

## O TESTE DOS POSTOS ORDENADOS DE GALTON: UMA ABORDAGEM GEOMÉTRICA

Paulo César de Resende ANDRADE<sup>1</sup>  
Lucas Monteiro CHAVES<sup>2</sup>  
Devanil Jaques de SOUZA<sup>2</sup>

- RESUMO: Este trabalho apresenta a teoria do teste de Galton do ponto de vista geométrico. Tal abordagem permite tratar a combinatória subjacente ao teste como um problema em passeios aleatórios unidimensionais. Com isto, a contagem de caminhos em um reticulado torna-se ferramenta suficiente para a obtenção da distribuição da estatística do teste.
- PALAVRAS-CHAVE: Princípio da reflexão; contagem de caminhos; distribuição uniforme.

### 1 Introdução

Considere duas amostras independentes  $X = (x_1, x_2, \dots, x_n)$  e  $Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$  de duas populações, e suas respectivas ordenações decrescentes  $a_1 > a_2 > \dots > a_n$  e  $b_1 > b_2 > \dots > b_n$ , em que  $a_i$  representa o  $i$ -ésimo maior elemento da amostra  $X$  e  $b_j$  representa o  $j$ -ésimo maior elemento da amostra  $Y$ . A estatística do teste de Galton consiste da contagem do número de pares  $(a_k, b_k)$  tais que  $a_k > b_k$ . Denominaremos tais pares de *pares efetivos*. Suponha-se, por exemplo, que uma amostra  $X$  seja obtida de uma população, após um tratamento, e  $Y$  outra amostra da mesma população, antes do tratamento. Supondo, sem perda de generalidade, que o tratamento aumente a média populacional de forma considerável, espera-se que o número pares efetivos seja próximo de  $n$ . No caso do tratamento ser inócuo, esse número deve ser próximo de  $n/2$ .

Essa ideia foi usada por Galton, em 1876, em dados obtidos por Charles Darwin, segundo Hodges (1955). O mesmo Hodges (1955) cita ainda que o teste de Galton foi extensivamente revisto por Fisher (1945).

Apesar da simplicidade desse teste, a combinatória a ele subjacente é complexa e com resultados surpreendentes. Neste artigo será desenvolvida toda a teoria combinatória

---

<sup>1</sup> Universidade Federal dos Vales do Jequitinhonha e Mucuri – UFVJM, Instituto de Ciência e Tecnologia – Campus II, Rodovia MGT 367, km 583, nº 5000, Alto da Jacuba, CEP: 39100-000, Diamantina, MG, Brasil. E-mail: paulo.andrade@ict.ufvjm.edu.br

<sup>2</sup> Universidade Federal de Lavras – UFLA, Departamento de Ciências Exatas, Caixa Postal 37, CEP: 37200-000, Lavras, MG, Brasil. E-mail: lucas@dex.ufla.br / DevanilJaques@dex.ufla.br

desse teste, de um ponto de vista totalmente geométrico. Uma abordagem geométrica para o estudo de problemas relacionados a passeios aleatórios simplificou de tal forma a combinatória subjacente que constituiu a principal motivação para a segunda edição do clássico livro de Feller, “An Introduction to Probability Theory and Its Applications”, segundo o próprio Feller (1968), pág. 676, nota de rodapé. No entanto, como visa abordar de maneira geral os passeios aleatórios, Feller (1968) não explora totalmente as possibilidades de abordar geometricamente o teste de Galton. Neste trabalho, o método geométrico é desenvolvido em detalhes ausentes no livro e, como a leitura do texto de Feller (1968) é difícil, os autores acreditam que este pode ser uma referência didática e completa da teoria subjacente ao teste de Galton. A abordagem geométrica de problemas estatísticos, em uma perspectiva geral, pode ser encontrada em Saville (1991).

## 2 Teste de Galton

Seja  $W = (w_1, w_2, \dots, w_{2n})$  a amostra conjunta, ordenada de maneira decrescente, obtida pela união das amostras  $X$  e  $Y$ . A sequência  $(w_1, w_2, \dots, w_{2n})$  é transformada em uma sequência de  $(+1)$ 's e  $(-1)$ 's da seguinte forma: se  $w_i \in X$  é substituído por  $+1$  e, se  $w_i \in Y$ , por  $-1$ . O resultado é uma dentre todas as sequências possíveis, de tamanho  $2n$ , compostas com  $n(+1)$ 's e  $n(-1)$ 's. Como na maioria das abordagens não paramétricas, os valores numéricos da amostra são irrelevantes, sendo consideradas apenas as ordenações desses valores. Nesse sentido, qualquer sequência de tamanho  $2n$ , composta com  $n$  elementos iguais a  $+1$  e  $n$  elementos iguais a  $-1$ , corresponde a uma amostra ordenada  $W$ . Para calcular o número dessas sequências basta supor uma fila de  $2n$  caixas vazias e escolher  $n$  dessas caixas para colocar os  $(+1)$ 's, ficando assim determinadas as posições dos  $(-1)$ 's. É trivial que o número de sequências possíveis é dado por  $\binom{2n}{n} = \frac{(2n)!}{n!n!}$ .

Define-se então uma variável aleatória discreta  $G$ , que conta, em cada sequência, o número pares efetivos. Sendo assim,  $G$  assume valores no conjunto  $\{0, 1, \dots, n\}$  e tem função de probabilidade, supondo que todas as sequências possíveis são equiprováveis, dada por:

$$P[G = k] = \frac{\text{número de seqüências com } k \text{ pares efetivos}}{\binom{2n}{n}} \quad (k = 0, \dots, n). \quad (1)$$

A questão que demanda uma teoria combinatória complicada é o cálculo do número de todas as sequências com um determinado número de pares efetivos. Por exemplo, seja a sequência de tamanho 10,  $(-1, +1, +1, +1, -1, +1, -1, -1, +1, -1)$ . Observe que: o primeiro  $-1$  precede o primeiro  $+1$ , significando que  $b_1 > a_1$ ; para todo  $i \in \{2, 3, 4, 5\}$ , o  $i$ -ésimo  $+1$  precede o  $i$ -ésimo  $-1$ , o que significa que  $a_i > b_i$ , e, portanto,  $G = 4$  como pode ser visto na Figura 1, caso se recomponha a sequência original:

$$\begin{array}{cccccccccc}
-1 & +1 & +1 & +1 & -1 & +1 & -1 & -1 & +1 & -1 \\
\downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
b_1 & a_1 & a_2 & a_3 & b_2 & a_4 & b_3 & b_4 & a_5 & b_5
\end{array}$$

Figura 1 - Ordenação original para a sequência  $(-1,+1,+1,+1,-1,+1,-1,-1,+1,-1)$ .

Como caracterizar todas as outras sequências para as quais  $G = 4$ ? A teoria combinatória que responde a essa pergunta faz uso da seguinte construção:

Denotando por  $u = (u_1, u_2, \dots, u_{2n})$  uma sequência de  $(+1)$ 's e  $(-1)$ 's, define-se a soma parcial  $S_j = \sum_{i=1}^j u_i$  ( $j = 1, \dots, 2n$ ). Observe que:

- (i) Se  $S_{2k-1} > 0$ , então, dos  $2k - 1$  primeiros elementos de  $u$ , pelo menos  $k$  são iguais a  $+1$  e no máximo  $k - 1$  são iguais a  $-1$ . Significa que, nos  $2k - 1$  primeiros elementos de  $u$ , está presente o  $+1$  correspondente a  $a_k$  e não está o  $-1$  correspondente ao  $b_k$ , ou seja,  $a_k > b_k$ . Como vale a inversa, se  $a_k > b_k$  então  $S_{2k-1} > 0$ , segue que  $a_k > b_k$  se, e somente se,  $S_{2k-1} > 0$ .
- (ii) É trivial que se  $S_{2k-1} > 0$  então  $S_{2k} \geq 0$ .
- (iii) A desigualdade  $a_k > b_k$  ocorre  $i$  vezes se, e somente se, existem  $i$  pares  $(2k - 1, 2k)$  tais que  $S_{2k-1} > 0$  e, portanto,  $S_{2k} \geq 0$ . No exemplo anterior tem-se  $a_k > b_k$  nos pares  $(3, 4)$ ,  $(5, 6)$ ,  $(7, 8)$  e  $(9, 10)$ .

Esse procedimento para contar o número de sequências com determinada quantidade de pares efetivos é técnico e trabalhoso. Feller (1968) propôs uma abordagem geométrica para o problema, que é, ao mesmo tempo, didática e possibilita um tratamento unificado a vários problemas combinatórios semelhantes.

### 3 Abordagem geométrica

A ideia é: Considerem, no plano cartesiano, os pontos de coordenadas inteiras e abscissas não negativas. Partindo do ponto  $P_0 = (0, 0)$ , identifica-se uma sequência  $u = (u_1, u_2, \dots, u_{2n})$  com um caminho no plano, dado pelos pontos  $P_0 \rightarrow P_1 \rightarrow \dots \rightarrow P_{2n}$ , em que,  $P_1 = (1, 1)$  caso  $u_1 = 1$ ,  $P_1 = (1, -1)$  caso  $u_1 = -1$  e,  $P_j = P_{j-1} + (1, u_j)$ , de modo que, o conjunto de todos os caminhos possíveis, compõe um reticulado quadrado, com uma das diagonais no eixo das abscissas com vértices em  $(0, 0)$ ,  $(n, n)$ ,  $(n, -n)$  e  $(2n, 0)$ . A Figura 2 mostra o caminho correspondente à sequência  $(-1, +1, +1, +1, -1, +1, -1, -1, +1, -1)$ .

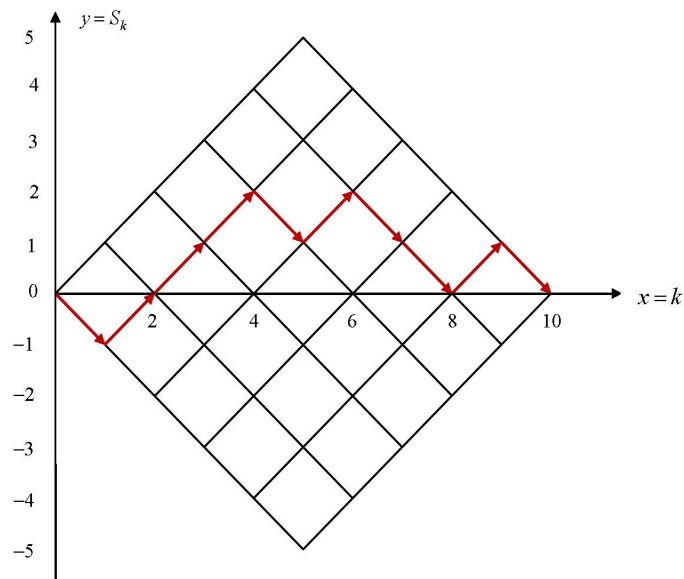


Figura 2 - Caminho dado pela sequência  $(-1, +1, +1, +1, -1, +1, -1, -1, +1, -1)$ .

Note que:

- (i) As coordenadas de um ponto sobre o caminho são  $(k, S_k)$  e um caminho só pode tocar o eixo  $Ox$  nas abscissas pares, uma vez que  $S_j = 0$  implica em  $j$  ser par.
- (ii) Se  $S_{2k-1} > 0$  então o segmento de reta entre os pontos coordenados  $(2k-1, S_{2k-1})$  e  $(2k, S_{2k})$  está, necessariamente, acima do eixo  $Ox$ .
- (iii) Se um caminho toca o eixo  $Ox$  em  $k_1$  e  $k_2$  e fica estritamente acima de  $Ox$  no intervalo  $(k_1, k_2)$  então  $k_1$  e  $k_2$  são números pares, o número de segmentos no intervalo é a quantidade par  $k_2 - k_1$  e o número de pares  $(2t-1, 2t)$ , com  $\frac{k_1+2}{2} \leq t \leq \frac{k_2}{2}$ , tais que  $S_{2t-1} > 0$ , ou seja, o número de pares efetivos, é  $\frac{k_2 - k_1}{2}$ .

Conclusão: Uma sequência tem  $j$  pares efetivos se, e somente se, seu caminho correspondente tem  $2j$  segmentos acima do eixo  $Ox$ .

Na contagem dos caminhos tem-se o seguinte fato fundamental:

Teorema: O Princípio da Reflexão (Feller, 1968).

O número de caminhos de  $A$  até  $B$  que tocam ou cruzam o eixo  $Ox$  é igual ao número de caminhos de  $A'$  até  $B$ , em que  $A'$  é a imagem refletida de  $A$  em relação ao eixo  $Ox$ .

Demonstração:

Seja  $\alpha$  um caminho de  $A$  até  $B$  e seja  $k_0$  o primeiro ponto do eixo  $Ox$  pertencente a  $\alpha$ . Refletindo a parte do caminho  $\alpha$  de  $A$  até  $k_0$  em relação ao eixo  $Ox$  obtém-se um caminho  $\alpha'$  de  $A'$  até  $B$ . Após  $k_0$ ,  $\alpha$  e  $\alpha'$  são coincidentes. Da correspondência biunívoca  $\alpha \leftrightarrow \alpha'$  o resultado segue.

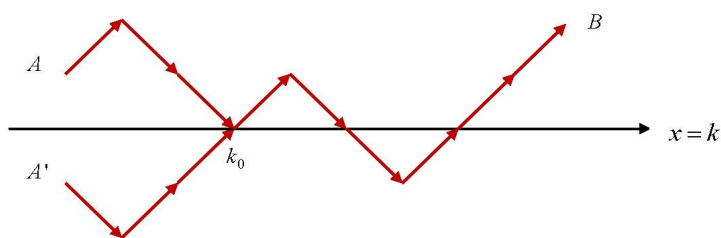


Figura 3 - Princípio da reflexão.

Um outro resultado útil na contagem de caminhos é:

Lema 1: O número de caminhos de um ponto  $(c, d)$  até outro ponto  $(e, f)$ , com  $e > c$ , é dado por:

$$\binom{e-c}{\frac{e-c+f-d}{2}}$$

Demonstração: Como  $S_j$  é a soma dos  $j$  primeiros elementos do caminho, segue que  $S_c = d$  e  $S_e = f$ .

Sejam:  $p_c$ , o número de  $(+1)$ 's do caminho, até o  $c$ -ésimo termo;

$q_c$ , o número de  $(-1)$ 's do caminho, até o  $c$ -ésimo termo;

$p_e$ , o número de  $(+1)$ 's do caminho, até o  $e$ -ésimo termo;

$q_e$ , o número de  $(-1)$ 's do caminho, até o  $e$ -ésimo termo.

Segue que  $p_e - p_c$  é o número de  $(+1)$ 's no caminho entre o  $(c+1)$ -ésimo termo e o  $e$ -ésimo termo.  $q_e - q_c$  é o número de  $(-1)$ 's no mesmo intervalo.

Um caminho de  $(c, d)$  até  $(e, f)$  fica determinado quando se distribuem  $p_e - p_c$   $(+1)$ 's em  $e - c$  posições, o que pode ser feito de  $\binom{e-c}{p_e - p_c}$  maneiras.

Tem-se que:

$$\begin{array}{l} p_c + q_c = c \\ p_e + q_e = e \\ p_c - q_c = d \\ p_e - q_e = f \end{array} \Rightarrow \begin{array}{l} p_c = \frac{c+d}{2} \\ p_e = \frac{e+f}{2} \\ q_c = \frac{c-d}{2} \\ q_e = \frac{e-f}{2} \end{array}$$

Logo,

$$\binom{e-c}{p_e - p_c} = \binom{e-c}{\frac{e+f}{2} - \frac{c+d}{2}} = \binom{e-c}{\frac{e-c+f-d}{2}}.$$

Observe que, o número de caminhos de  $(0,0)$  até  $(k,s)$  é  $\binom{k}{\frac{k+s}{2}}$  e, de  $(0,0)$  a

$$(2n,0) \text{ é } \binom{2n}{n}.$$

Teorema: Feller (1968), pág. 94:

O número de caminhos de  $(0,0)$  até  $(2n,0)$  com exatamente  $2k$  segmentos acima do eixo  $Ox$  é independente de  $k$  e é igual a

$$\frac{1}{n+1} \binom{2n}{n}.$$

Demonstração:

- (i) Caso  $k = n$ , basta contar os caminhos de  $(0,0)$  até  $(2n,0)$  que estejam acima do eixo  $Ox$ , isto é, caminhos que não tocam a reta  $y = -1$ . A Figura 4 mostra um desses caminhos.

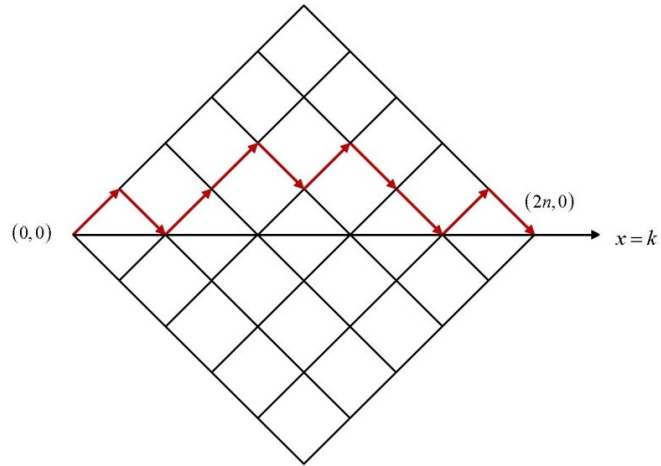


Figura 4 - Caminho acima do eixo  $Ox$ .

Para contar esses caminhos, faz-se uso do princípio da reflexão. Prolonga-se para a esquerda e para baixo o reticulado de forma que o ponto  $(0,0)$ , da Figura 4, torne-se o ponto  $(1,1)$ , conforme Figura 5, e que a reta original  $y = -1$  torne-se a reta  $y = 0$ .

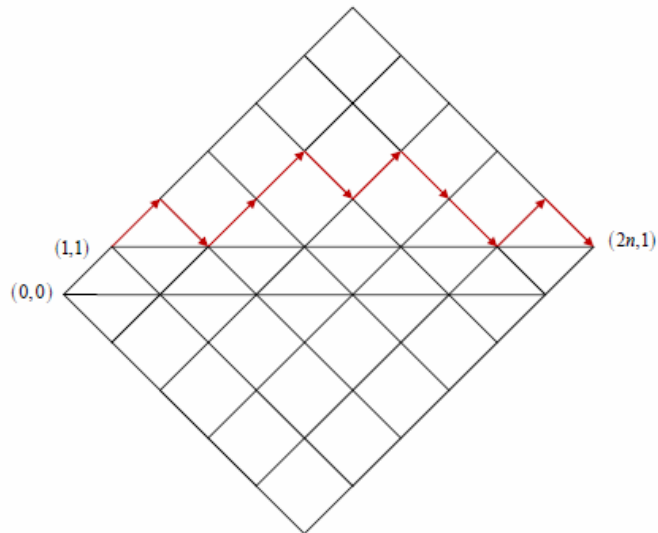


Figura 5 - Prolongamento à esquerda do reticulado.

Com isto, um caminho acima do eixo na Figura 4, ligando  $(0,0)$  a  $(2n,0)$ , torna-se um caminho ligando  $(1,1)$  a  $(2n+1,1)$  e que passa necessariamente pelo ponto  $(2,2)$ . Queremos, então, contar os caminhos de  $(2,2)$  até  $(2n+1,1)$ , que estejam, estritamente, acima do novo eixo  $Ox$ . Esse número pode ser obtido tomando-se todos os caminhos de  $(2,2)$  a  $(2n+1,1)$  e subtraindo-se os caminhos de  $(2,2)$  a  $(2n+1,1)$  que tocam ou cruzam o eixo  $Ox$  que, pelo princípio da reflexão, é igual ao número de caminhos de  $(2,-2)$  a  $(2n+1,1)$ . Portanto, pelo Lema 1, tem-se:

$$\binom{2n+1-2}{\frac{2n+1-2+1-2}{2}} - \binom{2n+1-2}{\frac{2n+1-2+1-(-2)}{2}} = \binom{2n-1}{n-1} - \binom{2n-1}{n+1} = \frac{1}{n+1} \binom{2n}{n}.$$

(ii) O caso  $k=0$  corresponde aos caminhos que ficam abaixo do eixo  $Ox$  e, por simetria, o número desses caminhos é igual ao caso (i), ou seja,  $\frac{1}{n+1} \binom{2n}{n}$ .

(iii) O caso  $0 < k < n$  será provado por indução em  $n$ . Para  $n=1$  o único caminho possível é  $(0,0) \rightarrow (1,1) \rightarrow (2,0)$ , isto é,

$$\frac{1}{n+1} \binom{2n}{n} = \frac{1}{1+1} \binom{2}{1} = 1.$$

Suponha o resultado válido para quando se consideram caminhos de comprimento menor que  $2n$ . Denote por  $2r$  a coordenada em que, pela primeira vez, um caminho qualquer, com exatamente  $2k$  segmentos acima do eixo  $Ox$ , intercepta este eixo. Há duas possibilidades:

1<sup>a</sup>) No intervalo  $[0, 2r]$  o caminho é estritamente positivo, isto é, possui  $2r$  segmentos acima do eixo. Neste caso, como o caminho tem  $2k$  segmentos positivos, no intervalo  $[2r, 2n]$ , ocorrem os  $2k - 2r$  segmentos positivos restantes. Pela hipótese de indução, o número de caminhos de  $(2r,0)$  até  $(2n,0)$ , com  $2k - 2r$  segmentos acima do eixo  $Ox$ , é dado por:

$$\frac{1}{n-r+1} \binom{2n-2r}{n-r} \quad (1 \leq r \leq k).$$

É preciso, agora, calcular o número de caminhos estritamente positivos, de  $(0,0)$  até  $(2r,0)$ .



Lema 2: O número de caminhos estritamente positivos, de  $(0,0)$  até  $(2r,0)$ , é dado por:

$$\frac{1}{r} \binom{2r-2}{r-1}.$$

Demonstração: Tais caminhos passam, necessariamente, pelos pontos  $(1,1)$  e  $(2r-1,1)$ . Usando o princípio da reflexão, o número de caminhos estritamente positivos entre  $(1,1)$  e  $(2r-1,1)$  é dado pelo total de caminhos entre  $(1,1)$  e  $(2r-1,1)$  menos o total de caminhos entre  $(1,-1)$  e  $(2r-1,1)$ , ou seja,

$$\begin{aligned} & \binom{2r-1-1}{\frac{2r-1-1+1-1}{2}} - \binom{2r-1-1}{\frac{2r-1+1-(-1)}{2}} = \binom{2r-2}{r-1} - \binom{2r-2}{r} \\ & = \frac{1}{2(2r-1)} \binom{2r}{r} = \frac{1}{r} \binom{2r-2}{r-1}. \end{aligned}$$

Segue, então, que o número de caminhos com  $2k$  lados acima do eixo  $Ox$  de  $(0,0)$  até  $(2n,0)$ , e que são caminhos estritamente positivos de  $(0,0)$  até  $(2r,0)$ , como na Figura 6, é dado pelo produto:

$$\frac{1}{n-r+1} \binom{2n-2r}{n-r} \frac{1}{r} \binom{2r-2}{r-1} \quad (1 \leq r \leq k).$$

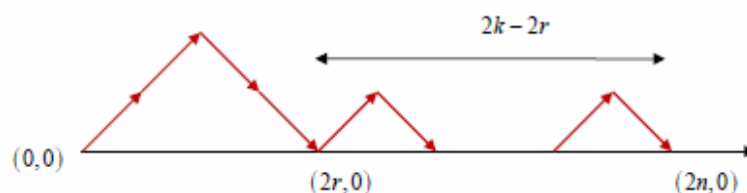


Figura 6 - Caminhos estritamente positivos de  $(0,0)$  até  $(2r,0)$ .

$2^a$ ) No intervalo  $[0, 2r]$  o caminho é estritamente negativo, isto é, possui  $2r$  segmentos abaixo do eixo  $Ox$  (Figura 7), isto é, que só tocam o eixo  $Ox$  nos extremos.

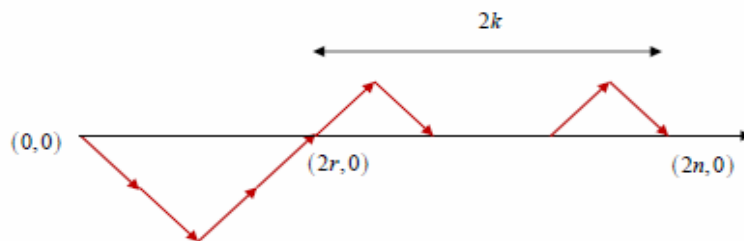


Figura 7 - Caminhos estritamente negativos de  $(0,0)$  até  $(2r,0)$ .

Neste caso, a ocorrência dos  $2k$  segmentos acima do eixo se dá no intervalo  $[2r, 2n]$ , o que implica em  $n - r \geq k$ . Pela hipótese de indução, o número de caminhos de  $(2r,0)$  até  $(2n,0)$ , com  $2k$  segmentos acima do eixo é:

$$\frac{1}{n-r+1} \binom{2n-2r}{n-r} \quad (n-k > r).$$

Portanto, o número total desses caminhos é obtido pelo produto:

$$\frac{1}{n-r+1} \binom{2n-2r}{n-r} \frac{1}{r} \binom{2r-2}{r-1}.$$

Observe, então, que as expressões para o primeiro caso e o segundo caso são idênticas. Sendo assim, o número total de caminhos de  $(0,0)$  até  $(2n,0)$ , com  $2k$  lados acima do eixo  $Ox$ , com  $0 < k < n$  é obtido pela seguinte soma em  $r$ :

$$\sum_{r=1}^k \frac{1}{r(n-r+1)} \binom{2n-2r}{n-r} \binom{2r-2}{r-1} + \sum_{r=1}^{n-k} \frac{1}{r(n-r+1)} \binom{2n-2r}{n-r} \binom{2r-2}{r-1}.$$

Fazendo  $\rho = n - r + 1 \Rightarrow r = n + 1 - \rho$ ,  $1 \leq r \leq n - k \Rightarrow k + 1 \leq \rho \leq n$ , tem-se:

$$\begin{aligned} & \sum_{r=1}^{n-k} \frac{1}{r(n-r+1)} \binom{2n-2r}{n-r} \binom{2r-2}{r-1} = \\ & = \sum_{\rho=k+1}^n \frac{1}{\rho(n-\rho+1)} \binom{2(n+1-\rho)-2}{n+1-\rho-1} \binom{2n-2(n+1-\rho)}{n-(n+1-\rho)} \\ & = \sum_{\rho=k+1}^n \frac{1}{\rho(n-\rho+1)} \binom{2n-2\rho}{n-\rho} \binom{2\rho-2}{\rho-1}. \end{aligned}$$

Sendo assim,

$$\begin{aligned} & \sum_{r=1}^k \frac{1}{r(n-r+1)} \binom{2n-2r}{n-r} \binom{2r-2}{r-1} + \sum_{r=1}^{n-k} \frac{1}{r(n-r+1)} \binom{2n-2r}{n-r} \binom{2r-2}{r-1} = \\ & = \sum_{r=1}^k \frac{1}{r(n-r+1)} \binom{2n-2r}{n-r} \binom{2r-2}{r-1} + \sum_{\rho=k+1}^n \frac{1}{\rho(n-\rho+1)} \binom{2n-2\rho}{n-\rho} \binom{2\rho-2}{\rho-1} \\ & = \sum_{r=1}^n \frac{1}{r(n-r+1)} \binom{2n-2r}{n-r} \binom{2r-2}{r-1}. \end{aligned}$$

Como o somatório anterior não depende de  $k$ , seu valor pode ser calculado da seguinte forma: o número total de caminhos de  $(0,0)$  até  $(2n,0)$  menos o número de caminhos acima do eixo  $Ox$ , com  $k=n$  e  $k=0$ , casos (i) e (ii) dividido por  $n-1$ , que é o número de valores que  $k$  assume, de 1 até  $n-1$ , isto é:

$$\begin{aligned} & \frac{1}{n-1} \left[ \binom{2n}{n} - \frac{1}{n+1} \binom{2n}{n} - \frac{1}{n+1} \binom{2n}{n} \right] = \frac{1}{n-1} \binom{2n}{n} \left[ 1 - \frac{2}{n+1} \right] \\ & = \frac{1}{n-1} \binom{2n}{n} \left[ \frac{n-1}{n+1} \right] = \frac{1}{n+1} \binom{2n}{n}. \end{aligned}$$

Sendo assim,

$$P[G=k] = \frac{\text{número de seqüências com } k \text{ pares efetivos}}{\binom{2n}{n}}$$

$$= \frac{\frac{1}{n+1} \binom{2n}{n}}{\binom{2n}{n}} = \frac{1}{n+1}, \text{ o que encerra a prova do teorema.}$$

Tem-se então um resultado surpreendentemente não intuitivo que enganou até a Galton: A distribuição da estatística do teste, que conta o número de pares efetivos da amostra ordenada conjunta, é uniforme.

### Considerações finais

Retornando ao caso dos dados de Darwin submetidos à apreciação de Galton, os dados eram constituídos de duas amostras de mesmo tamanho, de duas populações e a pergunta era se essas populações tinham a mesma média. As amostras tinham tamanhos

iguais a 15 e número de pares efetivos igual a 13. Galton concluiu que as médias eram diferentes. No entanto, caso as médias fossem iguais, a distribuição do número de pares efetivos seria uniforme e, a probabilidade de se ter 13, 14 ou 15 pares efetivos, puramente devidos ao acaso, seria de  $\frac{3}{16} = 18,75\%$ , o que torna, no mínimo temerária, a conclusão

de Galton.

Um estudo comparativo entre os poderes dos testes de postos com sinal, Mann-Whitney, Galton e Teste t, encontrado em Andrade *et al.* (2003), concluíram que, para pequenas diferenças entre as médias populacionais, o teste de Galton se mostrou superior aos demais.

ANDRADE, P. C. R.; CHAVES, L. M.; SOUZA, D. J. A geometric approach to Galton's ordered ranks test. *Rev. Bras. Biom.*, São Paulo, v.30, n.1, p.124-135, 2012.

- *ABSTRACT: A complete description of the theory of Galton's test is presented. The approach is geometric, in the sense of putting the underlying combinatorics as one-dimensional random walk problem, using counting paths in a grid.*
- *KEYWORDS: Reflection principle; counting paths; uniform distribution.*

## Referências

ANDRADE, P. C. R.; CHAVES, L. M.; FERREIRA, D. F., Proposta de um teste não-paramétrico de sinal com postos para dados independentes de duas populações. *Rev. Mat. Estat.*, São Paulo, v.21, n.2, p.7-23, 2003.

HODGES JR., J. L. Galton's rank-order test. *Biometrika*, London, v.42, p.261-262, 1955.

FELLER, W., *An introduction to probability theory and its applications*. New York: John Wiley, 1968. v.1, 460p.

FISHER, R. A. *The design of experiments*. 4.ed. Edinburgh: Oliver and Boyd, 1945.

SAVILLE, D. J.; WOOD, G. R. *Statistical methods: the geometric approach*. New York: Springer, 1991. 560p.

Recebido em 24.02.2012

Aprovado após revisão 24.05.2012