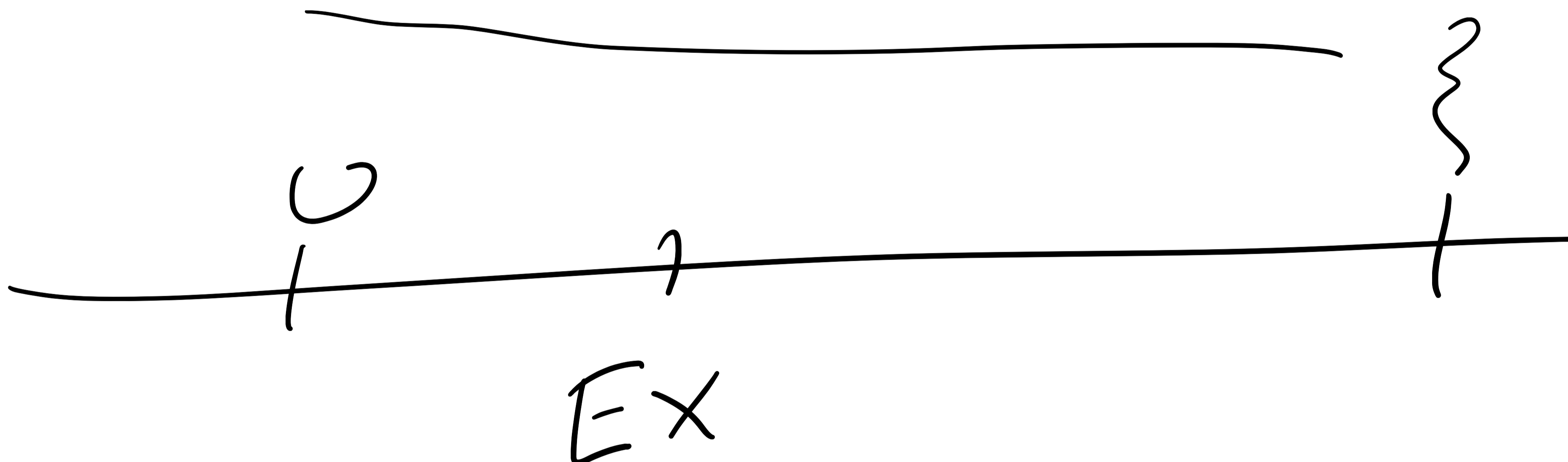
αυ αρω 20 αρω 15τῃ, ≠ φ



$$P(X \leq 99) = \frac{99}{100} \neq 1$$

(In $p \in [0, 1]$ ορισμός)

$$T_p(X) = p E(X) + (1-p) \xi$$

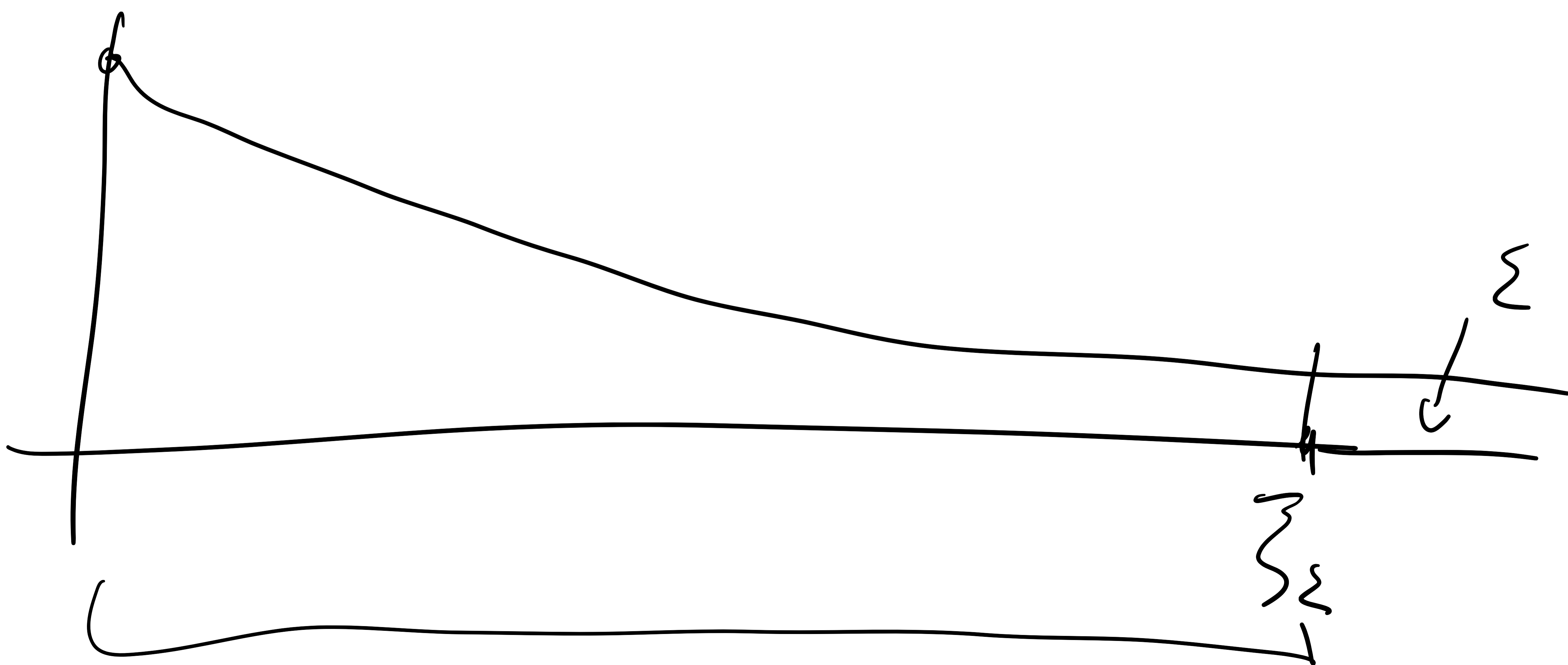


$$p = 0.3$$

• Αν $0 < X < \infty$ είναι αρνητική
 η.χ. $f(x) = e^{-x} \mathbb{1}_{x > 0}$

Θεωρούμε $p, \varepsilon \in (0, 1)$

Θεωρούμε $\xi_\varepsilon = \inf \{x : P(X > x) \leq \varepsilon\}$



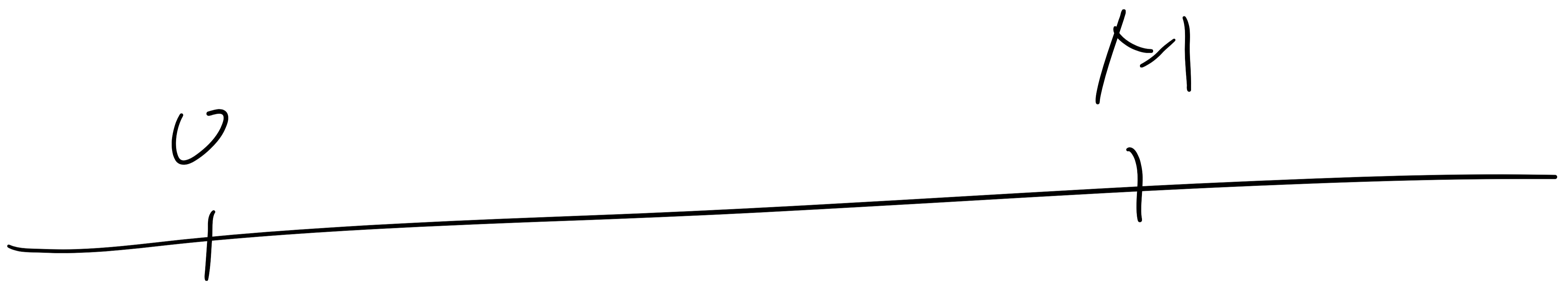
$$\text{Ηα, } P_{\varepsilon}(X) = pEX + (1-p)\xi$$

Δείκνουν ποιο το υποβλητικό της
απόδειξης για $p, \varepsilon \in (0, 1)$ στα ξ_i
του ορισμού με την πιθανότητα του X .

$$a) f(x) = e^{-x} \mathbb{1}_{x \geq 0}$$

$$b) f(x) = \frac{a}{(1+x)^{a+1}} \mathbb{1}_{x \geq 0} \quad a > 1 \text{ βεβαιώς}$$

λίγη



$$P(X > M) = 0$$

$$a) EX = \int_0^{\infty} x f(x) dx = 1$$

$$\xi_{\varepsilon} = \inf \{ x : P(X > x) \leq \varepsilon \}$$

$$P(X > x) = \int_x^{\infty} e^{-t} dt = -e^{-t} \Big|_x^{\infty} = e^{-x}$$

$$\begin{aligned} \left\{ \varepsilon = \inf \{ x: e^{-x} \leq \varepsilon \} \right. \\ \left. = \inf \{ x: x \geq \ln \frac{1}{\varepsilon} \} = \ln \frac{1}{\varepsilon} \right. \end{aligned}$$

$$\Gamma_{P, \varepsilon}(X) = P + (1-P) \ln \frac{1}{\varepsilon}$$

$$b) E[X] = \int_0^{\infty} x \frac{a}{(1+x)^{a+1}} dx =$$

$$= \int_0^{\infty} x \left(-(1+x)^{-a} \right)' dx = -x(1+x)^{-a} \Big|_0^{\infty}$$

$$+ \int_0^{\infty} (1+x)^{-a} dx = \frac{(1+x)^{-a+1}}{-a+1} \Big|_0^{\infty}$$

$$= \frac{1}{a-1}$$

$$P(X > x) = \int_x^{\infty} \frac{q}{(1+t)^{q+1}} dt$$

$$= - (1+t)^{-q} \Big|_x^{\infty} = \frac{1}{(1+x)^q}$$

$$\} \varepsilon = \{ x : \frac{1}{(1+x)^q} \leq \varepsilon \}$$

$$= \left(\frac{1}{\varepsilon} \right)^{\frac{1}{q}} - 1$$

Αόκωσ. Ιδω τ εσ τσφσ σν σ

$X \in X_{II}$ σμψπσσσσ σ σσσσσσσσ

$$f_X(k) = \binom{50}{k} q^k (1-q)^{50-k}$$

$$k = 0, 1, \dots, 50$$

$$q = 0.1$$

$$X \sim B_{II}(50, q)$$

σσσσ

$$EX = 50 \cdot q = 5$$

X είναι φασματικό με $\xi = 50$

$$\Pi_p(X) = p \cdot 5 + (1-p)50$$

Επιθυμώ (ιδιότητες) αφορούν ως διαίτημα

Εστω Π μια αξία ως διαίτημα

1) $\Pi(X) \geq EX$

2) $\Pi(X) \leq \xi$ ($= \inf\{\xi: P(X \leq \xi) = 1\}$)

3) $\Pi(X+c) = \Pi(X) + c$

4) $\Pi(X+Y) = \Pi(X) + \Pi(Y)$

για X, Y ανεξάρτητα κινδύων

5) $\Pi(X) = \Pi(\underbrace{\Pi(X|Y)}_S)$

Δοκίμασε Η $\Pi(X) = EX$ Ιθακανοποιείται

1-5.

1004

1) 0 u

2) $E X \leq \}$

3) v

4) $E(X+Y) = EX + EY$

5) $E(E(X|Y)) = E(X)$
 $= EX = E(X)$

Δόκιμος ποισι και τ, 1-β 1 κωο-
ποισι u ενθικι απχς;

1004

$$E(X) = \frac{1}{a} \log E(e^{ax})$$

1) $\frac{1}{a} \log E(e^{ax}) \approx \frac{1}{a} E(\log e^{ax})$
 $= \frac{1}{a} E(ax) = EX$

(φ with $\varphi/|E(X)| \geq E\varphi(X)$
 Jensen)

$$2) \quad X \leq \} \Rightarrow e^{aX} \leq e^{a\}$$

$$E(e^{aX}) \leq e^{a\}$$

$$\log E(e^{aX}) \leq a\}$$

$$\frac{1}{a} \log \} \leq \}$$

$$\cap (X) \leq \}$$

$$3) \quad \cap (X+c) = \frac{1}{a} \log E(e^{a(X+c)})$$

$$= \frac{1}{a} \log (e^{ac} E(e^{aX}))$$

$$= c + \frac{1}{a} \log E(e^{aX}) + \cap (X)$$

$$\begin{aligned}
 4) \quad \eta(X+Y) &= \frac{1}{a} \log E(e^{aX} e^{aY}) \\
 &= \frac{1}{a} \log (E(e^{aX}) E(e^{aY})) \\
 &= \frac{1}{a} (\log E(e^{aX}) + \log E(e^{aY}))
 \end{aligned}$$

$$5) \quad \eta(\eta(X|Y)) = \frac{1}{a} \log E(e^{a\eta(X|Y)}) \quad \textcircled{F}$$

$$\begin{aligned}
 \eta(X|Y) &= \frac{1}{a} \log E(e^{aX|Y}) \\
 &= \frac{1}{a} \log E(e^{aX} | Y)
 \end{aligned}$$

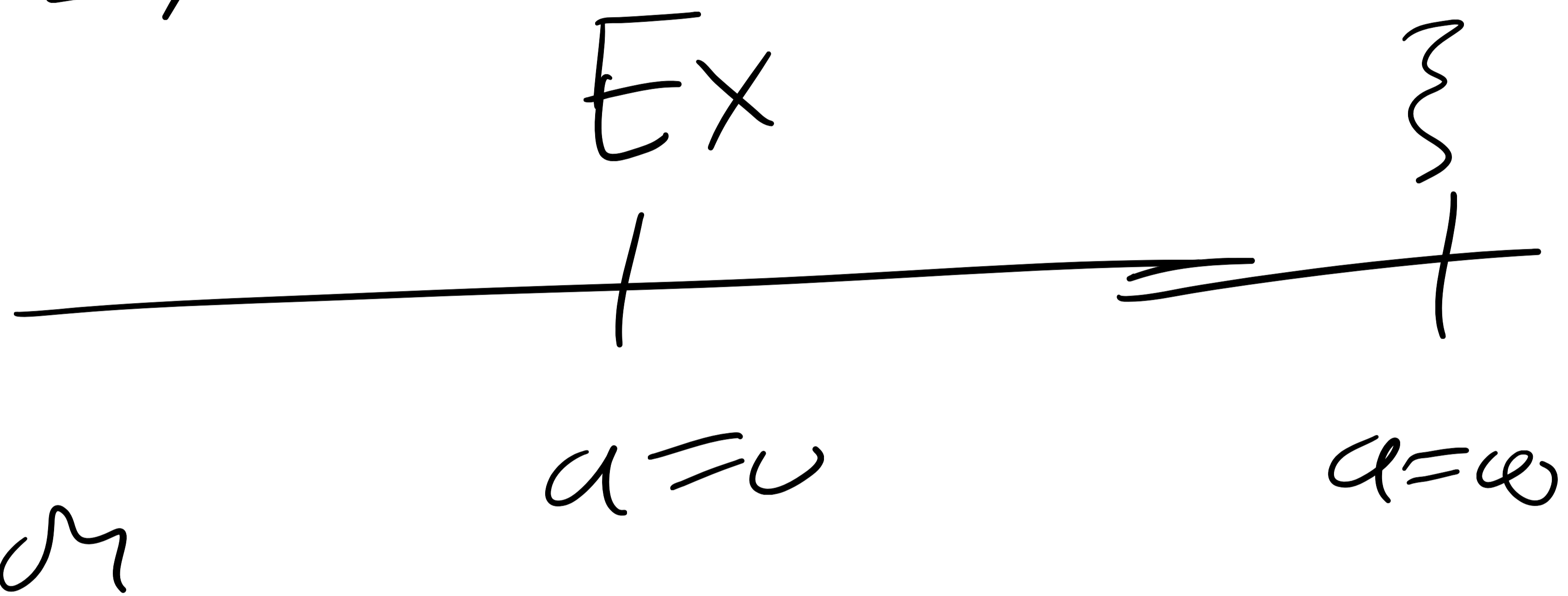
$$e^{a\eta(X|Y)} = E(e^{aX} | Y)$$

$$\begin{aligned}
 A_{\eta} \quad \eta &= \frac{1}{a} \log E(E(e^{aX} | Y)) \\
 &= \frac{1}{a} \log E(e^{aX}) = \eta(X)
 \end{aligned}$$

$$\underline{E \pi(\sigma)} \quad \text{η} \quad \pi_a(X) = \frac{1}{a} \log E(e^{aX})$$

τινι \nearrow ω) πρ(α) α κελ

$$\lim_{a \rightarrow \infty} \pi_a(X) = EX$$



εστω $a < b$.

Θελωμε

$$\frac{1}{a} \log E(e^{aX}) \leq \frac{1}{b} \log E(e^{bX})$$

$$E(e^{aX}) \leq (E(e^{bX}))^{\frac{a}{b}}$$

$$E(e^{aX})^{\frac{b}{a}} \leq E(e^{bX})$$

$$\varphi(t) = t^{\frac{b}{a}} \quad \text{κνρ-1; } \frac{b}{a} \geq 1$$

Jensen

$$\varphi(E|e^{aX}) \subseteq E|\varphi(e^{aX})$$

$$E|e^{aX} \stackrel{e}{\sim} E(e^X)$$

$$g(a) = \log E(e^{aX}), \quad g(0) = 0$$

$$\lim_{a \rightarrow 0} \frac{1}{a} \log E(e^{aX}) = \lim_{a \rightarrow 0} \frac{g(a)}{a}$$

$$= g'(0)$$

$$g'(a) = \frac{E(X e^{aX})}{E(e^{aX})}$$

$$g'(0) = \lim_{a \rightarrow 0} g'(a) = EX$$

Assum $P(X) = \frac{1}{a} \log E(e^{aX})$

Tote $P(2X) > 2P(X) \quad \otimes$

Λύση

$$X \Rightarrow \frac{1}{4} \log E(e^{2aX}) > \frac{2 \log E(e^{aX})}{4}$$

$$E(e^{2aX}) > E(e^{aX})^2$$

Jensen για $\varphi(t) = t^2$ \uparrow

$$\varphi(E(e^{aX})) < E(\varphi(e^{aX}))$$