

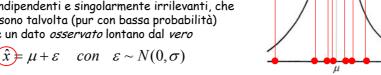
Prof. Claudio Capiluppi - Facoltà di Scienze della Formazione - A.A. 2007/08

VERIFICA DI IPOTESI STATISTICA

- La prima cosa da capire è **perché** serva la statistica per verificare una ipotesi
- Una ipotesi scientifica è una enunciazione di carattere generale relativa ad un fenomeno, osservabile direttamente o indirettamente, nel mondo fisico
- Una ipotesi scientifica deve poter essere oggetto di verifica empirica: la verifica consiste nel confronto tra le conseguenze previste dall'ipotesi, teoria, modello, e i dati osservativi che possono essere prodotti
- La verifica dell'ipotesi presenta una asimmetria logica:
 - una ipotesi non può mai essere definitivamente verificata (empiricamente): perché le sue conseguenze sono logicamente infinite ed esiste sempre la possibilità che una nuova osservazione risulti in disaccordo
 - invece basta una sola osservazione contraria all'ipotesi perché essa sia, dal punto di vista logico, definitivamente falsificata
- Popper K. nel 1934 chiarisce la questione, dettando quello che diventa il principio di scientificità della moderna epistemologia: il principio di falsificazione
 - il punto fondamentale non è poter dimostrare che l'ipotesi è vera, ma poter dimostrare che è falsa: solo le ipotesi falsificabili sono scientifiche, tutte le altre teorie appartengono alla "metafisica"
 - □ alla metafisica, cioè alle non-scienze, non si applica la categoria del vero/falso: se un enunciato *non può* essere falso (nel senso che non si può nemmeno in linea di principio dimostrare la sua eventuale falsità), *non può nemmeno essere vero!* (cioè non siamo disposti a credere ad una affermazione che, anche quando fosse falsa, non sarebbe possibile scoprirlo)



- Dunque una ipotesi può essere temporaneamente confermata ("verificata") oppure definitivamente falsificata (logicamente falsa)
- Il principio di Popper è logicamente ineccepibile e la verifica di ipotesi, in questi termini, è deterministica (basta una prova contraria...): dunque cosa c'entra la statistica?
- Il problema è che questo ragionamento assume di essere in presenza di dati certi, ovvero in assenza di errori di misura/rilevazione/osservazione
- Purtroppo però anche i dati empirici non sono mai certi: sono affetti dall'errore di misura, sono in una certa misura determinati dal "caso": quel complesso di piccoli fattori indipendenti e singolarmente irrilevanti, che però possono talvolta (pur con bassa probabilità) produrre un dato osservato lontano dal vero



Si pone allora il problema della validità statistica dei risultati empirici:
 è il grado di probabilità che i risultati osservati non siano casuali, cioè dovuti a coincidenze fortuite (fluttuazioni dello strumento, errore di campionamento, ...)
 anziché riflettere il vero andamento del fenomeno



Prof. Claudio Capiluppi - Facoltà di Scienze della Formazione - A.A. 2007/08

VERIFICA DI IPOTESI

- Esempio. Le oche sono bianche?
 - Prima osservazione: per rispondere definitivamente a questa domanda occorrerebbe esaminare tutte le oche del mondo (presenti e future)...
 - □ Supponiamo di osservare un campione di 1000 oche: 999 B e 1 NON B
- Per Popper l'ipotesi è falsificata, e questo sarebbe logicamente ineccepibile se i dati fossero assolutamente certi: ma anche i risultati dell'osservazione possono risultare falsati, ovvero non corrispondenti alla realtà
 - l'osservatore o lo strumento può avere sbagliato nel determinare il colore (es. può essere stato tratto in inganno dalle condizioni di luce)
 - può essere stato commesso un errore nel registrare il dato sulla scheda cartacea, o un errore di trascrizione nel file dati
 - 🗆 o magari nel campione è stata considerata per sbaglio un'anatra
 - le possibilità di errore nel processo di rilevazione dei dati empirici sono molto numerose ...
- Allora dobbiamo chiederci: è davvero sufficiente un caso contrario su 1000 per abbandonare una ipotesi che potrebbe in realtà essere vera?



- La verifica statistica delle ipotesi è un metodo per valutare se ritenere accettabile una determinata ipotesi sulla base dell'evidenza empirica disponibile
- Per verificare una ipotesi occorre un metodo statistico perché la conoscenza empirica non è assolutamente certa, è sempre di natura campionaria:
 - □ sia perché non è possibile osservare tutta la "popolazione"
 - □ sia perché lo strumento stesso produce misure affette da errore casuale
- Lo scostamento del risultato empirico da quello atteso può quindi:
 - 🗆 essere dovuto al fatto che l'ipotesi è sbagliata
 - □ oppure può essere dovuto al "caso", benché l'ipotesi sia effettivamente vera
- Tuttavia, se il risultato dell'osservazione è lontano da quello previsto secondo l'ipotesi, allora è improbabile che l'ipotesi sia vera, cioè che tale scostamento sia imputabile al caso: è più verosimile che sia l'ipotesi ad essere falsa
- Il problema diventa quindi come valutare la distanza del risultato empirico dall'atteso, cioè come quantificare il grado di accordo/disaccordo del risultato osservato con quanto previsto dall'ipotesi, e quindi formulare una regola statistica di accettazione/rifiuto dell'ipotesi



Prof. Claudio Capiluppi - Facoltà di Scienze della Formazione - A.A. 2007/08

VERIFICA DI IPOTESI

- Fasi della verifica di ipotesi statistica
 - formulazione del sistema di ipotesi: è costituito dall'ipotesi da verificare, detta ipotesi nulla (Ho), e dall'ipotesi alternativa (H1), generalmente la negazione logica della prima
 - scegliere la statistica test: una quantità calcolata sui dati osservati, che sintetizza l'informazione portata dal campione ai fini dell'inferenza
 - esplicitare le assunzioni: ipotesi ausiliarie che non vengono sottoposte a verifica, ma si rendono necessarie per lo sviluppo formale del metodo: di solito riguardano la distribuzione della variabile dipendente (ovvero del processo di misura che genera i dati osservati)
 - determinare la distribuzione campionaria della statistica test: immaginando di ripetere il test infinite volte (principio del campionamento ripetuto), la statistica test assumerà valori diversi, descrivendo una propria distribuzione
 - prefissare il livello di significatività del test: il test statistico può portare a rifiutare una ipotesi vera, ma questo deve avvenire "raramente"; il livello di significatività stabilisce con quale probabilità il test potrà condurre ad una decisione sbagliata
 - ⇒ determinare la **regione di rifiuto** per l'ipotesi Ho: è il punto di arrivo del metodo, ci permette di decidere se accettare o rifiutare l'ipotesi



- Formulazione dell'Ipotesi
- L'ipotesi deve essere formulata come un enunciato di natura quantitativa su una o più caratteristiche di un fenomeno o di una popolazione: in ultima analisi, è sempre riconducibile ad una affermazione su un parametro di una distribuzione
 - 🗆 ipotesi sulla media, la frequenza di un carattere, la variabilità, ...
 - 🗆 ipotesi sul confronto tra (le medie di) due o più popolazioni
 - □ ipotesi sulla dipendenza tra due variabili (correlazione, associazione, ...)
- Dunque, quale che sia l'ipotesi da verificare, anche espressa inizialmente in termini qualitativi (es. "I cigni sono bianchi") occorre formalizzarla in termini quantitativi, trasformandola in una affermazione sul valore di un parametro di una distribuzione
- L'ipotesi da verificare (o meglio da falsificare) viene detta Ipotesi Nulla e indicata con Ho, mentre l'ipotesi alternativa viene indicata con H1
 - □ Ho viene detta "ipotesi *nulla"* perché si preferisce formulare come Ho l'ipotesi che descrive una situazione di riferimento, o che rappresenta un valore base, rispetto alla quale evidenziare una differenza o un effetto
 - Ho deve essere una ipotesi puntuale (cioè una affermazione ben precisa, un valore determinato): si tratta di un requisito per lo sviluppo formale del metodo
 - mentre H1 può essere una ipotesi *complessa* (un insieme di valori alternativi)



Prof. Claudio Capiluppi - Facoltà di Scienze della Formazione - A.A. 2007/08

VERIFICA DI IPOTESI

- Il Sistema di Ipotesi
- Ho e H1 costituiscono il sistema di ipotesi
- Il sistema di ipotesi si dice di tipo bilaterale (o bidirezionale, o a due code) quando H1 è una ipotesi complessa (cioè descrive più valori) e comprende sia i valori minori che quelli maggiori rispetto al valore puntuale previsto da Ho:

$$\begin{cases} H_0: & \mu = \mu_o \\ H_1: & \mu \neq \mu_o \end{cases}$$

dove μ_a è un valore determinato (es. 74 kg)

 Il sistema di ipotesi è invece unilaterale (o unidirezionale, o ad una coda) nei sequenti casi:

$$\begin{cases} H_0: \ \mu = \mu_o & \text{oppure} \\ H_1: \ \mu > \mu_o \end{cases} \begin{cases} H_0: \ \mu = \mu_o \\ H_1: \ \mu < \mu_o \end{cases}$$

Esempio

Gli studenti dell'università di Verona sono più intelligenti della media?

- □ Supponiamo di decidere di misurare l'intelligenza con il QI (ammesso che il QI misuri l'intelligenza...)
- □ Per costruzione, nella popolazione di riferimento il QI ha media 100, quindi possiamo formulare il sistema di ipotesi:

 $\begin{cases} H_0: \ \mu = 100 \\ H_1: \ \mu > 100 \end{cases}$

- l'ipotesi nulla Ho afferma che il QI medio degli studenti di Verona è uguale a quello della popolazione (100), cioè che non sono più intelligenti (non c'è differenza)
- l'ipotesi alternativa H1 prende in considerazione in questo caso solo la possibilità che la classe abbia una media superiore (stiamo cioè escludendo a priori la possibilità che possa invece essere inferiore...)
- □ La scelta di una alternativa unilaterale anziché bilaterale incide sul risultato e deve essere operata con molta cautela: infatti se le nostre aspettative risultassero sbagliate, potremmo sbagliare conclusione



Prof. Claudio Capiluppi - Facoltà di Scienze della Formazione - A.A. 2007/08

VERIFICA DI IPOTESI

Esempio

Ritorniamo all'ipotesi "I cigni sono bianchi": come possiamo formulare in termini statistici, quantitativi, questa ipotesi espressa in forma qualitativa?

- dobbiamo formalizzarla trasformandola in una affermazione sul parametro di una distribuzione
- □ in questo problema, possiamo considerare il colore come una variabile qualitativa a due livelli (dicotomica), che può assumere solo le due modalità: bianco e non-bianco
- □ la distribuzione di questa variabile è caratterizzata dalla percentuale di unità bianche (che sappiamo essere la media per una variabile dicotomica 0/1)
- l'ipotesi da verificare afferma che tutti i cigni sono bianchi, contro l'alternativa che ci siano anche cigni non-bianchi
- □ dunque, se indichiamo con pi-greco la percentuale di cigni bianchi "nel mondo", il sistema di ipotesi può essere scritto:

 $\begin{cases} H_0: \ \pi = 1 \\ H_1: \ \pi < 1 \end{cases}$

□ L'alternativa è qui unilaterale: in questo caso è una scelta obbligata, dato che una percentuale non può essere maggiore di 1



Esempio

Vogliamo verificare se c'è una differenza di altezza (o qualunque altra variabile quantitativa) tra due popolazioni. Come possiamo formulare l'ipotesi?

- Le due popolazioni, A e B, avranno ovviamente due diverse distribuzioni per la variabile altezza:
 - diciamo di accontentarci di confrontare le medie delle due distribuzioni, supponendo che presentino uguali variabilità e andamento cioè forma (o molto simili), ad esempio Normale (queste sono assunzioni: in particolare la normalità della distribuzione, che possiamo ritenere in questo caso plausibile, per la variabile altezza)
 - allora abbiamo individuato come formalizzare l'ipotesi in termini statistici: può essere espressa come confronto tra le medie delle due distribuzioni
- Ricordiamo che Ho deve essere una ipotesi puntuale, cioè una affermazione secca sulla situazione prevista e non un range di possibilità: per questo dobbiamo formulare come ipotesi nulla Ho che le due medie siano uguali, e come H₁ che siano diverse:

$$\begin{cases} H_0: \ \mu_A = \mu_B \\ H_1: \ \mu_A \neq \mu_B \end{cases}$$



Prof. Claudio Capiluppi - Facoltà di Scienze della Formazione - A.A. 2007/08

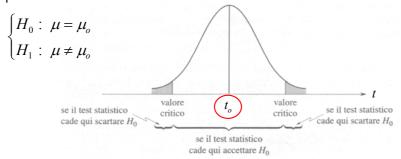
VERIFICA DI IPOTESI

- La Statistica Test (o Test statistico)
- La statistica test (o semplicemente Test) è una quantità che viene calcolata a
 partire dai dati osservati, in grado di riassumere l'informazione campionaria
 rilevante ai fini dell'inferenza, cioè della valutazione della verosimiglianza
 dell'ipotesi
- La statistica test da utilizzare varia a seconda del problema, cioè del sistema di ipotesi (e delle assunzioni ausiliarie): la scelta è in realtà più semplice di quanto si possa temere, almeno nei problemi standard che si incontrano più frequentemente
- I principali problemi di verifica di ipotesi hanno infatti una soluzione nota, già sviluppata, ovvero un Test pronto all'uso: il lavoro diventa quello di cercare di ricondurre il problema reale ad una di queste situazioni standard
- Esempio:

$$\begin{cases} H_0: \ \mu = \mu_o \\ H_1: \ \mu \neq \mu_o \end{cases} \ \to \ \boxed{ t = \frac{\overline{x} - \mu_o}{s / \sqrt{n}} } \quad \text{test T di Student}$$

 La statistica test osservata (a posteriori) non è altro che un numero, calcolato sui dati campionari: esattamente come la media o la deviazione standard campionarie (spesso si basa proprio su tali statistiche campionarie)

- La Regione di rifiuto
- La Regione di rifiuto è l'insieme dei valori che la statistica test non dovrebbe assumere, se è vera l'ipotesi nulla, se non per effetto del caso e con una probabilità molto bassa

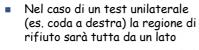


- Se il valore assunto dalla statistica test cade nella regione di rifiuto, il risultato campionario risulta significativamente lontano dall'atteso
- Quando il valore osservato del Test cade nella regione di rifiuto, questo conduce al rifiuto dell'ipotesi nulla, perché si valuta il risultato empirico troppo lontano e quindi in disaccordo con quanto previsto dall'ipotesi

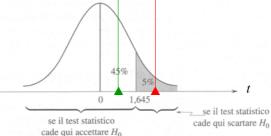
Prof. Claudio Capiluppi - Facoltà di Scienze della Formazione - A.A. 2007/08

VERIFICA DI IPOTESI

 Nella maggior parte delle applicazioni pratiche, la regione di rifiuto consisterà in un intervallo, o nell'unione di due intervalli, a seconda che il test sia unilaterale o invece bilaterale



$$\begin{cases} H_0: & \mu = \mu_o \\ H_1: & \mu > \mu_o \end{cases}$$



- Arrivare a determinare la regione di rifiuto significa anche avere la regola di accettazione/rifiuto dell'ipotesi Ho: tutto il metodo consiste effettivamente nella determinazione della regione di rifiuto per il Test
- La determinazione della regione di rifiuto richiede che si conosca la distribuzione della statistica Test



- La distribuzione campionaria della statistica Test
- A posteriori, dato un campione, la statistica test osservata è un numero.
 A priori, se immaginiamo di ripetere infinite volte il campionamento, la statistica test assume valori sempre diversi, descrivendo una distribuzione tipica di quel test
- Ogni test ha cioè una propria distribuzione specifica, con una forma caratteristica (tanto che in molti casi prende il nome dal test stesso), che deve essere determinata per poter procedere alla determinazione della regione di rifiuto
- La statistica test è una trasformazione delle n variabili indipendenti X(i) che descrivono le singole osservazioni: quindi la sua distribuzione dipende da quella delle variabili elementari X(i) di cui si compone, e dal loro numero (n), oltre ovviamente che dalla sua espressione analitica
- Esempio: il test T di Student

$$t = \frac{\overline{x} - \mu_o}{s / \sqrt{n}} \sim t_{n-1}$$



- Ricavare la distribuzione della statistica test è un problema matematico che richiede nozioni avanzate di calcolo delle probabilità
- Per i problemi standard, questo lavoro è già stato fatto e quindi conosciamo le distribuzioni dei test che si usano più frequentemente; oltre alla Normale, le distribuzioni che ricorrono maggiormente sono: T di Student, F di Snedecor, Chi-Quadrato

٠

Prof. Claudio Capiluppi - Facoltà di Scienze della Formazione - A.A. 2007/08

VERIFICA DI IPOTESI

- Test sulla media di una popolazione
- Uno dei problemi più semplici è quello dell'ipotesi sulla media di una popolazione, che si può presentare con due varianti:
 - □ la varianza della popolazione è nota
 - □ la varianza della popolazione è ignota
- Primo caso: Varianza nota
- Quando la varianza è nota, per testare una ipotesi sulla media si usa il test z :

$$\begin{cases} H_0: \ \mu = \mu_o \\ H_1: \ \mu \neq \mu_o \end{cases} \rightarrow \boxed{z = \frac{\overline{x} - \mu_o}{\sigma / \sqrt{n}}} \sim (N(0, 1)) H_o \ \dot{e} \ vera$$

• che si distribuisce normalmente, quando Ho è vera, infatti:

$$x_i \sim N(\mu, \sigma)$$
 i.i.d. $\forall i \Rightarrow \overline{x} \sim N(\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}})$

Quando
$$H_0$$
 è vera : $\mu = \mu_o$ e se inoltre σ è nota : $z = \frac{\overline{x} - \mu_o}{\sigma / \sqrt{n}} \sim N(0, 1)$



$\hat{\sigma}^2 = s^2 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{n-1}$

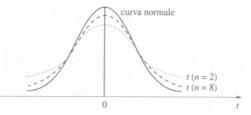
- Secondo caso: Varianza ignota
- Quando la varianza è ignota, si perviene al test t di Student:

$$\begin{cases} H_0: \ \mu = \mu_o \\ H_1: \ \mu \neq \mu_o \end{cases} \rightarrow \boxed{t = \frac{\overline{x} - \mu_o}{s / \sqrt{n}}} \sim t_{n-1} | H_o \ \dot{e} \ verd$$

 La statistica test t di Student presenta una distribuzione a forma di campana, simile alla distribuzione Normale



 La forma della curva t di Student è caratterizzata da un unico parametro, detto gradi di libertà



- Al crescere del valore di questo parametro (cioè al crescere dei gradi di libertà), la forma della distribuzione t si avvicina sempre più a quella della Normale:
 - □ per n > 30 si può utilizzare direttamente la tavola della Normale
 - □ per n <= 30 esistono e si devono usare le tavole specifiche per la t di Student
- Perché valga questo risultato è necessario che siano vere alcune assunzioni: le X(i) devono essere i.i.d. cioè indipendenti e identicamente distribuite in modo normale

п

Prof. Claudio Capiluppi - Facoltà di Scienze della Formazione - A.A. 2007/08

VERIFICA DI IPOTESI

Assunzioni

- Le assunzioni sono ipotesi accessorie che si rendono necessarie per lo sviluppo formale del metodo, cioè per determinare la distribuzione del test statistico
- Le assunzioni generalmente riguardano la distribuzione della variabile osservata, o meglio del processo di misura che genera i dati osservati
- Le assunzioni, in quanto tali, non sono necessariamente vere, ma non sono oggetto di verifica nel problema in questione:
 - possono essere esse stesse sottoposte a verifica preliminarmente, cioè prima di affrontare il problema di verifica che ci interessa
 - altrimenti devono comunque essere giustificate caso per caso, ed essere plausibili, verosimili
- I risultati della verifica di ipotesi statistica possono essere seriamente compromessi dalla violazione delle assunzioni su cui si basa lo specifico test: ad es. condurre al rifiuto di una ipotesi in presenza di una evidenza empirica in realtà insufficiente per farlo
- Alcuni test risentono meno di altri della violazione degli assunti, e per questo sono detti "robusti": in tutti gli altri casi dobbiamo preoccuparci che le assunzioni siano verosimili

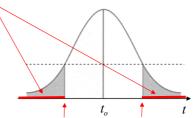
- Il livello di Significatività del test
- Un criterio per determinare la regione di rifiuto consiste nel prefissare il rischio (la probabilità) di rifiutare erroneamente l'ipotesi Ho nel caso che sia vera
- La probabilità di commettere tale errore, detto errore di I tipo, viene chiamata livello di significatività del test e indicata con α:

$$\alpha = P\{rifiutare H_o \mid H_o vera\}$$

- Se, ad esempio, si fissa α =0,05 significa che si accetta il rischio di sbagliare conclusione, nel senso di rifiutare una ipotesi nulla vera, 5 volte su 100
- Il livello di significatività prefissato determina la "dimensione" della regione di rifiuto (e di quella di accettazione):

$$\alpha = P\{t \in [regione\ di\ rifiuto]\}$$

- maggiore è il valore di α tollerato e maggiore sarà la dimensione della regione di rifiuto
- al contrario, minore è il valore prefissato di α e maggiore sarà la dimensione della regione di accettazione: quindi il test risulterà più conservativo nei confronti dell'ipotesi Ho



Prof. Claudio Capiluppi - Facoltà di Scienze della Formazione - A.A. 2007/08

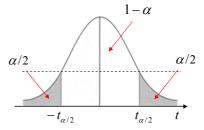
VERIFICA DI IPOTESI

• Nel caso di test bilaterale, o a due code:

$$\begin{cases} H_0: & \mu = \mu_o \\ H_1: & \mu \neq \mu_o \end{cases}$$

si individua una regione di rifiuto del tipo

$$(-\infty, -t_{\alpha/2}] \bigcup [t_{\alpha/2}, +\infty)$$
 tale che
 $\alpha = P\{t \le -t_{\alpha/2} \bigcup t \ge t_{\alpha/2}\}$



ovvero una regione di accettazione : $(-t_{\alpha/2}, t_{\alpha/2})$ per la quale :

$$P\{-t_{\alpha/2} < t < t_{\alpha/2}\} = 1 - \alpha$$

dove $-t_{\alpha/2}$ e $t_{\alpha/2}$ sono i valori critici a sinistra e a destra della statistica test ottenuti in corrispondenza del livello di significatività α prefissato, equiripartito ($\alpha/2$) sulle due code della distribuzione della statistica test

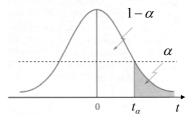
- Se il valore osservato della statistica test cade in tale regione
 - => l'ipotesi nulla viene rifiutata

Nel caso di test unilaterale, o ad una coda:

$$\begin{cases} H_0: & \mu = \mu_o \\ H_1: & \mu > \mu_o \end{cases}$$

si individua una regione di rifiuto del tipo

$$[t_{\alpha}, +\infty)$$
 tale che $P\{t \geq t_{\alpha}\} = \alpha$



ovvero una regione di accettazione per cui sia $P\{t < t_{\alpha}\} = 1 - \alpha$

 t_{α} è il valore critico della statistica test, ottenuto in corrispondenza del livello di significatività α prefissato

 Se il valore campionario osservato di t è maggiore del valore critico, l'ipotesi nulla viene rifiutata, altrimenti viene accettata

ы

Prof. Claudio Capiluppi - Facoltà di Scienze della Formazione - A.A. 2007/08

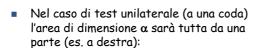
VERIFICA DI IPOTESI

Test bilaterale (a due code):

$$\alpha = P\{t \le -t_{\alpha/2}, t \ge t_{\alpha/2}\}$$

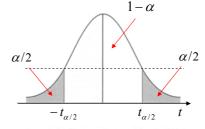
$$P\{-t_{\alpha/2} < t < t_{\alpha/2}\} = 1 - \alpha$$

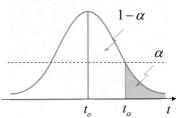
l'area α viene divisa a metà e così si determinano i due valori critici per il test: $-t_{\alpha/2}$ e $t_{\alpha/2}$



$$\alpha = P\{ t \ge t_{\alpha} \}$$

$$P\{ t < t_{\alpha} \} = 1 - \alpha$$





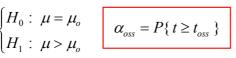
- Comunemente, i valori utilizzati per α sono 0,05 o 0,01 : 0,01 è più conservativo nei confronti di Ho, che viene rifiutata solo di fronte ad un risultato empirico più netto
- Queste soglie sono arbitrarie e puramente orientative: i numeri indicati non hanno altra proprietà che quella di essere numeri tondi, ma sono quelli universalmente utilizzati

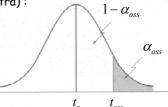
- Significatività Osservata (o p-value)
- Il livello di significatività osservato (α osservato) è la probabilità di commettere un errore di I tipo (rifiutare Ho quando è vera) in base al risultato campionario osservato:

 $\alpha_{oss} = P\{rifiutare H_o \mid risultato campionario osservato\}$

In pratica, l' α osservato è la probabilità che la statistica test possa produrre un valore ancora più lontano dall'atteso di quello osservato, nel caso che sia vera Ho. Ad es. nel caso di un test ad una coda (a destra):





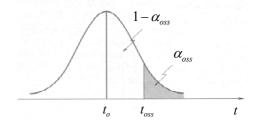


- L' α osservato è una misura della verosimiglianza dell'ipotesi nulla, in base al risultato osservato nel campione:
 - \square maggiore è l' α osservato, e più l'ipotesi nulla è verosimile e quindi risulta "confermata" dalle osservazioni, cioè compatibile con il risultato empirico
 - \Box viceversa minore è l' α osservato, e più è improbabile che Ho sia vera: il risultato osservato risulta troppo (si dice significativamente) diverso dall'atteso, cioè da quanto previsto da Ho

Prof. Claudio Capiluppi - Facoltà di Scienze della Formazione - A.A. 2007/08

VERIFICA DI IPOTESI

In pratica, se $\alpha_{oss} < \alpha_{prefissato}$ => si rifiuta Ho



- L' α osservato permette di trarre immediatamente la conclusione sull'accettazione o il rifiuto dell'ipotesi, indicandoci anche *quanto* l'ipotesi è verosimile (e quindi confermata) sulla base dei dati osservati
- Per questa ragione tutti i programmi software utilizzano in realtà questo secondo metodo, invece di calcolare i valori critici per il test, e forniscono quindi l' α osservato, spesso indicato come p-value
- Esempio Se risulta α osservato = 0,045 che conclusione traiamo sull'ipotesi? Al 5% di significatività, Ho viene rifiutata: ma la sua verosimiglianza è molto vicina alla soglia del 5% (e ancora compatibile con la soglia inferiore del 1%): quindi capiamo che avremmo bisogno di una maggiore evidenza empirica (un campione più numeroso) per essere più sicuri

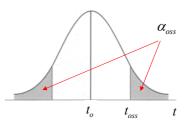
Nel caso di test bilaterale (a due code):

$$\begin{cases} H_0: & \mu = \mu_o \\ H_1: & \mu \neq \mu_o \end{cases}$$

$$\alpha_{oss} = P\{t \le -t_{oss}, t \ge t_{oss}\}$$

se la distribuzione del test è simmetrica :

$$\alpha_{\text{oss}} = 2 P\{t \ge t_{\text{oss}}\}$$



La regola di accettazione/rifiuto con il metodo del p-value resta sempre la stessa:

$$\alpha_{oss} < \alpha_{prefissato}$$

dunque se risulta p-value < 0,05 => si rifiuta Ho

 Osservazione: il rifiuto di Ho, che rappresenta generalmente l'ipotesi di riferimento ovvero di "indifferenza", significa ritenere significativa una differenza tra gruppi, ovvero l'effetto di un fattore studiato sulla risposta osservata.



Prof. Claudio Capiluppi - Facoltà di Scienze della Formazione - A.A. 2007/08

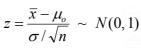
VERIFICA DI IPOTESI

- Accettazione/rifiuto dell'ipotesi
- Ricapitolando, dopo aver scelto il test appropriato al problema, esistono dunque due metodi equivalenti di procedere
- Primo metodo: classico (o dei valori critici del test)
 - $\hfill\Box$ prefissare il valore arbitrario di α (es. 0,05 oppure 0,01), al di sotto del quale si vuole decidere per il rifiuto di Ho
 - determinare di conseguenza, conoscendo la distribuzione della statistica test (sotto Ho), il valore critico (test ad una coda) o i due valori critici (test a due code) che individuano le regioni di accettazione e di rifiuto
 - □ verificare in quale regione cade il valore osservato della statistica test
- Secondo metodo: p-value (α osservato)
 - calcolare il livello di significatività α osservato (p-value)
 - \square si rifiuta l'ipotesi nulla se l' α osservato è minore di una soglia prefissata
 - con questo metodo abbiamo anche una indicazione di quanto l'ipotesi nulla è
 confermata (o invece falsificata) dai dati osservati: quanto più α osservato è
 piccolo, tanto più il risultato osservato risulta significativamente diverso da
 quello atteso

- Esempio. Metodo classico
- Gli studenti dell'università di Verona sono più intelligenti della media?
- Avevamo già formalizzato il sistema di ipotesi:

 $H_0: \mu = 100$ $H_1: \mu > 100$

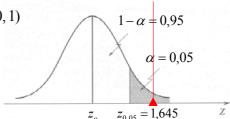
- Selezioniamo casualmente 40 studenti e ne misuriamo l'intelligenza con il test del QI, ottenendo una media campionaria pari a 107
- Sapendo che il QI nella popolazione si distribuisce come una N(100, 15), ci chiediamo: una media campionaria di 107 può essere dovuta al caso, oppure è una differenza troppo netta, e indica quindi un'intelligenza realmente superiore?
- Essendo nota la varianza della popolazione, il test da usare è :



Nel nostro caso:

$$z_{oss} = \frac{107 - 100}{15 / \sqrt{40}} = \frac{7}{15 / 6.33} = 2.95$$

Il valore critico z (α=0,05) => 1,645



Prof. Claudio Capiluppi - Facoltà di Scienze della Formazione - A.A. 2007/08

LA DISTRIBUZIONE NORMALE

 Il valore critico della statistica test, per (α =0,05), risulta

$$z_{0,05} = 1,645$$

- Il valore osservato della statistica test è pari a 2,95: quindi cade a destra del valore critico, nella regione di rifiuto
- Quindi l'ipotesi nulla deve essere rifiutata:
- il risultato campionario è troppo distante dall'ipotesi Ho perchè tale scostamento sia imputabile al caso
- possiamo concludere che gli studenti di Verona hanno un QI superiore alla media



Tavola A.1 La distribuzione normale.

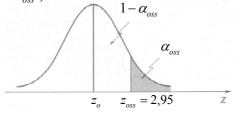
z	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
0,0	0,0000	0,0040	0,0080	0,0120	0,0160	0,0199	0,0239	0,0279	0,0319	0,0359
0,1	0,0398	0,0438	0,0478	0,0517	0,0557	0,0596	0,0636	0,0675	0,0714	0,0753
0,2	0,0793	0,0832	0,0871	0,0910	0,0948	0,0987	0,1026	0,1064	0,1103	0,1141
0,3	0,1179	0,1217	0,1255	0,1293	0,1331	0,1368	0,1406	0,1443	0,1480	0,1517
0,4	0,1554	0,1591	0,1628	0,1664	0,1700	0,1736	0,1772	0,1808	0,1844	0,1879
0,5	0,1915	0,1950	0,1985	0,2019	0,2054	0,2088	0,2123	0,2157	0,2190	0,2224
0,6	0,2257	0,2291	0,2324	0,2357	0,2389	0,2422	0,2454	0,2486	0,2517	0,2549
0,7	0,2580	0,2611	0,2642	0,2673	0,2703	0,2734	0,2764	0,2794	0,2823	0,2852
0,8	0,2881	0,2910	0,2939	0,2967	0,2995	0,3023	0,3051	0,3078	0,3106	0,3133
0,9	0,3159	0,3186	0,3212	0,3238	0,3264	0,3289	0,3315	0,3340	0,3365	0,3389
1,0	0,3413	0,3438	0,3461	0,3485	0,3508	0,3531	0,3554	0,3577	0,3599	0,3621
1,1	0,3643	0,3665	0,3686	0,3708	0,3729	0,3749	0,3770	0,3790	0,3810	0,3830
1,2	0,3849	0,3869	0,3888	0,3907	0,3925	0,3944	0,3962	0,3980	0,3997	0,4015
1,3	0,4032	0,4049	0,4066	0,4082	0,4099	0,4115	0,4131	0,4147	0,4162	0,4177
1,4	0,4192	0,4207	0,4222	0,4236	0,4251	0,4265	0,4279	0,4292	0,4306	0,4319
1,5	0,4332	0,4345	0,4357	0,4370	0,4382	0,4394	0,4406	0,4418	0,4429	0,4441
1,6	0,4452	0,4463	0,4474	0,4484	0,4495	0,4505	0,4515	0,4525	0,4535	0,4545
1,7	0,4554	0,4564	0,4573	0,4582	0,4591	0,4509	0,4608	0,4616	0,4625	0,4633
1,8	0,4641	0,4649	0,4656	0,4664	0,4671	0,4678	0,4686	0,4693	0,4699	0,4706
1,9	0,4713	0,4719	0,4726	0,4732	0,4738	0,4744	0,4750	0,4756	0,4761	0,4767
2,0	0,4772	0,4778	0,4783	0,4788	0,4793	0,4798	0,4803	0,4808	0,4812	0,4817
2,1	0,4821	0,4826	0,4830	0,4834	0,4838	0,4842	0,4846	0,4850	0,4854	0,4857
2,2	0,4861	0,4864	0,4868	0,4871	0,4875	0,4878	0,4881	0,4884	0,4887	0,4890
2,3	0,4893	0,4896	0,4898	0,4901	0,4904	0,4906	0,4909	0,4911	0,4913	0,4916
2,4	0,4918	0,4920	0,4022	0,4925	0,4927	0,4929	0,4931	0,4932	0,4934	0,4936
2,5	0,4938	0,4940	0,4941	0,4943	0,4945	0,4946	0,4948	0,4949	0,4951	0,4952
2,6	0,4953	0,4955	0,4956	0,4957	0,4959	0,4960	0,4961	0,4962	0,4963	0,4964
2,7	0,4965	0,4966	0,4967	0,4968	0,4969	0,4970	0,4971	0,4972	0,4973	0,4974
2,8	0,4974	0,4975	0,4976	0,4977	0,4977	0,4978	0,4979	0,4979	0,4980	0,4981
2,9	0,4981	0,4982	0,4982	0,4983	0,4984	0,4984	0,4985	0,4985	0,4986	0,4986
3,0	0,4987	0,4987	0,4987	0,4988	0,4988	0,4989	0,4989	0,4989	0,4990	0,4990

- Esempio. Metodo dell' α osservato
- Nel caso del nostro problema, cioè di un test z unilaterale con coda a destra:

 $\begin{cases} H_0: \ \mu = 100 & \text{la significatività osservata si calcola come} \\ H_1: \ \mu > 100 & \alpha_{oss} = P\{\ z \geq z_{oss}\ \} \end{cases}$

 Il valore campionario della statistica test come abbiamo appena visto è:

$$z_{oss} = \frac{107 - 100}{15/\sqrt{40}} = \frac{7}{15/6,33} = 2,95$$



 Sulle tavole della Normale cerchiamo la probabilità che z sia maggiore di 2,95: utilizzando le solite tavole, che ci forniscono l'area complementare rispetto a quella che cerchiamo, otterremo:

$$\alpha_{ass} = P\{z \ge 2.95\} = 0.5 - 0.4984 = 0.0016$$

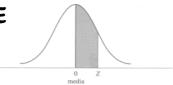
- La verosimiglianza dell'ipotesi Ho in base al risultato campionario è molto bassa, minore di 0,05 e anche di 0,01, quindi rifiutiamo senz'altro Ho
- Questo significa che gli studenti sono significativamente più intelligenti della media (100) della popolazione

LA DISTRIBUZIONE NORMALE

 Avendo a disposizione la solita tavola, determiniamo l'α osservato come:

$$\alpha_{oss} = P\{z \ge 2,95\} =$$

= 0,5 - 0,4984 = 0,0016



Prof. Claudio Capiluppi - Facoltà di Scienze della Formazione - A.A. 2007/08

Tavola A.1 La distribuzione normale.

z	0,00	0,01	0,02	0,03	0,04	0,05	0,06	0,07	0,08	0,09
0,0	0,0000	0,0040	0,0080	0,0120	0,0160	0,0199	0,0239	0,0279	0,0319	0,0359
0,1	0,0398	0,0438	0,0478	0,0517	0,0557	0,0596	0,0636	0,0675	0,0714	0,0753
0,2	0,0793	0,0832	0,0871	0,0910	0,0948	0,0987	0,1026	0,1064	0,1103	0,1141
0,3	0,1179	0,1217	0,1255	0,1293	0,1331	0,1368	0,1406	0,1443	0,1480	0,1517
0,4	0,1554	0,1591	0,1628	0,1664	0,1700	0,1736	0,1772	0,1808	0,1844	0,1879
0,5	0,1915	0,1950	0,1985	0,2019	0,2054	0,2088	0,2123	0,2157	0,2190	0,2224
0,6	0,2257	0,2291	0,2324	0,2357	0,2389	0,2422	0,2454	0,2486	0,2517	0,2549
0,7	0,2580	0,2611	0,2642	0,2673	0,2703	0,2734	0,2764	0,2794	0,2823	0,2852
0,8	0,2881	0,2910	0,2939	0,2967	0,2995	0,3023	0,3051	0,3078	0,3106	0,3133
0,9	0,3159	0,3186	0,3212	0,3238	0,3264	0,3289	0,3315	0,3340	0,3365	0,3389
1,0	0,3413	0,3438	0,3461	0,3485	0,3508	0,3531	0,3554	0,3577	0,3599	0,3621
1,1	0,3643	0,3665	0,3686	0,3708	0,3729	0,3749	0,3770	0,3790	0,3810	0,3830
1,2	0,3849	0,3869	0,3888	0,3907	0,3925	0,3944	0,3962	0,3980	0,3997	0,4015
1,3	0,4032	0,4049	0,4066	0,4082	0,4099	0,4115	0,4131	0,4147	0,4162	0,4177
1,4	0,4192	0,4207	0,4222	0,4236	0,4251	0,4265	0,4279	0,4292	0,4306	0,4319
1,5 1,6 1,7 1,8	0,4332 0,4452 0,4554 0,4641 0,4713	0,4345 0,4463 0,4564 0,4649 0,4719	0,4357 0,4474 0,4573 0,4656 0,4726	0,4370 0,4484 0,4582 0,4664 0,4732	0,4382 0,4495 0,4591 0,4671 0,4738	0,4394 0,4505 0,4599 0,4678 0,4744	0,4406 0,4515 0,4608 0,4686 0,4750	0,4418 0,4525 0,4616 0,4693 0,4756	0,4429 0,4535 0,4625 0,4699 0,4761	0,4441 0,4545 0,4633 0,4706 0,4767
2,0	0,4772	0,4778	0,4783	0,4788	0,4793	0,4798	0,4803	0,4808	0,4812	0,4817
2,1	0,4821	0,4826	0,4830	0,4834	0,4838	0,4842	0,4846	0,4850	0,4854	0,4857
2,2	0,4861	0,4864	0,4868	0,4871	0,4875	0,4878	0,4881	0,4884	0,4887	0,4890
2,3	0,4893	0,4896	0,4898	0,4901	0,4904	0,4906	0,4909	0,4911	0,4913	0,4916
2,4	0,4918	0,4920	0,4022	0,4925	0,4927	0,4929	0,4931	0,4932	0,4934	0,4936
2,5	0,4938	0,4940	0,4941	0,4943	0,4945	0,4946	0,4948	0,4949	0,4951	0,4952
2,6	0,4953	0,4955	0,4956	0,4957	0,4959	0,4960	0,4961	0,4962	0,4963	0,4964
2,7	0,4965	0,4966	0,4967	0,4968	0,4969	0,4970	0,4971	0,4972	0,4973	0,4974
2,8	0,4974	0,4975	0,4976	0,4977	0,4977	0,4978	0,4979	0,4979	0,4980	0,4981
2,9	0,4981	0,4982	0,4982	0,4983	0,4984	0,4984	0,4985	0,4985	0,4986	0,4986
,0	0,4987	0,4987	0,4987	0,4988	0,4988	0,4989	0,4989	0,4989	0,4990	0,4990

Test sulle percentuali

Un caso particolare di media, come abbiamo visto, è quello della variabile dicotomica: vediamo come si procede per verificare una ipotesi su una percentuale

$$\begin{cases} H_0: & \pi = \pi_0 \\ H_1: & \pi \neq \pi_0 \end{cases}$$

 Ricordiamo che, nel caso della variabile dicotomica, la varianza è data da p (1-p), quindi ipotizzando nota la varianza e utilizzando il valore previsto da Ho anche per il calcolo di quest'ultima, il test z diventa:

$$z = \frac{p - \pi_o}{\sqrt{\frac{\pi_o(1 - \pi_o)}{n}}}$$

dove p indica la percentuale campionaria

Ipotizzando invece, più realisticamente, ignota la varianza della popolazione, e quindi stimandola con quella campionaria, otteniamo il test t:

$$t = \frac{p - \pi_o}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n-1}}}$$

Prof. Claudio Capiluppi - Facoltà di Scienze della Formazione - A.A. 2007/08

VERIFICA DI IPOTESI

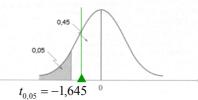
Esempio. Ritorniamo al nostro problema dei cigni. Dunque dobbiamo decidere se i cigni sono bianchi...

$$\begin{cases} H_0: \ \pi = 1 \\ H_1: \ \pi < 1 \end{cases}$$
 percentuale di cigni bianchi

- Supponiamo di avere effettuato un campione di 100 cigni e averne trovati 99 bianchi e 1 non bianco: tale evidenza empirica è sufficiente per considerare falsificata l'ipotesi?
- La varianza della popolazione è ignota quindi utilizzando il test t si ottiene:

$$t = \frac{0.99 - 1}{\sqrt{\frac{0.99(1 - 0.99)}{100 - 1}}} = \frac{-0.01}{\sqrt{\frac{0.99 \cdot 0.01}{99}}} = \frac{-0.01}{\sqrt{\frac{0.0099}{99}}} = \frac{-0.01}{\sqrt{0.0001}} = -\frac{0.01}{0.01} = -1$$

- Essendo n=100, per determinare il valore critico possiamo utilizzare la tavola della Normale. ottenendo: t(0.05) = -1.645
- Il valore di t campionario cade nella regione di accettazione, quindi non consideriamo Ho falsificata
- Esercizio: 2 cigni su 100 basterebbero?



$$t_{\text{obs}} = -1.645$$