

Scuola di specializzazione
in costruzioni
in cemento armato



n. 16

STUDI E RICERCHE

Italcementi S.p.A., Bergamo - Editore
1995

**CONFRONTO IN TERMINI PROBABILISTICI DI ALCUNE PROPOSTE
DI VALUTAZIONE DELLA VITA UTILE DI STRUTTURE IN CEMENTO ARMATO**

MAURIZIO ACITO^(*)

SOMMARIO

Viene presentato un approccio in termini probabilistici della misura di durabilità di strutture in c.a. in cui la durata viene fatta coincidere col tempo impiegato dal fronte di carbonatazione a raggiungere le armature. Infatti, ciò determina l'abbattimento del pH all'interno della massa di calcestruzzo che avvolge le barre di armatura, compromettendo la protezione di tale ambiente e innescando, così, il processo di ossidazione delle barre stesse. Il presente lavoro parte da un richiamo dei principi e delle regole, che fanno capo alle normative esistenti, che permettono di ottenere strutture durevoli senza, però, fornire alcuna indicazione sulla durata delle costruzioni. Nel proseguo vengono richiamate alcune proposte che, operando ancora con riferimento all'avanzamento del fronte di carbonatazione, si prefiggono di controllare la durata di una costruzione attraverso misure di durabilità in termini convenzionali. Successivamente, si riprendono le espressioni deterministiche, contenute in tali proposte, e si procede alla loro interpretazione in senso probabilistico. I risultati ottenuti vengono confrontati con quelli deterministici presentati in letteratura.

^(*) Ingegnere strutturista - Diplomato presso la Scuola di Specializzazione in Costruzioni in Cemento Armato "F.lli Pesenti" del Politecnico di Milano e incaricato, per l'a. 1994/95, alla Fac. di Arch. dello stesso Politecnico a svolgere due corsi integrativi dell'area IV presso i laboratori di Progettazione dell'architettura 2° e Costruzione dell'architettura 1°.

SCE, si osserva che assenza di manutenzione è sinonimo di assenza di interventi strutturali, usualmente detti t_e -Impianti, e comunque, con la previsione di ispezioni periodiche, almeno visuali). I valori di Δt_s sono legati alle due condizioni ambientali più significative, nei riflessi della loro potenzialità di degrado: esse sono 'attacco salino e gli effetti di gelo e disgelo. Ad esempio, in presenza di sensibili attacchi salini e di gelo e liggelo (i due fenomeni sono cumulabili) si propone di assumere $\Delta t_s > 20$ (all'obiezione che le condizioni ambientali severe debbano minorare la resistenza temporale t_k , si può osservare che nella misura (1.1) 'addendo $\Delta t_s > 0$ portato al primo membro avrebbe proprio questo risultato. Forse, operare in questa direzione, avrebbe più razionale).

La seconda strada, invece, procede in maniera completamente diversa, anche se l'obiettivo è sempre quello di controllare la durata della costruzione attraverso la misura di durabilità (1.1) e anche se per t_s si assumono valori fissati a priori per le principali costruzioni, in relazione alle loro destinazioni d'uso. In questo caso il problema, ridotto al calcolo del solo t_k , viene affrontato facendo riferimento all'effettivo processo chimico-fisico di degrado che ha colpito la costruzione in calcestruzzo. Gli Autori che hanno intrapreso questa strada sono numerosi. Talvolta, i risultati dei loro lavori hanno dato luogo a proposte normative. Si possono distinguere due serie di lavori e di proposte: le une (VVT, RILEM TC 130, TOGNON-GIULIETTI, UNI) si accentrano sul fenomeno della carbonatazione, le altre (che sostanzialmente fanno capo ai lavori SAETTA, SAETTA-SCHREFFLER-VITALIANI, SAETTA-VITALIANI) considerano più compiutamente il processo di lampeggiamento, attraverso una modellazione numerica della diffusione e del trasporto dell'agente aggressivo, all'interno della massa di calcestruzzo, contestuali alle equazioni che regolano le reazioni chimiche provocate dall'agente aggressivo.

Nella trattazione presente, si fa riferimento alla prima serie di lavori e di proposte sopra citate, cercando di sfruttare una valutazione dei risultati in termini probabilistici. A tale scopo, si ricorda che in tali studi si afferma in forma unitaria che la profondità di carbonatazione, che indicheremo col simbolo d , avanza nel tempo t (nel caso di un fronte unico d'attacco) secondo la relazione:

$$d = k \cdot t^{1/n} \quad (1.5)$$

Il coefficiente k (ovviamente, le dimensioni di k sono $L \cdot T^{-1/n}$, dove: L =lunghezza, T =Tempo) viene fornito dai diversi Autori in varia forma e secondo diverse espressioni, che possano dar luogo a valori, caso per caso, in accordo con le risultanze sperimentali, mentre per l'esponente $1/n$ vi è sostanziale accordo sul valore $n=2$, al massimo proponendo per n un valore poco superiore a 2. In presenza dei maggiori valori di umidità (UNI). Tutti gli Autori assumono che la costruzione finisca di durare quando la carbonatazione arriva alle armature, ossia quando la profondità d , posta a primo membro della (1.5), assume un valore uguale allo spessore r del ricoprimento. Pertanto, il tempo resistente t_k è immediatamente ottenuto dalla (1.5) ponendo $d=r$, ossia:

$$t_R = \left(\frac{r}{k}\right)^n \quad (1.6)$$

Data la grande dispersione dei valori di t_k ottenibili dalla precedente relazione, allorché si impieghino le espressioni ed i valori di k suggeriti dai diversi Autori, nella trattazione presente si preferisce far ricorso a concetti di tipo probabilistico, legando quindi la misura di durabilità ai valori della probabilità di evenienza. La precedente misura (1.1), in termini probabilistici, deve essere scritta allora fra le grandezze T_R e T_S che governano la durabilità, ad esempio, nel modo seguente:

$$P_T = P\{T_S > T_R\} \leq P_T^* \quad (1.7)$$

essendo P_T^* un valore prefissato, sufficientemente contenuto, che quantifichi il rischio. Nella relazione precedente, P_T esprime la probabilità d'insuccesso o di perdita della durabilità, che consiste proprio nell'evento $\{T_S > T_R\}$. La misura di durabilità, si dirà positiva se il valore di P_T non superi il prefissato valore P_T^* .

2. PROCEDURA PROBABILISTICA

Come si è ricordato nel precedente paragrafo, per le costruzioni in calcestruzzo, la misura della durabilità può farsi riferendosi ad alcuni modelli di degrado che descrivono, più o meno compiutamente, i reali fenomeni fisico-chimici che provocano il degrado (VVT, SAETTA-VITALIANI). Ad esempio, si può pensare di fare riferimento al fenomeno della carbonatazione (VVT, UNI), prodotta dalla diffusione e propagazione nel tempo dell'anidride carbonica all'interno della massa di calcestruzzo: come è noto, l'anidride carbonica reagisce con l'idrossido di calcio determinando l'abbattimento del pH da 12.5+13 a 9, compromettendo quindi la condizione di passività per le armature, pertanto, la conservazione integra dell'acciaio non è più possibile. L'ossido di ferro che si produce, di volume superiore a quello del metallo base, dà luogo a spinte sul calcestruzzo circostante, in particolare sul ricoprimento, fessurandolo e anche staccandolo. Pertanto, l'armatura metallica risulta liberamente esposta ed il processo di ossidazione degenera rapidamente nel tempo. E' chiaro, invece, che la conservazione integra dell'armatura metallica è indispensabile per il mantenimento del valore originario della resistenza meccanica degli elementi strutturali, poiché l'armatura ne costituisce, a flessione, l'elemento teso e può realizzare, a taglio, le indispensabili aste di parete (staffe).

A favore della sicurezza, per poter scrivere la misura della durabilità, si può assumere che il valore resistente t_k del tempo di conservazione dell'integrità strutturale sia rappresentato dal tempo necessario, affinché il fronte di carbonatazione arrivi alle armature metalliche, ossia, come già detto, quando la profondità di carbonatazione raggiunge il valore dello spessore del copriferro. Pertanto, come in un qualsiasi problema di resistenza meccanica, definito da una resistenza R e da una sollecitazione S , lo spessore C del copriferro può essere interpretato come una resistenza o capacità, e la profondità di carbonatazione D come una sollecitazione o domanda. L'esito Z può essere rappresentato con la grandezza:

$$Z = C - D, \quad (2.1)$$

convenendo di dichiarare successo l'evento $\{Z > 0\}$, ossia, di attribuire successo agli "esperimenti" ζ cui conseguono valori z positivi. Allora, la probabilità d'insuccesso P_T , che nel nostro problema costituisce la probabilità di perdita della durabilità, si esprime nel modo seguente:

$$P_T = P\{Z \leq 0\} = P\{C - D \leq 0\}. \quad (2.2)$$

Poiché, la grandezza D è variabile nel tempo t , la precedente espressione deve essere scritta come segue:

$$P_T(t) = P\{Z(t) \leq 0\} = P\{C - D(t) \leq 0\}, \quad (2.3)$$

cosicché la probabilità di perdita della durabilità risulta essere variabile nel tempo.

Prima di procedere è bene fare due osservazioni. Innanzitutto, occorre distinguere i due casi di "attacco" appresentati nella figura 2.1. Il primo, caso a), può corrispondere all'intradosso di una soletta piena in cemento armato, oppure alla superficie di una parete. L'attacco è monodirezionale. Il secondo, caso b), può corrispondere all'intradosso di una nervatura, la barra d'armatura posta nell'angolo è sottoposta a due fronti di attacco che mutuamente si influenzano: l'attacco è bidirezionale. Le relazioni cui si ricorrerà nel prosieguo, si riferiscono al caso di un attacco monodirezionale (come si era già indicato per la validità della relazione (1.5)).

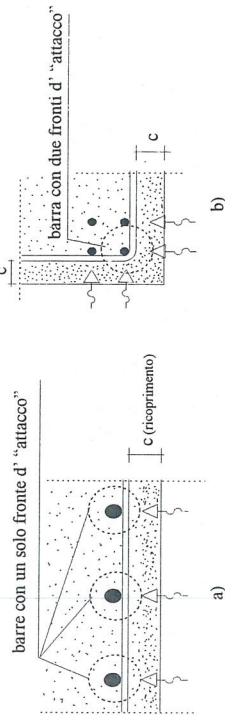


Fig. 2.1

La seconda osservazione è relativa al fatto che essendo la profondità D variabile nel tempo, l'esito Z costituisce un processo, ossia, più completamente, la (2.1) va scritta come segue:

$$Z(\zeta; t) = C(\zeta) - D(\zeta; t), \quad (2.1)$$

o anche semplicemente, trascurando l'indicazione dell'esperimento ζ (come si farà nel prosieguo):

$$Z(t) = C - D(t) \quad (2.1')$$

La rappresentazione di tale processo è mostrata qualitativamente nella figura 2.2, ove si può vedere che la probabilità d'insuccesso $P_r(t) = P\{Z(t) \leq 0\} = F_{Z(t)}(0)$ è crescente nel tempo, poiché per la profondità di carbonatazione $D(t)$, viene assunta la relazione funzionale stocastica (traduzione in campo stocastico del regime deterministico (1.5)) crescente nel tempo:

$$D(t) = K \cdot t^{1/n} \quad (2.4)$$

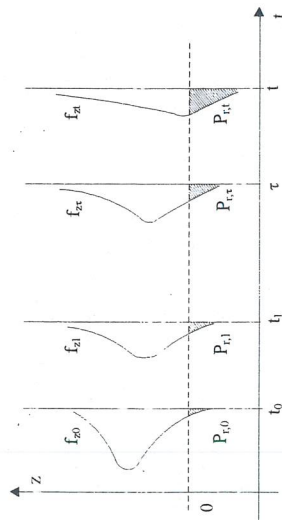


Fig. 2.2

In particolare, se alla resistenza C, spessore del copriferro, si può attribuire un valore deterministico r, le espressioni precedenti diventano:

$$Z(t) = r - D(t), \quad (2.5)$$

$$P_r(t) = P\{Z(t) \leq 0\} = P\{r - D(t) \leq 0\} = P\{D(t) > r\} = 1 - P\{D(t) \leq r\}, \text{ ossia:} \quad (2.6)$$

$$P_r(t) = 1 - F_D(t)(r).$$

L'ultima espressione (2.6) è chiaramente illustrata nella fig. 2.3, a), mentre in fig. 2.3 b) è riportato qualitativamente l'andamento della probabilità $P_r(t)$.

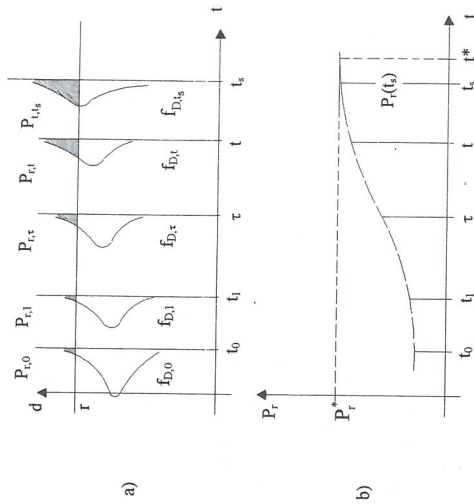


Fig. 2.3

Si può, quindi, concludere che la misura di durabilità (1.7) può assumere le due forme equivalenti (coincidenti con quelle già esposte in MIGLIACCI):

$$P_r(t) = 1 - F_D(t)(r) = \begin{cases} = P_r^* & \text{per tempi } t \geq t^* \\ < P_r^* & \text{al tempo } t^* = t^* \end{cases} \quad (2.7)$$

Pertanto si tratta di costruire la "statistica" di $D(t)$ espressa dalla relazione (2.4). Infatti, se è possibile stabilire la "statistica" del parametro K, il problema è risolto dalla relazione (ad esempio, UNI):

$$f_D(d) = f_K \frac{(d/t)^{1/n}}{t^{1/n}} \quad (2.8)$$

essendo $f_K(k)$ la densità di probabilità di K e $f_D(d)$ quella desiderata di D. Dalla (2.8) è facile osservare, come già accennato, che al crescere del tempo t la densità $f_D(d)$ trasla verso i valori crescenti di d e si appiattisce (cioè, ne aumentano medio e deviazione standard). La probabilità di superamento del copriferro r, che rappresenta appunto la probabilità di insuccesso P_r , cresce quindi nel tempo (fig. 2.3, b)).

Vediamo, allora, di costruire una affidabile forma statistica per il parametro K, in relazione alle proposte formulate dai vari Autori. Ciò fatto, il problema della misura di durabilità si può dire risolto. Infatti, descritta in modo affidabile l'aleatorietà di K in relazione ai diversi parametri di cui è funzione (in specie, al rapporto acqua/cemento), mediante la (2.8) si può costruire la densità di D e, quindi, calcolare il valore della probabilità di insuccesso $P_r(t_S)$ in corrispondenza al prefissato tempo di vita t_S mediante la (2.6), ossia:

$$P_r(t_s) = 1 - F_{D(t_s)}(t) = 1 - \int_0^t f_{D(t_s)}(d) \cdot \delta d \quad (2.9)$$

Se tale probabilità soddisfa alla seconda delle misure (2.7), ossia se: $P_r(t_s) \leq P_r^*$, essendo P_r^* il valore prefissato, la misura della durabilità si potrà dire positiva.

3. ANALISI STATISTICHE DELLE DIVERSE PROPOSTE

3.1 Considerazioni sulla costruzione della "statistica" di K

La possibilità di costruire la "statistica" della variabile aleatoria (v.a.) K dipende dalla possibilità di disporre della "statistica" del parametro A (acqua/cemento). Questa possibilità è verificata poiché, ad eccezione delle proposte TOGNON-GIULIETTI (dove del parametro K viene dato direttamente il valore sperimentato) e della proposta RILEM TC 130 (dove K è legato ad A, mediante il valore medio della resistenza a compressione f_{cm}), tutte le altre proposte forniscono una relazione tra il parametro K ed il parametro A. Pertanto, il problema è formalmente risolto quando si assegnano una "statistica" del parametro A, figlia di una popolazione di osservazioni corrispondenti a getti di calcestruzzo con differenziati valori di A. E' bene precisare che una "statistica", che interpreti la popolazione di osservazioni del parametro A, non può presentare code verso il basso, in quanto, come è noto, la lavorabilità dell'impasto esige un valore di A che difficilmente è inferiore a 0.40, anche se il getto è eseguito con l'impiego di superfluidificanti. Una "statistica" che ben si presta ad interpretare le risultanze sperimentali del parametro A, è, ad esempio, quella che corrisponde alla v.a. di Pearson III tipo. Tale statistica dipende da tre parametri, l'espressione della sua densità è indicata nella successiva (3.1), mentre in fig. 3.1 ne viene fornito l'andamento qualitativo:

$$P_{EIII}(\eta, \alpha, \sigma) = f(x) = \frac{(\alpha)^2 \exp\left(\frac{\alpha \eta}{\sigma} - \alpha^2\right)}{\Gamma(\alpha^2) \cdot (\sigma)^2} \cdot (\alpha \sigma + x - \eta) \alpha^2 - 1 \cdot \exp\left(-\frac{\alpha x}{\sigma}\right) \quad (3.1)$$

$$\Gamma(k) = \int_0^{\infty} y^{k-1} e^{-y} dy \quad (\text{è la nota funzione gamma}).$$

La conoscenza di σ ed η permette la individuazione del terzo parametro α da cui dipende la funzione densità, imponendo le condizioni:

$$\eta - \alpha \sigma = 0.40 \quad (\text{minimo valore di A})$$

$$\frac{\sigma}{\eta} = 0.20 \quad (\text{coefficiente di variabilità})$$

dalle quali si può ottenere $\alpha = 1.41$

In questa sede, con riferimento agli obiettivi che si vogliono raggiungere e alle tecniche statistiche che si vogliono realizzare, ci si limita a considerare della "statistica" di A i soli momenti del primo e secondo ordine.

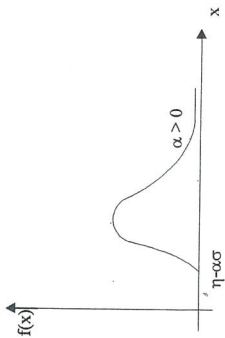


Fig. 3.1

Infatti, per la conoscenza della funzione densità di K, a partire dalla conoscenza della funzione densità di A, possono seguire due strade. La prima strada consente, come è noto, di determinare la funzione di densità di una variabile aleatoria Y legata funzionalmente alla v.a. X di cui sia nota la densità. Dato il legame $Y=g(X)$ fra le due v.a., risulta infatti (PAPULIS):

$$f_Y(y) = \frac{f_X(x_1)}{|g'(x_1)|} + \frac{f_X(x_2)}{|g'(x_2)|} + \dots + \frac{f_X(x_n)}{|g'(x_n)|} \quad \text{dove: } g'(x) = \frac{dg(x)}{dx} \quad (3.2)$$

Questa prima strada costituisce il metodo analitico generale che consente di ottenere la "statistica" di K da un'osservazione A. La seconda strada, in alternativa, permette di ottenere i momenti del 1° e 2° ordine della v.a. funzionalmente legata alla v.a. X, e quindi, sulla base di queste informazioni, costruire una statistica attendibile per la Y. Come è noto, sviluppando in serie di Taylor la funzione g(x) nell'intorno del medio η_x e fermandosi a termini del secondo ordine, risulta infatti (PAPULIS):

$$\eta_y = g + \frac{g''}{2} \sigma_x^2 \quad (3.3)$$

$$\sigma_y^2 = g''^2 \sigma_x^2$$

Questa seconda strada costituisce il metodo dei momenti del 1° e del 2° ordine, brevemente chiamato SORA nella letteratura.

Nella presente trattazione, quindi, sia per determinare la statistica del parametro $K=g_A(A)$ che per determinare quella di $D=g_D(K)$ si segue questa seconda strada.

3.2 Definizione statistica del parametro $K=g_A(A)$

La definizione del parametro K viene eseguita con riferimento a tre diverse miscele di calcestruzzo caratterizzate da valori diversi del medio η_A e del coefficiente di variazione c_A del parametro A. I valori considerati di η_A sono 0.6, 0.5 e 0.4, mentre per c_A si assume il valore costante 0.20. Secondo i diversi Autori considerati, il parametro K, espresso in mm/anno^{0.5}, ha le seguenti espressioni in funzione di A:

- PROPOSTA VITI: $K=26 \cdot (A-0.3)^2 + 1.6 \quad (3.4)$

• PROPOSTA DE SITTER:

$$K = \frac{46A - 17,6}{2,7} \cdot R \cdot Q \quad (3.5)$$

dove: R=1, per cemento Portland
Q=0,7, con la superficie esterna protetta

• PROPOSTA TOGNON-GIULIETTI:

$$K = 6 \text{ mm/anno}^{0,5} \quad (3.6)$$

per A=0,65 e per i calcestruzzi di media qualità.

• PROPOSTA RILEM TC 130:

$$K = 1800 \cdot f_{cm}^{-1,7} \quad (\text{essendo } f_{cm} \text{ la resistenza media del calcestruzzo}) \quad (3.7)$$

per strutture protette dalla pioggia, calcestruzzo non aerato e per cemento tipo Portland.

Mentre le proposte VTT e DE SITTER possono essere utilizzate direttamente per l'impiego delle (3.3), le proposte TOGNON-GIULIETTI e RILEM TC 130 devono essere trattate in modo opportuno per poter specificare una relazione $K = E_A(A)$. Ciò può essere ottenuto per la proposta RILEM TC 130, considerando la relazione esistente tra la f_{cm} ed il parametro A e sostituendo tale espressione nella (3.7). Nel caso di TOGNON-GIULIETTI può assumersi, ad esempio, una espressione del tipo VTT con l'addendo costante, opportunamente modificato in modo da ottenere rispondenza con la condizione (3.6). Nel proseguo indicheremo tale proposta modificata con TOGNON*. Nella tabella 1 sono riportati i valori di η_K , σ^2_K , σ_K e c_K del parametro K, ottenuti con l'impiego delle (3.3).

PROPOSTA	η_K	σ^2_K	σ_K	c_K	$\sigma_A = 0,12$ $\eta_A = 0,6$	$\sigma_A = 0,10$ $\eta_A = 0,5$	$\sigma_A = 0,08$ $\eta_A = 0,4$
VTT	4.314	3.504	2.900	2.026	2.900	2.026	2.026
VTT	2.900	1.082	0.359	0.173	1.082	0.173	0.173
VTT	2.026	0.173	0.205	0.205	0.359	0.205	0.205
DE SITTER	2.592	1.400	1.400	0.208	1.400	0.208	0.208
DE SITTER	2.046	0.909	1.421	0.909	1.421	0.909	0.909
DE SITTER	0.552	0.851	0.851	4.584	0.851	4.584	4.584
TOGNON*	5.524	4.110	4.110	3.236	4.110	3.236	3.236
TOGNON*	3.504	1.082	1.082	0.173	1.082	0.173	0.173
TOGNON*	0.339	0.253	0.253	0.128	0.253	0.128	0.128
RILEM TC 130	7.110	5.549	5.549	3.570	5.549	3.570	3.570
RILEM TC 130	5.579	3.001	3.001	1.406	3.001	1.406	1.406
RILEM TC 130	0.332	0.312	0.312	0.332	0.312	0.332	0.332

Tabella 1

3.3 Definizione statistica del parametro $D = E_D(K)$

In modo del tutto analogo a quanto si è fatto per il parametro $K = E_A(A)$, si può operare per la definizione del parametro $D(t)$, legato a K dalla relazione funzionale stocastica (2.4), che qui si riporta per comodità:

$$D(t) = K \cdot t^n \quad \text{con } n=2$$

Infatti, considerando tale relazione stocastica come una successione di v.a., del tipo indicato in Fig. 2.2, cioè considerando la (2.4), istante per istante, come una relazione tra il parametro D ed il parametro K a tempo t fissato, è possibile attraverso le (3.3) determinare il momento del primo e del secondo ordine di $D(t)$, a tempo t fissato. Nella tabella 2 sono riportati i valori di tali parametri suddetti per le proposte in oggetto.

PROPOSTA	σ_A, η_A	η_K	σ^2_K	η_D	σ^2_D
VTT	$\sigma_A = 0,12$ $\eta_A = 0,6$	4.314	3.504	4.314 t ^{0,5}	3.504 t ^{0,5}
VTT	$\sigma_A = 0,10$ $\eta_A = 0,5$	2.900	1.082	2.900 t ^{0,5}	1.082 t ^{0,5}
VTT	$\sigma_A = 0,10$ $\eta_A = 0,5$	2.026	0.173	2.026 t ^{0,5}	0.173 t ^{0,5}
DE SITTER	$\sigma_A = 0,12$ $\eta_A = 0,6$	2.592	2.046	2.592 t ^{0,5}	2.046 t ^{0,5}
DE SITTER	$\sigma_A = 0,10$ $\eta_A = 0,5$	1.400	1.421	1.400 t ^{0,5}	1.421 t ^{0,5}
DE SITTER	$\sigma_A = 0,10$ $\eta_A = 0,5$	0.208	0.909	0.208 t ^{0,5}	0.909 t ^{0,5}
TOGNON*	$\sigma_A = 0,12$ $\eta_A = 0,6$	5.524	3.504	5.524 t ^{0,5}	3.504 t ^{0,5}
TOGNON*	$\sigma_A = 0,10$ $\eta_A = 0,5$	4.110	1.082	4.11 t ^{0,5}	1.082 t ^{0,5}
TOGNON*	$\sigma_A = 0,10$ $\eta_A = 0,5$	3.236	0.173	3.236 t ^{0,5}	0.173 t ^{0,5}
RILEM TC 130	$\sigma_A = 0,12$ $\eta_A = 0,6$	7.110	5.579	7.110 t ^{0,5}	5.579 t ^{0,5}
RILEM TC 130	$\sigma_A = 0,10$ $\eta_A = 0,5$	5.549	3.001	5.549 t ^{0,5}	3.001 t ^{0,5}
RILEM TC 130	$\sigma_A = 0,10$ $\eta_A = 0,5$	3.570	1.406	3.570 t ^{0,5}	1.406 t ^{0,5}

Tabella 2

4. STIMA PROBABILISTICA DEL TEMPO DI VITA UTILE

Per la valutazione del tempo di vita utile si ritiene di poter ipotizzare che il fronte di carbonatazione $D(t)$ abbia una densità di tipo normale. In fig. 4.1 è riportato, qualitativamente, l'andamento ipotizzato al tempo t fissato.

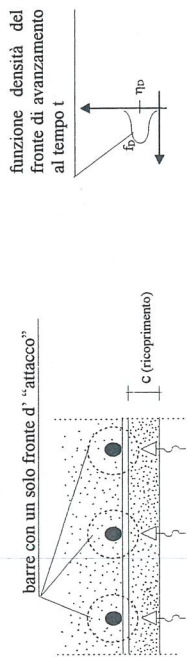


Fig. 4.1

Conoscendo per $D(t)$ i valori medi e le deviazioni standard (tab. 2), ovvero la sua "statistica", è possibile ottenere facilmente, per un prefissato valore di probabilità, il valore del tempo t in cui il fronte di carbonazione raggiunge le armature (il copriferro è pari a 30 mm). Tale tempo t individua il tempo di vita utile con una prefissata probabilità. Nella tabella 3 sono riportati i tempi di vita utile (espressi in anni), valutati per diversi valori della probabilità P_r , ed il tempo di vita utile valutato in termini deterministici (si veda CALDA-SAETTA-VITALIANI), corrispondenti alle proposte in oggetto.

$\eta_A = 0.6$ PROPOSTA	$P_r=10^{-4}$ anni	$P_r=10^{-3}$ anni	$P_r=10^{-2}$ anni	$P_r=10^{-1}$ anni	valore deterministico anni
VTT	14	17	23	32	58
DE SITTER	39	49	63	89	47
TOGNON*	10	12	15	20	34
RILEM TC 130	5	6	8	12	134
$\eta_A = 0.5$ PROPOSTA	$P_r=10^{-4}$ anni	$P_r=10^{-3}$ anni	$P_r=10^{-2}$ anni	$P_r=10^{-1}$ anni	valore deterministico anni
VTT	46	53	64	81	129
DE SITTER	115	146	196	289	86
TOGNON*	26	30	34	42	61
RILEM TC 130	11	13	16	21	459
$\eta_A = 0.4$ PROPOSTA	$P_r=10^{-4}$ anni	$P_r=10^{-3}$ anni	$P_r=10^{-2}$ anni	$P_r=10^{-1}$ anni	valore deterministico anni
VTT	146	157	171	192	260
DE SITTER	151	183	232	317	60
TOGNON*	62	66	71	77	95
RILEM TC 130	29	34	41	53	20922

Tabella 3

Il confronto tra i valori ottenuti evidenzia come questo nuovo approccio dia, per le diverse proposte, risultati la cui dispersione è relativamente contenuta rispetto a quella dei risultati in termini deterministici. Infatti, per il caso $\eta_A=0.4$, a fronte dei circa 200 anni di ampiezza dell'intervallo dei risultati ottenuti con

l'approccio probabilistico, si ha, nell'altro caso, un intervallo la cui ampiezza è di circa 20000 anni. In fig. 4.2 viene riportato l'andamento della probabilità P_r in relazione al tempo t di vita utile, misurato, per le diverse proposte, con riferimento alla miscela con $\eta_A=0.6$. Come si può notare dalla fig. 4.2, l'andamento è tale da confermare quello qualitativo riportato in fig. 2.3.

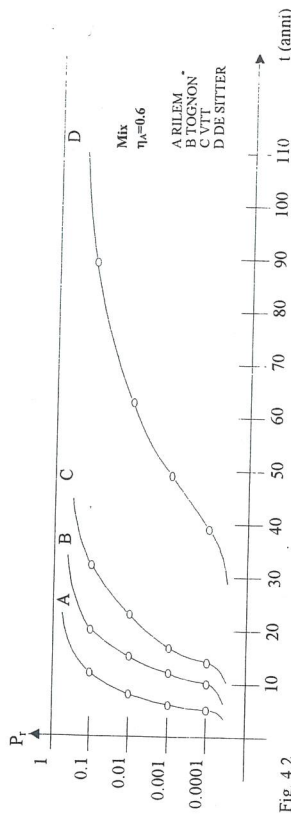


Fig. 4.2

5. CONCLUSIONI

L'utilità di questa trattazione, per ora solo allo stadio iniziale, risiede, soprattutto, nel fatto che tale nuovo modo di procedere permette di ottenere valutazioni del tempo di vita utile a partire da una prefissata probabilità, spostando, così, il problema della misura di durabilità nel campo probabilistico e, quindi, facendo, così, rientrare la misura di durabilità nella moderna visione che informa, in generale, le misure di sicurezza. Inoltre, i risultati ottenuti con questo nuovo approccio, per le diverse proposte di K, evidenziano una dispersione relativamente più contenuta, andando, così, a sanare le sorprendenti anomalie delle valutazioni deterministiche che, ad esempio, nel caso della miscela con $\eta_A=0.4$ sono tali da fornire risultati che vanno dai 60 anni della proposta DE SITTER ai 20922 anni della proposta RILEM TC 130. Infine, questa trattazione che, come già detto, presenta i primi risultati probabilistici è in fase di ulteriore sviluppo, sia per gli aspetti relativi ai fattori che intervengono nel processo di attacco chimico-fisico, sia per l'impiego di strumenti probabilistici e di calcolo più affinati.

RINGRAZIAMENTI

Si esprime un sentito ringraziamento al prof. Migliacci per lo stimolo ricevuto nell'affrontare questo tema di ricerca, e per i consigli avuti durante il suo svolgimento.

APPENDICE I - RIFERIMENTI BIBLIOGRAFICI

- BARUCHA, REID A. T. - 1960 - *Elements of the Theory of Markov Processes and Their Application* - McGraw Hill.
- BOTOLIN V. V. - 1983 - *Life Prediction of Engineering System - IV Intern. Conference on Application of Statistic and Probability in Soil and Structural engineering, ICASP* - Università di Firenze - Pitagora Editrice.
- CALDA G., SAETTA A., VITALIANI R. - 1995 - *Aspetti teorici e progettuali sulla durabilità delle opere di calcestruzzo armato per uso agricolo e per la difesa dell'ambiente* - prossime Giornate AICAP '95 - Pescara.
- COLLEPARDI M., TRIANTAFILLIS A. - 1991 - *Progettazione della miscela in funzione della qualità, produzione, controllo, durabilità del calcestruzzo* - Trento.
- CTE 001/89 - 1989 - *Durabilità delle strutture in cemento armato* - Collegio dei Tecnici della Industrializzazione Edilizia - Milano
- ENV 206 - 1989 - *Norma Europea provvisoria - Calcestruzzo, prestazioni, produzione, getto, e criteri di conformità (versione italiana)*.
- EUROCODICE n° 2 - 1990 - *Norma Europea in esame - Structure in conglomerato cementizio (versione italiana)*.
- JSCE (Japan Society of Civil Engineering) - 1990 - *Proposed Recommendation on Durability Design for Concrete Structures* - Concrete Library of JSCE.
- MIGLIACCI A., MOLA F. - 1979 - *Sull'impiego dei concetti probabilistici nella misura della durabilità* - Technical Report n° 13/1979 - Istituto di scienza delle costruzioni - ISTC - Politecnico di Milano.
- MIGLIACCI A., MOLA F. - 1983 - *Application of Markov Process in the Assessment of Structural Safety* - IV ICASP, Università di Firenze - Pitagora Editrice.
- MIGLIACCI A. - 1985 - *Misure di sicurezza in termini di durabilità* - volume "Testimonianze note scientifiche in onore del settantesimo compleanno di Sandro Dei Poli" - DJS - Politecnico di Milano.
- PAPOULIS A. - 1965 - *Probability, Random Variables, and Stochastic Processes* - McGraw Hill - New York.
- SAETTA A. - 1992 - *Durabilità delle strutture di calcestruzzo armato e analisi dei fenomeni di diffusione in materiali multi fase* - Tesi di Dottorato, Istituto di Scienza delle Costruzioni, Università di Padova.
- SAETTA A., SCHREFLER B. A., VITALIANI R. V. - 1992 - *Analisi dei fenomeni di diffusione di sostanze aggressive all'interno delle strutture di calcestruzzo armato* - Studi e ricerche, vol. 13 della Scuola di Specializzazione in Costruzioni in cemento Armato, F.lli Pesenti, del Politecnico di Milano.
- SAETTA A., VITALIANI R. V. - 1993 - *Indagine sullo stato di degrado di ponti in calcestruzzo armato e valutazione della vita utile di servizio mediante modelli di simulazione della diffusione di sostanze aggressive all'interno del materiale* - Giornate AICAP '93 - Pisa.
- TECHNICAL RESEARCH CENTRE OF FINLAND Rilem TC 130 CSL Draft - 1993 - *Calculation Methods for Service Life Design of Concrete Structures*.
- TOGNON A. V., GIULIETTI P. - 1986 - *La Carbonatazione dei Calcestruzzi. Aspetti teorici e pratici* - CISM - Udine.
- UNI - Gruppo Durabilità (SC2, SC4, SC8) - 1990 - *Criteri di Progettazione ai fini della durabilità, prime proposte*
- UNI 8981 - *Durabilità delle opere e manufatti in calcestruzzo*
- VTT (Alltion Teknillinen Tutkimuskeskus) - 1992 - *Service Life of Concrete Structures with regard to Corrosion of Reinforcement*.

APPENDICE II - SUMMARY

THE EXPECTED LIFE OF NEW CONCRETE STRUCTURES VALUE, WITH DETERMINISTIC AND PROBABILISTIC DIFFERENT APPROACHES, IS CONFRONTED.

A major problem for a large number of reinforced concrete structures is corrosion of reinforcement, because it can lead to substantial decrease of the capacity. One mode of corrosion initiation is when the carbonation front is reached the reinforcement. The reinforcement in concrete structures is protected from corrosion by both a chemical and physical barrier. This is due to the strong alkalinity of the pore solution and a microscopic oxide layer is formed on the reinforcement which prevents corrosion. The oxide layer dissolves and corrosion is initiated when the carbonation front is reached the reinforcement. In the present paper, a summary is presented of the different deterministic approaches that are able to calculate the expected life of new concrete structures, with methods based on the proper calculation of the carbonation front. These methods are based on the deterministic general law of the "square root"; where the attack penetration depth depends on square root of the time through constant considering concrete quality (through the ratio water/cement). In the second part of this paper a probabilistic approach that is able to calculate the expected life of new concrete structure with a fixed value of probability is developed.