

## CUMULANTI E INVERSIONI DI MOBIUS

Mauro CERASOLI  
Università degli Studi dell'Aquila

Sunto. Mediante un'inversione di Möbius nel reticolo delle partizioni di un  $n$ -insieme può essere dimostrata la formula che esprime il cumulante  $n$ -esimo di una variabile aleatoria in funzione dei suoi momenti. Sono presentati infine alcuni problemi aperti.

### 1. MOMENTI E CUMULANTI

Sia  $X$  una variabile aleatoria su uno spazio di probabilità  $(\Omega, F, P)$  avente momenti

$$m_k = E(X^k) = \int_{\Omega} X^k dP \quad k = 0, 1, 2, \dots$$

Associata ad  $m_k$  consideriamo la successione numerica  $K_n(X)$ ,  $n = 1, 2, \dots$ , definita dalla seguente identità:

$$(1) \quad E(e^{tX}) = \sum_{j \geq 0} E(X^j) t^j / j! = \exp(\sum_{n \geq 1} K_n(X) t^n / n!)$$

dove  $t$  è una variabile formale. Il numero  $K_n(X)$  viene chiamato cumulante  $n$ -esimo (o di ordine  $n$ ) di  $X$  (o della distribuzione di probabilità di  $X$ ). Introducendo l'operatore derivata  $D$  possiamo scrivere in forma più breve

$$K_n(X) = D^n \log E(e^{tX}) \Big|_{t=0}.$$

Si può controllare che i primi quattro cumulanti valgono

$$K_1 = m_1 = E(X)$$

$$K_2 = m_2 - m_1^2 = \text{Var}(X)$$

$$K_3 = m_3 - 3m_2m_1 + 2m_1^3$$

$$K_4 = m_4 - 4m_3m_1 + 12m_2m_1^2 - 6m_1^4 + 3m_2^2.$$

I cumulanti hanno notevoli applicazioni nella statistica perché generalizzano il concetto di varianza, ma la loro vera natura ci appare del tutto sconosciuta. Non è difficile dimostrare però che essi godono di tre particolari proprietà che riportiamo nel seguente teorema.

TEOREMA Il primo cumulante  $K_1(X)$  coincide con la media  $m_1$  di  $X$  e per ogni  $c$  reale si ha

$$a) \quad K_n(X+c) = K_n(X), \quad n > 1;$$

$$b) \quad K_n(cX) = c^n K_n(X).$$

c) Se  $X$  e  $Y$  sono indipendenti allora

$$K_n(X+Y) = K_n(X) + K_n(Y).$$

Dim. Sostituendo  $X$  con  $X+c$  in (1) e sviluppando risulta

$$\begin{aligned} \exp(\sum_{n \geq 1} K_n(X+c) t^n / n!) &= E(e^{t(X+c)}) = e^{tc} E(e^{tX}) \\ &= e^{tc} \exp(\sum_{n \geq 1} K_n(X) t^n / n!) \\ &= \exp[t(c+K_1(X)) + \sum_{n > 1} K_n(X) t^n / n!] \end{aligned}$$

quindi  $K_1(X+c) = K_1(X)+c$ , ovvero  $K_1(X) = m_1$ , e  $K_n(X+c) = K_n(X)$  per  $n > 1$ .

Anche la seconda proprietà è immediata perché

$$\begin{aligned} \exp(\sum_{n \geq 1} K_n(cX) t^n / n!) &= E(e^{t(cX)}) = E(e^{(ct)X}) \\ &= \exp(\sum_{n \geq 1} K_n(X) c^n t^n / n!) \end{aligned}$$

Infine la terza proprietà, da cui proviene il termine cumulante, è conseguenza del fatto che

$$E(e^{t(X+Y)}) = E(e^{tX})E(e^{tY})$$

se X e Y sono indipendenti.

Riportiamo qui di seguito, per meglio illustrare il concetto di cumulante, quanto è noto a proposito dei cumulanti di tre distribuzioni fondamentali della teoria della probabilità.

a) I primi quattro cumulanti della distribuzione binomiale di parametro p sono rispettivamente

$$K_1 = np, \quad K_2 = np(1-p),$$

$$K_3 = np(1-p)(1-2p), \quad K_4 = np(1-p)(1-6p+6p^2).$$

Più in generale si può dimostrare che

$$K_{n+1} = (p-p^2) \frac{dK_n}{dp}$$

e con questa formula si possono calcolare tutti i cumulanti della distribuzione binomiale;

b) la distribuzione di Poisson di parametro  $\alpha$  ha tutti i cumulanti uguali ad  $\alpha$ ;

c) la distribuzione normale ha tutti i cumulanti nulli per  $n > 2$ .

## 2. LA FORMULA DI CAUCHY

Tenendo presente la (1) consideriamo l'identità

$$(2) \quad 1 + \sum_{n \geq 1} a_n t^n / n! = \exp(\sum_{n \geq 1} b_n t^n / n!)$$

dove  $a_n$  e  $b_n$  sono variabili formali. Il problema che si presenta spontaneo è di esprimere  $a_n$  in funzione di  $b_1, b_2, \dots, b_n$  e, viceversa, di esprimere  $b_n$  in funzione di  $a_1, a_2, \dots, a_n$ . Per determinare  $a_n$  basta osservare che il secondo membro della (2) si può scrivere nella forma

$$\exp(b_1 t) \exp(b_2 t^2 / 2!) \dots \exp(b_n t^n / n!) \dots =$$

$$\begin{aligned}
&= \overline{\prod_{j \geq 1} \Sigma_{k \geq 1} [(b_j t^j / j!)^k / k!]} \\
&= \overline{\prod_{j \geq 1} \Sigma_{k \geq 1} [b_j^k t^{jk} / (j!^k k!)]} \\
&= \Sigma_{n \geq 0} \Sigma_{i_1, i_2, \dots, i_n \geq 0} \frac{b_1^{i_1} b_2^{i_2} \dots b_n^{i_n} t^{i_1 + 2i_2 + \dots + ni_n}}{i_1! i_2! \dots i_n!}
\end{aligned}$$

e quindi ricaviamo

$$a_n = \Sigma_{\substack{i_1, i_2, \dots, i_n \geq 0 \\ i_1 + 2i_2 + \dots + ni_n = n}} \frac{n!}{i_1! \dots i_n!} b_1^{i_1} \dots b_n^{i_n}$$

In verità questo non è altro che un caso particolare della formula di Faà di Bruno che dà la derivata n-esima della funzione composta  $f(g(t))$ , con  $f$  uguale ad  $\exp$ . I coefficienti  $a_n$  sono noti come polinomi di Bell e, ricorrendo ad artifici di tipo umbrale, si potrebbe ricavare  $b_n$  in funzione di  $a_1, a_2, \dots, a_n$  (si veda ad esempio Riordan, pag. 36). Il coefficiente del monomio

$$b_1^{i_1} b_2^{i_2} \dots b_n^{i_n}$$

ha un significato combinatorio che suggerisce però di risolvere diversamente il problema. Infatti sia  $S$  un insieme finito; ricordiamo che una partizione di  $S$  è una famiglia  $\{A_1, A_2, \dots, A_r\}$  di sue parti (dette classi o blocchi) non vuote, disgiunte, la cui unione è  $S$ . La partizione è detta di tipo

$$(i_1, i_2, \dots, i_n)$$

se possiede  $i_k$  classi di cardinalità  $k$ , per ogni  $k = 1, 2, \dots, n$ . Allora il coefficiente del monomio su menzionato è uguale al numero di partizioni di un insieme di  $n$  elementi di tipo  $(i_1, i_2, \dots, i_n)$ : un risultato che si fa risalire a Cauchy. Questa scoperta

invita a ricavare i coefficienti  $b_n$  mediante una inversione di Möbius sul reticolo delle partizioni di un insieme finito. L'idea appare già nel lavoro di Doubilet-Rota-Stanley (p.101) ma, recentemente, studi più approfonditi sono stati affrontati da Speed a partire dal 1983. Vediamo pertanto come il problema proposto viene risolto in quest'altro modo.

### 3. UN'INVERSIONE DI MOBIUS NEL RETICOLO DELLE PARTIZIONI

Sia  $S = \{1, 2, \dots, n\}$ ; dati una partizione  $\pi$  di  $S$ , una classe  $B$  di  $\pi$  e le variabili formali  $b_1, b_2, \dots, b_n$ , poniamo:

$$a) \quad w(B) = b_k \quad \text{se } |B|=k;$$

$$b) \quad g(\pi) = \prod_{B \in \pi} w(B) = b_1^{i_1} b_2^{i_2} \dots b_n^{i_n}$$

se  $\pi$  è di tipo  $(i_1, i_2, \dots, i_n)$ . In particolare se  $1^\wedge$  è l'unica partizione di  $S$  di tipo  $(0, 0, \dots, 0, 1)$  risulta ovviamente

$$g(1^\wedge) = b_n;$$

$$c) \quad f(\sigma) = \prod_{B \in \sigma} \sum_{\pi \in B^*} g(\pi)$$

dove  $B^*$  è l'insieme delle partizioni di  $B$ . Questa identità equivale a

$$(3) \quad f(\sigma) = \sum_{\tau \leq \sigma} g(\tau)$$

dove  $\leq$  indica l'ordine parziale per raffinamento tra partizioni.

d) Se  $T$  è un insieme di  $k$  elementi, poniamo

$$a_k = \sum_{\pi \in T^*} g(\pi), \quad |T| = k.$$

Se a  $w$  si dà il significato di funzione peso, possiamo

interpretare  $a_n$  come l'enumeratore di  $S^*$  (vedi Cerasoli-Eugeni-Protasi, p.131). Dalla (3), con  $1^\wedge$  al posto di  $\sigma$ , si ricava

$$f(1^\wedge) = \sum_{\tau \leq 1^\wedge} g(\tau) = \sum_{\pi \in S^*} g(\pi) = a_n.$$

Applicando il teorema d'inversione di Möbius alla (3) otteniamo

$$(4) \quad g(\sigma) = \sum_{\tau \leq \sigma} \mu(\tau, \sigma) f(\tau)$$

dove  $\mu$  è la funzione di Mobius del reticolo di partizioni di  $S^*$ . Per i nostri scopi è necessario conoscere il valore  $\mu(\tau, 1^\wedge)$  dove  $1^\wedge$  è la partizione massima di  $S$ . Come è noto, Schützenberger ha dimostrato che

$$\mu(\tau, 1^\wedge) = (-1)^{|\tau|} (|\tau| - 1)!$$

Ponendo quindi  $1^\wedge$  al posto di  $\sigma$  nel primo membro della (4), si ottiene la formula che esprime  $b_n$  in funzione di  $a_1, a_2, \dots, a_n$ . Questa, quando scriviamo  $K_n = K_n(X)$  per  $b_n$  ed  $m_k = E(X^k)$  per  $a_k$ , diventa:

$$K_n = \sum_{\substack{k=1 \\ i_1+i_2+\dots+i_n=k \\ i_1+2i_2+\dots+ni_n=n}} \frac{(-1)^{k-1} (k-1)! n!}{i_1! \dots i_n!} m_1^{i_1} \dots m_n^{i_n}$$

In definitiva questa formula esprime i cumulanti di  $X$  in funzione dei momenti. Con essa proviamo a ricavare i cumulanti  $K_n(X)$  di una variabile aleatoria  $X$  quando  $n = 1, 2, 3, 4$ , dimostrando le formule date nel primo paragrafo.

a) Per  $n = 1$  risulta ovviamente  $K_1(X) = E(X)$ ;  
 b) per  $n = 2$  le partizioni di  $S = \{1, 2\}$  sono  $1|2$  e  $12$  di tipi rispettivamente  $(2, 0)$  e  $(0, 1)$ . Pertanto il secondo cumulante vale

$$K_2(X) = E(X^2) - E(X)^2 = \text{Var}(X)$$

cioè la varianza di  $X$ .

c) Le partizioni di  $(1,2,3)$  sono:

$1|2|3$  di tipo  $(3,0,0)$ ,

$1|23, 12|3, 13|2$  di tipo  $(1,1,0)$

$123$  di tipo  $(0,0,1)$ .

Quindi il terzo cumulante è

$$K_3(X) = E(X^3) - 3E(X)E(X^2) + 2E(X)^3.$$

Esso è noto anche in statistica come curtosi.

d) Si può infine dimostrare che

$$K_4(X) = E(X^4) - 4E(X)E(X^3) + 12E(X^2)E(X)^2 - 6E(X)^4 + 3E(X^2)^2$$

e con questo abbiamo ottenuto i quattro cumulanti presentati all'inizio.

Se  $X$  è costante, uguale ad 1, i suoi momenti valgono tutti 1 e i cumulanti sono nulli a partire dal secondo. Allora dalla formula che dà i cumulanti otteniamo la semplice identità combinatoria

$$\sum_{k=1}^n (-1)^{k-1} (k-1)! S(n,k) = \delta_{n1}$$

dove  $S(n,k)$  è il numero di Stirling di seconda specie, cioè il numero di partizioni di un  $n$ -insieme in  $k$  classi.

#### 4. ALCUNI PROBLEMI APERTI

Come si è detto in precedenza, poco si sa sui cumulanti; elenchiamo pertanto alcuni problemi aperti ed interessanti.

a) Data una successione  $k_n$ ,  $n = 1, 2, \dots$ , di numeri reali, determinare sotto quali condizioni esiste una variabile aleatoria il cui  $n$ -esimo cumulante è  $k_n$ . Il problema è collegato al classico problema dei momenti.

b) Esiste una variabile aleatoria con cumulanti non nulli solo per  $n > 3$  ?

c) Tra i coefficienti dello sviluppo in polinomi di Hermite della distribuzione di probabilità di  $X$  e i cumulanti di  $X$ , esiste una strana relazione: se  $X$  è standard (ha media 0 e varianza 1), essi coincidono fino ad  $n = 5$  (si veda Kendall-Stuart, p.158). Studi ulteriori su questo fatto potrebbero illuminare di più il concetto di cumulante.

d) Sia  $X_n$  una successione di variabili aleatorie tali che

$$E(X_n) = m, \quad \text{Var}(X_n) = \sigma^2, \quad n = 1, 2, \dots$$

Se  $K_j(X_n)$  converge a 0 quando  $n \rightarrow \infty$ , per ogni  $j$ , la successione  $X_n$  converge in legge ad una variabile aleatoria normale di media  $m$  e varianza  $\sigma^2$ . Sarebbe interessante conoscere altri teoremi di convergenza simili a questo.

e) Sia  $p_n(x)$  una successione di polinomi, di grado  $n = 0, 1, 2, \dots$  nella variabile reale  $x$ . Essa è detta di tipo binomiale, se

$$(5) \quad p_n(x+y) = \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} p_k(x) p_{n-k}(y)$$

per ogni  $n$  (si veda Rota-Kahaner-Odlyzko). Supponiamo poi che per una variabile aleatoria  $X$  siano definiti i momenti binomiali

$$b_n(X) = E(p_n(X)) = \int_{\Omega} p_n(X) dP$$

associati alla successione  $p_n(x)$ . Se  $X$  e  $Y$  sono indipendenti, allora vale un'identità simile alla (5) con  $b, X, Y$  rispettivamente al posto di  $p, x, y$ . Sia ora  $g_X(t)$  la funzione generatrice esponenziale dei numeri  $b_n(X)$ ,

$$g_X(t) = \sum_{n \geq 0} b_n(X) t^n / n!$$

Il problema è di studiare i cumulanti binomiali definiti per analogia dalla identità formale



$$c_n(X) = D^n \log g_X(t) |_{t=0}, \quad n = 1, 2, \dots$$

Se  $p_n(x) = x^n$ , i cumulanti binomiali si riducono a quelli ordinari; se  $p_n(x) = x(x-1)(x-2)\dots(x-n+1)$ , si riducono invece a quelli fattoriali, ben noti in statistica. Un primo passo in questa direzione potrebbe essere quello di studiare i cumulanti relativi ai polinomi fattoriali crescenti

$$p_n(x) = x(x+1)(x+2)\dots(x+n-1).$$

#### BIBLIOGRAFIA

1. M.CERASOLI-F.EUGENI-M.PROTASI, "Elementi di Matematica Discreta", Zanichelli, Bologna, 1988
2. P.DOUBILET-G.C.ROTA-R.STANLEY, "Finite Operator Calculus", The Idea of Generating Function, pp. 83-134 Academic Press, New York, 1975
3. M.G.KENDALL-A.STUART, "The advanced Theory of Statistics", vol.1, Griffin, London, 1963
4. J.RIORDAN, "An Introduction to Combinatorial Analysis", Wiley, New York, 1958
5. G.C.ROTA-D.KAHANER-A.ODLYZKO, "Finite Operator Calculus", (vedi 2.) pp.7-82
6. T.P.SPEED, Cumulants and partitions lattices, Austral. J. Statistics, 25 (1983), no. 2, 378-388
- 7.-- II. Generalised k-statistics, J. Austral. Math. Soc. Ser. A 40 (1986), no. 1, 34-53
- 8.-- III. Multiply-indexed arrays, J. Austral. Math. Soc. Ser. A 40 (1986), no. 2, 161-182
- 9.-- IV. A.s. convergence of generalised k-statistics, J. Austral. Math. Soc. Ser. A 41 (1986), no. 1, 79-94.