

Statistica sociale – 4

Prof. Antonio Mussino

a. a. 2016-2017



SAPIENZA
UNIVERSITÀ DI ROMA

La metodologia delle indagini campionarie

Il campionamento - 1

- Le indagini campionarie non esauriscono la più vasta gamma delle indagini sociali
- Metodologie di indagine di natura più propriamente **qualitativa**,
- come ad esempio le interviste non strutturate a testimoni privilegiati, i **focus groups** e così via.

Il campionamento - 2

- **Indagini** svolte con la raccolta di informazioni tramite uno **strumento di rilevazione** (prevalentemente) **strutturato** su un **campione** delle unità statistiche che costituiscono la popolazione sulla quale si vogliono inferire i risultati, campione scelto con criteri probabilistici per garantire la possibilità di effettuare **l'inferenza**.

Il campionamento - 3

- ricerche di mercato, *audience* dei media, sondaggi di opinione e così via;
- faremo riferimento, come *caso di studio* per i temi sociali, all'Indagine Multiscopo dell'Istat su "I cittadini e il tempo libero".

Le fasi delle indagini campionarie

L'individuazione della popolazione

- individuazione della popolazione che vogliamo studiare, ovvero la sua **collocazione temporale, geografica e demografica**.
- Nel caso di studio la popolazione italiana dai 3 anni in poi, nel periodo di svolgimento dell'indagine (2006).
- Tenere conto delle informazioni: liste anagrafiche, liste elettorali e collocazione sul territorio delle unità statistiche per individuare il campione.

Il tema della ricerca - 1

- Il secondo aspetto è l'individuazione dei **temi** sui quali si vogliono raccogliere le informazioni.
- Ciascun tema deve essere concettualmente definito, per la costruzione del questionario che permetta di rendere operativi i concetti individuati.

Il tema della ricerca - 2

- Prendiamo ad esempio il tema relativo alla **pratica sportiva** dei cittadini italiani, o meglio alla loro partecipazione ad attività sportive e/o fisico motorie.
- Se non viene individuata una definizione precisa di cosa sia un'attività sportiva, in senso lato di cosa sia "**sport**", qualunque risultato può essere interpretato in modo diverso, spesso contrastante.

Il lavoro sul campo

- Il terzo aspetto è quello delle modalità di svolgimento del lavoro sul campo, ovvero come **somministrare** il questionario, ovvero con:
 - intervista diretta (*face to face*),
 - intervista telefonica,
 - postale (posta tradizionale o via *e-mail*),
- con l'aiuto di un supporto informatico per registrare le informazioni (CATI, CAWI, CAPI), o con modalità miste fra quelle elencate.

La registrazione, elaborazione e analisi delle informazioni

- Una volta raccolti i questionari, i passi della ricerca saranno:
 - la codifica,
 - la registrazione (***input***) delle informazioni (se non già avvenuto come accade nelle indagini *Computer Aided*),
 - la loro elaborazione,
 - l'individuazione degli indici e degli indicatori da analizzare.

Gli *errori* - 1

- In ognuna di queste fasi è insito il rischio di ***errori***
- a parte quelli della **stima campionaria**, che sono statisticamente misurabili, tutti gli altri possono condurre a distorsioni nei risultati e a far fallire l'indagine.

Gli *errori* - 2

- le mancate risposte, ovvero unità statistiche che rifiutano di partecipare all'indagine o non rispondono a una o più delle domande del questionario,
- una imprecisa definizione del tema di ricerca, o una sua confusa e fuorviante traduzione in domande del questionario;
- errori nel processo di codifica e registrazione dell'informazione e così via.

La popolazione e il campione

Teoria dei campioni?

- In questo paragrafo non si vuole effettuare una trattazione rigorosa della Teoria dei campioni, ben più appropriatamente sviluppata nei corsi *ad hoc*: si vuole dare solo un'idea di base del campionamento, per capire la logica dei passi effettuati nel nostro caso di studio.

Quali informazioni?

- Le informazioni richieste possono essere riferite a un aspetto **qualitativo** (ad esempio se si pratica o meno uno sport): variabile dicotomica ("1"- "sì" e "0"- "no");
- oppure possono far riferimento a un aspetto **quantitativo**, ad esempio quante volte alla settimana ci si allena.
- Nel primo caso si inferirà la **proporzione** di coloro che rispondono "sì" e si parlerà di inferenza sugli **attributi**, nel secondo si inferirà il **numero medio** di allenamenti a settimana e si parlerà di inferenza sulle **variabili**.

Qualitativo vs. Quantitativo - 1

- Gli aspetti tecnici nei due casi coincidono:
- ogni variabile quantitativa può essere trasformata in qualitativa (ad esempio l'età, misurata nel continuum, può essere aggregata in fasce: 3-12 anni, i bambini; 13-19 anni, gli adolescenti; 20-34 anni, i giovani; e così via).
- Ogni categoria così individuata può essere trattata come variabile dicotomica: "1" e "0".

Qualitativo vs. Quantitativo - 2

- D'altra parte la quantificazione in "0" e "1" di ciascuno degli attributi permette di calcolare misure statistiche di sintesi, quali **media aritmetica** e **scarto quadratico medio**,
- anche in questo caso, quindi, le procedure di inferenza utilizzano le stesse leggi (**distribuzione normale delle medie campionarie**, **teorema del limite centrale** e così via) sia nella stima per gli attributi che in quella per le variabili.

Statistiche e parametri

- Il valore calcolato tra le unità campionarie è definito come la **statistica campionaria**, che utilizziamo per stimare il **parametro** incognito nella popolazione:
- così se nel campione il 24% delle unità statistiche pratica uno o più sport, questa statistica ci servirà per stimare quanti italiani, nella fascia d'età considerata, praticano uno o più sport.

Stima puntuale

- Utilizzando la statistica per stimare direttamente il parametro si ha una **stima puntuale**, molto semplice ed efficace (gli sportivi nella popolazione sono il 24%),
- ma non è possibile in questo caso dare una misura accurata e ragionevole dell'errore che si può commettere:
se il parametro fosse 24,1% o 40% la nostra stima sarebbe comunque errata!

Intervallo di confidenza

- Le leggi dell'inferenza ci suggeriscono allora di effettuare una stima per **intervalli di confidenza** (di fiducia):
 - la percentuale di sportivi nella popolazione sarà compresa fra 24% meno un $\varepsilon\%$ (che si cerca di minimizzare) e 24% più $\varepsilon\%$;
 - l'età media dei praticanti la pallacanestro sarà compresa fra 18 anni meno ε anni e 18 anni più ε anni.

Test di ipotesi

- Un'ulteriore possibile miglioramento del processo di inferenza è nell'effettuare un **test di ipotesi**;
- si formula un'ipotesi sul parametro da stimare e si verifica se la statistica campionaria è compatibile con questo valore:
 - ad esempio, se essa cade nell'intervallo di confidenza al 95% costruito intorno al parametro ipotizzato, si afferma che non si hanno sufficienti informazioni per rifiutare l'ipotesi; altrimenti questa viene rifiutata.

La distribuzione campionaria della media

- Concentriamo quindi l'attenzione sulla *statistica* più comunemente stimata: la media aritmetica. L'inferenza statistica si basa su due distinte fasi, una teorica la fase **deduttiva** e una pratica la fase **induttiva**.
- Nella fase deduttiva noi abbiamo tutte le informazioni sulla popolazione, il suo ammontare (**N**) e il valore dei parametri da stimare (μ_x e σ_x), e ci possiamo chiedere: prendendo un campione di dimensione **n**, estratto con reintroduzione da questa popolazione, quale valore potrà assumere la media aritmetica del campione **M_x** ?



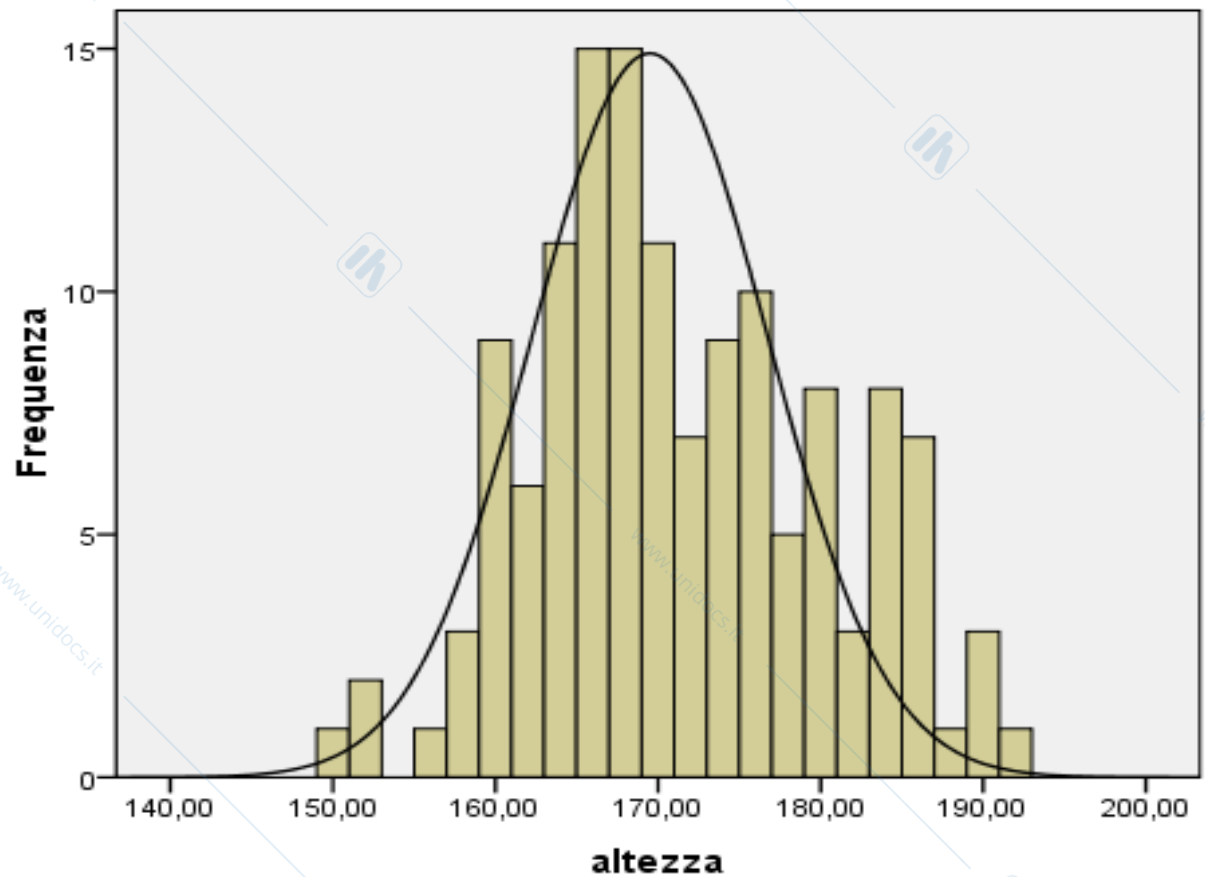
- Possiamo rispondere a questa domanda se conosciamo la distribuzione campionaria della media aritmetica: questa infatti assume valori diversi da campione a campione, a seconda delle unità che in esso sono inserite.



- La media campionaria è quindi una variabile che assume il più delle volte valori uguali o simili a quella della popolazione e meno frequentemente valori distanti da quella, più ci si allontana più la frequenza si riduce: siamo quindi in presenza di una tendenza alla distribuzione normale e si può dimostrare che la sua media aritmetica (la media delle medie campionarie) è uguale proprio a μ_x , mentre il suo scarto quadratico medio (anche detto **errore standard** – σ_M) è uguale a σ_x/\sqrt{n} .

La distribuzione normale - 1

Istogramma



Media =170,95
Dev. stand. =8,916
N =136

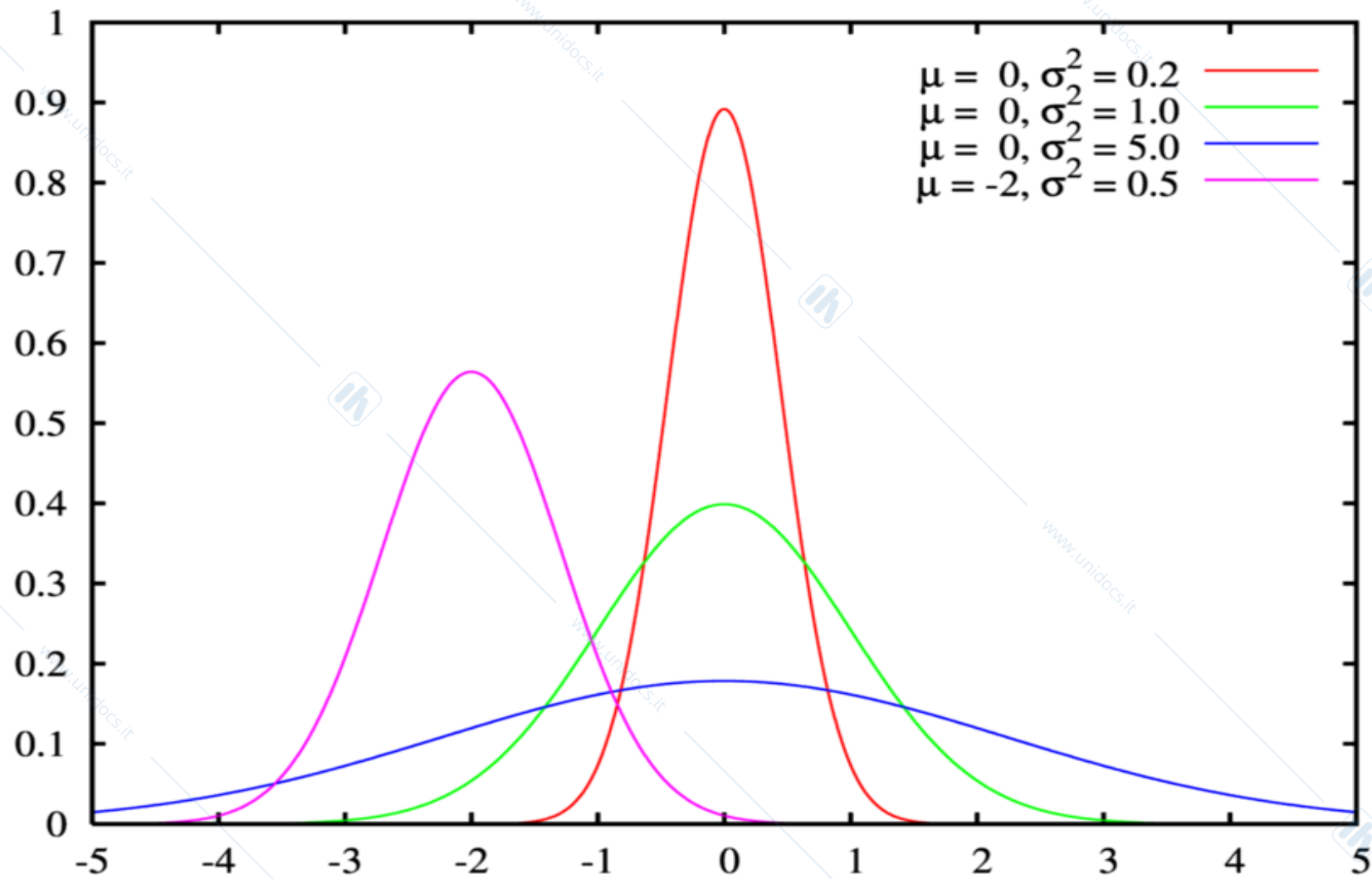
La distribuzione normale - 2

- ✓ Come nella rappresentazione ad istogramma, l'asse delle ascisse è riservato ai possibili risultati, quello delle ordinate alle frequenze (assolute o percentuali).
 - ✓ Poiché siamo nel *continuo* non ha senso considerare i segmenti corrispondenti ai singoli punti: si ragiona in termini di aree.
 - ✓ L'area complessiva al di sotto della curva corrisponde al 100% dei casi.
-

La distribuzione normale - 3

- ✓ Esistono infinite curve normali (∞^2), che variano al variare del loro punto centrale (media) e della dispersione (sqm).
 - ✓ Esiste, però, una sola **curva normale standardizzata**, ottenuta standardizzando la variabile studiata: in questo caso l'area corrispondente a ciascun valore, o coppia di valori, è tabulata (cfr. Tavole della Curva normale standardizzata).
-

La distribuzione normale - 4



La distribuzione normale - 5

- ✓ Si può osservare come i valori sull'asse delle ascisse che corrispondono ai due *punti di flesso* della curva sono, rispettivamente la media meno lo σ (a sinistra) e la media più lo σ (a destra).
- ✓ L'area che sottosta alla curva fra questi due valori è pari al 68,26%.
- ✓ L'area che sottosta alla curva fra media meno 1,96 volte lo σ e media più 1,96 volte lo σ è pari al 95%, lasciando così nelle due code esterne il 5%!



- Esiste un **teorema**, chiamato del **limite centrale**, che può essere rozzamente così sintetizzato:
- “Per campioni casuali di elevata ampiezza, la distribuzione campionaria della media campionaria tende alla distribuzione normale anche quando la variabile di cui si vuol calcolare la media non ha una distribuzione normale”, ossia diventa normale per $n \rightarrow \infty$, ma già è molto vicina per $n \geq 50$.



- Il fatto che l'errore standard sia uguale allo scarto quadratico medio della variabile studiata **diviso** per la radice della dimensione del campione (n), ci indica che la dispersione della variabile media campionaria è molto più piccola di quella di partenza (nei campioni i valori più alti della media si compensano con quelli più bassi) e questo è tanto più probabile quanto più alta è la numerosità del campione: se ad esempio $n=100$, allora σ_M è 10 volte più piccolo di σ_x .

Esempio

- Cominciamo con un esempio molto semplice e registriamo la variabile “numero di televisori” in una popolazione di 5 famiglie ($N=5$); i valori sono: 0,1,2,3,4. μ_x è facilmente calcolabile: è 2; σ_x è $\sqrt{2}$. Consideriamo ora tutti i campioni che è possibile estrarre da questa popolazione che abbiano dimensione pari a 2 ($n=2$); ricordando le regole del calcolo combinatorio, troviamo che sono 25 (N^n), per ognuno è calcolata la media aritmetica:

Esempio

(0,0) 0	(0,1) 0,5	(0,2) 1	(0,3) 1,5	(0,4) 2
(1,0) 0,5	(1,1) 1	(1,2) 1,5	(1,3) 2	(1,4) 2,5
(2,0) 1	(2,1) 1,5	(2,2) 2	(2,3) 2,5	(2,4) 3
(3,0) 1,5	(3,1) 2	(3,2) 2,5	(3,3) 3	(3,4) 3,5
(4,0) 2	(4,1) 2,5	(4,2) 3	(4,3) 3,5	(4,4) 4



- Se calcoliamo ora la media della variabile “media campionaria” vediamo che essa è ancora 2, mentre il suo s.q.m. è 1, ossia σ_x/\sqrt{n} ($\sqrt{2}/\sqrt{2}$).
 - Sono così verificate empiricamente le relazioni enunciate; se poi rappresentiamo graficamente (figura seguente) la distribuzione delle medie campionarie possiamo osservare come, pur non essendo normale, vi sia un rozzo approccio alle caratteristiche di questa distribuzione e questo per il valore di “n” più piccolo possibile!
 - È prevedibile, quindi, che la normalità delle distribuzioni delle medie valga per $n \rightarrow \infty$.
-



- Ma un campionamento con reintroduzione è poco realistico: perché dovrei campionare due volte la stessa famiglia? Perché dovrei considerare campioni diversi quello con una prima unità che ha 1 televisore e con una seconda che ha 2 televisori e quello con 2 e 1? Con un campionamento in blocco restano solo i campioni sottolineati:



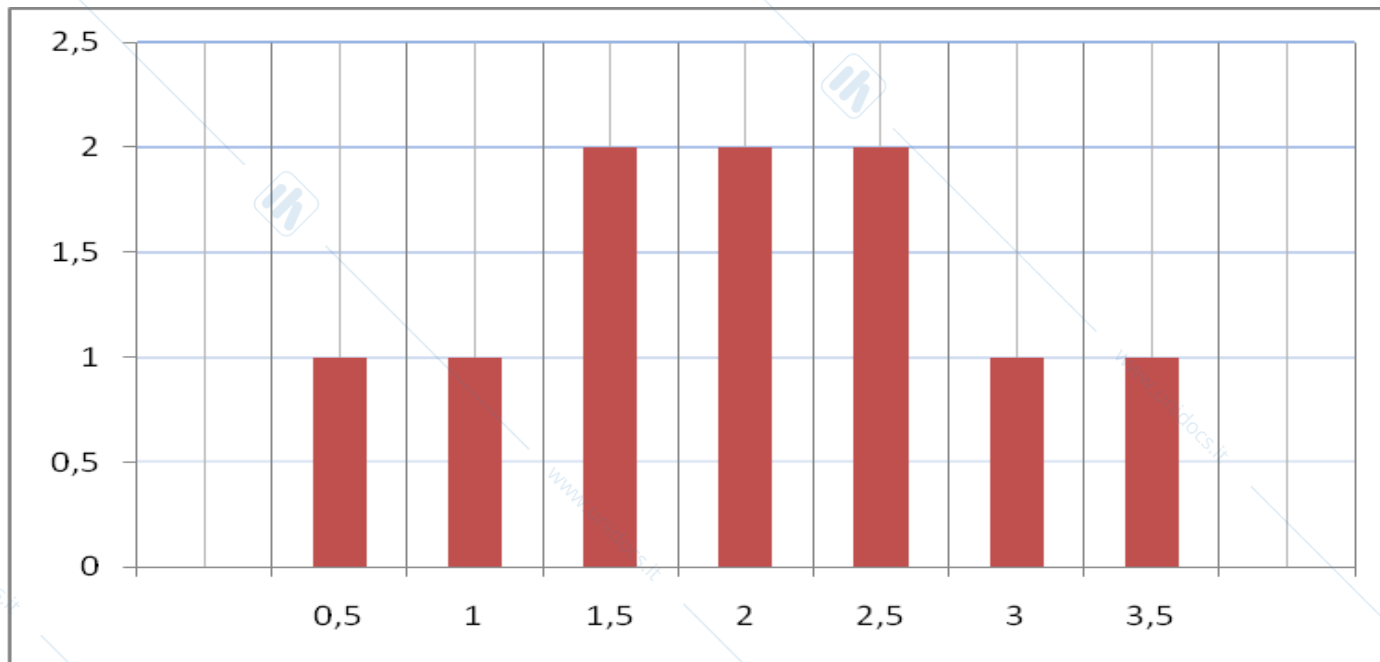


(0,0) 0	<u>(0,1) 0,5</u>	<u>(0,2) 1</u>	<u>(0,3) 1,5</u>	<u>(0,4) 2</u>
(1,0) 0,5	(1,1) 1	<u>(1,2) 1,5</u>	<u>(1,3) 2</u>	<u>(1,4) 2,5</u>
(2,0) 1	(2,1) 1,5	(2,2) 2	<u>(2,3) 2,5</u>	<u>(2,4) 3</u>
(3,0) 1,5	(3,1) 2	(3,2) 2,5	(3,3) 3	<u>(3,4) 3,5</u>
(4,0) 2	(4,1) 2,5	(4,2) 3	(4,3) 3,5	(4,4) 4



- Nella Figura vi è la sintesi dei risultati riportata come distribuzione di frequenza: la media è sempre 2, lo s.q.m. è più piccolo, perché non ci sono i valori estremi.

Distribuzione di frequenza delle medie campionarie (in blocco)





- Questi esempi sono molto interessanti perché ci evidenziano la possibilità di usare le Tavole della distribuzione normale standardizzata per ***misurare l'errore campionario***.
 - Già abbiamo visto come si possono trovare le aree che sottostanno la distribuzione normale e come dalle aree si può tornare a calcolare i valori delle distribuzioni.
 - Ora ci concentriamo su un caso particolare: ricorderete che tra i valori $\mu_x - 1,96\sigma_M$ e $\mu_x + 1,96\sigma_M$ cadono il 95% delle medie campionarie.
 - Ciò vuol dire che 95 volte su 100 la media campionaria starà nell'intervallo, solo 5 volte ne starà fuori!
-

L'intervallo di confidenza

- Questo risultato è importante teoricamente (è il risultato della **deduzione**) ma del tutto inutile praticamente, perché noi non conosciamo né μ_x , né σ_x , sappiamo solo che la distribuzione delle medie campionarie è normale e che vale l'intervallo precedente, che chiamiamo **intervallo di confidenza** (o, meglio, **intervallo di fiducia**). Proviamo allora a invertire le relazioni nell'intervallo (a):

- Prop. $(\mu_x - \varepsilon \leq \mathbf{M_x} \leq \mu_x + \varepsilon) = 95\%$ (a)

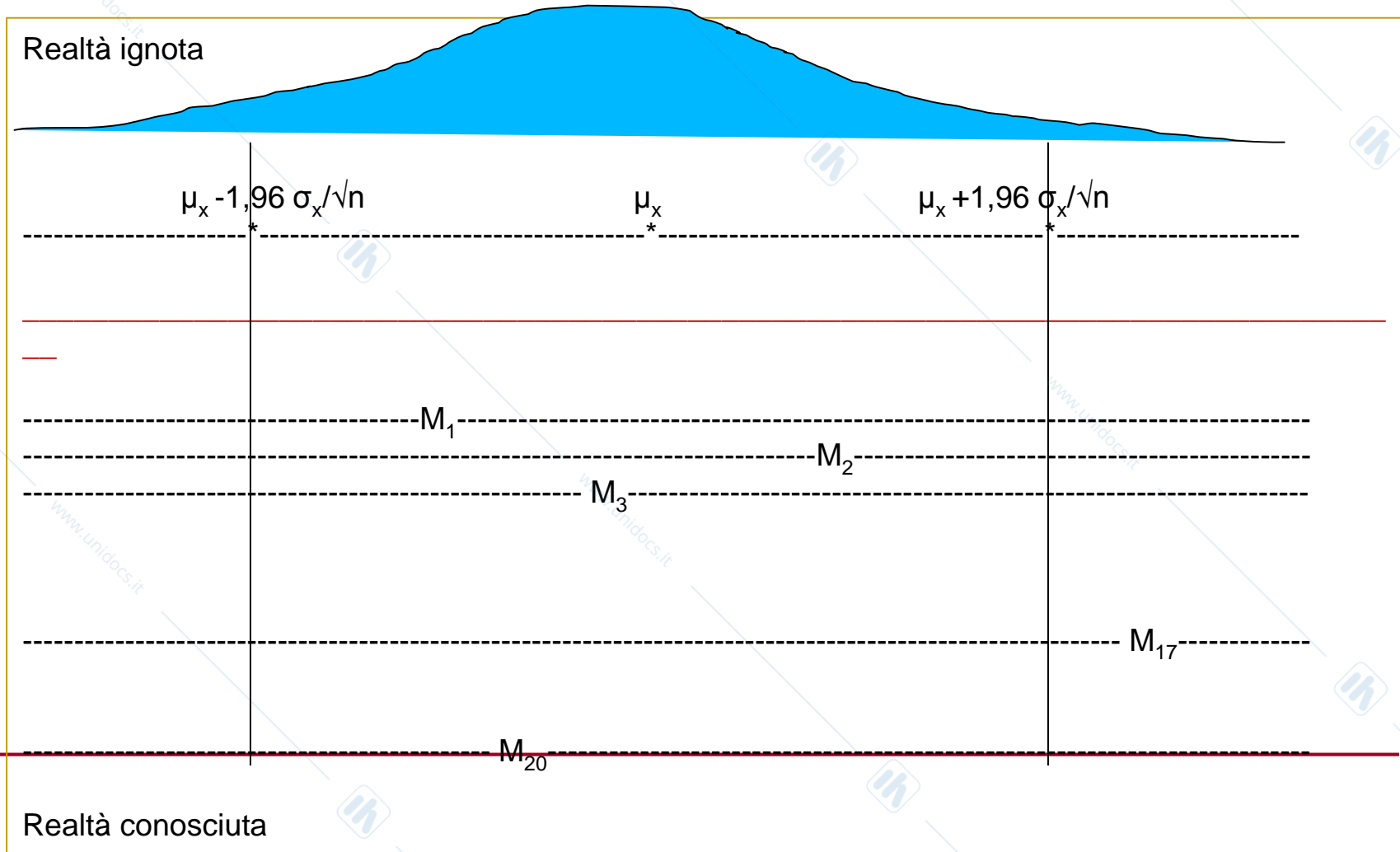
- Prop. $(\mathbf{M_x} - \varepsilon \leq \mu_x \leq \mathbf{M_x} + \varepsilon) = 95\%$ (b)

Ricordiamo che $\varepsilon = 1,96 \sigma_x / \sqrt{n}$

L'induzione

- Passando da (a) a (b) siamo entrati nella fase dell'**induzione**: non c'è più un intervallo fisso al cui interno *fluttua* il 95% delle medie campionarie, l'intervallo è variabile, a seconda della media campionaria che abbiamo calcolato e nel 95% dei casi la media della popolazione vi cade dentro.

Schema di passaggio deduzione vs. induzione



L'induzione

- Nella figura precedente si può vedere la situazione: la vera media della popolazione è μ_x e l'intervallo è costituito da un suo intorno;
 - nella fase della deduzione li conosciamo e possiamo vedere che su venti medie campionarie (per esempio ne sono riportate solo cinque) solo M_{17} cade fuori dall'intervallo;
 - nella fase dell'induzione noi non conosciamo la parte alta del grafico, anzi abbiamo solo una delle venti medie campionarie: se questa fosse M_1 o M_2 o M_{20} si può vedere come μ_x cada nell'intervallo; ma se conosciamo solo M_{17} allora μ_x ne è fuori e la nostra stima è errata.
 - Ma questo capita solo una volta su venti, anche se siamo senza difesa quando ci *dice particolarmente male!!!*
-

Commenti

- Si possono fare alcune osservazioni sull'intervallo considerato, che si basa sui valori **1,96**, σ_x e \sqrt{n} :
- **$\pm 1,96$**
- È un valore della variabile normale standardizzata cui corrisponde un'area pari al 95% di tutta l'area sottesa alla curva; pertanto nella coda sinistra si lascia un 2,5% e così nella coda destra, per un totale di un 5% di casi in cui di fatto facciamo una stima errata.
- Se vogliamo ridurre l'errore, dobbiamo lasciare nelle code a sn e a dx una percentuale inferiore (ad esempio 0,5%, per avere un errore solo nell'1% dei casi), ma allora il valore da inserire nell'intervallo aumenta (nell'esempio diventa $\pm 2,54$) e l'intervallo aumenta, ossia la stima è meno precisa.



- Se ci accontentiamo di una stima più rischiosa il valore, ovviamente, diminuirà e di conseguenza l'intervallo sarà più piccolo e la stima più accurata.
- σ_x
- Rappresenta la variabilità rispetto alla media della variabile di partenza: più il fenomeno che stiamo studiando è disperso, più l'intervallo è grande e la stima meno precisa.
- Su questo valore non si può intervenire perché è un dato fisso, il problema è che non è quasi mai conosciuto: si può stimare, con informazioni disponibili a priori da parte del ricercatore, oppure tramite s_x calcolato nel campione (ricordate la divisione per n-1?).



- Quest'ultimo caso deve essere affrontato a parte, perché la distribuzione della media campionaria quando si utilizza lo s.q.m. del campione per stimare quello della popolazione non è più normale, ma diventa una *t di Student*.
- **n**
- È la dimensione del campione: è un valore sul quale si può *giocare* molto per avere una stima più accurata. Esso è, infatti, posto al denominatore e più è grande, più l'intervallo si riduce, anche se non in maniera proporzionale, perché ne consideriamo la radice quadrata.

Il caso dell'inferenza su attributi - 1

- Le stesse relazioni possono essere trovate nel caso di stima per attributi, ovvero nel caso in cui la variabile X sia qualitativa e si debba stimare la proporzione di unità che scelgono una delle sue categorie.
- Ad esempio, se si considera la votazione per un candidato sindaco, le categorie di riferimento sono i nomi dei vari candidati (A, B, C e così via); se puntiamo l'attenzione sul candidato A, gli associamo la variabile binaria che assumerà il valore "1" se si vota per questo candidato e "0" se non lo si vota.

Il caso dell'inferenza su attributi - 2

- Questa variabile avrà come media nella popolazione il valore π , ovvero la proporzione di cittadini che lo votano, e $\sqrt{\pi(1-\pi)}$ come scarto quadratico medio.
- Nel campione la proporzione degli elettori di A sarà p e l'intervallo di confidenza dell'induzione si modificherà in questo modo:

$$\text{Perc.} \{ p - 1,96\sqrt{\pi(1-\pi)}/\sqrt{n} \leq \pi \leq p + 1,96\sqrt{\pi(1-\pi)}/\sqrt{n} \} = 95\%$$

Il caso dell'inferenza su attributi - 3

- Ovvero: se nel nostro campione di dimensione n una proporzione di p cittadini ha espresso l'intenzione di votare per il candidato A , nel 95% dei casi la proporzione di potenziali elettori di A nella popolazione sarà compresa nell'intervallo qui sopra enunciato.
 - Anche in questo caso c'è il problema dell'inserimento nella formula (per lo scarto quadratico medio) di un valore incognito π , che è quello che stiamo cercando di stimare: possiamo, analogamente al caso precedente, sostituirlo con la proporzione p nel campione, oppure fare una scelta conservativa, mettendoci nel caso più sfavorevole possibile e sostituirlo col valore 0,5 (il valore cui corrisponde la varianza maggiore).
-

La dimensione campionaria - 1

- In un campione di **900** unità, estratto da una popolazione di ampiezza grande, **225** intervistati hanno dichiarato di praticare almeno uno sport:
 - la proporzione campionaria (la *statistica*) è quindi **.25**, ovvero il **25%**;
 - i valori dell'intervallo di confidenza al 95% intorno a .25 saranno compresi fra **.25- ϵ** e **.25+ ϵ** , ed ϵ è uguale a **$1.96\sqrt{(.25(1-.25))} / \sqrt{900}$** ovvero **0.028**.

La dimensione campionaria - 2

- Si può quindi affermare con un livello di fiducia del 95%, ovvero prevedendo di sbagliare solo 5 volte su 100 (1 su 20), che la proporzione degli sportivi nella popolazione di riferimento è compresa fra **.222** e **.278**, ovvero gli sportivi sono tra il **22,2%** e il **27,8%**.

La dimensione campionaria - 3

- Si tratta di un risultato poco interessante, perché l'oscillazione dei risultati (la **forchetta**) è molto ampia, oltre il **5%**.
- Se volessimo un risultato più accurato, ad esempio se richiedessimo che ε sia al massimo l'1%, dovremmo intervistare un numero "n" di unità statistiche tale da soddisfare la seguente disequazione:

$$1.96\sqrt{(.25(1-.25))} / \sqrt{n} \leq .01$$

- ovvero **n = 7203**, che corrisponde a un onere economico e di tempo molto sensibile.

Il test di ipotesi

- In genere, più che cercare di stimare una *statistica* sulla popolazione, i metodi inferenziali tendono a verificare una qualche ipotesi sulla popolazione stessa: un'ipotesi in Statistica è proprio un'affermazione sulla popolazione, ossia la previsione che un parametro assuma o un particolare valore o ricada in un certo intervallo di valori.

Il test di ipotesi

- Ad esempio, che un candidato abbia o meno la maggioranza di coloro che voteranno, che in un'azienda gli uomini siano retribuiti meglio delle donne, che l'appartenenza a una certa categoria della popolazione influenzi il comportamento elettorale, che i risultati di un atleta migliorino dopo averlo sottoposto a un particolare tipo di allenamento e così via.

Il test di ipotesi

- Una volta definita un'ipotesi sulla popolazione bisogna raccogliere i dati campionari e verificare se i risultati, sintetizzati in una statistica test (ossia una stima puntuale del parametro nella popolazione), ci permettono di rifiutare o meno la nostra ipotesi.

Le ipotesi H_0 e H_a

- Per comodità costruiamo due ipotesi alla base del nostro ragionamento: un'ipotesi nulla H_0 e un'ipotesi alternativa H_a .
- L'ipotesi nulla corrisponde, in genere, a una situazione di *assenza di effetto*, mentre quella alternativa presuppone un effetto, anche se non sarà possibile misurarlo col test.

Il test

- Il test, infatti, valuta l'evidenza campionaria dell'ipotesi H_0 , ossia investiga se i dati contraddicano l'ipotesi nulla in maniera da suggerire che H_a sia vera.
- In altre parole, si suppone che H_0 sia vera. Quindi, se si trova che i dati riscontrati nel campione molto difficilmente possono essere fatti risalire a quella ipotesi (perché la probabilità del test è molto bassa), allora si propende per l'ipotesi alternativa.

Il valore di probabilità (*p-value*)

- Una volta che si è calcolato il test statistico, ossia la stima puntuale campionaria del parametro della popolazione, conoscendo la sua distribuzione campionaria si può individuare quale sarebbe la probabilità di verificarsi di un tale valore, o di uno più grande, qualora fosse vera l'ipotesi nulla.
- Questa probabilità è il ***p-value***, che viene fornito per tutti i test nei principali software statistici disponibili.

Come trovare il *p-value*

- La conoscenza del *p-value* ci evita di andare a consultare tavole differenti a seconda di test differenti: bisogna ricordare che il test è significativo (ossia si rifiuta l'ipotesi nulla) quando il *p-value* è inferiore a un livello di probabilità da noi scelto (0,01; 0,05; 0,001 e così via), oppure quando è superiore ai valori sulle tavole corrispondenti ai livelli di probabilità scelti.

Sintesi - 1

Possiamo quindi riassumere i vari passi di un test di ipotesi:

- a- si formulano l'ipotesi nulla e quella alternativa, relativamente al parametro nella popolazione;
 - b- a seconda del tipo di dati a disposizione si calcola il test statistico nel campione;
 - c- utilizzando le informazioni sulla distribuzione campionaria del test, qualora sia vera l'ipotesi nulla, si calcola il *p-value*;
-

Sintesi - 2

- d- confrontando il p -value con il valore di probabilità con il quale assegniamo il livello di fiducia nella nostra decisione, rifiutiamo o non rifiutiamo l'ipotesi nulla;
- e- il procedimento può non finire qui, in quanto quando rifiutiamo l'ipotesi nulla con un p -value significativo allo 0,05, abbiamo sempre un rischio - nel 5% dei casi - di aver rifiutato un'ipotesi vera; così quando non la rifiutiamo abbiamo sempre il rischio di non aver rifiutato un'ipotesi falsa^[1].

^[1] Questi ulteriori passi fanno parte della Teoria delle decisioni statistiche, che non affrontiamo oggi.

Test di ipotesi nel caso di una media

- Chiudiamo questa parte con l'esempio relativo a una variabile quantitativa: in questo caso il parametro è la media nella popolazione e il test statistico è la media campionaria. Abbiamo un campione di anziani maschi dai 65 ai 70 anni che sono pensionati in Case di riposo della Regione Lazio.
- Da studi geriatrici sappiamo che il peso medio μ_x in quella fascia d'età è di 70 chilogrammi, con un σ_x di 10 chilogrammi. Vogliamo vedere se i ricoverati sono più o meno ben nutriti dei loro coetanei. Il campione è di 49 anziani e il peso medio M_x è uguale a 68 chilogrammi con $s_x=6$ chilogrammi.



- L'ipotesi nulla è che i ricoverati siano nutriti altrettanto bene dei loro coetanei che vivono a casa: H_0 è che $\mu_x=70$; H_a è $\mu_x \neq 70$ (bidirezionale).
- L'ipotesi nulla equivale a dire che non c'è nessuna differenza fra gli anziani nelle due situazioni, quella alternativa che il trattamento, ossia il soggiorno nelle Case di riposo, ha un qualche effetto, positivo o negativo che sia sulla nutrizione degli anziani.



- Il test statistico è la media campionaria (68), che standardizziamo rispetto alla distribuzione delle medie campionarie, che è normale con media 70 e s.q.m. pari a $10/\sqrt{49}$.
- Il valore standardizzato ($z_x = (x - \mu_x) / \sigma_x / \sqrt{n}$) è -1,4, che ha un *p-value* pari a 0,0808, ossia 8,08%, ben superiore al 2,5% che sta nella coda di un intervallo di confidenza al 95%.
- Il valore è quindi dentro l'intervallo e noi non possiamo rifiutare l'ipotesi nulla. Il peso medio più basso sarà dovuto alla variabilità campionaria e non a una situazione oggettivamente diversa.



- In questo test abbiamo usato al posto di σ_x un dato fornito da studi geriatrici. Se lo avessimo, invece, stimato tramite s_x ($=5$), dato che la variabilità in appartenenti allo stesso gruppo sembra essere molto più ridotta e quindi il test più accurato, avremmo dovuto considerare il valore della *t di Student*

$$t_x = (x - \mu_x) / s_x / \sqrt{n} = -2,8.$$

- Questo risultato ci fornisce un *p-value* pari a 0,0048 che ci spinge a rifiutare l'ipotesi nulla!