
Universidade do Algarve
Faculdade de Ciências do Mar e do Ambiente
Mestrado em Biologia Marinha (2º ciclo)
BIOLOGIA PESQUEIRA
1º. Ano – 1º. Semestre – 2007/2008

RELAÇÕES MORFOMÉTRICAS

Introdução

No crescimento dos animais as várias partes do corpo (*e.g.*, o comprimento, a largura e a altura) aumentam de tamanho a uma determinada taxa. Se a taxa de crescimento for idêntica, *e.g.*, nas medidas altura do corpo e comprimento total, diz-se que o crescimento em altura relativamente ao comprimento é isométrico. Se tal não acontecer diz-se que o crescimento é alométrico. Este assunto será devidamente tratado no capítulo do crescimento.

Para já, saibamos que o crescimento relativo (de uma parte do corpo em relação a outra) de medidas lineares do corpo (*i.e.*, de comprimento) se traduz em relações bem definidas, do tipo linear, as quais podem ser estimadas desde que se disponham de dados para o efeito. Em alguns casos, como resultado de importantes alterações no crescimento (decorrentes, por exemplo, da passagem da fase juvenil para a fase adulta), obtêm-se duas relações diferentes, uma para cada período.

No caso da relação entre medidas ponderais (de peso) e medidas lineares (de comprimento) a relação existente é do tipo potência, uma vez que o crescimento em peso é um processo tridimensional.

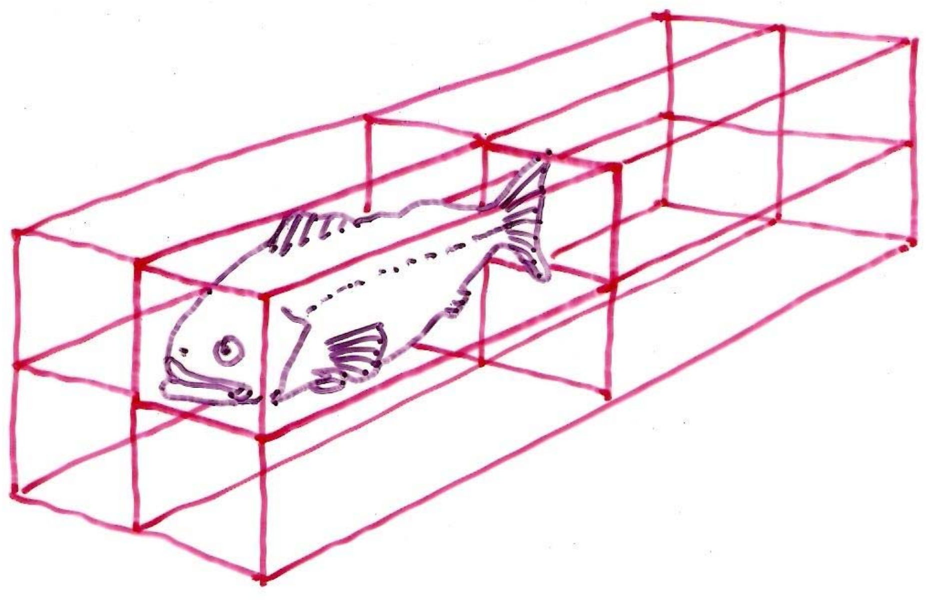

Figura 1 – Relação aproximadamente cúbica entre o peso e o comprimento (King, 1995)

Em muitas pescarias, como resultado do processamento de algumas espécies a bordo, os exemplares desembarcados vêm muitas vezes descabeçados ou com a cauda cortada pelo que as medidas de tamanho a que se tem acesso correspondem apenas à parte do corpo desembarcada. No entanto, é sempre possível estabelecer a relação existente entre o comprimento total e o comprimento medido e, através desta, converter estes comprimentos no comprimento total[1]. Para o estabelecimento desta relação é necessário dispor de uma amostra de indivíduos da espécie em causa, cobrindo a amplitude de tamanhos medidos, onde se possam medir os indivíduos antes e depois de serem processados.

O mesmo acontece quando os indivíduos de uma espécie que se está a estudar têm que ser congelados imediatamente após a sua captura. As medidas de comprimento dos indivíduos descongelados sofrem normalmente uma redução devido ao encolhimento provocado pela congelação. Os comprimentos em fresco podem ser obtidos a partir dos comprimentos medidos, através de uma relação entre as duas medidas. Esta relação deverá ser estabelecida com base numa amostra representativa do espectro de tamanhos desta espécie na população em estudo, onde se meçam, em cada um dos indivíduos da amostra, os comprimentos antes de ser congelado e depois de descongelado.

Estimação de parâmetros das relações morfométricas (medidas lineares)

Considere duas variáveis lineares, y e x. Considere, por exemplo, um recurso de lagostim onde y = comprimento total e x = comprimento da carapaça, dimensão mais fácil de medir e mais precisa, que se pretende obter por rotina. Pretende-se estabelecer a relação entre y e x de modo a que se possam estimar os valores esperados de y correspondentes aos valores observados de x (valores medidos).

Para isso, dispõe-se de uma amostra de n pares de valores de y e x observados numa amostra representativa da população em estudo. Se o gráfico de dispersão dos valores de y contra x mostrar que se pode, de facto, estabelecer uma relação linear, do tipo $y = a + b.x$, entre as duas variáveis, a estimação dos seus parâmetros <u>a</u> (ordenada na origem) e <u>b</u> (declive) pode ser feita por Regressão Linear simples, através do Método dos Mínimos Quadrados.

Para além dos parâmetros estimados deve-se obter também o valor do coeficiente de determinação[2], r^2, que constitui um indicador da qualidade do ajuste do modelo linear aos dados observados.

Na estimação da recta de regressão de y em x obtêm-se, para uma determinada confiança adoptada na estimação (geralmente 95%, *i.e.*, $1-\alpha = 0.95$), os limites de confiança para os parâmetros a e b e para os próprios valores estimados de y, são construídos a partir do produto dos seus erros-padrão pelos respectivos valores da

[1] Consultar Holden & Raitt (1974) - http://www.fao.org/DOCREP/003/F0752E/F0752E03.htm#ac

[2] O coeficiente de determinação (r^2) mede a proporção (ou percentagem) da variação total, existente nos valores de y (variável a prever), que é explicada pela recta de regressão. Varia entre 0 e 1 (0 e 100%). Um valor de $r^2 = 1$ significa que se procedeu a um ajuste perfeito do modelo aos dados observados. Matematicamente, r^2 é o quadrado do coeficiente de correlação, r, estatística utilizada nos problemas de correlação linear (e não nos problemas de regressão)!

distribuição t-Student, correspondentes a um número de graus de liberdade igual ao tamanho da amostra, n menos dois (n-2).

Para rever a teoria e a prática da técnica de regressão linear pelo método dos mínimos quadrados (*least square linear regression analysis*) poderá consultar a secção 2.4 de Sparre & Venema (1998) e a secção 3.2 (pp 102-107) de King (1995), para além de qualquer livro de estatística com uma secção dedicada à regressão linear (*e.g.*, Zar, 1999).

Para qualquer valor de x observado poder-se-á prever o correspondente valor médio de y substituindo x na equação linear estimada. Esta equação não poderá ser usada para estimar x a partir de y. É necessário proceder à regressão inversa, de x em y pois as regressões lineares são preditivas apenas num sentido.

Poderão ser obtidas relações funcionais entre duas variáveis (ver Sparre & Venema, 1998) mas estas não poderão ser usadas para fins preditivos.

Dados agrupados

Com dados agrupados dispõe-se, na amostra, de um valor médio de y observado e de uma determinada frequência, por classe de x. Nestes casos, a estimação de parâmetros da recta de regressão linear de y (valores médios) contra x (pontos centrais das classes) deve ser feita ponderando cada observação pela respectiva frequência. As classes melhor representadas pesarão mais na regressão que as classes com menor número observado de indivíduos.

Factores de conversão

Nos casos em que a ordenada na origem, na relação entre y e x, é igual a zero (a = 0), a relação entre as duas variáveis fica simplificada: y = b.x. O valor de b funciona como factor de conversão de x em y.

Na prática, o valor estimado de a poderá ser próximo mas diferente de zero. No entanto, para um nível de significância fixado (*e.g.* de 5%, alfa = 0.05), o valor de a observado, poderá não ser estatisticamente diferente de zero. Nestes casos, para fins práticos, considera-se a = 0 e recalcula-se o valor de b forçando a recta de regressão de y contra x a passar pela origem (pelo ponto 0,0). Este novo declive (b') é calculado de modo diferente de b, como o quociente da soma dos produtos dos valores de x por y pela soma de x^2:

$$b' = \frac{\sum_{i=1}^{n} x_i . y_i}{\sum_{i=1}^{n} x_i^{2}}$$

ou, com os dados agrupados em L classes de comprimento j de frequência f_j,

$$b' = \frac{\sum_{j=1}^{L} f_{j.} x_j . y_j}{\sum_{j=1}^{L} f_j . x_j^{2}}$$

Ver, sobre este assunto, *e.g.*, Sparre & Venema, 1998 – Capítulo 2 e Zar (1999) – "Regression forced throught the origin". Note que o módulo de Regressão do Excel tem uma opção para efectuar regressões forçadas a passar pela origem.

Relação peso – comprimento

No caso das relações entre medidas ponderais e lineares, *i.e.*, entre o peso (total ou eviscerado) e o comprimento, o tipo de relação existente entre as duas variáveis é do tipo potência, aproximadamente cúbica, traduzido pelo seguinte modelo:

$$W = q \,.\, L^b$$

onde W = peso e L = comprimento são as variáveis do modelo e q = factor de condição alométrico e b = coeficiente de alometria são os parâmetros do modelo.

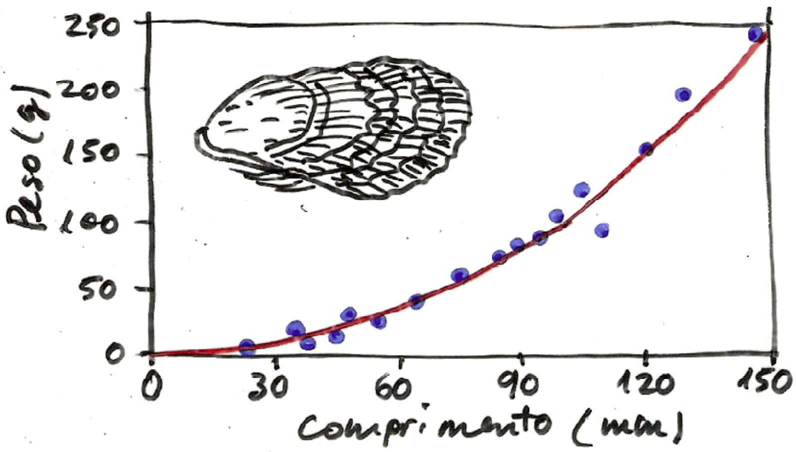

Figura 2 – Relação peso – comprimento (King, 1995)

Os parâmetros q e b da relação peso – comprimento poderiam ser estimados por regressão não-linear (a abordar mais adiante, no capítulo do Crescimento) não fosse um dos pressupostos do método (a obrigatoriedade de haver homogeneidade de variâncias, *i.e.*, variância dos resíduos constante em relação ao comprimento) raramente se verificar. A dispersão dos valores do peso, que deveria ser constante, aumenta à medida que o comprimento aumenta!

Para corrigir este problema, procede-se à transformação logarítmica das duas variáveis[3] o que corresponde à linearizar a relação peso – comprimento. Obtêm-se duas novas variáveis y = ln W e x = ln L que se relacionam linearmente da seguinte forma:

$$\ln W = \ln q + b.\ln L$$

[3] Podem ser utilizados logaritmos de base 10 ou neperianos (base e). Utilizaremos logaritmos neperianos.

Esta relação tem como parâmetros a = ln q (ordenada na origem da recta) e b (declive da recta). Estes parâmetros podem ser estimados por regressão linear de y (ln W) contra x (ln L). O valor de q da relação peso-comprimento obtém-se, uma vez estimada a ordenada na origem da recta de regressão, através do cálculo do seu antilogaritmo: q = exp(a).

Quinn & Deriso (1999) discutem o problema da estimação não-linear *versus* estimação linear, após transformação logarítmica, nas relações peso-comprimento (**documento para fotocopiar**).

Dados agrupados

Frequentemente, pretendem-se relações peso-comprimento para estimar pesos médios por classe de comprimento. Para a estimação destas relações é necessario dispôr de uma amostra representativa das classes de tamanho (comprimentos) existentes (x) e pesos médios observados por classe de comprimento (y). A regressão entre as variáveis logaritmizadas de peso e comprimento (logaritmo do ponto central da classe) deve ser ponderada, tomando em consideração as diferentes frequências observadas nas diversas classes de comprimento. A ponderação pode, no entanto, não ser necessária quando os pesos médios em todas as classes resultaram da observação de um número elevado de indivíduos.

Nota sobre as relações peso-comprimento

É frequente encontrarem-se valores de b próximos de 3. Numa análise de valores de b de 2515 relações peso-comprimento publicadas no portal FishaBase[4] verifica-se que a sua distribuição é aproximadamente normal com média, mediana e moda igual a 3. 75% dos valores da distribuição centrada em torno de 3, variam entre 2.8 e 3.3.

Para completar a informação sobre a relação peso-comprimento e o processo de estimação dos seus parâmetros recomenda-se a leitura da secção 2.6 de Sparre & Venema (1998) e da secção 3.2 (pp. 107-111) de King (1995).

Bibliografia recomendada

1. Holden, M. J. & D. F. S. Raitt, 1974. Manuel de Science Halieutique. Deuxiéme partie - Méthodes de Recherches sur les Ressources et leur Application. Doc. Tech. FAO Pêches (115) Rev. 1: 223p. **(Capítulo 3)**. Disponível online em:
http://www.fao.org/DOCREP/003/F0752F/F0752F00.HTM

Versão em **inglês**: Manual of Fisheries Science. Part 2 - Methods of Resource Investigation and their Application. **(Capítulo 3)**. Apenas disponível online em:
http://www.fao.org/DOCREP/003/F0752E/F0752E00.HTM

Versão em **espanhol**: Manual de Ciencia Pesquera. Parte 2 - Métodos para Investigar los Recursos y su Aplicación. **(Capítulo 3)**. Apenas disponível online em:
http://www.fao.org/DOCREP/003/F0752S/F0752S00.HTM

[4] FishBase web site: http://www.fishbase.org/home.htm ; lista de parâmetros das relações peso-comprimento publicadas no FishBase: http://www.fishbase.org/Topic/List.cfm

2. King, M., 1995 - Fisheries Biology, Assessment and Management. Fishing News Books, Oxford, pp: 102-111

3. Quinn II, T.J. & R. B. Deriso, 1999. Quantitative fish dynamics. Oxford University Press, pp: 128-131

4. Sparre, P. & S. C. Venema, 1998 - Introduction to tropical fish stock assessment. Part 1. Manual. FAO Fisheries Technical Paper Nº 306.1. Rev. 1. Rome, FAO, 376 p. **(Texto)** http://www.fao.org/docrep/W5449E/w5449e00.htm

Sparre, P. & S. C. Venema, 1998 - Introduction to tropical fish stock assessment. Part 2. Exercises. FAO Fisheries Technical Paper Nº 306.2. Rev. 1. Rome, FAO, 94 p. **(exercícios)** http://www.fao.org/docrep/W5448E/W5448E00.htm

Versão em **português**:

Sparre, P. & S. C. Venema, 1997. Introdução à avaliação de mananciais de peixes tropicais. Parte l: Manual. FAO Documento Técnico sobra as Pescas. No. 306/1, Rev.2. Roma, FAO. 1997. 404p. http://www.fao.org/docrep/008/w5449p/w5449p00.htm

Sparre, P. & S. C. Venema, 1997. Introdução à avaliação de mananciais de peixes tropicais. Parte 2. Exercícios.FAO Documento Técnico sobre as Pescas. No. 306/2. Rev.2. Roma, FAO. 1997. 94p. http://www.fao.org/docrep/006/w5448p/w5448p00.htm

Versão em **espanhol:**

Sparre, P. & S. C. Venema, 1997. Introduction to tropical fish stock assessment. Part 1. Manual. FAO Fisheries Technical Paper. Nº. 306.1, Rev. 2. Rome.
http://www.fao.org/docrep/008/w5449s/w5449s00.htm

Sparre, P. & S. C. Venema, 1997. Introduction to tropical fish stock assessment. Part 2. Ejercicios. FAO Fisheries Technical Paper. N° 306.2, Rev. 2. Rome.
http://www.fao.org/docrep/W5448S/W5448S00.htm

5. Zar, J.H., 1999. Biostatistical analysis. 4th edition. Prentice-Hall Inc, New Jersey, 929 p. ou qualquer outro livro de texto de Introdução à Estatística que fale em Regressão Linear.