ΜΕΜ-205 Περιγραφική Στατιστική

Τμήμα Μαθηματικών και Εφ. Μαθηματικών, Πανεπιστήμιο Κρήτης

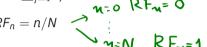
Κώστας Σμαραγδάκης (kesmarag@gmail.com)

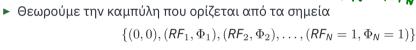
5η εβδομάδα (διάλεξη θεωρίας)

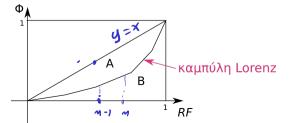
0 -

$$\Phi_n = \frac{\sum_{j=1}^n x_j}{\sum_{j=1}^N x_j}$$



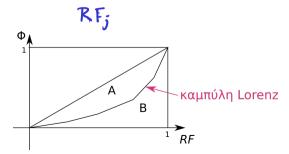


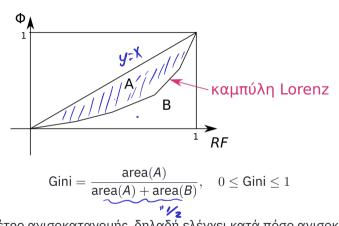




Καμπύλη Lorenz - Ομαδοποιημένα Δεδομένα

$$\{(0,0), (\textit{RF}_1,\Phi_1), (\textit{RF}_2,\Phi_2), \ldots, (\textit{RF}_{\textit{K}}=1,\Phi_{\textit{K}}=1)\}$$





- Αποτελεί μέτρο ανισοκατανομής, δηλαδή ελέγχει κατά πόσο ανισοκατανέμεται η συνολική τιμή μιας μεταβλητής.
- ► Βρίσκει εφαρμογή σε οικονομικές μελέτες, για παράδειγμα μελέτη για την ανισοκατανομή των μισθών των εργαζομένων μιας επιχείρησης.

Παράδειγμα

Έστω οι ετησιοι μισθοί των 5 εργαζομένων μιας εταιρείας.

$$x_1 = 5000, x_2 = 10000, x_3 = 15000, x_4 = 20000, x_5 = 50000$$

Σχεδιάστε τη καμπύλη Lorenz και υπολογίστε τον συντελεστή του Gini.

$$\frac{1}{4} = 0.5 \quad \frac{1}{100000} = \frac{3}{20}$$

$$\frac{1}{20} = \frac{30000}{100000} = \frac{3}{20}$$

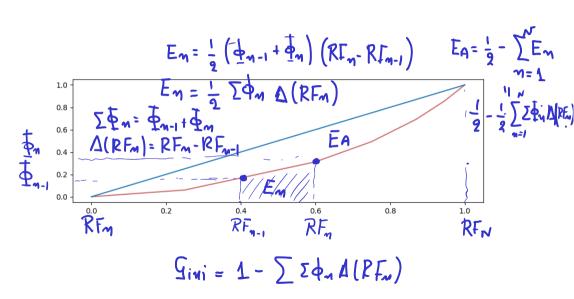
$$\frac{1}{3} = \frac{30000}{100000} = \frac{3}{10}$$

$$\frac{1}{4} = 0.5 \quad \frac{1}{5} = 1$$

$$\frac{1}{5} = 0$$

$$\frac{1}{5} =$$

					0002581			
Παράδειγμα					10425			
	m	f	mf	φ	Φ	RF	F	
[0,5000)	2500	250	625000	0.06	0.06	0.25	250	
[5000,10000)	7500	350	2625000	0.252	0.312	0.6	600	
[10000,15000)	12500	150	1875000	0.18	0.492	0.75		
[15000,20000)	17500	120	2100000	0.201 —	0.693	0.87	\	
[20000, 25000)	22500	75	1687500	0.162	0.855	0.945	l <u>;</u>	
[25000,30000)	27500	55	1512500	0.145	1) 1/		
Total		1000	10425000	1		6	600	
{(0,0), (0,06,0	.25). (0.312.	0.6). (0.49	2, 0.75), (0.693,	0.87). (0.85	5, 0, 945), (1		000	
((3, 0), (0.03, 0	7 (0.012)	7	-, 51. 5), (0.005,			492+0.	90 l	



Καμπύλη Lorenz - Συντελεστής του Gini

		Σ	Pm = Pm +	92-1	D(RTy) AFM-	· RF _{M-1}	
Παράδειγμα							
	Φ	RF	ΣΦ	Δ(RF)	ΣΦ x Δ(RF)		
[0,5000)	0.06	0.25	0.06	0.25	0.015		
[5000,10000)	0.312	0.6	0.372	0.35	0.130		
[10000,15000)	0.492	0.75	0.804	0.15	0.121	= 0.804*0	1.15
[15000,20000)	0.693	0.87	1.185	0.12	0.142		
[20000,25000)	0.855	0.945	1.548	0.075	0.116		
[25000,30000)	1	1	1.855	0.055	0.102		
Total					0.626		

$$Gini = 1 - 0.626 = 0.374$$



Δειγματικές Κατανομές (Sampling Distributions)

Η στατιστική κατανομή της \bar{X} καλείται δ ειγματική κατανομή της \bar{X} .

$$\frac{x_{1}, x_{2}, \dots, x_{N}}{x_{1}, x_{2}, \dots, x_{N}} + \underbrace{1^{N}}_{N} \frac{\pi p \cdot \sigma_{N} \cdot \sigma_{N} \cdot \sigma_{N}}{\pi \cdot \sigma_{N} \cdot \sigma_{N}} = \underbrace{1^{N}}_{N} \underbrace{1^{N}}_{N} \cdot \sigma_{N} \cdot \sigma_{$$

Γενικά η στατιστική κατανομή οποιοδήποτε στατιστικού του δείγματος καλείτε δειγματική κατανομή του συγκεκριμένου στατιστικού.

Δειγματικό Σφάλμα

Είναι η διαφορά μεταξύ της τιμής ενός στατιστικού ενός δείγματος και της αντίστοιχης τιμής του στατιστικού που αφορά τον πληθυσμό. Στη περίπτωση της μέσης τιμής έχουμε:

$$N=10^{3}$$
 $X=3.6$
 $X=3.6$

Δειγματικές Κατανομές (Sampling Distributions)

Παράδειγμα

Έστω ότι σε ένα μάθημα υπηρξάν μόνο 5 εγγεγραμένοι φοιτητές και οι τελική τους αξιολόγηση ήταν 5, 3, 7, 10, 6 Βρείτε τη μέση τιμή όλων των δειγμάτων με τρία στοιχεία. Στη συνέχεια υπολογίστε τη δειγματική κατανομή της Στων δειγμάτων με τρία στοιχεία.

Έχουμε συνολικά 10 δείγματα. Γιατί;

10

$$(5,3,7) \rightarrow \bar{x} = 5, (5,3,10) \rightarrow \underline{\bar{x}} = 6, (5,3,0) \rightarrow \bar{x} = 4.67, (5,7,10) \rightarrow \bar{x} = 7.33, (5,7,6) \rightarrow \underline{\bar{x}} = 6, (5,10,6) \rightarrow \bar{x} = 7, (3,7,10) \rightarrow \bar{x} = 6.67, (3,7,6) \rightarrow \bar{x} = 5.33, (3,10,6) \rightarrow \bar{x} = 6.33, (7,10,6) \rightarrow \bar{x} = 7.67$$

$$\overline{X}$$
 [5, 6, 4.67, ..., 7.67] \leftarrow mpaghatomorphists X^{14} ruw \overline{X}

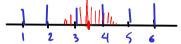
$$M = \frac{5+3+7+10+6}{5}$$
 $N=10$

Μέση Τιμή και Τυπική Απόκλιση της \bar{X}

- ightharpoonup Η μέση τιμή της δειγματικής κατανομής της \bar{X} συμβολίζεται ως $\mu_{\bar{Y}}$
- Τυπική , μπος λισή Η μέση τιμή της δείγματικής κατανομής της \bar{X} συμβολίζεται ως $\sigma_{\bar{X}}$

$$\mu_{ar{\chi}} = \mu$$
 apolles monxilus sou seightus.

Όταν το δείγμα είναι μικρό συγκριτικά με το πληθυσμό ($N/N_p \leq 0.05$)



$$\sigma_{\bar{X}} = \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$$

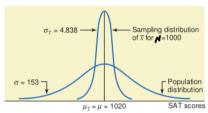
 $\sigma_{\bar{\chi}} = \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$ $\sigma_{\bar{\chi}} = \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$ $\sigma_{\bar{\chi}} = \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$ $\sigma_{\bar{\chi}} = \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$ $\sigma_{\bar{\chi}} = \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$

Όταν η παραπάνω συνθήκη δεν ικανοποιήται χρησιμοποιούμε την έκφραση:

$$\sigma_{\bar{X}} = \sqrt{\frac{N_p - N}{N_p - 1}} \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$$

Δειγματοληψία από Πληθυσμό που ακολουθεί Κανονική κατανομή

Εάν X ακολουθεί την $\mathcal{N}(\mu, \sigma)$ τότε η \bar{X} ακολουθεί την $\mathcal{N}(\mu_{\bar{X}}, \sigma_{\bar{X}}^{\mathbf{2}})$



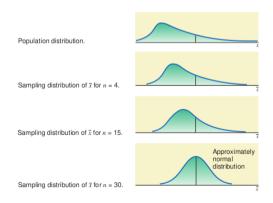
$$\bar{X} \sim \mathcal{N}(k, \frac{\sigma}{N})$$

$$\tilde{\chi} \sim \mathcal{N}(h, \frac{\sigma^2}{25})$$

Δειγματοληψία από Πληθυσμό που δεν ακολουθεί Κανονική κατανομή

Σύμφωνα με το **κεντρικό οριακό θεώρημα**, για μεγάλο μέγεθος του δείγματος, η δειγματική κατανομή της \bar{X} προσεγγίζει τη κανονική κατανομή $(\mu_{\bar{X}}, \sigma_{\bar{X}}^{\P})$ ανεξάρτητα της κατανομής που ακολουθεί η X.

Σε αυτή τη περίπτωση θεωρούμε ένα δείγμα επαρκώς μεγάλο όταν $N \geq 30$.



Εφαρμογές Δειγματικής Κατανομής της \bar{X}

$$X \sim N(\mu_1 \sigma^2)$$
 $Z = \frac{X - \mu_1}{\sigma}$

- 1. Για X που ακολουθεί κανονική κατανομή, υπολογισμός της πιθανότητας η \bar{X} να ανήκει σε συγκεκριμένο διάστημα.
- 2. Για X που δεν ακολουθεί κανονική κατανομή, υπολογισμός της πιθανότητας η \bar{X} να ανήκει σε συγκεκριμένο διάστημα όταν $N \geq 30$.

Σε κάθε περίπτωση μπορούμε να υπολογίσουμε το **z-score** για την \bar{X}

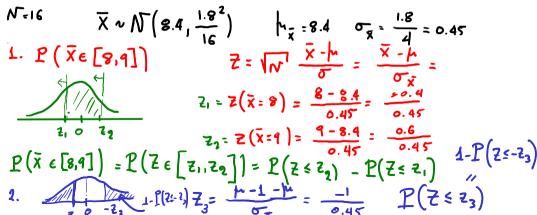
$$z = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma_{\bar{X}}} = \sqrt{N} \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma}$$

$$N > 30$$
 $\overline{X} \sim N(h, \frac{\sigma^2}{N})$

Εφαρμογές Δειγματικής Κατανομής της \bar{X}

Ο χρόνος παράδοσης παραγγελιών σε ένα fast food στις ώρες αιχμής ακολουθεί κανονική κατανομή με μέση τιμή 8.4 λεπτά και τυπική απόκλιση 1.8 λεπτά. Για ένα τυχαίο δείγμα 16 παραγγελιών υπολογίστε την πιθανότητα η μέση τιμή του δείγματος να είναι:

- 1. Μεταξύ 8 και 9 λεπτών.
- 2. Τουλάχιστον 1 λεπτό λιγότερο από τη μέσο χρόνο παράδοσης που αντιστοιχεί σε όλο τον πληθυσμό.



Αναλογίες σε Πληθυσμό και Δείγμα

Μια αναλογία στο πληθυσμό προκύπτει ως το λόγο του αριθμού των στοιχείων του πληθυσμού που παρουσιάζουν μια χαρακτηριστική ιδιότητα με το μέγεθος του πληθυσού. Συμβολίζεται με p. Η αντίστοιχη αναλογία για ένα δείγμα συμβολίζεται με \hat{p} .

$$p = \frac{M_p}{N_p}, \quad \hat{p} = \frac{M}{N} \qquad \qquad N_p$$

$$\hat{p} \to P$$

Όπου:

- N_p το μέγεθος του πληθυσμού.
- ► Μ_p αριθμός στοιχείων του πληθυσμού που παρουσιάζουν την ιδιότητα που μελετάμε.
- Ν το μέγεθος του δείγματος.
- Μ αριθμός στοιχείων του δείγματος που παρουσιάζουν την ιδιότητα που μελετάμε.

Μέση Τιμή και Τυπική Απόκλιση του \hat{p}

- lacktriangle Η μέση τιμή της δειγματικής κατανομής της \hat{p} συμβολίζεται ως $\mu_{\bar{p}}$
- ightharpoonup Η μέση τιμή της δειγματικής κατανομής της \hat{p} συμβολίζεται ως $\sigma_{\bar{p}}$



$$\mu_{\hat{p}} = p$$

Όταν το δείγμα είναι μικρό συγκριτικά με το πληθυσμό $(N/N_p \le 0.05)$

$$\sigma_{\hat{p}} = \sqrt{rac{p(1-p)}{N}}$$

Όταν η παραπάνω συνθήκη δεν ικανοποιείται χρησιμοποιούμε την έκφραση:

$$\sigma_{\hat{p}} = \sqrt{rac{N_p - N}{N_p - 1}} \sqrt{rac{p(1 - p)}{N}}$$

Από το κεντρικό οριακό θεώρημα όταν Np και N(1-p) αρκετά μεγάλοι αριθμοί η \hat{p} ακολουθεί την κατανομή $\mathcal{N}(\mu_{\hat{p}},\sigma_{\hat{p}}^2)$. Σε αυτη τη περίπτωσή θεωρόυμε ότι επαρκεί Np>5 και N(1-p)>5

Εφαρμογές Δειγματικής Κατανομής της $\hat{\rho}$

$$Np > 5 \qquad \hat{p} \sim N(p, \frac{P(1-p)}{N})$$

- 1. Υπολογισμός της πιθανότητας το \hat{p} να είναι μικρότερο από μια συγκεκριμένη τιμή.
- 2. Υπολογισμός της πιθανότητας το \hat{p} να ανοίκει σε ένα διάστημα.

Το **z-score** για τη δειγματική κατανομή της \hat{p} δίνεται ως:

$$z = \frac{\hat{p} - p}{\sigma_{\hat{p}}}$$

Εφαρμογές Δειγματικής Κατανομής της \hat{p}

Παράδειγμα

(n

Ένας υποψήφιος δήμαρχος μιας μεγάλης πόλης ισχυρίζεται ότι έχει τη στήριξη του 53 % των ψηφοφόρων. Εάν δεχτούμε τον ισχυρισμό του ως αλήθηνο ποιά είναι η πιθανότητα σε ένα τυχαίο δείγμα 400 ψηφοφόρων λιγότεροι από 49 % να στηρίζουν τον υποψήφιο;

$$P = 0.53 \qquad N = 400$$

$$P \sim N \left(0.53, \frac{0.53 \cdot 0.47}{400}\right)$$

$$P = \frac{0.49 - 0.53}{6}$$

$$P = \frac{0.49 - 0.53}{400} = \frac{-0.04}{0.02495} = -1.602$$

$$P = \frac{0.53 \cdot 0.47}{400} = 1 - 0.85 = 0.15$$

Διαστήματα εμπιστοσύνης για αναλογίες στο πληθυσμό

lacktriangle Όταν δεν γνωρίζουμε τη τιμή του p δεν μπορούμε να υπολογίσουμε το $\sigma_{\hat{p}}$

Εκτιμήτρια της τυπικής απόκλισης της
$$\hat{p}$$
 για μεγάλο δείγμα
$$s_{\hat{p}} = \sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{N}}$$
 $\hat{p} = 0.4$

Δ ιάστημα εμπιστοσύνης της p

Το (1-a)*100% διάστημα εμπιστοσύνης για την αναλογία p στο πληθυσμό είναι:

όπου
$$z$$
 το z-score για το οποίο $P(Z \leqslant z) = 1 - \alpha/2$. $= 1 - 0.1 = 0.9$ \Rightarrow $= 1.28$

$$P(p \in [\hat{p} - zs_{\hat{p}}, \hat{p} + zs_{\hat{p}}]) = 1 - a$$

Διαστήματα εμπιστοσύνης για αναλογίες στο πληθυσμό

Παράδειγμα

Σε δείγμα 1000 ατομών μιας χώρας το 30% μετρήθηκε να έχει ηλικία μικρότερη από 25 έτη. Βρείτε το 99% διάστημα εμπιστοσύνης για το ποσοστό του πληθυσμού της χώρας με ηλικία μικρότερη από 25 έτη.