

## DIFERENCIACION POBLACIONAL EN SARDINA COMUN, *Strangomera bentincki* (Norman, 1936). II: ANALISIS MULTIVARIADO DE LA MORFOMETRIA Y MERISTICA.

NELSON A. CORTES<sup>1,2</sup>, CIRO OYARZUN<sup>1,2</sup> & RICARDO GALLEGUILLOS<sup>2</sup>

**ABSTRACT.** Cortés, N.A.; Oyarzún, C. & R. Galleguillos. 1996. Population differentiation in Chilean herring, *Strangomera bentincki* (Norman, 1936). II: Multivariate analysis of morphometry and meristic (Pisces:Clupeidae). Revista de Biología Marina, Valparaíso 31(2): 91-105.

The possible population structure of the Chilean herring *Strangomera bentincki* (Norman, 1936) was studied, using a network of 21 morphometric characters and an additional 6 meristic characters. Samples were obtained between October (1993) and December (1994) from the purse-seiner fishery landings at San Antonio, Talcahuano and Puerto Montt.

Data analysis, quarterly grouped, was carried out using multivariate methods based on variance-covariance matrices. As such, Principal Component Analysis was used as an exploratory approximation for the identification of discrete groups and Multigroup Discriminant Function Analysis was used to compare groups and individuals in a discriminant space. The latter method assigns each individual to the group it most closely resembles.

The characters that best explained differences between the three fishing areas were identified and their variability was analyzed on a temporal scale and by age-class. Results show the existence of at least two population (stock) of Chilean herring along its latitudinal distribution. Puerto Montt has a distinctive morphological identity, while Talcahuano appears to be a transition zone, with a high degree of morphological overlapping with San Antonio. Morphological variation among localities was more clearly discernible for age-class 1 fishes than for age-class 2 and 3, this might mean that characteristic regional patterns become less pronounced as the fish grow old. Meristic characters produced similar results, with gill rakers and vertebral numbers as the most discriminant variables and, again, with Puerto Montt as the most clearly defined independent locality.

**Key words:** Chilean herring, stock identification, multivariate analysis, morphometry, meristic.

**RESUMEN:** Cortés, N.A.; Oyarzún, C. & R. Galleguillos. 1996. Diferenciación poblacional en la sardina común, *Strangomera bentincki* (Norman, 1936). II: Análisis multivariado de la morfometría y merística (Pisces:Clupeidae). Revista de Biología Marina, Valparaíso 31(2): 91-105.

Se estudió la posible estructuración en poblaciones de la sardina común *Strangomera bentincki* (Norman 1936), sobre un conjunto de 21 caracteres morfométricos del trazado en red y 6 caracteres merísticos. Las muestras se obtuvieron desde los desembarques artesanales de los puertos de San Antonio, Talcahuano y Puerto Montt entre octubre de 1993 y diciembre de 1994.

Los datos, agrupados trimestralmente, fueron analizados, usando métodos multivariados basados en matrices de varianza-covarianza, tales como Análisis de Componentes Principales como una aproximación exploratoria en la separación de grupos distintos, y un Análisis de Función Discriminante Multigrupo para comparar grupos e individuos en un espacio discriminante, asignando cada individuo al grupo que esta más relacionado en cuanto a la forma.

Se identificó los caracteres morfométricos y merísticos que explican la diferenciación entre las localidades en estudio, analizándose su variación temporal y por grupos de edad. Los resultados de este estudio indican la existencia de al menos dos unidades de stock de *S. bentincki*

1) Facultad de Ciencias, Universidad Católica de la Santísima Concepción, Casilla 297, Concepción, Chile.  
2) Departamento de Oceanografía, Universidad de Concepción, Casilla 2407, Concepción, Chile.

a lo largo de su distribución, presentando a Puerto Montt con una marcada identidad morfológica, mostrando a Talcahuano como una zona de transición, por cuanto presenta alto grado de sobreposición con San Antonio. El patrón de variación morfológica entre localidades fue más aparente en peces del primer grupo de edad y menos obvio en los grupos de edad 2 y 3, implicando que los patrones regionales pueden disminuir a medida que el pez crece. Los caracteres merísticos muestran resultados similares, siendo el número de branquiespinas y vértebras los caracteres más discriminantes, apareciendo nuevamente la población de Puerto Montt con un grado de separación claramente definido respecto de aquellas de más al norte.

Palabras claves: sardina común, identificación de stock, análisis multivariado, morfometría, merística.

## INTRODUCCION

La sardina común *Strangomera bentincki* (Norman 1936) es una especie de clupeido con hábitos pelágico-neríticos, endémica para las costas orientales del océano Pacífico Sur (Whitehead 1985). Esta especie presenta un área de distribución restringida entre Coquimbo (Arrizaga 1981) y hasta 10 millas fuera de la costa. En su área de distribución ocurren surgencias costeras (Bernal 1990) ocupándolas durante época de desove (Arrizaga 1981) y como centros de alimentación (Arrizaga *et al.* 1993). Se le puede encontrar formando cardúmenes aislados o bien acompañada de otras especies, como *Sardinops sagax* Jenyns, 1842, *Engraulis ringens* (Jenyns 1842), *Normanichthys crockeri* Clark 1973 y *Ethmidium maculatum* (Valenciennes 1847) (Aguayo & Soto 1978). *S. bentincki* ha sido un recurso importante en el centro-sur de las costas de Chile. En efecto, durante el año 1994 se desembarcó 341.250 toneladas (SERNAP 1995), de las cuales más del 96% corresponde a la pesca que se llevó a cabo en la zona de Talcahuano.

Sin embargo, no existe información orientada a responder si las capturas se efectúan sobre una o más poblaciones. Dentro del conjunto de metodologías posibles para abordar ese problema, los análisis multivariados de caracteres merísticos y morfométricos han dado resultados favorables en la identificación de poblaciones discretas en muchas especies, siendo ampliamente utilizados en la

identificación de stocks para su aplicabilidad en el ordenamiento pesquero de poblaciones de especies recursos. En relación a este tipo de estudios, cabe destacar los trabajos realizados por Schweigert (1990, 1991) en la sardina del Pacífico, *Clupea harengus pallasii* Valenciennes, 1847; Kinsey *et al.* (1994) en la sardina española, *Sardinella aurita* Valenciennes, 1847; y para las costas de Chile por George-Nascimento & Arancibia (1992) en el jurel, *Trachurus symmetricus murphy* Nichols 1920; y por George-Nascimento & Arancibia (1994) en la merluza austral, *Merluccius australis* (Hutton 1872).

Usualmente, los análisis multivariados de datos morfométricos son útiles para identificar diferencias en forma y tamaño entre individuos y grupos (Bookstein *et al.* 1985). Durante las últimas décadas, los trabajos en morfometría han determinado que la forma y tamaño son considerados combinaciones de factores lineales de variables, entendiéndose al tamaño no como carácter sino como un factor que predice una serie de medidas de distancias; la forma, por otro lado, la entenderemos como una caracterización geométrica determinada por correlaciones específicas entre los caracteres de medidas (Humphries *et al.* 1981).

En el presente estudio se analiza la estructuración en poblaciones discretas (stocks) de la sardina común a través de un análisis multivariado de variables morfomé-

tricas y merísticas. El concepto de unidad poblacional discreta (unidad de stock) que se utilizará en este presente estudio es el de "poblaciones dinámicas", cuya definición considera una significancia adaptativa de un conjunto de caracteres a determinadas condiciones de selección (e.g. historia de vida, capacidad de dispersión, caracteres conductuales, etc.), en el cual dos o más poblaciones pueden alcanzar un significativo nivel de diferenciación en dichos caracteres, aún en presencia de un sustancial flujo génico. El uso de esta conceptualización en este tipo de estudios es soportada por el hecho de que los marcadores genéticos, generalmente, no son lo suficientemente eficientes en demostrar diferencias genéticas absolutas entre stocks presuntivos como lo requiere el concepto de "stock puro", además que el de poblaciones dinámicas no implica la existencia de altos grados de diferenciación genética entre poblaciones (Spanakis *et al.* 1989). Por lo tanto, en el presente trabajo se pone a prueba la hipótesis que señala que actualmente *S. bentincki* está conformada por una única unidad poblacional a lo largo de su distribución.

## MATERIALES Y METODOS

### OBTENCIÓN DE LAS MUESTRAS

Entre agosto de 1993 y diciembre de 1994 se recolectó 623 ejemplares de *S. bentincki* provenientes de los desembarques de la flota cerquera artesanal de San Antonio (33° 34' S; 71° 36' W) (n=218), Talcahuano (36° 41' S; 73° 06' W) (n=204) y Puerto Montt-Calbuco (41° 30' S; 72° 50' W) (n=201), los cuales fueron trasladados al laboratorio de peces de la Universidad Católica de la Ssma. Concepción, donde se depositaron individualmente en bolsas de polietileno y congeladas a -20°C hasta el momento de su análisis.

La identificación de *Strangomera bentincki* consultó a Leible & Alveal (1981) y Whitehead (1985), para distinguirla de juveniles de *Sardinops sagax* y *Sprattus fueguensis* (Jenyns, 1842), las cuales co-ocurren con la sardina común en la zona norte y sur, respectivamente.

### OBTENCIÓN DE DATOS

#### MORFOMETRÍA

Para cada ejemplar se estableció el patrón de trazado en red descrito por Humphries *et al.* (1981) y Bookstein *et al.* (1985), seleccionando un total de 10 puntos específicos a lo largo de la superficie de pez (Fig. 1).

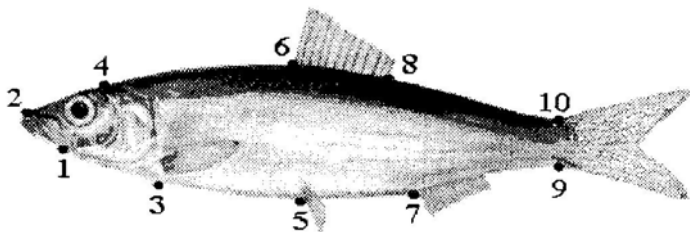


Figura 1. Diagrama de un ejemplar de *Strangomera bentincki*, indicándose los puntos cuyas distancias definen las 21 variables registradas para análisis morfométricos. Para distancias, ver Tabla 1.

Tabla 1. Descripción de las variables resultantes del trazado en red en la sardina común *Strangomera bentincki* (ver Fig. 1). Se señala el carácter, la acronimia y la descripción física respectiva.

Carácter	Acronimia	Descripción física (distancias)
1	1-2	Longitud del maxilar
2	1-3	Longitud fin maxilar-aleta pectoral
3	1-4	Longitud fin maxilar- extremo del supraoccipital
4	2-3	Longitud prepectoral
5	2-4	Longitud de la cabeza (extremo del supraoccipital)
6	3-4	Longitud inserción aleta pectoral-extremo del supraoccipital
7	3-5	Longitud inserción aleta pectoral-inserción aleta pélvica
8	3-6	Longitud inserción aleta pectoral-inicio aleta dorsal
9	4-5	Longitud extremo del supraoccipital-inicio aleta pélvica
10	4-6	Longitud extremo del supraoccipital-inicio aleta dorsal
11	5-6	Longitud inicio aleta pélvica-inicio aleta dorsal
12	5-7	Longitud inserción aleta pélvica-inicio aleta anal
13	5-8	Longitud inicio aleta pélvica-fin aleta dorsal
14	6-7	Longitud inicio aleta dorsal-inicio aleta anal
15	6-8	Longitud base aleta dorsal
16	7-8	Longitud inicio aleta anal-fin aleta dorsal
17	7-9	Longitud inicio aleta anal-inicio aleta caudal (ventral)
18	7-10	Longitud inicio aleta anal-inicio aleta caudal (dorsal)
19	8-9	Longitud fin aleta dorsal-inicio aleta caudal (ventral)
20	8-10	Longitud fin aleta dorsal-inicio aleta caudal (dorsal)
21	9-10	Longitud inicio aleta caudal (dorsal)-inicio aleta caudal (ventral)

Los ejemplares fueron depositados sobre una placa de superficie blanda (aislapol de 1 pulgada de espesor) con la disposición de las aletas extendidas, lo que facilitó la identificación y demarcación de los puntos. Los puntos seleccionados son marcas correspondientes a "hitos" morfológicos ("landmarks") en el contorno (o en la superficie) del pez, que corresponden a puntos homólogos identificados por algún carácter consistente de la morfología (Strauss & Bokstein 1982), lo que conceptualmente tiene un mayor valor intrínseco por sobre proporciones o combinaciones arbitrarias de medidas. Cada uno de los puntos fue registrado

sobre la placa con un alfiler en su localización respectiva. Las medidas fueron registradas con un "pie de metro" con una precisión de 0,05 mm, lo que resultó en la obtención de un total de 21 medidas (Tabla 1).

#### MERISTICA

A cada ejemplar de una submuestra aleatoria de 40 ejemplares por cada localidad se les realizó el recuento de estructuras para la obtención de datos merísticos. Estas estructuras corresponden a radios de las aletas pectoral (RAP2), dorsal (RAD) y anal (RAA), además del recuento de branquiespinas del primer arco branquial, para lo cual se utilizó

un estereomicroscopio NIKON con aumento de 4X, sobre fondo negro. Los recuentos de radios y branquiespinas se realizó en las estructuras del lado izquierdo del pez, para evitar una posible asimetría en las aletas pares (Hubbs & Lagler 1947). También se hizo recuento de vértebras a una submuestra de 40 ejemplares por localidad, para lo que se utilizó placas de rayos-X (3M Trimax 4 film), las cuales fueron obtenidas con un tiempo de exposición de 5 milisegundos e intensidad de 40Kv-40mA y analizadas sobre negatoscopio de 500 W. La obtención de las placas de rayos X se realizó en la Clínica Veterinaria "Parque Residencial Collao" de Concepción.

#### ANÁLISIS DE DATOS

Dada la naturaleza de los datos, es decir, los datos morfométricos asumen valores continuos y los merísticos sólo valores discretos, Humphries *et al.* (1981) sugiere que los análisis multivariados de datos morfométricos y merísticos deben tratarse en forma separada, con lo cual el primer paso consiste en la transformación de estos a fin de reducir la heterogeneidad de la varianza de los caracteres debido a las variaciones de tamaños. Los caracteres merísticos, por tratarse de valores discretos, deben ser transformados a raíz cuadrada. Sin embargo, los caracteres morfométricos son transformados a escala logarítmica de base 10 (Sokal & Rohlf 1981).

La información obtenida de los datos morfométricos fue analizada utilizando un análisis multivariado para detectar variaciones en el tamaño y la forma, para lo cual se aplicó el Análisis de Componentes Principales (ACP) sobre una matriz de varianza-covarianza como técnica exploratoria en la detección de grupos distintos, utilizándose el programa estadístico MultiVariate Statistical Package (MVSP, Kovach, 1993). Se realizó un ajuste a los puntajes de ordenación del

segundo componente principal (PC II), propuesta por Humphries *et al.* (1981), realizada con el programa estadístico SHEAR (MacLeod 1990). Este autor describe el método multivariado "Shear" para remover el efecto del tamaño en los vectores y los puntajes de ordenación del Segundo Componente Principal, para lo cual se estima una combinación lineal de los puntajes de los componentes principales con los residuales de las regresiones del primer componente principal (PC I) y PC II con las tallas.

Posteriormente, se realizó un ACP a grupos de individuos de una misma clase de edad con el objeto de analizar el efecto de posibles alometrias en los componentes morfológicos de los individuos durante su desarrollo ontogenético. La determinación y asignación de individuos a grupos de edad específicos, ejemplares de edad I (individuos de hasta un año de vida), edad II (individuos de dos años) y edad III (individuos de tres o más años de vida), se realizó basada en la información obtenida de la claves de talla-edad disponibles para la especie (Aguayo & Soto 1978, Arriaza 1995).

La identificación y selección de caracteres que mejor explican la diferenciación morfológica total, y el nivel de diferenciación de cada localidad, fue realizada a través de un análisis discriminante lineal, el cual tiene por objeto separar grupos distintos de "objetos" (u observaciones) y situarlos en nuevos objetos de grupos previamente definidos. El Análisis de Función Discriminante Multigrupo opera sobre una matriz de varianza-covarianza cuyos coeficientes son el resultado de una maximización de la separación entre grupos basada en una medida de distancia generalizada de Mahalanobis (Johnson & Wichern 1988). Previo al Análisis Discriminante, se realizó un análisis de correlación

entre las 21 variables morfométricas analizadas, con un posterior análisis de conglomerado, para seleccionar una matriz reducida de 16 variables, donde en aquellas combinaciones que se presentó un alto valor de correlación, se descartó aquella que presentaba un menor poder de discriminación.

## RESULTADOS MORFOMETRIA

El Análisis de Componentes Principales, usando todas las 21 medidas, resuelve 21 ejes de componentes principales, de los cuales PCI y PCII dan cuenta del 99,6% en promedio de la varianza total, de la cual PCI explica sobre el 99% de la varianza. Todos los caracteres estuvieron altamente correlacionado con el PCI ( $P < 0,0001$ ), que es caracterizado por presentar valores de igual signo (positivo) y magnitudes similares, lo cual confirma que este vector representa principalmente la relación del tamaño (Schweigert 1990, Junquera & Pérez-Gándara 1993).

El gráfico de Análisis de Componentes Principales I y II, realizado para cada uno de los trimestres, fue realizado para detectar alguna disgregación entre las localidades estudiadas. Para remover el efecto de la talla de los individuos sobre la resultante de los ACP, se realizó el análisis de ajuste de tamaño SHEAR sobre un set de datos de 16 caracteres morfométricos, dado que se redujo la matriz original a aquellas variables que aportan a una mejor discriminación entre grupos, el cual permitió descartar los caracteres (2-3), (2-4), (3-5), (3-6) y (5-7), los cuales tienen una alta correlación con otros caracteres y un menor poder discriminante.

La distribución espacial de los puntajes de ordenación en los Componentes Principales I y II en el análisis morfométrico revela una disgregación entre localidades, con lo cual se infiere que los individuos que provienen de las distintas áreas geográficas en el primer trimestre son caracterizados por patrones morfológicos locales (Fig. 2a), en los cuales es posible discriminar claramente al grupo correspondiente a Puerto Montt de las otras dos localidades, mostrando a Talcahuano con un alto grado de sobreposición morfológica con San Antonio y en menor grado con Puerto Montt. Esta tendencia se ve menos clara para los datos correspondientes al segundo trimestre, observándose una acentuada sobreposición entre las tres localidades, especialmente en Talcahuano y San Antonio (Fig. 2b). El análisis correspondiente al tercer trimestre muestra una situación similar, en el cual se observa una evidente homogeneidad de puntos entre las tres localidades, sin embargo, en esta oportunidad es posible discriminar a Talcahuano de las otras dos localidades (Fig. 2c).

La determinación de grupos de edad reveló la presencia de ejemplares de edad I, II y III. Los ACP realizados sobre los grupos de edad específicos mostraron que en el primer grupo, hubo una clara separación de las muestras provenientes de las distintas localidades, en el cual Puerto Montt se separa de Talcahuano y San Antonio, determinado por el componente del tamaño y estas últimas se separan por el componente forma (Fig. 3a). En los grupos de edad II y III, sin embargo, se aprecia un alto grado de homogeneidad de puntos (Figs. 3b y 3c), con lo que la distinción entre localidades basada en patrones morfológicos es menos evidente.

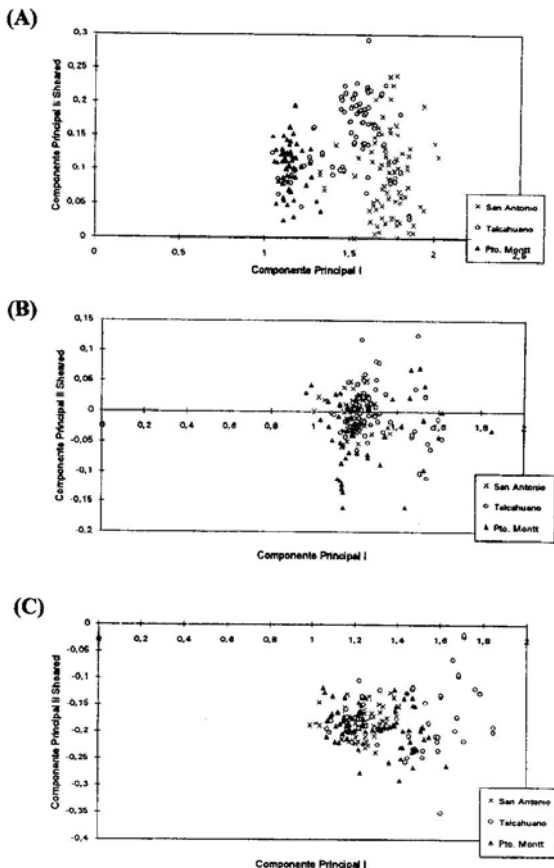


Figura 2. Puntajes de ordenación en los dos primeros ejes de un ACP. (Sheared) realizado sobre las variables morfométricas de *S. bentincki* para la segregación de grupos. (a) primer trimestre, (b) segundo trimestre, (c) tercer trimestre.

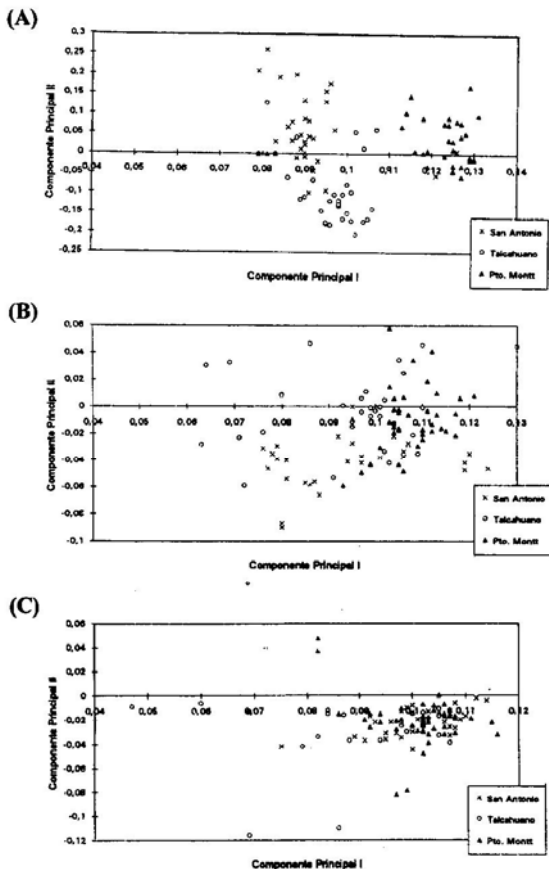


Figura 3. Puntajes de ordenación en los dos primeros ejes de un ACP, realizado sobre las variables morfológicas de *S. bentincki* para la segregación de grupos correspondientes a individuos de clase de edades específicas. (a) edad I, (b) edad II, (c) edad III.



Los resultados del AFD de datos morfométricos obtenidos de la Función Discriminante I (FD1) y Función Discriminante II (FD2), los cuales explican cerca del 99% del poder discriminatorio (Tabla 3), muestran una clara separación de datos agrupándolos por localidad, con un alto grado de heterogeneidad de los puntos. Aún cuando durante los tres trimestres la tendencia de aislamiento entre grupos es relativamente clara, ésta se hace más evidente durante el primer trimestre, situación similar a la ocurrida con el ACP.

Finalmente, se muestran en las tablas (4a, b y c) el resultado de clasificación de grupos basados en el Análisis de Función Discriminante, observándose la identidad propia de cada localidad en función de las otras y de sí misma, y su aplicación a la sepa-

ración de grupo, la localidad de Puerto Montt, a lo largo de la escala, temporal alcanza un identidad local propia con un coeficiente cercano al 80%, alcanzando un 100% de identidad y distinta de las otras durante el primer semestre.

#### MERISTICA

El Análisis de Componentes Principales usando caracteres merísticos, el cual resuelve 6 componentes principales, de los cuales PCI y PCII explican el 99,9% de la varianza total, distingue una segregación entre las localidades estudiadas, observándose claramente la separación de Puerto Montt con respecto a las dos localidades restantes (Fig. 4). Las variables que más contribuyen a una discriminación entre grupos son el número de branquiespinas y el número de vértebras (Tabla 2).

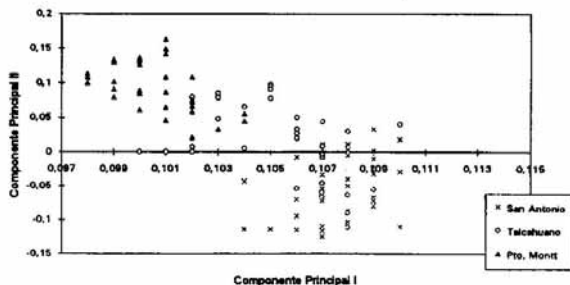


Figura 4. Puntajes de ordenación de los dos primeros ejes PCI y PCII de un ACP realizado sobre las variables merísticas de la especie *S. bentincki* para la segregación de grupos.

Tabla 2. Medias, desviaciones estándar (en paréntesis), coeficientes de variación promedio (C.V.) y los valores de test-F para el análisis de varianza de una vía con su respectiva probabilidad (p) de las variables analizadas. Los asteriscos denotan  $P < 0,05$ .

Carácter	S. Antonio	Talcahuano	Pto. Montt	C.V.	F-valor	p
Caracteres Morfométricos (trazado de red)						
1	1,03(0,27)	1,04(0,27)	1,22(0,17)	6,12	6,489	1,38E-03*
2	1,59(0,36)	1,6(0,43)	1,89(0,35)	5,40	8,965	0,042*
3	1,66(0,34)	1,1(0,30)	1,95(0,27)	3,24	0,912	0,4058
4	2,50(0,53)	2,1(0,46)	2,92(0,44)	3,50	6,299	2,6E-03*
5	1,65(0,29)	1,0(0,26)	1,98(0,32)	2,80	3,017	0,06
6	1,97(0,46)	1,1(0,39)	2,26(0,32)	3,82	1,393	0,64
7	2,32(0,53)	2,3(0,56)	2,99(0,48)	4,50	0,658	0,424
8	3,02(0,72)	2,4(0,69)	3,62(0,49)	4,33	4,746	1,6E-03*
9	3,61(0,90)	3,8(0,85)	4,34(0,66)	4,80	1,373	0,059
10	2,95(0,83)	2,82(0,75)	3,53(0,52)	5,75	0,581	0,210
11	2,26(0,58)	2,18(0,49)	2,57(0,36)	4,55	3,401	0,075
12	2,26(0,58)	1,84(0,48)	2,29(0,36)	5,43	4,234	2E-03*
13	2,30(0,60)	2,25(0,49)	2,72(0,39)	4,50	1,762	0,214
14	2,76(0,67)	2,66(0,59)	3,22(0,45)	4,21	1,481	0,2361
15	1,38(0,31)	1,36(0,33)	1,65(0,39)	5,52	13,151	1,61E-03*
16	1,89(0,84)	1,76(0,40)	2,15(0,33)	9,14	0,172	0,941
17	1,77(0,50)	1,83(0,33)	2,07(0,32)	4,50	18,067	2,31-05*
18	2,17(0,50)	2,27(0,38)	2,47(0,32)	4,07	11,52	5E-03
19	2,67(1,85)	2,71(0,72)	3,22(0,68)	8,03	10,162	1,1E-04
20	2,41(0,70)	2,45(0,52)	2,97(0,44)	6,03	9,224	4E-03
21	0,92(0,21)	0,90(0,16)	1,05(0,15)	4,44	4,380	8E-03*
Caracteres Merísticos						
Pectoral	13,7(1,76)	15,7(1,12)	16,1(0,97)	0,87	3,789	0,0170*
Pélvica	8,2(1,4)	8,5(0,755)	8,4(0,66)	1,44	2,876	0,6120
Dorsal	16,6(1,97)	16,9(1,48)	17,0(1,21)	0,92	5,325	0,754
Vértebras	44,44(0,8)	45,0(0,75)	45,17(1,05)	0,038	9,054	3,01E-03*
Branquiespinas	128,6(5,3)	111,3(8,3)	99,20(5,06)	0,43	13,241	5,2E-04*
Caudal	17,5(2,15)	16,5(2,31)	16,8(3,01)	2,14	3,019	0,0432

Tabla 3. Coeficientes del análisis discriminante lineal para las funciones discriminantes FD1 y FD2 con sus respectivos porcentajes relativos y correlación canónica. (a) primer trimestre, (b) segundo trimestre, (c) tercer trimestre.

(a)				
Función Discriminante	Coefficiente Discriminante	% Relativo	Correlación canónica	
1	3,894	81,47	0,892	
2	0,886	18,53	0,685	
(b)				
Función Discriminante	Coefficiente Discriminante	% Relativo	Correlación canónica	
1	0,977	74,89	0,703	
2	0,328	25,1	0,497	
(c)				
Función Discriminante	Coefficiente Discriminante	% Relativo	Correlación canónica	
1	0,675	61,19	0,635	
2	0,428	38,81	0,548	

Tabla 4. Resultados de clasificación del AFD para los caracteres morfométricos de *Strangomera bentincki*. (a) primer trimestre, (b) segundo trimestre y (c) tercer trimestre. Se señala el número de ejemplares asignados a los grupos predecidos y el porcentaje de identidad local para cada localidad (en paréntesis). Los valores en negrita indican el porcentaje de asignación de cada grupo a su localidad de origen.

(a)				
	San Antonio	Talcahuano	Puerto Montt	Total
San Antonio	80 ( <b>86,96</b> )	10 (10,87)	2 (2,17)	92 (100)
Talcahuano	10 (12,05)	70 ( <b>84,34</b> )	3 (3,61)	83 (100)
Puerto Montt	0 (0,0)	0 (0,0)	66 ( <b>100</b> )	66 (100)
(b)				
	San Antonio	Talcahuano	Puerto Montt	Total
San Antonio	41 ( <b>82,00</b> )	7 (14,00)	2 (4,00)	50 (100)
Talcahuano	13 (21,31)	37 ( <b>60,66</b> )	11 (18,03)	61 (100)
Puerto Montt	1 (1,67)	12 (20,0)	47 ( <b>78,33</b> )	60 (100)
(c)				
	San Antonio	Talcahuano	Puerto Montt	Total
San Antonio	55 ( <b>72,37</b> )	3 (3,95)	18 (23,68)	76 (100)
Talcahuano	8 (13,33)	38 ( <b>63,3</b> )	14 (23,33)	60 (100)
Puerto Montt	9 (12,00)	5 (6,67)	61 ( <b>81,33</b> )	75 (100)

## DISCUSION

La distribución de los clupeidos aparece en muchas regiones del mundo como áreas restringidas a lo largo de los márgenes continentales de las costas norte y sur de los océanos Pacífico y Atlántico (Smith & Jamieson 1986, Hay *et al.* 1987), donde cambios ambientales y estacionales, y más recientemente la actividad pesquera, han ejercido presiones fuertes e irregulares sobre la distribución y abundancia de estos peces, causando fuertes variaciones

en su distribución (Smith & Jamieson 1986; Bernal 1990).

Los resultados aquí presentados permiten concluir en la identificación de a lo menos dos unidades discretas marcadas de *S. bentincki* a lo largo de su rango de distribución. Estos grupos corresponderían a las áreas geográficas centro-norte, representada por San Antonio-Talcahuano como una población local con un cierto grado de identidad para

cada una, y la zona sur, representada por Puerto Montt.

Si bien nuestros resultados concuerdan con los obtenidos por Hernández (1994), cabe destacar que este último realiza un estudio preliminar en la identificación de stock entre las localidades de Talcahuano y Puerto Montt, donde es importante señalar, que basado en sus resultados, el citado autor concluye que las variables que mejor explican la diferenciación entre localidades son las "escamas de la línea lateral" y radios de la aleta dorsal, resultando las primeras con un mayor poder discriminatorio que las mediciones morfométricas más importantes, lo que resulta muy discutible, por cuanto la especie *Strangomera bentincki*, como todos los representantes del orden Clupeiformes, en estado adulto carecen de línea lateral como estructura desarrollada, por lo que todas aquellas medidas que consideran este carácter carecen de consistencia morfológica por no tratarse de un carácter identificable.

Los resultados obtenidos en el presente estudio reflejan, en gran medida, la disposición geográfica de las áreas estudiadas. Así, el grupo de San Antonio representaría la población más ecuatorial del subsector centro-norte; el segundo grupo en la escala latitudinal corresponde a la población de la zona de Talcahuano-Golfo de Arauco, ésta última con un alto grado de sobreposición morfológica con San Antonio, lo cual estaría indicando un notable flujo génico entre ellas; y la población de Puerto Montt correspondería a su zona de distribución más austral, apareciendo esta última fenotípicamente más distante de las otras dos localidades, con una marcada identidad local, lo que se discute con los resultados obtenidos por Galleguillos *et al.* (en revisión) quien en un estudio basado en la información genética de variabilidad proteica en *S. bentincki*, determinaron la

presencia de una única población genética. No obstante, los análisis de conglomerados permiten agrupar a San Antonio con Talcahuano con un alto grado de similitud uniéndose posteriormente, y a un nivel más bajo, la localidad de Puerto Montt.

El análisis por grupos de edad mostró que los patrones de separación de unidades distintas resultan más evidentes en aquellos ejemplares de menor tamaño que corresponden a la edad I, resultados similares a los encontrados por Kinsey *et al.* (1994) en *Sardinella aurita*, donde los patrones morfológicos regionales pueden disminuir a medida que el pez crece, lo cual se explica por el hecho de que en sus primeros estadios las condiciones ambientales son específicas para cada cohorte de cada población, pero a medida que el individuo crece adquiere mayor capacidad de movilidad y por tanto puede dispersarse con respecto a su distribución inicial, alcanzando habitats con condiciones ambientales diversas, lo cual puede homogeneizar cambios alométricos iniciales (Cushing 1968, Smith & Jamieson 1986, Hay 1987, Kinsey *et al.* 1993). Por lo tanto, si los individuos a medida que crecen llegan a estar más dispersos, pueden simplemente migrar a otras localidades y, como consecuencia, las muestras que se puedan obtener para este tipo de estudio no estaría mas que reflejando este fenómeno; o bien, se alcanza la morfología típica del adulto de la especie aún cuando la velocidad de crecimiento para cada grupo sea distinta.

Los resultados de los caracteres morfológicos llevan a conclusiones similares a los basados en caracteres morfométricos, donde el número de vértebras y de branquiespinas son determinantes en la separación de grupos distintos, en el que es posible discriminar claramente a Puerto Montt de las otras dos localidades. A este respecto, es importante

señalar la importancia que históricamente han adquirido los caracteres métricos en estudios taxonómicos en relación a las especies de la Familia Clupeidae en las costas de Chile, en el cual destaca el trabajo de De Buen (1958), donde en una revisión de los peces de la superfamilia Clupeidae, concluye, basado en el número de branquiespinas, que la especie *Clupea bentincki* aloja a las subespecies *C. (Antu) bentincki bentincki*, la que se distribuiría de Talcahuano al sur, y *C. (Antu) bentincki cuga*, que corresponde a la subespecie que se encuentra en la zona norte, principalmente en la localidad de Valparaíso. Con los resultados aquí presentados, se concluye que las subespecies reconocidas por De Buen (1953) no serían más que poblaciones locales habitando zonas con condiciones oceanográficas específicas, y que concurrirían incluso en la zona de Talcahuano. Con lo anterior, se establece que los caracteres métricos analizados efectivamente son variables consistentes en la determinación de unidades discretas para la especie en cuestión, siendo el número de vértebras y de branquiespinas las que presentan un mayor poder discriminante.

Con respecto al poder discriminatorio del método utilizado, estudios similares en taxa de la familia Clupeidae, especialmente la sardina del Pacífico *Clupea harengus pallasi* (Hay 1987, Schweigert 1990, 1991) y sardina

del Atlántico (Iles & Sinclair 1982, Stewart 1984, Smith & Jamieson 1986), y con otros taxa (Winans 1985, Roby 1991; Junquera & Pérez-Gandaras 1993), han demostrado la consistencia de los datos morfométricos en el uso en la identificación de stocks en especies de peces pelágicos, dado que estas subespecies presentan poca diferenciación genética sobre amplias zonas de distribución, dificultándose su identificación a través del uso de aloenzimas (Smith & Jamieson 1986, Grant & Uter 1984, Hedgecock et al. 1989).

Finalmente, los resultados obtenidos en este estudio soportan claramente la hipótesis que señala una estructuración en unidades poblacionales dinámica en *S. bentincki*, en al menos dos grupos discretos, frente a lo cual puede especularse acerca de algunas fuerzas que han establecidos y mantienen la diferenciación entre las zonas analizadas de la especie en estudio, destacando aquellas fuerzas primarias como por ejemplo las condiciones hidrográficas que imperan en cada área al momento de originarse la población, tales como temperatura, salinidad, corrientes, etc. En la mayoría de los casos, sin embargo, las especies parecen haber desarrollado adaptaciones conductuales (Horrall 1981 *vide* Spanakis et al., 1989) que actúan como fuerza secundaria en la mantención de las diferencias que permite establecer la estructuración en unidades poblacionales discretas.

## AGRADECIMIENTOS

Los autores desean agradecer la colaboración del Dr. Patricio Aroca González, quien prestó su valiosa ayuda en los análisis estadísticos; a la señorita Ingrid Bofi y a la señora Ana Lara, por su ayuda en la obtención de datos, al señor Rubén Roa y a los revisores de la revista, quienes con sus comentarios y críticas contribuyeron a mejorar la presentación del trabajo. El presente estudio fue financiado por el proyecto FONDECYT N°193427.

## LITERATURA CITADA

Aguayo, M., & S. Soto. 1978. Edad y crecimiento de la sardina común *Clupea (Strangomera) bentincki* en Coquimbo y Talcahuano. Serie Investigaciones Pesqueras IFOP-Chile. 28: 55 pp.

- Arriaza, M.E. 1995. Marcadores genéticos en la sardina *Strangomera bentincki* (Norman, 1936) y su variabilidad a diferentes edades: Un Estudio Intrapoblacional. Unidad de Investigación para optar al grado de Lic. en Ciencias Biológicas. Pont. Univ. Católica de Chile - Sede Regional Talcahuano, 35 p.
- Arrizaga, A. 1981. Nuevos antecedentes biológicos para la sardina común *Clupea (Strangomera) bentincki* Norman, 1936. Boletín de la Sociedad de Biología de Concepción. 52: 5-66.
- Arrizaga, A.; Fuentealba, M.; Espinoza, C.; Chong, J. & C. Oyarzún. 1993. Hábitos tróficos de dos especies de peces pelágicos: *Strangomera bentincki* (Norman, 1936) y *Engraulis ringens* (Jenyns, 1842) en el litoral de la región del BioBío. Boletín de la Sociedad de Biología de Concepción, Chile. 64: 27-35.
- Bernal, P. 1990. La oceanografía del sistema de corrientes de Chile-Perú en relación a las pesquerías pelágicas: Una revisión. Perspectivas de la Actividad Pesquera en Chile, Escuela de Ciencias del Mar. Universidad Católica de Valparaíso. 1: 35-48.
- Bookstein, F.; Chernoff, B.; Elder, R.; Humphries, R.; Smith, J.; & G. Strauss. 1985. Morphometrics in evolutionary biology. Academy of Natural Science of Philadelphia Special Publication 15, 277 p.
- Cushing, D.H. 1968. Fisheries Biology: A study in Population Dynamic. University of Wisconsin Press, Wisconsin-USA, 200 p.
- De Buen, F. 1958. Peces de la superfamilia Clupeoidae en aguas de Chile. Revista de Biología Marina Valparaíso 8(1,2,3): 83-110.
- Galleguillos, R.; Troncoso, L.; Monsalves, J. & C. Oyarzún. (En revisión). Diferenciación poblacional en sardina común *Strangomera bentincki* (Norman, 1936). I. Análisis genético de la variabilidad proteica (Pisces: Clupeidae) Revista Chilena de Historia Natural.
- George-Nascimento, M. & H. Arancibia. 1992. Stocks ecológicos del jurel (*Trachurus symmetricus murphy* Nichols) en tres zonas de pesca frente a Chile, detectados mediante comparación de su sauna parasitaria y morfometría. Revista Chilena de Historia Natural 65: 453-470.
- George-Nascimento, M. & H. Arancibia. 1994. La fauna parasitaria y la morfometría de la merluza austral *Merluccius australis* (Hutton) como indicadores de unidades de stock. Biología Pesquera 23: 31-47.
- Grant, W. 1984. Biochemical population genetics of Atlantic Herring, *Clupea harengus*. Copeia 1984(2): 357-364.
- Grant, W. & F. Utter. 1984. Biochemical population genetics of Pacific herring (*Clupea pallasii*). Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. 41: 856-864.
- Hay, D., & A. Kronlund. 1987. Factors affecting the distribution, abundance, and measurement of Pacific herring (*Clupea harengus pallasii*) spawn. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 44: 1181-1194.
- Hedgecock D., Hutchinson, E., Li, G., Sly, F. & K. Nelson. 1989. Genetic and morphometric variation in the Pacific sardine *Sardinops sagax caerulea*: Comparisons and contrasts with historical data and with variability in the Northern anchovy, *Engraulis mordax*. Fishery Bulletin 87(3): 653-671.
- Hernández, A. F., 1994. Variabilidad de caracteres morfométricos y merísticos de anchoveta *Engraulis ringens* (1842) y sardina común *Strangomera bentincki* (Norman, 1936), y su aplicación a la identificación de stocks. Seminario para optar al título de Biólogo Marino. Universidad de Concepción, 85 pp.
- Hubbs, C.L. & K.F. Lagler. 1947. Fishes of the Great Lakes Region. Cranbrook Institute of Society, 41: 587-640.

- Humphries, J.; Bookstein, F.; Chernoff, B.; Smith, G.; Elder, R. & S. Poss. 1981. Multivariate discrimination by shape in relation to size. *Systematic Zoology* 30(3): 291-308.
- Iles, T.D. & M. Sinclair. 1982. Atlantic herring: Stock discreteness and abundance. *Science* 215: 627-633.
- Johnson, R.A. & D.W. Wichern. 1988. *Applied Multivariate Statistical Analysis*. Prentice Hall International New Jersey, 607 p.
- Junquera, S. & G. Pérez-Gándaras. 1993. Population diversity in Bay of Biscay anchovy (*Engraulis encrasicolus* L. 1758) as revealed by multivariate analysis of morphometric and meristic character. *ICES, Journal of Marine Science* 50: 383-391.
- Kinsey, S.; Orsoy, T.; Bert T. & B. Mahmoudi. 1994. Population structure of the Spanish sardine *Sardinella aurita*: natural morphological variation in a genetically homogeneous population. *Marine Biology* 118: 309-317.
- Kovach, L. 1990. *Multi-Variate Statistical Package Plus-Version 2.0. Users' Manual*.
- Leible, M. & E. Alveal, 1982. Catálogo de peces que habitan las aguas costeras y dulceacuícolas en la provincia de Concepción. Pontificia Universidad Católica de Chile, Talcahuano-Chile, 104 p.
- MacLeod, L.C. 1990. MacLeod' Shear & Burnaby size adjustments, software. In: Rohlf, F. & F. Bookstein (eds.). *Proceedings of the Michigan Morphometrics Workshop*. The University Michigan Museum Zoology, Special Publication 2: 77-144.
- Navarro, J. & G. Pequeño. 1979. Peces litorales de los archipiélagos de Chiloé y los Chonos, Chile. *Revista Biología Marina Departamento Oceanología Universidad de Chile* 16(3): 255-309.
- Roby, D.; Lambert, J. & J. Sévigny. 1991. Morphometric and electrophoretic approaches to discrimination of Capellin (*Mallotus villosus*) population in the estuary and Gulf of St. Lawrence. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 48: 2040-2050.
- Schweigert, J.F. 1990. Comparison of morphometric and meristic data against truss networks for describing Pacific herring stocks. *American Fisheries Society Symposium*, 7(7): 47-62.
- Schweigert, J.F. 1991. Multivariate description of Pacific herring (*Clupea harengus pallasii*) stocks from size and age information. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 48(12): 2365-2376.
- SERNAP. 1995. *Anuario Estadístico de Pesca*. Servicio Nacional de Pesca y Ministerio de Economía, Fomento y Reconstrucción, Chile, 190 p.
- Smith, P., & A. Jamieson. 1986. Stock discreteness in herrings: a conceptual revolution. *Fisheries Research* 4: 223-234.
- Sokal, R.R. & F.J. Rohlf. 1981. *Biometry*. W.H. Freeman, San Francisco, CA., 859 p.
- Spanakis, E., Tsimenides, N. & E. Zouros. 1989. Genetic differences between populations of sardine, *Sardina pilchardus*, and anchovy, *Engraulis encrasicolus*, in the Aegean and Ionian seas. *Journal of Fish Biology* 35: 417-437.
- Strauss, R.E. & F.L. Bookstein. 1982. The truss: body form reconstruction in morphometrics. *Systematic Zoology* 31: 113-135.
- Whitehead, P.J.P., 1985. *FAO species catalogue*. Vol. 7. Clupeoid fishes of the world. An annotated and illustrated catalogue of the herrings, sardine, pilchards, sprats, anchovies and wolf-herrings. Part 1 - Chirocentridae, Clupeidae and Pristigasteridae. *FAO Fisheries Synopsis*, (125) Vol. 7(1): 303.
- Winans, G.A. 1985. Using morphometric and meristic character for identifying stocks of fish. In: Kumpf, H., R. Vaught, C. Grimes, A. Johnson, E. Nakamura (eds.). *Proceedings of the Stock Identification Workshop*, Panama City Beach, Florida., 227 p.