IL CONTROLLO DELLE PRESTAZIONI DEL PROVIDER

(riferimenti)

Il controllo delle prestazioni del provider - premessa (1)

in merito alla fase di "gestione ordinaria" dell'outsourcing sono state richiamate le prassi di miglioramento continuo, la cui logica si sviluppa sulla base di misurazioni ("check").

il "global service" è caratterizzato da un pricing variabile e comunque da compensi correlati al conseguimento degli obiettivi stabiliti ed al miglioramento degli stessi. Si pone quindi una questione di misurazione delle prestazioni rese.

la misurazione, o comunque le attività di verifica delle prestazioni, si configura quindi quale problematica di rilievo

Il controllo delle prestazioni del provider - premessa (2)

la misurazione, o comunque le attività di verifica delle prestazioni, si configura quindi quale problematica di rilievo

a prescindere da quanto relativo alla strumentazione di controllo, ne conseguono questioni di efficacia, con ciò intendendo la possibilità di considerare le misurazioni effettuate / i dati rilevati quali reali indicatori della caratteristica dell'oggetto (servizio o prodotto) in valutazione.

... il supporto a tali questioni è individuabile per il tramite di **adeguate considerazioni di carattere statistico**.

Il controllo delle prestazioni del provider - premessa (3)

... il supporto a tali questioni è individuabile per il tramite **adeguate considerazioni di carattere statistico**.

questo file vuole appunto essere funzionale allo sviluppo di tali considerazioni.

Comunque **<u>si evidenzia</u>** che:

- quanto riportato è allo scopo di sola informazione sulla possibile strumentazione di controllo, la cui unica funzione è quindi di riferimento. In altri termini, l'applicazione a specifici casi richiede <u>approfondimenti sull'applicabilità</u> della strumentazione proposta.
- che <u>di fatto spesso non si considera, sia pure in misura elementare, la componente statistica</u>! Altrettanto spesso comunque progetti di miglioramento si bloccano proprio per non consenso sui dati rilevati.
- che, ancor prima dell'applicazione di strumentazione di carattere statistico, <u>esiste comunque la problematica di definizione del sistema/criterio di misurazione</u> (o di valutazione). Ciò a prescindere dal livello di sofisticatezza della misurazione da effettuare.
- che, <u>aldilà dei risultati delle misurazioni</u>, **comunque vale la percezione (opportunamente suffragata)** sulla capacità di miglioramento del fornitore. In altri termini quindi vale il <u>livello di "partnership prescelto"</u> ovvero il fatto di dare maggior peso a logiche di transazione piuttosto che di relazione e viceversa.

in sintesi: è **"decisamente" utile includere quanto nel seguito presentato nella propria strumentazione professionale, sapendo comunque che l'applicazione deve essere ben congegnata al caso in questione** (... e comunque che la strumentazione non si esaurisce con quanto presentato).

Il controllo delle prestazioni del provider - l’inferenza statistica (1)

... il problema evidenziato (di efficacia/affidabilità) delle misurazioni effettuate sostanzialmente riporta alla quantità di prestazioni effettuate o, in altri termini, all’intensità del controllo. E’ infatti evidente che a priori (e per questioni di costi) non si può valutare ogni singola prestazione (oggetto o servizio) del provider/fornitore. La ragionevolezza vuole che si operi per campionamento.

è ovvia la non praticità di condurre controlli sulla totalità del prodotto o servizio interessato e sulla totalità delle relative caratteristiche.

... operare per campionamento porta al considerare questioni di inferenza statistica.

L'**inferenza statistica** è il procedimento per cui si deducono le caratteristiche di una popolazione dall'osservazione di una parte di essa, detta campione, selezionata solitamente mediante un esperimento casuale (aleatorio).

Il controllo delle prestazioni del provider - l'inferenza statistica (2)

tale parametro generalmente sarà uno degli indici statistici indicati.

- al concetto di inferenza statistica è associata la definizione di **intervallo di confidenza.**
- quando si stima un parametro, la semplice individuazione di un singolo valore è spesso non sufficiente. È opportuno allora <u>accompagnare la stima di un parametro con un intervallo di valori plausibili per quel parametro</u>, intervallo che viene appunto definito intervallo di confidenza (o di fiducia).
- si potrà ad esempio voler verificare o affermare che il parametro θ sia compreso fra due limiti L ed U, ovvero che:

$$L \leq \theta \leq U$$

Il controllo delle prestazioni del provider - l'inferenza statistica (3)

- l'espressione "voler verificare o affermare che il parametro θ sia compreso fra due limiti" comporta il voler verificare o affermare con un certo grado di sicurezza, ovvero ad un certa probabilità (... di reale contenimento del parametro nei limiti indicati).
- in altri termini si vuole poter affermare che la probabilità che θ sia maggiore o uguale a L o minore o uguale a U sia 1- α, ovvero

$$P\{L \leq \theta \leq U\} = 1 - \alpha$$

- 1-α è detto **livello di confidenza**. Per α=5% il livello di confidenza sarà del 95%, per α=1% il livello di confidenza sarà del 99% ecc.

Il controllo delle prestazioni del provider - l'inferenza statistica (4)

- in App. 1 sono riportati, insieme ad alcuni concetto base di statistica, le formule per la valutazione degli intervalli di confidenza per medie (nei due casi di varianza nota e ignota) e per differenza fra medie.

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (1)

- "operativamente prossimo" al concetto di inferenza statistica è il **controllo per accettazione**. Il controllo per accettazione è infatti generalmente condotto a campione, riproponendo quindi le problematiche di efficacia/affidabilità del controllo di cui alle pagine precedenti.
- A tal proposito è necessario un punto di attenzione:

  - nella fattispecie il controllo di accettazione è tipico degli ambiti di produzione, ovvero applicato al controllo ed alla conseguente accettazione o meno di lotti di componentistica o materie prime in ingresso.

  - nell'ambito dell'outsourcing (rif. alla premessa di pag. 1) in effetti non si pone tanto la questione di accettazione o rigetto di un lotto, quanto la necessità di riscontro di corretta gestione (da parte del provider) dei processi esternalizzati (gestione della quale la qualità del lotto - o, nel caso di servizi, di una serie di prestazioni - può appunto essere indice). Ciò premesso (e comunque ed ancora tenendo presente quanto alle pagine di "premessa") le logiche di controllo di accettazione possono costituire un valido riferimento.

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (2)

Importante tenere presente che i descritti "rischio di accettazione" e " rischio di rigetto" riportano, con linguaggio proprio dell'inferenza statistica, ai due tipi possibili di errori:

- $\mathbf{H_0}$ (o errore del I tipo o errore α), che corrisponde alla possibilità di respingere un'ipotesi quando è vera.
- $\mathbf{H_1}$ (o errore del II tipo o errore β), che corrisponde alla possibilità di accettare un'ipotesi quando è falsa.

- .... più nello specifico il controllo di accettazione comprende l'insieme delle attività intese alla verifica di rispondenza fra il prodotto o servizio fornito ed i relativi requisiti di specifica o di capitolato.
- il controllo per accettazione, che è tipicamente condotto su un campione, implicitamente considera i concetti di **rischio di accettazione** (rischio del cliente) di un lotto quando il lotto contiene invece elementi di non conformità superiori a quanto accettabile e, viceversa, il **rischio di rigetto** di un lotto (rischio del fornitore). L'espressione "operativamente prossima" (al concetto di inferenza statistica) di cui alla pagina precedente è associabile anche ai rischi suddetti.

in merito a quanto espresso una condizione necessaria è l'omogeneità del lotto, condizione che, per questioni operative, a priori sembrerebbe più direttamente applicabile al controllo di prodotti che a quello di servizi. Mentre il prodotto è infatti associabile a quantità generate in prestabilite condizioni di processo e quindi anche in un certo ben definito periodo temporale, il servizio, almeno quando inteso come prestazione ripetuta nel tempo e proprio per tale aspetto di dispersione temporale, può con più probabilità essere influenzato da variazioni di processo. Tuttavia, avendo presenti le considerazioni di pag. 4, tale possibile limite può essere adeguatamente gestito.

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (3)

- le questioni indicate nell'esplicitazione del controllo per accettazione riportano al **piano di campionamento**, ovvero all'insieme dei riferimenti necessari per la definizione de:
  - ✓ il lotto in considerazione,
  - ✓ la dimensione del campione,
  - ✓ la/e caratteristica/che di qualità richiesta/e,
  - ✓ le condizioni di accettazione o di rifiuto.
- l'ultimo dei punti citati si correla direttamente alle condizioni di "rischio fornitore" e "rischio cliente".
- ... in pratica il piano di campionamento utilizzato deve assicurare che:
  - ✓ non si corra un rischio maggiore del 5% che il lotto abbia un livello di qualità inferiore al Livello di Qualità Accettabile (**LQA** o AQL) sia rifiutato.
  - ✓ non si corra un rischio maggiore del 10% che il lotto di qualità inferiore al Livello di Qualità Tollerabile (**LQT**) sia accettato.

La probabilità di accettazione o di rifiuto di un lotto, per uno stesso piano di campionamento, varia in funzione della qualità; tale probabilità viene descritta dalla **curva operativa**.

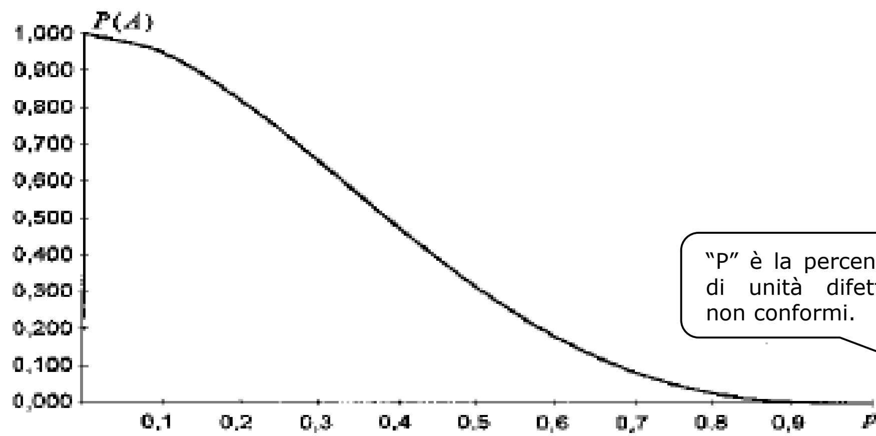
le percentuali del 5% e del 10% sono i valori ai quali generalmente ci si riferisce. Ovviamente ciò non significa che non si possa operare su differenti valori.

gli acronimi in Inglese di LQA e LQT sono **AQL** (Acceptance Quality Level) e **LTPD** (Lot Tolerance Percentage Defective).

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (4)

- la curva operativa permette di determinare il livello di qualità accettabile LQA ed il livello di qualità tollerabile LQT a fronte:
  - ✓ della determinazione dei livelli di "rischi cliente" e "rischio fornitore",
  - ✓ e dei parametri propri del piano di campionamento, ovvero de:
    - la numerosità del lotto,
    - la numerosità del campione,
    - il numero massimo di elementi (pezzi/prestazioni) difettosi (non conformi) ammessi nel campione per accettazione del lotto,
    - il numero massimo di elementi (pezzi/prestazioni) difettosi (non conformi) a partire dal quale il lotto viene rifiutato.

- la curva operativa di fatto esplicita l'andamento della probabilità in funzione della percentuale di pezzi difettosi. <u>La costruzione di tali curve avviene tramite l'applicazione delle distribuzioni statistiche</u>, (nella fattispecie della binomiale e della poissoniana nel caso di controllo per attributi e della normale nel caso di controllo per variabili).



"P" è la percentuale di unità difettose/ non conformi.

Fig. 3.42 - Curva operativa caratteristica [E. Belluco – Metodi statistici per la qualità]

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (5)

dalla curva operativa, in corrispondenza del livello di "rischio fornitore" R_F (5%) e del "rischio cliente" R_C (10%) è possibile quindi ricavare i valori di LQA e LQT (generalmente si opera sul solo LQA).

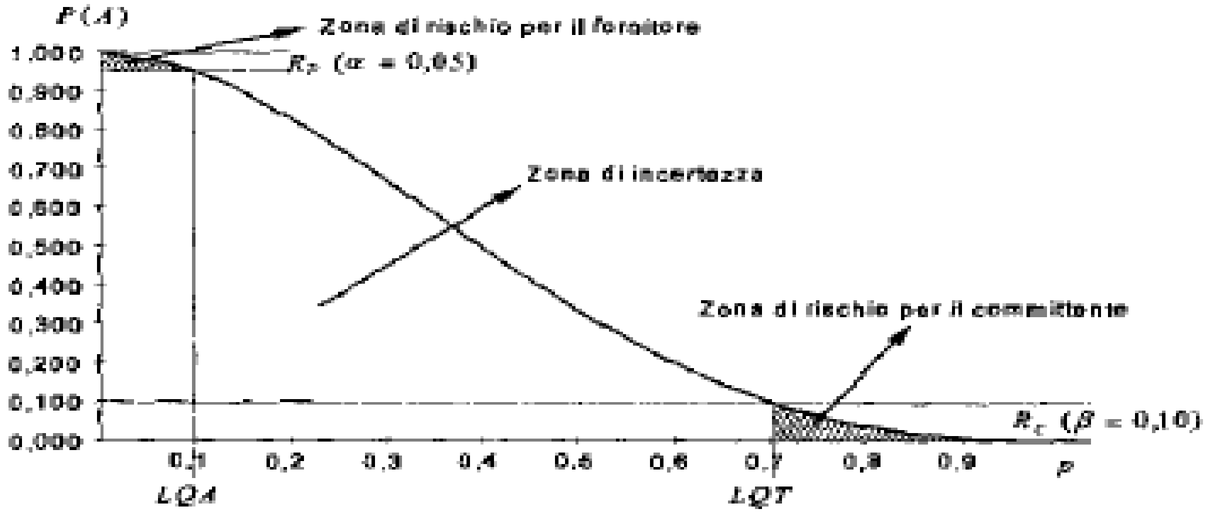


Fig. 3.43 – Curva operativa caratteristica

[E. Belluco – Metodi statistici per la qualità]

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (6)

- premesso quanto esposto, si presenta comunque il problema di **controllo per attributi o variabili**:
  - ✓ il controllo per attributi sostanzialmente riporta all'individuazione di caratteristiche tali per cui la singola unità possa essere considerata accettabile (conforme) o meno (ad es.: dimensione, peso, parametro in generale entro o oltre un certo valore). Sostanzialmente si fa quindi riferimento alla presenza di pezzi difettosi o di difetti in un campione.
  - ✓ il controllo per variabili si basa invece sugli indici (media e deviazione standard) calcolati sulla base di quanto rilevato dal campione e relativi alla caratteristica controllata.

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (7) controllo per attributi (i)

- la definizione stessa di controllo per attributi (numero di pezzi difettosi o di difetti) implica l'applicazione della distribuzione binomiale o della poissoniana.

- a fronte della definizione della numerosità del campione *n* e del numero di pezzi di riferimento per l'accettazione o il rigetto del lotto (n_A o n_T) è possibile, sulla base di differenti percentuali di difettosità *p*, sviluppare la curva operativa e quindi definire l'entità del rischio cliente e del rischio fornitore (la lettura dell'esercizio riportato può essere di supporto alla comprensione)

In un contratto di compravendita si è stabilito che, al momento della consegna, sarà estratto un campione di 8 elementi e che:

a) la merce sarà accettata se il campione conterrà al massimo un pezzo difettoso;
b) la merce sarà rifiutata se il campione conterrà più di tre pezzi difettosi;
c) se il campione conterrà due o tre pezzi difettosi si ripeterà l'operazione fino a quando non si verificherà una condizione di cui ai punti a) e b).

In questo caso risulta che $n=8$, $n_A=1$, $n_r=4$; quindi:

$$LQA=\frac{n_A}{n}=\frac{1}{8}\doteq 0{,}125$$

$$LQT=\frac{n_r}{n}=\frac{4}{8}=\frac{1}{2}=0{,}50$$

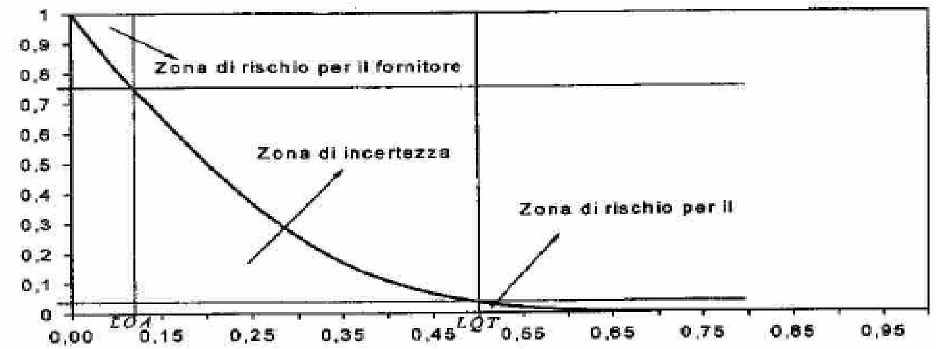
$$P(A)=\sum_{k=0}^{1}\binom{8}{k}\cdot p^k\cdot(1-p)^{8-k}=\binom{8}{0}\cdot p^0\cdot(1-p)^8+\binom{8}{1}\cdot p^1\cdot(1-p)^{8-1}=(1-p)^8+8p\cdot(1-p)^7=$$
$$=(1-p)^7\cdot(1+7p)$$

Utilizzando questa relazione le probabilità di accettazione per le diverse percentuali di prodotti difettosi risultano essere (tab. 3.24):

Tab. 3.24 - Tabella per la costruzione della curva operativa

p	0	0,10	0,15	0,20	0,25	0,30	0,35	0,40	0,45	0,50
P(A)	1	0,8131	0,6572	0,5033	0,3671	0,2553	0,1691	0,1064	0,0632	0,0352
p	0,55	0,60	0,65	0,70	0,75	0,80	0,85	0,90	0,95	1,00
P(A)	0,0181	0,0085	0,0036	0,0013	0,0004	0,0001	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000

Graficamente (fig. 3.46):



[E. Belluco – Metodi statistici per la qualità]

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (8) controllo per attributi (ii)

- diverse combinazioni di n ed n_A generano quindi differenti piani di campionamento.

- di fatto comunque sono utilizzati piani già predisposti e pubblicati dalla norma **MIL-STD-105 (**del Dipartimento della Difesa degli Stati Uniti) o dall'equivalente **UNI ISO 2859**.

- si rimanda alla norma stessa o a testi specialistici per l'esplicitazione di dettaglio. Comunque, il <u>meccanismo della norma</u> comprende:
  - ✓ un primo prospetto (fig. 1 pag. 17) per scelta del "livello di controllo", che, in funzione del pregresso del controllo stesso, può essere "normale", "ridotto", "rinforzato".
  - ✓ una volta definito il livello di controllo, in funzione della numerosità del lotto la norma propone un "codice alfabetico" (fig. 2 pag. 17) funzionale alla numerosità del campione.
  - ✓ sulla base di tale codice si determina il campione (fig. pag. 18), e sulla base del valore di AQL (LQA) il numero limite di unità non conformi a fronte del quale accettare o respingere il lotto.

- Ad es., qualora si decidesse per un livello di ispezione normale (livello II) ed il lotto fosse di 800 unità, la tabella (fig. 2 pag. 17) indica la lettera J. A fronte di tale lettera, la tavola di pag. 18 indica un campione di 80 unità; se il livello di AQL scelto fosse lo 0.65% il lotto sarebbe da accettare qualora in tale campione si ritrovasse una unità non conforme o da respingere qualora il numero delle non conformi fosse superiore.

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (9) controllo per attributi (iii)

Fig. 1

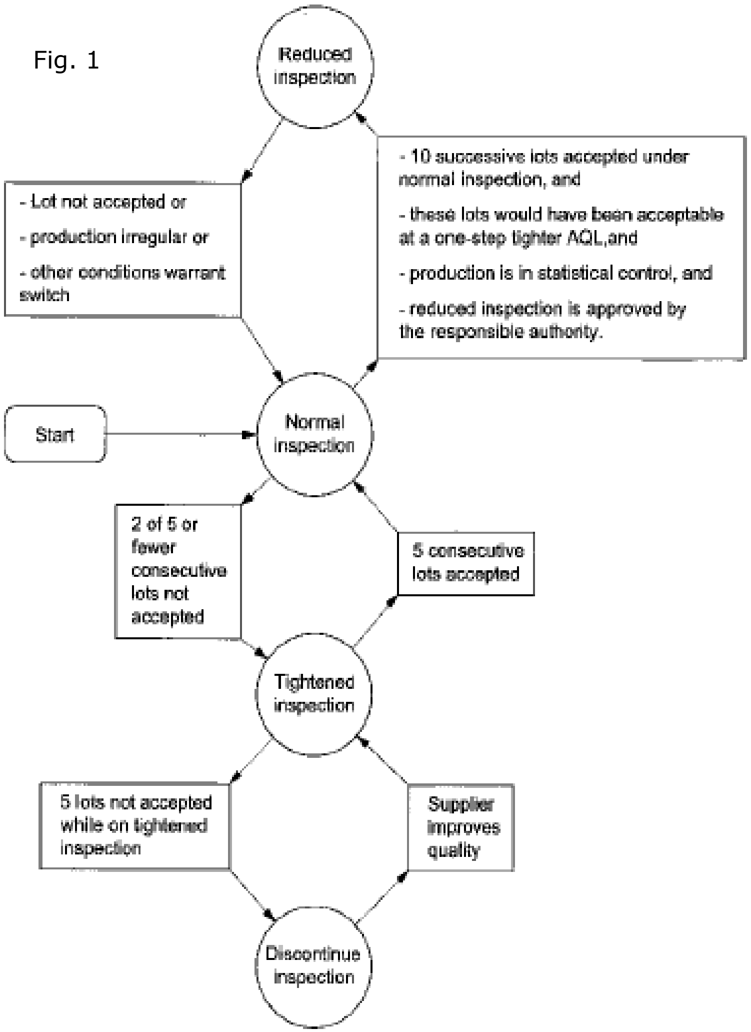


Figure 1 — Outline of the switching rules

Fig. 2

TABLE 24-5 Sample Size Code Letters*

Lot or batch size			General inspection levels I	II	III
2	to	8	A	A	B
9	to	15	A	B	C
16	to	25	B	C	D
26	to	50	C	D	E
51	to	90	C	E	F
91	to	150	D	F	G
151	to	280	E	G	H
281	to	500	F	H	J
501	to	1,200	G	J	K
1,201	to	3,200	H	K	L
3,201	to	10,000	J	L	M
10,001	to	35,000	K	M	N
35,001	to	150,000	L	N	P
150,001	to	500,000	M	P	Q
500,001	and	over	N	Q	R

* Sample size code letters given in body of table are applicable when the indicated inspection levels are to be used. The Standard includes an added table of code letters for small-sample inspection.

[J.M. Juran – Quality Control Handbook]

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (10) controllo per attributi (iv)

The acceptable level (AQL) is defined as the maximum percent defective (or the maximum number of defects per hundred units) that, for purpose of sampling inspection, can be considered satisfactory as a process average.

TABLE 24-6 MIL-STD-105D Master Table for Normal Inspection (Single Sampling)

Sample size code letter	Sample size	Acceptable Quality Levels (normal inspection)																									
		0.010	0.015	0.025	0.040	0.065	0.10	0.15	0.25	0.40	0.65	1.0	1.5	2.5	4.0	6.5	10	15	25	40	65	100	150	250	400	650	1000
		Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re	Ac Re
A	2	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	0 1	↓	↓	1 2	2 3	3 4	5 6	7 8	10 11	14 15	21 22	30 31
B	3	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	0 1	↑	↓	1 2	2 3	3 4	5 6	7 8	10 11	14 15	21 22	30 31	44 45
C	5	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	0 1	↑	↓	1 2	2 3	3 4	5 6	7 8	10 11	14 15	21 22	30 31	44 45	↑
D	8	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	0 1	↑	↓	1 2	2 3	3 4	5 6	7 8	10 11	14 15	21 22	30 31	44 45	↑	↑
E	13	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	0 1	↑	↓	1 2	2 3	3 4	5 6	7 8	10 11	14 15	21 22	30 31	44 45	↑	↑	↑
F	20	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	0 1	↑	↓	1 2	2 3	3 4	5 6	7 8	10 11	14 15	21 22	↑	↑	↑	↑	↑	↑
G	32	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	0 1	↑	↓	1 2	2 3	3 4	5 6	7 8	10 11	14 15	21 22	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑
H	50	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	0 1	↑	↓	1 2	2 3	3 4	5 6	7 8	10 11	14 15	21 22	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑
J	80	↓	↓	↓	↓	↓	↓	0 1	↑	↓	1 2	2 3	3 4	5 6	7 8	10 11	14 15	21 22	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑
K	125	↓	↓	↓	↓	↓	0 1	↑	↓	1 2	2 3	3 4	5 6	7 8	10 11	14 15	21 22	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑
L	200	↓	↓	↓	↓	0 1	↑	↓	1 2	2 3	3 4	5 6	7 8	10 11	14 15	21 22	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑
M	315	↓	↓	↓	0 1	↑	↓	1 2	2 3	3 4	5 6	7 8	10 11	14 15	21 22	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑
N	500	↓	↓	0 1	↑	↓	1 2	2 3	3 4	5 6	7 8	10 11	14 15	21 22	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑
P	800	↓	0 1	↑	↓	1 2	2 3	3 4	5 6	7 8	10 11	14 15	21 22	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑
Q	1250	0 1	↑	↓	1 2	2 3	3 4	5 6	7 8	10 11	14 15	21 22	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑
R	2000	↑	↑	1 2	2 3	3 4	5 6	7 8	10 11	14 15	21 22	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑	↑

↓ = Use first sampling plan below arrow. If sample size equals, or exceeds, lot or batch size, do 100 percent inspection.
↑ = Use first sampling plan above arrow.
Ac = Acceptance number.
Re = Rejection number.

[J.M. Juran – Quality Control Handbook]

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (11) controllo per variabili (i)

- “parallelamente alla logica” per cui il controllo per attributi (che è riferito alla sussistenza o meno di numero di pezzi difettosi o di difetti) implica l’applicazione della distribuzione binomiale o della poissoniana, il controllo per variabili, che implicitamente suppone continuità dei valori assunti, presuppone la sussistenza di una distribuzione normale.

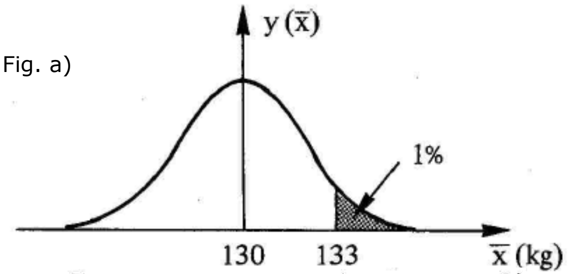
- una volta determinati dal campione i valori della media x e della varianza s - eventualmente sviluppando adeguate valutazioni di inferenza statistica (per la media ad es. tramite l’applicazione di quanto a pag. 35) - ed avendo come riferimento le caratteristiche della distribuzione normale (rif. pagg. 29-31), è possibile risalire alla percentuale di unità esterna ai limiti di specifica.
- anche nel caso del controllo per variabili sono disponibili i piani già predisposti e pubblicati dalla norma **MIL-STD-414** o dall’equivalente **UNI ISO 3951**, che è illustrata da pag. 23 a pag. 26. Comunque, prima di entrare nel merito, nelle tre pagine seguenti è proposto un esercizio utile al meglio comprenderne le basi statistiche.

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (12) controllo per variabili (ii)

① Le funi prodotte da una ditta hanno un carico di rottura medio di 130 kg e una deviazione standard di 10 kg. L'azienda che le produce sostiene che per mezzo di nuove tecniche il carico di rottura è aumentato mentre la dev. std. è rimasta invariata. Su di un campione di 64 funi si è valutato un carico di rottura medio di 134 kg. Si può accettare l'affermazione della ditta ad un livello di confidenza do 0,01?
Si definiscono le ipotesi H_0 ed H_1come segue

- H_0: M = 130 ovvero la produzione è rimasta la stessa
- H_1: M > 130 ovvero la produzione è migliorata

Fig. a)



Zona critica corrispondente ad α = 1%

Si userà un test sulla sola coda di destra, ossia l'area tratteggiata di Fig a) sarà l'1% dell'area totale. Il valore di z che la limita vale +2,33 (rif. tab. pag. 32). Nell'ipotesi H_0 la distribuzione delle medie campionarie avrà rispettivamente media e dev. std. Rispettivamente uguali a

$$M_{\bar{x}} = 130\ kg \qquad \sigma_{\bar{x}} = 10/\sqrt{64} = 1,25\ kg$$

$$z = \frac{\bar{x} - M_{\bar{x}}}{\sigma_{\bar{x}}} = \frac{\bar{x} - 130}{1,25} = +\ 2,33$$

$$\bar{x} = 1,25\ (2,33) + 130 = 132,91 \cong 133 \ .$$

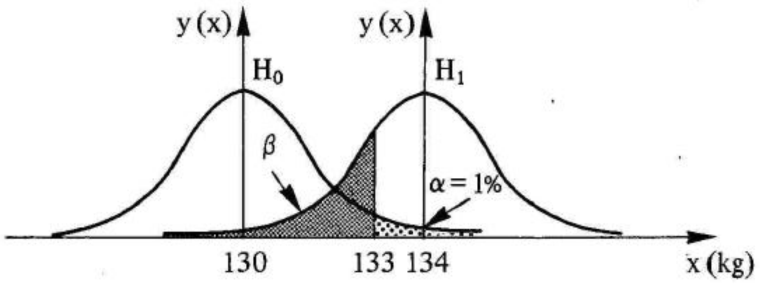
LA regola di decisione sarà la seguente: si respinge H_0 se la media di un campione supera 133 kg, si accetta in caso contrario. Dato che nel campione esaminato si aveva $\bar{x}$ = 134 kg, H_0 deve essere respinta, e si deve accettare l'affermazione che la produzione è migliorata.

[*estratto da* G. Togliatti – Fondamenti di Statistica]

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (13) controllo per variabili (iii)

② Secondo la regola di decisione adottata nell'esempio precedente, qual'é la probabilità di accettare H_0 quando in realtà il nuovo procedimento ha portato il carico di rottura medio dell'intera produzione a 134 kg? Si vuole cioè calcolare la probabilità di commettere un errore di secondo tipo se H_1 : M = 134 kg è l'ipotesi corrispondente al vero.

Fig. b)



Rappresentazione grafica di un test su una coda con α e regione critica assegnati.

Le due curve di Fig. b) rappresentano le distribuzioni delle medie dei campioni estratti da due universi le cui medie siano di 130 e 134 kg rispettivamente. Secondo la regola di decisione stabilita si accetterà H_0 per valori campionari $\bar{x} \leq$ 133 kg. Ma se 134 kg è la vera media della produzione, si avranno medie campionarie inferiori o uguali a 133 kg con una probabilità uguale all'area β tratteggiata. Per determinare l'entità di β bisognerà prima calcolare qual è l'equivalente di 133 kg in unità standardizzate, in una distribuzione normale, con media 134 kg e dev. std. di 1,25 kg.

$$z = \frac{133 - 134}{1{,}25} = -0{,}80$$

L'area sotto la curva normale alla sinistra di z = -0,80 è 0,2119 (rif. tab. pag. 32). La probabilità β di non accettare l'affermazione che la produzione è migliorata quando in realtà lo è e il suo carico medio di rottura è diventato 134 kg è quindi di circa il 21%.
La situazione è allora la seguente. Il compratore ha stabilito nella misura dell'1% il proprio rischio α di ammettere un miglioramento della produzione quando in realtà esso non c'è stato. In funzione di tale α è stata determinata la regione critica e la regola di decisione: se il valore medio campionario risulterà inferiore a 133 kg, l'affermazione del produttore circa il miglioramento del prodotto non verrà accettato. Dato che la numerosità del campione era stata preventivamente fissata in 64 pezzi, questa regola di decisione si traduce in un rischio β del venditore uguale al 21%. Egli ha cioè il 21% di probabilità che, pur essendo il carico medio di rottura aumentato passando da 130 a 134 kg, il miglioramento non gli venga riconosciuto.

[*estratto da* G. Togliatti – Fondamenti di Statistica]

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (14) controllo per variabili (iv)

③ E' ovvio che ben difficilmente il venditore, convinto della sua affermazione, accetterà una così sfavorevole situazione per cui chiederà, ad esempio, che il proprio rischio venga portato ad un valore β = 5%. Se il compratore vuole mantenere il suo α = 1% si tratterà allora di determinare la numerosità del campione e la nuova regione critica che consentono, contemporaneamente, un α = 1% e un β = 5%. Il problema è analogo a quello visto in precedenza e si risolverà ponendo come incognite n e $\bar{x}^*$, limite inferiore delle regione critica del test. Si avrà cioè:

$$H_0 : M = 130 \ kg$$

$$H_1 : M = 134 \ kg$$

$$z^* = \frac{\bar{x}^* - 130}{10/\sqrt{n}} = +\,2{,}33$$

$$z^* = \frac{\bar{x}^* - 134}{10/\sqrt{n}} = -\,1{,}64$$

$$\bar{x}^* = 130 + (2{,}33)\ 10/\sqrt{n}$$

$$\bar{x}^* = 134 - (1{,}64)\ 10/\sqrt{n}$$

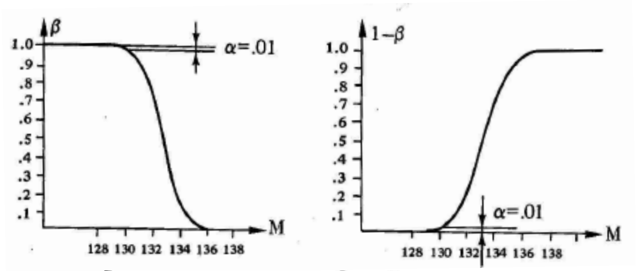
da cui

$$n = 98 \qquad\qquad \bar{x}^* = 132{,}35$$

Per assicurare sia al compratore sia la venditore il livello di rischio da essi desiderato sarà quindi necessario aumentare considerevolmente la numerosità del campione (da 64 a 98), mentre la zona critica (nella quale si accetta l'affermazione H_1 del venditore) viene ampliata iniziando a 132,5 kg invece che a 133 kg.

E' evidente che al variare di H_1 , ossia per i vari nuovi valori medi, la curva di destra si sposta con continuità, facendo variare l'entità di β. Facendo assumere i valori 126, 128 ecc. fino a 138 kg, si potrà costruire la curva operativa. Si avranno infatti valori riportati. Per M = 130 kg si avrà un β = 1 – α = 0,9900. Dalla curva operativa si vede che, con la regola di decisione adottata, la probabilità di accettare H0 (la produzione non è migliorata) quando la produzione media è inferiore a 130 kg è praticamente uguale a 1. Dopo il valore 130 la curva va rapidamente a zero, cosicché non vi è quasi rischio di accettare H0 quando il carico di rottura medio è diventato di 136 kg.

$M =$	126	128	130	132	134	136	138
$\beta =$	1,0000	1,0000	0,9900	0,7881	0,2119	0,0082	0,0000



Curva O.C. e curva di potenza per il test a una coda

[*estratto da* G. Togliatti – Fondamenti di Statistica]

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (15) controllo per variabili (v)

- le **MIL-STD-414** presentano differenti alternative di applicazione, per le quali si rimanda a testi specialistici.

.

- ancora al solo scopo di informazione sul meccanismo di utilizzo, la pagina seguente riporta un esempio sviluppato con riferimento alle tavole riportate nella pagina stessa ed alle pagg. 24 e 25. Tali tavole, assegnati i limiti di specifica superiore ed inferiore U ed L (che sono dati propri del piano di campionamento), permettono di calcolarne le relative probabilità di superamento (p_U e p_L) e quindi di assumere adeguate decisioni di accettazione o rigetto del lotto.

- nello specifico:
  - ✓ a fronte di un lotto di numerosità n e della definizione del livello di ispezione, la tav. di pag. 24 (tav. 25-5, che è simile a quella utilizzate per il campionamento per attributi, rif. pag. 17), fornisce un codice alfabetico necessario per la determinazione del campione.
  - ✓ sulla base di tale codice e del valore di AQL prescelto (rif. tavola pag. 25) è quindi definito un valore M, che rappresenta il limite massimo che le suddette probabilità p_U e p_L possono assumere per accettazione del lotto.
  - ✓ tali probabilità sono derivabili dalla tabella di pag. 25 sulla base dei valori Q_U e Q_L (pag. 26) rispettivamente calcolati come $(U-\bar{x})/s$ e $(\bar{x}-L)/s$, dove $\bar{x}$ ed s sono la media e la deviazione standard del campione.

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (16) controllo per variabili (vi)

DATA TO BE USED IN EXAMPLES

"The specification for electrical resistance of a certain electrical component is 650.0± 30 ohms. A lot of 100 items is submitted for inspection. Inspection Level IV, normal inspection, with AQL = 2.5%. . . . Suppose the values of the sample resistances in the order reading from left to right are as follows:"[8]

643, 651, 619, 627, 658, 670, 673, 641, 638, 650

Should the lot be accepted?

For these data,

$$\bar{X} = 647$$

$$s = \sqrt{\frac{\sum (X - \bar{X})^2}{n - 1}} = 17.22$$

In examples where known standard deviation is required, it will be assumed that $\sigma = 13$.

[8] MIL-STD-414, *op. cit.*

TABLE 25-5 Sample Size Code Letters*

Lot size	Inspection levels I	II	III	IV	V
3–8	B	B	B	B	C
9–15	B	B	B	B	D
16–25	B	B	B	C	E
26–40	B	B	B	D	F
41–65	B	B	C	E	G
66–110	B	B	D	F	H
111–180	B	C	E	G	I
181–300	B	D	F	H	J
301–500	C	E	G	I	K
501–800	D	F	H	J	L
801–1,300	E	G	I	K	L
1,301–3,200	F	H	J	L	M
3,201–8,000	G	I	L	M	N
8,001–22,000	H	J	M	N	O
22,001–110,000	I	K	N	O	P
110,001–550,000	I	K	O	P	Q
550,001 and over	I	K	P	Q	Q

* Sample size code letters given in body of table are applicable when the indicated inspection levels are to be used.

Tables 25-5, 25-6, 25-8, and 25-9 are reproduced from "Sampling Procedures and Tables for Inspection by Variables for Percent Defective," MIL-STD-414, Government Printing Office, Washington, D.C., 1957.

TABLE 25-7 MIL-STD-414, Variability Unknown, Standard Deviation Method, Form 2

Example: Use the data given under Data to Be Used in Examples, above. Should the lot be accepted?

Summary of plan	Calculations
I. Restrictions: Individual measurements normally distributed	
II. Necessary information	II
A. Lot size	A. Lot size = 100
B. AQL	B. AQL = 2.5%
C. Severity of inspection: Normal, Tightened, Reduced	C. Normal inspection
III. Selection of plan	III
A. Determine (Table 25-5) Code Letter from Lot Size and Inspection Level (normally, inspection Level IV is used)	A. Code F
B. From Code Letter and AQL, determine (Table 25-8)	B
1. Sample size = n	$n = 10$
2. Value of M	$M = 7.29$
IV. Elements	IV
A. Sample size: See above	A. $n = 10$
B. Statistic	B. $Q_U = (680 - 647)/17.22$
1. Upper specification: $Q_U = (U - \bar{X})/s$	$= 1.92$
2. Lower specification: $Q_L = (\bar{X} - L)/s$	$Q_L = (647 - 620)/17.22$
3. Double specification: Q_U and Q_L	$= 1.57$
C. Estimate Percent Defective from Table 25-9	C
1. Upper specification: estimate $p_U(\%)$ from Q_U and n	$p_U(\%) = 1.68$
2. Lower specification: estimate $p_L(\%)$ from Q_L and n	$p_L(\%) = 4.92$
3. Double specification: estimate $p(\%) = p_U(\%) + p_L(\%)$	$p(\%) = 6.60$
D. Decision criteria	
1. Acceptance criterion	
a. Upper specification: $p_U(\%) \leq M$	
b. Lower specification: $p_L(\%) \leq M$	
c. Double specification: $p(\%) \leq M$	D. $6.60 \leq 7.29$
Note: if AQL's not equal on upper and lower specifications, obtain M for each and apply a, b, c, above, using larger of two M values in c	
2. Rejection criterion: Reject otherwise	
V. Action: Dispose of lot as indicated and refer to switching rules for next lot	V. Accept the lot
VI. Characteristics: OC curves given	
VII. Reference: "Sampling Procedures and Tables for Inspection by Variables for Percent Defective," MIL-STD-414, U.S. Department of Defense, Military Standard, Government Printing Office, Washington, D.C., 1957	

[J.M. Juran – Quality Control Handbook]

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (17) controllo per variabili (vii)

TABLE 25-8 Master Table for Normal and Tightened Inspection for Plans Based on Variability Unknown, Standard Deviation Method
(Double Specification Limit and Form 2, Single Specification Limit)

Sample size code letter	Sample size	Acceptable quality levels (normal inspection)													
		0.04	0.065	0.10	0.15	0.25	0.40	0.65	1.00	1.50	2.50	4.00	6.50	10.00	15.00
		M	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M	M
B	3	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	7.59	18.86	26.94	33.69	40.47
C	4	↓	↓	↓	↓	↓	↓	↓	1.53	5.50	10.92	16.45	22.86	29.45	36.90
D	5	↓	↓	↓	↓	↓	↓	1.33	3.32	5.83	9.80	14.39	20.19	26.56	33.99
E	7	↓	↓	↓	↓	0.422	1.06	2.14	3.55	5.35	8.40	12.20	17.85	23.29	30.50
F	10	↓	↓	↓	0.349	0.716	1.30	2.17	3.26	4.77	7.29	10.54	15.17	20.74	27.57
G	15	0.099	0.186	0.312	0.503	0.818	1.31	2.11	3.05	4.31	6.56	9.46	13.71	18.94	25.61
H	20	0.135	0.228	0.365	0.544	0.846	1.29	2.05	2.95	4.09	6.17	8.92	12.99	18.03	24.53
I	25	0.155	0.250	0.380	0.551	0.877	1.29	2.00	2.86	3.97	5.97	8.63	12.57	17.51	23.97
J	30	0.179	0.280	0.413	0.581	0.879	1.29	1.98	2.83	3.91	5.86	8.47	12.36	17.24	23.58
K	35	0.170	0.264	0.388	0.535	0.847	1.23	1.87	2.68	3.70	5.57	8.10	11.87	16.65	22.91
L	40	0.179	0.275	0.401	0.566	0.873	1.26	1.88	2.71	3.72	5.58	8.09	11.85	16.61	22.86
M	50	0.163	0.250	0.363	0.503	0.789	1.17	1.71	2.49	3.45	5.20	7.61	11.23	15.87	22.00
N	75	0.147	0.228	0.330	0.467	0.720	1.07	1.60	2.29	3.20	4.87	7.15	10.63	15.13	21.11
O	100	0.145	0.220	0.317	0.447	0.689	1.02	1.55	2.20	3.07	4.69	6.91	10.32	14.75	20.66
P	150	0.134	0.203	0.293	0.413	0.638	0.949	1.45	2.05	2.89	4.43	6.57	9.88	14.20	20.02
Q	200	0.135	0.204	0.294	0.414	0.637	0.945	1.42	2.04	2.87	4.40	6.53	9.81	14.12	19.92
		0.065	0.10	0.15	0.25	0.40	0.65	1.00	1.50	2.50	4.00	6.50	10.00	15.00	
		Acceptable quality levels (tightened inspection)													

All AQL and table values are in percent defective.

↓ Use first sampling plan below arrow, that is, both sample size as well as M value. When sample size equals or exceeds lot size, every item in the lot must be inspected.

[J.M. Juran – Quality Control Handbook]

Il controllo delle prestazioni del provider - controllo per accettazione (18) controllo per variabili (viii)

TABLE 25-9 Table for Estimating the Lot Percent Defective Using Standard Deviation Method

Q_U or Q_L	Sample sizes															
	3	4	5	7	10	15	20	25	30	35	40	50	75	100	150	200
0.1	47.2	46.7	46.4	46.3	46.2	46.1	46.1	46.1	46.0	46.0	46.0	46.0	46.0	46.0	46.0	46.0
0.2	44.5	43.3	42.9	42.5	42.4	42.3	42.2	42.2	42.2	42.1	42.1	42.1	42.1	42.1	42.1	42.1
0.3	41.6	40.0	39.4	38.9	38.6	38.4	38.4	38.3	38.3	38.3	38.3	38.3	38.2	38.2	38.2	38.2
0.4	38.7	36.7	35.8	35.3	34.9	34.7	34.6	34.6	34.6	34.6	34.5	34.5	34.5	34.5	34.5	34.5
0.5	35.8	33.3	32.4	31.7	31.4	31.2	31.1	31.0	31.0	31.0	31.0	30.9	30.9	30.9	30.9	30.9
0.6	32.6	30.0	29.0	28.3	27.9	27.7	27.6	27.6	27.6	27.5	27.5	27.5	27.5	27.5	27.4	27.4
0.7	29.3	26.7	25.7	25.0	24.7	24.5	24.4	24.3	24.3	24.3	24.3	24.3	24.2	24.2	24.2	24.2
0.8	25.6	23.3	22.5	21.9	21.6	21.4	21.3	21.3	21.3	21.3	21.2	21.2	21.2	21.2	21.2	21.2
0.9	21.6	20.0	19.4	18.9	18.7	18.5	18.5	18.5	18.5	18.4	18.4	18.4	18.4	18.4	18.4	18.4
1.0	16.7	16.7	16.4	16.1	16.0	15.9	15.9	15.9	15.9	15.9	15.9	15.9	15.9	15.9	15.9	15.9
1.1	9.8	13.3	13.5	13.5	13.5	13.5	13.5	13.5	13.5	13.5	13.5	13.5	13.6	13.6	13.6	13.6
1.2	0	10.0	10.8	11.1	11.2	11.3	11.4	11.4	11.4	11.4	11.4	11.5	11.5	11.5	11.5	11.5
1.3	0	6.7	8.2	8.9	9.2	9.4	9.5	9.5	9.6	9.6	9.6	9.6	9.6	9.6	9.6	9.7
1.4	0	3.3	5.9	7.0	7.4	7.7	7.8	7.9	7.9	7.9	7.9	8.0	8.0	8.0	8.0	8.0
1.5	0	0	3.8	5.3	5.9	6.2	6.3	6.4	6.5	6.5	6.5	6.6	6.6	6.6	6.6	6.5
1.6	0	0	2.0	3.8	4.5	4.9	5.1	5.2	5.2	5.3	5.3	5.3	5.4	5.4	5.4	5.4
1.7	0	0	0.7	2.6	3.4	3.8	4.0	4.1	4.2	4.2	4.2	4.3	4.4	4.4	4.4	4.4
1.8	0	0	0	1.6	2.5	2.9	3.1	3.2	3.3	3.4	3.4	3.4	3.5	3.5	3.5	3.6
1.9	0	0	0	0.9	1.8	2.2	2.4	2.5	2.6	2.6	2.6	2.7	2.8	2.8	2.8	2.8
2.0	0	0	0	0.4	1.2	1.6	1.8	1.9	2.0	2.0	2.1	2.1	2.2	2.2	2.2	2.2
2.1	0	0	0	0.1	0.7	1.2	1.3	1.4	1.5	1.5	1.6	1.6	1.7	1.7	1.7	1.8
2.2	0	0	0	0	0.4	0.8	1.0	1.1	1.1	1.2	1.2	1.2	1.3	1.3	1.3	1.4
2.4	0	0	0	0	0.1	0.3	0.5	0.5	0.6	0.6	0.7	0.7	0.7	0.8	0.8	0.7
2.6	0	0	0	0	0	0.1	0.2	0.3	0.3	0.3	0.3	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4
2.8	0	0	0	0	0	0	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
3.0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1

VARIABLES PLANS FOR PROCESS PARAMETER 25-21

[J.M. Juran – Quality Control Handbook]

Il controllo delle prestazioni del provider

Appendice 1

Il controllo delle prestazioni del provider

➢ **indici di posizione**:

✓ media

$$\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \cdots + x_n}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i$$

✓ mediana: la mediana di un campione è definito come quel valore in un insieme di misure tale che il 50% dei valori cada alla sua destra e il 50% alla sua sinistra.

✓ moda: la moda è definita come il valore che compare più frequentemente in un insieme di dati.

Il controllo delle prestazioni del provider

➢ **indici di dispersione**:

✓ varianza

$$s^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(x_i - \overline{x})^2$$

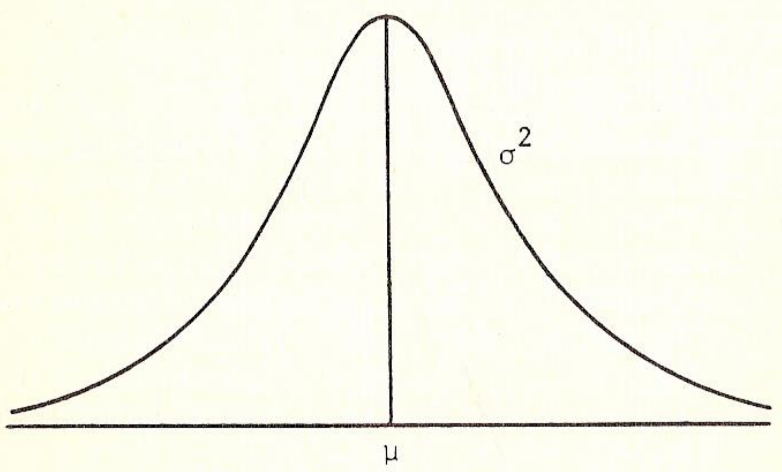
$$\sigma^2 = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}(x_i - \mu)^2$$

✓deviazione standard: sostanzialmente è la radice quadrata della varianza.

Il controllo delle prestazioni del provider

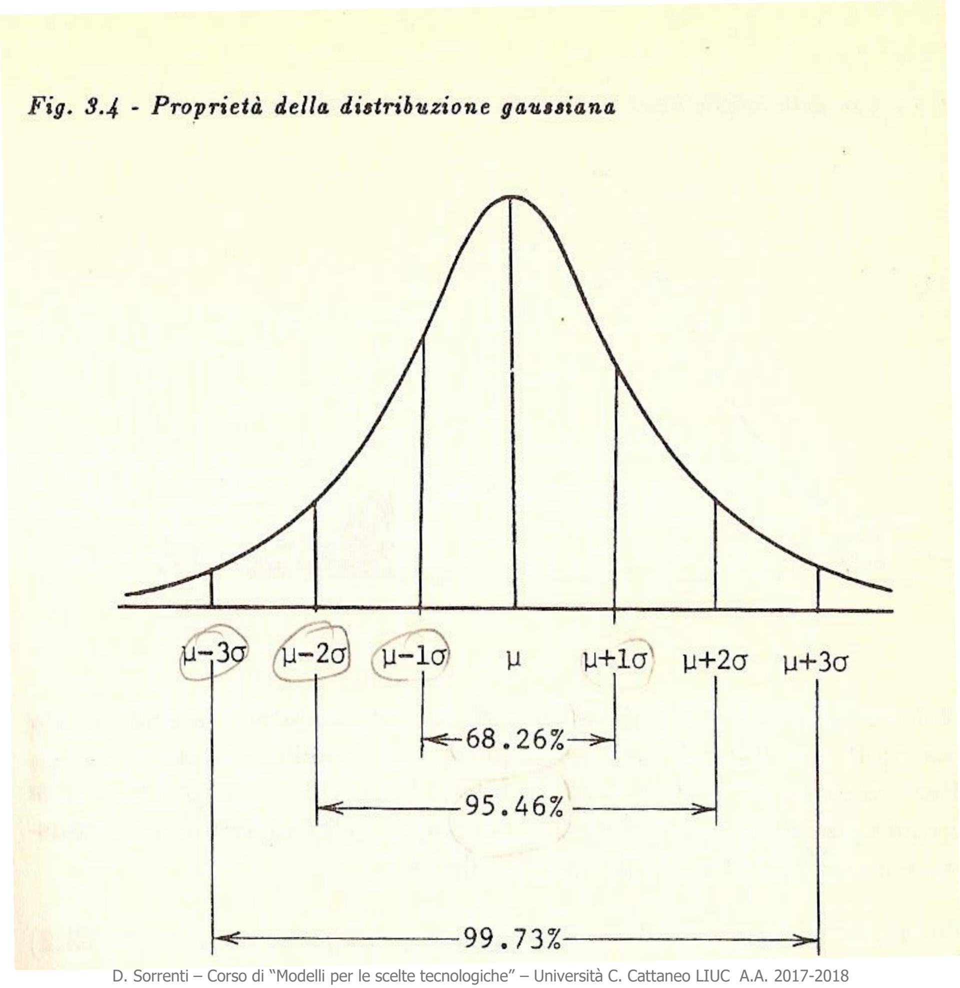
- **distribuzioni di probabilità continua**: … quando la variabile da misurare è espressa in una scala continua (es.: lettura di vischiosità di un certo tipi di inchiostro, misurazione del peso e delle dimensioni di un oggetto ecc.)
- distribuzione tipica è la **distribuzione gaussiana**.

Fig. 3.3 - Distribuzione di probabilità gaussiana



Il controllo delle prestazioni del provider *- richiami di statistica*

- relazione fra la media e la deviazione standard di una distribuzione gaussiana.



Il controllo delle prestazioni del provider *- richiami di statistica*

- formula della distribuzione gaussiana.

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}\, e^{-\frac{(x\ \bar{x})^2}{2\sigma^2}} \quad \text{con} \quad -\infty < x < \infty$$

- in effetti, conoscendo la media μ e la deviazione standard σ, nei calcoli si fa riferimento alla variabile standard z.

$$z = \frac{x - \mu}{\sigma}$$

Tab. A.1 - Distribuzione gaussiana standard

z	.00	.01	.02	.03	.04	.05	.06	.07	.08	.09
0.00	.500	.496	.492	.488	.484	.480	.476	.472	.468	.464
0.10	.460	.456	.452	.448	.444	.440	.436	.433	.429	.425
0.20	.421	.417	.413	.409	.405	.401	.397	.394	.390	.386
0.30	.382	.378	.374	.371	.367	.363	.359	.356	.352	.348
0.40	.345	.341	.337	.334	.330	.326	.323	.319	.316	.312
0.50	.309	.305	.302	.298	.295	.291	.288	.284	.281	.278
0.60	.274	.271	.268	.264	.261	.258	.255	.251	.248	.245
0.70	.242	.239	.236	.233	.230	.227	.224	.221	.218	.215
0.80	.212	.209	.206	.203	.200	.198	.195	.192	.189	.187
0.90	.184	.181	.179	.176	.174	.171	.169	.166	.164	.161
1.00	.159	.156	.154	.152	.149	.147	.145	.142	.140	.138
1.10	.136	.133	.131	.129	.127	.125	.123	.121	.119	.117
1.20	.115	.113	.111	.109	.107	.106	.104	.102	.100	.099
1.30	.097	.095	.093	.092	.090	.089	.087	.085	.084	.082
1.40	.081	.079	.078	.076	.075	.074	.072	.071	.069	.068
1.50	.067	.066	.064	.063	.062	.061	.059	.058	.057	.056
1.60	.055	.054	.053	.052	.051	.049	.048	.047	.046	.046
1.70	.045	.044	.043	.042	.041	.040	.039	.038	.038	.037
1.80	.036	.035	.034	.034	.033	.032	.031	.031	.030	.029
1.90	.029	.028	.027	.027	.026	.026	.025	.024	.024	.023
2.00	.023	.022	.022	.021	.021	.020	.020	.019	.019	.018
2.10	.018	.017	.017	.017	.016	.016	.015	.015	.015	.014
2.20	.014	.014	.013	.013	.013	.012	.012	.012	.011	.011
2.30	.011	.010	.010	.010	.010	.009	.009	.009	.009	.008
2.40	.008	.008	.008	.008	.007	.007	.007	.007	.007	.006
2.50	.006	.006	.006	.006	.006	.005	.005	.005	.005	.005
2.60	.005	.005	.004	.004	.004	.004	.004	.004	.004	.004
2.70	.003	.003	.003	.003	.003	.003	.003	.003	.003	.003
2.80	.003	.002	.002	.002	.002	.002	.002	.002	.002	.002
2.90	.002	.002	.002	.002	.002	.002	.002	.001	.001	.001
3.00	.001	.001	.001	.001	.001	.001	.001	.001	.001	.001

Estratto da S. Dowdy e S. Wearden, *Statistics for Research*, Wiley, New York, 1983.
Riprodotto su autorizzazione

Il controllo delle prestazioni del provider *- richiami di statistica*

- **distribuzioni di probabilità discrete**: … quando la variabile da misurare può assumere valori discreti (es.: numero di pezzi difettosi)
- distribuzione tipica è la **distribuzione binomiale.**

in particolare la binomiale rappresenta la probabilità di prove ripetute indipendenti **quando i risultati di ciascuna prova sono solamente due**.

$$b(y,n,p) = \binom{n}{y} p^y (1-p)^{n-y}, \qquad y = 0, 1, 2, \ldots, n$$

dove

$$\binom{n}{y} = \frac{n!}{y!(n-y)!}$$

$$n! = n(n-1)(n-2)\cdots 2(1)$$

- n : numero di prove
- p : probabilità di successo
- y : numero di successi (eventi) nelle n prove

Il controllo delle prestazioni del provider *- richiami di statistica*

- nell'ambito delle distribuzioni di probabilità discrete è da considerare la **distribuzione di Poisson**.

$$P(x) = \frac{e^{-\lambda}\,\lambda^{x}}{x!}$$

- La distribuzione di Poisson è anche chiamata *legge degli eventi rari*, in quanto può essere applicata al posto della distribuzione binomiale quando la probabilità *p* di un evento è molto bassa e contemporaneamente la grandezza del campione *n* è molto alta, ovvero quando un evento è raro, ma il numero di eventi che si verificano ($\lambda = np$) è comunque finito.

Il controllo delle prestazioni del provider *- richiami di statistica*

Tav. 1 - Valori di $e^{-\lambda}$ $(0 \leq \lambda < 1)$

λ	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
0,0	1,0000	0,9900	0,9802	0,9704	0,9608	0,9512	0,9418	0,9324	0,9231	0,9139
0,1	0,9048	0,8958	0,8869	0,8781	0,8694	0,8607	0,8521	0,8437	0,8353	0,8270
0,2	0,8187	0,8106	0,8025	0,7945	0,7866	0,7788	0,7711	0,7634	0,7558	0,7483
0,3	0,7408	0,7334	0,7261	0,7189	0,7118	0,7047	0,6977	0,6907	0,6839	0,6771
0,4	0,6703	0,6637	0,6570	0,6505	0,6440	0,6376	0,6313	0,6250	0,6188	0,6126
0,5	0,6065	0,6005	0,5945	0,5886	0,5827	0,5769	0,5712	0,5655	0,5599	0,5543
0,6	0,5488	0,5434	0,5379	0,5326	0,5273	0,5220	0,5169	0,5117	0,5066	0,5016
0,7	0,4966	0,4916	0,4868	0,4819	0,4771	0,4724	0,4677	0,4630	0,4584	0,4538
0,8	0,4493	0,4449	0,4404	0,4360	0,4317	0,4274	0,4232	0,4190	0,4148	0,4107
0,9	0,4066	0,4025	0,3985	0,3946	0,3906	0,3867	0,3829	0,3791	0,3753	0,3716

$(\lambda = 1, 2, 3, \ldots, 10)$

λ	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
$e^{-\lambda}$	0,36788	0,13534	0,04979	0,01832	0,006738	0,002479	0,000912	0,000335	0,000123	0,000045

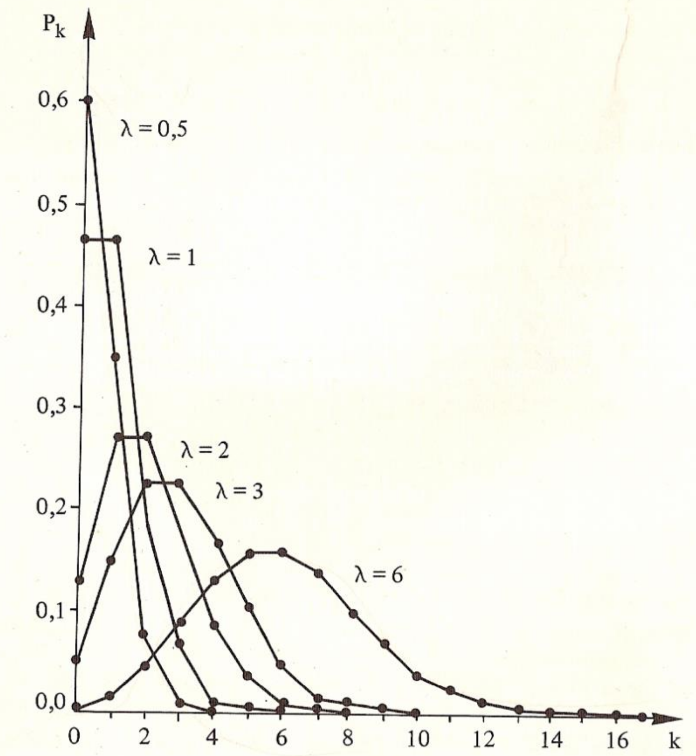


Fig. 2.9.1
Diagramma di frequenza della distribuzione di Poisson per diversi valori di λ.

Il controllo delle prestazioni del provider *- richiami di statistica*

- intervallo di confidenza per una <u>media (varianza nota)</u>

$$\bar{x} - z_{\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \bar{x} + z_{\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

- α : complemento a 100 dell'intervallo di confidenza (1- α),
- n : numerosità del campione
- z : variabile normale standard

Il controllo delle prestazioni del provider *- richiami di statistica*

- intervallo di confidenza per una <u>media (varianza ignota)</u>

$$\overline{x} - t_{\alpha/2,n-1}\frac{s}{\sqrt{n}} \leq \mu \leq \overline{x} + t_{\alpha/2,n-1}\frac{s}{\sqrt{n}}$$

- α : livello di rischio, ovvero complemento a 100 dell'intervallo di confidenza (1- α),
- n : numerosità del campione
- t : variabile della distribuzione t di Student

La t di Student è la distribuzione delle differenze fra medie di piccoli campioni. Essa è utilizzata in modo analogo alla variabile standard z, i valori di t sono riportati nella tabella. Il parametro ν è detto "grado di libertà" ed è uguale a n-1.

b. A.3 - Valori critici della distribuzione t di Student

ν \ α	0.100	0.050	0.025	0.010	0.005
1	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657
2	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925
3	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841
4	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604
5	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032
6	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707
7	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499
8	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355
9	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250
10	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169
11	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106
12	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055
13	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012
14	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977
15	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947
16	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921
17	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898
18	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878
19	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861
20	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845
21	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831
22	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819
23	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807
24	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797
25	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787
26	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779
27	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771
28	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763
29	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756
30	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750
40	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704
60	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660
120	1.289	1.658	1.980	2.358	2.617
INF	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576

ratto da S. Dowdy e S. Wearden, *Statistics for Research*, Wiley, New York, 1983.
rodotto su autorizzazione

Il controllo delle prestazioni del provider *- richiami di statistica*

- intervallo di confidenza per una <u>differenza fra media (varianza nota)</u>

$$(\overline{x}_A - \overline{x}_B) - z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{\sigma_A^2}{n_A} + \frac{\sigma_B^2}{n_B}} \leq \mu_A - \mu_B \leq (\overline{x}_A - \overline{x}_B) + z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{\sigma_A^2}{n_A} + \frac{\sigma_B^2}{n_B}}$$