DISPONIBILITÀ DEI SISTEMI COMPLESSI

Atti della giornata di studio
Roma, 13 marzo 1983.

Relazioni di:
E. Carrada, R. Somma, L. Simoncini, A. Valeri - C. Zaffiro, E. Lippiello, A. Schiavi - G. Gomisel - E. Milizia, V. Colombari.

ANIPLA
ASSOCIAZIONE NAZIONALE ITALIANA PER L'AUTOMAZIONE
Sezione di Roma

INDICE

R. Somma

Una rassegna di metodologie analitiche per la valutazione affidabilistica dei sistemi

1. INTRODUZIONE

La nascita dell'Affidabilità, come disciplina, si fa tradizionalmente risalire al 1952, anno in cui un ingegnere del Redstone Arsenal, Robert Lusser, ne forniva la prima definizione quantitativa, come caratteristica, al congresso Convair di San Diego |1|; essa suonava pressappoco così: "Affidabilità di un oggetto è la probabilità che esso funzioni correttamente, per un assegnato periodo di tempo e sotto determinate condizioni".

Questa definizione quantificava un concetto, che, come tale, era già noto negli anni precedenti la sua definizione formale e se ne aveva, ad esempio, coscienza nel 1943 alla base missilistica tedesca Peenemunde, allora diretta da Werner Von Braun, e nella quale lo stesso Robert Lusser lavorava |2|.

Del resto anche negli anni precedenti il 1950 le riviste tecniche contenevano, in numero crescente col trascorrere degli anni, articoli dedicati a trattazioni matematico/statistiche dei fenomeni di guasto, delle prove di vita, della manutenzione, etc. |3|, temi cioè che oggi vengono trattati nel contesto dell'Affidabilità.

Negli anni successivi, con l'affinarsi delle metodologie e con la diffusione della loro conoscenza, cresceva l'utilizzazione della nuova disciplina in ambito industriale, principalmente nei settori nucleare, spaziale, militare. Cresceva di pari passo la necessità di caratterizzare l'affidabilità dei sistemi in modo sempre più aderente alle reali condizioni operative.

A tale scopo sono state affiancate all'affidabilità diverse altre caratteristiche, quali la disponibilità, i tempi medi di servizio e di fuori servizio, etc., e queste caratteristiche andavano definite e modellizzate matematicamente in funzione dei parametri elementari (tassi di guasto e di riparazione) dei componenti il sistema.

Nel corso degli anni, vari metodi sono stati introdotti, analizzati, proposti ed usati come standard per la valutazione dell'affidabilità (in senso lato) dei sistemi, allo scopo, come precedentemente accennato, di far fronte alla domanda sempre crescente di valutazioni sempre più adeguate dell'"abilità" del sistema ad effettuare la sua funzione specifica.

In questa memoria verranno richiamate le idee di base dei principali approcci al problema, di essi verranno identificate applicabilità e limitazioni.

2. IL CONCETTO DI STATO.

Quello di stato del sistema è un concetto basilare nella teoria dell'affidabilità. In tale contesto, ed ai fini pratici, si definisce stato del sistema una sua situazione caratteristica alla quale abbia interesse, e sia possibile, associare informazioni sull'affidabilità del sistema stesso.

Nella pratica comune i "componenti" del sistema vengono caratterizzati, da un punto di vista affidabilistico, attraverso l'identificazione delle sue due condizioni operative, definite come "componente sano" e "componente guasto", a ciascuna delle quali è associabile in ogni istante un valore di probabilità; ebbene nella classica teoria dell'affidabilità gli stati di un sistema di ordine n (formato cioè da n componenti) sono le 2^n combinazioni mutuamente escludentesi degli stati dei suoi componenti.

Ad esempio, un sistema di ordine due ha i quattro stati mutuamente escludentesi mostrati in Tab. 1.

Tab. 1.

Stato del Sistema	Stato dei componenti	
	A	B
s_1	sano	sano
s_2	sano	guasto
s_3	guasto	sano
s_4	guasto	guasto

Al trascorrere del tempo un componente può passare dall'uno allo altro dei suoi stati; l'stante in cui ciascuna di tali transizioni avviene è una variabile aleatoria, caratterizzata quindi da una funzione densità di probabilità, f(t) o g(t) rispettivamente per i tempi di transizione al guasto od alla riparazione.

In modo del tutto equivalente la transizione tra gli stati sano e guasto del componente può descriversi tramite il tasso di guasto:

$$z_G(t) = \frac{f(t)}{1 - \int_0^t f(\tau)d\tau} \; ; \qquad (1)$$

esso è una funzione tale che $z_G(t)dt$ rappresenta la probabilità che il componente che non si è guastato fino all'istante t si guasti nel dt successivo. Il tasso di guasto è legato alla probabilità di successo del componente (il componente non si guasta) nell'intervallo (t,t+T) della nota relazione:

$$R(t,t+T) = e^{-\int_t^{t+T} z_G(\tau)d\tau} \qquad (2)$$

In modo perfettamente duale si definisce il tasso di riparazione, $z_R(t)$.

Un caso di estremo interesse pratico è quello cui i tassi di guasto e di riparazione sono costanti. Per tale caso in particolare, $z_G(t) = \lambda$ ed $f(t) = \lambda e^{-\lambda t}$, la (2) diviene:

$$R(t,\ t + T) = R(t + T - t) = R(T) = e^{-\lambda T} \qquad (3)$$

Tornando al sistema, le transizioni al guasto o alla riparazione dell'uno o l'altro dei suoi componenti determinano la sua evoluzione temporale attraverso i suoi stati.

Data l'aleatorietà delle transizioni dei componenti, ad ogni dato istante esiste una certa probabilità che il sistema si trovi in uno dei suoi stati. Va inoltre considerato che, per il modo in cui sono stati costruiti, due stati del sistema differiscono almeno per la condizione di uno dei componenti e pertanto essi sono mutuamente esclusivi, e ne consegue che la probabilità di un insieme di stati del sistema è semplicemente data dalla somma delle probabilità degli stati contenuti nell'insieme.

La considerazione precedente permette di concludere che se una certa condizione è soddisfatta quando il sistema è in alcuni dei suoi stati, mentre non è soddisfatta nei restanti, la probabilità della condizione è pari alla somma delle probabilità degli stati per i quali essa è soddisfatta. La condizione classica che si considera nel campo dell'affidabilità è quella definita da: "il sistema è funzionante".

Allora, l'insieme degli stati del sistema è ripartito nei due sottoinsiemi "sistema sano" e "sistema guasto", in dipendenza dell'architettura del sistema, ed il problema classico dell'affidabilità dei sistemi, viene così ricondotto al calcolo della probabilità degli stati del sistema.

Ancora con riferimento al sistema di ordine due, cui si riferisce la Tab. 1, se i componenti sono posti in configurazione ridondante, tale cioè che il funzionamento di uno solo di essi è sufficiente al funzionamento del sistema, il solo stato s_4 è di guasto, mentre s_1, s_2 ed s_3 appartengono al sottoinsieme "sistema sano". Se invece entrambi i componenti sono indispensabili al corretto funzionamento del sistema (configurazione serie), allora il solo stato s_1 è di funzionamento mentre s_2, s_3 ed s_4 costituiscono il sottoinsieme "sistema guasto".

I paragrafi seguenti sono dedicati alla presentzione delle metodologie principali utilizzate nella valutazione delle probabilità degli stati del sistema.

3. L'APPROCCIO COMBINATORIO.

Un teorema fondamentale del calcolo delle probabilità stabilisce che la probabilità del verificarsi congiunto di più eventi è data dalla probabilità del primo di essi, moltiplicata per la probabilità del secondo condizionata al primo, moltiplicata per la probabilità del terzo condizionata ai primi due, e così via fino all'ultimo evento.

In formula:

$$P(A_1 \text{ and } A_2 \text{ and } A_3 \text{ and} \dots \text{and } A_n) =$$
$$= P(A_1) \cdot P(A_2|A_1) \dots P(A_n|A_1 \text{ and } A_2 \dots \text{and } A_{n-1}). \qquad (4)$$

La (4), nel caso di eventi statisticamente indipendenti, tali cioè che il verificarsi o meno di uno o più di essi non influenza la probabilità di verifircarsi di uno qualunque degli altri, si specializza in:

$$P(A, \text{ and } A_2 \text{ and} \dots A_n) = P(A_1) \cdot P(A_2) \dots P(A_n) \qquad (5)$$

Si consideri ora la configurazione nota come "ridondanza standby" (o riserva fredda) ancora per un semplice sistema di ordine 2.

Essa è descritta nel modo seguente: il componente A è posto in operazione all'inizio della missione mentre il componente B non è alimentato ed è tenuto di riserva. Si assuma per semplicità che i componenti, quando in operazione, abbiamo lo stesso tasso di guasto costante, λ, e che un componente non alimentato abbia tasso di guasto nullo.

Se $p_i(t)$ è la probabilità che il sistema sia nello stato s_i al tempo t, la probabilità di successo del sistema è (cfr. tab. 1):

$$R(t) = p_1(t) + p_2(t) + p_3(t) \qquad (6)$$

La probabilità del generico stato del sistema è data dalla probabilità del verificarsi congiunto delle condizioni dei componenti che identificano lo stato stesso; allora, indicando con A ed $\bar{A}$ gli eventi "il componente A è sano" ed "il componente A è guasto" si ha:

$$p_1(t) = P(A)\cdot P(B|A)$$

$$p_2(t) = P(A)\cdot P(\bar{B}|A) \qquad (7)$$

$$p_3(t) = P(\bar{A})\cdot P(B|\bar{A})$$

Ora, poichè quando A è in funzione B è spento e non può guastarsi ha: $P(B|A) = 1$ e $P(\bar{B}|A) = 0$ per cui (ricordando anche la (3)):

$$p_1(t) = P(A) = e^{-\lambda t} \qquad (8)$$

$$p_2(t) = 0 \qquad (9)$$

Si consideri ora la $p_3(t)$, occorre fare il seguente ragionamento: il sistema è nello stato s3 al tempo t se in qualunque istante r, $0 \leqslant r \leqslant t$, il componente A si guasta; il componente B posto in operazione all'istante r non si guasta nel rimanente intervallo temporale di durata (t-r).

La probabilità che il componente A si guasti in (r, r + dr) è dato da:

$$f(r)dr = \lambda e^{-\lambda r} dr \quad ; \qquad (10)$$

la probabilità che il componente B sopravviva per l'intervallo (r,t) è dato da:

$$R_B(r,t) = e^{-\lambda(t-r)} \qquad (11)$$

"Sommando" il prodotto delle (10) ed (11) per tutti i possibili valori di r si ha:

$$p_3(t) = \int_0^t \lambda e^{-\lambda r} e^{-\lambda(t-r)} dr = \lambda t e^{-\lambda t} \qquad (12)$$

In conclusione allora, introducendo le (8),(9) e (12) nella (6) si ha:

$$R(t) = e^{-\lambda t} (1 + \lambda t) \qquad (13)$$

La derivazione della peraltro ben nota eq.(13), mostra come sia laborioso il calcolo delle probabilità degli stati quando non si possa ipotizzare l'indipendenza statistica tra i componenti. Tale calcolo per sistemi più complessi può addirittura risultare non affrontabile.

Si consideri ora il caso della indipendenza statistica (che si verifica per il caso in esame nella configurazione in ridondanza operativa o con riserva calda con tassi di guasto non condizionati.

In tal caso :

$$p_1(t) = P(A)\ P(\bar{B}) = e^{-\lambda t}\ e^{-\lambda t} = e^{-2\lambda t} \qquad (14)$$

$$p_2(t) = P(A)\ P(\bar{B}) = e^{-\lambda t}(1 - e^{-\lambda t}) = e^{-\lambda t} - e^{-2\lambda t} \qquad (15)$$

$$p_3(t) = P(\bar{A})\ p(B) = (1 - e^{-\lambda t})\ e^{-\lambda t} = e^{-\lambda t} - e^{-2\lambda t} \qquad (16)$$

ed allora:

$$R(t) = 2e^{-\lambda t} - e^{-2\lambda t} \tag{17}$$

ancora una ben nota formula, la cui derivazione evidenzia la semplicità dell'approccio combinatorio quando si possa ipotizzare l'indipendenza statistica.

La formulazione presentata dell'approccio combinatorio è nota come "metodo dello spazio degli eventi".

Un metodo alternativo è quello degli "insiemi di collegamento", basato sull'individuazione dei possibili collegamenti tra i nodi terminali del diagramma a blocchi dell'affidabilità, e sull'osservazione che il sistema funziona se "almeno" uno dei tali collegamenti esiste, per cui l'affidabilità è data dalla probabilità dell'evento "unione" dei collegamenti. Essendo in generale gli eventi non mutuamente escludentisi il calcolo può risultare gravoso.

Un ulteriore metodo è quello degli "insiemi di taglio", esso è basato sull'individuazione dei possibili eventi che determinano l'interruzione del grafo di affidabilità, talchè il verificarsi di "almeno" uno di essi determina il guasto del sistema. Allora l'inaffidabilità del sistema è data dalla probabilità dell'unione degli insiemi di taglio individuati, e l'affidabilità è ovviamente data dal suo complemento ad 1.

E' fuori dallo scopo di questa memoria andare più a fondo sugli sviluppi analitici di questo approccio, quello che è però importante sottolineare è che esso opera efficientemente soltanto nel caso in cui sia ipotizzabile l'indipendenza statistica dei componenti. In tal caso infatti vengono dapprima calcolate le probabilità di successo e di insuccesso dei singoli componenti (eventi elementari), che vengono poi "combinate" tra loro per determinare le caratteristiche affidabilistiche del sistema.

L'approccio combinatorio è trattato su ogni testo classico di affidabilità ed un numero notevole di memorie nelle riviste di settore è dedicato sia ad aspetti metodologici sia alla presentazione degli strumenti di calcolo automatici basati su esso.

Tra le cause che non permettono di ipotizzare l'indipendenza statistica tra componenti, le più elementari sono la presenza di condizionamenti sui tassi di guasto (ridondanze fredde o tiepide) e le politiche di manutenzione, che influenzano i tassi di riparazione.

Almeno queste due circostanze sono ampiamente diffuse nella pratica quotidiana, talchè si è reso necessario lo sviluppo di metodi che non soffrissero delle limitazioni di modellazione insite nell'indipendenza statistica; l'approccio Markoviano, oggetto del prossimo paragrafo, è di gran lunga il più diffuso.

4. L'APPROCCIO MARKOVIANO.

Alla base dell'approccio Markoviano è la seguente ipotesi: comunque si considerino due stati del sistema, s_i ed s_j, la probabilità di transizione tra s_j ed s_i nell'intervallo di tempo $(t, t+\Delta t)$ condizionata alla presenza del sistema nello stato s_j al tempo t, dipende soltanto dai due stati considerati e non dal "come" il sistema è giunto nel primo di essi. In formula:

$$P\{s_i(t+\Delta t) \mid s_j(t), s_K(t-\tau), \dots\} =$$
$$= P\{s_i(t+\Delta t) \mid s_j(t)\} = \lambda_{ij} \cdot \Delta t \qquad (18)$$

Allora, il sistema è nel generico stato s_i al tempo $(t+\Delta t)$ se esso era già in tale stato all'istante t e nessuna transizione è avvenuta nel Δt successivo, oppure se esso era in un qualunque altro stato s_j ed è cambiato lo stato del componente differente tra s_j ed s_i.

In formula:

$$p_i(t+\Delta t) = \left(1 - \sum_{k\neq i} \lambda_{ki} \Delta t\right) p_i(t) + \sum_{j\neq i} \lambda_{ij} \; p_j(t) \qquad (19)$$

da cui:

$$\frac{p_i(t+\Delta t) - p_i(t)}{\Delta t} = -\sum_{k\neq i} \lambda_{ki} \cdot p_i(t) + \sum_{j\neq i} \lambda_{ij} \; p_j(t) \qquad (20)$$

e passando al limite per $\Delta t \rightarrow 0$:

$$\dot{p}_i(t) = -\sum_{k\neq i} \lambda_{ki} \; p_i(t) + \sum_{j\neq i} \lambda_{ij} \; p_j(t) = \sum \lambda_{ij} \; p_j(t) \qquad (21)$$

con la posizione:

$$\lambda_{ii} = -\sum_{k\neq i} \lambda_{ki} \qquad (22)$$

L'insieme delle equazioni di tipo (21) può essere cumulativamente scritto in forma matriciale:

$$\underline{\dot{p}}(t) = \underline{\Lambda} \; \underline{p}(t) \qquad (23)$$

dove: $\underline{p}(t)$ è il vettore delle probabilità degli stati ed il suo generico elemento, $p_i(t)$, rappresenta la probabilità che il sistema si trovi nello stato s_i al tempo t; $\underline{\Lambda}$ è la matrice dei tassi di transizione, il suo generico elemento λ_{ij}, $i\neq j$, rappresenta il tasso di transizione di quel componente che col suo cambiamento di stato provoca il passaggio del sistema da s_j ad s_i; λ_{ii} soddisfa invece alla (22).

Una trattazione dettagliata del metodo può trovarsi in |4|.

La (23) è un'equazione differenziale per la cui soluzione è necessario assegnare il vettore condizione iniziale, usualmente:

$$\underline{p}(0) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots \end{bmatrix}^T \qquad (24)$$

che indica che al tempo 0 certamente al sistema è nello stato in cui tutti i suoi componenti sono sani.

Una volta risolta la (23) occorre soltanto sommare quelle componenti del vettore $\bar{p}(t)$ corrispondenti agli stati di funzionamento del sistema.

La (23) sottolinea il fatto che tutte le informazioni sul problema in esame sono contenute nella matrice $\underline{\Lambda}$, che è stata pertanto specializzata ad una quantità di problemi di interesse pratico.

Senza entrare in ulteriori dettagli, cosa peraltro al di fuori degli scopi di questa memoria, consideriamo ancora, con l'approccio Markoviano, il caso delle ridondanza stand-by già risolto con l'approccio combinatorio.

Per le ipotesi sul tasso di guasto del componente B si ha:

$$\begin{aligned} \dot{p}_1(t) &= -\lambda p_1(t) \\ \dot{p}_2(t) &= 0 \\ \dot{p}_3(t) &= \lambda p_1(t) - \lambda p_3(t) \\ \dot{p}_4(t) &= \lambda p_3(t) \end{aligned} \qquad (25)$$

la cui soluzione conduce ancora al risultato (13).

La differenza tra i due approcci è però la seguente: l'approccio combinatorio in assenza di s-indipendenza richiede un'applicazione del tipo caso per caso, l'approccio Markoviano è invece di tipo generalizzato e si presta quindi alla realizzazione di programmi per la soluzione automatica.

Quali allora le limitazioni dell'approccio Markoviano? Una, immediata, è di carattere pratico ed è costituita dal fatto che un sistema di ordine n ha 2^n stati è tale è la dimensione della matrice $\underline{\Lambda}$ ($n=10$, $2^n=1024$, $\underline{\Lambda} = 1024 \times 1024$) con ovvie difficoltà (quando non impossibilità) applicative.

La seconda limitazione è di carattere teorico. In |4| infatti è mostrato come lo sviluppo dell'approccio Markoviano richieda la continuità di $\underline{\Lambda}$ e delle sue derivate; ciò implica che nel caso di tassi di transizione dipendenti dal tempo (ad esempio per invecchiamento dei componenti) un componente guasto che venga riparato, viene rimpiazzato con uno avente un numero cumulativo di ore di operazione (e quindi un invecchiamento) pari a quello del componente guastatosi. Tale assunzione, ovviamente pessimistica, è nota come descrizione "cattivo come il vecchio" (as bad as old, in inglese).

Analogamente per il processo di riparazione, per il quale però l'assunzione di continuità è ottimistica.

La situazione opposta al "cattivo come il vecchio" e nota come "buono come il nuovo" (as good as new),è certamente più vicina alla realtà, specialmente se la riparazione del componente guasto avviene per sostituzione, tale situazione non è però trattabile con l'approccio

Markoviano, la cui validità applicativa resta pertanto limitata al caso in cui i tassi di transizione sono costanti.

Il problema dei tassi di transizione non costanti è però troppo importante perchè non si sia tentato di dargli una soluzione nel corso dei circa 30 anni di storia dell'affidabilità. Il seguente paragrafo è dedicato ad una breve rassegna dei principali metodi che sono stati proposti a questo scopo.

5. APPROCCI PER I TASSI DI TRANSIZIONE NON COSTANTI.

Come accennato nel paragrafo precedente il problema con i tassi di transizione non costanti è quello di superare la limitazione derivante dalla ipotesi di continuità necessaria allo sviluppo del tradizionale approccio Markoviano.

Una delle più interessanti teorie sviluppate a questo scopo è la "teoria dei rinnovi" |5|, la quale è in grado di trattare il caso "as good as new" per il singolo componente. La successiva applicazione delle tecniche combinatorie ne permette l'estensione al caso di sistemi a componenti statisticamente indipendenti.

Una metodologia introdotta per trattare componenti a tassi di transizione variabile senza la necessità dell'ipotesi di indipendenza statistica è quella delle "variabili supplementari", una sintesi della quale è contenuta in |6|. Tale approccio è basato sul fatto che ogni processo non Markoviano può essere trattato in termini Markoviani a patto di ridefinire opportunamente gli stati del sistema, in modo da includere la "storia evolutiva" nella nuova definizione, cosicchè il futuro possa essere predetto soltanto sulla base dello stato presente.

In particolare, nel metodo delle variabili supplementari un certo numero di variabili temporali viene incluso nella definizione di stato; infatti, poichè la memoria del sistema risiede di norma nel tempo speso da alcuni componenti nel loro stato attuale, o in quello speso dal sistema nel suo stato presente, prima della transizione, le variabili addizionali (o supplementari) vengono usate come contatori di questi tempi parziali, da azzerare opportunamente a transizione avvenuta.

La formulazione matematica del metodo è nei termini di equazioni integro-differenziali, la cui soluzione non è in generale semplice. A questa difficoltà computazionale deve aggiungersi il fatto che il metodo si applica su base caso per caso.

Un ulteriore metodo, ancora contenuto in |6|, è quello noto come "metodo degli stati fittizi" (device of stages, in inglese). Esso è basato sul fatto che il tempo speso da un sistema in un insieme di stati, le transizioni tra i quali siano governate da tassi costanti, ha distribuzione diversa dalla esponenziale negativa, ed il corrispondente tasso "globale" di transizione attraverso l'insieme è non costante.

Ma allora è possibile sostituire nel sistema originale ad una transizione a tasso non costante tra due stati, un opportuno insieme di stati fittizi, connessi da tassi costanti, in modo che la funzione densità di probabilità del tempo speso nell'insieme sia equivalente a quella relativa al tasso di transizione non costante del sistema originale.

Il concetto di rinnovo consiste nel fatto che ogni volta che il sistema torna all'inizio dell'insieme di stati, riparte il tasso di transizione.

Da quanto esposto appare chiaro che, come già nel classico approccio Markoviano, anche nel metodo degli stati fittizi la formulazione matematica è in termini di sistemi di equazioni differenziali, lineari, del primo ordine a coefficienti costanti.

Lo svantaggio consiste nell'aumento del numero degli stati del sistema e nell'applicabilità caso per caso.

6. CONCLUSIONE.

Nella presente memoria si è fornita una panoramica dei metodi più diffusi per la valutazione dell'affidabilità dei sistemi.

Tra essi il metodo combinatorio e quello Markoviano hanno dato origine a programmi di calcolo automatico e sono di fatto lo standard di lavoro in ambito industriale.

Gli altri, pur interessanti, hanno trovato minore applicazione in ambiente industriale, sia per le intrinseche difficoltà formali, sia per il fatto che non esistono sufficienti dati statistici su componenti a tasso di guasto variabile.

E' comunque inevitabile che al crescere delle domanda di modellizzazioni sempre più aderenti alle reali condizioni operative dei sistemi occorrerà non soltano considerare in termini più propriamente applicativi i metodi presentati, ma probabilmente svilupparne di nuovi.

BIBLIOGRAFIA

|1| E.J.TANGERMAN, Ed.: A Manual of Reliability - Product Eng. 31 (20), 1960

|2| E.PIERUSCHKA: Principles in Reliability - Prentice Hall, 1963

|3| R.BARLOW, F.PROSCHAN: Mathematical Theory of Reliability - Wiley, 1965

|4| Rivista Tecnica Selenia, vol. 4, n. 3, 1977. Numero speciale su: L'affidabilità dei Sistemi - L'approccio Markoviano

|5| D.R.COX: Renewal Theory - Wiley, 1962

|6| R.BILLINTON: System Reliability Modeling and Evaluation - Hutchinson, 1977

L'ing. **Roberto Somma** si è laureato in ingegneria elettronica presso l'Università di Roma nel 1970. Dal 1970 al 1980, presso il Servizio Affidabilità della Selenia, si è occupato principalmente di modellizzazione dell'affidabilità dei sistemi, allo scopo di realizzare programmi per l'analisi automatica dell'affidabilità (CARA, RASIC). A partire dal 1980 è entrato a far parte della Divisione Attività Spaziali della Selenia (attualmente Selenia Spazio) come responsabile delle attività di telerilevamento. E' membro dell'IEEE e Referee per le IEEE Transactions on Reliability.