

DEPARTAMENTO DE ESTATÍSTICA

Diretor: Prof. Dr. Pedro Egydio de Oliveira Carvalho

---

SOBRE A DETERMINAÇÃO DE UM MOMENTO DE ORDEM QUALQUER DE  
UM MOMENTO CENTRADO GENÉRICO DE UMA AMOSTRA SUPOSTA  
PROVENIENTE DE UMA ESPECIFICADA POPULAÇÃO NORMAL A  $k$   
DIMENSÕES.

ELZA SALVATORI BERQUÓ

INTRODUÇÃO

O presente trabalho teve origem em uma questão que nos foi proposta durante o curso de Estatística Matemática ministrado pelo Prof. Pedro Egydio de Oliveira Carvalho. Tendo ele nos encarregado de discutir a determinação dos valores da esperança e da variância das características amostrais  $g_1$  e  $g_2$  vimo-nos compelidos a consultar o trabalho de Geary, citado por Cramér, no qual o primeiro destes autores demonstra a independência entre as variáveis aleatórias  $\bar{x}$ ,  $s$  e  $(m_1, m_2 - \frac{v}{2})$ . Surgiu-nos, então, a idéia da possibilidade de generalizar os resultados perquirindo o que aconteceria no caso de uma amostra proveniente de uma especificada população normal a  $k$  dimensões.

Foi-nos sobremaneira entusiasmante o verificar que esta generalização era perfeitamente exequível e nos conduzia a um resultado que não encontramos similar na literatura.

A originalidade assim conseguida, aliada à grande messe de importantes corolários conseguíveis, convenceu-nos imediatamente que o assunto merecia as honras de uma tese.

Registramos, com imenso prazer, a dedicação e competência externadas pelo Prof. Pedro Egydio de Oliveira Carvalho na orientação deste trabalho. A êle, tôda a nossa gratidão.

---

Tese de concurso à livre docência da cadeira de Bioestatística da Faculdade de Higiene e Saúde Pública da Universidade de São Paulo, aprovada em abril de 1951. Entregue para publicação em dezembro de 1951.

§ 1 —

Seja

$$X_{1\nu}, X_{2\nu}, \dots, X_{k\nu} \quad (\nu = 1, \dots, n)$$

uma amostra de tamanho  $n$  suposta proveniente de uma população normal  $k$  dimensional, com médias

$$0, 0, \dots, 0$$

e matriz das covariâncias especificada por:

$$\sigma_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{se } i = j \\ 0 & \text{se } i \neq j \end{cases} \quad (i, j = 1, 2, \dots, k)$$

Notemos, inicialmente, que para a questão que se tem em vista, os valores particulares 0 e 1, supostos serem a média e o desvio padrão de um dos componentes do vetor populacional, não constituem perda de generalidade, pois, em contrário, se fôssem eles  $m_i$  e  $\sigma_i$  bastaria definir a variável reduzida  $\frac{\xi_i - m_i}{\sigma_i}$  para recairmos no caso aqui considerado.

Definamos o momento amostral centrado de ordem  $p = \sum_{i=1}^k p_i$ :

$$\begin{aligned} m_{p_1 p_2 \dots p_k} &= \frac{1}{n} \sum_{\nu=1}^n (X_{1\nu} - \bar{X}_1)^{p_1} \dots (X_{k\nu} - \bar{X}_k)^{p_k} \\ &= \frac{1}{n} \sum_{\nu=1}^n \delta_{1\nu}^{p_1} \dots \delta_{k\nu}^{p_k} \\ &= \frac{1}{n} \sum_{\nu=1}^n \prod_{i=1}^k \delta_{i\nu}^{p_i} \end{aligned}$$

em que:

$$\bar{X}_i = \frac{1}{n} \sum_{\nu=1}^n X_{i\nu}$$

$$\delta_{i\nu} = X_{i\nu} - \bar{X}_i \quad (i = 1, 2, \dots, k)$$

O problema que pretendemos abordar é o da determinação do valor de:

$$(1) \quad \alpha_r(m_{p_1} \dots p_k) = E(m_{p_1} \dots p_k)^r = \frac{1}{n^r} E \left[ \sum_{\nu=1}^n \prod_{i=1}^k \delta_{i\nu}^{p_i} \right]^r$$

ou seja, em palavras, o momento não centrado, de ordem  $r$  do momento amostral centrado de ordem  $p$ :  $m_{p_1} \dots p_k$ .

Da (1), segue, pelo desenvolvimento de Leibnitz:

$$(2) \quad \alpha_r (m_{p_1} \dots p_k) = \frac{1}{n^r} E \sum_{r_1 + \dots + r_n = r} \frac{r!}{r_1! \dots r_n!} \pi_{i, \nu}^{k, n} \delta_{i\nu}^{p_i r_\nu}$$

a somatória sendo estendida a tôdas as soluções inteiras não negativas da equação:

$$r_1 + r_2 + \dots + r_n = r$$

Mas, subsistindo:

$$\begin{aligned} \sum_{r_1 + \dots + r_n = r} \frac{r!}{r_1! \dots r_n!} \pi_{i, \nu}^{k, n} \delta_{i\nu}^{p_i r_\nu} &= \\ &= \sum_{e=1}^r \sum_{r_1 + \dots + r_e = r} \frac{r!}{r_1! \dots r_e!} \sum_{\gamma_e > \dots > \gamma_1 = 1} \pi_{i, h}^{k, e} \delta_{ih}^{p_i r_h} \end{aligned}$$

em que  $r_1, \dots, r_e$  constitue uma e partição própria de  $r$  e, portanto  $r_h > 0$  ( $h = 1, 2, \dots, e$ ); tem-se, por substituição na (2):

$$(3) \quad \alpha_r (m_{p_1} \dots p_k) = \frac{1}{n^r} \sum_{e=1}^r \sum_{r_1 + \dots + r_e = r} \frac{r!}{r_1! \dots r_e!} \sum_{\gamma_e > \dots > \gamma_1 = 1} E \pi_{i, h}^{k, e} \delta_{ih}^{p_i r_h}$$

Notando que para qualquer conjunto  $\gamma_1 \dots \gamma_e$ , a esperança figurante na (3) é sempre a mesma, pode-se escrever:

$$\sum_{\gamma_e > \dots > \gamma_1 = 1} E \pi_{i, h}^{k, e} \delta_{ih}^{p_i r_h} = \binom{n}{e} E \pi_{i, h}^{k, e} \delta_{ih}^{p_i r_h}$$

Assim sendo, a (3) torna-se:

$$(4) \quad \alpha_r (p_1 \dots p_k) = \frac{1}{n^r} \sum_{e=1}^r \binom{n}{e} \sum_{r_1 + \dots + r_e = r} \frac{r!}{r_1! \dots r_e!} E \pi_{i, h}^{k, e} \delta_{ih}^{p_i r_h}$$

Este resultado mostra que a solução do problema proposto fica na dependência exclusiva da determinação de:

$$(5) \quad E \pi_{i, h}^{k, e} \delta_{ih}^{p_i r_h}$$

Esta questão foi tratada para o particular caso de uma amostra proveniente de um universo normal unidimensional por Geary. Este autor, em um artigo publicado na "Misselânea" da Biometrika de 1933, página 184, dá as linhas gerais do método por êle empregado para atingir tal objetivo. Seguindo estas

indicações que, não se pode negar, são bastante vagas, passaremos, generalizando e dando pormenores à determinação da (5).

Para tanto, comecemos por considerar o valor da função geradora de momentos do vetor com n.k componentes:

$$(\delta_{11}, \dots, \delta_{k1}), (\delta_{12}, \dots, \delta_{k2}), \dots, (\delta_{1n}, \dots, \delta_{kn})$$

Tem-se:

$$\begin{aligned} E e^{\sum_{\nu=1}^n \sum_{i=1}^k \delta_{i\nu} t_{i\nu}} &= E e^{\sum_{\nu=1}^n \sum_{i=1}^k (x_{i\nu} - \bar{x}_i) t_{i\nu}} \\ &= E e^{\sum_{\nu=1}^n \sum_{i=1}^k (x_{i\nu} - \frac{1}{n} \sum_{\nu=1}^n x_{i\nu}) t_{i\nu}} \\ &= E e^{\sum_{\nu=1}^n \sum_{i=1}^k x_{i\nu} t_{i\nu} - \frac{1}{n} \sum_{\nu=1}^n \sum_{i=1}^k (x_{i1} + \dots + x_{in}) t_{i\nu}} \\ &= E e^{\sum_{i=1}^k x_{i1} (t_{i1} - \frac{1}{n} \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu}) + \dots + \sum_{i=1}^k x_{in} (t_{in} - \frac{1}{n} \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu})} \\ &= E \pi e^{\sum_{\nu=1}^n \sum_{i=1}^k x_{i\nu} (t_{i\nu} - \frac{1}{n} \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu})} \end{aligned}$$

ou seja, usando o fato da inter-independência assegurada pela hipótese:

$$(6) \quad E e^{\sum_{\nu=1}^n \sum_{i=1}^k \delta_{i\nu} t_{i\nu}} = \pi e^{\sum_{\nu=1}^n \sum_{i=1}^k x_{i\nu} (t_{i\nu} - \frac{1}{n} \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu})}$$

Lembrando, agora, que para o caso de uma distribuição normal k dimensional com variáveis independentes:

$$E e^{\sum_{j=1}^k t_j x_j} = e^{\frac{1}{2} \sum_{j=1}^k t_j^2}$$

então, a (6) torna-se:

$$E e^{\sum_{\nu=1}^n \sum_{i=1}^k \delta_{i\nu} t_{i\nu}} = \pi e^{\frac{1}{2} \sum_{i=1}^k (t_{i\nu} - \frac{1}{n} \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu})^2}$$

$$\begin{aligned}
 &= \pi \sum_{\gamma=1}^n e^{\frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \left[ t_{i\gamma}^2 - \frac{2}{n} t_{i\gamma} \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu} + \frac{1}{n^2} \left( \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu} \right)^2 \right]} \\
 &= e^{\frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \left[ \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu}^2 - \frac{2}{n} \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu} \cdot \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu} + \frac{1}{n} \left( \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu} \right)^2 \right]} \\
 (7) \quad &= e^{\frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \left[ \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu}^2 - \frac{1}{n} \left( \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu} \right)^2 \right]}
 \end{aligned}$$

Desenvolvendo-se em série ambos os membros da (7), tem-se, de um lado:

$$\begin{aligned}
 E \quad e^{\sum_{\nu=1}^n \sum_{i=1}^k \delta_{i\nu} t_{i\nu}} &= E \sum_{l=0}^{\infty} \frac{\left( \sum_{\nu=1}^n \sum_{i=1}^k \delta_{i\nu} t_{i\nu} \right)^l}{l!} \\
 (8) \quad &= \sum_{l=0}^{\infty} \sum_{\substack{k \\ \sum_{i=1}^k \sum_{\nu=1}^n l_{i\nu} = l}} \frac{1}{\pi \binom{k, n}{i, \nu}!} \pi^{k, n} t_{i, \nu}^{l_{i, \nu}} \cdot E \left( \pi \delta_{i, \nu}^{l_{i, \nu}} \right)
 \end{aligned}$$

e, de outro lado:

$$\begin{aligned}
 &e^{\frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \left[ \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu}^2 - \frac{1}{n} \left( \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu} \right)^2 \right]} \\
 &= \sum_{\omega=0}^{\infty} \frac{1}{2^\omega} \frac{\left[ \sum_{i=1}^k \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu}^2 - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k \left( \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu} \right)^2 \right]^\omega}{\omega!} \\
 (9) \quad &= \sum_{\omega=0}^{\infty} \frac{1}{2^\omega} \sum_{s=0}^{\omega} \binom{\omega}{s} \left( \sum_{i=1}^k \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu}^2 \right)^s \left( -\frac{1}{n} \right)^{\omega-s} \left[ \sum_{i=1}^k \left( \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu} \right)^2 \right]^{\omega-s}
 \end{aligned}$$

Mas:

$$\begin{aligned}
 \left[ \sum_{i=1}^k \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu}^2 \right]^s &= \sum_{\substack{k \\ \sum_{i=1}^k \sum_{\nu=1}^n s_{i\nu} = s}} \frac{s!}{\pi \binom{k, n}{i, \nu}!} \pi^{k, n} t_{i, \nu}^{2s_{i, \nu}} \\
 \left[ \sum_{i=1}^k \left( \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu} \right)^2 \right]^{\omega-s} &= \sum_{q_1 + \dots + q_k = \omega-s} \frac{(\omega-s)!}{q_1! \dots q_k!} \left( \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu} \right)^{2q_1} \dots \left( \sum_{\nu=1}^n t_{k\nu} \right)^{2q_k} \\
 &= \sum_{q_1 + \dots + q_k = \omega-s} \frac{(\omega-s)!}{q_1! \dots q_k!} \pi^k \sum_{\substack{\mu_{j1} + \dots + \mu_{jn} = 2q_j}} \frac{(2q_j)!}{\mu_{j1}! \dots \mu_{jn}!} \pi^n t_{j\gamma}^{\mu_{j\gamma}}
 \end{aligned}$$

Substituindo-se em (9), vem:

$$\begin{aligned}
 & e^{\frac{1}{2} \sum_{i=1}^k \left[ \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu} - \frac{1}{n} \left( \sum_{\nu=1}^n t_{i\nu} \right)^2 \right]} = \\
 & = \sum_{\omega=0}^{\infty} \frac{1}{2^{\omega} \omega!} \sum_{s=0}^{\omega} \binom{\omega}{s} \left( -\frac{1}{n} \right)^{\omega-s} \sum_{\substack{k \\ \sum_{i=1}^k \sum_{\nu=1}^n s_{i\nu} = s}} \frac{s!}{\pi (s_{i\nu})!} \frac{\pi^{k,n}}{\pi} t_{i\nu}^{2s_{i\nu}} \times \\
 & \times \sum_{q_1+\dots+q_k=\omega-s} \frac{(\omega-s)!}{q_1! \dots q_k!} \frac{1}{\pi} \sum_{\substack{k \\ \mu_{j1}+\dots+\mu_{jn}=2q_j}} \frac{(2q_j)!}{\mu_{j1}! \dots \mu_{jn}!} \frac{\pi^{n}}{\pi} t_{j\gamma}^{\mu_{j\gamma}} \\
 & = \sum_{\omega=0}^{\infty} \frac{1}{2^{\omega}} \sum_{s=0}^{\omega} \binom{\omega}{s} \left( -\frac{1}{n} \right)^{\omega-s} \sum_{\substack{k \\ \sum_{i=1}^k \sum_{\nu=1}^n s_{i\nu} = s}} \frac{1}{\pi (s_{i\nu})!} \times \\
 & \times \sum_{q_1+\dots+q_k=\omega-s} \frac{1}{q_1! \dots q_k!} \frac{1}{\pi} \sum_{\substack{k \\ \mu_{j1}+\dots+\mu_{jn}=2q_j}} \frac{(2q_j)!}{\mu_{j1}! \dots \mu_{jn}!} \times \frac{\pi^{n}}{\pi} t_{j\nu}^{2s_{j\nu} + \mu_{j\nu}} \\
 & (10)
 \end{aligned}$$

Tendo em vista que:

$$\sum_{\nu=1}^n \mu_{j\nu} = 2q_j \quad (j = 1, 2, \dots, k)$$

então, a (10) só contém termos em  $t$ , cuja soma dos expoentes é um número par. Desta observação e da identidade em  $t$  da (8) e (10) assegurada pela (7), resulta imediatamente que sob a condição:

$$\sum_{i=1}^k \sum_{\nu=1}^n l_{i\nu} = \text{número ímpar}$$

tem-se:

$$E \frac{\pi^{k,n}}{\pi} \delta_{i\nu}^{1,1} = 0 \quad (11)$$

Notando, agora, que em (5):

$$\sum_{i=1}^k \sum_{h=1}^s p_i r_h = r \sum_{i=1}^k p_i$$

então, a conclusão supra permite, levando em conta a (4), afirmar que:

$$\alpha_r (m_{p_1} \dots p_k) = 0$$

se

$$r \cdot \sum_{i=1}^k p_i = \text{número ímpar}$$

Ainda como consequência da nulidade da (11) segue a possibilidade de dar à (8) a fórmula:

$$(12) \quad E e^{\sum_{\nu=1}^n \sum_{i=1}^k \delta_{i\nu} t_{i\nu}} = \sum_{l=0}^{\infty} \sum_{\substack{n \\ \sum_{i,\nu} k}} \frac{1}{\pi (l_{i\nu})!} \pi_{i,\nu}^{k,n} t_{i\nu}^{l_{i\nu}} \times E \left( \pi_{i,\nu}^{k,n} \delta_{i\nu}^{l_{i\nu}} \right)$$

Passemos, a seguir, a identificar os coeficientes de:

$$\pi_{i,\nu}^{k,n} t_{i\nu}^{l_{i\nu}}$$

nas (10) e (12).

Consideremos, na (12) um conjunto fixado de valores dos  $l_{i\nu}$  é, portanto um valor fixo  $l$ . Com isto:

$$(13) \quad 2 s_{j\nu} + \mu_{j\nu} = l_{j\nu}$$

para quaisquer  $j$  e  $\nu$ .

Ainda, da unicidade do desenvolvimento em série segue, na (10):

$$l = \omega$$

$$\sum_{i=1}^k q_i = l - s$$

Por último, notemos que da (13) segue que para um conjunto fixado dos  $s_{j\nu}$  os  $\mu_{j\nu}$  e com êles os  $q_j$  tornam-se fixos, pois os  $l_{j\nu}$  já são fixados, e dados respectivamente, por:

$$\mu_{j\nu} = l_{j\nu} - 2 s_{j\nu}$$

$$2 q_j = \sum_{\nu=1}^n l_{j\nu} - 2 \sum_{\nu=1}^n s_{j\nu}$$

Posto isto, podemos escrever para coeficientes de:

$$\pi_{i,\nu}^{k,n} t_{i\nu}^{l_{i\nu}}$$

na (12):

$$\frac{E \left( \pi_{i,\nu}^{k,n} \delta_{i\nu}^{l_{i\nu}} \right)}{\pi_{i,\nu}^{k,n} (l_{i\nu})!}$$

e, na (10):

$$\frac{1}{2^l} \sum_{s=0}^l \left(-\frac{1}{n}\right)^{l-s} \sum_{\substack{k \\ \sum_{i=1}^k \sum_{\nu=1}^n s_{i\nu} = s}} \frac{1}{\pi_{i,\nu}^{k,n}(s_{i\nu})!} \cdot \frac{1}{\pi_{j=1}^k \left[ \frac{1}{2} \sum_{\nu=1}^n l_{j\nu} - \sum_{\nu=1}^n s_{j\nu} \right]!} \times$$

$$\times \frac{\pi_{j=1}^k \left[ \sum_{\nu=1}^n l_{j\nu} - 2 \sum_{\nu=1}^n s_{j\nu} \right]!}{\pi_{j,\nu}^{k,n} \left[ l_{j\nu} - 2 s_{j\nu} \right]!}$$

e, portanto:

$$\frac{E \left( \begin{matrix} k,n \\ \pi_{i,\nu} \delta_{i\nu}^{l_{i\nu}} \end{matrix} \right)}{\pi_{i,\nu}^{k,n} (l_{i\nu})!} = \frac{1}{2^l} \sum_{s=0}^l \left(-\frac{1}{n}\right)^{l-s} \sum_{\substack{k \\ \sum_{i=1}^k \sum_{\nu=1}^n s_{i\nu} = s}} \frac{1}{\pi_{i,\nu}^{k,n}(s_{i\nu})!} \times$$

$$(14) \quad \times \frac{1}{\pi_{j=1}^k \left[ \frac{1}{2} \sum_{\nu=1}^n l_{j\nu} - \sum_{\nu=1}^n s_{j\nu} \right]!} \times \frac{\pi_{j=1}^k \left[ \sum_{\nu=1}^n l_{j\nu} - 2 \sum_{\nu=1}^n s_{j\nu} \right]!}{\pi_{i,\nu}^{k,n} \left[ l_{i\nu} - 2 s_{i\nu} \right]!}$$

Da (14) segue imediatamente, para valor da (5), fazendo:

o índice  $n = e$

$$l_{i\nu} = p_i r_h \quad (\nu = h = 1, 2, \dots, e)$$

$$2l = \sum_{i=1}^k \sum_{h=1}^e l_{i\nu} = r \sum_{i=1}^k p_i = rp = 2q$$

$$\frac{E \left( \begin{matrix} k,e \\ \pi_{j,h} \delta_{jh}^{p_j r_h} \end{matrix} \right)}{\pi_{j,h}^{k,e} (p_j r_h)!} = \frac{1}{2^q} \sum_{s=0}^q \left(-\frac{1}{n}\right)^{q-s} \sum_{\substack{k \\ \sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^e s_{jh} = s}} \frac{1}{\pi_{j,h}^{k,e}(s_{jh})!} \times$$

$$\times \frac{\pi_{j=1}^k \left[ \sum_{h=1}^e p_j r_h - 2 \sum_{h=1}^e s_{jh} \right]!}{\pi_{j=1}^k \left[ \frac{1}{2} \sum_{h=1}^e p_j r_h - \sum_{h=1}^e s_{jh} \right]! \pi_{j,h}^{k,e} \left[ p_j r_h - 2 s_{jh} \right]!}$$



Daqui segue, finalmente, por substituição na (14):

$$\alpha_r(m_{p_1 \dots p_k}) = \frac{r!}{2^q n^r} \sum_{e=1}^r \binom{n}{e} \sum_{r_1 + \dots + r_e = r} \frac{\pi_{j,h}^{k,e} (p_j r_h)!}{r_1! \dots r_e!} \times$$

$$(15)$$

$$\times \sum_{s=0}^q \left(-\frac{1}{n}\right)^{q-s} \sum_{\sum_{j=1}^k \sum_{h=1}^e s_{jh} = s} \frac{\pi_{j=1}^k \left[ p_j r - 2 \sum_{h=1}^e s_{jh} \right]!}{\pi_{j=1}^k \left[ \frac{p_j r}{2} - \sum_{h=1}^e s_{jh} \right]! \pi_{j,h}^{k,e} (s_{jh})! (p_j r_h - 2 s_{jh})!}$$

Na aplicação desta fórmula devemos ter sempre presente que, enquanto  $r_1, \dots, r_e$  constitui uma  $e$  partição própria de  $r$  e, portanto  $r_h > 0$  ( $h = 1, 2, \dots, e$ ),  $s_{11}, \dots, s_{ke}$  constitui uma partição de  $s$  tal que :

$$\frac{p_j r}{2} - \sum_{h=1}^e s_{jh} \quad (j = 1, 2, \dots, k)$$

seja um inteiro não negativo.

Em particular, para  $k=1$  e  $p_1 = p$ , vem:

$$\alpha_r(m_p) = \frac{r!}{2^q n^r} \sum_{e=1}^r \binom{n}{e} \sum_{r_1 + \dots + r_e = r} \frac{(pr_1)! \dots (pr_e)!}{r_1! \dots r_e!} \times$$

$$(16)$$

$$\times \sum_{s=0}^q \left(-\frac{1}{n}\right)^{q-s} \sum_{s_1 + \dots + s_e = s} \frac{(2q - 2s)!}{(q-s)! s_1! (pr_1 - 2s_1)! \dots s_e! (pr_e - 2s_e)!}$$

em que se fez:  $s_{1h} = s_h$  ( $h = 1, 2, \dots, e$ ).

A (16) constitui, com ligeira modificação formal, a fórmula de Geary, já aludida acima.

Para  $k=2$ , a (15) torna-se:

$$\alpha_r(m_{p_1 p_2}) = \frac{r!}{2^q n^r} \sum_{e=1}^r \binom{n}{e} \sum_{r_1 + \dots + r_e = r} \frac{(p_1 r_1)! \dots (p_1 r_e)! (p_2 r_1)! \dots (p_2 r_e)!}{r_1! \dots r_e!}$$

$$\times \sum_{s=0}^q \left(-\frac{1}{n}\right)^{q-s} \sum_{\sum_{h=1}^e (s_{1h} + s_{2h}) = s} \frac{(p_1 r - 2 \sum_{h=1}^e s_{1h})! (p_2 r - 2 \sum_{h=1}^e s_{2h})!}{\left(\frac{p_1 r}{2} - \sum_{h=1}^e s_{1h}\right)! \left(\frac{p_2 r}{2} - \sum_{h=1}^e s_{2h}\right)!} \times$$

$$(17) \quad \times \frac{1}{\pi \sum_{h=1}^e s_{1h}! s_{2h}! (p_1 r_h - 2 s_{1h})! (p_2 r_h - 2 s_{2h})!}$$

§ 2 — *Aplicações para o caso unidimensional.* —

2.0 — Pretendemos, neste parágrafo, utilizando a (16), determinar os valores de  $\alpha_r(m_p)$  para  $r = 1, 2, 3, 4$  e  $p = 2, 3, 4$ .

2.1 — Para  $r = 1$ ,  $\alpha_1(m_3) = 0$ . Assim sendo, tem-se, fazendo  $p = 2h$ :

$$(18) \quad \alpha_1(m_{2h}) = \frac{(2h)!}{2^h} \sum_{s=0}^h \left(-\frac{1}{n}\right)^{h-s} \frac{1}{s!(h-s)!}$$

Da (18) segue, fazendo  $h = 1, 2$ :

$$\alpha_1(m_2) = \sum_{s=0}^1 \left(-\frac{1}{n}\right)^{1-s} \frac{1}{s!(1-s)!} = -\frac{1}{n} + 1 = \frac{n-1}{n}$$

$$\alpha_1(m_4) = \frac{4!}{4} \sum_{s=0}^2 \left(-\frac{1}{n}\right)^{2-s} \frac{1}{s!(2-s)!} = 6 \left[ \frac{1}{2n^2} - \frac{1}{n} + \frac{1}{2} \right] = \frac{3(n-1)^2}{n^2}$$

2.2 — Para  $r = 2$ , tem-se:

$$\alpha_2(m_p) = \frac{2!}{2^p n^2} \sum_{e=1}^2 \binom{n}{e} \sum_{r_1+\dots+r_e=2} \frac{pr_1! \dots pr_e!}{r_1! \dots r_e!} \times$$

$$\times \sum_{s=0}^p \left(-\frac{1}{n}\right)^{p-s} \frac{(2p-2s)!}{(p-s)!} \sum_{s_1+\dots+s_e=s} \frac{1}{s_1!(pr_1-2s_1)! \dots s_e!(pr_e-2s_e)!}$$

ou seja:

$$(19) \quad \alpha_2(m_p) = \frac{1}{2^p n} \left\{ (2p)! \sum_{s=0}^p \left(-\frac{1}{n}\right)^{p-s} \frac{1}{s!(p-s)!} + \right.$$

$$\left. + (n-1)(p!)^2 \sum_{s=0}^p \left(-\frac{1}{n}\right)^{p-s} \frac{(2p-2s)!}{(p-s)!} \times \right.$$

$$\left. \times \sum_{s_1+s_2=s} \frac{1}{s_1!(p-2s_1)! s_2!(p-2s_2)!} \right\}$$

Fazendo na (19)  $p = 2$ , vem:

$$\begin{aligned} \alpha_2(m_2) &= \frac{1}{4n} \left\{ 4! \sum_{s=0}^2 \left(-\frac{1}{n}\right)^{2-s} \frac{1}{s!(2-s)!} + \right. \\ &\quad \left. + (n-1)(2!)^2 \sum_{s=0}^2 \left(-\frac{1}{n}\right)^{2-s} \frac{(4-2s)!}{(2-s)!} \times \right. \\ &\quad \left. \times \sum_{s_1+s_2=s} \frac{1}{s_1!(2-s_1)!s_2!(2-2s_2)!} \right\} \\ &= \frac{1}{4n} \left\{ \left[ \frac{12}{n^2} - \frac{12(n-1)}{n^2} \right] + \left[ -\frac{24}{n} - \frac{8(n-1)}{n} \right] + \left[ 12 + 4(n-1) \right] \right\} \\ &= \frac{n^2 - 1}{n^2} \end{aligned}$$

Ainda na (19) fazendo  $p = 3$ , vem:

$$\begin{aligned} \alpha_2(m_3) &= \frac{1}{2^3 n} \left\{ 6! \sum_{s=0}^3 \left(-\frac{1}{n}\right)^{3-s} \frac{1}{s!(3-s)!} + \right. \\ &\quad \left. + (n-1)(3!)^2 \sum_{s=0}^3 \left(-\frac{1}{n}\right)^{3-s} \frac{(6-2s)!}{(3-s)!} \times \right. \\ &\quad \left. \times \sum_{s_1+s_2=s} \frac{1}{s_1!(3-2s_1)!s_2!(3-2s_2)!} \right\} \\ &= \frac{1}{8n} \left\{ \left[ -\frac{120}{n^3} - \frac{120(n-1)}{n^3} \right] + \left[ \frac{360}{n^2} - \frac{144(n-1)}{n^2} \right] + \right. \\ &\quad \left. + \left[ -\frac{360}{n} - \frac{72(n-1)}{n} \right] + \left[ 120 \right] \right\} = \frac{6(n-1)(n-2)}{n^3} \end{aligned}$$

Finalmente, para  $p = 4$ , a (19) torna-se:

$$\begin{aligned} \alpha_2(m_4) &= \frac{1}{2^4 \cdot n} \left\{ 8! \sum_{s=0}^4 \left(-\frac{1}{n}\right)^{4-s} \frac{1}{s!(4-s)!} + \right. \\ &\quad \left. + (n-1)(4!)^2 \sum_{s=0}^4 \left(-\frac{1}{n}\right)^{4-s} \frac{(8-2s)!}{(4-s)!} \times \right. \\ &\quad \left. \times \sum_{s_1+s_2=s} \frac{1}{s_1!(4-2s_1)!s_2!(4-2s_2)!} \right\} \end{aligned}$$

$$= \frac{1}{16n} \left\{ \left[ \frac{1.680}{n^4} + \frac{1.680(n-1)}{n^4} \right] + \left[ -\frac{6.720}{n^3} - \frac{2.880(n-1)}{n^3} \right] + \right. \\ \left. + \left[ \frac{10.080}{n^2} + \frac{2.016(n-1)}{n^2} \right] + \left[ \frac{6.720}{n} + \frac{576(n-1)}{n} \right] + \right. \\ \left. + \left[ 1.680 + 144(n-1) \right] \right\}$$

$$\alpha_2(m_4) = \frac{3(n-1)(3n^3 + 23n^2 - 63n + 45)}{n^4}$$

2.3 — Para  $r=3$ ,  $\alpha_3(m_3) = 0$ . Assim sendo, fazendo  $p=2h$ , vem:

$$\alpha_3(m_{2h}) = \frac{3!}{2^{3h} n^3} \sum_{e=1}^3 \binom{n}{e} \sum_{r_1+\dots+r_e=3} \frac{(2hr_1)! \dots (2hr_e)!}{r_1! \dots r_e!} \times \\ \times \sum_{s=0}^{3h} \left(-\frac{1}{n}\right)^{3h-s} \frac{(6h-2s)!}{(3h-s)!} \times$$

$$\times \sum_{s_1+\dots+s_e=s} \frac{1}{s_1! (2hr_1-2s_1)! \dots s_e! (2hr_e-2s_e)!}$$

$$\alpha_3(m_{2h}) = \frac{3!}{2^{3h} n^2} \sum_{s=0}^{3h} \left(-\frac{1}{n}\right)^{3h-s} \frac{(6h-2s)!}{(3h-s)!} \times \\ \times \left\{ \frac{(6h)!}{3!} \frac{1}{s! (6h-2s)!} + (n-1) \frac{(4h)! (2h)!}{2!} \times \right.$$

$$\times \sum_{s_1+s_2=s} \frac{1}{s_1! (4h-2s_1)! s_2! (2h-2s_2)!} +$$

(20)

$$+ \frac{(n-1)(n-2)}{3!} \left[ (2h)! \right]^3 \times$$

$$\times \sum_{s_1+s_2+s_3=s} \frac{1}{s_1! (4h-2s_1)! s_2! (4h-2s_2)! s_3! (4h-2s_3)!} \left. \right\}$$

Para  $h=1$ , a (20) torna-se:

$$\alpha_3(m_2) = \frac{3}{4n^2} \sum_{s=0}^3 \left(-\frac{1}{n}\right)^{3-s} \frac{(6-2s)!}{(3-s)!} \left\{ \frac{6!}{3!} \frac{1}{s! (6-2s)!} + \right.$$

$$\begin{aligned}
 & + (n-1) 4! \sum_{s_1+s_2=s} \frac{1}{s_1! (4-2s_1)! s_2! (2-2s_2)!} + \\
 & + \frac{(n-1)(n-2)}{3!} \cdot 8 \sum_{s_1+s_2+s_3=s} \frac{1}{s_1! (2-2s_1)! s_2! (2-2s_2)! s_3! ((2-2s_3)!)} \Big\} \\
 = & \frac{3}{4n^2} \left\{ \left[ -\frac{20}{n^3} - \frac{60(n-1)}{n^3} - \frac{20(n-1)(n-2)}{n^3} \right] + \right. \\
 & + \left[ \frac{60}{n^2} + \frac{84(n-1)}{n^2} + \frac{12(n-1)(n-2)}{n^2} \right] + \\
 & + \left[ -\frac{60}{n} - \frac{36(n-1)}{n} - \frac{4(n-1)(n-2)}{n} \right] + \\
 & \left. + \left[ 20 + 12(n-1) + \frac{4}{3}(n-1)(n-2) \right] \right\}
 \end{aligned}$$

$$\alpha_3(m_2) = \frac{(n-1)(n+1)(n+3)}{n^3}$$

Para  $h=2$ , a (20) torna-se:

$$\begin{aligned}
 \alpha_3(m_4) = & \frac{3!}{2^6 n^2} \sum_{s=0}^6 \left(-\frac{1}{n}\right)^{6-s} \frac{(12-2s)!}{(6-s)!} \left\{ \frac{12!}{3!} \frac{1}{s! (12-2s)!} + \right. \\
 & + (n-1) \frac{8! 4!}{2!} \sum_{s_1+s_2=s} \frac{1}{s_1! (8-2s_1)! s_2! (4-2s_2)!} + \\
 & \left. + \frac{(n-1)(n-2)}{3!} [4!]^3 \sum_{s_1+s_2+s_3=s} \frac{1}{s_1! (4-2s_1)! s_2! (4-2s_2)! s_3! (4-2s_3)!} \right\}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \alpha_3(m_4) = & \frac{3}{32n^2} \left\{ \frac{12!}{6! n^6} \left[ \frac{1}{6!} + \frac{n-1}{2} + \frac{(n-1)(n-2)}{6!} \right] - \right. \\
 & - \frac{10!}{5! n^5} \left[ 22 + 34(n-1) + 6(n-1)(n-2) \right] + \\
 & + \frac{8!}{4! n^4} \left[ 990 + 762(n-1) + 78(n-1)(n-2) \right] - \\
 & \left. - \frac{6!}{3! n^3} \left[ 18.480 + 7.056(n-1) + 432(n-1)(n-2) \right] + \right.
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \frac{4!}{2! n^2} \left[ 138.600 + 26.040 (n-1) + 936 (n-1) (n-2) \right] - \\
& - \frac{2!}{n} \left[ 332.640 + 30.240 (n-1) + 864 (n-1) (n-2) \right] + \\
& + \left[ 110.880 + 10.080 (n-1) + 288 (n-1) (n-2) \right] \} \\
\alpha_3 (m_4) = & \frac{27 (n-1)}{n^6} \left[ n^5 + 27 n^4 + 226 n^3 - 1.098 n^2 + 1.725 n - 945 \right]
\end{aligned}$$

2.4 — Para  $r=4$ , tem-se:

$$\begin{aligned}
\alpha_4 (m_p) = & \frac{4!}{2^{2p} n^4} \sum_{e=1}^4 \binom{n}{e} \sum_{r_1+\dots+r_e=4} \frac{(pr_1)! \dots (pr_e)!}{r_1! \dots r_e!} + \\
& + \sum_{s=0}^{2p} \left( -\frac{1}{n} \right)^{2p-s} \frac{(4p-2s)!}{(2p-s)!} \times \\
& \times \sum_{s_1+\dots+s_e=s} \frac{1}{s_1! (pr_1-2s_1)! \dots s_e! (pr_e-2s_e)!} \\
\alpha_4 (m_p) = & \frac{4!}{2^{2p} n^3} \sum_{s=0}^{2p} \left( -\frac{1}{n} \right)^{2p-s} \frac{(4p-2s)!}{(2p-s)!} \left\{ \frac{(4p)!}{4!} \frac{1}{s! (4p-2s)!} + \right. \\
& + (n-1) \frac{(3p)! p!}{3!} \sum_{s_1+s_2=s} \frac{1}{s_1! (3p-2s_1)! s_2! (p-2s_2)!} + \\
& + \frac{n-1}{8} [(2p)!]^2 \sum_{s_1+s_2=s} \frac{1}{s_1! (2p-2s_1)! s_2! (2p-2s_2)!} + \\
& + \frac{(n-1)(n-2)}{4} (p!)^2 (2p)! \times \\
(21) \quad & \times \sum_{s_1+s_2+s_3=s} \frac{1}{s_1! (p-2s_1)! s_2! (p-2s_2)! s_3! (2p-2s_3)!} + \\
& + \frac{(n-1)(n-2)(n-3)}{24} (p!)^4 \sum_{s_1+s_2+s_3+s_4=s} \\
& \left. \frac{1}{s_1! (p-2s_1)! s_2! (p-2s_2)! s_3! (p-2s_3)! s_4! (p-2s_4)!} \right\}
\end{aligned}$$

Fazendo na (21)  $p=2$ , vem:

$$\begin{aligned} \alpha_4(m_2) &= \frac{3}{2n^3} \sum_{s=0}^4 \left(-\frac{1}{n}\right)^{4-s} \frac{(8-2s)!}{(4-s)!} \left\{ \frac{8!}{4!} \frac{1}{s!(8-2s)!} + \right. \\ &\quad + (n-1) \frac{6!2!}{3!} \sum_{s_1+s_2=s} \frac{1}{s_1!(6-2s_1)!s_2!(2-2s_2)!} + \\ &\quad + \frac{(n-1)}{8} (4!)^2 \sum_{s_1+s_2=s} \frac{1}{s_1!(4-2s_1)!s_2!(4-2s_2)!} + \\ &\quad + \frac{(n-1)(n-2)}{12} (2!)^2 4! \sum_{s_1+s_2+s_3=s} \frac{3}{s_1!(2-2s_1)!s_2!(2-2s_2)!s_3!(4-2s_3)!} + \\ &\quad \left. + \frac{(n-1)(n-2)(n-3)}{24} (2!)^4 \sum_{s_1+s_2+s_3+s_4=s} \frac{1}{s_1!(2-2s_1)!s_2!(2-2s_2)!s_3!(2-2s_3)!s_4!(2-2s_4)!} \right\} \\ \alpha_4(m_2) &= \frac{3}{2n^3} \left\{ \frac{1.680}{n^4} \left[ \frac{1}{24} + \frac{n-1}{6} + \frac{n-1}{8} + \frac{(n-1)(n-2)}{4} + \right. \right. \\ &\quad \left. + \frac{(n-1)(n-2)(n-3)}{24} \right] - \frac{120}{n^3} \left[ \frac{7}{3} + \frac{16(n-1)}{3} + 3(n-1) + \right. \\ &\quad \left. + 4(n-1)(n-2) + \frac{(n-1)(n-2)(n-3)}{3} \right] + \\ &\quad + \frac{12}{n^2} \left[ 35 + 40(n-1) + 21(n-1) + 16(n-1)(n-2) + \right. \\ &\quad \left. + (n-1)(n-2)(n-3) \right] \\ &\quad - \frac{2}{n} \left[ 140 + 80(n-1) + 36(n-1) + 24(n-1)(n-2) + \right. \\ &\quad \left. + \frac{4(n-1)(n-2)(n-3)}{3} \right] \\ &\quad \left. + \left[ 70 + 40(n-1) + 18(n-1) + 12(n-1)(n-2) + \right. \right. \\ &\quad \left. \left. + \frac{2(n-1)(n-2)(n-3)}{3} \right] \right\} \end{aligned}$$

$$\alpha_4(m_2) = \frac{(n-1)(n+1)(n+3)(n+5)}{n^4}$$

Ainda na (21) fazendo  $p=3$ , vem:

$$\begin{aligned} \alpha_4(m_3) &= \frac{4!}{2^6 n^3} \sum_{s=0}^6 \left(-\frac{1}{n}\right)^{6-s} \frac{(12-2s)!}{(6-s)!} \left\{ \frac{12!}{4!} \frac{1}{s!(12-2s)!} + \right. \\ &+ (n-1) \frac{9!3!}{3!} \sum_{s_1+s_2=s} \frac{1}{s_1!(9-2s_1)!s_2!(3-2s_2)!} + \\ &+ \frac{(n-1)}{8} (6!)^2 \sum_{s_1+s_2=s} \frac{1}{s_1!(6-2s_1)!s_2!(6-2s_2)!} + \\ &+ \frac{(n-1)(n-2)}{4} (3!)^2 6! \sum_{s_1+s_2+s_3=s} \frac{1}{s_1!(3-2s_1)!s_2!(3-2s_2)!s_3!(6-2s_3)!} + \\ &+ \frac{(n-1)(n-2)(n-3)}{24} (3!)^4 \sum_{s_1+s_2+s_3+s_4=s} \frac{1}{s_1!(3-2s_1)!s_2!(3-2s_2)!s_3!(3-2s_3)!s_4!(3-2s_4)!} \left. \right\} \\ &= \frac{3}{8n^3} \left\{ \frac{665.280}{n^6} \left[ \frac{1}{24} + \frac{n-1}{6} + \frac{n-1}{8} + \frac{(n-1)(n-2)}{4} + \right. \right. \\ &\quad \left. \left. + \frac{(n-1)(n-2)(n-3)}{24} \right] - \right. \\ &- \frac{30.240}{n^5} \left[ \frac{11}{2} + 13(n-1) + \frac{15(n-1)}{2} + \frac{21(n-1)(n-2)}{2} + \right. \\ &\quad \left. + (n-1)(n-2)(n-3) \right] + \\ &+ \frac{1.680}{n^4} \left[ \frac{495}{2} + 324(n-1) + \frac{315(n-1)}{2} + 144(n-1)(n-2) + \right. \\ &\quad \left. + 9(n-1)(n-2)(n-3) \right] - \\ &- \frac{120}{n^3} \left[ 4.620 + 3.192(n-1) + 1.380(n-1) + 840(n-1)(n-2) + \right. \\ &\quad \left. + 36(n-1)(n-2)(n-3) \right] + \end{aligned}$$



$$\begin{aligned}
 & + \frac{12}{n^2} \left[ 34.650 + 12.600 (n-1) + 4.950 (n-1) + 1.980 (n-1) (n-2) \right. \\
 & \qquad \qquad \qquad \left. + 54 (n-1) (n-2) (n-3) \right] - \\
 & - \frac{2}{n} \left[ 83.160 + 15.120 (n-1) + 5.400 (n-1) + 1.080 (n-1) (n-2) \right] \\
 & + \left[ 27.720 + 1.800 (n-1) \right] \left. \right\} = \frac{108 (n-1) (n-2) (n^2 + 27n - 70)}{n^6}
 \end{aligned}$$

Finalmente, para  $p=4$ , a (21) torna-se:

$$\begin{aligned}
 \alpha_4(m_4) = & \frac{4!}{2^8 n^3} \sum_{s=0}^8 \left(-\frac{1}{n}\right)^{8-s} \frac{(16-2s)!}{(8-s)!} \left\{ \frac{16!}{4!} \frac{1}{s! (16-2s)!} + \right. \\
 & + (n-1) \frac{12! 4!}{3!} \sum_{s_1+s_2=s} \frac{1}{s_1! (12-2s_1)! s_2! (4-2s_2)!} + \\
 & + \frac{(n-1)}{8} (8!)^2 \sum_{s_1+s_2=s} \frac{1}{s_1! (8-2s_1)! s_2! (8-2s_2)!} + \\
 & + \frac{3(n-1)(n-2)}{12} (4!)^2 8! \sum_{s_1+s_2+s_3=s} \frac{1}{s_1! (4-2s_2)! s_2! (4-2s_2)! s_3! (8-2s_3)!} + \\
 & + \frac{(n-1)(n-2)(n-3)}{24} (4!)^4 \sum_{s_1+s_2+s_3+s_4=s} \frac{1}{s_1! (4-2s_1)! s_2! (4-2s_2)! s_3! (4-2s_3)! s_4! (4-2s_4)!} \left. \right\} \\
 \alpha_4(m_4) = & \frac{3}{32 n^3} \left\{ \frac{518.918.400}{n^8} \left[ \frac{1}{768} + \frac{n-1}{192} + \frac{n-1}{256} + \frac{(n-1)(n-2)}{128} + \right. \right. \\
 & \qquad \qquad \qquad \left. + \frac{(n-1)(n-2)(n-3)}{768} \right] - \\
 & - \frac{17.297.280}{n^7} \left[ \frac{5}{16} + \frac{3(n-1)}{4} + \frac{7(n-1)}{16} + \frac{5(n-1)(n-2)}{8} + \right. \\
 & \qquad \qquad \qquad \left. + \frac{(n-1)(n-2)(n-3)}{16} \right] +
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \frac{665.280}{n^6} \left[ \frac{455}{16} + \frac{157(n-1)}{4} + \frac{301(n-1)}{16} + \frac{147(n-1)(n-2)}{8} + \right. \\
& \qquad \qquad \qquad \left. + \frac{19(n-1)(n-2)(n-3)}{16} \right] - \\
& - \frac{30.240}{n^5} \left[ \frac{5.005}{4} + 957(n-1) + \frac{1.575(n-1)}{4} + \frac{519(n-1)(n-2)}{2} + \right. \\
& \qquad \qquad \qquad \left. + \frac{45(n-1)(n-2)(n-3)}{4} \right] + \\
& + \frac{1.680}{n^4} \left[ \frac{225.225}{8} + \frac{23.265(n-1)}{2} + \frac{33.915(n-1)}{8} + \right. \\
& \qquad \qquad \qquad \left. + \frac{7.491(n-1)(n-2)}{4} + \frac{441(n-1)(n-2)(n-3)}{8} \right] - \\
& - \frac{120}{n^3} \left[ 315.315 + 69.300(n-1) + 22.785(n-1) + \right. \\
& \qquad \qquad \qquad \left. + 6.678(n-1)(n-2) + 135(n-1)(n-2)(n-3) \right] + \\
& + \frac{12}{n^2} \left[ 1.576.575 + 180.180(n-1) + 55.125(n-1) + \right. \\
& \qquad \qquad \qquad \left. + 10.710(n-1)(n-2) + 171(n-1)(n-2)(n-3) \right] - \\
& - \frac{2}{n} \left[ 2.702.700 + 166.320(n-1) + 44.100(n-1) + \right. \\
& \qquad \qquad \qquad \left. + 7.560(n-1)(n-2) + 108(n-1)(n-2)(n-3) \right] + \\
& + \left[ 675.675 + 41.580(n-1) + 11.025(n-1) + \right. \\
& \qquad \qquad \qquad \left. + 1.890(n-1)(n-2) + 27(n-1)(n-2)(n-3) \right] \} \\
& = \frac{27(n-1)}{n^8} \left[ 3n^7 + 171n^6 + 4.111n^5 + 42.871n^4 - 308.727n^3 + \right. \\
& \qquad \qquad \qquad \left. + 776.385n^2 - 897.435n + 405.405 \right]
\end{aligned}$$

2.5 — Os resultados que acabam de ser obtidos estão reunidos no quadro seguinte:

QUADRO I

Momentos sob a hipótese N (0,1)

	$m_2$	$m_3$	$m_4$
$\alpha_1$	$\frac{n-1}{n}$	0	$\frac{3(n-1)^2}{n^2}$
$\alpha_2$	$\frac{(n-1)(n+1)}{n^2}$	$\frac{6(n-1)(n-2)}{n^3}$	$\frac{3(n-1)(3n^3+23n^2-63n+45)}{n^4}$
$\alpha_3$	$\frac{(n-1)(n+1)(n+3)}{n^3}$	0	$\frac{27(n-1)(n^5+27n^4+226n^3-1.098n^2+1.725n-945)}{n^6}$
$\alpha_4$	$\frac{(n-1)(n+1)(n+3)(n+5)}{n^4}$	$\frac{108(n-1)(n-2)(n^2+27n-70)}{n^6}$	$\frac{27(n-1)(3n^7+171n^6+4.111n^5+42871n^4-308.727n^3+776.385n^2-897.435n+405.405)}{n^8}$

§ 3 —

3.0 — Determinamos, aqui, os valores dos momentos centrados.

3.1 — Para a variância, tem-se:

$$\mu_2 (m_2) = \frac{(n-1)(n+1)}{n^2} - \frac{(n-1)^2}{n^2} = \frac{2(n-1)}{n^2}$$

$$\mu_2 (m_3) = \frac{6(n-1)(n-2)}{n^3}$$

$$\begin{aligned} \mu_2 (m_4) &= \frac{3(n-1)(3n^3 + 23n^2 - 63n + 45)}{n^4} - \frac{9(n-1)^4}{n^4} \\ &= \frac{24(n-1)(4n^2 - 9n + 6)}{n^4} \end{aligned}$$

3.2 — Para os momentos de terceira ordem, vem:

$$\begin{aligned} \mu_3 (m_2) &= \frac{(n-1)(n+1)(n+3)}{n^3} - \frac{3(n-1)(n+1)}{n^2} \cdot \frac{n-1}{n} + \\ &+ \frac{2(n-1)^3}{n^3} = \frac{8(n-1)}{n^3} \end{aligned}$$

$$\mu_3 (m_3) = 0$$

$$\begin{aligned} \mu_3 (m_4) &= \frac{27(n-1)(n^5 + 27n^4 + 226n^3 - 1.098n^2 + 1.725n - 945)}{n^6} - \\ &- \frac{9(n-1)(3n^3 + 23n^2 - 63n + 45)}{n^4} \times \frac{3(n-1)^2}{n^2} + \\ &+ \frac{54(n-1)^6}{n^6} = \frac{864(n-1)(11n^3 - 41n^2 + 59n - 31)}{n^6} \end{aligned}$$

3.3 — No que concerne aos momentos de quarta ordem, obtêm-se:

$$\begin{aligned} \mu_4 (m_2) &= \frac{(n-1)(n+1)(n+3)(n+5)}{n^4} - \frac{4(n-1)(n+1)(n+3)}{n^3} \times \frac{n-1}{n} + \\ &+ \frac{6(n-1)(n+1)}{n^2} \cdot \frac{(n-1)^2}{n^2} - \frac{3(n-1)^4}{n^4} = \frac{12(n-1)(n+3)}{n^4} \end{aligned}$$

$$\mu_4 (m_3) = \frac{108(n-1)(n-2)(n^2 + 27n - 70)}{n^6}$$

$$\begin{aligned} \mu_4(m_4) &= \frac{27(n-1)}{n^8} (3n^7 + 171n^6 + 4.111n^5 + 42.871n^4 - 308.727n^3 + \\ &+ 776.385n^2 - 897.435n + 405.405) - \frac{108(n-1)}{n^6} (n^5 + 27n^4 + \\ &+ 226n^3 - 1.098n^2 + 1.725n - 945) \frac{3(n-1)^2}{n^2} + \frac{18(n-1)}{n^4} \\ &(3n^3 + 2n^2 - 63n + 45) \frac{9(n-1)^4}{n^4} - \frac{243(n-1)^8}{n^8} = \\ &= \frac{1.728(n-1)(16n^5 + 1.000n^4 - 5.667n^3 + 13.215n^2 - 14.724n + 6.516)}{n^8} \end{aligned}$$

3.4 — Dos resultados constantes desta epígrafe, segue imediatamente para valores das características  $\gamma_1^2(m_p)$  e  $\gamma_2^2(m_p)$  definidas por:

$$\gamma_1^2(m_p) = \frac{\mu_3^2(m_p)}{\mu_2^3(m_p)}$$

$$\gamma_2(m_p) = \frac{\mu_4(m_p)}{\mu_2^2(m_p)} - 3$$

$$\gamma_1^2(m_2) = \frac{8}{n-1}$$

$$\gamma_1^2(m_3) = 0$$

$$\gamma_1^2(m_4) = \frac{54(11n^3 - 41n^2 + 59n - 31)^2}{(n-1)(4n^2 - 9n + 6)^3}$$

$$\gamma_2(m_2) = \frac{12}{n-1}$$

$$\gamma_2(m_3) = \frac{18(5n-12)}{(n-1)(n-2)}$$

$$\gamma_2(m_4) = \frac{12(272n^4 - 1.467n^3 + 3.363n^2 - 3.717n + 1.638)}{(n-1)(4n^2 - 9n + 6)^2}$$

§ 4—

A fórmula (16) permite, como vimos, determinar os momentos da variável  $m_p$  para  $p > 1$ . Apresenta, entretanto, grande interêsse o conhecimento dos quatro primeiros momentos da variável  $x$ . Pode-se, todavia, conseguir uma expressão geral para os mesmos, válida, aliás, independentemente de qualquer hipótese acêrca da natureza da população.

Para tanto, notemos, em primeiro lugar, que:

$$E(\bar{x}) = \frac{1}{n} E \sum_{\nu=1}^n x_{\nu} = m$$

em que  $n$  é a média populacional.

Seguindo o mesmo raciocínio empregado para a obtenção da (4), podemos escrever:

$$\begin{aligned}
 \mu_r(\bar{x}) &= E[\bar{x} - m]^r = \frac{1}{n^r} E\left[\sum_{\nu=1}^n (x_\nu - m)\right]^r = \\
 &= \frac{1}{n^r} E \sum_{r_1+\dots+r_n=r} \frac{r!}{r_1! \dots r_n!} (x_1 - m)^{r_1} (x_2 - m)^{r_2} \dots (x_n - m)^{r_n} \\
 &= \frac{1}{n^r} E \sum_{e=1}^r \sum_{r_1+\dots+r_e=r} \frac{r!}{r_1! \dots r_e!} \sum_{v_e > \dots > v_1=1} (x_{v_1} - m)^{r_1} \dots (x_{v_e} - m)^{r_e} \\
 (22) \quad &= \frac{1}{n^r} \sum_{e=1}^r \binom{n}{e} \sum_{r_1+\dots+r_e=r} \frac{r!}{r_1! \dots r_e!} \mu_{r_1} \dots \mu_{r_e}
 \end{aligned}$$

em que a segunda somatória é estendida a tôdas as  $e$  partições próprias de  $r$  que não contenham a unidade, esta última restrição sendo devida ao fato evidente de  $\mu_1 = 0$ .

Fazendo na (22)  $r = 2, 3, 4$ , vem:

$$\mu_2(\bar{x}) = \frac{1}{n^2} \left[ \binom{n}{1} \frac{2!}{2!} \mu_2 \right] = \frac{\mu_2}{n}$$

$$\mu_3(\bar{x}) = \frac{1}{n^3} \left[ \binom{n}{1} \frac{3!}{3!} \mu_3 \right] = \frac{\mu_3}{n^2}$$

$$\mu_4(\bar{x}) = \frac{1}{n^4} \left[ \binom{n}{1} \mu_4 + \binom{n}{2} \frac{4!}{2!2!} \mu_2^2 \right] = \frac{\mu_4}{n^3} + \frac{3(n-1)\mu_2^2}{n^3}$$

Em particular, para o caso normal  $N(m, \sigma)$ , obtêm-se:

$$\mu_2(\bar{x}) = \frac{\sigma^2}{n}$$

$$\mu_3(\bar{x}) = 0$$

$$\mu_4(\bar{x}) = \frac{3\sigma^4}{n^2}$$

e, portanto:

$$\gamma_1 = 0, \quad \gamma_2 = 0$$

§ 5 —

Tôdas as fórmulas obtidas no parágrafo 3 o foram sob a hipótese de que a população era  $N(0,1)$ . Notando que se  $x$  fôr  $N(m, \sigma)$  e  $y$   $N(0,1)$ , subsiste:

$$\mu_r[m_p(x)] = \sigma^{pr} \mu_r[m_p(y)]$$

então, os resultados das epígrafes 3 e 4 permitem estabelecer o seguinte quadro:

QUADRO II

Momentos sob a hipótese  $N(m, \sigma)$

	$\bar{x}$	$m_2$	$m_3$	$m_4$
$\alpha_1$	$m$	$\frac{n-1}{n} \sigma^2$	0	$\frac{3(n-1)^2}{n^2} \sigma^4$
$\mu_2$	$\frac{\sigma^2}{n}$	$\frac{2(n-1)}{n^2} \sigma^4$	$\frac{6(n-1)(n-2)}{n^3} \sigma^6$	$\frac{24(n-1)(4n^2-9n+6)}{n^4} \sigma^8$
$\mu_3$	0	$\frac{8(n-1)}{n^3} \sigma^6$	0	$\frac{864(n-1)(11n^3-41n^2+59n-31)}{n^6} \sigma^{10}$
$\mu_4$	$\frac{3\sigma^4}{n^2}$	$\frac{12(n-1)(n+3)}{n^4} \sigma^8$	$\frac{108(n-1)(n-2)(n^2+27n-70)}{n^6} \sigma^{10}$	$\frac{1.728(n-1)(16n^5+1.000n^4-5.667n^3+13.215n^2-14.724n+6516)}{n^8} \sigma^{16}$
$\gamma_1^2$	0	$\frac{8}{n-1}$	0	$\frac{54(11n^3-41n^2+59n-31)^2}{(n-1)(4n^2-9n+6)^3}$
$\gamma_2$	0	$\frac{12}{n-1}$	$\frac{18(5n-12)}{(n-1)(n-2)}$	$\frac{12(272n^4-1.467n^3+3.363n^2-3.717n+1.638)}{(n-1)(4n^2-9n+6)^2}$

## § 6 —

6.0 — Pretendemos, neste tópico, tecer algumas considerações acêrca dos resultados obtidos neste longo trabalho de cálculo, dos quais, os mais importantes figuram no quadro II.

6.1 — A exatidão dos valores encontrados para as características da variável aleatória  $\bar{x}$  não pode sofrer qualquer contestação, bastando notar que dêles segue diretamente que:

$$E(\sqrt{n} \bar{x}) = \sqrt{n} \cdot m$$

$$\mu_2(\sqrt{n} \bar{x}) = \sigma^2$$

$$\mu_3(\sqrt{n} \bar{x}) = 0$$

$$\mu_4(\sqrt{n} \bar{x}) = 3 \sigma^4$$

o que concorda com o fato bem conhecido de que a distribuição de  $\sqrt{n} \bar{x}$  é  $N(\sqrt{n} m, \sigma)$ .

6.2 — No que diz respeito às características da variância amostral, é fácil pôr em prova a veracidade das expressões para elas aqui consignadas.

De fato, elas resultam de transformações elementares operadas sôbre os momentos não centrados de  $m_2$  e os valores dêstes, constantes do quadro I coincidem com os dados pela fórmula:

$$\alpha_\nu(m_2) = \frac{(n-1)(n+1)(n+3) \dots (n+2\nu-3)}{n^\nu} \sigma^{2\nu}$$

obtida por via da distribuição exata de  $m_2$  em amostras supostas provenientes de uma população com distribuição normal.

6.3 — A nulidade de  $\alpha_1(m_3)$  e de  $\mu_3(m_3)$  é evidente. Para julgar da exatidão do valor de  $\mu_2(m_3)$  dispomos do seguinte indício.

É sabido que  $(\sqrt{n} m_\nu)$  é assintoticamente normal com variância:

$$(23) \quad \mu_{2\nu} - 2\nu \mu_{\nu-1} \mu_{\nu+1} \mu_\nu^2 + \nu^2 \mu_2 \mu_{\nu-1}^2$$

Pois bem, esta expressão para  $\nu = 3$ , torna-se:

$$\mu_6 - 6 \mu_2 \mu_4 - \mu^2 + 9 \mu_2^3$$

e vale, portanto, no caso normal:

$$15 \sigma^6 - 18 \sigma^6 + 9 \sigma^6 = 6 \sigma^6$$



Mas, do valor de  $\mu_2(m_2)$  constante do quadro II segue:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mu_2(\sqrt{n} m) = \lim_{n \rightarrow \infty} n \cdot \frac{6(n-1)(n-3)}{n^3} \sigma^6 = 6\sigma^6$$

Para ultimar a parte referente a  $m_3$ , devemos ainda notar que, sendo assintoticamente normal a distribuição de  $\sqrt{n} m_3$ , deverá subsistir, no limite:

$$\mu_4(\sqrt{n} m_3) = 3\mu_2^3(\sqrt{n} m_3)$$

Mas, dos resultados obtidos, segue que:

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \mu_4(\sqrt{n} m_3) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{n^2 \cdot 108(n-1)(n-2)(n^2+27n-70)}{n^6} \sigma^{12} \\ &= 108\sigma^{12} \end{aligned}$$

que é precisamente o valor de  $3(6\sigma^6)^2$ .

6.4 — A esperança de  $m_4$  é por demais conhecida para que sôbre ela paire qualquer dúvida. A variância da distribuição limitante de  $(\sqrt{n} m_4)$  vale, pela (23):

$$\mu_8 - 8\mu_3\mu_5 - \mu_4^2 + 16\mu_2\mu_3^2$$

ou seja, no caso normal:

$$105\sigma^8 - 9\sigma^8 = 96\sigma^8$$

Ora, do valor achado para  $\mu_2(m_4)$  segue:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mu_2(\sqrt{n} m_4) = \lim_{n \rightarrow \infty} n \cdot \frac{24(n-1)(4n^2-9n+6)}{n^4} \sigma^8 = 96\sigma^8$$

Finalmente, a normalidade da distribuição limitante de  $(\sqrt{n} m_4)$  dá:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mu_3(\sqrt{n} m_4) = 0$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mu_4(\sqrt{n} m_4) = 3 \left[ \lim_{n \rightarrow \infty} \mu_2(\sqrt{n} m_4) \right] = 27.648\sigma^{16}$$

o que coincide precisamente com o que obtivemos, visto como:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mu_3(\sqrt{n} m_4) = \lim_{n \rightarrow \infty} n^{\frac{2}{3}} \frac{864(n-1)(11n^3-41n^2+59n-31)}{n^6} \sigma^{12} = 0$$

e

$$\begin{aligned} \lim_{n \rightarrow \infty} \mu_4 (\sqrt{n} m_4) &= \lim_{n \rightarrow \infty} \left[ n^2 \frac{1.728 (n-1) (16 n^5 + 1.000 n^4 -}{n^8} \right. \\ &\quad \left. - \frac{5.667 n^3 + 13.215 n^2 - 14.724 n + 6.516) \sigma^{16}}{n^8} \right] \\ &= 27.648 \sigma^{16} \end{aligned}$$

6.5 — Como importantes aplicações dos resultados obtidos, vamos, agora, determinar a esperança e a variância das duas variáveis aleatórias:

$$g_1 = \frac{m_3}{m_2^{3/2}} \quad g_2 = \frac{m_4}{m_2^2} - 3$$

Utilizando do teorema de Geary, segundo o qual:  $m_2^{1/2}$  e  $m_3$ ,  $m_2^{-\nu}$  são independentes, podemos escrever:

$$(24) \quad E(m_\nu^p) \equiv E \left[ (m_\nu^p m_2^{-\frac{\nu p}{2}}) m_2^{\frac{\nu p}{2}} \right] = E(m_\nu^p m_2^{-\frac{\nu p}{2}}) E(m_2^{\frac{\nu p}{2}})$$

Supondo na (24)  $\nu = 3$  e  $p = 1$ , vem:

$$E(g_1) = \frac{E(m_3)}{E(m_2^{3/2})}$$

Mas  $\alpha_1(m_3) = 0$  e, portanto:

$$E(g_1) = 0$$

Para  $\nu = 3$  e  $p = 2$ , a (24) dá:

$$E(g_2) = \frac{E(m_3^2)}{E(m_2^3)}$$

ou, por substituição dos dados do quadro I:

$$E(g_2) = \frac{6(n-1)(n-2)}{n^3} \times \frac{n^3}{(n-1)(n+1)(n+3)} = \frac{6(n-2)}{(n+1)(n+3)}$$

do que segue:

$$D^2(g_1) = \frac{6(n-2)}{(n+1)(n+3)}$$

Ainda na (24), fazendo  $\nu = 4$  e  $p = 1$ , vem:

$$E\left(\frac{m_4}{m_2^2}\right) = \frac{E(m_4)}{E(m_2^2)}$$

ou seja:

$$E (g_2 + 3)^2 = \frac{E (m_4^2)}{E (m_2^4)}$$

donde:

$$E (g_2^2) = \frac{3 (n-1) (3n^3 + 23 n^2 - 63 n + 45)}{n^4} \times \frac{n^4}{(n-1) (n+1) (n+3) (n+5)} +$$

$$+ \frac{36}{n+1} - 9 = \frac{12 (2 n^2 - 9 n + 45)}{(n+1) (n+3) (n+5)}$$

Dêstes resultados segue:

$$D^2 (g_2) = \frac{12 (2 n^2 - 9 n + 45)}{(n+1) (n+3) (n+5)} - \frac{36}{(n+1)^2} =$$

$$= \frac{24 n (n-2) (n-3)}{(n+1)^2 (n+3) (n+5)}$$

§ 7 —

7.0 — Como aplicação dos nossos resultados no caso bidimensional, vamos determinar os momentos da variável  $m_{11}$ . Fazendo na (17)  $p_1 = p_2 = 1$ , tem-se:

$$\alpha_r (m_{11}) = \frac{r!}{2^q n^r} \sum_{e=1}^r \binom{n}{e} \sum_{r_1 + \dots + r_e = r} r_1! \dots r_e! \sum_{s=0}^q \left(-\frac{1}{n}\right)^{q-s}$$

(25)

$$\sum_{h=1}^e (s_{1h} + s_{2h}) = s \frac{(r - 2 \sum_{h=1}^e s_{1h})! (r - 2 \sum_{h=1}^e s_{2h})!}{\left(\frac{r}{2} - \sum_{h=1}^e s_{1h}\right)! \left(\frac{r}{2} - \sum_{h=1}^e s_{2h}\right)! \prod_{h=1}^e s_{1h}! s_{2h}! (r_h - 2 s_{1h})! \times} \times (r_h - 2 s_{2h})!$$

7.1 — A (25) mostra, imediatamente, que sob a condição  $r =$  número ímpar,

$$\alpha_r (m_{11}) = 0$$

De fato, em tal caso:

$$\left(\frac{r}{2} - \sum_{h=1}^e s_{jh}\right) \quad (j = 1, 2)$$

é não inteiro.

Desta conclusão segue, imediatamente que, em particular, pode-se escrever:

$$\alpha_1(m_{11}) = \alpha_3(m_{11}) = 0$$

7.2 — Para  $r=2$ , tem-se:

$$\begin{aligned} \alpha_2(m_{11}) &= \frac{1}{n} \sum_{s=0}^2 \left(-\frac{1}{n}\right)^{2-s} \sum_{s_{11}+s_{21}=s} \frac{1}{(1-s_{11})!(1-s_{21})!s_{11}!s_{21}!} + \\ &+ \frac{n-1}{4n} \sum_{s=0}^2 \left(-\frac{1}{n}\right)^{2-s} \times \sum_{s_{11}+s_{12}+s_{21}+s_{22}=s} \frac{[2-2(s_{11}+s_{12})]![2-2(s_{21}+s_{22})]!}{[1-(s_{11}+s_{12})]![1-(s_{21}+s_{22})]!s_{11}!s_{12}!s_{21}!s_{22}!(1-2s_{11})!(1-2s_{12})!(1-2s_{21})!(1-2s_{22})!} \\ &= \left[\frac{1}{n^3} + \frac{n-1}{n^3}\right] + \left[-\frac{2}{n^2}\right] + \left[\frac{1}{n}\right] = \frac{n-1}{n^2} \end{aligned}$$

7.3 — Para  $r=4$ , tem-se, pela (25):

$$\begin{aligned} \alpha_4(m_{11}) &= \frac{3}{2n^4} \sum_{e=1}^4 \binom{n}{e} \sum_{r_1+\dots+r_e=4} r_1! \dots r_e! \sum_{s=0}^4 \left(-\frac{1}{n}\right)^{4-s} \times \\ &\times \sum_{\sum_{h=1}^e (s_{1h}+s_{2h})=s} \frac{(4-2\sum_{h=1}^e s_{1h})!(4-2\sum_{h=1}^e s_{2h})!}{(2-\sum_{h=1}^e s_{1h})!(2-\sum_{h=1}^e s_{2h})! \pi s_{1h}!s_{2h}!(r_h-2s_{1h})!(r_h-2s_{2h})!} \end{aligned}$$

ou seja:

$$\begin{aligned} \alpha_4(m_{11}) &= \frac{3}{2n^3} \sum_{s=0}^4 \left(-\frac{1}{n}\right)^{4-s} \left\{ 24 \sum_{s_{11}+s_{21}=s} \frac{1}{(2-s_{11})!(2-s_{21})!s_{11}!s_{21}!} + \right. \\ &+ \frac{(n-1)}{2} \sum_{s_{11}+s_{12}+s_{21}+s_{22}=s} \frac{[4-2(s_{11}+s_{12})]![4-2(s_{21}+s_{22})]!}{[2-(s_{11}+s_{12})]![2-(s_{21}+s_{22})]!s_{11}!s_{12}!s_{21}!s_{22}!} \times \\ &\times \left[ \frac{2 \cdot 3!}{(3-2s_{11})!(3-2s_{21})!(1-2s_{12})!(1-2s_{22})!} + \right. \\ &\quad \left. + \frac{2! \cdot 2!}{(2-2s_{11})!(2-2s_{12})!(2-2s_{21})!(2-2s_{22})!} \right] + \\ &+ \frac{(n-1)(n-2)}{3!} \sum_{\sum_{h=1}^3 (s_{1h}+s_{2h})=s} \frac{[4-2\sum_{h=1}^3 s_{1h}]![4-2\sum_{h=1}^3 s_{2h}]!}{[2-\sum_{h=1}^3 s_{1h}]![2-\sum_{h=1}^3 s_{2h}]! \pi s_{1h}!s_{2h}!} \times \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \times \left[ \frac{3 \cdot 2!}{(1-2s_{22})!(2-2s_{13})!(2-2s_{23})!(1-2s_{11})!(1-2s_{21})!(1-2s_{12})!} \right] + \\ & + \frac{(n-1)(n-2)(n-3)}{4!} \sum_{\substack{4 \\ \sum_{h=1}^4 (s_{1h} + s_{2h}) = 8}} \frac{[4 - 2 \sum_{h=1}^4 s_{1h}]! [4 - 2 \sum_{h=1}^4 s_{2h}]!}{[2 - \sum_{h=1}^4 s_{1h}]! [2 - \sum_{h=1}^4 s_{2h}]! \pi^4 s_{1h}! s_{2h}!} \times \\ & \times \left[ \frac{1}{(1-2s_{11})!(1-2s_{12})!(1-2s_{13})!(1-2s_{14})!(1-2s_{21})!(1-2s_{22})!(1-2s_{23})!(1-2s_{24})!} \right] \end{aligned}$$

ou, ainda:

$$\begin{aligned} \alpha_4(m_{11}) &= \frac{3}{2n^3} \left\{ \frac{1}{n^4} \left[ 6 + (n-1)(24+18) + 36(n-1)(n-2) + \right. \right. \\ & \qquad \qquad \qquad \left. \left. + 6(n-1)(n-2)(n-3) \right] - \right. \\ & \qquad - \frac{1}{n^3} \left[ 24 + (n-1)(48+24) + 24(n-1)(n-2) \right] + \\ & \qquad + \frac{1}{n^2} \left[ 36 + (n-1)(24+6+18) + 4(n-1)(n-2) \right] - \\ & \qquad - \frac{1}{n} \left[ 24 + 8(n-1) \right] + \left[ 6 + 2(n-1) \right] \left. \right\} \\ &= \frac{3(n-1)(n^2+n+2)}{n^5} \end{aligned}$$

Dêstes resultados, segue imediatamente que os  $\mu$  coincidem com os  $\alpha$  e tem-se:

$$\gamma_1(m_{11}) = 0$$

$$\gamma_2(m_{11}) = \frac{6(n+1)}{n(n-1)}$$

7.4 — O valor obtido para a variância de  $m_{11}$  permite escrever:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mu_2(\sqrt{n} m_{11}) = \lim_{n \rightarrow \infty} n \cdot \frac{n-1}{n^2} = 1$$

resultado êste que concorda com a variância da distribuição limitante de  $(\sqrt{n} m_{11})$ .

De fato é sabido que  $\mu_2(\sqrt{n} m_{p_1} \dots p_k)$  no limite, vale:

$$\begin{aligned} & \mu_{2 p_1 \dots 2 p_k}^2 - \mu_{p_1 \dots p_k}^2 - \\ & - 2 \sum_{i=1}^k p_i \mu_{p_1 \dots p_{i-1} (p_i - 1) p_{i+1} \dots p_k} \mu_{p_1 \dots p_{i-1} (p_i + 1) p_{i+1} \dots p_k} + \\ (26) & + \sum_{i,j} p_i p_j \mu_{p_1 \dots p_{i+1} (p_i - 1) p_{i+1} \dots p_k} \cdot \mu_{p_1 \dots p_j (p_j - 1) p_{j+1} \dots p_k} \mu_{11}(x_i x_j) \end{aligned}$$

Para  $k = 2$ ,  $p_1 = p_2 = 1$ , a (26) dá:

$$\mu_{22} = \mu_{11}^2 - 2 \mu_{01} \mu_{21} - 2 \mu_{10} \mu_{12} + \mu_{01}^2 \mu_{11}(x_1 x_1) + \mu_{10}^2 \mu_{11}(x_2 x_2)$$

que, sob as condições da nossa hipótese, torna-se:

$$\mu_{22} = (1 + 2 \rho^2) \sigma_1^2 \sigma_2^2 = 1$$

Finalmente, a normalidade da distribuição limitante de  $(\sqrt{n} \cdot m_{11})$  dá:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mu_4(\sqrt{n} m_{11}) = 3 \left[ \lim_{n \rightarrow \infty} \mu_2(\sqrt{n} m_{11}) \right]^2 = 3$$

e que coincide precisamente com o que obtivemos, visto como:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \mu_4(\sqrt{n} m_{11}) = \lim_{n \rightarrow \infty} n_2 \frac{3n - 1}{n^5} (n^2 + n + 2) = 3$$

7.5 — Os momentos de  $m_{11}$  deduzidos neste parágrafo o foram sob a hipótese de que os parâmetros de cada componente da população eram 0 e 1.

Notando que se  $x_1$  e  $x_2$  foram respectivamente  $N(m_1, \sigma_1)$  e  $N(m_2, \sigma_2)$  e  $y_1$  e  $y_2$  forem ambos  $N(0,1)$ , subsiste:

$$\mu_r [m_{p_1 p_2}(x_1, x_2)] = \sigma_1^{p_1 r} \sigma_2^{p_2 r} \mu_r [m_{p_1 p_2}(y_1 y_2)]$$

podemos, então, construir o quadro abaixo:

## QUADRO III

Momentos de  $m_{11}$  sob a hipótese  $N(m_1, m_2, \sigma_1, \sigma_2)$ 

Momentos de $m_{11}$	Valor
$\alpha_1$	0
$\mu_2$	$\frac{n-1}{n^2} \sigma_1^2 \sigma_2^2$
$\mu_3$	0
$\mu_4$	$\frac{3(n-1)(n^2+n+2)}{n^5} \sigma_1^4 \sigma_2^4$
$\gamma_1$	0
$\gamma_2$	$\frac{6(n+1)}{n(n-1)}$

## BIBLIOGRAFIA CONSULTADA

- Carvalho, P. E.: Apontamentos de aula do Curso de Estatística Matemática.
- Cramér, H.: *Mathematical Methods of Statistics*. 1946. Princeton. Princeton University Press.
- Craig, C. C.: An application of Thiele's semi-invariants to the sampling problems. *Metron*, 7:(N. 4). 3-74, 1928.
- Geary, R. C.: A general expression for the moments of certain symmetrical functions of normal samples. *Biometrika*, 25:184-186, 1933.
- Kendall, M. G.: *The Advanced Theory of Statistics*. 1943. London. J. B. Lippincott Company, vol. I.

ARQUIVOS DA FACULDADE DE HIGIENE E SAÚDE PÚBLICA  
DA UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO

ÍNDICE DO VOL. 4 — 1950

	Págs.
AMARAL, A. Dacio F. — vide Leal, Rubens Azzi — Novos estudos sôbre amebas encontradas em esgôto, com referência especial a uma endameba ( <i>E. Moshkovskii</i> ) semelhante à <i>endamoeba histolytica</i> .....	125-134
BARROS, J. Martins de — Inquérito sorológico para o diagnóstico da sífilis realizado na zona do meretrício de São Paulo .....	185-190
BASTOS, Nilo Chaves de Brito — Educação Sanitária no Brasil ( <i>Critica</i> ) ....	197-212
BERQUÓ, Elza Salvatori — Sôbre a determinação de um momento de ordem qualquer de um momento centrado genérico de uma amostra suposta proveniente de uma especificada população normal a k dimensões .....	213-243
BRANDÃO, Helvécio — Determinação e toxigenicidade do <i>C. diptheriae</i> "in vitro" .....	3- 10
BRANDÃO, Helvécio — Impressões da "London School of Hygiene and Tropical Medicine" .....	69-121
CASTRO, Paulo Carvalho e Tameirão, Heitor Pinto — Os serviços de engenharia sanitária em face das funções das unidades sanitárias no Estado de São Paulo .....	37- 44
FERREIRA, Newton — vide Mascarenhas, Rodolfo dos Santos — Contribuição para o estudo do financiamento das unidades sanitárias locais pelos municípios brasileiros .....	45- 58
FORATTINI, Oswaldo Paulo e Silva, Oswaldo José da — Resultado das pesquisas de triatomídeos no distrito de Motuca (Município de Araraquara)	21- 36
GANDRA, Yaro Ribeiro — Contribuição para o conhecimento do teor de flúor de águas do Estado de São Paulo — Significação sanitária do problema	135-184
GUSMÃO, Hermelino Herbster — A importância do foco de contágio familiar na difusão da tuberculose infantil .....	191-196
LEAL, Rubens Azzi e Amaral, A. Dacio F. — Novos estudos sôbre amebas encontradas em esgôto com referência especial a uma endameba ( <i>E. Moshkovskii</i> ) semelhante à <i>endamoeba histolytica</i> .....	125-134
MASCARENHAS, Rodolfo dos Santos e Ferreira, Newton Guimarães — Contribuição para o estudo do financiamento das unidades sanitárias locais pelos municípios brasileiros .....	45- 58
MASCARENHAS, Rodolfo dos Santos — A tuberculose e a imigração nacional — Estado de São Paulo .....	69-121
RIBEIRO, B. Alves — Frequência e gravidade de acidentes do trabalho em indústrias têxteis do município da capital do Estado de São Paulo .....	11- 20
SILVA, Oswaldo José da — vide Forattini, Oswaldo Paulo — Resultado das pesquisas de triatomídeos no distrito de Motuca (Município de Araraquara)	21- 36
TAMEIRÃO, Heitor Pinto — vide Castro, Paulo Carvalho — Os serviços de engenharia sanitária em face das funções das unidades sanitárias no Estado de São Paulo .....	37- 44