

SULL'IMPOSTAZIONE DI PROGRAMMI DI PROVE PER INGRANAGGI

M. Amorena^a, M. Barsanti^b, M. Gubinelli^b, E. Manfredi^a,
I. Moretto^c, M. Vitali^a

^a *Dipartimento di Ingegneria Meccanica Nucleare e della Produzione,
Università di Pisa, Via Diotisalvi, 2 - 56126 Pisa,*

^b *Dipartimento di Matematica Applicata, Università di Pisa, Via Bonanno
Pisano, 25/B – 56126 Pisa,*

^c *FIAT Aviazione S.p.A., Via Nizza, 317 -10124 Torino*

Keywords: Gear testing, Statistical Analysis

SOMMARIO

Questo lavoro riguarda l'impostazione di un programma di prove per la caratterizzazione della resistenza di ingranaggi, da svolgere nell'ambito della collaborazione tra l'Università di Pisa e la FIAT Aviazione S.p.A. Ci si riferisce a prove da effettuare presso il laboratorio del Centro Ricerche sulle Trasmissioni Meccaniche a tecnologia avanzata (CRTM) del Dipartimento di Ingegneria Meccanica, Nucleare e della Produzione dell'Università di Pisa. Le prove saranno effettuate utilizzando un banco per prove su ingranaggi del tipo a ricircolo di potenza avente caratteristiche molto spinte [1], che è attualmente in costruzione. Le prove saranno eseguite usando ruote dentate campione di opportuna geometria, realizzate con materiali innovativi. Sono previste prove sia di rottura per fatica dei denti, sia di fatica superficiale (*pitting*), sia di usura adesiva o grippaggio (*scuffing*). A causa del costo delle ruote campione e dei limiti temporali del programma, è necessario minimizzare il numero degli esperimenti. In questo lavoro sono trattati i criteri statistici utilizzati per determinare il numero minimo di ruote campione necessarie per valutare, con fissati livelli di confidenza, i valori ammissibili da assumere per la progettazione, nel caso di impiego di questi nuovi materiali, relativamente ai suddetti meccanismi di danneggiamento.

1. INTRODUZIONE

Gli sviluppi sia dei materiali sia nelle tecnologie di produzione consentono di incrementare le prestazioni degli ingranaggi. Per sfruttare questi miglioramenti è necessaria una misura, quanto più accurata possibile, delle prestazioni limite ottenibili, in modo da poter aggiornare i valori utilizzati nella progettazione, che di regola si riferiscono a precedenti esperienze oppure sono fissati da norme tecniche consolidate. Il caso qui affrontato riguarda la determinazione di dati sperimentali adeguati per fissare i valori ammissibili di progetto (*allowables*) rispetto alle possibilità di rottura per fatica a flessione dei denti (*bending*), di danneggiamento superficiale per fatica (*pitting*) oppure per grippaggio (*scuffing*). A tale scopo sono previste prove su ingranaggi campione di opportuna geometria, da effettuare in date condizioni. In

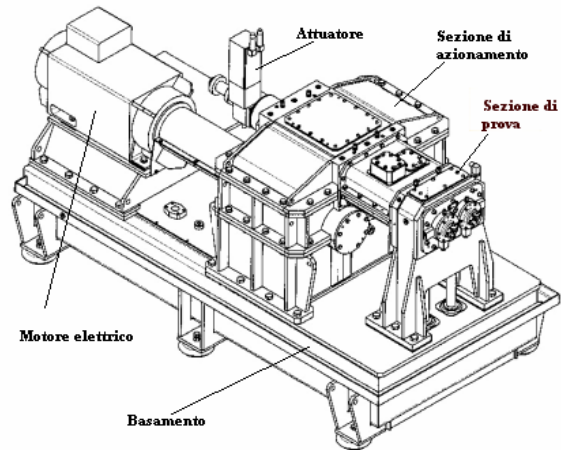


Fig. 1 Banco prova ingranaggi

particolare si prevedono prove con velocità di rotazione e con temperature di ingresso dell'olio particolarmente elevate. Le prove riguardano sia materiali innovativi, sia un materiale il cui impiego è consolidato in questo settore, così da favorire un confronto diretto tra i risultati. Le prove saranno eseguite, utilizzando il banco prova rappresentato in Fig. 1, su ruote campione la cui geometria è stata appositamente ottimizzata per ogni specifico tipo di danneggiamento; ad esempio le ruote per prove di *bending* avranno modulo inferiore a quello delle ruote per prove di *pitting* o di *scuffing*. Gli ingranaggi campione saranno costruiti utilizzando i procedimenti di produzione e di controllo richiesti per un impiego aeronautico, in modo da riprodurre le cause di variabilità delle loro caratteristiche. Nel seguito sono descritte le considerazioni che hanno portato alla stima del numero minimo di ruote dentate necessarie alla determinazione, con fissato livello di confidenza, dei valori ammissibili di cui sopra.

2. DETERMINAZIONE DEI CARICHI AMMISSIBILI

Si premette che la norma di progettazione [2], prevalentemente utilizzata nel campo delle trasmissioni aerospaziali, fonda la verifica al cedimento per *bending* e per *pitting* su valori ammissibili (*allowable stress numbers*) corrispondenti alla resistenza a 10^7 cicli osservata nel 99% dei casi in assenza di sovraccarichi. Per questo motivo, sebbene solo nel caso di rottura per *bending* sia ragionevole prevedere, per i materiali dati, l'esistenza di un limite di fatica vero e proprio, nel presente lavoro ci si riferisce a criteri idonei per determinare accuratamente sia la resistenza corrispondente alla durata di 10^7 cicli sia la variabilità di questo valore; i campioni che supereranno questa durata forniranno poi ulteriori utili informazioni. Per quanto riguarda la resistenza a rottura a base dente ed a *pitting*, i risultati saranno interpretati, come è ovvio, in termini di tensioni e di pressioni di contatto; mentre nel caso di danno da *scuffing*, l'elaborazione dei risultati si baserà su vari criteri, tra cui quello dalla temperatura massima di contatto (*flash temperature*) [3]. In questo caso, come nei precedenti, la misura consisterà nel

determinare la coppia massima trasmissibile con una data velocità di rotazione e con una data temperatura d'ingresso di lubrificante di un dato tipo, senza che sia osservabile alcun danno delle dentature campione. Si tenga presente che nei casi di *pitting* e di *scuffing* una stessa ruota campione può essere utilizzata una seconda volta, poiché il banco prova consente di invertire il verso della coppia e, perciò, di sollecitare la faccia opposta dei denti. I casi di cedimenti per *bending* e per *pitting*, così come sono stati posti, essendo dovuti a fenomeni di fatica sono concettualmente del tutto equivalenti e pertanto sono riconducibili ad una sola metodologia d'analisi statistica. Per quanto riguarda il danno da *scuffing* è stato invece necessario prevedere un diverso tipo d'analisi.

2.1 Caratterizzazione a *bending* e a *pitting*

Essendo noto che il metodo *stair case*, nella forma comunemente impiegata per la determinazione del limite di fatica [4], presenta alcune limitazioni per una stima accurata della varianza, si è deciso di prendere in considerazione diversi metodi sperimentali allo scopo di paragonarli tra loro e di scegliere il metodo più adatto oppure, se possibile, di svilupparne uno apposito. Per effettuare un'analisi statistica accurata è necessario identificare il tipo di distribuzione dei carichi di rottura degli ingranaggi a 10^7 cicli. Si è ipotizzato che la distribuzione delle resistenze, sia a *bending* sia a *pitting*, di ogni dente che ingrana fosse di tipo gaussiano [5]. Si è assunto che il carico di rottura dell'ingranaggio fosse il minimo dei carichi di rottura di tutti i denti e quindi che la sua distribuzione statistica corrispondesse alla distribuzione del minimo di molte quantità aleatorie, indipendenti ed identicamente distribuite, (ci sono 160 denti nelle prove di *bending* e 70 nel caso di *pitting*). Un risultato generale nella teoria degli eventi rari garantisce allora che la distribuzione che si ottiene, nel limite in cui il numero di denti è grande, appartiene ad una delle seguenti famiglie: Gumbel, Weibull o Fréchet. Per impostare le simulazioni numeriche, si è partiti da una stima iniziale di plausibili valori medi delle distribuzioni, che sono stati assunti nell'intorno dei valori suggeriti per la progettazione nella norma [2]. Ad esempio, per quanto riguarda la resistenza a *bending* di dentature realizzate con un acciaio da cementazione trattato, dai dati della [2] e ipotizzando una deviazione standard attorno al 8% del valor medio si può assumere che la resistenza media e la deviazione standard oscilleranno attorno ai seguenti valori:

$$\left((S_{FP})_{med} \right)_{1^o \text{ TENTATIVO}} = \mu_s = 465 \text{ MPa}, \quad \sigma_s = 37 \text{ MPa}$$

2.1.a *Metodi sperimentali* Occorre innanzi tutto precisare che ci si trova di fronte ad un problema in cui la variabile aleatoria: “resistenza a *bending* (od a *pitting*) fino a 10^7 cicli di una coppia di ruote” non è campionabile. In altre parole, in seguito ad una prova con un dato carico sulla dentatura si può soltanto sapere se la resistenza fino a 10^7 cicli, per quella particolare coppia di ruote, è superiore o inferiore al livello di carico a cui si effettua la prova stessa. Oltre al metodo *stair case* sono stati presi in considerazione altri metodi, che possono essere utilizzati per ottenere sperimentalmente gli stimatori: $\hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}$ rispettivamente di $\mu = (S_{FP})_{med}$ e σ quando non sia possibile effettuare il campionamento diretto. Occorre precisare che, nelle considerazioni che seguono e nei grafici dei risultati ottenuti, alla parola “prova” corrisponde sempre l'impiego di una coppia di ruote dentate. Con “campagna di prove” s'intende una sequenza di N prove in cui ogni singola prova è effettuata ad un livello di carico scelto secondo i criteri fissati da ciascuno dei diversi metodi sperimentali. Si definisce, infine, “passo” l'incremento o

la diminuzione del livello di carico tra la prova k -esima e quella $(k+1)$ -esima di una generica campagna di prove.

Nel metodo *stair case* il passo d rimane costante per tutta la campagna; la norma [4] consiglia di scegliere tra $d = \sigma_s / 2$, $d = \sigma_s$ e $d = 2\sigma_s$ dove σ_s è la deviazione standard stimata (o di primo tentativo). Il metodo di Robbins e Monro (RM) [6], oltre ad utilizzare due campagne separate, per determinare rispettivamente il valore medio e la deviazione standard, usa un passo che decresce nella campagna sino ad un valore maggiore della minima variazione di coppia controllabile sul banco. È stato inoltre introdotto un metodo “misto”, nel quale le prove iniziali seguono la stessa legge del metodo RM e le restanti quella del metodo *stair case* ma con passi non costanti e scelti in maniera casuale. Nelle simulazioni effettuate i parametri dei singoli metodi sono stati prefissati, per non aumentare troppo il numero delle simulazioni numeriche e per rendere più agevole l'interpretazione dei risultati delle stesse; l'effetto dei parametri interni si è peraltro rivelato minimo e per alcuni di essi sono stati fissati valori ottimi derivanti da alcune simulazioni preliminari. In tutte le simulazioni numeriche effettuate si è inoltre verificato che i parametri di cui sopra non richiedessero che l'incremento o la diminuzione del carico nell'ultima prova della campagna fosse minore del minimo passo regolabile sul banco prova ovvero della minima differenza di coppia sulle ruote test misurabile e controllabile; garantendo in questo modo che ognuna delle singole prove simulate fosse effettivamente realizzabile sul banco di cui sopra.

Il risultato dell'esecuzione di una campagna con uno dei metodi consiste in una sequenza di soglie utilizzate e di rispettivi risultati (rotto, non rotto). Equivalentemente si può pensare che ogni campagna dia come risultato una sequenza di intervalli, del tipo $(-\infty, \text{carico})$ o $(\text{carico}, +\infty)$, in cui ricadono le occorrenze aleatorie della soglia. Questi risultati sono analizzati tramite il metodo della massima verosimiglianza per fornire stime $\hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}$ dei primi due momenti μ e σ .

2.1.b *Stima di massima verosimiglianza* Il metodo della massima verosimiglianza è una procedura generale per costruire stimatori dei parametri di una distribuzione di probabilità. Esso permette di trattare anche il caso di variabili non campionabili. Si consideri il seguente modello probabilistico: X è una variabile aleatoria (v.a.) gaussiana di media μ e deviazione standard σ (entrambe incognite) di cui sia disponibile un campione di rango N : X_1, \dots, X_N : cioè N copie della v.a. X indipendenti tra loro. La differenza con un contesto statistico standard viene dall'impossibilità di osservare direttamente X_1, \dots, X_N : tramite degli esperimenti possiamo solamente determinare una sequenza di intervalli I_1, \dots, I_N tali che $X_1 \in I_1, X_2 \in I_2$ ecc...

Sia:

$$f_i(\mu, \sigma) := P(X_i \in I_i | \mu, \sigma), \quad i=1, \dots, N$$

la probabilità che la v.a. X_i prenda valori nell'intervallo I_i qualora X e quindi X_i siano variabili $N(\mu, \sigma)$. La probabilità di osservare una sequenza di intervalli I_1, \dots, I_N è quindi, utilizzando l'indipendenza dei vari campioni:

$$L(\mu, \sigma) := P(X_1 \in I_1, \dots, X_N \in I_N | \mu, \sigma) = \prod_i P(X_i \in I_i | \mu, \sigma) = \prod_{i=1}^N f_i(\mu, \sigma)$$

Per il teorema di Bayes si ha che, formalmente:

$$P(\mu, \sigma | X_1 \in I_1, \dots, X_N \in I_N, H) = CP(X_1 \in I_1, \dots, X_N \in I_N | \mu, \sigma)P(\mu, \sigma | H)$$

dove H è l'informazione a-priori che si possiede e C è una costante (nel senso che non dipende da μ e σ), che consente la normalizzazione, in modo tale che:

$$\sum_{\mu, \sigma} P(\mu, \sigma | X_1 \in I_1, \dots, X_N \in I_N, H) = 1$$

dove per semplicità di esposizione si considerano le variabili μ e σ come variabili che possono assumere solo una quantità finita di valori. Allora, se la funzione $P(\mu, \sigma | H)$ che codifica l'informazione a priori è approssimabile con una costante, si ha che:

$$P(\mu, \sigma | X_1 \in I_1, \dots, X_N \in I_N, H) \propto L(\mu, \sigma)$$

e i valori $\hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}$ che massimizzano la funzione $L(\mu, \sigma)$ possono essere considerati i valori più plausibili per i parametri μ e σ data l'osservazione sperimentale codificata negli intervalli I_1, \dots, I_N . La funzione L prende il nome di verosimiglianza (perché è solo proporzionale ad una probabilità) e le stime $\hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}$ sono le stime di massima verosimiglianza dei parametri μ e σ . Si possono considerare $\hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}$ come funzioni del campione casuale (X_1, \dots, X_N) . In generale queste funzioni non sono semplici, né esplicite. In pratica, per determinare gli stimatori si procede alla massimizzazione numerica della verosimiglianza sul campione estratto. Il passo successivo consiste nella determinazione degli intervalli di confidenza associati agli stimatori $\hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}$. È utile introdurre gli scarti normalizzati:

$$\Delta_\mu = \frac{\mu - \hat{\mu}}{\sigma}, \quad \Delta_\sigma = \frac{\sigma - \hat{\sigma}}{\sigma}$$

osservando che, nel caso del campionamento diretto, la distribuzione di questi scarti non dipende da μ e σ , ma solo dalla numerosità N del campione. Nel caso in esame questo non è più vero, ma si presume che tali scarti abbiano un buon comportamento statistico al variare di μ e σ . Adimensionalizzare in questo modo permette inoltre un agevole confronto tra simulazioni effettuate con parametri μ e σ diversi. Il problema si può risolvere nel momento in cui si trovino due quantità deterministiche γ_μ e γ_σ tali che:

$$P(|\Delta_\mu| \leq \gamma_\mu, |\Delta_\sigma| \leq \gamma_\sigma) \geq 1 - \alpha$$

dove nel caso in esame si è posto: $\alpha = 0,05$.

2.1.c Criteri per confrontare le capacità di stima dei metodi sperimentali Per valutare le capacità di stima dei suddetti metodi al variare della numerosità N delle prove si è proceduto nella determinazione delle quantità γ_μ e γ_σ per i diversi metodi tramite una procedura numerica di tipo Monte Carlo (MC). I risultati sono stati inoltre confrontati con quelli ottenibili nel caso in cui la variabile aleatoria fosse stata campionabile; in questo caso un risultato teorico permette di trovare in maniera esatta γ_μ e γ_σ .

Occorre precisare che per queste simulazioni si è ipotizzato che nelle N prove fossero in gioco carichi di rottura dell'ingranaggio distribuiti in modo gaussiano $N(\mu, \sigma)$ con parametri: (μ, σ) più o meno differenti dal valore assunto come primo tentativo, di cui sopra; ad esempio, per il caso di rotture per *bending*, sono state analizzate tutte le dodici combinazioni (μ, σ) corrispondenti a μ : [400, 450, 500] e σ : [30, 35, 40, 45] (valori in MPa). Si presuppone che tra queste dodici situazioni rientrerà l'unica campagna di prove che, per questo meccanismo di cedimento, si realizzerà effettivamente sul banco.

2.1.d Criteri per valutare l'effetto del tipo della distribuzione Si è già fatto notare che nell'ipotesi in cui il carico di rottura di un ingranaggio fosse il minimo dei carichi di rottura di tutti i denti e che questi ultimi fossero distribuiti secondo delle gaussiane indipendenti, la distribuzione delle rotture dell'ingranaggio, nel limite in cui il numero di denti è grande, appartiene ad una delle seguenti famiglie: Gumbel, Weibull o Frèchet. Per determinare la dipendenza dalla distribuzione sono state effettuate delle simulazioni per valutare γ_μ e γ_σ , con gli stessi criteri riportati sopra, utilizzando cinque distribuzioni diverse (Gaussiana, Uniforme, Weibull, Gumbel, Gamma), con la stessa media e deviazione standard. Per queste simulazioni è stato preso in esame, per semplicità, soltanto il metodo misto e anche in questo caso i risultati sono stati confrontati con quelli ottenibili nel caso in cui la variabile aleatoria fosse stata campionabile.

2.2 Analisi dei risultati delle simulazioni relative alle prove di *bending* e di *pitting*

Nelle Figg. 2÷5. sono riportati, a titolo di esempio, quattro grafici, ottenuti dalle analisi relative alle prove di *bending* ($\mu = 450$ e $\sigma = 35$), nei quali è mostrato l'andamento di γ_μ e γ_σ in funzione della numerosità N del campione. Nelle Figg. 2 e 3 ciascuna curva corrisponde ad un diverso metodo; in particolare la curva indicata con UD (*Up-Down*) corrisponde allo *stair case* mentre la curva indicata con CAMP -la più bassa-corrisponde al caso campionabile. Si precisa inoltre che i metodi UD e RM differiscono rispettivamente dai metodi indicati con LUD e LRM per la diversa stima di $\bar{\mu}$ e $\bar{\sigma}$. Nei primi due suddetti la stima è ottenuta da espressioni approssimate, riportate in [4], senza applicare quindi il criterio della massima verosimiglianza di cui sopra.

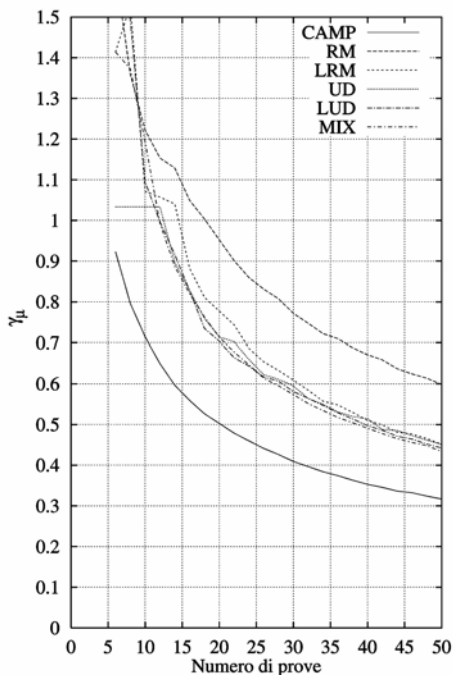


Fig. 2 $\gamma_\mu - N$ (vari metodi)

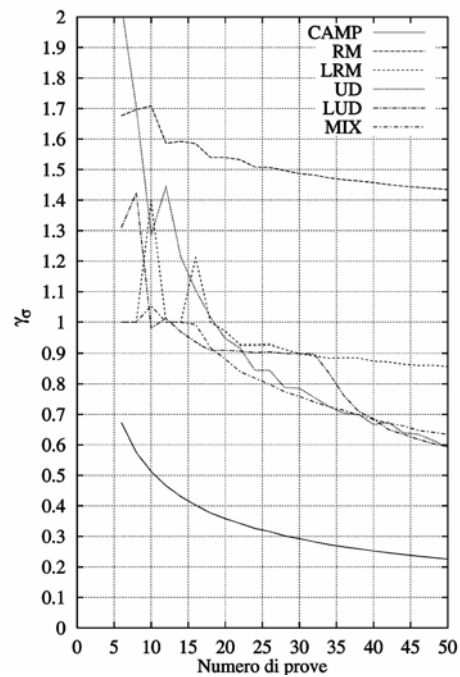


Fig. 3 $\gamma_\sigma - N$ (vari metodi)

Dall'esame di tutti i grafici ottenuti è stato possibile notare che tutti i metodi hanno una scarsa sensibilità al divario tra i parametri μ e σ e quelli presi come valori di primo tentativo. È stata inoltre osservata una sostanziale equivalenza dei metodi per la stima della media mentre per la stima della deviazione standard il metodo misto è apparso essere il più stabile al variare di μ e σ .

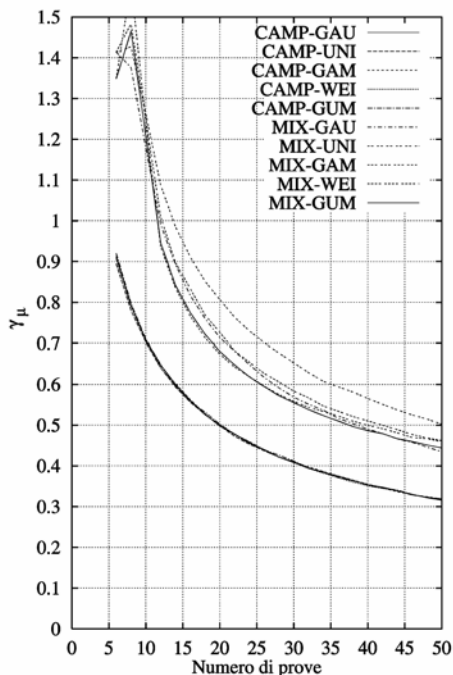


Fig. 4 $\gamma_\mu - N$ (varie distribuzioni)

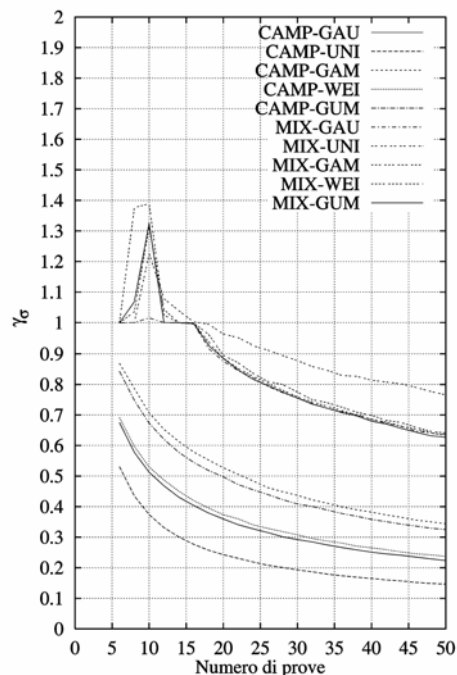


Fig. 5 $\gamma_\sigma - N$ (varie distribuzioni)

Nelle Figg. 4 e 5 ciascuna curva corrisponde ad una diversa distribuzione; sono poi separate le curve relative al metodo misto, che è l'unico considerato per valutare l'effetto della distribuzione sull'accuratezza della stima dei parametri, da quelle relative al caso campionabile considerato per confronto.

Dall'esame di questi grafici è possibile notare quanto segue. La quantità γ_{μ} non dipende dal tipo di distribuzione nel caso di variabile campionabile, mentre è in una stretta banda nel caso di metodo misto; la quantità γ_{σ} è invece molto sensibile al tipo di distribuzione se la variabile aleatoria è campionabile ma la banda di variazione si restringe molto nel caso del metodo misto. In conclusione le prestazioni del metodo misto non variano sensibilmente al variare del tipo di distribuzione delle resistenze a fatica degli ingranaggi.

2.3 Determinazione del limite di *scuffing*

Sono qui riassunte le considerazioni che hanno portato alla determinazione dell'effetto del numero di ruote campione sulla bontà della caratterizzazione della resistenza a *scuffing*, ossia sull'accuratezza con cui si riesce a stimare il massimo carico che è possibile applicare all'ingranaggio, in fissate condizioni operative, senza innescare il fenomeno di usura adesiva detto *scuffing*.

2.3.a Metodo sperimentale Il metodo sperimentale adottato per effettuare questo tipo di caratterizzazione si basa sui criteri suggeriti in [7] per le prove destinate, ad esempio, ad accertare le proprietà *anti-scuffing* di un lubrificante. Ogni prova richiede che siano prefissati i valori di alcuni parametri quali, specificatamente, la velocità periferica e la temperatura d'ingresso del lubrificante. Devono essere inoltre prefissati i livelli di carico da applicare alla dentatura. Per semplicità, qui sono stati considerati livelli di carico equispaziati, sebbene in [7] si prescrivano 12 livelli di carico non equispaziati. Ogni prova inizia con l'applicazione del livello di carico più basso, che è mantenuto per un prefissato numero di cicli, sufficiente a portare a regime il funzionamento sotto carico dell'ingranaggio. In altre parole si ritiene che se con un dato carico può manifestarsi il fenomeno dello *scuffing*, esso insorgerà entro il numero di cicli suddetto. A questo punto, a differenza del caso del *pitting*, se non si osserva alcun danneggiamento si applica alla stessa coppia di ruote il livello di carico immediatamente superiore e si ripete l'osservazione. Si procede in questo modo sino a determinare, per quella data coppia di ruote, l'intervallo di carico in cui cade il minimo carico capace di produrre *scuffing*. Per l'aleatorietà di questo fenomeno, se si ripetesse la stessa sequenza di operazioni in un'altra prova, nelle stesse condizioni operative, probabilmente si osserverebbe un diverso intervallo per il minimo carico capace di produrre *scuffing*.

È opportuno osservare qui che, in linea di principio, la variabile aleatoria “carico limite di *scuffing* dell'ingranaggio”, ossia il massimo livello del carico che è possibile applicare all'ingranaggio, in fissate condizioni operative, senza che insorga il fenomeno di *scuffing*, è, a differenza delle precedenti, direttamente campionabile. Infatti, fissata la precisione con cui si vuole determinare questa v.a., sarebbe sufficiente utilizzare livelli di carico distanziati di un'ampiezza pari alla precisione voluta. Tutto ciò compatibilmente con le esigenze e le durate delle prove, con la necessità di non introdurre altre forme di danneggiamento, in particolare per fatica, conseguente

all'elevato numero di cicli necessari per completare ogni prova e con la possibilità effettiva di riuscire a applicare livelli di carico che differiscono della precisione voluta. Il risultato di una campagna è dato da una sequenza di intervalli, di ampiezza pari al passo di carico d , in cui si può affermare che di volta in volta si trova la soglia del campione. Questa sequenza di intervalli viene, come in precedenza, utilizzata nel metodo di massima verosimiglianza per fornire stime $\hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}$ di μ e σ . Le quantità γ_μ e γ_σ definite precedentemente, relative a stime con livello di confidenza pari al 95%, sono infine valutate tramite una nuova procedura MC che assume che i campioni abbiano una distribuzione gaussiana. In questo caso, più che nel caso di *bending* o di *pitting*, è plausibile che la distribuzione del campione non abbia influenza rilevante sull'accuratezza degli stimatori.

2.4 Analisi dei risultati delle simulazioni delle prove di *scuffing*

I grafici in Figg. 6 e 7 riportano, per vari valori di media, di deviazione standard e di passo fra gli intervalli di carico, i valori delle quantità γ_μ e γ_σ , definite come già detto in precedenza.

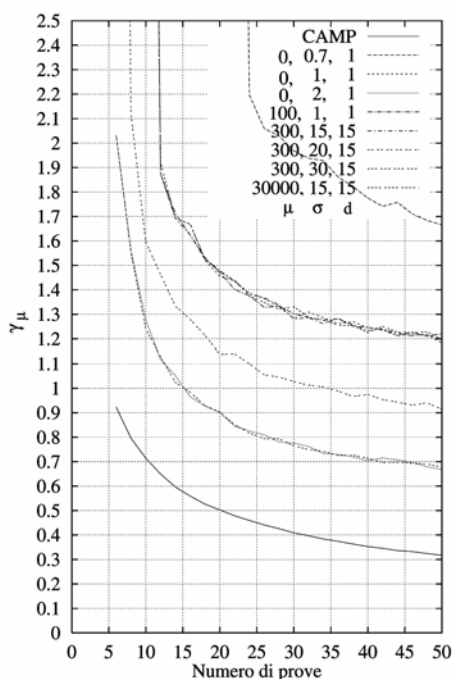


Fig. 6 $\gamma_\mu - N$ (*scuffing*)

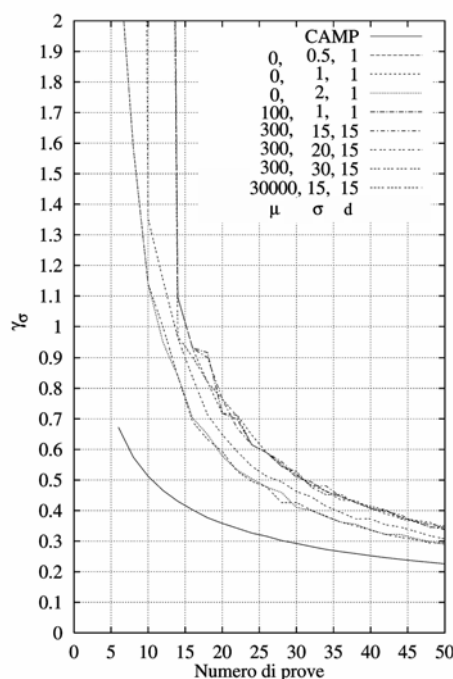


Fig. 7 $\gamma_\sigma - N$ (*scuffing*)

Dall'analisi di questi grafici è possibile osservare come i valori di γ_μ e γ_σ siano indipendenti dal valore medio μ e dipendono invece solo dal rapporto fra la deviazione standard σ e il passo d . Le curve hanno poi tutte un andamento decrescente con pendenza che decresce all'aumentare di N .

3. CONCLUSIONI

L'uso di nuovi materiali per la costruzione di ingranaggi di tipo avanzato per impieghi aerospaziali richiede apposite prove allo scopo di aggiornare i valori ammissibili da usare nella progettazione, mantenendo invariati o migliorando sia l'affidabilità sia la

sicurezza. L'uso di un banco prova di elevate prestazioni e la realizzazione di ruote campione rappresentative della popolazione, e quindi accuratamente realizzate e controllate, sono essenziali a questo scopo. Pertanto queste prove sono molto onerose sia in termini di costo sia in termini di durata temporale del programma di prove. In questo lavoro è stato affrontato il problema di determinare l'influenza del numero delle prove, e quindi dei campioni da costruire, sull'accuratezza della stima, esaminando alla luce di criteri statistici vari metodi di prova applicabili. E' stato inoltre ideato e sviluppato un metodo idoneo alla determinazione sia della resistenza a rottura per fatica alla base del dente (*bending*) sia di quella al danno superficiale per *pitting*. Questo metodo, qui detto "misto", si è rivelato più efficiente degli altri e potrebbe perciò essere usato in luogo dei metodi tradizionali per la valutazione del limite di fatica o della resistenza corrispondente ad un numero di cicli prefissato. Più in generale, si è costatato che i vari metodi sperimentali sono sostanzialmente equivalenti se però sono coadiuvati dalla stima dei parametri tramite il criterio di massima verosimiglianza.

RINGRAZIAMENTI

Si ringrazia vivamente il Prof. Franco Flandoli dell'Università di Pisa per i numerosi e validi suggerimenti e consigli.

BIBLIOGRAFIA

- [1] G. L. Andrei, S. Manconi, E. Manfredi, M. Vitali, Attrezzature per prove su ingranaggi ad alte prestazioni, Atti del XXX Congresso AIAS, Alghero 12-15.9.2001
- [2] Anon., Fundamentals Rating Factors and Calculation Methods for Involute Spur and Helical Gear Teeth, norma ANSI/AGMA 2101-C95, 1995
- [3] H.Blok, Measurement of Temperature Flashes on Gear Teeth under Extreme Pressure Conditions, Delft Laboratory, Royal Dutch Shell Group, 1937
- [4] Anon., Prove meccaniche dei materiali metallici - prove di fatica a temperatura ambiente - principi generali, norma UNI 3964, 1985
- [5] Q.J. Yang, Fatigue Test and Reliability Design of Gear, *Int. J. Fatigue*, Vol. 18, No.3, pp. 171-177, 1996
- [6] H-P. Lieurade, La pratique des essais de fatigue, ed. PYC, 1982
- [7] G. Niemann, H. Retting, G. Lechner, Scuffing Test on Gear Oils in the FZG Apparatus, *Asle Transactions*, Vol. 4, pp. 71-86, 1961
- [8] P. Erto, Probabilità e statistica per le scienze e l'ingegneria, ed. McGraw-Hill, 1999