

Alma Mater Studiorum – Università di Bologna

DOTTORATO DI RICERCA
INGEGNERIA ELETTRONICA

Ciclo XX

Settore scientifico disciplinare di afferenza:
ING-IND/33 SISTEMI ELETTRICI PER L'ENERGIA

**MODELLI AFFIDABILISTICO-DIAGNOSTICI PER I
COMPONENTI DELLE RETI ELETTRICHE**

Presentata da: Gaetano Passarelli

Coordinatore Dottorato:

Prof. Ing. Francesco Negrini

Relatore:

Prof. Ing. Giovanni Mazzanti

Esame finale anno 2008

Indice

1	INTRODUZIONE	1
2	LA TEORIA DELL’AFFIDABILITÀ.....	5
2.1	Premessa	5
2.2	Il guasto.....	7
2.3	Probabilità, affidabilità, tasso di guasto, azzardo.....	8
2.4	Parametri Affidabilistici	15
3	MODELLI AFFIDABILISTICI.....	19
3.1	Premessa	19
3.2	Modelli di vita degli isolamenti in regime sinusoidale.....	28
3.2.1	Sola sollecitazione termica: il modello di Arrhenius	28
3.2.2	Sola sollecitazione elettrica sinusoidale: modello IPM.....	30
3.2.3	Combinazione di sollecitazione termica ed elettrica sinusoidale: modello elettrotermico.....	32
3.3	Modelli di vita elettrotermica in regime distorto.....	33
3.4	Modelli di vita probabilistici ed analisi affidabilistica.....	39
3.4.1	Determinazione dei parametri affidabilistici	44
3.4.2	Metodo della regressione lineare o grafico.....	45
3.4.3	Metodo della massima verosimiglianza.....	46
3.5	Effetto Dimensionale.....	49
3.5.1	Algoritmo di calcolo	50
4	APPLICAZIONI PRATICHE.....	59
4.1	Stime di vita per cavi isolati in XLPE e in EPR	59
4.1.1	Cavi di energia AT a 145 kV isolati in XLPE (regime sinusoidale).....	61
4.1.2	Cavi di energia AT a 145 kV isolati in EPR (regime sinusoidale).....	64
4.1.3	Cavi di energia MT a 20 kV isolati in EPR.....	68
4.1.4	Cavi di energia BT isolati in XLPE	74
4.2	Il ruolo del fattore di forma, K_f , nel regime distorto.....	80
4.3	Stime di vita ottenute considerando tutti i fattori di tensione distorta	82
4.4	Stime di vita bastate su misure presso la metropolitana di Roma	

5	INDAGINE DIAGNOSTICA	95
5.1	Sistema Automatizzato per il Controllo dell'Isolamento.....	96
5.2	Grandezze misurate e Sensori utilizzati	98
5.3	Monitoraggio del degradamento dell'Isolamento.....	99
5.4	Isolamenti comuni a diversi apparecchi	101
5.4.1	Aria e gas compressi	101
5.4.2	Carta impregnata in olio.....	102
5.4.3	Solidi.....	102
5.5	Risultati dell'indagine: Implicazioni.....	103
6	MODELLI INTEGRATI	105
6.1	Premessa.....	105
6.2	Proprietà diagnostica Leading e scelta del rischio	105
6.3	Stima dei parametri dei modelli di rischio in base a ritorni dal campo.....	107
6.4	Modelli integrati di tipo affidabilistico diagnostico.....	110
6.5	Sistema di Diagnostica Automatizzata SDA.....	120
7	CONCLUSIONI	126
	Bibliografia.....	131

1 INTRODUZIONE

La **manutenzione** (*maintenance* in inglese) di un sistema elettrico rappresenta una questione essenziale ai fini della qualità (*quality*) del servizio offerto all'utenza [1]. Molti dei guasti che si traducono in mancata fornitura di energia elettrica (con i conseguenti danni economici) possono essere infatti evitati mediante appropriate strategie ed operazioni di manutenzione/sostituzione dei componenti del sistema elettrico.

Al fine di quantificare l'attitudine di un componente del sistema ad espletare il proprio compito si utilizza l'**affidabilità** (*reliability*), R , definita come **la probabilità che il sistema, messo in servizio al tempo $t=0$, sia ancora funzionante al tempo $t=T$** , ed è una funzione monotona non crescente del tempo; ossia, in pratica, diminuisce progressivamente nel tempo. L'affidabilità, R , è esprimibile a partire dalla distribuzione di probabilità dei **tempi al guasto** (*time to failure*), $F(t)$, come $R(t)=1-F(t)$. Per un sistema elettrico, costituito da più componenti che possono, in caso di guasto, essere riparati, si utilizza il concetto di **disponibilità** (*availability*), la cui definizione è formalmente identica a quella di affidabilità. Tuttavia, per valutare la disponibilità è necessario conoscere, oltre alla distribuzione dei tempi al guasto dei singoli componenti, anche quella dei tempi di riparazione e la struttura del sistema stesso.

Per conseguire un'elevata disponibilità del sistema a costi ragionevoli è necessario conoscere in modo accurato l'affidabilità dei singoli componenti, procedendo a ripristinare le caratteristiche di quelli con più bassa affidabilità attraverso operazioni di manutenzione/sostituzione.

In particolare, dato che la maggior parte dei guasti è imputabile al cedimento dell'isolamento dei componenti dei sistemi elettrici, tutto il lavoro di questa tesi si è focalizzato su questo elemento cruciale dell'intero sistema elettrico.

Nel panorama attuale si possono distinguere sostanzialmente due approcci diversi e, a tratti, complementari, per valutare l'affidabilità di un sistema elettrico.

Il primo approccio, noto di solito con l'acronimo **TBM**, che sta per **Time Based Maintenance**, ha come caratteristica principale una manutenzione

effettuata sulla base di una scadenza temporale. Per la conoscenza dell'istante di tempo in cui effettuare la manutenzione ci si basa su studi teorici e/o sperimentali (descritti nel seguito di questa tesi) che vengono condotti su provini di diversi materiali isolanti, sottoponendoli alle diverse sollecitazioni che il componente finito si troverà poi ad affrontare in servizio.

In tal modo, i parametri affidabilistici di un determinato isolante si inferiscono a partire da valutazioni statistiche sui risultati forniti dai provini testati, e sono dunque validi per intere classi di materiali omogenei.

I ricercatori del Laboratorio di Ingegneria dei Materiali ed alte Tensioni (LIMAT) dell'Università di Bologna hanno una lunga esperienza nel settore della stima di vita e affidabilità degli isolamenti non autoripristinanti. Dagli anni '70, infatti, si interessano di modelli di vita per i componenti del sistema elettrico. Particolare attenzione è stata dedicata alla vita degli isolamenti solidi sottoposti a forme d'onda di tensione sinusoidali. Lo sviluppo di un modello di vita di un sistema isolante non è cosa semplice. Si deve infatti vagliare se sia preferibile utilizzare modelli basati su principi fisici (ed, in particolare, sulla termodinamica) oppure basati su un approccio fenomenologico. A seconda del materiale di cui è costituito l'isolamento è inoltre possibile utilizzare modelli esponenziali o di inversa potenza, con soglia o meno. In [2] è riportata una raccolta complessiva dei modelli fenomenologici utilizzati per studiare il comportamento di materiali isolanti. Oltre ai modelli precedentemente descritti, il LIMAT è coinvolto in attività di ricerca il cui obiettivo è valutare l'effetto della carica di spazio sulla rottura dei sistemi isolanti (si veda ad esempio [3]-[7]). Si tenga presente che il problema è complicato ulteriormente dalla presenza della distorsione armonica di tensioni e correnti nella rete, in particolare nella rete di bassa tensione. Questo aspetto è particolarmente interessante in quanto il distributore può solo parzialmente controllare la potenza di corto circuito della rete che gestisce (si ricorda che i maggiori livelli di distorsione armonica sono riscontrabili ove la rete ha bassa potenza di corto circuito). Presso il LIMAT dal 1997 vengono condotte prove sperimentali per la valutazione dell'effetto delle armoniche sulla vita dei sistemi isolanti (si veda ad esempio [8]-[11]) e per lo sviluppo di modelli di

vita validi in regime non sinusoidale. Si noti che tali modelli sono essenziali per valutazioni affidabilistiche complessive relative alle reti di distribuzione costituite da componenti invecchianti [10] (ai fini di determinare i costi associati all'inquinamento armonico), nonché per dimensionare in modo economicamente ottimizzato componenti che operano in regime distorto. Fra i risultati di queste ricerche, è stato osservato che, in generale, è possibile ridimensionare il ruolo assegnato alle perdite addizionali dovute alle armoniche mentre, al contrario, l'aumento del valore di picco può portare a significative riduzioni della vita media dei componenti elettrici.

Poiché però molti componenti dei sistemi elettrici sono prodotti in basso numero (si pensi, ad esempio, a trasformatori o generatori di grande taglia), l'affidabilità di tali componenti non è determinabile in modo accurato. Nel corso degli anni, si è quindi cercato di introdurre il concetto di manutenzione di tipo **CBM**, che sta per **Condition Based Maintenance**, ossia una manutenzione basata sulla condizione, secondo la quale l'affidabilità del componente non è stimata su elaborazioni statistiche di dati ottenuti in laboratorio (su provini di materiale isolante), ma attraverso metodologie diagnostiche che permettono di valutare lo stato di effettiva degradazione del componente in esame [12].

Associare le metodologie affidabilistiche alle valutazioni effettuate mediante sistemi diagnostici, può portare ad un incremento dell'efficacia delle strategie di manutenzione.

Il lavoro di ricerca condotto in questi anni di dottorato, illustrato in questa tesi, ha riguardato, essenzialmente, i seguenti aspetti:

1. inizialmente si è proceduto ad una verifica prima, e ad uno sviluppo ulteriore poi, dei tradizionali modelli affidabilistici usati in letteratura fino ad oggi [13][14]. Tale studio, condotto sia attraverso simulazioni, sia su basi sperimentali, ha portato alla luce risultati innovativi, specie sul ruolo che svolgono alcuni fattori di tensione distorta, fino ad ora trascurati. I risultati ottenuti, infatti, oltre a confermare la validità generale dei modelli proposti, hanno permesso di comprendere meglio il ruolo svolto da alcuni fattori di invecchiamento che sono risultati, contrariamente a quanto si credeva fino ad ora, per nulla trascurabili, ai fini della valutazione dello stato di

degradazione dell'isolante [15]. Soprattutto sotto certe condizioni di funzionamento in regime distorto, come sarà diffusamente spiegato nel seguito.

2. Oltre alle valutazioni affidabilistiche "tradizionali", con i moderni sistemi automatizzati di diagnostica si possono ottenere informazioni anche sul reale stato di usura di un componente. Il campo della diagnostica, sia on line, sia off line, infatti, sta avendo un notevole sviluppo, proprio per la particolarità di fornire informazioni di tipo puntuale sul componente oggetto di misura. Perciò, dopo aver individuato i principali sistemi di monitoraggio oggi in uso, si è cercato di integrare le informazioni fornite dai tradizionali modelli affidabilistici (ben collaudati), con le informazioni di tipo diagnostico oggi disponibili. Il risultato è stato la messa a punto di **modelli integrati** che permettono di fare una stima del deterioramento dell'isolante, non solo sulla base di considerazioni statistiche inerenti la tipologia di materiale impiegato (affidabilistiche), ma anche sulla base di misure effettuate direttamente sullo specifico componente in servizio oggetto di monitoraggio (diagnostiche) [16].

2 LA TEORIA DELL’AFFIDABILITÀ

2.1 Premessa

Lo studio teorico dell’affidabilità di un sistema (quale una rete di distribuzione) si basa sullo schema biunivoco illustrato in Fig. 2.1, cioè parte dalla scomposizione del sistema in unità via via più semplici, ossia in componenti, e quindi dei componenti nei loro elementi costitutivi (dal sistema all’elemento). Successivamente si procede a ritroso, in sede di valutazione affidabilistica, dall’elemento, al componente, al sistema [17][18].

Effettuata la scomposizione del sistema in componenti elementari, ai fini della valutazione affidabilistica è essenziale individuare funzioni caratteristiche per ciascuna famiglia di componenti elementari. Quindi, valutando l’affidabilità dei componenti in base a tali funzioni caratteristiche elementari (che sono riconducibili a distribuzioni di probabilità di guasto), si può risalire, con opportuna metodologia probabilistica, all’affidabilità dei sistemi complessi, e quindi all’affidabilità del sistema nel suo complesso [17].

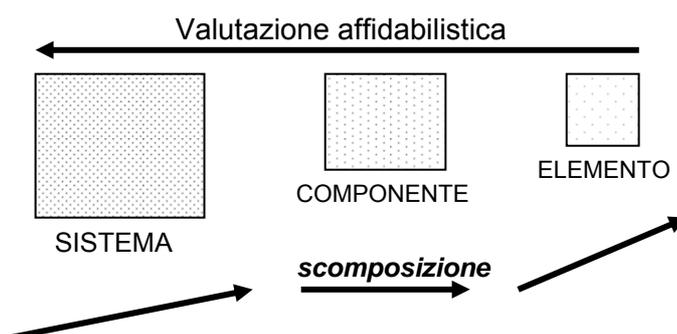


Fig. 2.1. Schema biunivoco dello studio teorico dell’affidabilità di un sistema complesso

Per individuare le funzioni caratteristiche di ciascuna famiglia di componenti elementari, ossia, in pratica, le distribuzioni di probabilità di guasto (e le relative funzioni affidabilistiche associate, ad esempio la funzione azzardo e la funzione affidabilità a un dato tempo), occorre fare

ricorso a concetti basilari della teoria dell'inferenza statistica, come i seguenti:

il concetto di popolazione, assimilabile alla famiglia a cui appartiene un dato componente (ad esempio un cavo di distribuzione di date caratteristiche geometriche e costitutive può pensarsi come facente parte della relativa popolazione, quindi appartenente all'insieme di tutti i cavi con tali caratteristiche geometriche e costitutive);

il concetto di campione, scelto in modo casuale da una popolazione, e rappresentativo di quest'ultima.

L'obiettivo è conoscere il "valore vero" del parametro affidabilistico di interesse relativo alla popolazione attraverso misure relative a campioni, e viene conseguito mediante il metodo sperimentale (statistico), che si basa su una grandezza osservata (ad esempio, tempo al guasto alla temperatura e alla tensione di prova), che deve essere correlata alla grandezza di utilizzazione pratica del componente o elemento (ad esempio, vita di servizio alla temperatura e alla tensione di progetto).

La grandezza osservata X^* è caratterizzabile essenzialmente come variabile aleatoria di tipo discreto; da essa si deriva la grandezza valutata, \bar{X}^* , che associa alla grandezza osservata la relativa stima di incertezza (ad esempio mediante il concetto di intervallo di confidenza: $X_{inf} < \bar{X}^* < X_{sup}$, ove X_{inf} e X_{sup} sono rispettivamente estremo inferiore ed estremo superiore dell'intervallo di confidenza della grandezza valutata [19]). Dalla grandezza valutata si deriva la grandezza di previsione (stimata), \hat{X} , variabile aleatoria di tipo continuo, dalla quale, infine, si derivano la (o le) grandezze estrapolate, in base ad un opportuno modello statistico (ad esempio i percentili di tempo al guasto mediante una opportuna funzione di distribuzione di probabilità ipotizzata).

Per gli isolamenti invecchianti, esempi tipici di grandezza osservata sono, il già menzionato tempo al guasto e la tensione di guasto (o di scarica); come precisato poco sopra, queste grandezze osservate sono variabili aleatorie, ma occorre tener presente che il processo di degradazione (invecchiamento) ha una forte componente deterministica, dovuta essenzialmente alle seguenti cause:

- 1) disomogeneità (materiale, tecnologia, periodo di produzione, assemblaggio);
- 2) meccanismo di degradazione (che è intrinsecamente stocastico solo in parte);
- 3) variabilità delle condizioni di utilizzo (di servizio).

2.2 Il guasto

Dalle considerazioni esposte al paragrafo 2.1, come pure nell'Introduzione, emerge con chiarezza (come del resto è intuitivo) il ruolo centrale del guasto nella teoria dell'affidabilità [17], [18]

Per definizione, si intende per guasto (*failure*) la cessazione dell'attitudine di un dispositivo ad adempiere alla funzione richiesta (*service ability* o *serviceability*).

Il tempo al guasto (*time-to-failure*, *time-to-end-point*, *time-to breakdown*, *life*) è pertanto la vita utile di servizio del componente (o semplicemente la vita del componente).

Sono possibili diverse classificazioni dei guasti, come riportato in seguito.

a) classificazione dei guasti in base alla causa che li ha generati:

- i) guasti per impiego improprio;
- ii) guasti dovuti a deficienza intrinseca;
- iii) guasti per usura (per invecchiamento).

b) classificazione dei guasti in base alla sequenza degli eventi:

- i) guasti primari;
- ii) guasti indotti;
- iii) guasti critici.

c) classificazione dei guasti in base alla loro evoluzione temporale:

- i) guasti totali;
- ii) guasti parziali;
- iii) guasti intermittenti;
- iv) guasti progressivi;
- v) guasti improvvisi. Probabilità, affidabilità, tasso di guasto, azzardo

2.3 Probabilità, affidabilità, tasso di guasto, azzardo

Si supponga di disporre di un insieme di N_0 componenti, inizialmente funzionanti (all'istante $t=0$); l'evoluzione temporale dei processi di guasto illustrati al paragrafo precedente fa sì che, di questi N_0 componenti, al generico istante di tempo $t>0$ se ne siano guastati $n_g(t)$, e ne siano sopravvissuti $n_s(t)$. Considerando un intervallo di tempo infinitesimo, δt , si avrà, in genere, un'ulteriore variazioni di n_g ed n_s . Nell'intervallo di tempo compreso tra gli istanti t e $t+\delta t$, infatti, n_g tenderà, in genere, ad aumentare ed n_s a diminuire. Tale concetto è illustrato schematicamente nella Fig. 2.2, con il vincolo espresso dalla (2.1):

$$N_0 = n_g(t)+n_s(t)= n_g(t+\delta t) + n_s(t + \delta t) \quad (2.1)$$



Fig. 2.2. Numero di componenti sopravvissuti, $n_s(t)$, e componenti guasti, $n_g(t)$, all'istante t ; a partire da un insieme di N_0 componenti inizialmente funzionanti, e relative variazioni nell'intervallo di tempo compreso tra gli istanti t e $(t+\delta t)$

Si noti che $n_g(t)$ e $n_s(t)$ sono grandezze osservabili. A partire dal valore $n_g(t)$ (osservato all'istante t) e dal valore $n_g(t+\delta t)$ (osservato all'istante $t+\delta t$), si definisce la grandezza osservabile densità di frequenza di guasto, $f^*(t)$, in base all'equazione (2.2) seguente [17]:

$$f^*(t) = \frac{n_g(t+\delta t) - n_g(t)}{N_0 \delta t} = \frac{\delta n_g}{N_0 \delta t} \quad (2.2)$$

La densità di frequenza di guasto, $f^*(t)$, rappresenta quindi il rapporto tra la frequenza con cui si guastano i componenti nell'intervallo di tempo δt (rapporto tra il numero di componenti che si guastano nell'intervallo di

tempo δt e l'intervallo di tempo medesimo) ed il numero N_0 di componenti inizialmente funzionanti.

Alla densità di frequenza di guasto, $f^*(t)$, è associata la grandezza osservabile frequenza cumulata di guasto, $F^*(t)$, definita come segue:

$$F^*(t) = \frac{n_g(t)}{N_0} \quad (2.3)$$

La frequenza cumulata di guasto, $F^*(t)$, rappresenta pertanto il rapporto tra il numero di componenti trovati guasti all'istante t ed il numero N_0 di componenti inizialmente funzionanti.

Calcolando il limite per δt che tende a zero, si passa dalla grandezza osservabile densità di frequenza di guasto alla densità di probabilità di guasto, $f(t)$ (funzione della variabile aleatoria continua t), definita come segue, a partire dalla (2.2):

$$f(t) = \lim_{\delta t \rightarrow 0} f^*(t) = \frac{1}{N_0} \frac{dn_g(t)}{dt} \quad (2.4)$$

e dalla frequenza cumulata di guasto alla probabilità cumulata di guasto, $F(t)$ (anch'essa funzione della variabile aleatoria continua t), definita come segue, a partire dalla (2.3):

$$F(t) = \int_0^t f(t') dt' \quad (2.5)$$

Derivando la (2.5) si ottiene la relazione seguente:

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt} \quad (2.6)$$

Essendo la probabilità di guasto al tempo \bar{t} , per definizione, la probabilità che si abbia il guasto in un istante t compreso nell'intervallo $[0, \bar{t}]$, ossia, formalmente:

$$F(\bar{t}) \equiv P(t \leq \bar{t}) \quad (2.7)$$

si ha che l'affidabilità al tempo \bar{t} , $R(\bar{t})$ viene definita come:

$$R(\bar{t}) \equiv P(t > \bar{t}) \quad (2.8)$$

e valgono pertanto le relazioni seguenti (vedi eqq. (2.1), (2.3) e (2.7)):

$$R^*(t) = \frac{n_s(t)}{N_0} \quad (2.9)$$

$$R(t) + F(t) = 1 \Rightarrow R(t) = 1 - F(t) \quad (2.10)$$

Si noti che la (2.9) esprime la grandezza osservabile affidabilità $R^*(t)$ al tempo di misura t in termini della grandezza osservabile $n_s(t)$, mentre la (2.10) caratterizza la funzione affidabilità $R(t)$ in termini della funzione probabilità di guasto $F(t)$, essendo t una variabile aleatoria continua.

In modo analogo a quanto visto per la grandezza osservabile densità di frequenza di guasto, a partire dal valore $n_s(t)$ (osservato all'istante t) e dal valore $n_s(t+\delta t)$ (osservato all'istante $t+\delta t$), si definisce la grandezza osservabile tasso di guasto (sperimentale), o azzardo (sperimentale), $h^*(t)$, in base all'equazione (2.11) seguente:

$$h^*(t) = \frac{n_s(t) - n_s(t + \delta t)}{n_s(t)\delta t} \quad (2.11)$$

Da un confronto tra la (2.2) e la (2.11), in base alla (2.1) si deduce la relazione seguente:

$$h^*(t) = \frac{-n_g(t) + n_g(t + \delta t)}{n_s(t)\delta t} = f^*(t) \frac{N_0}{n_s(t)} \quad (2.12)$$

mentre da un confronto tra la (2.12) e la (2.9) si deduce la relazione seguente:

$$h^*(t) = \frac{f^*(t)}{R^*(t)} \quad (2.13)$$

Calcolando il limite per δt che tende a zero, in modo analogo a quanto visto per la densità di probabilità di guasto, si passa dalla grandezza osservabile tasso di guasto sperimentale al tasso di guasto istantaneo, o funzione azzardo, $h(t)$ (funzione della variabile aleatoria continua t), definita come segue, a partire dal secondo membro della (2.12):

$$h(t) = \lim_{\delta t \rightarrow 0} h^*(t) = \frac{1}{n_s(t)} \frac{dn_g(t)}{dt} \quad (2.14)$$

In sostanza il tasso di guasto o azzardo rappresenta la velocità con cui varia la frazione dei componenti che si guastano nell'intervallo di tempo δt , in rapporto al numero dei componenti sopravvissuti fino all'istante t .

Dalle (2.4), (2.13) e (2.14) si deduce che vale l'importante relazione seguente:

$$h(t) = \frac{f(t)}{R(t)} \quad (2.15)$$

Si noti che il tasso di guasto esprime la frazione di guasti nell'unità di tempo, quindi l'unità di misura pratica di $h^*(t)$ o $h(t)$ varia al variare del componente o sistema considerato; in genere, per componenti assai numerosi con tasso di guasto relativamente elevato e durata contenuta (ad es. lampadine) il tasso di guasto si può esprimere in numero di guasti su 10^6 pezzi per la durata di 1000 ore ossia 10^{-9} h^{-1} ; invece, per componenti in cui la lunghezza è la dimensione prevalente, con tasso di guasto relativamente basso e durata elevata (ad es. linee aeree o cavi) il tasso di guasto si può esprimere in numero di guasti al km all'anno.

In Fig. 2.3 (analogo alla Fig. 1.2) è riportato il tipico andamento del tasso di guasto in funzione del tempo, detto "curva della vasca da bagno" per la sua forma caratteristica. Nella figura si distinguono i seguenti tre intervalli di tempo caratteristici:

- un intervallo a , caratterizzato dai cosiddetti guasti prematuri, dovuti ad imperfezioni costruttive dei componenti; il tasso di guasto in questa fase iniziale della vita dei componenti è decrescente (dunque la frazione dei componenti che si guastano, diminuisce all'aumentare del tempo) e può essere ridotto mediante il controllo di qualità;
- un intervallo b , caratterizzato dai cosiddetti guasti casuali, non prevedibili; il tasso di guasto in questa fase centrale della vita dei componenti ha un valore costante, indicato con λ ;
- un intervallo c , caratterizzato dai cosiddetti guasti per invecchiamento (degradazione, usura) ; il tasso di guasto in questa fase finale della vita dei componenti è crescente (dunque la frazione dei componenti che si guastano, aumenta all'aumentare del tempo) e può essere ridotto mediante la manutenzione preventiva.

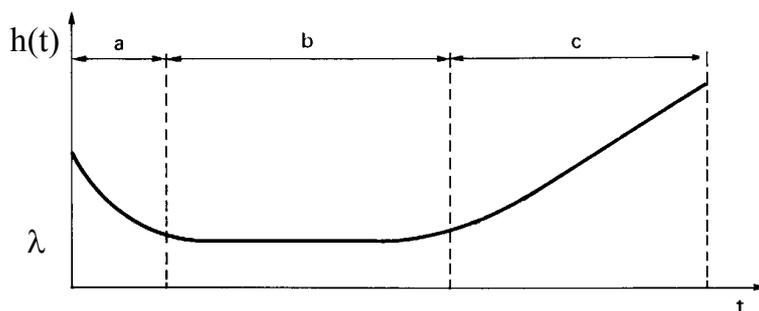


Fig. 2.3. Andamento caratteristico del tasso di guasto (azzardo) in funzione del tempo.

Per incrementare la qualità dell'energia elettrica, la tendenza relativamente ai componenti delle reti di distribuzione è quella di ridurre l'intervallo a ed incrementare l'intervallo b , incrementando così anche la vita utile dei componenti, che tende pertanto a coincidere con l'intervallo b stesso.

Una funzione matematica assai usata per esprimere la dipendenza temporale del tasso di guasto è la legge di potenza seguente:

$$h(t) = h_0 t^{\beta-1} \quad (2.16)$$

ove a seconda del valore del parametro di forma β si ottengono gli andamenti della funzione azzardo $h(t)$ nei tre intervalli a , b , c di Fig. 2.3, ossia:

per $\beta < 1$ si ottiene l'andamento decrescente dell'intervallo a (guasti giovanili);

per $\beta = 1$ si ottiene l'andamento costante dell'intervallo b (guasti casuali: $h(t) = h_0 = \lambda$);

per $\beta > 1$ si ottiene l'andamento crescente dell'intervallo c (guasti per invecchiamento); in particolare, per $\beta = 2$ si ha un andamento linearmente crescente.

Si può dimostrare che, qualora si impieghi la (2.16) per la funzione azzardo, la distribuzione di probabilità di guasto che se ne ottiene è la ben nota distribuzione di Weibull (a due parametri), la cui funzione di distribuzione di probabilità cumulata ha la seguente espressione [20]-[22]:

$$F(t) = \left\{ 1 - \exp \left[- \left(\frac{t}{\alpha} \right)^\beta \right] \right\} \quad (2.17)$$

essendo α il parametro di scala e β il parametro di forma, e la cui funzione di distribuzione di densità di probabilità ha la seguente espressione:

$$f(t) = \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{t}{\alpha} \right)^{\beta-1} \exp \left[- \left(\frac{t}{\alpha} \right)^\beta \right] \quad (2.18)$$

Se ne deduce che la funzione affidabilità di Weibull ha la seguente espressione:

$$R(t) = \exp \left[- \left(\frac{t}{\alpha} \right)^\beta \right] \quad (2.19)$$

Dalle (2.18) e (2.19) si riottiene per il tasso di guasto la legge di potenza espressa dalla (2.16) nella forma che segue (equivalente alla (2.16) stessa):

$$h(t) = \frac{\beta}{\alpha} \left(\frac{t}{\alpha} \right)^{\beta-1} \quad (2.20)$$

dal confronto fra la (2.16) e la (2.20) si desume che:

$$h_0 = \frac{\beta}{\alpha^\beta} \quad (2.21)$$

Si noti che dalla (2.17) è immediato dimostrare che il parametro di scala α della distribuzione di probabilità di Weibull coincide con il percentile 63.2-esimo della variabile aleatoria (tempo al guasto in questo caso), cioè con il valore della variabile aleatoria corrispondente a un valore di probabilità cumulata $F=0,632$. Pertanto, il percentile 63.2-esimo assume, nel caso della distribuzione di Weibull, un particolare rilievo, ed è spesso assunto come percentile di riferimento, unitamente al valore mediano.

Quanto al valore medio (valore medio del tempo al guasto, o tempo medio al guasto o *Mean Time To Failure*, MTTF -vedi paragrafo 2.4-), in genere esso non coincide con il valore mediano, e può essere stimato come segue a partire dalle stime di α e β , $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$, rispettivamente [20]-[22]:

$$\hat{\mu}(t) = \hat{\alpha} \Gamma \left(1 + \frac{1}{\hat{\beta}} \right) \quad (2.22)$$

ove Γ è la nota funzione Gamma di Eulero. La varianza può invece essere stimata a partire da $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$ in base alla seguente espressione:

$$\hat{\sigma}^2(t) = \hat{\alpha}^2 \left[\Gamma \left(1 + \frac{2}{\hat{\beta}} \right) - \Gamma^2 \left(1 + \frac{1}{\hat{\beta}} \right) \right] \quad (2.23)$$

Le (2.22), (2.23) possono essere utilizzate anche in senso inverso, ossia per determinare stime di α e β a partire dalle stime di valor medio e varianza (dando così luogo al cosiddetto “metodo dei momenti”) [17].

2.4 Parametri Affidabilistici

I principali parametri affidabilistici per lo studio dell'invecchiamento delle reti di distribuzione sono i seguenti [17], [18]:

1) tempo medio al guasto (*Mean Time To Failure*, MTTF).

Si applica sia ai dispositivi non riparabili (ad esempio i componenti invecchianti), sia ai dispositivi riparabili (ad esempio apparati e sistemi). Per quanto riguarda i primi, un caso tipico di applicazione del MTTF è la descrizione del comportamento affidabilistico di lotti di dispositivi elementari (ad esempio provini) tutti uguali fra di loro. In tal caso il MTTF è esprimibile come segue:

$$\text{MTTF} = \frac{T}{r} \tag{2.24}$$

ove

$$T = \sum_{i=1}^r t_{Fi} + (N_0 - r)t_p \tag{2.25}$$

essendo:

t_p = tempo di prova (o di specifica);

t_{Fi} = tempo al guasto dell' i -esimo provino o componente;

r = numero di guasti verificatisi durante t_p (numero di provini o componenti guastati);

N_0 = grandezza iniziale del campione (sample size) o numerosità del lotto in prova.

Dalla definizione della media (o valore atteso) $E(x)$ di una variabile aleatoria continua, x , ossia:

$$\mu(x) \equiv E[x] = \int_{-\infty}^{+\infty} xf(x)dx \quad (2.26)$$

si desume che il MTTF è esprimibile nel modo seguente (vedi (2.15)-(2.17)):

$$\text{MTTF} = \mu(t) = E[t] = \int_0^{+\infty} tf(t)dt \quad (2.27)$$

Nel periodo ad azzardo costante, la funzione probabilità cumulata di guasto può esprimersi mediante la cosiddetta distribuzione di Poisson, come qui di seguito:

$$F(t) = [1 - \exp(-\lambda t)] \quad (2.28)$$

Da un confronto della (2.28) con la (2.17) è agevole constatare come, nel periodo ad azzardo costante ($\beta=1$, cfr. (2.16)), risulti $\lambda = \alpha^{-1}$.

Alla (2.28) è associata la seguente funzione densità di probabilità di guasto (vedi (2.6)):

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt} = \lambda \exp(-\lambda t) \quad (2.29)$$

Infatti, dalle (2.10), (2.15), (2.28), (2.29) si ottiene:

$$h(t) = \frac{f(t)}{R(t)} = \frac{\lambda \exp(-\lambda t)}{\exp(-\lambda t)} = \lambda \quad (2.30)$$

Pertanto, dalle (2.27), (2.29), si ottiene la relazione seguente:

$$\text{MTTF} = \int_0^{+\infty} t \lambda \exp(-\lambda t) dt = \frac{1}{\lambda} = \alpha \quad (2.31)$$

Ne segue che, limitatamente al periodo dei guasti casuali, MTTF e $1/\lambda$ (o α) si possono usare indifferentemente l'uno in alternativa all'altro (essendo λ il valore costante del tasso di guasto durante tale periodo e α il 63,2esimo percentile di tempo al guasto); se $N_0=r$, dalle (2.25) e (2.31) si deriva la relazione seguente:

$$MTTF = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^r t_{Fi} = \frac{1}{\lambda} = \alpha \quad (2.32)$$

2) tempo medio fra i guasti (*Mean Time Between Failures, MTBF*)

Si applica solo ai dispositivi riparabili, caratterizzati dall'alternanza fra due stati: "funziona" e "guasto". Si noti che un sistema costituito da componenti non riparabili può essere riparato, rimpiazzando i componenti guasti; quindi si presta ad essere trattato come un sistema riparabile: ciò vale anche nel caso delle reti di distribuzione [17], [18].

Il significato del MTBF è schematizzato in Fig. 2.4: esso è da intendersi come media del tempo intercorrente fra un guasto e l'altro, t_{Gi} , incluso anche il tempo di riparazione, t_{Ri} . Pertanto:

$$MTBF = \frac{\sum_{i=1}^r t_{Gi}}{r} = \frac{\sum_{i=1}^r (t_{Fi} + t_{Ri})}{r} = \frac{\sum_{i=1}^r t_{Fi} + \sum_{i=1}^r t_{Ri}}{r} \quad (2.33)$$

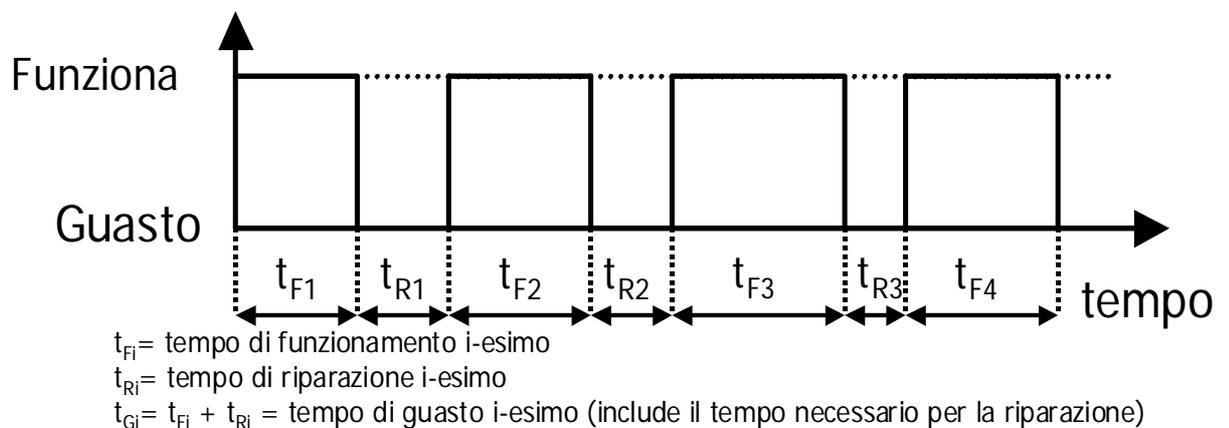


Fig. 2.4. *Illustrazione qualitativa dell'alternanza tra periodi di funzionamento e guasto di un componente o sistema riparabile: la media dei $t_{Gi} = t_{Fi} + t_{Ri}$ rappresenta il MTBF.*

3) Tempo medio di riparazione (*Mean Time To Repair*, MTTR)

Ovviamente anche questo parametro si applica solo ai dispositivi riparabili, quindi ad apparati e sistemi. Per definizione si ha:

$$MTTR = \frac{1}{r} \sum_{i=1}^r t_{Ri} \quad (2.34)$$

Un elevato livello di qualità del prodotto (nella fattispecie dell'energia elettrica) richiede che il MTBF sia molto maggiore del MTTR.

Si noti che vale anche la relazione seguente.

$$MTTR = \frac{1}{\mu_R} \quad (\text{essendo } \mu_R = \text{tasso di riparabilità}) \quad (2.35)$$

4) Disponibilità (*Availability*, A)

È la probabilità che un dispositivo sia funzionante al tempo t , in determinate condizioni di impiego. Anch'esso si applica solo ai dispositivi riparabili, quindi ad apparati e sistemi.

Si ha che, all'istante iniziale di messa in servizio, la disponibilità è massima, ovvero:

$$A(t=0)=1 \quad (2.36)$$

mentre asintoticamente, per t che tende all'infinito, dalle (2.32)-(2.34) si ha [17], [18]:

$$A(t \rightarrow \infty) = \frac{\sum_{i=1}^r t_{Fi}}{\sum_{i=1}^r t_{Gi}} = \frac{\sum_{i=1}^r t_{Fi}}{\sum_{i=1}^r t_{Fi} + \sum_{i=1}^r t_{Ri}} = \frac{MTTF}{MTTF + MTTR} = \frac{MTTF}{MTBF} \quad (2.37)$$

Si noti che per il sistema riparabile "rete di distribuzione dell'energia" il guasto è da intendersi come ogni evento che provochi una mancata fornitura di energia.

3 MODELLI AFFIDABILISTICI

3.1 Premessa

Come accennato nei Capitoli precedenti, i materiali che costituiscono gran parte dei componenti delle reti di distribuzione sono soggetti, a causa delle sollecitazioni applicate in servizio, a processi di degradazione progressiva che ne possono causare la rottura in tempi più o meno brevi [2],[26]. Tali processi sono particolarmente aggressivi nei confronti degli isolamenti detti non autoripristinanti (di tipo solido o misto solido-liquido), che per tale motivo costituiscono quasi sempre il punto debole delle reti di distribuzione (in particolare quelle primarie in AT e quelle in MT), tanto che nella gran parte dei casi i guasti sono associati a difetti (rotture) di isolamento dei componenti. Ciò significa che le sollecitazioni possono causare col tempo la perdita della caratteristica primaria dell'isolamento: la capacità di tenere la tensione applicata.

La rottura di un isolamento soggetto a tensione consiste nella scarica dell'isolamento [27],[28]. Nel caso degli isolamenti non autoripristinanti, la scarica dell'isolamento è un fenomeno irreversibile, nel senso che l'isolamento (salvo rare eccezioni) non può più essere ripristinato. Per tale motivo, lo studio dei meccanismi di scarica e della resistenza degli isolamenti non autoripristinanti alle sollecitazioni, riveste particolare importanza ai fini delle valutazioni affidabilistiche degli isolamenti delle reti di distribuzione. La scarica si manifesta pressoché istantaneamente se le sollecitazioni applicate superano certi livelli critici, ma più spesso essa è conseguenza di un processo più o meno lungo, detto invecchiamento, consistente in una progressiva ed irreversibile degradazione dell'isolamento, provocata dalle sollecitazioni applicate. La velocità con cui l'invecchiamento procede cresce al crescere del livello delle sollecitazioni [2], [26], [29].

Le sollecitazioni principali a cui sono soggetti i componenti delle reti di distribuzione sono le seguenti:

la sollecitazione elettrica, causata dal campo elettrico applicato, quindi dovuta alla tensione;

la sollecitazione termica, causata dalla temperatura;

la sollecitazione meccanica, di natura statica (trazione, flessione, compressione) o dinamica (vibrazione);

la sollecitazione ambientale (inquinamento, salsedine, umidità, radiazione solare e cosmica, corrosione).

Pur non trascurando il ruolo svolto dalle sollecitazioni meccaniche e ambientali, sollecitazione elettrica e sollecitazione termica sono in genere le più gravose per i componenti delle reti di distribuzione, in quanto tensione e temperatura sono pressoché sempre applicate a tali componenti ed ai relativi isolamenti, i quali, se di tipo anche solo parzialmente organico, sono particolarmente sensibili ai processi degradativi innescati in special modo da sollecitazione elettrica e sollecitazione termica [2], [26], [29]. Fra queste due, a loro volta, gli studi più recenti sottolineano che la sollecitazione più rilevante per gli isolamenti elettrici è in genere quella elettrica [2], [28], [29] (in particolare nei sistemi in MT e AT, e comunque nelle applicazioni ove il campo elettrico è elevato, tipicamente superiore al kV/mm)¹, solitamente espressa in termini di gradiente di potenziale (campo elettrico), o anche di tensione (laddove il campo risulti uniforme). Anche la sollecitazione meccanica (che si può manifestare come trazione, flessione, vibrazione, etc.) e l'inquinamento ambientale sono però in grado di degradare le proprietà dell'isolamento fino a portarlo (o a concorrere) alla rottura, specie in talune applicazioni [30]. Sul tipo ed il grado di sollecitazione rappresentato dai vari fattori che influiscono sul degradamento degli isolanti si tornerà più diffusamente al capitolo 5, dove verrà affrontato il tema dell'indagine diagnostica.

L'azione combinata di più sollecitazioni compresenti può portare ad effetti invecchianti superiori a quelli che sarebbero causati dalle diverse sollecitazioni se applicate separatamente. Questo fenomeno viene detto sinergismo tra le sollecitazioni e, quando si verifica, non consente di

¹ Questa affermazione è ampiamente supportata da una grande mole di studi teorici e prove sperimentali disponibili nella letteratura sulla resistenza degli isolamenti nel tempo (nonché dall'esperienza di servizio), ma contrasta con una pratica tecnica assai comune (specie in passato), che tende ad enfatizzare il ruolo della temperatura nella degradazione degli isolamenti sostituendo la stima di vita rigorosa con la semplice individuazione della Classe Termica di Isolamento corrispondente a un materiale o sistema isolante di interesse.

applicare il principio della sovrapposizione degli effetti per valutare le conseguenze derivanti dall'applicazione di più sollecitazioni all'isolamento. Occorre quindi tenerne conto opportunamente nel mettere a punto un modello di vita valido in presenza di più sollecitazioni sovrapposte, o, come si dice usualmente, di un modello di vita combinato [2], [26], [29].

I meccanismi con cui sollecitazione elettrica e termica degradano gli isolamenti provocandone l'invecchiamento sono assai complessi e sono oggetto da diversi decenni di ampia e approfondita ricerca scientifica (riportata in una vastissima letteratura di cui [2], [26], [28], [29] sono un esempio). Pur senza scendere in dettagli che esulano dallo scopo della presente trattazione, i processi degradativi degli isolamenti a base organica sono riconducibili principalmente, per quanto riguarda la sollecitazione termica, a fenomeni di degradazione chimico-fisica (ad esempio ossidazione) attivata dalla temperatura [28]; per quanto riguarda la sollecitazione elettrica, a fenomeni quali l'iniezione di carica di spazio dagli elettrodi ed il relativo accumulo entro il dielettrico, il bombardamento elettronico-ionico e la formazione di valanghe entro volume libero e/o microcavità, le scariche parziali [28]; occorre inoltre considerare il notevole sinergismo fra sollecitazione elettrica e termica, che cooperano nel processo di invecchiamento, poichè ad esempio il campo elettrico riduce significativamente l'energia di attivazione delle reazioni chimiche termicamente attivate (favorendole), mentre di contro la temperatura aumenta la disponibilità di cariche elettriche nell'isolamento, disponibili per i suddetti processi di degradazione elettrica [2], [26], [29]. I processi di invecchiamento e rottura per materiali inorganici (ceramiche, vetri, metalli), sono essenzialmente di tipo termico e meccanico; si può avere [27][28]:

rottura elettrica: scarica elettrica dovuta a inquinamento ambientale e/o transitori elettrici;

rottura meccanica: rottura fragile.

Tra gli isolamenti non autoripristinanti, particolarmente sensibili ai processi degradativi innescati in special modo dalla tensione e dalla temperatura sono i materiali totalmente o parzialmente organici, ossia [27][28]:

resine termoplastiche e termoindurenti, per cavi e isolatori;

resine elastomeriche (gomme), per cavi e isolatori;

isolamenti in carta e olio, per cavi e condensatori di potenza;
isolamenti misti in carta-olio e resina termoplastica (polipropilene), per condensatori di potenza;
isolamenti “all-film” in resina termoplastica (polipropilene), per condensatori di potenza;
isolamenti micati impregnati in resine epossidiche, per trasformatori e motori a induzione;
smalti e vernici poliuretatiche, per motori a induzione.

Come si vede, i materiali totalmente o parzialmente organici costituiscono la gran parte degli isolamenti di cavi, trasformatori, condensatori di potenza e motori, ovvero componenti di fondamentale importanza nei sistemi di distribuzione e utilizzazione dell'energia elettrica; su tali componenti è incentrata la presente analisi, in particolare i casi applicativi illustrati al capitolo 4.

La relazione matematica fra livello delle sollecitazioni applicate e tempo al guasto (vita) dell'isolamento di un dato componente viene detta “modello di vita” dell'isolamento, che si traduce assai spesso nella vita del componente stesso, per il quale l'isolamento costituisce in genere il punto più debole. Nel caso degli isolamenti invecchianti (non autoripristinanti) il guasto, in quanto appunto scarica elettrica (vedi sopra), è da intendersi come distruzione dell'isolamento, almeno a livello locale. Pertanto il concetto di modello di vita è intrinsecamente legato ai dispositivi non riparabili, gli unici considerati per ipotesi nel presente capitolo. I modelli di vita consentono, fra l'altro, di effettuare il progetto dell'isolamento di un componente (cavo, motore, trasformatore, etc.), scegliendo i livelli di sollecitazione operativi in modo da garantire che la durata dell'isolamento sia quella prevista per il componente in servizio, nonché di determinare le grandezze di interesse affidabilistico relative ai componenti invecchianti, illustrate al capitolo 2; tali grandezze, relative ai vari componenti di un sistema riparabile (quale una rete di distribuzione i cui componenti sono soggetti a invecchiamento), consentono di effettuare analisi di affidabilità relative all'intero sistema.

Con i modelli affidabilistici degli isolamenti si cerca dunque di determinare i modelli di vita più opportuni per i diversi isolamenti in presenza delle

varie sollecitazioni applicate [2], [26], [29]. Indicando con S_1, S_2, \dots, S_N i valori delle N sollecitazioni applicate ad un dato isolamento, il modello di vita, nella sua forma più generale, può essere espresso come segue:

$$L(S_1, S_2, \dots, S_N) = f(S_1, S_2, \dots, S_N; p_1, p_2, \dots, p_M) \quad (3.1)$$

dove L è la vita dell'isolamento, p_1, p_2, \dots, p_M sono gli M parametri del modello. Dunque, mediante il modello di vita è possibile prevedere la vita dell'isolamento (o del componente), a condizione che siano noti i valori dei parametri del modello, ossia delle grandezze non dipendenti dalle sollecitazioni che compaiono nella relazione matematica che costituisce il modello di vita.

Le particolari forme matematiche che assumono i modelli di vita derivano da studi teorici e/o sperimentali effettuati sui meccanismi di degradazione degli isolamenti in presenza delle sollecitazioni considerate [2], [26], [29]. I valori dei parametri dei modelli di vita si determinano in genere in base ai risultati di prove di vita effettuate in laboratorio, le quali consistono nell'applicare a lotti di provini di materiale isolante opportune combinazioni di sollecitazioni dello stesso tipo di quelle comunemente applicate all'isolamento in servizio, fino alla scarica di parte o di tutti i provini del lotto. Una volta che i risultati delle prove di vita siano disponibili (magari anche integrando i tempi al guasto ottenuti in laboratorio con altri dati sperimentali ad essi congruenti reperiti in letteratura), e sono stati opportunamente elaborati mediante metodi statistici ad hoc [20]-[22], [31], si sceglie un'espressione del modello di vita che sembra ben adattarsi a tali risultati e li si interpola mediante l'espressione prescelta, ricorrendo ad opportune tecniche analitico-matematiche di adattamento ai dati sperimentali (dette di fitting) come la regressione lineare o polinomiale; modelli di vita di questo tipo vengono definiti **modelli fenomenologici** e sono di fatto quelli più consolidati e più ampiamente usati per il progetto dei sistemi isolanti dei componenti delle reti di distribuzione [2], [26], [29]. Le prove di vita sono in genere "accelerate", in modo da rendere la durata delle prove più breve della vita di progetto dell'isolamento (che può essere dell'ordine della decina di anni o più), e le prove stesse fattibili in tempi e a

costi ragionevoli [22]; l'accelerazione si può ottenere scegliendo valori di sollecitazione più elevati di quelli di servizio, o aumentando la frequenza della tensione di prova (il limite all'accelerazione è determinato dalla necessità di non alterare il meccanismo di degradazione attivo durante le prove rispetto a quello che agisce in servizio). I valori di sollecitazione di progetto sono poi calcolati mediante procedure di estrapolazione, verificando per quanto possibile che la relazione fra sollecitazione e vita si mantenga inalterata anche a livelli di sollecitazione inferiori a quelli di prova; infatti, è possibile che i meccanismi di degradazione varino al variare del livello di sollecitazione, e questo può creare problemi nell'estrapolazione del modello dai valori di sollecitazione di prova (in base ai quali si sono determinati i parametri del modello stesso) a quelli di servizio.

Le maggiori conoscenze maturate negli ultimi decenni sui processi di invecchiamento dei dielettrici hanno reso possibile derivare l'espressione di alcuni modelli di vita mediante considerazioni teoriche e studi sperimentali condotti direttamente sui processi chimico-fisici di invecchiamento [2], [28], [29]; in tal caso, i parametri del modello hanno un preciso significato fisico e possono essere stimati in base alle caratteristiche del materiale isolante, ricorrendo a misure chimico-fisiche a breve termine. Modelli di vita di questo tipo vengono definiti **modelli fisici** ed hanno il grande vantaggio, rispetto ai modelli fenomenologici, di non richiedere a rigore campagne di prove di vita (che sono comunque più o meno lunghe e costose, anche se di tipo accelerato); ovviamente essi presuppongono un notevole sforzo di tipo teorico e, in ogni caso, indagini sperimentali (anch'esse onerose) per l'individuazione e lo studio delle proprietà dei dielettrici connesse all'invecchiamento. Inoltre, è comunque opportuno confrontare anche i modelli fisici con i risultati di campagne di prove di vita accelerate, per poterli validare e comparare con i modelli fenomenologici di più largo impiego e più consolidata tradizione. Occorre precisare comunque che spesso taluni parametri di un modello di vita che viene definito "fisico" non hanno effettivamente un preciso significato fisico, fungendo piuttosto da parametri di "aggiustamento" rispetto ai risultati sperimentali delle prove di vita utilizzate per la validazione del

modello; così pure, spesso alcuni parametri di modelli di vita definiti “fenomenologici” sono riconducibili a un qualche significato fisico. Pertanto, frequentemente i modelli di vita impiegati per gli isolamenti dei componenti delle reti di distribuzione sono di fatto da considerarsi di tipo misto fenomenologico-fisico (vedi modello di vita elettrotermica al paragrafo 3.3 nel seguito).

Siano essi di tipo fisico o fenomenologico, occorre precisare che non esistono modelli di vita di validità “universale”, applicabili cioè a tutti i materiali isolanti ed a tutti i livelli di sollecitazione [2], [29]; come è implicito dalle suaccennate procedure di validazione dei modelli di vita, condotte su dati materiali, per dati tipi di sollecitazioni e per dati livelli di tali sollecitazioni, un certo modello di vita (inteso come relazione vita-sollecitazioni di una ben definita forma matematica con un ben definito insieme di valori dei parametri) vale:

- per un ben definito materiale isolante;
- per una ben definita sollecitazione, o (se più d’una) per ben definite sollecitazioni;
- per un dato intervallo di valori delle sollecitazioni di cui al punto precedente;

L’applicare un certo modello di vita a materiali, con sollecitazioni o livelli di sollecitazione diversi da quelli per i quali è stato validato, comporta sempre un livello di arbitrio (e quindi un’incertezza) più o meno significativo. Questo aspetto va tenuto in conto, in particolare, nell’extrapolazione delle previsioni di un modello di vita dai livelli di sollecitazione di prova (ossia i livelli ai quali è possibile in pratica la validazione del modello) a quelli di servizio (ossia i livelli ai quali è utile in pratica l’utilizzazione del modello), ossia dai sistemi isolanti impiegati in prova a quelli di potenza (di dimensioni assai maggiori e più complesse rispetto ai prototipi o provini solitamente impiegati nelle prove, per evidenti ragioni). Inoltre, non è detto che un modello di vita di data espressione matematica sia applicabile a più sistemi isolanti diversi, pur variandone i valori dei parametri. Comunque, in genere, si osserva che (come è intuitivo) maggiore è il numero di parametri del modello, maggiore è la capacità di tale modello di adattarsi a materiali e/o livelli di sollecitazioni

diverse (ma, ovviamente, maggiore è la difficoltà di determinazione dei valori dei parametri del modello nei vari casi applicativi) [2], [29].

A questo punto è essenziale un'ulteriore precisazione ai fini di collegare il concetto di modello di vita di un isolamento (o componente) a quello di affidabilità dei componenti e/o sistemi: un modello di vita è sempre relativo a una data probabilità di guasto. Infatti i valori di tempo al guasto che esso prevede per dati livelli della/e sollecitazione/i applicata/e sono sempre relativi a un dato valore di probabilità di guasto [2], [26], [29]. La vita prevista dal modello per dati livelli delle sollecitazioni si configura pertanto come tempo al raggiungimento di quel dato valore di probabilità di guasto, oppure del complementare valore di affidabilità. Ciò è implicito nella procedura di validazione del modello, che viene eseguita mediante le suddette prove di vita accelerate, i cui risultati vengono elaborati secondo il metodo statistico delineato al paragrafo 2.3 [19]-[22],[31]; infatti, in ciascuna di tali prove si rivela un insieme di N valori della grandezza osservabile "tempo al guasto" (ai livelli di sollecitazione della prova) su un certo lotto di N provini o elementi identici e si associa a ciascuno di essi un valore di frequenza cumulata di guasto (o, equivalentemente, di densità di frequenza di guasto). Dall'insieme delle coppie di valori "tempo al guasto-frequenza cumulata di guasto", mediante un'opportuna ipotesi statistica (ipotizzando una opportuna distribuzione di probabilità), si deriva la funzione probabilità cumulata di guasto (e la relativa funzione densità di probabilità di guasto), un cui percentile prescelto – solitamente il valor medio, o mediano, o il percentile 63.2% nel caso della distribuzione di Weibull (coincidente con il parametro di scala α) – costituisce il valore di tempo al guasto da confrontare con le previsioni del modello ai livelli di sollecitazione di prova.

Nel seguito si illustreranno alcuni semplici modelli di vita di comune impiego per gli isolamenti delle reti di distribuzione, validi in presenza di:

- 1) sola sollecitazione termica;
- 2) sola sollecitazione elettrica di tipo sinusoidale alternato (alla frequenza industriale);
- 3) combinazione di sollecitazione termica ed elettrica di tipo sinusoidale alternato (alla frequenza industriale);

4) combinazione di sollecitazione termica ed elettrica periodica di tipo distorto.

L'analisi è limitata alle quattro tipologie sopraelencate in virtù del succitato ruolo dominante svolto dalle sollecitazioni elettrica e termica nell'invecchiamento dei componenti delle reti di distribuzione. La sollecitazione elettrica di tipo distorto di cui al punto 4) precedente (data dalla somma di una componente fondamentale sinusoidale alternata alla frequenza industriale e di un certo numero di armoniche di ordine superiore) è la conseguenza del fenomeno di distorsione armonica della tensione (e della corrente) provocato dalla presenza di carichi non lineari (quali i convertitori di potenza ac/dc) ormai sempre più frequentemente utilizzati dalle utenze (specie in BT); la distorsione armonica provoca un'accelerazione dei processi degradativi di tipo termico (a causa dell'incremento di temperatura causato dalle armoniche di corrente nei conduttori e di tensione nei dielettrici), di tipo elettrico (a causa delle armoniche di tensione: vedi seguito) e di tipo sinergistico elettrico-termico [8].

Nel seguito si deriveranno, dai modelli di vita, i cosiddetti **modelli di vita probabilistici**, che consistono in relazioni tra "vita – sollecitazioni – probabilità (affidabilità)", che rappresentano la base per effettuare valutazioni affidabilistiche; essi infatti permettono di determinare l'affidabilità ed il tasso di guasto dei componenti (e quindi dei sistemi) in funzione del tempo, e di valutare i parametri affidabilistici di progetto illustrati al precedente paragrafo 2.4, come MTTF e λ . A tal fine, ci si baserà sulla distribuzione di Weibull a due parametri (vedi paragrafo 2.3), ampiamente utilizzata per gli isolamenti non autoripristinanti. Infine, si illustrerà il concetto dell'effetto dimensionale, mediante il quale è possibile estendere i modelli di vita dagli isolamenti provati in laboratorio agli isolamenti di potenza, tenendo conto della diversità delle dimensioni degli uni rispetto agli altri.

3.2 Modelli di vita degli isolamenti in regime sinusoidale

In questa sezione vengono illustrati i principali modelli di vita utilizzati in letteratura per la stima di vita degli isolanti.

Si tratta essenzialmente di modelli di vita classificati in base al tipo di sollecitazione considerata.

I modelli di vita presentati sono i seguenti:

- modello di vita in presenza di sola sollecitazione elettrica (nell'ipotesi di temperatura di funzionamento costante); noto come modello di Arrhenius ;
- modello di vita in presenza di sola sollecitazione elettrica (nell'ipotesi di campo elettrico applicato costante in valore efficace); noto come modello dell'inversa potenza o IPM (dall'inglese Inverse Power Model)
- modello di vita in presenza di sollecitazione combinata, con presenza sia di sollecitazione di tipo termico, sia di tipo elettrico; noto come modello elettrotermico.

3.2.1 Sola sollecitazione termica: il modello di Arrhenius

Il Modello di Arrhenius è senza dubbio il più usato per esprimere la relazione fra temperatura (assoluta) T e vita L degli isolamenti. Esso è di natura essenzialmente fisica, in quanto basato (oltre che sull'esperienza di servizio degli isolamenti sottoposti prevalentemente alla sollecitazione termica), sulla teoria della reazione chimica di Arrhenius [26]. Esso può scriversi come segue:

$$L(T) = L_0 \exp \left[-B \left(\frac{1}{T_0} - \frac{1}{T} \right) \right] \quad (3.2)$$

ove $L(T)$ è la cosiddetta "vita termica" dell'isolamento (ossia la vita in presenza della sola sollecitazione termica), B è pari a $\Delta W/k$, essendo ΔW l'energia di attivazione della reazione di degradazione predominante e k la costante di Boltzmann, T_0 è una temperatura (assoluta) di riferimento (di solito quella ambiente) ed L_0 è la vita a tale temperatura di riferimento. Poichè per definizione T_0 è da considerarsi nota e fissata a priori, il

modello di Arrhenius è un modello a 2 parametri, L_0 e B . In particolare B riveste notevole importanza e il suo significato di opposto del coefficiente angolare della retta di vita nel diagramma semilogaritmico $\log L$ vs $-1/T$ (usualmente impiegato in combinazione con il modello di Arrhenius [2], [26], [29]) è illustrato in Fig. 3.1: se ne deduce che (a parità di T_0 e L_0) un materiale a più alto valore di B garantisce vite più lunghe, a parità di sollecitazione termica.

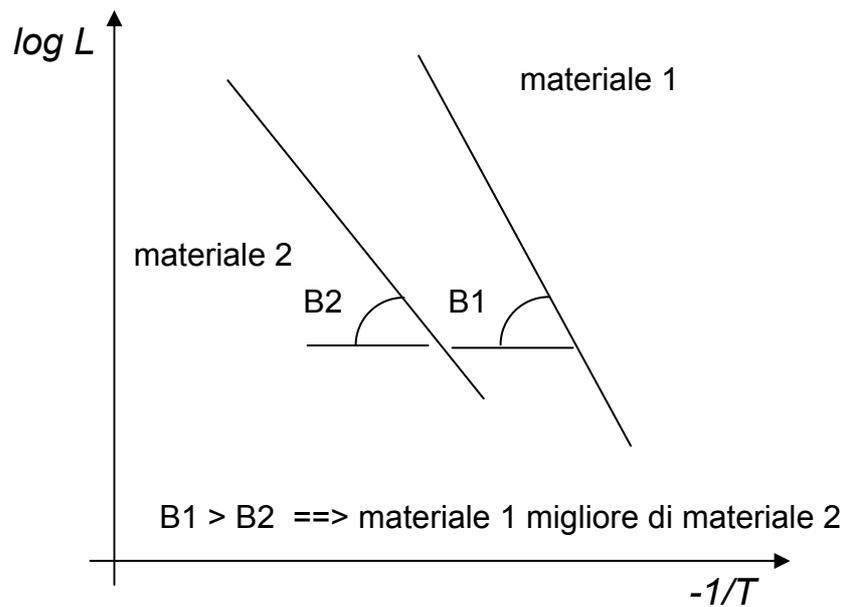


Fig. 3.1. Modello di Arrhenius in coordinate $\log L$ vs $-1/T$ (carta di Arrhenius).

Alternativamente, il modello di Arrhenius può esprimersi in modo più compatto introducendo la cosiddetta sollecitazione termica convenzionale, definita come segue:

$$cT = \frac{1}{T_0} - \frac{1}{T} \quad (3.3)$$

Dalle eqq. (3.2) e (3.3), il modello di Arrhenius si riscrive come segue:

$$L(T) = L_0 \exp(-BcT) \quad (3.4)$$

Si noti che le eqq. (3.2) e (3.4) sono entrambe da intendersi valide in assenza di sollecitazione elettrica, condizione che in pratica si verifica in

assenza di tensione (oppure per una tensione tale che il campo elettrico non superi il valore E_0 definito al paragrafo 3.2.3). Pertanto la determinazione dei parametri del modello di Arrhenius si basa su prove di vita effettuate in stufa, a temperature maggiori della temperatura ambiente.

D'altra parte sia la (3.2), sia la (3.4) possono anche intendersi come valide a una tensione non nulla, ad esempio alla tensione nominale (di progetto) di un dato isolamento; in tal caso, i valori dei parametri del modello andranno determinati in base a prove condotte a tale tensione. Più in generale, quindi, i parametri del modello di Arrhenius, L_0 e B , possono considerarsi in senso esteso (al di là del loro significato fisico originario) come funzioni del campo elettrico, anche se in tal caso il modello non può più considerarsi a rigore come un modello per sollecitazione singola.

3.2.2 Sola sollecitazione elettrica sinusoidale: modello IPM

In presenza della sola tensione (qui considerata per ipotesi del tipo sinusoidale alternato alla frequenza di rete, trattandosi di sistemi di distribuzione dell'energia elettrica), la vita degli isolamenti risulta assai sensibile anche a piccole variazioni della tensione, ossia della sollecitazione elettrica, espressa solitamente in termini del valore efficace del campo elettrico sinusoidale alternato. Il Modello della Potenza Inversa (Inverse Power Model, IPM) è forse il più usato per esprimere la relazione fra valore efficace del campo elettrico, E , e vita degli isolamenti, L [2], [26], [28], [29], [33]. Esso è di natura essenzialmente fenomenologica. Può anche ricavarsi a partire dall'ipotesi di validità della cosiddetta "distribuzione di Weibull generalizzata", una funzione di distribuzione di probabilità del tipo indicata in (2.17), ma bivariata, con le due variabili aleatorie "tempo al guasto" e "campo elettrico di scarica" [26]. Può scriversi in varie forme; ad esempio, in termini del massimo valore di campo elettrico applicato durante le prove (o massimo valore dell'intervallo di campo elettrico ove il modello può ritenersi valido), indicato con E_H , a cui corrisponde un valore di tempo al guasto indicato con L_H (alla probabilità di guasto di riferimento prescelta), esso si scrive come segue [2], [26], [29]:

$$L(E) = L_H \left(\frac{E}{E_H} \right)^{-n} \quad (3.5)$$

ove $L(E)$ è la cosiddetta “vita elettrica” dell’isolamento (ossia la vita in presenza della sola sollecitazione elettrica). Poiché per definizione E_H è da considerarsi noto e fissato a priori, il modello IPM è un modello a 2 parametri, L_H ed n , quest’ultimo detto coefficiente di resistenza alla tensione (Voltage Endurance Coefficient, VEC) [2], [26], [29]. In particolare n riveste notevole importanza e il suo significato di (inverso del) reciproco del coefficiente angolare della retta di vita nel diagramma bilogarithmico $\log E$ vs $\log L$ (usualmente impiegato in combinazione con il modello IPM) è illustrato in Fig. 3.2: se ne deduce che (a parità di E_H ed L_H) un materiale a più alto valore di n garantisce vite più lunghe a parità di sollecitazione elettrica (inferiore per definizione ad E_H).

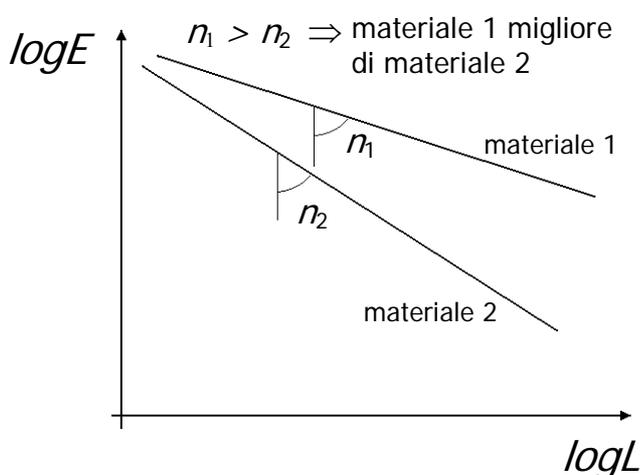


Fig. 3.2. Modello della Potenza Inversa in coordinate bilog.

Alternativamente il modello IPM può esprimersi in termini del valore di campo elettrico al di sotto del quale l’invecchiamento prodotto dalla sollecitazione elettrica è trascurabile, indicato con E_0 , a cui corrisponde un valore di tempo al guasto L_0 (sempre alla probabilità di guasto di riferimento prescelta). In tal caso, esso si scrive come segue:

$$L(E) = L_0 \left(\frac{E}{E_0} \right)^{-n} \quad (3.6)$$

Si noti che il valore di E_0 è di non semplice determinazione, a differenza di E_H , e così pure dicasi per L_0 in paragone a L_H . Si noti anche che sia la (3.5), sia la (3.6) sono da intendersi valide in assenza di sollecitazione termica, condizione che in pratica si verifica alla temperatura ambiente. Pertanto la determinazione dei parametri del modello IPM in genere si basa su prove di vita effettuate alla temperatura ambiente.

D'altra parte, sia la (3.5), sia la (3.6) possono anche intendersi come valide a una temperatura diversa da quella ambiente, ad esempio alla temperatura nominale (di progetto) di un dato isolamento; in tal caso, i valori dei parametri del modello andranno determinati in base a prove condotte a tale temperatura. Più in generale, quindi, i parametri dell'IPM, L_H (o L_0) ed n possono considerarsi come funzione della temperatura, anche se in tal caso il modello non può più considerarsi a rigore come un modello per sollecitazione singola.

3.2.3 Combinazione di sollecitazione termica ed elettrica sinusoidale: modello elettrotermico

Mentre pratiche tecniche di uso comune per il progetto degli isolamenti sottolineano separatamente il ruolo giocato in alcune applicazioni dalla sollecitazione elettrica e in altre applicazioni da quella termica (con particolare enfasi su quest'ultima, come accennato in precedenza), l'ampia letteratura sulla resistenza dei dielettrici non autoripristinanti sottoposti a tensione e temperatura mostra chiaramente e fuor di ogni ragionevole dubbio che la stima di vita di tali isolamenti (in special modo quelli di tipo polimerico) richiede l'uso di modelli di vita di tipo combinato elettrotermico, nei quali la vita degli isolamenti è espressa in funzione sia del campo elettrico sia della temperatura [2], [26], [29]. In tal modo si può tener conto correttamente del ruolo predominante spesso giocato dalla sollecitazione elettrica (particolarmente ad alti campi) e considerare in modo appropriato il non-trascurabile sinergismo tra sollecitazione elettrica

e termica. Un'ampia rassegna dei modelli di vita elettrotermici validi per diversi sistemi isolanti entro diversi intervalli di sollecitazione elettrica e termica è riportata in [29]; fra di essi, uno dei modelli più comunemente impiegati in presenza di tensione sinusoidale alternata e temperatura è quello che si ottiene combinando i due modelli per sollecitazione singola precedentemente introdotti, ossia il modello di Arrhenius per la vita termica ed il modello IPM per la vita elettrica. Esso si può scrivere nel modo seguente [2], [26], [29]:

$$L(E,T) = L_0 \left(E / E_0 \right)^{-(n_0 - b c T)} \exp(- B c T) \quad (3.7)$$

dove $L(E,T)$ è la cosiddetta “vita elettrotermica” dell'isolamento (ossia la vita in presenza della combinazione della sollecitazione elettrica e della sollecitazione termica) e b è un parametro che regola opportunamente il sinergismo tra sollecitazione elettrica e termica²; si noti anche che, per evitare ambiguità, con n_0 si è indicato il valore del VEC alla temperatura di riferimento, qui assunta per convenienza e secondo prassi comune pari a quella ambiente (20°C=293 K), salvo esplicita indicazione di tipo diverso. Altri modelli di vita elettrotermica possono essere impiegati in luogo del modello (3.7), a condizione che essi siano totalmente esplicitati in funzione delle sollecitazioni applicate (come appunto il modello (3.7)) e, ovviamente, siano stati validati rigorosamente per l'isolamento considerato.

3.3 Modelli di vita elettrotermica in regime distorto

Il modello (3.7) è valido in presenza di tensione sinusoidale alternata a frequenza industriale. Prove sperimentali e studi teorici condotti su diversi

² Si noti che nell'eq. (3.7) l'effetto di b è quello di ridurre il VEC mantenendo però inalterato il valore di L_0 ed E_0 , quindi in pratica di aumentare la vita per valori di $E > E_0$ rispetto al caso di $b=0$; in sostanza b riduce l'eccessivo sinergismo che implicherebbe un modello ottenuto mediante la semplice moltiplicazione del modello di vita termica per il modello di vita elettrica (che equivale alla moltiplicazione delle velocità di invecchiamento) [26].

isolamenti sottoposti a diverse forme d'onda distorte (ottenute combinando la componente fondamentale alla frequenza industriale con diverse armoniche di ordine superiore, variabili per frequenza ed ampiezza [8], [11], [34], [35]) hanno mostrato che:

la vita di un isolamento operante in regime distorto può essere ridotta più o meno significativamente rispetto alla vita dello stesso isolamento operante alla tensione sinusoidale nominale e alla temperatura nominale, essenzialmente a causa:

dell'aumento di temperatura provocato dal riscaldamento addizionale dovuto alle armoniche di corrente nei conduttori e di tensione nel dielettrico;

dell'aumento della degradazione elettrica provocato dalla forma d'onda distorta di tensione;

dell'incremento del sinergismo fra sollecitazione elettrica e termica come effetto dei precedenti punti.

I parametri che identificano le caratteristiche della forma d'onda di tensione distorta ai fini della valutazione dell'aumento della degradazione elettrica provocato dalla tensione distorta sono il fattore di picco K_p , il fattore efficace K_{rms} , e il fattore di forma K_f .

I tre fattori di tensione distorta indicati, K_p , K_{rms} e K_f , in letteratura vengono definiti, usualmente, nel seguente modo:

$$K_p = \frac{V_p}{V_{1p,n}}$$

in cui V_p e $V_{1p,n}$ rappresentano, rispettivamente, il valore di picco della tensione distorta, ed il valore di picco della tensione sinusoidale nominale, usata come riferimento;

$$K_{rms} = \frac{V}{V_{1,n}}$$

in cui V e $V_{1,n}$ rappresentano, rispettivamente, il valore efficace della tensione distorta, ed il valore efficace della tensione sinusoidale nominale, usata come riferimento;

$$K_f = \sqrt{\sum_{h=1}^N h^2 \alpha_h^2}$$

in cui V_h è l'ampiezza della generica armonica, h è l'ordine dell'armonica ed $\alpha_h = V_h / V_{1,n}$.

I fattori di tensione distorta sono tutti pari ad 1 in regime sinusoidale (come risulta evidente), mentre in regime distorto possono assumere valori anche molto maggiori di 1³, e questo provoca un'accelerazione della degradazione elettrica;

Come conseguenza, il modello (3.7) può essere opportunamente modificato in modo da estenderne la validità anche al regime non sinusoidale distorto, utilizzando i seguenti accorgimenti:

- 1) considerare ancora il modello sinusoidale (3.7) con il valore efficace E della componente sinusoidale (fondamentale) del campo elettrico, ma moltiplicandolo per i fattori K_p , K_{rms} e K_f , ciascuno elevato ad un'esponente caratteristico preceduto dal segno meno, denominato rispettivamente n_p , n_{rms} e n_f (in perfetta analogia con il termine elettrico del modello (3.7), elevato al VEC preceduto dal segno meno);
- 2) sostituire alla temperatura nominale dell'isolamento la temperatura calcolata tenendo conto dell'eventuale aumento delle perdite per effetto Joule nei conduttori (provocato dalla distorsione della corrente) e dell'eventuale aumento delle perdite dielettriche nell'isolamento (provocato dalla distorsione della tensione);
- 3) per semplicità trascurare il parametro di sinergismo b (cioè considerare $b=1$) ed evitare pure di introdurre un parametro analogo a b che regoli in modo diretto il sinergismo tra sollecitazione elettrica distorta e sollecitazione termica (ipotesi tra l'altro conservativa, in base a quanto osservato per b alla nota 2 al paragrafo. 3.2.3 [26]).

Così facendo, dalla (3.7) si ottiene il seguente modello di vita elettrotermica, valido in regime distorto:

³ In realtà il fattore di picco può anche assumere valori inferiori a 1 in regime distorto, a seconda dello sfasamento fra fondamentale ed armoniche di tensione; tale situazione è comunque tanto più improbabile quanto più elevato è l'ordine delle armoniche presenti [11]. Comunque, in presenza di tensione distorta, dato che lo sfasamento fra fondamentale ed armoniche è spesso casuale e non prevedibile a priori, si adotta di frequente l'ipotesi cautelativa di tipo "worst case" secondo cui i picchi delle armoniche di tensione presenti si sommano, provocando così comunque un aumento del fattore di picco rispetto a 1 e quindi anche della degradazione elettrica rispetto alla situazione di assenza di distorsione armonica [10].

$$L_{NS}(E, T) = L_0 (E / E_0)^{-(n_0 - b c T)} \exp(-B c T) K_p^{-n_p} K_{rms}^{-n_r} K_f^{-n_f} \cong \quad (3.8)$$

$$\cong L_0 (E / E_0)^{-n_0} \exp(-B c T) K_p^{-n_p} K_{rms}^{-n_r} K_f^{-n_f}$$

dove $L_{NS}(E, T)$ è la vita elettrotermica dell'isolamento in regime distorto.
Ponendo:

$$L_0' = L_0 (E / E_0)^{-n_0} \quad (3.9)$$

la (3.8) si riscrive come segue:

$$L_{NS}(E, T) = L_0' \exp(-B c T) K_p^{-n_p} K_{rms}^{-n_r} K_f^{-n_f} \quad (3.10)$$

ove il parametro di scala L_0' è la vita elettrotermica al campo elettrico (tensione) sinusoidale E per $T=T_0$.

Si noti che vale la relazione seguente:

$$T = T_S + \Delta T_{arm} \quad (3.11)$$

ove T_S è la temperatura che l'isolamento assumerebbe in regime puramente sinusoidale (in assenza cioè di distorsione armonica) e ΔT_{arm} è l'incremento di temperatura dovuto alle armoniche; pertanto, introducendo la (3.11) nell'espressione (3.3) della sollecitazione termica convenzionale cT (definita al paragrafo 3.2.1 trattando il modello di Arrhenius), la sollecitazione termica convenzionale stessa può risciversi convenientemente come segue:

$$cT = \frac{1}{T_0} - \frac{1}{T} = \frac{1}{T_0} - \frac{1}{T_S + \Delta T_{arm}} = \frac{1}{T_0} - \frac{1}{T_S} + \frac{1}{T_S} - \frac{1}{T_S + \Delta T_{arm}} = cT_S + \Delta cT_{arm} \quad (3.12)$$

dove:

$$cT_S = 1/T_0 - 1/T_S \quad (3.13)$$

$$\Delta c T_{arm} = 1/T_S - 1/(T_S + \Delta T_{arm}) \quad (3.14)$$

In base alla (3.12), la (3.10) può riscriversi come segue:

$$L_{NS}(E, T) = L_0' \exp(-BcT_S) \exp(-B\Delta c T_{arm}) K_p^{-n_p} K_f^{-n_f} K_{rms}^{-n_r} \quad (3.15)$$

Inoltre, ponendo:

$$L_S = L_0' \exp(-BcT_S) \quad (3.16)$$

ove L_S è la vita al campo elettrico (tensione) sinusoidale E ed alla temperatura “sinusoidale” T_S , la (3.15) può porsi nella forma seguente:

$$L_{NS}(E, T) = L_S \exp(-B\Delta c T_{arm}) K_p^{-n_p} K_f^{-n_f} K_{rms}^{-n_r} \quad (3.17)$$

in cui è evidente la riduzione di vita in regime distorto rispetto alla vita L_S in condizioni sinusoidali (sia di tensione sia di temperatura), tanto maggiore quanto più $K_p > 1$, $K_f > 1$, $K_{rms} > 1$ e $\Delta c T_{arm} > 0$.

Le equazioni (3.10) e (3.17) sono la base per una rigorosa valutazione della vita degli isolamenti in regime distorto. In particolare, la (3.17) è utile poiché consente di riferire in modo diretto la vita degli isolamenti operanti in regime distorto alla vita in condizioni sinusoidali, ponendo in evidenza la (possibile) riduzione di vita provocata dalle armoniche di tensione e di corrente. Le equazioni (3.10) e (3.17) sono relativamente complesse, ma possono essere semplificate qualora risultasse predominante il ruolo svolto da un fattore rispetto agli altri.

Ad esempio, nel caso in cui il fattore di picco risultasse predominante rispetto agli altri due, ciò equivarrebbe a porre $K_{rms} = K_f = 1$. Si ottengono così, dalle (3.10) e (3.17), rispettivamente, le due equazioni seguenti:

$$L_{NS}(E, T) = L_0' \exp(-BcT) K_p^{-n_p} \quad (3.18)$$

$$L_{NS}(E, T) = L_S \exp(-B\Delta c T_{arm}) K_p^{-n_p} \quad (3.19)$$

Si noti che nella (3.9) si può considerare $E=E_D$ (valore efficace nominale - di progetto - del campo elettrico o della tensione sinusoidale), e nella (3.11) e nelle equazioni seguenti (in particolare nella (3.16)), al posto della temperatura T_S si può assumere la temperatura nominale (di progetto) di funzionamento dell'isolamento, T_D (assai spesso superiore a T_0). Questa assunzione equivale ad assumere che in regime sinusoidale non distorto l'isolamento funzioni alla sua temperatura nominale; tale ipotesi può essere non realistica, in quanto la temperatura nominale dell'isolamento è calcolata nelle condizioni termiche peggiori sopportabili continuamente dall'isolamento, quindi con carico continuativo massimo e temperatura continuativa dell'ambiente massima (vedi [36] per i cavi), ed è talora superiore non solo alla temperatura T_S di funzionamento in condizioni puramente sinusoidali, ma anche alla temperatura effettiva di funzionamento in regime distorto, T . D'altra parte, per quanto appena detto, il considerare T_D al posto di T_S nella (3.11) e nella (3.16) è un'assunzione sicuramente cautelativa; inoltre, fa sì che la vita L_S assuma il significato di vita nelle condizioni nominali di funzionamento in regime non distorto; di fatto, se si considera anche il modello di vita alla probabilità di guasto di progetto, essa è la vita di progetto dell'isolamento (vedi seguito). Quindi, anche se le (3.17), (3.19) con T_S sono più rigorose, perchè contengono la temperatura effettiva dell'isolamento, però le stesse equazioni con T_D consentono di riferire in modo diretto la vita degli isolamenti operanti in regime distorto alla vita in condizioni sinusoidali di progetto, ponendo in evidenza la (possibile) riduzione di vita provocata nelle condizioni peggiori dalle armoniche di tensione e di corrente rispetto a un valore di progetto che trascuri il ruolo svolto dalle armoniche. Si noti che sia la temperatura effettiva dell'isolamento, T , sia le due aliquote T_S e ΔT_{arm} sono calcolabili in base a opportuni modelli termici⁴ dell'isolamento

⁴ Qui, per modello termico dell'isolante (da non confondersi con i modelli di vita termica di cui al paragrafo 3.2.1) si intende un modello di calcolo della temperatura all'interno dell'isolamento.

stesso. Modelli più semplici valgono per isolamenti a simmetria cilindrica, come quello dei cavi [36], [37] o a simmetria quasi-cilindrica, come quello dei condensatori di potenza [35]. Più complessi sono i modelli per sistemi isolanti come quello di trasformatori e motori a induzione. Tutti questi modelli alternativi sono reperibili in testi di letteratura specialistica [38] e vengono omessi nella presente trattazione, esulando dagli scopi della stessa.

3.4 Modelli di vita probabilistici ed analisi affidabilistica

Come precisato al paragrafo 3.1, l'elaborazione statistica dei risultati delle prove secondo le metodologie delineate al paragrafo 2.3 è indispensabile per ottenere i valori dei parametri del modello di vita, in quanto alla vita di un isolamento occorre sempre associare la corrispondente probabilità di guasto. Infatti, il tempo al guasto è regolato da leggi stocastiche, come dimostra il fatto che provini identici dello stesso materiale, sottoposti ai medesimi livelli di sollecitazioni, presentano tempi al guasto diversi, a causa dell'intrinseca disomogeneità dell'isolamento, dei processi di produzione, dell'imperfetto controllo delle condizioni e delle celle di prova, etc [26]. Nel caso degli isolamenti solidi, la distribuzione di probabilità che è risultata più idonea ad esprimere la relazione fra probabilità cumulata di guasto e vita (tempo al guasto) è quella di Weibull (vedi la (2.17) al paragrafo 2.3), che qui conviene riportare per chiarezza; detta F la probabilità cumulata di guasto e t_F il tempo al guasto, la distribuzione di Weibull dei tempi al guasto si scrive come segue [20]-[22], [31]:

$$F(t_F) = 1 - \exp \left[- \left(\frac{t_F}{\alpha_t} \right)^{\beta_t} \right] \quad (3.20)$$

dove α_t è il parametro di scala e β_t il parametro di forma della distribuzione dei tempi al guasto⁵. β_t è legato alla dispersione dei tempi al guasto, mentre α_t coincide con il tempo al guasto con probabilità 63,2% (vedi paragrafo 2.3), ossia con il 63,2-esimo percentile di tempo al guasto, mentre t_F è il generico 100F-esimo percentile di tempo al guasto (ossia, la vita dell'isolamento con probabilità di guasto pari ad F). Con riferimento a prove di vita elettro-termica, effettuate applicando diversi livelli di tensione a diversi lotti di provini a una data temperatura, e ripetendo la procedura a diverse temperature, l'elaborazione dei tempi al guasto a ciascun livello di sollecitazioni applicate mediante la (3.20) consente di ottenere corrispondentemente i vari percentili di guasto [20]-[22], [31].

Dalla (3.20), in virtù del significato di α_t (63,2-esimo percentile del tempo al guasto) e di t_F (generico percentile del tempo al guasto), è possibile derivare il cosiddetto **modello di vita probabilistico** per l'isolamento che si sta considerando; esso infatti permette di ottenere una relazione fra vita, livelli delle sollecitazioni applicate e probabilità (affidabilità) [32]. Tale modello di vita probabilistico è la base per effettuare valutazioni affidabilistiche, in primo luogo per valutare i parametri affidabilistici di progetto illustrati al precedente paragrafo 2.4 (essenzialmente MTTF e λ , nel caso di componenti non riparabili quali gli isolamenti non autoripristinanti), poi per determinare l'andamento nel tempo di affidabilità e tasso di guasto dell'isolamento (e quindi del componente di cui l'isolamento fa parte, ed in ultima analisi del sistema a cui appartiene il componente).

Per ottenere un modello di vita probabilistico, si procede come segue [32]. Una volta che siano stati elaborati i risultati di prove di vita condotte a diversi livelli delle sollecitazioni mediante la (3.20), si fa riferimento al percentile 63,2-esimo e si individua il modello di vita (vedi la (3.1)) più efficace nell'interpolare i risultati sperimentali (secondo le procedure di *fitting* già illustrate al paragrafo 3.1 [2], [22], [29]). Ricavata così l'espressione analitica ed i valori dei parametri di questo modello di vita

⁵ Si noti che nella (3.20) rispetto alla (2.17) parametro di scala e parametro di forma hanno in più il pedice t, per enfatizzare ulteriormente che la variabile aleatoria in questione è il tempo al guasto, indicato ora per lo stesso motivo con t_F anziché semplicemente con t.

“ottimale” relativo alla probabilità di guasto del 63,2%, lo si sostituisce al parametro α_t nella (3.20), ottenendo il modello di vita probabilistico cercato, che fornisce, per qualunque valore di sollecitazione elettrica e di probabilità di guasto, la corrispondente vita dell’isolamento, ovvero il corrispondente percentile di tempo al guasto [32].

Limitandoci per semplicità (e per i motivi più volte sottolineati) alle sollecitazioni elettrica (campo elettrico E) e termica (temperatura T), per enfatizzare il ruolo di α_t come 63,2-esimo percentile del tempo al guasto esprimibile mediante il modello di vita ottimale relativo alla probabilità 63,2%, si può riscrivere la (3.20) nel modo seguente [32], [39]-[41]:

$$F(t_F; E, T) = 1 - \exp \left\{ - \left[\frac{t_F}{\alpha_t(E, T)} \right]^{\beta_t} \right\} \quad (3.21)$$

dove α_t è stato esplicitamente indicato come funzione delle sollecitazioni E e T ⁶.

Pertanto, dalla (3.21), si ottiene

$$t_F(F; E, T) = [-\ln(1 - F)]^{1/\beta_t} \alpha_t(E, T) \quad (3.22)$$

che è l’espressione del modello di vita probabilistico (implicita in termini delle sollecitazioni). Si noti che essa consente appunto di derivare per qualunque valore di sollecitazione elettrica, E , e termica, T , nonché di probabilità di guasto, F , il corrispondente percentile di tempo al guasto, $t_F(F; E, T)$.

Tramite la (3.21) si può anche valutare l’affidabilità al tempo t_F , $R(t_F)$, punto chiave ai fini delle valutazioni affidabilistiche relative all’isolamento, essendo (vedi (2.10), (2.19)):

⁶ Si noti che anche β_t può dipendere da E , T , ma tale dipendenza è di solito più debole di quella di α_t ; pertanto, secondo una prassi comune, è qui trascurata per semplicità [39][40].

$$R(t_F; E, T) = 1 - F(t_F; E, T) = \exp \left\{ - \left[\frac{t_F}{\alpha(E, T)} \right]^{\beta_t} \right\} \quad (3.23)$$

Di conseguenza, il tasso di guasto allo stesso tempo, $h(t_F)$, può essere stimato attraverso la seguente funzione azzardo (vedi (2.20)):

$$h(t_F; E, T) = \frac{\beta_t}{\alpha_t(E, T)} \left[\frac{t_F}{\alpha_t(E, T)} \right]^{\beta_t - 1} = \frac{\beta_t t_F^{\beta_t - 1}}{[\alpha_t(E, T)]^{\beta_t}} \quad (3.24)$$

Le sollecitazioni, presenti in forma implicita nelle (3.21)-(3.24), sono esplicitabili una volta individuato il modello di vita (si veda, per il dettaglio, i paragrafi seguenti). Ad esempio, supponendo di essere in regime sinusoidale alternato, in presenza delle sole sollecitazioni elettrica e termica, e che il modello valido sia quello espresso dalla (3.7), esso si può riscrivere pertanto in forma congruente con la (3.21) nel modo seguente:

$$\alpha_t(E, T) = \alpha_0 (E/E_0)^{-(n_0 - bcT)} \exp(-BcT) \quad (3.25)$$

dove α_0 è il valore di L_0 relativo al una probabilità di guasto del 63,2%. Pertanto, dalle (3.21), (3.25) (oppure dalle (3.22), (3.25)), si ottiene:

$$t_F(F; E, T) = [-\ln(1 - F)]^{1/\beta_t} \alpha_0 (E/E_0)^{-(n_0 - bcT)} \exp(-BcT) \quad (3.26)$$

che è l'espressione del modello di vita probabilistico derivato dal modello di vita elettrotermica (3.7). Sempre dalle (3.21), (3.25), si ottiene anche:

$$F(t_F; E, T) = 1 - \exp \left\{ - \left[\frac{t_F}{\alpha_0 (E/E_0)^{-(n_0 - bcT)} \exp(-BcT)} \right]^{\beta_t} \right\} \quad (3.27)$$

che è equivalente alla (3.26), ma esplicitata in termini della probabilità di guasto F .

Tramite le (3.26), (3.27), si possono ricavare le espressioni delle funzioni affidabilità $R(t_F)$ e azzardo $h(t_F)$ consistenti con la precedente ipotesi di validità del modello di vita elettrotermica (3.7). Infatti, dalle (3.27), (2.10), (2.19) (oppure dalle (3.23), (3.25)), si ottiene, per $R(t_F)$:

$$R(t_F; E, T) = 1 - F(t_F; E, T) = \exp \left\{ - \left[\frac{t_F}{\alpha_0 (E / E_0)^{-(n_0 - bcT)} \exp(-BcT)} \right]^{\beta_t} \right\} \quad (3.28)$$

mentre dalle (2.20), (3.26) si ottiene per $h(t_F)$:

$$h(t_F; E, T) = \frac{\beta_t t_F^{\beta_t - 1}}{[\alpha_t(E, T)]^{\beta_t}} = \frac{\beta_t t_F^{\beta_t - 1}}{\left(\exp \left\{ - \left[\frac{t_F}{\alpha_0 (E / E_0)^{-(n_0 - bcT)} \exp(-BcT)} \right]^{\beta_t} \right\} \right)} \quad (3.29)$$

Si supponga invece di essere in regime distorto (non sinusoidale), in presenza delle sole sollecitazioni elettrica e termica, e che il modello valido sia quello espresso dalla (3.18), oppure dalla (3.19), le quali, riferite a una probabilità del 63,2%, si riscrivono, rispettivamente, come segue:

$$\alpha_{NS}(E, T) = \alpha_0' \exp(-BcT) K_p^{-n_p} K_f^{-n_f} K_{rms}^{-n_r} \quad (3.30)$$

$$\alpha_{NS}(E, T) = \alpha_S \exp(-B\Delta c T_{am}) K_p^{-n_p} K_f^{-n_f} K_{rms}^{-n_r} \quad (3.31)$$

essendo α_0' e α_S grandezze relative entrambe a una probabilità del 63,2%, definite rispettivamente come segue:

$$\alpha_0' = \alpha_0 (E / E_0)^{-n_0} \quad (3.32)$$

$$\alpha_S = \alpha_0' \exp(-BcT_S) \quad (3.33)$$

Pertanto, inserendo nell' (3.22) le (3.30), (3.31) si ottiene, rispettivamente, per $t_{F,NS}(F;E,T)$, il 100F-esimo percentile di tempo al guasto in regime distorto (in presenza di un valore efficace E della componente sinusoidale (fondamentale) del campo elettrico e di una temperatura T):

$$t_{F,NS}(F;E,T) = [-\ln(1-F)]^{1/\beta_t} \alpha_0' \exp(-BcT) K_p^{-n_p} K_f^{-n_f} K_{rms}^{-n_r} \quad (3.34)$$

$$t_{F,NS}(F;E,T) = [-\ln(1-F)]^{1/\beta_t} \alpha_S \exp(-B\Delta c T_{arm}) K_p^{-n_p} K_f^{-n_f} K_{rms}^{-n_r} \quad (3.35)$$

Sostituite nelle (3.21), (3.23), (3.24), le (3.34), (3.35), consentono di ottenere le rispettive espressioni delle funzioni probabilità di guasto cumulata, affidabilità e azzardo al generico tempo t_F .

3.4.1 Determinazione dei parametri affidabilistici

I parametri presenti nel modello di vita probabilistico ricavato al paragrafo 3.4 sono a loro volta, come detto, di natura stocastica. In questo paragrafo viene illustrata in dettaglio una procedura per ottenere i parametri affidabilistici nel caso di isolante sottoposto, per semplicità, alla sola sollecitazione elettrica.

Il metodo proposto può, in ogni caso, essere agevolmente adattato anche al caso più generale di sollecitazione combinata.

Per la determinazione dei parametri caratteristici, nel caso di sollecitazione elettrica, si può procedere nel modo seguente.

Si scelgono m valori di stress E_j con $j = 1, \dots, m$

Per ogni E_j si testano n_j provini, determinando così altrettanti tempi al guasto $t_{Fi,j}$, con $i = 1, \dots, n_j$

In questo modo il lotto numero 1, formato da n_1 provini, viene sottoposto al gradiente E_1 ; il lotto numero 2, formato da n_2 provini, viene sottoposto al gradiente E_2 e così via, fino al lotto numero m , formato da n_m provini sottoposti al gradiente E_m .

Per ognuno degli m lotti poi, facendo l'ipotesi aprioristica (e, giova ricordarlo, ampiamente validata in letteratura e nella pratica) che i tempi al guasto seguano una distribuzione di tipo Weibull, si procede alla stima dei parametri α_{ij} e β_{ij} . Dove α_{ij} e β_{ij} sono, rispettivamente, il parametro di scala ed il parametro di forma della funzione probabilità cumulata dei tempi al guasto, $F_j(t_{Fj})$, afferenti al lotto j -esimo.

Di seguito vengono illustrati due modi per ottenere la stima di α_{ij} e β_{ij} .

- metodo della regressione lineare o grafico
- metodo della massima verosimiglianza

3.4.2 Metodo della regressione lineare o grafico

Una volta ottenuti gli n_j valori di tempo al guasto (riferiti al lotto j -esimo), li si ordina in senso crescente in modo che sia $t_{F_{i,j}} \leq t_{F_{(i+1),j}} \leq \dots \leq t_{F_{n_j,j}}$ con $i = 1, \dots, n_j$

A ciascun tempo al guasto $t_{F_{i,j}}$ si associa uno stimatore a priori di probabilità cumulata; ad esempio, utilizzando lo stimatore a priori di tipo Weibull:

$F_j(i) = \frac{i}{n_j + 1}$ rappresenta la stima a priori della probabilità cumulata del

tempo al guasto $t_{F_{i,j}}$, con $i = 1, \dots, n_j$

Le n_j coppie di valori $(t_{F_{i,j}}, F_j(i))$ così ottenute, si riportano in carta di Weibull⁷ e si calcolano i coefficienti della retta di regressione di tali punti. Quanto più l'ipotesi di distribuzione secondo Weibull è corretta, infatti, tanto più i punti sperimentali risulteranno allineati in carta di Weibull.

nota: da un insieme di punti (x_i, y_i) , i coefficienti y_0 e β della retta di regressione con equazione $y = y_0 + \beta x$ sono dati dal seguente sistema [42]:

⁷ Come noto la carta di Weibull è un grafico di tipo $\log \ln [1/(1-F)]$ vs $\log(t_F)$, in cui la funzione $F(t_F)$ risulta rappresentata da una retta di pendenza β_t

$$\begin{cases} y_0 = \bar{y} - \beta \bar{x} \\ \beta = \frac{\sum_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})} \end{cases}$$

dove \bar{x} e \bar{y} sono i valori medi di x_i e y_i rispettivamente.

Una volta che sulla carta di Weibull sia stata individuata la retta che meglio approssima i dati sperimentali (operazione che può essere fatta anche per via grafica), è possibile determinare i due parametri caratteristici α_{ij} e β_{ij} di tale distribuzione. α_{ij} , infatti, rappresenta il 63,2-esimo percentile, mentre β_{ij} rappresenta il coefficiente angolare della retta tracciata in carta di Weibull.

Il procedimento sopra esposto, ripetuto per tutti gli m lotti di provini testati, fornisce le stime di tutte le m coppie di parametri $(\alpha_{ij}, \beta_{ij})$, con $j = 1, \dots, m$.

3.4.3 Metodo della massima verosimiglianza

Il metodo della massima verosimiglianza, (sviluppato da R.A. Fisher nel 1921) si basa sulla seguente idea [43]:

Siano t_1, \dots, t_n n osservazioni indipendenti di una variabile continua τ , la probabilità di ottenere esattamente tali valori in un campione composto da n elementi di τ è data dalla funzione di verosimiglianza

$$V(t_1, \dots, t_n, \vartheta) = \prod_{i=1}^n f(t_i, \vartheta)$$

dove $f(t_i, \vartheta)$ è la funzione densità di probabilità

(funzione delle variabili t_i e del parametro ϑ), che deve essere nota a priori⁸.

La stima migliore del parametro ϑ è allora quella che massimizza la funzione V

⁸ Il metodo della massima verosimiglianza richiede che sia nota a priori la distribuzione probabilistica della variabile aleatoria. Nel caso qui trattato tale presupposto è soddisfatto in quanto si sta ipotizzato di avere una distribuzione statistica dei tempi al guasto di tipo Weibull. La stima della $F_j(t_{Fij})$ può essere ottenuta facendo ricorso agli stimatori illustrati al paragrafo 3.4.2.

In altre parole: la stima più probabile risulta essere anche la più corretta, e viceversa.

Nel caso della distribuzione di Weibull qui trattata, i parametri da stimare sono α_{ij} e β_{ij} per ogni lotto di numerosità n_j con $j = 1, \dots, m$; occorre quindi risolvere le seguenti due equazioni alle derivate parziali :

$$\frac{\partial V(t_1, \dots, t_{n_j}, \alpha_{ij}, \beta_{ij})}{\partial \alpha_{ij}} = 0, \text{ per la stima di } \alpha_{ij}, \text{ e} \quad (3.36)$$

$$\frac{\partial V(t_1, \dots, t_{n_j}, \alpha_{ij}, \beta_{ij})}{\partial \beta_{ij}} = 0, \text{ per la stima di } \beta_{ij}$$

Le soluzioni delle equazioni (3.36), per una pdf del tipo di quella indicata in (2.18), hanno le seguente espressioni:

$$\beta_{ij} = \left[\frac{\sum_{i=1}^{n_j} t_i^{\beta_{ij}} \ln t_i}{\sum_{i=1}^{n_j} t_i^{\beta_{ij}}} - \frac{1}{n_j} \sum_{i=1}^{n_j} \ln t_i \right]^{-1} \text{ e} \quad (3.37)$$

$$\alpha_{ij} = \left[\frac{\sum_{i=1}^{n_j} t_i^{\beta_{ij}}}{n_j} \right]^{\frac{1}{\beta_{ij}}} \quad (3.38)$$

La soluzione della (3.38) è unica e può essere calcolata per tentativi, ad esempio con il metodo delle approssimazioni di Newton.

I metodi indicati permettono dunque di ricavare una stima dei parametri di scala e di forma, α_{ij} e β_{ij} rispettivamente, per ogni lotto j testato.

L'ampia casistica di prove effettuate in laboratorio ha evidenziato in genere una moderata variazione del parametro β_{ij} al variare delle sollecitazioni, ad esempio del campo elettrico applicato (si veda anche la nota 5 del paragrafo 3.4). Pertanto per la stima di β_{ij} si può assumere, con buona approssimazione, la seguente espressione:

$$\beta_i = \frac{\sum_{j=1}^m \beta_{ij}}{m} \cong \text{costante} \quad (3.39)$$

Il parametro di scala α_i , invece, varia in maniera significativa con il campo elettrico applicato.

Ciò è abbastanza intuitivo se si pensa al significato che assume il parametro α_i ; esso infatti rappresenta il 63,2-esimo percentile di vita dell'isolamento, ossia il tempo al guasto corrispondente ad una probabilità cumulata del 63,2%. È quindi lecito attendersi una progressiva riduzione di α_i all'aumentare della sollecitazione applicata.

Come illustrato in precedenza il Modello della Potenza Inversa (Inverse Power Model, IPM) è diffusamente impiegato per esprimere la relazione fra valore efficace del campo elettrico, E , e vita degli isolamenti, L .

Appare quindi sensato applicare l'IPM anche ad un particolare percentile della vita dell'isolante in esame. Per la stima di α_i si procede quindi nel seguente modo.

Si riportano su un grafico di tipo $\log E$ vs $\log \alpha$ le m coppie di punti α_{ij} vs E_j , ossia i valori dei 63,2-esimi percentili di guasto (calcolati ad esempio con uno dei metodi esposti in 3.4.2 e 3.4.3) e i relativi gradienti applicati, per ognuno degli m lotti di provini testati.

Con il metodo della regressione lineare illustrato al paragrafo 3.4.2 si trovano i coefficienti della retta che meglio si adatta ai punti riportati sul grafico.

Come noto (si veda in proposito il paragrafo 3.2.2) l'opposto del reciproco del coefficiente angolare di tale retta rappresenta il parametro n , cioè il VEC dell'isolante.

Dai coefficienti della retta di regressione è quindi possibile scrivere il parametro α_i in funzione della sollecitazione E nel seguente modo:

$$\alpha_i(E) = \alpha_{iH} \left(\frac{E}{E_H} \right)^{-n} \quad (3.40)$$

Con $E_H = \max E_j$ e $\alpha_{iH} = 63,2$ -esimo percentile del tempo al guasto con sollecitazione E_H .

L'equazione (3.40) e il valore di β_i fornito dalla (3.39) se sostituiti nell'equazione del modello di vita probabilistico forniscono una equazione del tipo riportato qui di seguito:

$$t_F(F; E) = [-\ln(1-F)]^{1/\beta_i} \alpha_{iH} \left(\frac{E}{E_H} \right)^{-n} \quad (3.41)$$

che permette di conoscere, fissata la probabilità F , il valore dell' F -esimo percentile di tempo al guasto $t_F(F, E)$, in funzione della sollecitazione elettrica E .

La (3.41) rappresenta quindi il modello di vita probabilistico in forma esplicita, nel caso di sola sollecitazione elettrica.

Analogamente a quanto fatto con le equazioni (3.23) e (3.24), è possibile esprimere in termini espliciti anche la funzione affidabilità $R(t_F, E)$ e la funzione azzardo $h(t_F, E)$, sempre nel caso di sola sollecitazione elettrica, che assumeranno quindi, rispettivamente, le forme seguenti:

$$R(t_F; E) = 1 - F(t_F; E) = \exp \left\{ - \left[\frac{t_F}{\alpha_{iH} \left(\frac{E}{E_H} \right)^{-n}} \right]^{\beta_i} \right\} \quad (3.42)$$

$$h(t_F; E) = \frac{\beta_i t_F^{\beta_i-1}}{\alpha_{iH} \left(\frac{E}{E_H} \right)^{-n\beta_i}} \quad (3.43)$$

3.5 Effetto Dimensionale

Nei capitoli precedenti sono stati proposti alcuni procedimenti allo scopo di ottenere un modello di vita probabilistico del componente in esame.

I procedimenti illustrati si basano sul trattamento statistico di dati ottenuti da prove di laboratorio o di dati ottenuti sul campo.

Per ovvie ragioni, però, molto spesso in laboratorio non è possibile testare l'intero componente oggetto di studio, le prove di vita, infatti, vengono eseguite su campioni di materiale (provini) con dimensioni inferiori (anche di ordini di grandezza) rispetto al componente che sarà posto in esercizio. Per poter estendere all'intero componente il modello di vita probabilistico ottenuto per i provini testati, occorre fare alcune considerazioni preliminari. Se si sottopongono N campioni dello stesso materiale a prove di scarica, essi forniranno N valori di tensione di scarica, più o meno dispersi a seconda della disomogeneità del materiale di cui sono costituiti. Gli N provini possono però anche essere pensati come costituenti di un unico componente più grande (ad esempio un cavo ottenuto giuntando gli N provini testati). Un tale componente, se sottoposto ad una prova di scarica, fornirebbe un valore della tensione di scarica pari al minore tra quelli ottenuti dagli N provini esaminati. Questo assumendo valida la cosiddetta "ipotesi della catena", secondo la quale basta che un solo anello di una catena si rompa per considerare fuori servizio l'intera catena. La dispersione dei dati ottenuti in laboratorio è un parametro molto importante da questo punto di vista. Infatti, se la varianza dei dati raccolti risulta elevata, lo sarà anche lo scostamento tra il valore medio e il valore minimo di tali dati; quanto più essa sarà elevata, quindi, tanto più risulterà piccolo, rispetto al valor medio, il gradiente di scarica del componente grande. Questo fenomeno va sotto il nome di "**Effetto Dimensionale**" e può essere sintetizzato nella seguente proposizione:

La probabilità di scarica è una funzione crescente delle dimensioni dei provini.

Qui di seguito viene illustrato un procedimento quantitativo per tenere in conto l'effetto dimensionale appena descritto [44].

3.5.1 Algoritmo di calcolo

Si consideri un isolante come un sistema formato da N elementi di volume elementare, aventi sollecitazioni (stress) differenti.

Se E_i è il gradiente applicato al provino i-esimo, di volume ΔV_i tale da poter considerare E_i costante in tutto ΔV_i , allora la probabilità di

sopravvivenza del provino, R_i , sotto l'ipotesi di distribuzione generalizzata di tipo Weibull, è data dalla seguente equazione:

$$R_i = \exp\left(-C t_i^{\beta_t} E_i^{\beta_e}\right) \quad (3.44)$$

Dove $C = (\alpha_t^{\beta_t} \alpha_E^{\beta_e})^{-1}$, in cui α_t e α_E sono tali per cui se si applica uno stress α_E , al tempo α_t la probabilità di guasto sarà pari a

$$F(\alpha_E, \alpha_t) = 1 - \frac{1}{e} \cong 0,632$$

La probabilità di sopravvivenza dell'intero sistema, R_s , diventa perciò la seguente:

$$R_s = \prod_{i=1}^N R_i = \exp\left(-t^{\beta_t} \sum_{i=1}^N C_i E_i^{\beta_e}\right) \quad (3.45)$$

Scegliendo E_0 come gradiente di riferimento si può porre $E_i = E_0 W_i$, in cui W_i è un parametro che dipende solo dalla geometria del sistema, la (3.45) pertanto diventa:

$$R_s = \exp\left(-t^{\beta_t} E_0^{\beta_e} \sum_{i=1}^N C_i W_i^{\beta_e}\right) \quad (3.46)$$

D'altro canto, prendendo come riferimento un volume ΔV_0 , C_j può essere scritto come funzione del rapporto dimensionale $N_i = \frac{\Delta V_i}{\Delta V_0}$, nel modo seguente:

$$C_i = C_0 N_i \quad (3.47)$$

sostituendo la (3.47) in (3.46) si ottiene:

$$R_s = \exp\left(-C_0 t^{\beta_t} E_0^{\beta_e} \sum_{i=1}^N W_i^{\beta_e} N_i\right) = \exp\left(-C t^{\beta_t} E_0^{\beta_e}\right) \quad (3.48)$$

in cui è stato posto $C = C_0 \sum_{i=1}^N W_i^{\beta_c} N_i$ (3.49)

Se il sistema è continuo, la (3.49) si scrive nel modo seguente:

$$C = C_0 \int W^{\beta_c} dN \quad (3.50)$$

se, ad esempio, il sistema è un cavo di lunghezza L , indicando con R_{i0} e R_{i1} rispettivamente il raggio interno e il raggio esterno della i -esima corona circolare di isolante attorno al conduttore, allora il volume i -esimo, ΔV_i , di isolante sarà pari a:

$$\Delta V_i = \pi L (R_{i1}^2 - R_{i0}^2) \quad (3.51)$$

e, in termini infinitesimi:

$$dV = 2\pi R L dR \quad (3.52)$$

da cui, adimensionalizzando, si ottiene:

$$dN = \frac{2\pi R L dR}{\Delta V_0} \quad (3.53)$$

Se come gradiente di riferimento E_0 viene assunto quello sulla superficie del conduttore (cioè il massimo valore di E applicato), allora

$$W = \frac{R_0}{R} \quad (3.54)$$

Sostituendo le (3.54) e (3.53) nella (3.50), ed integrando tra il raggio minimo R_0 e il raggio massimo R_1 dello strato isolante si ottiene:

$$C = \frac{2\pi C_0 L R_0^2}{\Delta V_0 (\beta_e - 2)} \left(1 - \left(\frac{R_0}{R_1} \right)^{\beta_e - 2} \right) \quad (3.55)$$

La condizione, quindi, che esprime una probabilità di sopravvivenza $R_s =$ costante, si deduce dalle (3.48) e (3.55) e vale:

$$L R_0^2 t^{\beta_e} E_0^{\beta_e} \left(1 - \left(\frac{R_0}{R_1} \right)^{\beta_e - 2} \right) = K, \quad \text{con } K = \text{costante} \quad (3.56)$$

La (3.56) permette di comparare due differenti cavi di uguale materiale. Siano infatti $R_{0(1)}$, $R_{1(1)}$, $L_{(1)}$ i parametri geometrici del cavo 1 e $R_{0(2)}$, $R_{1(2)}$, $L_{(2)}$ i parametri geometrici del cavo 2; con $E_{0(1)}$ e $E_{0(2)}$ si indichino, invece, i campi elettrici massimi, rispettivamente del cavo 1 e del cavo 2.

Allora, sotto la condizione che il cavo 1 e il cavo 2 abbiano la stessa probabilità di guasto (o di sopravvivenza), la (3.56) porta a scrivere:

$$t_{(1)}^{\beta_e} L_{(1)} R_{0(1)}^2 E_{0(1)}^{\beta_e} \left(1 - \left(\frac{R_{0(1)}}{R_{1(1)}} \right)^{\beta_e - 2} \right) = t_{(2)}^{\beta_e} L_{(2)} R_{0(2)}^2 E_{0(2)}^{\beta_e} \left(1 - \left(\frac{R_{0(2)}}{R_{1(2)}} \right)^{\beta_e - 2} \right) \quad (3.57)$$

3.5.1.1 Effetto dimensionale con uguale tempo al guasto

Se si assume il cavo 1 come riferimento, allora la (3.57) permette di calcolare, per ogni determinato tempo al guasto t , il valore del massimo stress del cavo 2, $E_{0(2)}$, tale che la probabilità di guasto del cavo 1 risulti la stessa di quella del cavo 2.

Sotto le condizioni sopra espote, infatti, dalla (3.57) si ottiene la seguente equazione:

$$E_{0(2)} = E_{0(1)} \left[\frac{L_{(1)}}{L_{(2)}} \left(\frac{R_{0(1)}}{R_{0(2)}} \right)^2 H_{(1,2)} \right]^{\frac{1}{\beta_e}} \quad (3.58)$$

dove si è posto

$$H_{(1,2)} = \frac{1 - \left(\frac{R_{0(1)}}{R_{1(1)}} \right)^{\beta_e - 2}}{1 - \left(\frac{R_{0(2)}}{R_{1(2)}} \right)^{\beta_e - 2}} \quad (3.59)$$

Se invece del gradiente massimo E_0 si fa riferimento a quello medio E_m , la

(3.58) diventa:

$$E_{m(2)} = E_{m(1)} \frac{\Delta R_{(1)} \ln \left(\frac{R_{1(2)}}{R_{0(2)}} \right)}{\Delta R_{(2)} \ln \left(\frac{R_{1(1)}}{R_{0(1)}} \right)} \left[\frac{L_{(1)} \left(\frac{R_{0(2)}}{R_{0(1)}} \right)^{\beta_e - 2}}{L_{(2)} \left(\frac{R_{0(2)}}{R_{0(1)}} \right)} H_{(1,2)} \right]^{\frac{1}{\beta_e}} \quad (3.60)$$

dove

$$\Delta R_{(1)} = R_{1(1)} - R_{0(1)} \quad \text{e} \quad \Delta R_{(2)} = R_{1(2)} - R_{0(2)} \quad (3.61)$$

Dall'analisi statistica effettuata su provini di piccole dimensioni, perciò, tramite la (3.58) o la (3.60), è possibile estrapolare i dati ottenuti per i provini, all'intero cavo di dimensioni maggiori.

Per maggior chiarezza si riporta, di seguito, un esempio pratico della procedura sopra descritta.

Esempio numerico:

si supponga di effettuare misure su provini (cavo 1) aventi le seguenti dimensioni:

$$R_{0(1)} = 1,4 \text{ mm}$$

$$R_{1(1)} = 2,9 \text{ mm}$$

$$L_{(1)} = 0,5 \text{ m}$$

se dall'analisi statistica dei provini risulta $\beta_e = 15$ ed $E_{0(1)} = 15$ kV/mm, con probabilità di guasto $P = 50\%$, per una vita di 30 anni, allora, per un cavo 2 dello stesso materiale che abbia le seguenti dimensioni:

$$R_{0(2)} = 25 \text{ mm}$$

$$R_{1(2)} = 50 \text{ mm}$$

$$L_{(2)} = 10 \text{ m}$$

il campo elettrico massimo $E_{0(2)}$ con probabilità di scarica $P = 5\%$, dopo 30 anni, sarà dato da (3.58):

$$E_{0(2)} = 15 \left[\frac{1,5 \left(\frac{1,4}{25} \right)^2 \cdot (H_{(1,2)} \cong 1)}{10} \right]^{\frac{1}{15}} \cong 8,4 \text{ kV/mm}$$

Nelle (3.58) e (3.60) la variabile dipendente è il gradiente $E_{(2)}$ ($E_{0(2)}$ o $E_{m(2)}$), cioè il valore di campo elettrico che provoca la scarica sul cavo 2 con la stessa probabilità con cui il gradiente $E_{(1)}$ ($E_{0(1)}$ o $E_{m(1)}$) la provoca sul cavo 1.

3.5.1.2 Effetto dimensionale con uguale gradiente applicato

Dall'equazione (3.57), oltre alle (3.58) e (3.60), è anche possibile, esplicitando le probabilità di guasto, ottenere una relazione tra le stime di vita dei provini. Se infatti il cavo 1 ha una stima di vita pari a $Life_{(1)}$, con probabilità di guasto $P_{(1)}$, e la stima di vita del cavo 2 è $Life_{(2)}$, con probabilità di guasto $P_{(2)}$, allora, a parità di sollecitazione applicata (ad esempio il gradiente di progetto del cavo, e quindi la tensione nominale), dalla (3.57) si ottiene la seguente equazione:

$$Life_{(2)} = Life_{(1)} \left\{ D_{(1,2)} \left[\frac{\ln(1 - P_{(2)})}{\ln(1 - P_{(1)})} \right] \right\}^{1/\beta_e} \quad (3.62)$$

dove

$$D_{(1,2)} = \frac{L_{(1)}}{L_{(2)}} \left(\frac{R_{0(1)}}{R_{0(2)}} \right)^2 H_{(1,2)} \quad (3.63)$$

Se, come avviene comunemente negli isolanti, $\beta_e \gg 1$, allora si può porre $H_{(1,2)} \cong 1$ e $D_{(1,2)}$ diventa un coefficiente dipendente unicamente dalla geometria dei due cavi considerati, si ha infatti:

$$\beta_e \gg 1 \Rightarrow D_{(1,2)} \cong \frac{L_{(1)}}{L_{(2)}} \left(\frac{R_{0(1)}}{R_{0(2)}} \right)^2 \quad (3.64)$$

Anche in questo caso si riporta di seguito un esempio applicativo.

Esempio numerico:

si considerino i parametri geometrici specificati all'esempio del paragrafo 3.5.1.1 e si supponga di ottenere $Life_{(1)} = 30$ anni con $P_{(1)} = 50\%$, con gradiente applicato $E_{0(1)} = 30\text{kV/mm}$. La (3.62) risponde alla seguente domanda:

“se si sottoponesse il cavo 2 allo stesso gradiente di prova dei provini (cavo 1), quale sarebbe la vita attesa del cavo 2, con probabilità di scarica pari a $P_{(2)}$?”

considerando $\beta_t \cong 1$ (regime di guasti casuali), se $P_{(2)} = 5\%$, la (3.62) fornisce la seguente risposta:

$$Life_{(2)} = 20_{anni} \left\{ \frac{0,5}{10} \left(\frac{1,4}{25} \right)^2 \left[\frac{0,051}{0,69} \right] \right\}^{\cong 1} \cong 2 \text{ h}$$

Che equivale a dire, in altri termini, che se il cavo 2 fosse sottoposto allo stesso campo elettrico dei provini (cavo 1), avrebbe il 5% di probabilità di andare fuori servizio entro le prime due ore di funzionamento. Ciò dimostra chiaramente la ben nota necessità di ridurre drasticamente il

gradiente di progetto del cavo 2 (di potenza) rispetto a quello del cavo 1 (provino testato in laboratorio) al fine di ottenere valori accettabili di rischio e vita utile per il cavo di potenza in servizio.

4 APPLICAZIONI PRATICHE

4.1 *Stime di vita per cavi isolati in XLPE e in EPR*

In questo paragrafo, con riferimento agli isolamenti invecchianti di componenti di reti di distribuzione, si passano in rassegna alcuni esempi applicativi di stima di vita (ossia di percentili notevoli della variabile aleatoria tempo al guasto), nonché di probabilità di guasto, di affidabilità e di tasso di guasto al progredire del tempo di servizio, sviluppati nel corso degli anni presso il LIMAT. I diversi casi esaminati prendono in considerazione diversi componenti di reti di distribuzione, quindi diversi livelli delle sollecitazioni elettrotermiche applicate, assunte in ogni situazione come costanti per tutta la durata di vita dei componenti, trascurando cioè per semplicità cicli di carico deterministici o stocastici, tanto delle tensioni e correnti fondamentali, quanto delle eventuali componenti armoniche.

Gli esempi trattati si riferiscono sia al **regime sinusoidale**, sia al **regime non-sinusoidale (distorto)**. Per quanto concerne i casi applicativi relativi al regime distorto (esaminati con riferimento a situazioni in cui è ragionevole che tale regime abbia rilevanza, ossia in reti di distribuzione in MT e soprattutto in BT), si è tenuto conto del fatto che per uno stesso componente i livelli di distorsione armonica in tensione e in corrente variano ampiamente al variare delle caratteristiche del sistema nel quale il componente è posto (quindi della potenza di corto-circuito del generatore equivalente alla rete a monte del punto di connessione, del numero e della tipologia dei carichi distorcenti, delle caratteristiche della rete di distribuzione, etc.), che condizionano la propagazione delle armoniche nella rete di distribuzione [45], [46], [49]; pertanto, l'analisi effettuata è essenzialmente di tipo parametrico, per esemplificare quantitativamente gli effetti della distorsione armonica sulla vita e affidabilità di componenti invecchianti soggetti a distorsione in tensione e corrente. A tal fine, ci si basa su quanto illustrato al paragrafo 3.2.3, ove si è visto che, ai fini di una stima accurata di vita e affidabilità dei componenti invecchianti soggetti a distorsione armonica, le grandezze essenziali sono i valori di temperatura, del campo elettrico sinusoidale (valore efficace) e dei fattori

di tensione distorta, K_p , K_{rms} e K_f . Pertanto, in ogni caso applicativo relativo a regime distorto, si fa l'ipotesi aprioristica che la componente fondamentale del campo elettrico sia pari al valore nominale (di progetto), la distorsione in corrente (e tensione, nel caso di perdite dielettriche rilevanti) provochi un dato aumento ΔT_S della temperatura massima dell'isolamento del componente rispetto al valore sinusoidale nominale T_S , e che il livello di distorsione armonica in tensione provochi un dato valore maggiore di 1^9 del fattore K_p . Per quanto riguarda gli altri due fattori di tensione distorta, K_{rms} e K_f , in questo paragrafo, vengono considerati solo casi in cui essi si assumono di valore unitario, in maniera conforme all'orientamento prevalente adottato finora in letteratura. Nel seguente paragrafo 4.2, invece, viene discusso ed analizzato il ruolo svolto anche dagli altri fattori di tensione distorta. Sulla base degli studi condotti durante gli anni di dottorato, infatti, pare ragionevole considerare assolutamente non trascurabile, almeno sotto certe condizioni, anche il ruolo svolto dagli altri fattori di tensione distorta, oltre al ben noto ruolo del fattore di picco [15]. I valori assunti per K_p e ΔT_S sono ragionevoli in base all'esperienza dei componenti soggetti a distorsione armonica [47],[48],[50]-[9]. Ovviamente, tali valori possono corrispondere a diversi valori del fattore di distorsione armonica totale in corrente e tensione, nonché dei fattori di distorsione relativi a ciascuna delle armoniche presenti [10]. Dopodiché, si utilizza il modello semplificato (3.19) come base per le stime di vita e affidabilistiche.

In pratica, in ciascun caso di interesse occorrerà determinare, dallo spettro di armoniche di corrente e tensione presenti, i relativi valori di ΔT_S , K_p , K_{rms} e K_f , utilizzando poi come base per le valutazioni affidabilistiche e per la stima di vita il modello che meglio si adegua alla situazione reale fra quelli discussi al paragrafo 3.2.3.

⁹ Assumere $K_p > 1$ in regime distorto è un'ipotesi conservativa, come discusso al par. 3.2.3.

4.1.1 Cavi di energia AT a 145 kV isolati in XLPE (regime sinusoidale)

Si esaminano ora cavi di energia per alta tensione alternata a 145 kV (valore efficace della tensione concatenata nominale) isolati in XLPE, del tipo analizzato in dettaglio in [40]. Si ricordano qui i principali parametri geometrici di tali cavi di potenza¹⁰: lunghezza $l_D=1000$ m, sezione del conduttore (in rame) 630 mm^2 , raggio del conduttore $r_D=14$ mm, raggio esterno del dielettrico $R_D=29$ mm, spessori dei semiconduttivi e dello schermo elettrico trascurabili, spessore della guaina esterna in PVC 4 mm. Il valore di campo elettrico di progetto che se ne deduce è $E_D=8,2$ kV/mm. I parametri del modello sono stati derivati rielaborando i risultati di prove su modelli di cavo isolati in XLPE (trattati in dettaglio in [41]), interpolati mediante il modello (3.7) alla probabilità del 63,2% (quindi $P_T=0,632$); i valori di tali parametri sono riportati in Tabella 4.1; assunta una probabilità di guasto di progetto pari al 5% (ergo $P_D=0,05$), un valore del parametro di forma della distribuzione di Weibull dei tempi al guasto β_t pari a 2 (è praticamente lo stesso dei modelli di cavo) e una temperatura nominale di progetto T_D pari a $90 \text{ }^\circ\text{C}$ [40], se ne ricava una vita di progetto L_D di 30 anni alla probabilità P_D . Da questi stessi dati, la linea di vita che si ricava (seguendo le procedure descritte al capitolo 3.5 per l'effetto dimensionale; con i seguenti valori: $l_T=0,4$ m, $r_T=1,4$ mm, $l_D=1000$ m, $r_D=14$ mm [40]) per i cavi di potenza qui considerati è illustrata in Fig. 4.1. Si noti che essa fornisce correttamente i 30 anni di vita di progetto in corrispondenza del campo elettrico di progetto $E_D=8,2$ kV/mm.

Tabella 4.1. Valori dei parametri del modello (3.7) utilizzati per la progettazione di cavi di energia AT a 145 kV isolati in XLPE [40].

parametro	dimensione	valore
$L_0(F=0,632)=\alpha_0$	h	$9.15 \cdot 10^{13}$
n_0	adimensionale	15
E_0	kV/mm	6
B	K	12430
b	K	4308

¹⁰ In seguito, si indicano con il pedice D le grandezze riferite ai parametri di progetto (D=Design); con pedice T, si indicano le grandezze riferite ai provini testati in laboratorio (T=Test)

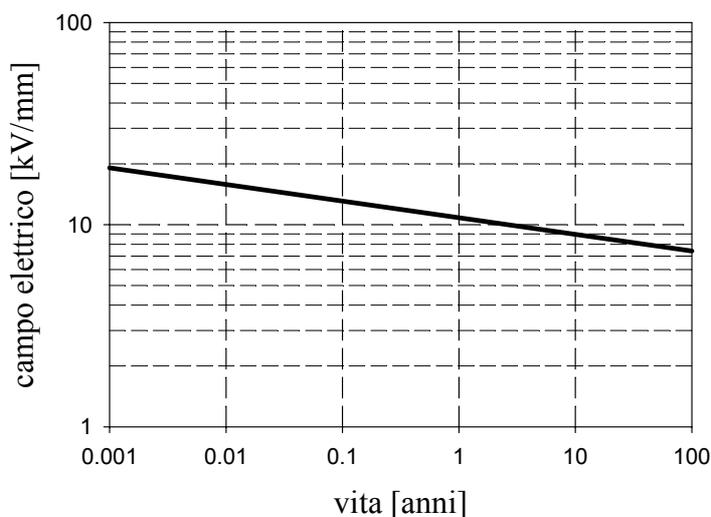


Fig. 4.1. Linea di vita per cavi di energia AT a 145 kV isolati in XLPE [40] alla probabilità $P_D=0,05$ ed alla temperatura $T_D=90^\circ\text{C}$; $\beta_t=2$.

Data l'elevata affidabilità del progetto dei cavi in questione, i percentili notevoli di tempo al guasto (per valori di campo elettrico e temperatura costanti e pari a quelli di progetto: $E_D=8,2$ kV/mm, $T_D=90^\circ\text{C}$) sono tutti assai elevati; in particolare, si hanno i valori seguenti:

- il primo percentile del tempo al guasto, $t_F(F=0,01;E_D,T_D)$, è pari a ~13 anni;
- il quinto percentile del tempo al guasto, $t_F(F=0,05;E_D,T_D)=L_D$, è pari a ~30 anni (come da progetto);
- il percentile 50-esimo (valore mediano) del tempo al guasto, $t_F(F=0,50;E_D,T_D)$, è pari a ~110 anni;
- il valore medio del tempo al guasto (o MTTF), $\mu(t_F;E_D,T_D)$, è pari a ~117 anni;
- il percentile 63.2-esimo del tempo al guasto (ossia il parametro di scala α_t relativo al cavo di potenza al campo elettrico di progetto E_D e alla temperatura di progetto T_D), $t_F(F=0,632;E_D,T_D)=\alpha_t(E_D,T_D)$, è pari a ~132 anni;
- il percentile 95-esimo del tempo al guasto è pari a ~229 anni (in pratica, tendente all'infinito).

Va detto comunque che i valori di varianza e standard deviation che si deducono in base alla (2.23) sono piuttosto elevati; infatti, si ha

$\sigma^2(E_D, T_D)=3763 \text{ anni}^2$ e quindi $\sigma(E_D, T_D)=61 \text{ anni}$, il che implica una rilevante incertezza sulla stima dei percentili soprariportati, testimoniata dall'ampiezza dei corrispondenti intervalli di confidenza (omessi per brevità). Quindi, le stesse stime di vita e affidabilità vanno considerate con cautela, viste anche le incertezze insite nell'elaborazione dei dati sperimentali dei tempi al guasto, nell'approccio della formula dell'effetto dimensionale per l'estrapolazione di tali risultati ai cavi di potenza, etc. etc. [22][42][59].

Dal valore del MTTF si ricava un valore del tasso di guasto medio $\lambda=1/\mu(t_F)=1/\text{MTTF}=8,5 \cdot 10^{-3} \text{ anni}^{-1}$ sulla lunghezza $l_D=1000 \text{ m}$, ossia $\lambda=0,85 \text{ guasti}/100 \text{ km}/\text{anno}$. In realtà il tasso di guasto non è costante, essendo $\beta_t > 1$; anzi è linearmente crescente, essendo $\beta_t=2$ (vedi (2.16), (2.20)). Ciò è testimoniato dall'andamento della funzione azzardo (calcolata secondo la (3.24) in base al soprariportato valore di α_t del cavo di potenza) in funzione del tempo di servizio (in per-unit della vita di progetto), illustrata e paragonata con il tasso di guasto medio (reciproco del MTTF) nel grafico di Fig. 4.2.

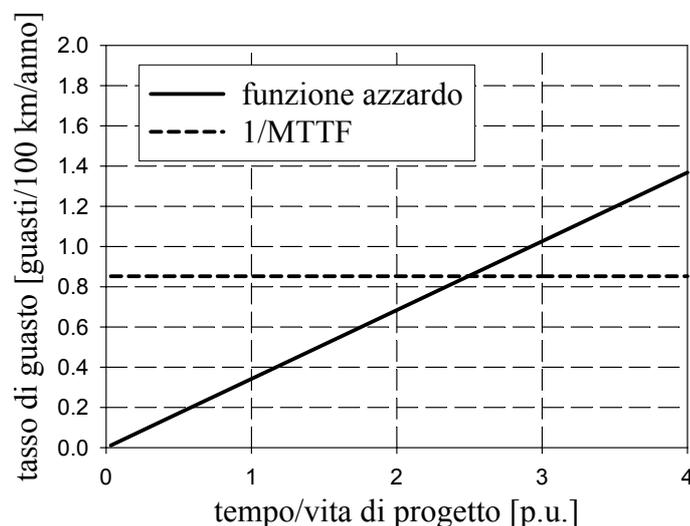


Fig. 4.2. Tasso di guasto (in guasti/100 km/anno) in funzione del tempo di servizio (normalizzato rispetto alla vita di progetto) calcolato in base alla funzione azzardo e paragonato con il tasso di guasto medio (reciproco del MTTF), per cavi AT a 145 kV isolati in XLPE [40].

L'analisi affidabilistica per i cavi AT da 145 kV isolati in XLPE qui considerati è conclusa dal calcolo delle funzioni probabilità di guasto e

affidabilità in funzione del tempo di servizio (sempre in per-unit della vita di progetto), riportate in Fig. 4.3. L'elevata affidabilità del progetto è testimoniata dal fatto che la riduzione dell'affidabilità (o, in maniera equivalente, la complementare crescita della probabilità di guasto) è abbastanza lenta, raggiungendo un valore del 50% solo dopo tempi assai lunghi (e di scarso interesse dal punto di vista pratico).

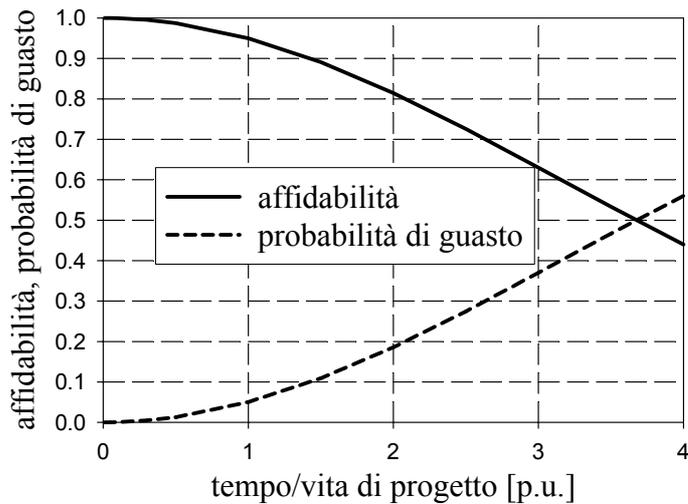


Fig. 4.3. Funzioni probabilità di guasto e affidabilità in funzione del tempo di servizio (normalizzato rispetto alla vita di progetto) per cavi AT a 145 kV isolati in XLPE [40].

4.1.2 Cavi di energia AT a 145 kV isolati in EPR (regime sinusoidale)

Si esaminano ora cavi di energia per alta tensione alternata a 145 kV (valore efficace della tensione concatenata nominale) isolati in EPR, del tipo analizzato in dettaglio in [39]. Si ricordano qui i principali parametri geometrici di tali cavi di potenza (identici a quelli dei cavi a 145 kV isolati in XLPE trattati al paragrafo 4.1.1 precedente): lunghezza $l_D=1000$ m, sezione del conduttore (in rame) 630 mm^2 , raggio del conduttore $r_D=14$ mm, raggio esterno del dielettrico $R_D=29$ mm, spessori dei semiconduttori e dello schermo elettrico trascurabili, spessore della guaina esterna in PVC 4 mm. Il valore di campo elettrico di progetto che se ne deduce è quindi sempre $E_D=8,2 \text{ kV/mm}$.

I parametri del modello sono stati derivati rielaborando i risultati delle prove sui modelli di cavo isolati in EPR (trattati in dettaglio in [41]),

interpolati mediante il modello (3.7) alla probabilità del 50% (quindi $P_T=0,50$); i valori di tali parametri sono riportati in Tabella 4.II; assunta una probabilità di guasto di progetto pari al 1% (ergo $P_D=0,01$), una temperatura nominale di progetto T_D pari a 90 °C [39] e un valore di β_t pari a 1 (allo scopo di considerare anche il caso di tasso di guasto costante), se ne ricava una vita di progetto L_D di 30 anni alla probabilità P_D . Da questi stessi dati, e considerando l'effetto dimensionale (essendo sempre $l_T=0,4$ m, $r_T=1,4$ mm, $l_D=1000$ m, $r_D=14$ mm [41]), la linea di vita che si ricava mediante la (3.37) per i cavi di potenza qui considerati è illustrata in Fig. 4.4. Si noti che essa fornisce correttamente i 30 anni di vita di progetto in corrispondenza del campo elettrico di progetto $E_D=8,2$ kV/mm, così come accadeva in Fig. 4.1. Rispetto a quest'ultima, però, la linea di vita dei cavi isolati in EPR di Fig. 4.4 è meno inclinata; ciò è dovuto al maggior valore del VEC per i cavi isolati in EPR ($n_0=18,8$) rispetto ai cavi isolati in XLPE ($n_0=15$).

Tabella 4.II. Valori dei parametri del modello (3.7) utilizzati per la progettazione di cavi AT a 145 kV isolati in EPR [39], con $P_D=0,01$, $P_T=0,50$, $\beta_t=1$, $l_T=0,4$ m, $r_T=1,4$ mm, $l_D=1000$ m, $r_D=14$ mm

parametro	dimensione	valore
$L_0(F=0,50)$	h	$3.28 \cdot 10^{18}$
n_0	adimensionale	18.8
E_0	kV/mm	6
B	K	12937
b	K	4308

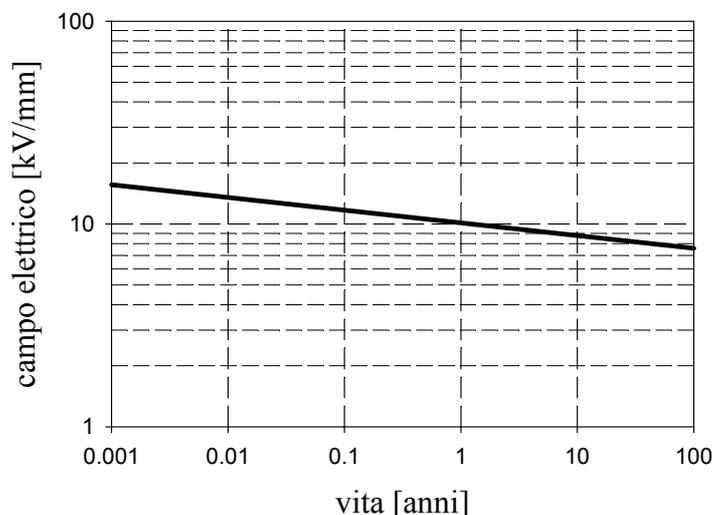


Fig. 4.4. Linea di vita per cavi AT a 145 kV isolati in EPR [39] alla probabilità $P_D=0,01$ e alla temperatura $T_D=90^\circ\text{C}$. $\beta_t=1$.

In questo caso ancor più che nel caso precedente, data l'elevata affidabilità di progetto, i percentili notevoli di tempo al guasto sono tutti assai elevati, tanto da perdere significato dal punto di vista pratico; solo per completezza di analisi e per consentire un paragone col caso trattato al paragrafo precedente, si riportano i valori seguenti:

- il primo percentile del tempo al guasto, $t_F(F=0,01;E_D,T_D)=L_D$, è pari a ~30 anni (come da progetto);
- il quinto percentile del tempo al guasto, $t_F(F=0,05;E_D,T_D)$ è pari a ~153 anni;
- il percentile 50-esimo (valore mediano) del tempo al guasto, $t_F(F=0,50;E_D,T_D)$, è pari a ~2069 anni (praticamente è infinito);
- il valore medio del tempo al guasto (o MTTF), $\mu(t_F;E_D,T_D)$, è pari a ~2,984 anni (praticamente è infinito);
- il percentile 63.2-esimo del tempo al guasto (ovvero il parametro di scala α_t relativo al cavo di potenza al campo elettrico di progetto E_D e alla temperatura di progetto T_D), $t_F(F=0,632;E_D,T_D)=\alpha_t(E_D,T_D)$, è pari a anch'esso a ~2984 anni (praticamente è infinito), essendo $\beta_t=1$;
- il percentile 95-esimo del tempo al guasto è pari addirittura a ~8.900 anni (praticamente è infinito).

Anche in questo caso va precisato che i valori di varianza e standard deviation che si deducono in base alla (2.23) sono estremamente elevati; in particolare, si ha $\sigma(E_D,T_D)=2984$ anni, il che implica una notevole incertezza sulla stima dei percentili soprariportati, testimoniata dall'ampiezza dei corrispondenti intervalli di confidenza (omessi per brevità). Quindi, ancora una volta le stime di vita e affidabilità vanno considerate con cautela, viste anche le incertezze insite nell'elaborazione dei dati sperimentali dei tempi al guasto, nell'approccio della formula dell'effetto dimensionale per l'estrapolazione di tali risultati ai cavi di potenza, etc. etc. [22], [42], [59].

Dal valore del MTTF si ricava un valore del tasso di guasto medio $\lambda=1/\mu(t_F)=1/\text{MTTF}=3,4 \cdot 10^{-4}$ anni⁻¹ sulla lunghezza l_D di 1000 m, ossia $\lambda=0,034$ guasti/100 km/anno. In effetti il tasso di guasto in questo caso è

costante e pari a tale valore medio, essendo $\beta_t=1$ (vedi (2.16), (2.20)). Ciò è testimoniato dall'andamento della funzione azzardo (calcolata secondo la (3.24) in base al soprariportato valore di α_t del cavo di potenza) in funzione del tempo di servizio (in per-unit della vita di progetto), illustrata e paragonata con il tasso di guasto medio (reciproco del MTTF) nel grafico di Fig. 4.5: come si vede, tasso di guasto (funzione azzardo) e suo valor medio ($1/\text{MTTF}$) coincidono identicamente.

L'analisi affidabilistica per i cavi AT da 145 kV isolati in EPR è conclusa dal calcolo delle funzioni probabilità di guasto e affidabilità in funzione del tempo di servizio (sempre in per-unit della vita di progetto), riportate in Fig. 4.6. Ancora una volta, l'elevata affidabilità del progetto è testimoniata dal fatto che la riduzione dell'affidabilità (ovvero la complementare crescita della probabilità di guasto) è estremamente lenta; infatti, dopo un tempo pari a 4 volte L_D (quindi assai lungo e di scarso interesse dal punto di vista pratico) l'affidabilità è ancora leggermente superiore al 95%.

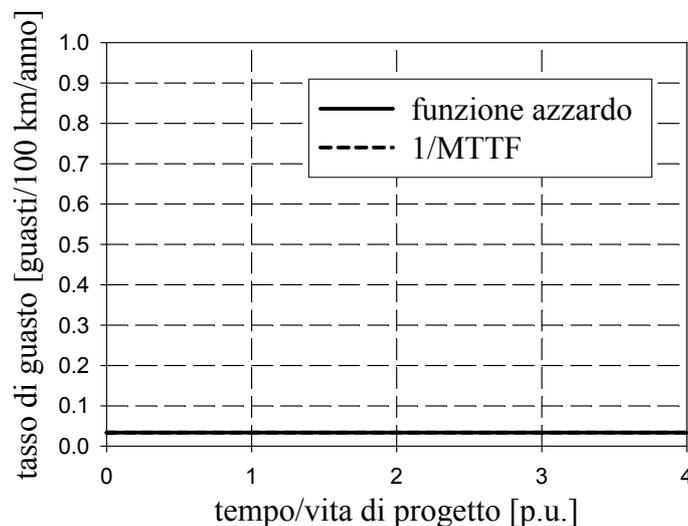


Fig. 4.5. Tasso di guasto (in guasti/100 km/anno) in funzione del tempo di servizio (normalizzato rispetto alla vita di progetto) calcolato in base alla funzione azzardo e paragonato con il tasso di guasto medio (reciproco del MTTF), per cavi AT a 145 kV isolati in EPR [39].

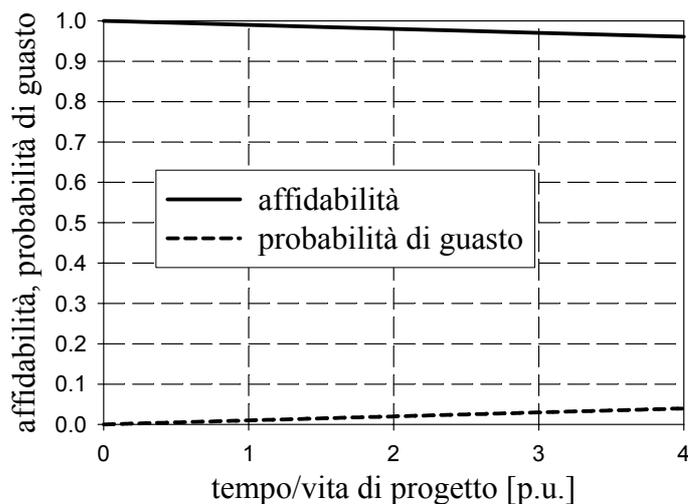


Fig. 4.6. Funzioni probabilità di guasto e affidabilità in funzione del tempo di servizio (normalizzato rispetto alla vita di progetto) per cavi AT a 145 kV isolati in EPR [39].

4.1.3 Cavi di energia MT a 20 kV isolati in EPR

Si esaminano ora cavi di energia per media tensione alternata a 20 kV (valore efficace della tensione concatenata nominale) isolati in EPR. Il progetto di tali cavi è basato sull'utilizzo di una miscela di EPR per media tensione che può sopportare, per la vita attesa di progetto (in sostanza il MTTF), pari a 30 anni, alla temperatura di progetto T_D , pari a 90°C, e sulla lunghezza di progetto l_D , pari a 100 m, un campo elettrico pari a 5 kV/mm. Pertanto, per sfruttare appieno l'isolamento e nel contempo ottimizzarne (dunque minimizzarne) lo spessore al variare delle sezioni conduttrici dei cavi considerati (sezioni che variano tra 16 e 500 mm² al variare della potenza trasportata), si è assunto un valore di campo elettrico di progetto $E_D=5\text{kV/mm}$, desumendo poi da tale valore gli spessori di progetto dell'isolante al variare della sezione conduttrice (ergo del raggio del conduttore); si ottengono così per valori del raggio interno dell'isolante (oppure del conduttore, trascurando lo spessore del semiconduttivo interno) che variano da 2,75 a 13,11 mm, valori del raggio esterno dell'isolante che variano da 6,37 a 15,64 mm.

Si suppone che ciascuna tipologia di cavo MT considerata sia parte di una rete di distribuzione che opera in regime distorto, in presenza cioè di armoniche di tensione e corrente. Come precisato al capitolo 4.1, la base

per le stime di vita e per le valutazioni affidabilistiche in regime distorto è il modello semplificato (3.19), che si basa a sua volta sul modello elettrotermico per regime sinusoidale (3.7). I parametri del modello sono stati derivati rielaborando risultati relativi a isolamenti in EPR per AT del tipo esaminato al paragrafo 4.1.2, precedente (vedi [39], [41]) e per BT (vedi [9]), e sono riportati in Tabella 4.III, unitamente ai valori di L_0' e L_S (grandezze discusse al paragrafo 3.3 in quanto rilevanti dal punto di vista della modellistica di vita in regime distorto), quest'ultimo avente il significato di vita attesa nelle condizioni sinusoidali nominali (di progetto); si noti che il valore di L_S , in ore, corrisponde correttamente ai 30 anni di vita attesa di progetto. Si noti altresì che il valore del parametro L_0 in Tabella 4.III è ora il valore atteso relativo alla temperatura T_0 e al campo elettrico L_0 , così come la vita di progetto è espressa in termini del valore atteso (MTTF). Non riportato in Tabella è il valore prescelto per β_t , in questo caso pari a 3; esso è più elevato che nei casi precedenti, ed è stato considerato per analizzare una situazione a più marcato invecchiamento. Come si noterà nel seguito, questo alto valore di β_t si presta a descrivere sia il tratto *b* sia il tratto *c* della curva della vasca da bagno, nell'ipotesi però di un precoce passaggio dalla fase dei guasti casuali a quella dei guasti di vecchiaia; inoltre favorisce una minor dispersione dei percentili dei tempi al guasto, e quindi anche una minor incertezza delle stime relative.

La linea di vita che si ricava in regime sinusoidale nominale ($E_D=5$ kV/mm, $T_D=90^\circ\text{C}$) mediante la (3.7) per i cavi di potenza qui trattati è indicata in Fig. 4.7, insieme alle linee di vita che si ottengono in regime distorto mediante la (3.19) considerando:

- a) la distorsione come avente effetto solo sulla temperatura, in modo da produrre un aumento $\Delta T_S=5^\circ\text{C}$ della temperatura massima dell'isolamento del componente rispetto al valore sinusoidale nominale $T_S=T_D$;
- b) la distorsione come avente effetto sia sulla temperatura, sia sul campo elettrico, in modo da produrre un $\Delta T_S=5^\circ\text{C}$ e un valore del fattore K_p pari a 1,05;

- c) la distorsione come avente effetto sia sulla temperatura, sia sul campo elettrico, in modo da produrre un $\Delta T_S=5^\circ\text{C}$ e un valore del fattore K_p maggiore che nel caso b), pari a 1,10.

Tabella 4.III. Valori dei parametri del modello (3.7), (3.19) utilizzato per la stima di vita in regime sinusoidale e non sinusoidale di cavi di energia MT a 20 kV isolati in EPR

parametro	dimensione	valore
L_0 (valore atteso)	h	$2,86 \cdot 10^{19}$
n_0	adimensionale	15
E_0	kV/mm	1
B	K	12430
L_0'	h	$9,386 \cdot 10^8$
L_S	h	$2,628 \cdot 10^5$
n_p	adimensionale	14,8

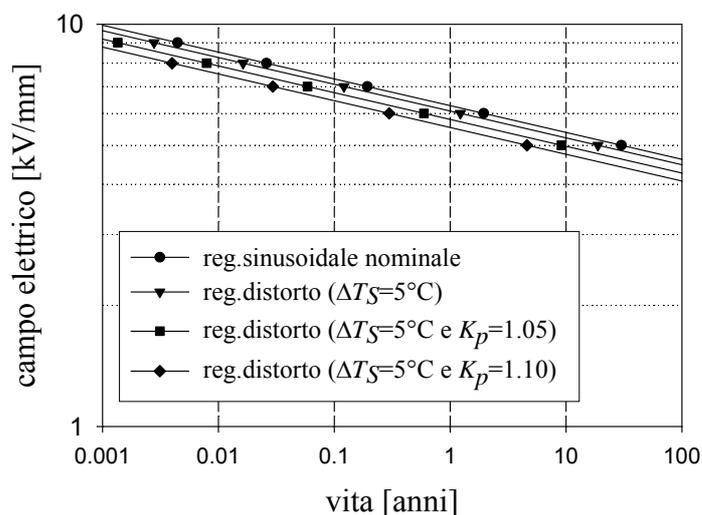


Fig. 4.7. Linee di vita (valore atteso) per cavi MT a 20 kV isolati in EPR ottenute: a) in regime sinusoidale nominale ($E_D=5$ kV/mm, $T_D=90^\circ\text{C}$); b) in regime distorto considerando solo un aumento $\Delta T_S=5^\circ\text{C}$ della temperatura massima dell'isolamento; c) in regime distorto considerando un $\Delta T_S=5^\circ\text{C}$ e un valore del fattore K_p pari a 1,05; d) in regime distorto considerando un $\Delta T_S=5^\circ\text{C}$ e un valore del fattore K_p pari a 1,10.

Si noti che, facendo l'ipotesi di somma dei picchi delle tensioni armoniche ("worst case"), un valore di $K_p=1,05$ si ottiene ad esempio sommando alla fondamentale una 5^a armonica di ampiezza pari al 3% della fondamentale, e una 7^a armonica di ampiezza pari al 2% della fondamentale (con un Total Harmonic Distortion of Voltage, THDV, del 3.6%), mentre un valore di $K_p=1,10$ si ottiene ad esempio sommando alla fondamentale una 5^a armonica di ampiezza pari al 6% della fondamentale, e una 7^a armonica di

ampiezza pari al 4% della fondamentale (con un THDV del 7,1%); sia le ampiezze delle singole armoniche, sia i valori del THDV sono relativamente elevati per una rete di distribuzione MT, ma occorre osservare che alle sbarre MT/BT della rete si sommano le distorsioni introdotte dai singoli carichi distorcenti lato BT, che non devono superare singolarmente il 3% di distorsione totale in tensione secondo la norma IEEE 519, ma possono produrre un valore di distorsione cumulativamente superiore (anche se questo accade soprattutto dal lato BT).

La Figura 4.7 mostra chiaramente come (almeno per i valori di ΔT_S e K_p ipotizzati) la riduzione di vita dovuta alla distorsione armonica è notevole (per $K_p=1,10$ si avvicina ad un ordine di grandezza) ed è imputabile prevalentemente alla distorsione della forma d'onda di tensione, quindi al valore di K_p (ovviamente tanto più quanto maggiore è tale valore), mentre il solo effetto termico (ossia l'incremento di temperatura provocato dalle armoniche) non è sufficiente a descrivere l'effetto complessivo del regime non sinusoidale sull'accelerazione dei processi di invecchiamento degli isolamenti considerati. Tale marcato effetto è evidente anche sui singoli percentili del tempo al guasto, come illustrato in Tabella 4.IV, che riporta i valori di alcuni percentili notevoli ottenuti in regime sinusoidale nominale (cioè per E_D e T_D) e nei tre regimi distorti considerati in Fig. 4.7.

I valori di standard deviation che si deducono in base alla (2.23), se rapportati al MTTF, sono più contenuti in questo caso rispetto ai casi precedenti, grazie al più elevato valore di β_t ; infatti, si ha $\sigma(E_D, T_D)=10,9$ anni, $\sigma(\Delta T_S=5^\circ\text{C}, K_p=1,10)=1,67$ anni, il che implica una minor incertezza sulla stima dei percentili soprariportati, testimoniata dalla minore ampiezza dei corrispondenti intervalli di confidenza (omessi per brevità). Resta comunque opportuno considerare con cautela queste stime dei percentili di vita e le successive valutazioni affidabilistiche, a maggior ragione in regime distorto viste le incertezze relative all'effetto della distorsione armonica che si sommano a quelle già sottolineate nei casi precedenti.

Dal valore del MTTF si ricava un valore del tasso di guasto medio in regime sinusoidale $\lambda=1/\mu(t_F)=1/\text{MTTF}=0,033 \text{ anni}^{-1}$ sulla lunghezza $l_D=100$ m, quindi $\lambda=3,33$ guasti/10 km/anno, mentre il tasso di guasto medio aumenta bruscamente nel regime distorto caratterizzato da $\Delta T_S=5^\circ\text{C}$ e

$K_p=1,10$, passando a $0,218 \text{ anni}^{-1}$ sulla lunghezza $l_D=100 \text{ m}$, dunque $\lambda=21,8 \text{ guasti}/10 \text{ km}/\text{anno}$, un valore decisamente elevato, che mostra chiaramente la potenziale pericolosità del regime distorto per cavi MT qualora non si riesca a ridurre il livello di distorsione totale a valori modesti. In realtà, come nel caso trattato al paragrafo 4.1.1, il tasso di guasto non è costante, essendo $\beta_t > 1$; anzi è crescente parabolicamente, essendo $\beta_t=3$ (vedi (2.16), (2.20)).

Tabella 4.IV. Valori (in anni) di alcuni percentili notevoli ottenuti per cavi di energia MT a 20 kV isolati in EPR in regime sinusoidale nominale (ovvero per $E_D=5 \text{ kV}/\text{mm}$, $T_D=90^\circ\text{C}$) e nei tre regimi distorti considerati nel presente paragrafo (vedi anche Fig. 4.7).

percentile	reg.sinusoidale ($T_D=90^\circ\text{C}$, $E_D=5 \text{ kV}/\text{mm}$)	reg. distorto ($\Delta T_S=5^\circ\text{C}$, $K_p=1$)	reg. distorto ($\Delta T_S=5^\circ\text{C}$, $K_p=1,05$)	reg. distorto ($\Delta T_S=5^\circ\text{C}$, $K_p=1,10$)
primo ($F=0,01$)	7,25 anni	4,55 anni	2,21 anni	1,11 anni
quinto ($F=0,05$)	12,48 anni	7,84 anni	3,81 anni	1,91 anni
50-esimo (val.mediano, $F=0,50$)	29,73 anni	18,67 anni	9,07 anni	4,56 anni
valore atteso (MTTF, $\mu(tF)$)	30 anni	18,84 anni	9,15 anni	4,60 anni
63.2-esimo (α_t , $F=0,632$)	33,59 anni	21,10 anni	10,25 anni	5,15 anni
95-esimo ($F=0,95$)	48,43 anni	30,41 anni	14,77 anni	7,42 anni

Ciò è testimoniato dagli andamenti della funzione azzardo in funzione del tempo di servizio (in per-unit della vita di progetto), calcolati secondo la (3.24) in base ai soprariportati valori di α_t ottenuti nel regime sinusoidale nominale di progetto, e nel regime distorto caratterizzato da $\Delta T_S=5^\circ\text{C}$ e $K_p=1,10$, illustrati nel grafico di Fig. 4.8.

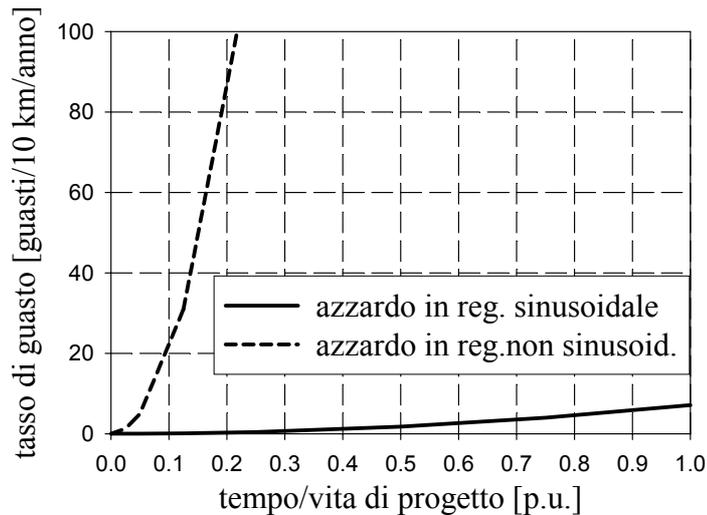


Fig. 4.8. Tasso di guasto (in guasti/10 km/anno) in funzione del tempo di servizio (normalizzato rispetto alla vita di progetto) nel regime sinusoidale nominale, e nel regime distorto caratterizzato da $\Delta T_s=5^\circ\text{C}$ e $K_p=1,10$, per i cavi MT a 20 kV isolati in EPR.

Dalla Fig.4.8 si rileva chiaramente l'abnorme crescita del tasso di guasto in funzione del tempo di servizio nel regime distorto considerato, rispetto al regime sinusoidale nominale; inoltre, si nota che l'elevato valore considerato per β_t si presta a descrivere sia il tratto *b* sia il tratto *c* della curva della vasca da bagno nel caso di regime sinusoidale, mentre in regime distorto enfatizza il precoce passaggio dalla fase dei guasti casuali a quella dei guasti di vecchiaia.

L'analisi affidabilistica per i cavi MT da 20 kV isolati in EPR qui considerati è conclusa dal calcolo delle funzioni probabilità di guasto e affidabilità in funzione del tempo di servizio (sempre in per-unit della vita di progetto), per regime sinusoidale e regime distorto caratterizzato da $\Delta T_s=5^\circ\text{C}$ e $K_p=1,10$, riportate in Fig. 4.9.

L'elevata incidenza della distorsione armonica sull'affidabilità del progetto è testimoniata dal fatto che la riduzione dell'affidabilità (ovvero la complementare crescita della probabilità di guasto) è drastica nel regime non sinusoidale considerato, tanto che in tale regime l'affidabilità è praticamente già nulla (e quindi la probabilità di guasto già pressoché coincidente con la certezza) per un tempo pari a metà della vita attesa di progetto dei cavi.

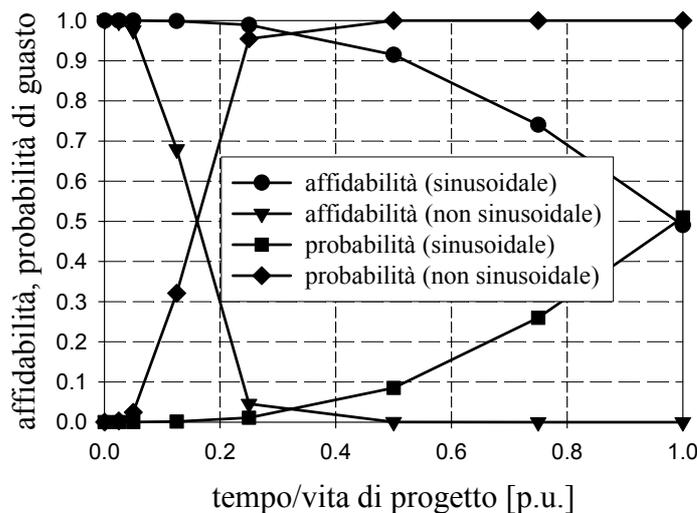


Fig. 4.9. Funzioni probabilità di guasto e affidabilità in funzione del tempo di servizio (normalizzato rispetto alla vita di progetto) nel regime sinusoidale nominale, e nel regime distorto caratterizzato da $\Delta T_s=5^\circ\text{C}$ e $K_p=1, 10$, per i cavi MT a 20 kV isolati in EPR.

4.1.4 Cavi di energia BT isolati in XLPE

Si esaminano ora cavi di energia per bassa tensione alternata a 400 V (valore efficace della tensione concatenata nominale) isolati in XLPE, dello stesso tipo analizzato più in dettaglio in [9]. Si suppone che essi siano parte di una rete di distribuzione in BT che opera in regime marcatamente distorto, in presenza quindi di armoniche di tensione e corrente significative. Come precisato al paragrafo 4.1, la base per le stime di vita e per le valutazioni affidabilistiche in regime distorto è il modello semplificato (3.19), o l'equivalente modello semplificato (3.18). Per i cavi ora esaminati la vita attesa di progetto (in sostanza il MTTF) è pari a 20 anni, la temperatura di progetto T_D è pari a 90°C , mentre né la lunghezza, né il campo elettrico di progetto sono stati specificati in [9]. Pertanto, se ne possono desumere i valori di L_0' e L_S , quest'ultimo pari appunto ai 20 anni di vita attesa di progetto; i valori di tali parametri, unitamente a quelli degli altri parametri relativi al regime distorto sono forniti in [9] e sono riportati in Tabella 4.V. Nella Tabella non compare il valore prescelto per β_t , in questo caso pari a 2, come per l'isolamento in XLPE analizzato al paragrafo 4.1.1; come allora osservato, tale valore corrisponde a una situazione di

moderato invecchiamento, e fornisce in base alla (2.16) un tasso di guasto linearmente crescente nel tempo.

Tabella 4.V. Valori dei parametri del modello (4.19) utilizzato per la stima di vita in regime non sinusoidale di cavi di energia per BT a 400 V isolati in XLPE [9]

parametro	dimensione	valore
L_0'	h	$6,35 \cdot 10^8$
L_S	h	$1,76 \cdot 10^5$
n_p	adimensionale	14,8
B	K	12450

I valori dei restanti parametri del modello sinusoidale elettrotermico (3.7) utilizzabile congiuntamente ai modelli per regime distorto non sono desumibili in base alle sole informazioni di progetto di cui sopra, né sono stati forniti in [9] (anche se è ragionevole pensare che non si discostino troppo da quelli già riportati per isolamenti in XLPE per cavi al precedente paragrafo 4.1.1). Pertanto, poiché valutazioni di vita assoluta non sono possibili in assenza dei parametri del modello elettrotermico sinusoidale (3.7), i calcoli illustrati in questo paragrafo sono relativi al solo confronto fra percentili di tempo al guasto e funzioni affidabilistiche ottenuti in regime sinusoidale nominale ed in regime distorto, quest'ultimo individuato al solito dai valori di ΔT_S e K_p che lo caratterizzano. Il confronto viene effettuato, analogamente al precedente paragrafo 4.1.3, fra i regimi seguenti:

- a) regime sinusoidale nominale relativo a campo elettrico di progetto E_D (non noto) e temperatura di progetto T_D (nota e pari a 90°C), che si sa fornire un valore di vita attesa pari a 20 anni (ciò consente, essendo noto β_t , di risalire al valore di $\alpha_t(E_D, T_D)$ tramite la (2.22) e quindi, mediante il modello probabilistico implicito (3.22), al generico percentile di tempo al guasto $t_F(F; E_D, T_D)$, per qualunque valore di probabilità di guasto F);
- b) regime distorto avente effetto solo sulla temperatura, e tale da produrre un aumento $\Delta T_S=10^\circ\text{C}$ della temperatura massima dell'isolamento del componente rispetto al valore sinusoidale nominale $T_S=T_D$;

- c) regime distorto avente effetto sia sulla temperatura, sia sul campo elettrico, in modo da produrre un $\Delta T_S=10^\circ\text{C}$ e un valore del fattore $K_p=1,10$;
- d) regime distorto avente effetto sia sulla temperatura, sia sul campo elettrico, in modo da produrre un $\Delta T_S=10^\circ\text{C}$ e un valore del fattore $K_p=1,20$.

Si noti che il valore ipotizzato per ΔT_S è doppio rispetto a quello del caso dei cavi per MT trattato al paragrafo 4.1.3, come pure il valore massimo ora ipotizzato per K_p è assai maggiore rispetto a quello massimo del paragrafo 4.1.3; facendo l'ipotesi di somma dei picchi delle tensioni armoniche, un valore di $K_p=1,20$ si ottiene ad esempio sommando alla fondamentale una 5^a armonica di ampiezza pari al 11,5% della fondamentale, e una 7^a armonica di ampiezza pari al 8,2% della fondamentale (con un Total Harmonic Distortion of Voltage, THDV, del 14.1%). Questi valori di ΔT_S e K_p sono comunque ragionevoli, trattandosi ora di cavi per reti di distribuzione in BT, soggette in genere, come noto, a livelli di distorsione in tensione e corrente considerevolmente superiori rispetto alle reti di distribuzione in MT, specie in presenza di reti di alimentazione in MT "deboli" (cioè a bassa potenza di corto circuito), di carichi distorcenti rilevanti e di assenza di sistemi di filtraggio delle armoniche (o in presenza di occasionali condizioni di risonanza-parallelo fra banchi di condensatori e impedenza equivalente della rete) [45], [46].

A causa dei valori scelti per ΔT_S e K_p , la riduzione di vita dovuta alla distorsione armonica in questo caso è ancor più notevole che in quello trattato al paragrafo 4.1.3 (per $K_p=1,1$ riduzione di vita è di circa un ordine di grandezza, per $K_p=1,2$ è ancora maggiore), come desumibile dal confronto fra la precedente Tabella 4.IV e la seguente Tabella 4.VI; quest'ultima riporta i valori degli stessi percentili notevoli di Tabella 5.IV, ottenuti però nel regime sinusoidale nominale e nei tre regimi distorti definiti in questo paragrafo. Come si desume dalla Tabella 4.VI, anche nel presente caso la riduzione di vita è imputabile prevalentemente alla distorsione della forma d'onda di tensione, ossia al valore di K_p (ovviamente tanto più quanto maggiore è tale valore), mentre il solo effetto termico (cioè l'incremento di temperatura provocato dalle armoniche) non

è sufficiente a descrivere l'effetto complessivo del regime non sinusoidale sull'accelerazione dei processi di invecchiamento degli isolamenti considerati.

I valori di standard deviation che si deducono in base alla (2.23), se rapportati al MTTF, sono più contenuti in questo caso rispetto ai casi precedenti; infatti, si ha $\sigma(E_D, T_D)=10,5$ anni, $\sigma(\Delta T_S=10^\circ\text{C}, K_p=1,10)=1,02$ anni, il che implica una minor incertezza sulla stima dei percentili soprariportati, testimoniata dalla minore ampiezza dei corrispondenti intervalli di confidenza (omessi per brevità). Resta ancora e sempre opportuno considerare con cautela queste stime dei percentili di vita e le successive valutazioni affidabilistiche, a maggior ragione in regime distorto, come osservato al paragrafo precedente.

Tabella 4.VI. Valori (in anni) di alcuni percentili notevoli ottenuti per cavi di energia per BT a 400 V isolati in XLPE [9] in regime sinusoidale nominale e nei tre regimi distorti considerati nel presente paragrafo.

percentile	reg.sinusoidale ($T_D=90^\circ\text{C}$, E_D)	reg.distorto ($\Delta T_S=10^\circ\text{C}$, $K_p=1$)	reg.distorto ($\Delta T_S=10^\circ\text{C}$, $K_p=1,10$)	reg.distorto ($\Delta T_S=10^\circ\text{C}$, $K_p=1,20$)
primo ($F=0,01$)	2,27 anni	0,90 anni	0,22 anni	0,05 anni
quinto ($F=0,05$)	5,12 anni	2,04 anni	0,50 anni	0,12 anni
50-esimo ($F=0,50$)	18,82 anni	7,50 anni	1,83 anni	0,45 anni
valore atteso (MTTF, $\mu(t_F)$)	20 anni	7,99 anni	1,95 anni	0,48 anni
63,2-esimo (α_t , $F=0,632$)	22,60 anni	9,01 anni	2,20 anni	0,54 anni
95-esimo ($F=0,95$)	39,12 anni	15,60 anni	3,81 anni	0,93 anni

Dal valore del MTTF si ricava un valore del tasso di guasto medio in regime sinusoidale $\lambda=1/\mu(t_F)=1/\text{MTTF}=0,05 \text{ anni}^{-1}$ sulla pezzatura di progetto (di lunghezza l_D non specificata, come precisato), quindi $\lambda=5$ guasti/100 pezzature/anno, mentre il tasso di guasto medio cresce bruscamente nel regime distorto caratterizzato da $\Delta T_S=10^\circ\text{C}$ e $K_p=1,10$, passando a $0,51 \text{ anni}^{-1}$ sulla pezzatura di progetto, ossia $\lambda=51,3$ guasti/100pezzature/anno, un valore assai elevato, che mostra chiaramente l'estrema pericolosità del regime distorto per cavi BT qualora non si riesca a contenere opportunamente il livello di distorsione. Come nel caso trattato ai paragrafi 4.1.1 e 4.1.3, il tasso di guasto non è costante, essendo $\beta_t > 1$; anzi è crescente linearmente, essendo $\beta_t=2$ (vedi (2.16), (2.20)). Ciò è testimoniato dagli andamenti della funzione azzardo in funzione del tempo di servizio (in per-unit della vita di progetto), calcolati secondo la (3.24) in base ai soprariportati valori di α_t ottenuti nel regime sinusoidale nominale di progetto, e nel regime distorto caratterizzato da $\Delta T_S=10^\circ\text{C}$ e $K_p=1,10$, illustrati nel grafico di Fig. 4.10. Dalla Figura si rileva chiaramente l'abnorme crescita del tasso di guasto in funzione del tempo di servizio nel regime distorto considerato, rispetto al regime sinusoidale nominale.

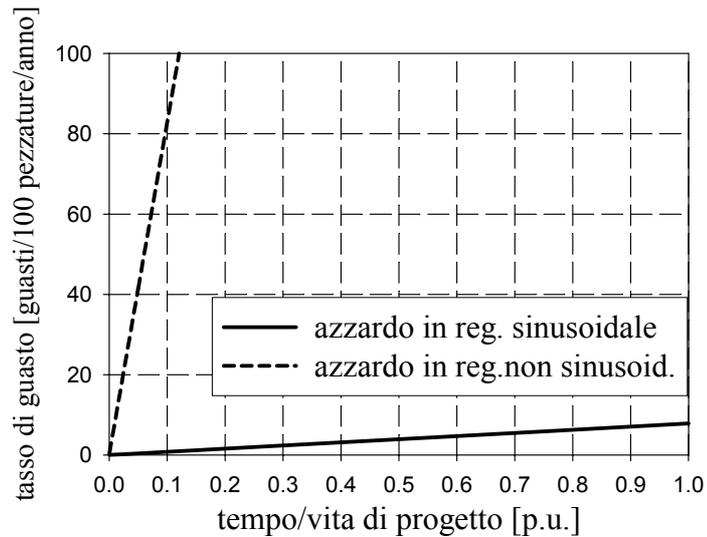


Fig. 4.10. Tasso di guasto (in guasti/100 pezzature/anno) in funzione del tempo di servizio (normalizzato rispetto alla vita di progetto) nel regime sinusoidale nominale, e nel regime distorto caratterizzato da $\Delta T_s=10^\circ\text{C}$ e $K_p=1,10$, per cavi BT a 400 V isolati in XLPE [9].

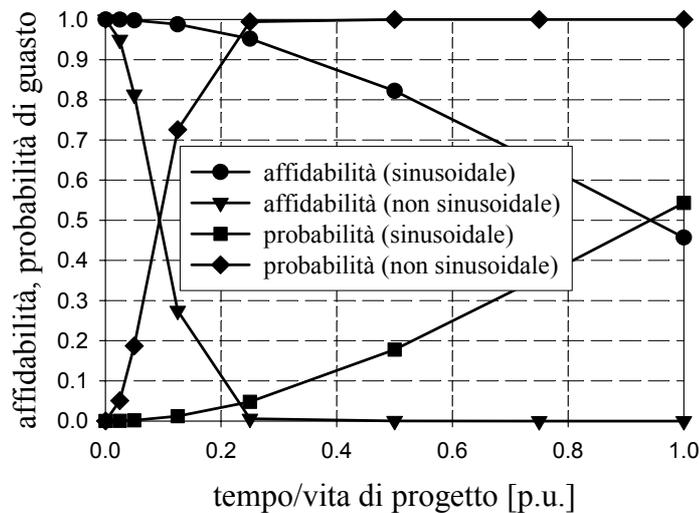


Fig. 4.11. Funzioni probabilità di guasto e affidabilità in funzione del tempo di servizio (normalizzato rispetto alla vita di progetto) in funzione del tempo di servizio (normalizzato rispetto alla vita di progetto) nel regime sinusoidale nominale, e nel regime distorto caratterizzato da $\Delta T_s=10^\circ\text{C}$ e $K_p=1,10$, per cavi BT da 400 V isolati in XLPE [9].

L'analisi affidabilistica per i cavi BT da 400 V isolati in XLPE qui considerati è conclusa dal calcolo delle funzioni probabilità di guasto e affidabilità in funzione del tempo di servizio (sempre in per-unit della vita di progetto), per regime sinusoidale e regime distorto caratterizzato da

$\Delta T_S=10^\circ\text{C}$ e $K_p=1,10$, riportate in Fig. 4.10. L'elevata incidenza della distorsione armonica sull'affidabilità del progetto è testimoniata dal fatto che la riduzione dell'affidabilità (o, in maniera equivalente, la complementare crescita della probabilità di guasto) è drastica nel regime non sinusoidale considerato, tanto che in tale regime l'affidabilità è praticamente già nulla (e quindi la probabilità di guasto già pressoché coincidente con la certezza) per un tempo pari a un quarto della vita attesa di progetto dei cavi.

4.2 Il ruolo del fattore di forma, K_f , nel regime distorto.

Come illustrato al paragrafo 3.3, i parametri di stress elettrico con cui si caratterizzano i regimi non sinusoidali sono i tre fattori di tensione distorta, fattore di picco, K_p , fattore di forma, K_f e fattore efficace, K_{rms} , già definiti (vedi paragrafo 3.3). Come detto nei paragrafi precedenti, il parametro che finora veniva considerato essere il maggior responsabile nella riduzione di vita degli isolanti, in presenza di regime distorto, era il fattore di picco. Il quale tiene conto della sovraelongazione del picco di tensione distorta, rispetto al valore di picco della tensione sinusoidale nominale.

In maniera analoga il fattore efficace tiene conto del rapporto esistente tra i valori efficaci, appunto, della tensione distorta e della tensione sinusoidale nominale.

Quanto al fattore di forma, invece, esso tiene conto della forma dell'onda della tensione distorta, essendo legato alla rapidità di variazione del fronte d'onda, come mostrato qui di seguito.

Nei sistemi elettrici di potenza, infatti, la generica forma d'onda di tensione distorta, $v(t)$, può esprimersi in serie di Fourier come sovrapposizione di N armoniche di tensione, in questo modo:

$$v(t) = \sum_{h=1}^N V_h \sin(h\omega_1 t + \varphi_h) \quad (4.1)$$

dove V_h è l'ampiezza della generica armonica, h è l'ordine dell'armonica, ω_1 è la pulsazione della tensione fondamentale, corrispondente alla frequenza di alimentazione (50 o 60 Hz) e φ_h è la fase dell'armonica h . Analogamente, la derivata di $v(t)$ può esprimersi come:

$$\frac{dv(t)}{dt} = \sum_{h=1}^N h\omega_1 V_h \cos(h\omega_1 t + \varphi_h) \quad (4.2)$$

Il valore efficace della derivata è:

$$\left. \frac{dv(t)}{dt} \right|_{rms} = \frac{\omega_1}{\sqrt{2}} \sqrt{\sum_{h=1}^N h^2 V_h^2} \quad (4.3)$$

Dividendo la (4.3) per il valore efficace della derivata di un'onda sinusoidale avente pulsazione ω_1 e stessa ampiezza della fondamentale dell'onda distorta, si ottiene:

$$K_f = \sqrt{\sum_{h=1}^N h^2 \alpha_h^2} \quad (4.4)$$

In cui $\alpha_h = V_h/V_{1,n}$. Dunque il parametro K_f , definito fattore di forma, tiene conto, appunto, della **forma dell'onda** di tensione, in quanto è legato alla pendenza dell'onda considerata. In particolare K_f è definito come il rapporto tra il valore efficace della derivata della tensione distorta ed il valore efficace della derivata della tensione sinusoidale nominale, usata come riferimento.

È noto come in precedenti lavori si focalizzasse l'attenzione solo al ruolo svolto dal fattore di picco [[10][11]], utilizzando quindi il modello semplificato riportato in (3.19).

Allo scopo però di tener conto della possibilità che anche il ruolo svolto dagli altri due fattori di tensione distorta K_f e/o K_{rms} , potesse non essere sempre trascurabile nei confronti del fattore di picco, K_p , si è deciso di riconsiderare il modello di vita elettrotermico completo, discusso al paragrafo 3.3. e riportato in (3.17).

Di seguito vengono pertanto illustrati e discussi alcuni studi condotti considerando il modello di vita espresso dalla (3.17), che prevede quindi la presenza di tutti i fattori di tensione distorta, K_p , K_f e K_{rms} .

Gli studi sono stati condotti sia tramite simulazioni (vedi paragrafo 4.3), sia sulla base di misure (disponibili in letteratura [53][54]) effettuate presso la metropolitana di Roma (vedi paragrafo 4.4).

4.3 Stime di vita ottenute considerando tutti i fattori di tensione distorta

Come evidenziato nei precedenti paragrafi, anche un moderato grado di distorsione armonica può provocare significative diminuzione di vita dei componenti elettrici, in particolare del loro isolante. Lo standard europeo individuato dalla norma EN 50160 [55] ha fissato i limiti di distorsione armonica che non possono essere superate nella pubblica distribuzione. I limiti fissati da [55] sono di tipo probabilistico, nel senso che viene prescritto che, nelle normali condizioni di esercizio, durante ogni settimana, il 95% del valore efficace medio di ogni singola armonica di tensione deve rispettare i limiti prescritti nella Tabella 1 di [55] (indicati in termini percentuali del valore efficace della tensione nominale). In ogni caso, pur restando entro i limiti (probabilistici) stabiliti dalla normativa vigente [55], si possono avere significative riduzioni dell'affidabilità dei componenti elettrici e dunque dell'intero sistema elettrico di cui fanno parte.

Allo scopo di indagare in dettaglio tale eventualità, in questo paragrafo si riportano i risultati ottenuti da uno studio di tipo parametrico [14] condotto su cavi, alimentati a 20 kV, con cui vengono equipaggiati, ad esempio, i convertitori ac/dc nei sistemi di trazione metropolitana [53][54]; in cui si sono ipotizzati livelli di distorsioni armoniche coerenti con i limiti disposti dalla normativa [55].

In questo caso si è adottato il modello di vita completo proposto in (3.17).

A tal proposito conviene riportare anche qui la formulazione della (3.17), per precisare meglio il significato fisico che può essere dato al termine ΔcT_{arm} , che ivi compare.

$$L_{NS}(E, T) = L_S \exp(-B\Delta cT_{arm}) K_p^{-n_p} K_f^{-n_f} K_{rms}^{-n_r} \quad (3.17)$$

Come noto dalla (3.14), infatti, ΔcT_{arm} è definita nel modo seguente:

$$\Delta cT_{arm} = 1/T_S - 1/(T_S + \Delta T_{arm}) \quad (3.14)$$

Ma ΔcT_{arm} può anche scriversi, in maniera equivalente, nel modo seguente:

$$\Delta cT_{arm} = \left(\frac{\Delta T_{arm} / T_S}{T} \right) \quad (4.5)$$

Che ha il vantaggio di indicare come il ΔcT_{arm} rappresenti il rapporto tra l'incremento di temperatura dovuto alle armoniche (espresso in p.u della temperatura presente nel regime sinusoidale), e la temperatura finale che si instaura nel regime distorto $T = \Delta T_{arm} + T_S$.

Il caso studio, come accennato, fa riferimento ad un tipico sistema di alimentazione come quello impiegato nella metropolitana di Roma [53][54]. In particolare, nel caso in esame i dati presi in considerazione sono i seguenti:

- rete ac alimentata a 20kV
- cavi isolati in XLPE
- sottostazione di conversione ac/dc equipaggiata con convertitori a doppio ponte, 12 impulsi (non controllati) di grande taglia. Quindi fra le armoniche caratteristiche predominano quelle di ordine 11 (E11) e 13 (E13), le uniche considerate in questo caso.
- Tutti i regimi distorti rispettano i limiti probabilistici fissati nella norma EN 50160.

I valori dei parametri utilizzati nel modello (3.17) sono indicati in Tabella 4.VII. (si veda [14])

Tabella 4.VII Valori del modello (3.17) usati per l'analisi affidabilistica sui cavi isolati in XLPE alimentati 20 kV

parameteri	dimensioni	valore
B	K	12430
α_S	anni	33,6
n_p	adimensionale	14,8
n_f	adimensionale	4,9
n_{rms}	adimensionale	1,2
β_t	adimensionale	3

Sono stati ipotizzati diversi regimi di distorsione armonica, oltre al regime sinusoidale di progetto, classificati secondo le specifiche di seguito riportate:

0. regime sinusoidale di progetto: $E=5 \text{ kV/mm}$; $T_s=90 \text{ }^\circ\text{C}$
1. regime distorto #1: $\Delta T_S=5 \text{ }^\circ\text{C}$; $K_p=K_f=K_{rms}=1$
2. regime distorto #2: $\Delta T_S=5 \text{ }^\circ\text{C}$; $\sigma_1=30\%$; $THD_V=3,0\%$
3. regime distorto #3: $\Delta T_S=5 \text{ }^\circ\text{C}$; $\sigma_2=10\%$; $THD_V=3,9\%$
4. regime distorto #4: $\Delta T_S=5 \text{ }^\circ\text{C}$; $\sigma_2=10\%$; $K_f=K_{rms}=1$
5. regime distorto #5: $\Delta T_S=0 \text{ }^\circ\text{C}$; $\sigma_2=10\%$; $THD_V=3,9\%$

Come si vede dall'elenco qui sopra, sono stati scelti due diversi valori di deviazione standard, $\sigma_1=30\%$ e $\sigma_2=10\%$, per la generazione delle distribuzioni di probabilità delle armoniche di tensione [14], pur rimanendo comunque entro i limiti stabiliti in [55], come già ricordato ampiamente.

Di seguito vengono riportati e discussi i principali risultati ottenuti.

In Tabella 4.VIII sono riportati i valori, espressi in anni, di alcuni percentili notevoli di tempi al guasto; il valore del tempo medio al guasto, MTTF ed il valore della deviazione standard della distribuzione di probabilità dei tempi al guasto, nei vari regimi di funzionamento considerati.

Tabella 4.VIII Valori (in anni) di alcuni percentili notevoli di tempo al guasto, MTTF, deviazione standard dei tempi al guasto; nel caso sinusoidale e nei regimi distorti considerati #1, #2, #3, #4, #5.

Regime → Percentile ↓	Sinusoidale: E=5kV/mm; T _S =90°C	Distorto #1: ΔT _S =5°C K _F =K _F =K _{RMS} =1	Distorto #2: ΔT _S =5°C σ ₁ =30% THD _V =3,0%	Distorto #3: ΔT _S =5°C σ ₂ =10% THD _V =3,9%	Distorto #4: ΔT _S =5°C σ ₂ =10% K _F = K _{RMS} =1	Distorto #5: ΔT _S =0°C σ ₂ =10% THD _V =3,9%
1°	7,25	4,55	1,69	1,24	2,04	1,98
5°	12,5	7,84	2,91	2,14	3,52	3,41
50°	29,7	18,7	6,93	5,10	8,38	8,12
MTTF=μt	30,0	18,8	7,00	5,15	8,46	8,19
63,2° =αt	33,6	21,1	7,83	5,76	9,47	9,18
95°	48,4	30,4	11,3	8,31	13,7	13,2
σ (tF,NS)		6,85	1,87	2,54	3,07	2,98

Analizzando i dati riportati in Tabella 4.VIII, si possono fare le seguenti considerazioni:

- confrontando i regimi #1 e #2, si nota come vi sia un effetto prevalente delle armoniche di tensione rispetto alla temperatura, nei confronti della riduzione di vita dell'isolante. Ciò è forse più evidente se si confrontano i regimi #1 e #5, in cui si ipotizza assenza di riscaldamento addizionale dovuto alle armoniche di tensione ($\Delta T_S=0^\circ\text{C}$);
- confrontando i regimi #2 e #3, si nota come valori minori di deviazione standard delle armoniche di tensione/campo elettrico siano associati a valori maggiori di THDV e causino una maggiore riduzione di vita;
- confrontando infine il regime #3 con il #4, si nota come, a parità di altri fattori (stessi $\Delta T_S=5^\circ\text{C}$ e $\sigma_2=10\%$), il fattore di forma, K_f , ed il fattore efficace, K_{rms} , non sono trascurabili rispetto al ruolo (ben noto) svolto dal fattore di picco, K_p , ai fini dell'invecchiamento dell'isolante.

In questo caso, quindi, risulta evidente come, pur in presenza di distorsioni armoniche che potrebbero, dal punto di vista normativo, essere realmente presenti in una rete di distribuzione pubblica, l'effetto che essa causerebbe, sulla degradazione (invecchiamento) dell'isolante, è importante. Ciò conferma ampiamente quanto visto nei precedenti

paragrafi in cui si sono riportati i risultati di prove di vita fatti su diversi materiali isolanti utilizzando però il modello di vita semplificato (3.19).

Il fatto nuovo però, in questo caso, in cui invece si è considerato il modello di vita completo (3.17), è il seguente. La riduzione di vita dell'isolante si aggrava ulteriormente, rispetto al caso in cui si considera il modello semplificato, con la presenza del solo fattore di picco, K_p , ritenuto il fattore prevalente nei processi di degradazione dell'isolante.

In particolare, come evidenziato in Fig. 4.12, tra K_f e K_{rms} , è il fattore di forma K_f , a giocare il ruolo maggiore; inoltre, come si vede sempre in Fig. 4.12, il fattore di forma K_f , tende ad avere valori maggiori di K_p , all'aumentare del valore efficace dell'armonica di riferimento (si ricordi, comunque, che i valori degli esponenti a cui vanno elevati i fattori di tensione distorta del modello (3.17), sono diversi, come indicato in Tabella 4.VII).

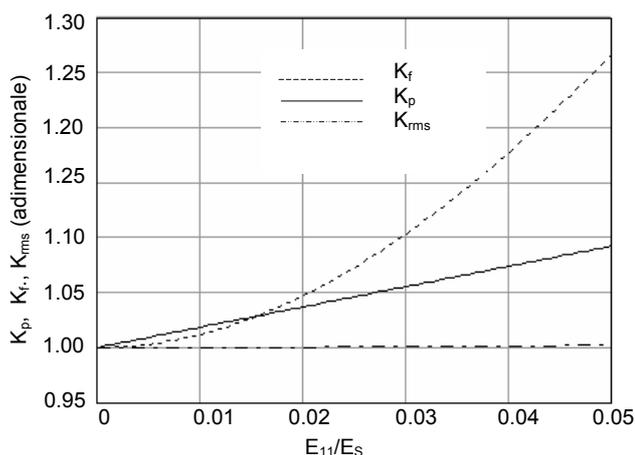


Fig. 4.12. Valori di K_p , K_f e K_{rms} della 11^a armonica di tensione, E_{11} in funzione di E_{11} (in p.u della tensione nominale sinusoidale a frequenza di rete, E_s).

I risultati ottenuti, illustrati in Tabella 4.VIII, in alcuni casi mostrano drammatiche riduzioni di vita dell'isolante. Occorre però tener in conto che solo raramente la temperatura di progetto di un cavo viene effettivamente raggiunta durante il normale funzionamento. Per tale motivo, i risultati ottenuti potrebbero sottostimare la durata reale di vita dell'isolamento nelle normali condizioni di funzionamento. Infatti, la frazione di vita che si perderebbe a causa della presenza di distorsione armonica, potrebbe risultare ampiamente compensata, proprio dalla minor temperatura di servizio (rispetto alla temperatura di progetto) alla quale si trovano ad

operare realmente i cavi. In ogni caso, come ribadito in precedenti occasioni, questi dati andrebbero generalizzati con molta cautela, essendo essenzialmente indicazioni in termini di ordini di grandezza. Ciò nondimeno, le considerazioni esposte possono fornire utili indicazioni, soprattutto considerando che tanto il libero mercato, quanto il progresso tecnologico, tendono ad orientare le scelte di progetto in modo da ridurre sempre più il divario attualmente esistente tra temperatura di progetto e temperatura di servizio effettivo.

4.4 Stime di vita basate su misure presso la metropolitana di Roma

In questo paragrafo viene illustrato uno studio condotto sulla base di misure effettuate presso la metropolitana di Roma, reperibili in [53][54]. In questo caso quindi viene testato il modello di vita completo (3.17) sulla base di dati ottenuti da misure effettuate presso la metropolitana di Roma durante il suo usuale funzionamento.

Nella metropolitana di Roma i treni sono alimentati in corrente continua, tramite un sistema elettrico dedicato che prevede l'impiego di convertitori ac/dc collegati direttamente alla rete pubblica di media tensione (20 kV). Pur rimandando per maggior dettagli alla letteratura specifica [53][54], appare utile richiamare nel seguito alcune caratteristiche dei convertitori impiegati nella metropolitana di Roma, principali responsabili della presenza di armoniche in rete, oltre alle ipotesi essenziali assunte nel corso della ricerca.

Le sottostazioni di conversione ac/dc sono equipaggiate con convertitori a doppio ponte, 12 impulsi (non controllati) di grande taglia. Essi rappresentano il maggior carico e le armoniche di corrente che generano sono quelle caratteristiche per un raddrizzatore a 12 impulsi, ossia 11^a, 13^a, 23^a e 25^a. Inoltre, la presenza di ulteriori carichi non lineari fa registrare la presenza anche di armoniche di ordine 5 e 7.

Per meglio apprezzare la sensibilità del modello completo (3.17) ai vari fattori di tensione distorta, si è ipotizzato un regime termico dei cavi di alimentazione pari a quello di progetto (si veda in proposito le

considerazioni finali fatte al paragrafo 4.3), pertanto in (3.17) si pone $\Delta cT_{arm}=0$. Ciò è ampiamente giustificabile, come diffusamente argomentato in [15].

Le stime di vita sono state effettuate assumendo cavi isolati in XLPE con una vita di progetto (cioè il MTTF) pari a 30 anni.

Inoltre, i valori dei parametri n_p , n_f e n_{rms} utilizzati nel modello (3.17), sono gli stessi illustrati in Tabella 4.VII.

Il funzionamento della metropolitana è stato suddiviso in due periodi distinti, in base alla tipologia di traffico presente.

In particolare si sono individuati periodi a traffico intenso (ore TI), dalle ore 7:00 alle ore 9:00 e dalle ore 17:00 alle ore 20:00; e periodi a traffico scarso (ore TS) nelle ore rimanenti.

I valori misurati vengono forniti in termini di valor medio e deviazione standard, sia dei valori efficaci delle armoniche di tensione, sia di fase.

La procedura seguita per calcolare i relativi valori dei fattori di tensione distorta, è stata la seguente.

Innanzitutto si è determinata una funzione di distribuzione di probabilità (pdf) di ampiezza e fase delle armoniche di tensione, nell'ipotesi che sia il valore efficace delle armoniche, sia la fase, venissero generate (tramite una simulazione Monte Carlo con 5000 eventi) come variabili casuali, in modo che, per ciascuna armonica, il valor medio di ampiezza, $\mu(V_h)$, e fase, $\mu(\varphi_h)$ e la relativa deviazione standard $\sigma(V_h)$ e $\sigma(\varphi_h)$, fossero quelli riportati in [53][54]. Sono stati inoltre ipotizzati i seguenti quattro differenti tipi di correlazioni tra i valori efficaci delle tensioni armoniche e quello delle fasi [15].

Essendo infatti entrambe le grandezze (valore efficace e fase) generate come variabili casuali, non è noto a priori il loro reciproco grado di correlazione, ossia non è noto con quale ordine gli N elementi generati casualmente per la tensione vadano attribuiti agli N elementi generati casualmente per l'angolo di fase. Allo scopo di considerare dunque tutte le possibili combinazioni, sono stati ipotizzati i seguenti quattro casi di correlazione armonica:

- a) totale correlazione (TC): tutte le armoniche (caratteristiche e non) sono correlate tra loro;

- b) totale non correlazione (TN): tutte le armoniche non sono correlate tra loro;
- c) correlazione separata (CS): le armoniche caratteristiche sono correlate tra loro; le armoniche non caratteristiche sono correlate tra loro (*senza correlazione tra i due tipi di armoniche*);
- d) correlazione caratteristica (CC): armoniche caratteristiche correlate tra loro, armoniche non caratteristiche non correlate tra loro.

Per quanto riguarda i fattori di tensione distorta illustrati al paragrafo 3.3, essi sono stati riconsiderati, distinguendo il contributo che ad essi viene fornito dalla fondamentale della tensione distorta da quello della tensione sinusoidale nominale (di progetto).

I parametri di tensione distorta vengono quindi riscritti nella seguente formulazione:

$$K_p = \left(\frac{V_p}{V_{1p}} \right) \left(\frac{V_{1p}}{V_{1p,n}} \right) = K_{p,h} K_{p,1} \quad (4.6)$$

In cui K_p viene suddiviso nei due contributi [56] $K_{p,h} = V_p / V_{1p}$, $K_{p,1} = V_{1p} / V_{1p,n}$, in cui V_p è il valore di picco della tensione distorta; V_{1p} e $V_{1p,n}$ sono il valore di picco, rispettivamente, della fondamentale di tensione e della tensione sinusoidale nominale.

$$K_{rms} = \left(\frac{V}{V_1} \right) \left(\frac{V_1}{V_{1,n}} \right) = K_{rms,h} K_{rms,1} \quad (4.7)$$

In cui K_{rms} viene suddiviso nei due contributi $K_{rms,h} = V / V_1$ e $K_{rms,1} = V_1 / V_{1,n}$, in cui V è il valore efficace della tensione distorta; V_1 e $V_{1,n}$ sono il valore efficace, rispettivamente, della fondamentale di tensione e della tensione sinusoidale nominale;

$$K_f = \left(\sqrt{\sum_{h=1}^H h^2 \left(\frac{V_h}{V_1} \right)^2} \right) \left(\frac{V_1}{V_{1,n}} \right) = K_{f,h} K_{f,1} \quad (4.8)$$

In cui K_f viene suddiviso nei due contributi $K_{f,h} = \sqrt{\sum_{h=1}^H h^2 \left(\frac{V_h}{V_1}\right)^2}$ e

$K_{f,1} = K_{rms,1} = \frac{V_1}{V_{1,n}}$, in cui V_h è il valore efficace della h-esima armonica di

tensione [15].

Ulteriori ipotesi sono state fatte in base al periodo di funzionamento considerato. Durante il funzionamento nelle ore TI, il valore efficace della fondamentale di tensione è costante e uguale alla tensione sinusoidale nominale: $V_1 = V_{1,n}$ e $V_{1p} = V_{1p,n}$. Invece le armoniche di correnti iniettate dal convertitore ac/dc (il maggior carico presente) operante a pieno regime, è significativo e produce un non trascurabile aumento di armoniche di tensione.

Nelle ore TS, invece, le armoniche di tensioni risultano trascurabili e la tensione totale coincide di fatto con la fondamentale: $V = V_1$ e $V_p = V_{1p}$.

Introducendo tali ipotesi nelle (4.6)-(4.8) risulta, durante le ore TI:

$$K_p = K_{p,h}; K_f = K_{f,h}; K_{rms} = K_{rms,h}$$

$$\text{e, durante le ore TS: } K_p = K_{p,1}; K_f = K_{f,1}; K_{rms} = K_{rms,1}$$

In Tabella 4.IX sono confrontati i valori medi dei diversi fattori di tensione distorta misurati in [53][54], *media_m*, e quelli ottenuti tramite simulazioni, *media_s*, nel caso di totale correlazione tra ampiezza e fase delle armoniche.

Tabella 4.IX: Valori medi dei fattori di tensione distorta, ottenuti tramite misure, *media_m*, e tramite simulazioni, *media_s*; nel caso di totale correlazione tra ampiezza e fase delle armoniche di tensione.

	media_m (da misure)		media_s (da simulazione)	
	mattina	pomeriggio	mattina	pomeriggio
K_p	1,017	1,012	1,016	1,012
K_f	1,236	1,212	1,247	1,225
K_{rms}	1,002	1,002	1,002	1,002

Come si vede dai valori riportati in Tabella 4.IX, i valori misurati e quelli ottenuti da simulazioni praticamente coincidono, a conferma della bontà del metodo seguito.

In Fig. 4.13 è mostrato l'andamento delle diverse distribuzioni di probabilità ottenute per i tre fattori di tensione distorta, K_p , K_f , K_{rms} .

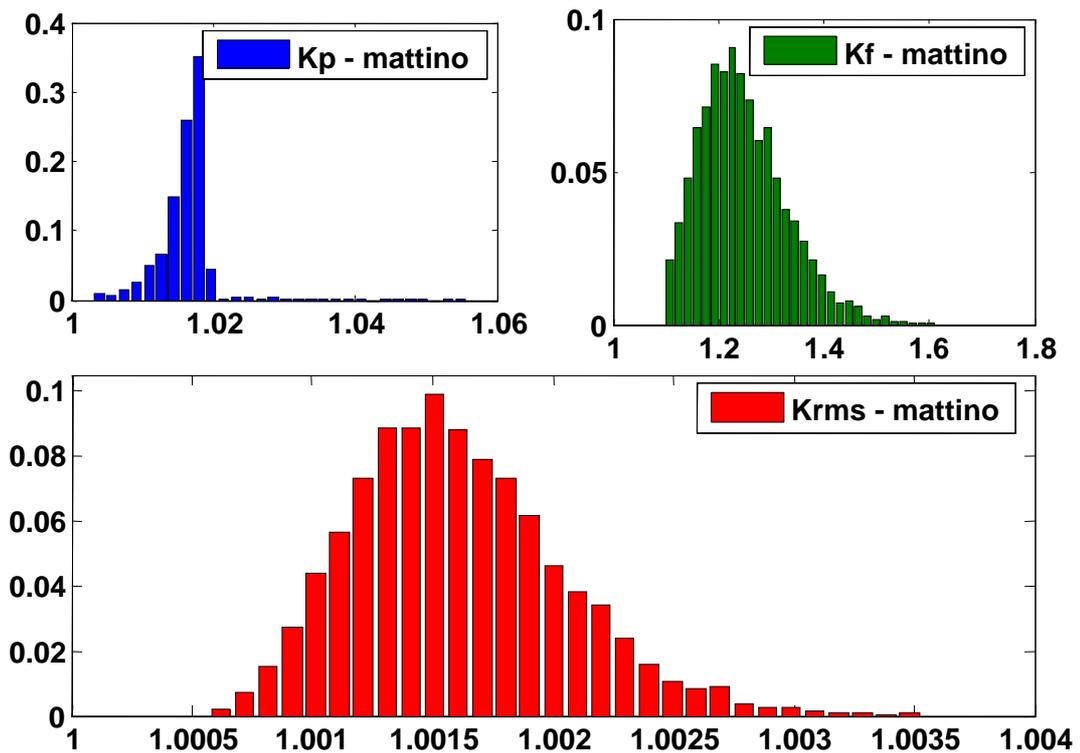


Fig. 4.13: Ore TI: pdf dei tre valori di fattori di tensione distorta K_p , K_f e K_{rms} , nel caso di totale correlazione.

Come si nota dalla Fig.4.13, nelle ore di traffico intenso (nelle ore TI pomeridiane il grafico è analogo), i fattori di tensione distorta maggiormente influenti sono il fattore di picco, K_p ed il fattore di forma, K_f . La distribuzione pdf del fattore efficace, K_{rms} , infatti mostra chiaramente quanto questi si discosti molto poco dall'unità.

In Tabella 4.X - 4.XII, sono riportati i valori di vita attesi (in anni ed in p.u. della vita in regime sinusoidale, L_s), calcolati nelle ore a traffico intenso, ottenuti considerando l'intera distribuzione campionaria (pdf) di tutti i fattori di tensione distorta (f.t.d.); l'intera pdf del solo K_p ed i valori $media_m$ e $media_s$ dei tre f.t.d. A seconda del caso di correlazione considerato (TC, TN, CS)

Tabella 4.X: valori di vita attesi (in anni ed in p.u. della vita in regime sinusoidale, L_s) ottenuti considerando l'intera distribuzione campionaria (pdf) di tutti i fattori di tensione distorta (f.t.d.); l'intera pdf del solo K_p ed i valori $media_m$ e $media_s$ dei tre f.t.d. Nel caso TC, ore TI.

	Vita (anni)	Vita (in p.u. di L_s)
Intera pdf tutti f.t.d.	7,99	0,266
Intera pdf solo K_p	24,33	0,811
$media_s$ f.t.d.	8,61	0,287
$media_m$ f.t.d.	8,96	0,299

Tabella 4.XI: valori di vita attesi (in anni ed in p.u. della vita in regime sinusoidale, L_s) ottenuti considerando l'intera distribuzione campionaria (pdf) di tutti i fattori di tensione distorta (f.t.d.); l'intera pdf del solo K_p ed i valori $media_s$ dei tre f.t.d. Nel caso TN, ore TI.

	Vita (anni)	Vita (in p.u. di L_s)
Intera pdf tutti f.t.d.	7,31	0,244
Intera pdf solo K_p	21,33	0,711
$media_s$ f.t.d.	7,67	0,256

Tabella 4.XII: valori di vita attesi (in anni ed in p.u. della vita in regime sinusoidale, L_s) ottenuti considerando l'intera distribuzione campionaria (pdf) di tutti i fattori di tensione distorta (f.t.d.); l'intera pdf del solo K_p ed i valori $media_s$ dei tre f.t.d. Nel caso CS, ore TI.

	Vita (anni)	Vita (in p.u. di L_s)
Intera pdf tutti f.t.d.	7,96	0,266
Intera pdf solo K_p	24,45	0,815
$media_s$ f.t.d.	8,68	0,289

Come si vede dalle tabelle sopra riportate (oltre che dalla Fig. 4.13), durante le ore a traffico intenso, sia K_f , sia K_p hanno un ruolo importante nella riduzione di vita, anche se il ruolo predominante è rappresentato da K_f , come evidenzia il confronto tra i valori di vita attesi calcolati considerando solo la distribuzione campionaria di K_p , e quelli ottenuti considerando tutti i fattori di tensione distorta.

In Tabella 4.XIII sono riportati i valori di vita attesi (in anni ed in p.u. della vita in regime sinusoidale, L_s), calcolati nelle ore a traffico scarso, ottenuti considerando l'intera distribuzione campionaria (pdf) di tutti i fattori di tensione distorta (f.t.d.); l'intera pdf del solo K_p ed i valori $media_m$ e $media_s$ dei tre f.t.d. Nel caso di correlazione separata.

Tabella 4.XIII: valori di vita attesi (in anni ed in p.u. della vita in regime sinusoidale, L_s) ottenuti considerando l'intera distribuzione campionaria (pdf) di tutti i fattori di tensione distorta (f.t.d.); l'intera pdf del solo K_p e valori $media_s$ dei tre f.t.d. Nel caso CS, ore TS.

	Vita (anni)	Vita (in p.u. di L_s)
Intera pdf tutti f.t.d.	18,16	0,605
Intera pdf solo K_p	21,26	0,709
$media_s$ f.t.d.	19,11	0,637
$media_m$ f.t.d.	19,17	0,639

Come si vede dai dati di Tabella 4.XIII, anche nel caso di traffico scarso la riduzione di vita che si ottiene considerando tutti i fattori di tensione distorta è maggiore di quella che si ottiene se si considera solo il fattore di picco. Anche se la differenza, in questo caso, è meno marcata di quanto accade nel caso di ore a traffico intenso.

Nelle Tabelle seguenti (4.XIV-4.XVI), sono riportati i dati riferiti a tutto il giorno (tipico) di funzionamento della metropolitana (ottenuto come media pesata tra ore TI ed ore TS), nei casi di totale correlazione, totale non correlazione e correlazione separata, tra ampiezza e fase delle armoniche di tensione durante le ore a traffico intenso.

Tabella 4.XIV: valori di vita attesi (in anni ed in p.u. della vita in regime sinusoidale, L_s) ottenuti considerando l'intera distribuzione campionaria (pdf) di tutti i fattori di tensione distorta (f.t.d.); l'intera pdf del solo K_p e valori $media_s$ e $media_m$ dei tre f.t.d. Nel caso di totale correlazione tra V_h e φ_h , nelle ore a traffico intenso.

	Vita (anni)	Vita (in p.u. di L_s)
Intera pdf tutti f.t.d.	14,42	0,481
Intera pdf solo K_p	21,86	0,729
$media_s$ f.t.d.	15,32	0,511
$media_m$ f.t.d.	15,58	0,519

Tabella 4.XV: valori di vita attesi (in anni ed in p.u. della vita in regime sinusoidale, L_s) ottenuti considerando l'intera distribuzione campionaria (pdf) di tutti i fattori di tensione distorta (f.t.d.); l'intera pdf del solo K_p e valori $media_s$ e $media_m$ dei tre f.t.d. Nel caso di totale non correlazione tra V_h e φ_h , nelle ore a traffico intenso.

	Vita (anni)	Vita (in p.u. di L_s)
Intera pdf tutti f.t.d.	13,92	0,464
Intera pdf solo K_p	21,27	0,709
$media_s$ f.t.d.	14,64	0,488
$media_m$ f.t.d.	15,58	0,519

Tabella 4.XVI: valori di vita attesi (in anni ed in p.u. della vita in regime sinusoidale, L_s) ottenuti considerando l'intera distribuzione campionaria (pdf) di tutti i fattori di tensione

distorta (f.t.d.); l'intera pdf del solo K_p e valori $media_s$ e $media_m$ dei tre f.t.d. Nel caso di correlazione separata tra V_h e φ_h , nelle ore a traffico intenso.

	Vita (anni)	Vita (in p.u. di L_S)
Intera pdf tutti f.t.d.	14,40	0,480
Intera pdf solo K_p	21,88	0,729
$media_s$ f.t.d.	15,37	0,512
$media_m$ f.t.d.	15,58	0,519

In conclusione dunque appare evidente come sia nel caso di traffico intenso, sia nel caso di traffico scarso entrambi i fattori, K_p e K_f , hanno un ruolo importante nella riduzione di vita dell'isolante.

Si può comunque affermare che K_p e K_f abbiano un ruolo complessivo paragonabile, anche se nel caso di ore a traffico intenso, il ruolo prevalente è quello di K_f , mentre nelle ore a traffico scarso il ruolo prevalente è quello di K_p .

Il risultato ottenuto appare anche coerente con le osservazioni fatte in precedenza, secondo le quali durante il funzionamento a pieno regime (ore TI) è maggiore la presenza di contenuto armonico, e dunque è più probabile che sia prevalente l'effetto imputabile alla **forma** dell'onda (quindi fattore di forma) distorta. Per contro, durante periodi di scarso carico (ore TS), il contenuto armonico è sicuramente trascurabile, mentre si potrebbe osservare (proprio in virtù di una minore richiesta di potenza) un innalzamento della tensione di alimentazione, con conseguente maggiore importanza assunta dal fattore di picco.

Infine è utile notare come i risultati conseguiti per i diversi casi di correlazione armonica ipotizzati non siano molto diversi tra loro, a conferma che i risultati ottenuti risultano sostanzialmente credibili qualunque sia l'effettivo grado di correlazione esistente.

5 INDAGINE DIAGNOSTICA

La completa funzionalità delle apparecchiature in alta tensione è basata sull'isolamento. Ai fini di condurre una manutenzione sulla base della condizione il controllo dell'apparecchiatura deve includere apparecchiature idonee a valutare lo stato dei sistemi isolanti, possibilmente differenziando fra i vari sottosistemi che normalmente sono presenti in un'apparecchiatura di alta o media tensione. La necessità di tali apparecchiature è sottolineata dal fatto che, attualmente (2006), il tasso di sostituzione delle apparecchiature nelle reti elettriche è molto ridotto, cosicché molte apparecchiature operano in prossimità dei loro limiti di esercizio e della loro vita di progetto. La possibilità di monitorare l'isolamento dal punto di vista della degradazione, degli eventi anomali (ad esempio, sovratensioni impulsive, sovraccarichi elettrici o meccanici, urti, ecc.), può contribuire a ottimizzare lo sfruttamento delle apparecchiature, consentendo una più economica gestione delle reti ed un incremento dell'affidabilità dell'intero sistema elettrico.

In questo capitolo vengono affrontati gli aspetti generali e specifici dei sistemi di controllo automatizzati usati per valutare lo stato dei sistemi isolanti per gli apparati operanti in alta tensione. In particolare, saranno analizzati [16]:

- a) le principali grandezze responsabili della degradazione dell'isolamento;
- b) gli indicatori di degradazione usati dai sistemi di controllo;
- c) il processo di raccolta delle informazioni;
- d) le relative analisi;
- e) una struttura generale del processo di controllo (valutazione dello stato).

Infine vengono presentate le implicazioni e l'interpretazione dei risultati di tali valutazioni.

5.1 Sistema Automatizzato per il Controllo dell'Isolamento

Per Sistemi Automatizzati per il Controllo dell'Isolamento (AIMS, dall'inglese Automated Insulation Monitoring System) si intende l'insieme dei dispositivi che consentono l'acquisizione sistematica e automatizzata dei dati provenienti da uno o più sensori e la relativa analisi ed elaborazione. Quest'ultima deve essere atta a fornire una indicazione quantitativa della condizione dei sotto-sistemi isolanti presenti in un apparato elettrico (ad esempio, per un generatore elettrico, il sistema di semiconduttivo in cava, l'isolamento verso massa o fra le fasi, il sistema di gradatura del campo nelle testate).

È auspicabile che gli AIMS forniscano un'indicazione complessiva dello stato di tali sottosistemi (ad esempio: normale, anormale) quantificando lo scostamento da condizioni di riferimento e separando la diagnosi dei singoli sottosistemi. Infine, dovrebbe essere fornito un processo decisionale che suggerisca l'azione specifica da adottare (per esempio: mantenere in servizio, manutenzione indifferibile, manutenzione differibile). Per elaborare meglio le informazioni sugli AIMS esistenti è possibile riferirsi alla struttura di base comune a tutti i sistemi, riportata nella Fig.5.1. Ciò permette una comprensione più chiara di che cosa i sistemi attualmente esistenti realizzano e permette un'analisi comparativa di sistemi molto differenti tra loro, sia in base ai sensori utilizzati, sia in base al tipo di isolamento controllato.

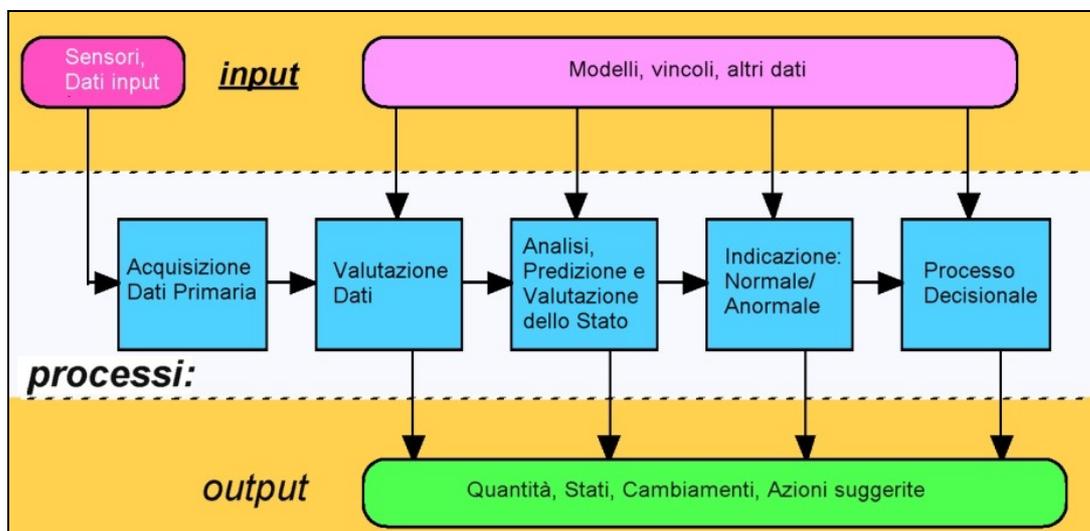


Fig. 5.1 Flow-Chart struttura di base comune a tutti gli AIMS

Come indicato in Tabella 5.I è stata considerata una vasta gamma di apparecchiature operanti in alta tensione e, conseguentemente, anche di diverse strutture di isolamento.

Tabella 5.I: Elenco di apparecchiature di base considerate nello studio del monitoraggio on-line dell'isolamento

Macchine Rotanti	Scaricatori (ossidi metallici)
A turbina	Con Gap
Idraulici	Senza Gap
Motori inseriti in processi critici In bassa tensione In media tensione	Condensatori
Trasformatori	Carta-Olio
In Carta/Olio	Polimeri-Olio
Variatori di tensione sotto carico in olio	Cavi
In SF6	Cavi in isolante solido polimerico
In resina	Cavi in olio fluido e/o miscela
Interruttori	Fibra ottica
Olio	Isolatori
In SF6	Passanti
Aria	Isolatori di supporto
	Linee aeree di trasmissione

I tipici sistemi d'isolamento che si trovano comunemente nelle apparecchiature di potenza sono stati illustrati in Tabella 5.II.

Tabella 5.II Elenco di Materiali Isolanti con monitoraggio on-line sull'isolamento, classificati in base al loro stato di fase (gassoso, liquido, solido).

Gassoso	Solido
Aria	Ceramici/Porcellane
Gas compressi (specialmente SF ₆)	Ossidi di Metallo
Liquido	Mica/Resina (epossidica o poliestere)
Olio	Resina Epossidica
Carta-Olio	Polimerici: XLPE, LDPE, EPR, ecc.
Olio-Polimeri	

5.2 Grandezze misurate e Sensori utilizzati

Sono inoltre stati monitorati molteplici e vari fenomeni fisici, associati ai diversi materiali isolanti durante il loro normale funzionamento in servizio. In Tabella 5.III sono stati riportati i fenomeni di base ed il tipo di segnale (o i mezzi utilizzati) per quantificare il fenomeno in esame.

Tabella 5.III: Quantità Misurate negli Attuali In-Service AIMS

Fenomeni Base	
Tipo di segnale o mezzi per quantificarlo	
Accelerazione/Vibrazione	Corrente nelle linee aeree
Accelerazione	Corrente
Decomposizione Termica di materiali isolanti	Scariche Parziali
Analisi dei gas (DGA)	Onde elettromagnetiche (antenne)
Odore	Correnti in accoppiatori capacitivi
Colore	Correnti dalle prese capacitive dei passanti
GCM per generatori con raffreddamento ad H ₂	Trasformatori di corrente sulle connessioni di terra
Gas-cromatografia associata ad utilizzo di markers	Ultrasuoni
Pressione del Gas	Analisi dei gas disciolti
Pressione	Contaminanti Solidi
Corrente nel sistema isolante	Particelle Metalliche
Tan δ	Ultrasuoni
Resistenza dell'isolamento	Accelerometri
Indice di polarizzazione	Fibre Isolanti
Componente DC di corrente	Rigidità Dielettrica
Leakage current	Carica di Spazio/Polarizzazione
AC / DC	Carica di Spazio e relative quantità Return voltage
Contenuto Armonico	Temperatura
Contatori di Impulsi	Termocoppie, termoresistenze
	Fibre ottiche

In Tabella 5.IV, infine, sono riportati i sensori atti alla misurazione di tali quantità.

Tabella 5.IV: Elenco dei Sensori Utilizzati negli attuali In-Service AIMS

Accelerometri	Bobine
Trasduttori elettroacustici (cristalli o polimeri con effetto piezoelettrico)	Spettroscopio IR
Accoppiatori capacitivi	Fotodiodi
Accoppiatori elettrostatici	Sensori di odore
Bobine di Rogowski	GCM (Generator Condition Monitorino)
Trasformatori di corrente	Trasduttori a fibra ottica di vibrazione, temperatura, campo magnetico, ecc.
Impedenza di misura	Sensori di pressione
Colorimetri	Sistemi per la quantificazione dei gas combustibili disciolti in olio
Antenne	Sistemi per la quantificazione dell'umidità olio
Sensori di gas per gas selezionati	

5.3 Monitoraggio del degradamento dell'isolamento

Uno degli scopi degli AIMS consiste nell'individuare lo stato di degradazione dell'isolamento ed il rischio di guasto. I **processi principali di degradazione** che gli attuali sistemi di monitoraggio cercano di diagnosticare possono essere suddivisi in quattro categorie (più alcune sottocategorie). Si individuano così processi di degradazione del seguente tipo, chiamati **fattori primari** di degradazione [16]:

- ✓ **Termica**
- ✓ da **Contaminanti** (acqua, particelle, cavità)
- ✓ **Meccanica** (vibrazioni, urti)
- ✓ **Elettrica** (degradazione intrinseca, scariche parziali, perdite)

Nel seguito, per ogni tipologia di materiale isolante è stato studiato: (a) quanto fosse importante ciascuno dei processi di degradazione sopra

elencati (b) quali AIMS fossero impiegati per la valutazione dello stato di degradazione.

In Tabella 5.V è riportato un elenco dei fattori di rischio a seconda dei vari tipi di isolamento impiegati. Il rischio associato ad ogni fattore è quantificato mediante uno dei tre differenti livelli di rischio: basso, medio ed alto.

Tabella 5.V: Esempi di fattori di rischio per i principali processi di degradazione dell'isolamento in servizio. I fattori di rischio sono classificati come **B** = basso; **M** = medio e **A** = alto, a seconda del materiale e dei fattori primari considerati.

Fattori Primari Materiali	Temp.	Contaminanti			Meccanici		Elettrici	
		H ₂ O	particelle	vuoti	vibrazioni	urti	PD	perdite
Aria	M	B	M	---	---	B	B	B
Gas Compressi	B	M	A	---	---	B	B	B
Olio	B	M	A	---	---	B	M	M
Carta-Olio; Polimeri	A	M	A	M	M	A	M	B
Ceramici/Porcellane	B	B	---	---	B	B	B	M
Ossido di metalli	M	A	---	---	B	A	B	A
Mica e composti micati	M	B	---	B	M	M	B	B
Resine Epossidiche	A	M	---	A	B	B	A	B
Polietilene(termoplastico, reticolato)	A	A	---	M	B	B	A	B

L'elenco di Tabella 5.V, oltre a fornire (indirettamente) un'indicazione sul principio di funzionamento su cui si basano gli attuali sistemi di diagnostica on line permette, mediante la conoscenza dei fattori di rischio, di confrontare tra di loro i differenti materiali isolanti. Inoltre, è possibile servirsi di essa al fine di migliorare gli attuali sistemi di diagnostica on-line, sia dal punto di vista dei sensori impiegati sia dal punto di vista del modello di degradazione impiegato. L'individuazione di fattori di alto rischio per un determinato sistema isolante può, infatti, qualora la tecnologia lo permetta, essere impiegato per focalizzare il sistema diagnostico sui processi di degradazione più pericolosi.

Si deve sottolineare che la valutazione della condizione è quasi sempre effettuata mediante una misura di tipo indiretto, atta a quantificare sia l'entità, sia il tasso della degradazione in atto. Questa misura indiretta fornisce il valore di una o più quantità, sottoprodotto dell'attività primaria di degradazione, che vengono differenziate dalle cause sopra citate (fattori primari) indicandole come **quantità** (o grandezze, o marker) **diagnostiche**. Dall'analisi degli attuali sistemi di diagnostica on line sono stati ricavati una serie di **marker diagnostici** che hanno dimostrato la loro efficacia. Essi sono risultati i seguenti:

1. **concentrazioni relative dei gas disciolti in olio;**
2. **emissioni acustiche;**
3. **presenza di scariche parziali;**
4. **rigidità meccanica;**
5. **emissioni luminose e carica di spazio.**

5.4 Isolamenti comuni a diversi apparecchi

Mentre di solito si analizza l'isolante in relazione allo specifico tipo di apparecchiatura in cui esso è impiegato, i dati forniti dai sistemi automatizzati per il controllo degli isolamenti, permettono di confrontare le caratteristiche di isolanti simili impiegati in situazioni molto diverse tra loro.

5.4.1 Aria e gas compressi

Le caratteristiche isolanti dell'aria sono simili a quelle dei gas compressi, se si eccettua il fatto che la maggiore densità ottenibile dalla compressione permette di avere resistere a sollecitazioni elettriche maggiori. Anche in questo caso, entrambi i sistemi sono sensibili ai contaminanti. Tanto più il sistema sarà sottoposto a sollecitazioni elevate, tanto più sarà sensibile anche a contaminanti di piccole dimensioni. Poiché i sistemi a gas compressi necessitano di supporti isolanti (spacers), essi sono suscettibili a fenomeni di flashover (scarica superficiale¹¹). Per tutti questi sistemi, la determinazione del livello di

¹¹ dovuta a contaminazione conduttiva delle superfici.

contaminazione delle superfici si ottiene misurando correnti di leakage e/o scariche parziali.

5.4.2 Carta impregnata in olio

La carta impregnata in olio è tra gli isolamenti più usati negli apparecchi di alta tensione, è comune nei trasformatori, nei cavi, nei condensatori e nei giunti. Mentre i materiali base e la struttura di questo isolante (strati di cellulosa impregnati con olio) sono simili nei vari apparecchi, ci sono comunque alcune differenze. La carta impregnata in olio utilizzata nei cavi e nei condensatori, infatti, è normalmente molto più sollecitata che non quella impiegata nei trasformatori, e nonostante questo le rispettive vite di progetto sono comparabili. In ogni caso, tutti questi sistemi mostrano una notevole sensibilità nei confronti di alcuni fattori di degradazione come umidità, formazione di bolle e contaminanti di tipo conduttivo.

5.4.3 Solidi

Le caratteristiche dei sistemi isolanti di tipo solido dipendono molto dai materiali utilizzati. In base a queste caratteristiche viene scelto il metodo (o i metodi) di monitoraggio più opportuni. In generale, sembra comunque pratica comune seguire il degradamento dell'isolante analizzando l'attività di scariche parziali. A tal fine, è necessario osservare che i **materiali inorganici**, come ceramica, vetro o le resine additivate con mica, TiO_2 o argille a dimensione nanometrica, possono essere soggette ad una moderata attività di **scariche parziali senza che questo ne comprometta l'affidabilità**. Al contrario, i **materiali organici** come la cellulosa presente nei sistemi carta ed olio e i materiali polimerici, sono **estremamente sensibili all'azione delle scariche parziali** così come a **meccanismi di degradazione termica**. Il monitoraggio dell'attività di scariche parziali e della temperatura (hot spot), sono pertanto gli strumenti base per il monitoraggio degli isolanti solidi organici.

Per i sistemi isolati in carta ed olio sono stati sviluppati dispositivi che durante il normale servizio dell'isolamento misurano l'entità del fenomeno di *streaming electrification*, cioè la formazione di strati di carica superficiale sui cartoni esterni degli avvolgimenti (queste distribuzioni di carica sono pericolose in quanto possono generare scariche all'interno dell'olio

qualora la loro entità fosse tale da causare un innalzamento sufficiente del campo elettrico). I dispositivi per la quantificazione della *streaming electrification* si basano sull'individuazione di cariche all'interno dei flussi di olio.

Per quanto concerne gli isolanti **solidi polimerici**, sono anche sviluppate tecniche per la misura della carica di spazio in cavi e avvolgimenti delle macchine elettriche. Ci sono inoltre anche indicazioni a sostegno del fatto che le cariche di spazio possano fornire informazioni sulla condizione di invecchiamento e quindi essere utili per un monitoraggio sulla stima di vita utile dell'isolante.

5.5 Risultati dell'indagine: Implicazioni

Tra i dispositivi automatizzati per il controllo dell'isolamento di tipo on-line, i più comuni sono quelli in grado di implementare le seguenti funzioni:

- a) Funzione di controllo del carico (soprattutto mediante analisi termica);
- b) Valutazione dello stato e dell'opportunità di condurre operazioni di manutenzione;
- c) Segnalazione dell'insorgenza di condizioni anomale;
- d) Intervento d'emergenza (solo il relé Buchholz, nel caso di guasto conclamato).

Le principali caratteristiche che dovrebbero essere implementate in un sistema di monitoraggio sono riportate di seguito:

- a) Rilevamento di eventi anomali improvvisi e relativa degradazione dell'isolamento;
- b) Miglioramento degli strumenti che permettono una estensione della vita utile, stima delle performance future;
- c) Miglioramento dei modelli che quantificano la degradazione;
- d) Valutazione degli effetti di degradazione legati ai cicli termici (per isolanti a stato solido come, ad esempio, cavi e macchine rotanti, trasformatori in resina);
- e) Valutazione degli effetti legati alle condizioni ambientali, specialmente per quanto concerne la temperatura e l'umidità

dell'aria (quest'ultima, come noto, influenza significativamente l'attività di scariche parziali sulle superfici dei sistemi isolanti);

f) Diagnostica con minore probabilità di falsi positivi.

Le caratteristiche dei sistemi di monitoraggio dovrebbero essere le seguenti:

- a) Buona interfaccia Uomo -Macchina e semplicità d'uso;
- b) Struttura modulare e scalabile;
- c) Sistemi adattabili e "customizzabili";
- d) Nuovi sensori/sistemi per:
 - i) Quantificazione di eventi anomali;
 - ii) Misura di scariche parziali in servizio, convenienti ed affidabili;
 - iii) Valutazione della rigidità dielettrica degli oli isolanti utilizzati nei variatori sottocarico;
- e) Criteri di scelta fra l'uso di soglie fisse o legate adattivamente all'evoluzione del sistema
- f) Bassa probabilità di falsi positivi

6 MODELLI INTEGRATI

6.1 Premessa

In questo capitolo vengono proposti alcuni modelli probabilistici basati sui modelli di vita descritti nel terzo capitolo, ma volti ad ottenere una valutazione dello stato di deterioramento dell'isolante, mediante la misura di grandezze di tipo diagnostico. Come ampiamente discusso al capitolo 5 infatti, appare decisamente conveniente poter passare, grazie anche a sistemi di diagnostica on line sempre più raffinati, da strategie di manutenzione del tipo TBM (Time Based Maintenance) a strategie di manutenzione del tipo CBM (Condition Based Maintenance). Vale a dire interventi di manutenzione programmati in funzione dell'effettiva condizione dello specifico componente sotto diagnosi (CBM) e non semplicemente su di una scadenza temporale imposta a priori (TBM) per l'intera categoria a cui appartiene il componente.

6.2 Proprietà diagnostica Leading e scelta del rischio

Nel Capitolo 5 sono stati illustrati quali siano le categorie che individuano i principali processi di degradazione degli isolanti. È stato anche fornito uno schema riassuntivo (vedi Tabella. 5.V) in cui, per ogni tipo di isolante considerato, viene messo in evidenza il relativo "grado" di rischio (alto, medio, basso), rappresentato dai diversi processi di degradazione individuati.

Così, ad esempio, se per un isolamento in polietilene la presenza di acqua tra i contaminanti rappresenta un rischio alto; per un isolamento in aria, invece, la presenza di acqua tra i contaminanti costituisce un fattore di rischio basso. Come visto al Capitolo 5 inoltre, le proprietà direttamente misurabili on-line ed utili ai fini della valutazione dello stato di avanzamento del processo di degradazione, sono le seguenti: concentrazioni relative dei gas disciolti in olio, emissioni acustiche,

presenza di scariche parziali, rigidità meccanica, emissioni luminose e carica di spazio.

Come si è già avuto modo di precisare, inoltre, ciascuna delle proprietà sopra elencate rappresenta un particolare effetto del processo di degradamento dell'isolante, essendo esse un sottoprodotto dell'attività principale di invecchiamento, che invece è causata dai fattori primari indicati in Tabella 5.V. Dalla misura di ciascuna di tali proprietà, infatti, è possibile avere una indicazione sullo stato di avanzamento del processo di degradazione. Per ognuna delle proprietà misurabili, è inoltre possibile fissare un valore massimo limite, P_L , corrispondente al **rischio** che il gestore dell'apparato intende sopportare (*il rischio coincide con la frazione di dispositivi che subisce un guasto pur essendo il valore di proprietà inferiore al limite prefissato*). In questo caso il concetto di "vita" del componente assume un significato diverso da quello usuale che, come noto, definisce la vita di un componente come il tempo al guasto dello stesso. Al fine di sgomberare il campo da malintendimenti, quindi, si definirà più specificatamente la "**vita tecnica**" del componente elettrico, ossia il tempo che trascorre tra l'istante della messa in servizio del componente e l'istante in cui su di esso verrà eseguita la manutenzione. In uno schema di manutenzione basato sulla condizione, la vita tecnica sarà raggiunta quando una qualsiasi delle proprietà diagnostiche raggiungerà il proprio valore limite P_L . Oltre tale valore, infatti, se non si intervenisse, il rischio di guasto raggiungerebbe un valore ritenuto inaccettabile. Se tutte le proprietà misurabili sono monitorate costantemente, quella che rappresenterà la situazione più severa per l'isolamento sarà quella con il valore corrente più vicino al proprio valore limite. A tale proprietà si dà il nome di **proprietà leading** [57].

Occorre tuttavia sottolineare anche l'importanza che assume il trend dei valori delle proprietà diagnostiche, oltre al valore istantaneo delle stesse. È infatti possibile che una proprietà diagnostica, P_i , presenti valori misurati ancora distanti dal proprio valore limite, P_{iL} , almeno in misura maggiore di quanto invece faccia registrare la proprietà leading corrente. Tuttavia, se i valori della proprietà diagnostica P_i , dovessero evidenziare una velocità di

variazione maggiore di quella della proprietà leading, P_i potrebbe diventare, in tempi più o meno brevi, la nuova proprietà leading. Inoltre, la rapidità di variazione della stessa proprietà, può essere utile anche per determinare quanto ravvicinati dovranno essere i successivi monitoraggi della grandezza in questione.

6.3 Stima dei parametri dei modelli di rischio in base a ritorni dal campo

Nel capitolo 2, sono stati individuati e discussi due metodi utili ai fini della stima dei parametri affidabilistici caratterizzanti i modelli di rischio. In particolare al paragrafo 2.3.1 e 2.3.2 sono stati illustrati e discussi, rispettivamente, il metodo della *regressione lineare* e il metodo della *massima verosimiglianza*.

Come noto entrambi i metodi prendano le mosse da un approccio di tipo stocastico.

Si procede infatti sulla base di prove di laboratorio condotte su m lotti di provini sottoposti ad altrettanti diversi valori di campo elettrico E_j e ottenendo i relativi tempi al guasto $t_{Fi,j}$.

In base ai procedimenti statistici illustrati al paragrafo 2.3 quindi, si ottiene una stima dei parametri affidabilistici dei modelli di rischio cercati, α_{ij} e β_{ij} .

In questo paragrafo, invece, viene proposto un metodo per poter effettuare la stima dei parametri dei modelli di rischio illustrati al capitolo 2, direttamente sulla base di eventuali dati forniti “dal campo”, vale a dire da dati ottenuti dall’esperienza maturata durante la normale messa in servizio dei vari sistemi e/o componenti elettrici di interesse¹².

Per poter fare una stima di questo tipo quindi, non si prendono come punto di partenza i vari tempi al guasto che sono il frutto di prove di laboratorio, ma ci si basa sull’effettiva esperienza ottenuta dalla messa in servizio dei componenti nelle ordinarie condizioni di funzionamento [57].

¹² D’ora in poi, per semplicità, ci riferirà solo ai componenti elettrici ma, ovviamente, il discorso può essere opportunamente esteso anche a sistemi più o meno complessi.

Se si dispone di un data base adeguato infatti, si può ipotizzare di partire direttamente dai vari tassi di guasto, registrati a vari istanti di tempo della vita del componente elettrico oggetto di indagine.

La definizione di tasso di guasto sperimentale è indicata in (2.11), ma per comodità viene trascritta di seguito:

$$h^*(t) = \frac{n_s(t) - n_s(t + \delta t)}{n_s(t) \delta t} \quad (2.11)$$

si supponga perciò di conoscere per m istanti di tempo t_1, t_2, \dots, t_m (fissato t_0 come l'istante di messa in servizio del componente), i valori di altrettanti tassi di guasto sperimentale $h^*(t_1), h^*(t_2), \dots, h^*(t_m)$, calcolati secondo la (2.11).

In tal caso si avranno pure m intervalli di tempo indicati come $\delta t_i = (t_i - t_{i-1})$, con $i = 1, \dots, m$.

Come ricordato nel paragrafo 2.1, l'andamento temporale del tasso di guasto istantaneo, definito in (2.14), segue la forma della cosiddetta "curva a vasca da bagno" mostrata in Fig 2.2, dove il tratto iniziale "a" (dei cosiddetti "guasti giovanili" o "prematuri") viene di solito ridotto con un buon controllo di qualità, prima della messa in servizio dei componenti.

Come si vede dalla Fig.2.2 esiste un tratto di curva (denominato "b") in cui il tasso di guasto rimane costante per un certo periodo di tempo: periodo dei cosiddetti "guasti casuali", mentre nell'ultimo tratto (indicato con "c") si ha un andamento crescente del tasso di guasto; si entra cioè nel periodo dei cosiddetti "guasti per invecchiamento".

Dalle considerazioni sopra esposte, e dai dati forniti dal campo, quindi, è possibile individuare una relazione per il tasso di guasto istantaneo (definito in 2.14) del tipo seguente:

$$h(t) = h_0 t^m \quad (6.1)$$

in cui h_0 è il tasso di guasto corrispondente al tratto "b" della curva a vasca da bagno e m l'esponente che indica il "grado di accrescimento" del

tasso di guasto nel tratto “c” della curva, rispetto al periodo precedente, “b”.

La (6.1) implementa pertanto il tratto di curva in cui si ha un andamento monotono del tasso di guasto, che è anche quello di maggior interesse ai fini di una eventuale valutazione di tipo diagnostico decisionale sul componente.

Il parametro h_0 può quindi essere ottenuto direttamente da uno studio dei tassi di guasto forniti dal campo, mentre m può essere determinato con i consueti metodi di calcolo che consentono di trovare il miglior adattamento (*fitting*) dei dati sperimentali ad una data funzione matematica.

Noti h_0 ed m , dalla (2.16), consegue banalmente la stima del parametro β :

$$\beta = m + 1 \quad (6.2)$$

mentre, dalla (2.20), è possibile risalire alla stima del parametro α :

$$\alpha = \left(\frac{m + 1}{h_0} \right)^{\frac{1}{m+1}} \quad (6.3)$$

Essendo la stima dei parametri affidabilistici effettuata partendo da dati provenienti direttamente dalla servizio effettivo dei componenti, è opportuno sottolineare come in questo modo sia possibile (ed auspicabile) un continuo adattamento progressivo delle operazioni di fitting. I valori di tasso di guasto che si misurano, infatti, contengono intrinsecamente informazioni relative alla vita trascorsa del componente (si pensi ad esempio ai diversi risultati che si otterrebbero per due componenti uguali sottoposti durante il loro servizio a sollecitazioni dovute, ad esempio, a diversi valori di sovratensioni). Per cui se, sulla base di eventuali nuovi dati che dovessero ottenersi in futuro, si riscontrasse una diversa e migliore approssimazione per i parametri h_0 ed m , si potrebbe allora procedere ad una nuova stima dei parametri affidabilistici e, al tempo stesso, di tutte le funzioni affidabilistiche ad essi collegate.

6.4 Modelli integrati di tipo affidabilistico diagnostico.

Come visto al paragrafo 6.2, tra tutte le proprietà diagnostiche esiste, di volta in volta, quella che è stata chiamata proprietà leading, cioè quella che fornisce indicazioni sul processo di degradazione prevalente. In questo paragrafo viene proposto un algoritmo per poter integrare i modelli affidabilistici con informazioni diagnostiche. Tale strumento si basa sull'osservazione continua della varie proprietà diagnostiche e fornisce un algoritmo per monitorare la proprietà diagnostica leading individuata. La procedura che segue è applicata, per semplicità, al caso di un isolante sottoposto alla sola sollecitazione elettrica. Il metodo proposto può, tuttavia, essere adattato anche al caso più generale di sollecitazione combinata.

Nel Capitolo 3 sono stati proposti vari modelli di vita, in funzione delle sollecitazioni applicate all'isolamento. L'andamento temporale delle proprietà diagnostiche dell'isolamento è, come detto, un "indicatore" dello stato di deterioramento dell'isolante. Infatti fisicamente è il progressivo deterioramento del materiale che causa una variazione del valore assunto dalle proprietà diagnostiche, non viceversa. Tuttavia è proprio attraverso la misura delle proprietà diagnostiche che si cerca di stimare il grado di invecchiamento che il materiale ha subito; in sostanza si misura *un effetto* dell'invecchiamento per cercare di stimare il grado raggiunto dall'invecchiamento stesso. Disporre di un modello per la proprietà diagnostica leading, permetterebbe di individuare in maniera più mirata, l'opportunità/necessità di effettuare un intervento di manutenzione. In tal caso, infatti, la decisione verrebbe presa sulla base dell'effettiva condizione diagnostica dell'isolamento; non sulla base di una tempistica fissata a priori. Nel seguito viene illustrata una possibile procedura, sviluppata allo scopo di ottenere un tale modello per la proprietà diagnostica leading [16].

Nel caso di sollecitazione singola e costante, se si indica con A l'invecchiamento dell'isolamento sottoposto alla generica sollecitazione S e con $P=p/p_0$ il valore della proprietà diagnostica, espressa in termini

relativi rispetto al suo valore iniziale, è allora possibile scrivere la seguente relazione temporale tra le grandezza A , S e P [26]:

$$A = R(S) t = f(P) \quad (6.4)$$

dove $R(S) = \frac{dA}{dt}$ è la velocità (o tasso) di invecchiamento.

Dunque, l'invecchiamento è una funzione lineare del tempo, t , attraverso il tasso di invecchiamento $R(S)$. Si assume inoltre che, attraverso l'inverso della funzione f , l'invecchiamento A determini il valore delle proprietà diagnostiche: $P = f^{-1}(A)$. Il tasso di invecchiamento, R , viene assunto come indipendente del tempo, funzione esclusiva dello stress, S , applicato all'isolamento stesso. Si deve assumere che, in questo modello teorico, non viene considerata la variazione ciclica delle sollecitazione (esempio: variazione di temperatura associata a variazioni del carico e/o della temperatura dell'ambiente), il verificarsi di situazioni anomale e l'effetto delle operazioni di manutenzione. Dunque, il tempo t che compare in (6.4) non deve essere considerato necessariamente come il tempo trascorso dalla messa in servizio dell'apparato, ma un tempo effettivo di invecchiamento¹³.

Quando P raggiunge il proprio limite, P_L , la variabile tempo, t , assume il valore della durata di vita, L , l'invecchiamento A , assume il suo valore finale A_L , e la (6.4), pertanto, assume la seguente formulazione :

$$A_L = R(S) L = f(P_L) \quad (6.5)$$

Se, ad esempio, si utilizza il modello di vita dell'inversa potenza (si veda modello IPM di paragrafo 3.2.2), nel caso di sola sollecitazione elettrica, in cui cioè la durata di vita è inversamente proporzionale ad E^n (vedi (3.5) e (3.6) di paragrafo 3.2.2), allora la velocità di invecchiamento risulterà direttamente proporzionale ad E^n , con una relazione del tipo:

¹³ In questo caso la (6.4) dovrebbe essere riscritta come:

$$A = f(P) = \int_0^t R(S, t) dt$$

$$R(E) = R_1 E^n . \quad (6.6)$$

Essendo le proprietà diagnostiche indicatori dell'invecchiamento dell'isolamento, appare naturale ipotizzare che esista anche per esse un modello simile a quelli individuati al Capitolo 3.

Si supponga perciò che dai dati provenienti dal campo si possa implementare un andamento per la proprietà diagnostica del tipo seguente:

$$P(t) = C_p t^b \quad (6.7)$$

Ovviamente i coefficienti caratterizzanti la (6.7), C_p e b , verranno determinati con le consuete procedure di fitting che meglio si adattano ai dati misurati.

Il rischio accettato corrisponde, come detto, a fissare un valore limite, indicato con P_L , per la proprietà P . In sintesi, vale la seguente uguaglianza: *scegliere $P_L = fissare il rischio!$*

La (6.7) e quanto segue sono da considerarsi applicabili al caso in cui le informazioni fornite da un database diagnostico indichino la presenza, in prossimità del guasto, di un intervallo di tempo in cui il valore della proprietà considerata assume andamento monotono.

In questo modo è possibile considerare le informazioni fornite da proprietà diagnostiche che tendono ad avere andamento non monotono nel tempo come, ad esempio, le scariche parziali. Come indicato in (6.4), la funzione invecchiamento, $A(t)$, è una funzione lineare del tempo t .

Se quindi si definisce la funzione invecchiamento, $A(t)$, come quella particolare funzione che rende lineare nel tempo l'andamento della proprietà $P(t)$ individuata in (6.7), allora si può scrivere una relazione del tipo seguente:

$$A(t) = [P(t)]^{\frac{1}{b}} = (C_p)^{\frac{1}{b}} t \quad (6.8)$$

in cui, appunto, l'inecchiamento $A(t)$ risulta, analogamente a quanto accade nella (6.4), una funzione lineare in t ¹⁴

All'istante $t=L$, coincidente con la vita tecnica (cioè l'intervallo di tempo effettivo di invecchiamento per cui viene suggerito il valore di rischio prefissato) dell'isolamento, la proprietà diagnostica leading raggiungerà il proprio valore limite, P_L , e l'inecchiamento raggiunge il valor limite, A_L . Al raggiungimento del valore di P_L , quindi, l'inecchiamento sarà dato dalla seguente relazione:

$$A_L = (P_L)^{\frac{1}{b}} = (C_p)^{\frac{1}{b}} L \quad (6.9)$$

Al generico tempo $t=t'$ la proprietà assumerà il valore $P(t')=P'$ e si potrà scrivere:

$$(P')^{\frac{1}{b}} = (C_p)^{\frac{1}{b}} t' \quad (6.10)$$

Dal rapporto tra la (6.8) e la (6.9) si ottiene la seguente relazione:

$$L = \left(\frac{P_L}{P'} \right)^{\frac{1}{b}} t' \quad (6.11)$$

La (6.11) permette di ottenere una stima della vita tecnica residua L_{RES} , ossia del tempo in cui può rimanere in servizio (con un rischio ritenuto accettabile), prima di effettuare la manutenzione L_{RES} può essere ottenuta nel modo che segue:

¹⁴ La differenza sostanziale tra la (6.4) e la (6.8) è la seguente. Nella (6.4) il coefficiente di linearità dell'inecchiamento è una funzione della sollecitazione applicata all'isolamento, $F(S)$; nella (6.8), invece, tale coefficiente è una particolare funzione dei parametri che caratterizzano l'andamento temporale della proprietà diagnostica, C_p e b .

$$L_{RES} = L - t' = \left[\left(\frac{P_L}{P'} \right)^{\frac{1}{b}} - 1 \right] t' \quad (6.12)$$

La (6.12) fornisce una relazione di L_{RES} in funzione dei valori della proprietà limite, P_L , della proprietà misurata al tempo t' , P' , del coefficiente caratteristico della proprietà diagnostica, b e del tempo di misura t' . La (6.12) può anche essere riscritta in funzione di entrambi i coefficienti caratteristici della proprietà diagnostica, C_p e b , oltre che della proprietà limite, P_L , e, ovviamente, del tempo di misura t' . Sostituendo la (6.10) nella (6.12), infatti, si ottiene la seguente relazione:

$$L_{RES} = \left(\frac{P_L}{C_p} \right)^{\frac{1}{b}} - t' \quad (6.13)$$

Ad ogni aggiornamento del set di valori misurati (cioè ad ogni nuova coppia di t' e P'), si procederà quindi ad un nuovo adattamento della (6.7), mediante il calcolo dei nuovi coefficienti C_p e b , i quali forniranno un nuovo e più attendibile valore di vita residua, calcolata indifferentemente con la (6.12) oppure con la (6.13).

Con il modello proposto è anche possibile ipotizzare un eventuale riadattamento dello stesso modello di vita dell'isolamento. Da un confronto tra la (6.11) e la (3.5), che esprime l'equazione del modello di vita IPM, infatti, si ottiene la seguente relazione:

$$\left(\frac{P_L}{P'} \right)^{\frac{1}{b}} t' = L_H \left(\frac{E}{E_H} \right)^{-n} \quad (6.14)$$

Se, invece, la (6.11) viene confrontata con la (3.6), che rappresenta un'altra possibile formulazione del modello di vita IPM, allora si ottiene la relazione che segue:

$$\left(\frac{P_L}{P'}\right)^{\frac{1}{b}} t' = L_0 \left(\frac{E}{E_0}\right)^{-n} \quad (6.15)$$

La (6.14) o, alternativamente, la (6.15), fornisce dunque una relazione tra alcuni parametri legati alla proprietà diagnostica (il valore limite della proprietà leading, P_L ; l'istante in cui si effettua la misura del nuovo valore della proprietà leading, t' ; il valore attuale della proprietà leading, P' e l'esponente b , che caratterizza l'andamento temporale della proprietà leading) e le grandezze utilizzate per la messa a punto del modello di vita (l'esponente n , noto con il nome di VEC, caratteristico di ciascun materiale; il valore di L_H e E_H -oppure L_0 e E_0 - che rappresentano valori estremi rispettivamente della vita e della sollecitazione applicata, la cui definizione è stata fornita al paragrafo 3.2.2).

È interessante notare come i parametri relativi alla proprietà diagnostica derivino da misure effettuate sul campo, esse cioè contengono informazioni relative alle specifiche sollecitazioni che il materiale isolante ha subito nel corso della sua vita attuale: dalla messa in servizio fino all'ultimo istante di misura t' . Le grandezze relative al modello di vita, invece, sono state ottenute in laboratorio, conducendo prove di vita accelerate su provini di materiale omogeneo ed estendendo i risultati così ottenuti all'intera classe di appartenenza dell'isolante esaminato.

Nelle (6.14) e (6.15), quindi, trovano un punto di incontro due tecniche di indagine che possono essere definite complementari. La prima consiste nella stima di un modello di vita, specifico per ogni tipo di isolamento, mediante prove di laboratorio, che fornisca informazioni su quale sarà l'effettivo comportamento del materiale isolante una volta messo in servizio; si può anche dire, in altri termini, che le informazioni su quale sarà la vita attesa del materiale isolante, vengono ottenute per **“via indiretta”**. La seconda, invece, consiste nella stima della vita residua dello specifico isolamento attualmente in servizio, sulla base della misura di alcune proprietà caratteristiche dell'isolamento e ottenute durante il suo reale utilizzo; si può anche dire, in altri termini, che le informazioni riguardanti la stima di vita residua del materiale isolante, vengono ottenute

per “**via diretta**”. Le espressioni ottenute in (6.14) e (6.15) potrebbero, per quanto detto sopra, essere considerate anche come un punto di partenza per un eventuale riadattamento dei parametri utilizzati dai modelli di vita stessi. Dalle (6.14) e (6.15), difatti, potrebbe discendere un utile feedback sui valori ottenuti in laboratorio sia del VEC, (che rappresenta di fatto la pendenza della curva di vita) sia dei valori limiti di vita e sollecitazione applicata (responsabili della “quota” –intercetta– a cui si posiziona la curva di vita). In particolare, la (6.14) offre la possibilità di aggiornare il valore del VEC, n , per il componente di cui si sta effettuando il monitoraggio diagnostico, dato che i valori di L_H e E_H sono da considerarsi come sperimentali anch’essi (al pari della proprietà diagnostica), quindi noti e fissati con certezza (a parte la inevitabile dispersione dei risultati sperimentali condotti al livello di campo elettrico E_H , di cui L_H rappresenta un percentile, e dei quali il parametro β_t fornisce la dispersione). Pare quindi possibile aggiornare il modello di vita in base ai risultati del monitoraggio diagnostico, e adeguare conseguentemente la previsione di vita in funzione della probabilità di guasto.

Una stima di vita residua ottenuta per “via diretta” – cioè a partire dal monitoraggio della proprietà o delle proprietà diagnostiche – che presentasse, ad esempio, una significativa differenza con quanto previsto dal modello di vita, potrebbe suggerire una riconsiderazione dei parametri del modello di vita.

La procedura fin qui illustrata è stata sviluppata a partire dall’ipotesi che fosse valido, sia per il materiale isolante, sia per la proprietà leading, un modello di vita di tipo IPM. Tale scelta è stata eseguita in considerazione del fatto che il modello IPM è uno tra i più utilizzati in letteratura. Il metodo proposto, comunque, può essere adattato anche ad altri modelli di vita che siano stati opportunamente validati sperimentalmente. A titolo di ulteriore esempio, quindi, viene illustrata di seguito una procedura sviluppata sotto l’ipotesi di validità di un modello di vita di tipo esponenziale. Anche in questo caso, per semplicità, si fa riferimento ad una sola sollecitazione di tipo elettrico; tuttavia, come già sottolineato in precedenza, il metodo proposto può comunque essere adattato anche al caso più generale di sollecitazione combinata.

La scelta su quale modello sia meglio adottare, sarà dettata dalla seguente considerazione.

Il modello da adottare ai fini della stima della vita tecnica di un componente, dovrà essere scelto in base al modello di vita che meglio si adatta a descrivere il comportamento del componente stesso.

In un modello di vita di tipo esponenziale, la vita del componente risulta proporzionale ad un termine di tipo e^{-hE} , pertanto la velocità di invecchiamento, che sarà proporzionale ad un termine di tipo e^{hE} , può essere scritta nel modo seguente [2]:

$$R(E) = R_2 e^{hE} \quad (6.16)$$

Si supponga quindi che dai dati provenienti dal campo si possa implementare un andamento per la proprietà diagnostica del tipo seguente:

$$P(t) = G_p e^{at} \quad (6.17)$$

Ovviamente i coefficienti caratterizzanti la (6.17), G_p e α , verranno determinati con le procedure di fitting che meglio si adattano alla proprietà in esame.

Anche in questo caso, il rischio accettato corrisponde a fissare un valore limite per la proprietà diagnostica, P_L .

Se, analogamente a quanto fatto in (6.8), si definisce la funzione invecchiamento, $A(t)$, come quella particolare funzione che rende lineare nel tempo l'andamento della proprietà $P(t)$ individuata in (6.17), allora si può scrivere una relazione del tipo seguente:

$$A(t) = \ln \left(\frac{P(t)}{G_p} \right) = a t \quad (6.18)$$

All'istante $t=L$, coincidente con la vita tecnica (cioè l'intervallo di tempo effettivo di invecchiamento per cui viene suggerito il valore di rischio prefissato) dell'isolamento, la proprietà diagnostica leading raggiungerà il proprio valore limite, P_L , e l'invecchiamento raggiunge il valor limite, A_L . Al raggiungimento del valore di P_L , quindi, l'invecchiamento sarà dato dalla seguente relazione:

$$A_L = \ln\left(\frac{P_L}{G_p}\right) = a L \quad (6.19)$$

Al generico tempo $t=t'$ la proprietà assumerà il valore $P(t') = P'$ e si potrà scrivere:

$$\ln\left(\frac{P'}{G_p}\right) = a t' \quad (6.20)$$

Sottraendo alla (6.19) la (6.20), si ottiene la seguente relazione:

$$L_{RES} = L - t' = \frac{1}{a} \ln\left(\frac{P_L}{P'}\right) \quad (6.21)$$

La (6.21) permette quindi di ottenere una stima della vita residua in funzione dei valori della proprietà limite, P_L , del valore di proprietà misurata al tempo t' , P' , del coefficiente caratteristico della proprietà diagnostica, α e del tempo di misura t' . La (6.21), ricavata nell'ipotesi che sia valido un modello di vita di tipo esponenziale, è l'equivalente della (6.12) valida, invece, per un modello di vita di tipo IPM.

Analogamente a quanto fatto con la (6.12), anche la (6.21) può essere riscritta in funzione di entrambi i parametri caratterizzanti l'andamento temporale della proprietà diagnostica (in questo caso G_p e α), oltre che della proprietà limite, P_L , e del tempo di misura t' . Sostituendo la (6.20) nella (6.21), infatti, quest'ultima assume la seguente formulazione:

$$L_{RES} = \frac{1}{a} \ln \left(\frac{P_L}{G_p} \right) - t' \quad (6.22)$$

che è l'equivalente, per il modello di vita esponenziale, della (6.13) ricavata per il modello di vita IPM.

Anche in questo caso, ad ogni aggiornamento del set di valori misurati (cioè ad ogni nuova coppia di t' e P'), si procederà ad un nuovo adattamento della (6.17), mediante il calcolo dei nuovi coefficienti G_p e a , i quali forniranno un nuovo e più attendibile valore di vita residua. Analogamente a quanto discusso in riferimento al modello di vita IPM, anche in questo caso è possibile ipotizzare un eventuale riadattamento del modello di vita stesso dell'isolamento.

Mettendo a confronto infatti l'equazione di vita ottenuta con un modello di vita di tipo esponenziale e l'equazione di vita che si ricava dalla (6.21), risulta la seguente relazione:

$$K e^{-hE} = \frac{1}{a} \ln \left(\frac{P_L}{P'} \right) + t' \quad (6.23)$$

In cui K ed h sono i parametri caratteristici del modello di vita di tipo esponenziale.

Analogamente a quanto visto per le (6.14) e (6.15), valide per il modello IPM, anche la (6.23) potrebbe essere usata per effettuare un feedback di tipo diagnostico sui parametri caratteristici del modello di vita adottato (in questo caso di tipo esponenziale). In particolare, la (6.23) offre la possibilità di aggiornare, per il componente di cui si sta effettuando il monitoraggio diagnostico, il valore del parametro h , che per il modello di vita esponenziale rappresenta il corrispondente del VEC, n , per il modello IPM. Pare quindi possibile, anche in questo caso, aggiornare il modello di vita in base ai risultati del monitoraggio diagnostico, e adeguare conseguentemente la previsione di vita in funzione della probabilità di guasto.

6.5 Sistema di Diagnostica Automatizzata SDA

In questo paragrafo viene illustrato lo schema di funzionamento di un sistema di diagnostica automatizzata (nel seguito SDA), sviluppato dai ricercatori del LIMAT [58] e pensato per essere potenzialmente utile in una vasta casistica di apparecchiature (ad esempio: trasformatori, quadri di comando, macchine rotanti, ecc.). L'ADS sviluppato è concepito come strumento di aiuto alle prese di decisioni nel caso in cui si rendessero disponibili diversi indicatori diagnostici, eventualmente anche in caso di misure affette da una certa quota di rumore.

In Fig. 6.1 è riportato lo schema di principio di un SDA.

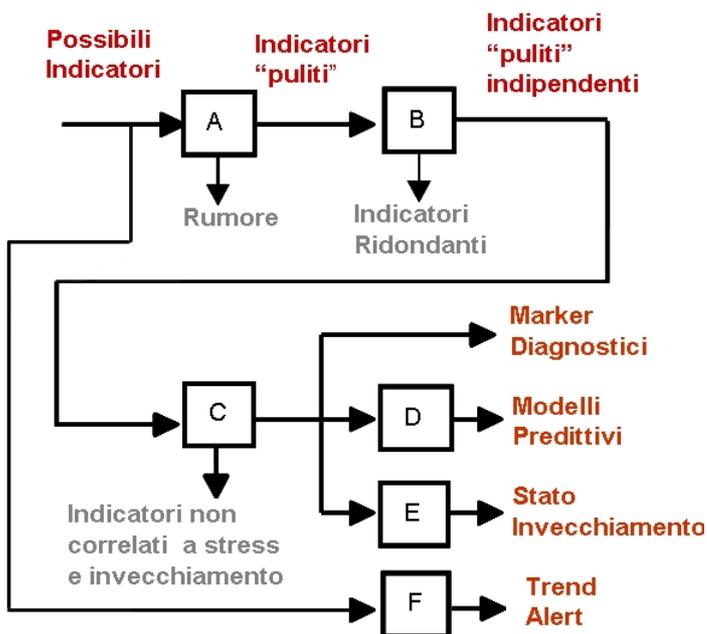


Fig. 6.1: schema di principio di un SDA

Le finalità di ciascun dei blocchi che compaiono nello schema di Fig. 6.1, sono elencati sinteticamente di seguito; per maggior dettagli sul principio di funzionamento di ciascun blocco si rimanda alla lettura di [58].

- **Blocco A:** ha la funzione di eliminare indicatori troppo rumorosi per fornire utili informazioni (ad esempio perché generati da sensori non adeguatamente progettate o installati). Il blocco A, infatti, dà principalmente un'indicazione sul livello di rumore di cui è affetto il segnale (mediante un algoritmo in logica fuzzy), allo scopo di evitare di lasciare all'operatore la valutazione sulla idoneità o meno

dell'indicatore in esame. Inoltre, in uscita dal blocco A, viene reso disponibile il segnale "pulito" dal rumore.

- **Blocco B:** ha la funzione di individuare quali marker diano realmente informazioni indipendenti su un determinato processo. Può infatti accadere che indicatori diagnostici differenti, non forniscano in realtà informazioni indipendenti, magari perché sono effetti diversi dello stesso fenomeno fisico (va però notato che può accadere anche il contrario, ossia marker che pur derivando dallo stesso fenomeno fisico forniscono indicazioni indipendenti)
- **Blocco C:** ha la funzione di individuare quali dei marker forniti in ingresso abbiano un ragionevole nesso causale con lo stress e con il degrado del componente esaminato.
- **Blocco D:** in questo blocco è stato implementato un algoritmo per testare la relazione esistente tra i marker, lo stress e l'invecchiamento. L'idea è quella di ottenere, se possibile, una funzione del tipo:
$$\text{marker} = F(\text{stress}, \text{invecchiamento})$$
- **Blocco E:** in questo blocco è presente un algoritmo per stimare, in funzione dello stato di deterioramento misurato tramite i marker, il livello di rischio raggiunto. Un algoritmo di questo tipo potrebbe essere rappresentato da una implementazione della procedura descritta al paragrafo 6.4.
- **Blocco F:** Il blocco F è in grado di produrre un segnale di allarme quando si verifica un trend anomalo, nei valori di marker diagnostici. Lasciando all'operatore le valutazioni del caso. Come sottolineato al paragrafo 6.4, infatti, è molto importante monitorare anche il trend assunto dai marker diagnostici, oltre al loro valore istantaneo.

Alcuni blocchi sopra elencati sono stati testati con dati di natura sperimentale ottenuti in laboratorio.

Nello specifico si tratta di una prova di invecchiamento, condotta su di un motore asincrono trifase con le seguenti caratteristiche:

- ✓ Potenza nominale = 0,37 kW;
- ✓ Corrente nominale = 1,1 A;
- ✓ $\cos\phi$ 0,74;
- ✓ velocità nominale = 1420 giri/minuto

- ✓ coppia = 2,56 Nm;
- ✓ rendimento = 65%.

Durante la prova di vita, terminata con il gusto sopraggiunto dopo circa 160 ore di funzionamento, è stata monitorata l'attività di scariche parziali (nel seguito PD, Partial Discharge). Nello specifico, per ogni finestra temporale di un'ora, sono state calcolate e registrate le seguenti quantità:

- ✓ Ampiezza media delle PD
- ✓ Ampiezza massima delle PD
- ✓ Frequenza degli eventi di PD
- ✓ Parametri α e β della pdf di Weibull associata, ossia il fattore di scala e di forma della distribuzione di probabilità secondo Weibull che meglio approssima la distribuzione campionaria delle PD.

In Fig. 6.2 si può vedere l'andamento del valore dell'ampiezza media delle scariche parziali, così come ottenuto dopo l'elaborazione fatta in laboratorio. Mentre in Fig. 6.3, si nota il risultato in uscita del blocco A del SDA illustrato in precedenza.

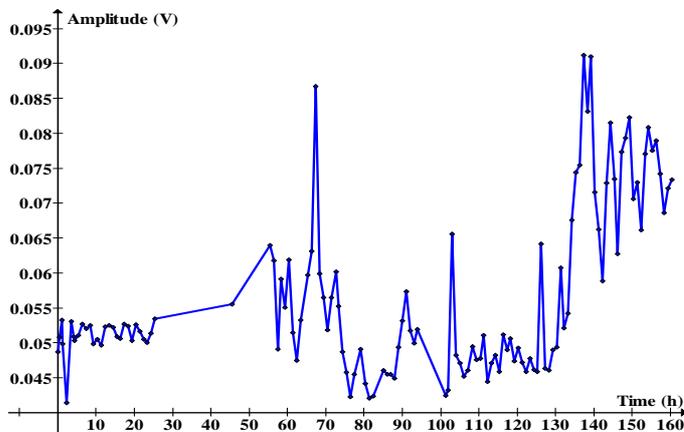


Fig. 6.2: andamento delle ampiezze media di scariche parziali ottenute nel corso dell'invecchiamento di un motore trifase.

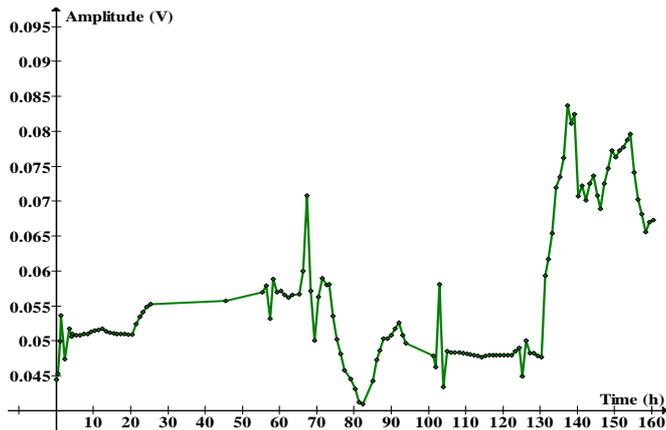


Fig. 6.3: risultato ottenuto in uscita del blocco A del SDA, avendo fornito in ingresso il segnale registrato in Fig. 6.2

Il segnale di Fig. 6.2 rappresenta l'ingresso del blocco A, mentre, in Fig. 6.3, è possibile notare qual è il prodotto in uscita dal blocco A. Il risultato finale è che il segnale in ingresso risulta "ripulito" della componente di rumore iniziale. L'esistenza di un segnale in uscita, è ovviamente anche la garanzia che la valutazione di idoneità fatta dal blocco A, in merito al maker "ampiezza media di PD", ha dato esito positivo. L'esito del rilevatore funzionante in logica fuzzy, infatti, in tal caso fornisce una indicazione di livello di rumore basso, come si può vedere in Fig. 6.4.

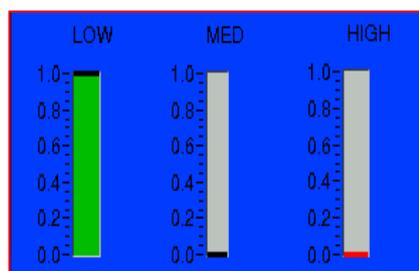


Fig. 6.4: risultato mostrato dall'indicatore fuzzy sul livello di rumore presente nel segnale di Fig. 6.2. Si noti il valore della colonna low pari ad 1

Per quanto riguarda il blocco B, come detto, esso ha la funzione di individuare una eventuale dipendenza tra diversi indicatori diagnostici.

In questo caso sono stati indagati due diversi accoppiamenti tra i possibili indicatori disponibili. Nel primo caso è stata indagato il grado di dipendenza tra la "frequenza degli eventi di PD" registrati ed il "ampiezza massima delle PD". L'indicazione fornita dal blocco B, in questo primo caso, ha evidenziato una sostanziale indipendenza tra i due indicatori.

Tale esito può essere visivamente confermato anche dal grafico di Fig. 6.4, in cui sono riportati i valori della frequenza di PD, in funzione del valore massimo di PD.

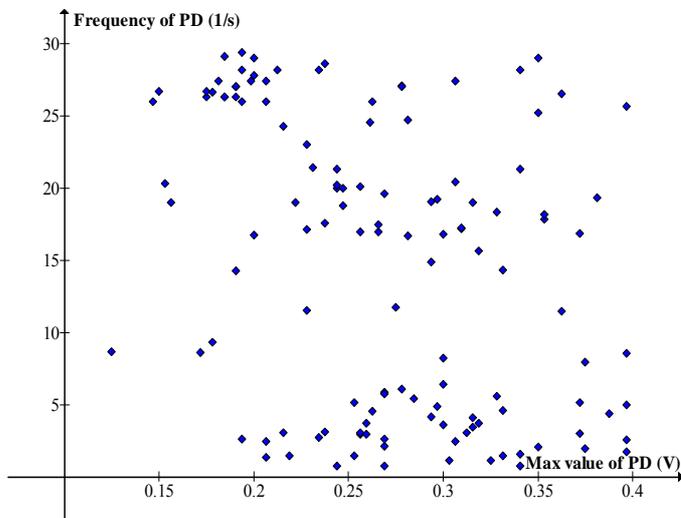


Fig. 6.4: conferma visiva del grado di indipendenza evidenziato dal blocco B, tra la proprietà “frequenza di PD” e “ampiezza massima di PD”.

Nel secondo accoppiamento sono stati messi a confronto il “ampiezza media delle PD” ed il “parametro α di Weibull”. In tale caso, il blocco B ha mostrato un forte grado di dipendenza tra i due indicatori. Tale esito può essere visivamente confermato anche dal grafico di Fig. 6.5, in cui sono riportati i “valori medi delle PD”, in funzione del “parametro α di Weibull”.

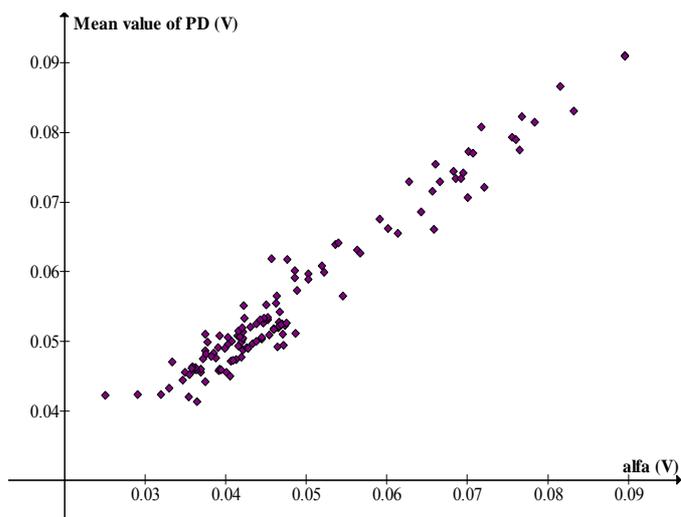


Fig. 6.5: conferma visiva del grado di dipendenza evidenziato dal blocco B, tra la proprietà “ampiezza media di PD” e “parametro α di Weibull”.

I diversi risultati ottenuti dal blocco B, nei due casi, sono molto significativi.

Nel caso di Fig. 6.4 infatti c'è la dimostrazione che anche se due indicatori fanno riferimento al medesimo fenomeno fisico (in questo caso “scariche parziali”) esse possono fornire informazioni indipendenti sullo stato di invecchiamento dell'isolante. Nello specifico, la frequenza di scariche parziali potrebbe indicare il numero di sorgenti attive entro il motore, mentre l'ampiezza massima del valore di scarica riguarda la sorgente con i fenomeni energetici maggiori. Nel secondo caso, invece, l'ampiezza media di PD ed il parametro α di Weibull, danno informazioni con alto grado di dipendenza; si può dunque pensare di scartare uno dei due, ad esempio quello che presenta il maggior livello di rumore, senza per questo perdere informazioni utili a fini diagnostici.

L'ultimo caso riportato riguarda il blocco F, responsabile del trend alert.

In questo caso in ingresso al blocco F è stato inviato il segnale di Fig. 6.3.

Il risultato è evidenziato nelle Fig. 6.6 e 6.7.

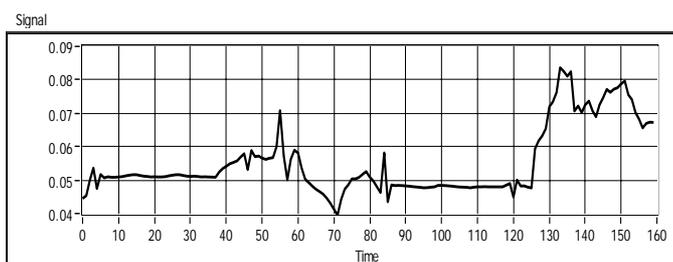


Fig. 6.6: andamento del valore medio di PD durante l'invecchiamento del motore asincrono trifase (segnale privato del rumore).

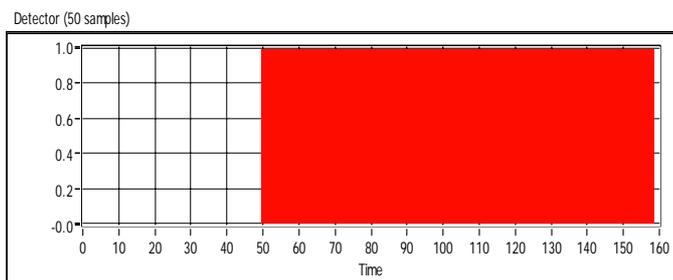


Fig. 6.7: Uscita del blocco F, con in ingresso il segnale di Fig. 6.6. Il primo alert segnalato all'operatore, giunge a cavallo della 50^a ora di funzionamento, quando il blocco F rileva un'anomala variazione del trend del valore medio di PD.

Come si vede dalla Fig. 6.7, il primo segnale di Alert viene fornito all'operatore in corrispondenza della 50^a ora di funzionamento del motore.

7 CONCLUSIONI

Il lavoro di ricerca svolto durante il dottorato si è focalizzato su più tematiche, inerenti i componenti delle reti elettriche, affrontando temi sia del campo affidabilistico, sia del campo diagnostico.

Innanzitutto è stato approfondito ed ampliato lo studio dei tradizionali modelli affidabilistici, ampiamente utilizzati in letteratura per la stima di vita dei componenti delle reti elettriche.

Nello specifico, l'attività si è concentrata sull'indagine del ruolo svolto dai parametri presenti in tali modelli, con particolare riguardo al significato che essi assumono in presenza di regime distorto (non sinusoidale). Il contributo innovativo fornito in questo ambito, testimoniato dagli studi condotti, sia tramite simulazioni, sia tramite stime basate su misure effettuate sul campo (metropolitana di Roma), ha permesso di evidenziare come non sempre sia lecito, in generale, trascurare il ruolo svolto dai fattori di tensione distorta nei confronti della riduzione di vita degli isolanti. Nei casi riportati in letteratura, l'effetto del fattore di picco, K_p , veniva considerato predominante sul contributo fornito dagli altri fattori di tensione distorta, i quali, pertanto, venivano trascurati nei modelli adottati. I risultati ottenuti nel corso della ricerca, però, indicano chiaramente come anche il fattore efficace K_{rms} ; e, soprattutto, il fattore di forma, K_f possano avere effetti considerevoli sulla riduzione di vita degli isolanti (a volte con contributi perfino maggiori di quello dato dal ben noto fattore di picco).

Inoltre è stato proposto, per la prima volta in letteratura, di suddividere il contributo di K_f e K_{rms} , in due distinti fattori: il primo è il contributo che ad essi viene fornito dalla fondamentale della tensione distorta, il secondo è il contributo che ad essi viene fornito dalla tensione sinusoidale nominale (di progetto). In generale, infatti, il valore della fondamentale di tensione distorta, potrebbe non coincidere con il valore della tensione sinusoidale di progetto.

Tramite questa nuova formulazione proposta per i fattori di tensione distorta, è stato anche possibile fornire una giustificazione più articolata del motivo per cui, durante il funzionamento a pieno regime della metropolitana (ore a traffico intenso), risulti predominante l'effetto del

fattore di forma, mentre, durante le ore a traffico scarso, risulti predominante l'effetto del fattore di picco. Nel primo caso, infatti, durante le ore a traffico intenso, i fattori di tensione distorta si identificano, sostanzialmente, con il contributo fornito dalla fondamentale della tensione distorta, essendo prevalente la presenza di armoniche di tensione (a causa della correnti armoniche presenti in rete), mentre è trascurabile la variazione subita dalla tensione nominale di progetto. Durante le ore a traffico intenso, dunque, sembra essere prevalente il ruolo svolto da quel fattore di tensione distorta che tiene conto della variazione della forma d'onda della tensione: K_f , appunto.

Nel caso di traffico scarso, invece, i fattori di tensione distorta si identificano, sostanzialmente, con il contributo fornito dalla tensione sinusoidale nominale, essendo trascurabile la presenza di armoniche di tensione, mentre può essere significativa la variazione di picco subita dalla tensione nominale di progetto (a causa della presenza di un carico "scarso" rispetto alle condizioni di progetto). Durante le ore a traffico scarso, dunque, sembra essere prevalente il ruolo svolto da quel fattore di tensione distorta che tiene conto della variazione del picco della tensione: K_p , appunto.

Per quanto riguarda l'aspetto diagnostico, l'indagine sviluppata sui dispositivi automatizzati per il controllo degli isolamenti (AIMS), ha evidenziato che un certo numero di essi funziona con successo, permettendo un effettivo contenimento dei costi, un miglioramento qualitativo del servizio ed una migliore affidabilità e sicurezza degli impianti. In futuro, probabilmente, assumerà un risalto sempre maggiore il contenimento dei costi, che implica un continuo funzionamento di apparecchi più vecchi e una maggior fiducia nell'automazione che potrebbe ridurre le ispezioni manuali.

Inoltre vi è una numerosa popolazione di apparecchi ancora funzionanti nonostante siano in servizio da 20, 30 o anche 40 anni, per i quali è spesso richiesta l'estensione della vita utile. Per lo sviluppo futuro di nuove strategie in merito ai materiali/sistemi isolanti, l'esperienza ricavata dai sistemi in servizio potrà fare da guida e fornire utili indicazioni.

Proprio al fine di sviluppare nuove strategie diagnostiche, sulla base di quanto appena detto, un contributo originale ed innovativo apportato in questo ambito dall'attività di ricerca è rappresentato dalla messa a punto dei *modelli di rischio integrati*.

Essi si prefiggono l'obiettivo di integrare informazioni fornite dall'analisi affidabilistica tradizionale con i valori di alcune proprietà diagnostiche acquisite con un monitoraggio costante effettuato sul campo.

In particolare, l'idea alla base di tali modelli di rischio integrati è che tra le diverse proprietà che la tecnologia attualmente rende possibile monitorare, sia possibile individuare, di volta in volta, quella particolare proprietà che dà indicazioni sul processo di degradazione prevalente, e che definiamo, per tale motivo, proprietà leading.

Sulla base dell'esperienza ricavata dai sistemi in servizio, ad esempio, è possibile individuare un limite per ciascuna delle proprietà monitorate.

La scelta di fissare, sulla base dell'esperienza di servizio e/o sulla base di altre valutazioni tecnico/economiche specifiche per ogni operatore, un limite superiore al valore della proprietà leading equivale, da parte dell'operatore stesso, a fissare un rischio accettabile (il rischio coincide con la frazione di dispositivi che subisce un guasto pur essendo il valore di proprietà inferiore al limite prefissato).

Gli innovativi modelli di rischio integrati proposti, permettono, tramite la conoscenza di proprietà misurate sul campo, di stimare la vita utile residua del componente in esame, la quale risulta così essere una funzione del rischio scelto dall'operatore (che ha fissato il valore limite della proprietà leading); dell'istante di monitoraggio; del valore corrente delle proprietà monitorate e del valore pregresso delle proprietà diagnostiche monitorate. Un'altra particolarità di tali modelli integrati è il carattere dinamico che li contraddistingue; essi infatti permettono un continuo riadattamento dei parametri del modello, ad ogni nuovo set di dati acquisiti durante il monitoraggio costante del componente.

Inoltre i modelli integrati possono fornire anche un utile feedback nei confronti dei tradizionali modelli affidabilistici utilizzati nella tecnica ingegneristica, permettendo una verifica e/o un eventuale riadattamento di alcuni parametri degli stessi.

È stato implementato anche un algoritmo denominato SDA che permette di trattare le informazioni diagnostiche ottenute dal monitoraggio, in maniera statistica, al fine di ottenere, tra l'altro, indicazioni sulla loro reale indipendenza stocastica, sull'eventuale nesso causale con lo stress e con il degrado del componente esaminato; sul grado di rischio raggiunto dal componente; ed inoltre è in grado di fornire un segnale di allerta all'operatore, qualora registri un anomalo trend nell'acquisizione dei valori di proprietà monitorati. L'algoritmo SDA è stato anche testato su alcuni dati oggetto di misure condotte presso il LIMAT su motori asincroni trifase di piccola taglia.

Occorre, infine, sottolineare che le metodologie proposte per la realizzazione dei modelli integrati, rappresentano il frutto di uno studio condotto al fine di verificare il grado di fattibilità di un innovativo modello di gestione dei sistemi elettrici, specialmente per quanto riguarda la loro manutenzione, che tenga in conto le reali condizioni di usura specifiche dei vari elementi che compongono ogni particolare sistema considerato. In tale ottica, quindi, i modelli proposti dovranno essere oggetto di successive verifiche, soprattutto dal punto di vista applicativo, ad esempio ricercando un possibile riscontro con eventuali database diagnostici che si dovessero rendere disponibili.

Si noti che comunque, pur con le finalità e prospettive future sopra esposte, i modelli proposti presentano alcuni limiti, soprattutto per quanto attiene le ipotesi semplificative adottate. Tuttavia, gli studi condotti incoraggiano a proseguire nella direzione tracciata da questa attività, al fine di disporre, in tempi auspicabilmente brevi, di efficaci sistemi integrati per una manutenzione di tipo affidabilistico-diagnostico.

Bibliografia

- [1] Generic Guidelines for Condition Assessment of HV Assets and Related Knowledge Rules, CIGRE WG D1.17, final version, 2006.
- [2] G. Mazzanti, G.C. Montanari, "Insulation aging models", in *Wiley Encyclopedia of Electrical and Electronic Engineering*, pp. 308-319, J. Wiley & Sons, 1999.
- [3] L.A. Dissado, G. Mazzanti, G.C. Montanari, "Elemental strain and trapped space charge in thermoelectrical aging of insulating materials. Part 1: elemental strain under thermo-electrical-mechanical stress", *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, Vol. 8, n. 6, pp. 959-965, dicembre 2001.
- [4] L.A. Dissado, G. Mazzanti, G.C. Montanari, "Elemental strain and trapped space charge in thermoelectrical aging of insulating materials. Life modeling", *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, Vol. 8, n. 6, pp. 966-971, dicembre 2001.
- [5] A. Cavallini, D. Fabiani, G. Mazzanti, G.C. Montanari, "Life model based on space-charge quantities for HVDC polymeric cables subjected to voltage-polarity inversions", *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, Vol. 9, n. 4, pp. 514-523, agosto 2002.
- [6] G. Mazzanti, G.C. Montanari, L.A. Dissado, "Polymeric insulation life-modelling under ac electrical stress based on short-time life tests and space-charge measurements", *REE Revue de l'Electricitè et de l'Electronique*, pp. 335-339, 2002.
- [7] D. Fabiani, G. C. Montanari, A. Cavallini, G. Mazzanti, "Relation between space charge accumulation and partial discharge activity in enameled wires under PWM-like voltage waveforms", *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, Vol. 11, n. 3, pp. 393-405, giugno 2004.
- [8] A. Cavallini, G. Mazzanti, G.C. Montanari, D. Fabiani, A. Contin, "Voltage endurance of electrical components supplied by distorted voltage waveforms", Atti dell'IEEE ISEI, pp. 73-76, Anaheim, California (U.S.A.), aprile 2000.
- [9] A. Cavallini, G. Mazzanti, G.C. Montanari, D. Fabiani, "Models for degradation of self-healing capacitors operating under voltage distortion and temperature", Atti dell'IEEE ICPADM, pp. 108-111, Xi'an (Cina), giugno 2000.
- [10] P. Caramia, G. Carpinelli, P. Verde, G. Mazzanti, G.C. Montanari, A. Cavallini, "An approach to life estimation of electrical plant components in the presence of harmonic distortion", Atti dell'9th IEEE ICHQP, pp. 887-892, Orlando, Florida (U.S.A.), ottobre 2000.
- [11] A. Cavallini, G. Mazzanti, G.C. Montanari, D. Fabiani, "The effect of power system harmonics on cable endurance and reliability", Atti del 2000 IEEE IAS, pp. 240-247, Roma, ottobre 2000.
- [12] J.J. Smit, et al, "Decision Making experience with Maintenance Diagnosis of High Voltage Equipment", 37th Cigre session, Paris 1998, paper 15-105.
- [13] Mazzanti, G.; Passarelli, G.: "Reliability analysis of power cables feeding electric traction systems", Proc. of Ship Propulsion and Railway Traction

- Systems 2005 (SPRITS'05), pp. 57-60 (synopsis), pp. 100-107 (full paper), Bologna, Italia, 6-10 ottobre 2005, ISBN 0-7803-8305-2.
- [14] Mazzanti, G.; Passarelli, G.: “A Probabilistic Life Model for Reliability Analysis of Power Cables Feeding Electric Traction Systems” International Symposium on Power Electronics, Electrical Drives, Automation and Motion 2006, (IEEE SPEEDAM 2006), pp. S30_11-S30_16, Taormina (ME), 23-26 maggio 2006 (testo completo solo su CD: ISBN 1-4244-0194-1).
- [15] Mazzanti, G.; Passarelli, G.; Russo, A.; Verde, P.: “The Effects of Voltage Waveform Factors on Cable Life Estimation Using Measured Distorted Voltages” IEEE Power Engineering Society General Meeting 2006, Montreal, Quebec, June 18-22
- [16] A. Cavallini, G. Mazzanti, G.C. Montanari, G. Passarelli, “Integrazione di dati affidabilistici con elaborazioni di sorveglianza e monitoraggio, modelli di guasto ed architettura di un sistema di aiuto alle prese di decisione”, contratto di ricerca tra l'Università di Bologna ed il CESI nell'ambito della “Ricerca di Sistema” commissionata dal Ministero delle Attività Produttive, 2007
- [17] A. Cavallini, G.C. Montanari, *Appunti del Corso di Affidabilità e Diagnostica dei Sistemi Elettrici*, Facoltà di Ingegneria, Bologna, AA. 2002/2003.
- [18] R. Billinton and R. Allan, “Reliability evaluation of power systems,” 2nd edition, Plenum Press, 1996.
- [19] A. Papoulis, Probability, random variables and stochastic processes, McGraw-Hill, New York, 1991.
- [20] R.B. Abernethy, *The new Weibull handbook* (2nd edition), published by the author, 1996 ISBN 0-965-3062-0-8.
- [21] J.F. Lawless, *Statistical models and methods for lifetime data*, J. Wiley & Sons, New York, 1982.
- [22] W. Nelson, *Applied data analysis*, J. Wiley & Sons, New York, 1982.
- [23] A. Cavallini, A. Contin, G. C. Montanari, F. Puletti, “Advanced PD inference in on-field measurements. Part 1: noise rejection”, *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, Vol. 10, n. 2, pp. 216-224, aprile 2003.
- [24] A. Cavallini, M. Conti, A. Contin, G. C. Montanari, “Advanced PD inference in on-field measurements. Part 2: Identification of defects in solid insulation”, *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, Vol. 10, n. 3, pp. 528-538, giugno 2003.
- [25] A. Cavallini, D. Fabiani, G. C. Montanari, F. Ombello, F. Franchi Bononi, “Applications to cable diagnosis of new methodology for partial discharge inference”, ATTI del 2003 JICABLE, pp. 659-664, Versailles, Francia, giugno 2003.
- [26] L. Simoni, “Resistenza alle sollecitazioni dei materiali isolanti elettrici”, CLUEB Editore, Bologna, 1994.
- [27] L. Simoni, “Proprietà dielettriche e scarica dei materiali isolanti elettrici”, CLUEB Editore, Bologna, 1996.
- [28] L.A. Dissado and J.C. Fothergill, *Electrical degradation and breakdown in polymers*, P.Peregrinus Press, London, U.K., 1992.

- [29] G.C. Montanari, G. Mazzanti, L. Simoni, "Progress in electrothermal life modeling of electrical insulation over the last decades", *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, Vol. 9, n. 5, pp. 730-745, ottobre 2002.
- [30] G. Mazzanti, G.C. Montanari, L. Simoni, M.B. Srinivas, "Combined electro-thermo-mechanical model for life prediction of electrical insulating materials", Atti della 1995 Conference on Electrical Insulation and Dielectric Phenomena (CEIDP), pp. 274-277, Virginia Beach (Virginia, U.S.A.), ottobre 1995.
- [31] M. Cacciari, G. Mazzanti, G.C. Montanari, "A robust technique for the estimation of the two-parameter Weibull function for complete data sets", *Metron*, Vol. LX - N. 3-4, pp. 67-92, 2002.
- [32] G.C. Montanari, M. Cacciari, "A probabilistic life model for insulating materials showing electrical threshold", *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, Vol. 24, N. 1, pp. 127-134, febbraio 1989.
- [33] T. Kubota, Y. Takahashi, S. Sakuma, M. Watanabe, M. Kanaoka, H. Yamanouchi, "Development of 500-kV XLPE cables and accessories for long distance underground transmission Line. Part 1. Insulation design of cables", *IEEE Transactions on Power Delivery*, Vol. 9, N. 4, pp.1738-1749, ottobre 1994
- [34] G.C. Montanari, D. Fabiani, "Searching for the factors which affect self-healing capacitor degradation under nonsinusoidal voltage", *IEEE Transactions on Dielectrics and Electrical Insulation*, Vol. 6, n. 3, pp. 319-325, giugno 1999 [6cas].
- [35] A. Cavallini, G. Mazzanti, G.C. Montanari, L. Simoni, I. Ghinello, "A Parametric Investigation on the Effect of Harmonic Distortion on Life Expectancy of Power Capacitors", Atti della 8th Mediterranean Electrotechnical Conference (MELECON), pp. 491-494, Bari, 13-16 maggio 1996.
- [36] CIGRE paper: "Current ratings of cables for cyclic and emergency loads. Part 1. Cyclic ratings (load factor less than 100%) and response to a step function", *Electra*, N. 24, pp. 63-96, ottobre 1972.
- [37] CIGRE paper: "Current ratings of cables for cyclic and emergency loads. Part 2. Emergency ratings and short duration response to a step function", *Electra*, N. 44, pp. 3-16, gennaio 1976.
- [38] E. F. Fuchs, D. J. Roesler, K. P. Kovacs, "Aging of electrical appliances due to harmonics of the power system voltage", *IEEE Transactions on Power Delivery*, Vol. 1, N. 3, luglio 1986, pp.301-307.
- [39] G. Mazzanti, "Analysis of the effects of load cycling and thermal transients on polymer-insulated HVAC cable life", Atti della 2004 IEEE International Conference on Conduction and Breakdown in Solid Dielectrics (IEEE ICSD), pp. 456-461, Tolosa (Francia), 5-9 luglio 2004.
- [40] G. Mazzanti, "Effects of the Combination of Electro-thermal Stress, Load Cycling and Thermal Transients on Polymer-insulated High Voltage ac Cable Life", Page(s):95 - 102 Vol. 1 IEEE Power Engineering Society (PES) General Meeting, S. Francisco, California (U.S.A.), 12-16 June 2005.
- [41] G. Mazzanti, G.C. Montanari, "A comparison between XLPE and EPR as insulating materials for HV cables", *IEEE Trans. Power Delivery*, vol. 12, no. 1, pp. 15-28, January 1997.

- [42] W. Mosch, W. Hauschild, *Statistical techniques for HV engineering*, Peter Peregrinus, London, 1992.
- [43] A. Birolini "Reliability Engineering / Theory and Practice" Springer Berlin
- [44] E. Occhini, "A statistical approach to the discussion of the dielectric strength in electric cables", *IEEE Trans. on Pow. App. Sys.*, Vol. 90, n. 6, pp. 2671-2682, dicembre 1971.
- [45] J. Arillaga, D.A. Bradley, P.S. Bodge, "Power System Harmonics", J. Wiley & Sons, New York, 1988.
- [46] A. Cavallini, I. Ghinello, G. Mazzanti, G. C. Montanari, "Considerations on the Life Performance and Installation Practice of Shunt Capacitors in the Presence of Harmonics Generated by AC/DC Converters", *IEEE Transactions on Power Delivery*, Vol. 14, No. 1, pp. 227-234, gennaio 1999.
- [47] A. Cavallini, G. Mazzanti, G.C. Montanari, "Progetto statistico di sistemi di compensazione in presenza di armoniche di tensione e corrente", Rendiconti della 97a riunione annuale della Associazione di Elettrotecnica ed Elettronica Italiana, pp. 79-84, Stresa, 7-10 maggio 1997.
- [48] A. Cavallini, G. Mazzanti, G.C. Montanari, "La privatizzazione dell'industria elettrica nazionale: problematiche affidabilistiche", Rendiconti della Riunione Generale della Associazione di Elettrotecnica ed Elettronica Italiana, pp. 1-6, Padova, 3-5 ottobre 2001.
- [49] Appunti del Corso di Qualità dell'Energia Elettrica, Facoltà di Ingegneria, Bologna, 2004.
- [50] A. Cavallini, G. Mazzanti, G.C. Montanari, "The Effect of Nonsinusoidal Supply on Life Performance of Electrical Insulating Systems", Atti della 7th International Conference on Harmonics and Quality of Power, pp. 473-480, Las Vegas (Nevada, U.S.A.), ottobre 1996.
- [51] A. Cavallini, G. Mazzanti, G.C. Montanari, "Probabilistic Investigation of the Life Behavior of Power Capacitors Operating Under Distorted Supply Voltage", *Lifetime Data Analysis*, Vol. 3, pp. 47-61, Boston, Massachusetts (U.S.A), 1997.
- [52] IEEE std. 519. Recommended Practices and Requirements for Harmonic Control in Electrical Power Systems, 1a edizione, dicembre 1990.
- [53] R. Lamedica, M. Marzinotto, A. Prudenzi, "Harmonic amplitude and harmonic phase angle monitored in an electrified subway system during rush hours traffic", *2004 IASTED*, Rhodes, Greece, June 2004.
- [54] R. Lamedica, G. Maranzano, M. Marzinotto, A. Prudenzi, "Power quality disturbances in power supply system of the subway of Rome", in *Proc. 2004 IEEE PES General Meeting*, vol. 1, pp. 924-929, Denver, USA, June 2004.
- [55] European Standard EN 50160: Voltage characteristics of electricity supplied by public distribution systems.
- [56] D. Gallo, R. Langella, A. Testa, "On the effects on MV/LV component expected life of slow voltage variations and harmonic distortion", in *Proc. 2002 IEEE ICHQP*, vol. 2, pp. 737 - 742.
- [57] A. Cavallini, G. Mazzanti, G.C. Montanari, G. Passarelli, "Modelli di rischio integrati affidabilistico-diagnostici per i componenti dei sistemi elettrici", accettato per la pubblicazione sulla rivista AEIT

- [58] A. Cavallini, G. Mazzanti, G.C. Montanari, G. Passarelli, “Diagnostic Tool for Condition Based Maintenance of Electrical Apparatus”, proposto per la pubblicazione su *IEEE Transactions on Power Delivery*, gennaio 2008.
- [59] M. A. Miner, "Cumulative damage in fatigue", *J. Appl. Mechanics*, pp. A159-A163, settembre 1945.