



FONDO DE INVESTIGACION PESQUERA

INFORMES TECNICOS F I P

FIP - IT / 94 - 20

INFORME : UNIDADES DE STOCK EN LOS RECURSOS
FINAL SARDINA COMUN Y ANCHOVETA DE LA ZONA
CENTRO-SUR

UNIDAD : UNIVERSIDAD CATOLICA DE LA SANTISIMA
EJECUTORA CONCEPCION



UNIVERSIDAD CATOLICA DE LA SANTISIMA CONCEPCION

INFORME FINAL

PROYECTO FIP N° 94-20

**UNIDADES DE STOCKS EN LOS RECURSOS SARDINA COMUN Y ANCHOVETA
DE LA ZONA CENTRO-SUR.**

UNIDAD EJECUTORA:

UNIVERSIDAD CATOLICA DE LA SANTISIMA CONCEPCION



UNIVERSIDAD CATOLICA DE LA SANTISIMA CONCEPCION

PROYECTO FIP N° 94-20

**UNIDADES DE STOCKS EN LOS RECURSOS SARDINA COMUN Y ANCHOVETA
DE LA ZONA CENTRO-SUR.**

AUTORES:

Ricardo Galleguillos G., Coordinador, UCSC.
Javier Chong L-S, UCSC.
Ciro Oyarzún G., UCSC.
Marcelo Oliva, U. de Antofagasta.
Ruben Roa, U. de Concepción.

AYUDANTES:

Javier Monsalve	Isabel Ballon
Nelson Cortes	Misael Arriaza
Paola González	Marcela Astorga
Ingrid Boffi	Ruth Yáñez
Andrea Rojas	Marcelina Peñaloza

RESUMEN EJECUTIVO

En el presente Informe Final se entregan los resultados y las conclusiones de un estudio de identificación de estoc, sobre los recursos Anchoveta (*Engraulis ringens*) y sardina común (*Strangomera bentincki*) realizados entre Abril de 1995 y Abril de 1996 en el litoral de las Regiones V a IX.

El estudio comprende la aplicación de cuatro diferentes metodologías para llevar a cabo el objetivo principal de proyecto, las cuales son: i)El análisis de marcadores genéticos mediante técnicas electroforéticas mediante gel de almidón, ii)El uso de marcadores biológicos como Indices reproductivos: índice gonadosomático y curva de madurez sexual; Morfometría del otolito sacular; Relaciones largo y alto del otolito con la talla del pez y diámetro de los núcleos y del primer anillo hialino, iii)Morfometría corporal mediante la metodología del trazado en red sobre la superficie corporal y el análisis multivariado de ella y iv)Análisis de la fauna parasitaria.

En relación a los marcadores genéticos para la sardina común se detectaron 6 loci polimórficos: PGM-1, PGI-1, AAT-1, IDH-1, IDH-2 y 6PGDH. Para cada uno de ellos se determinaron las frecuencias génicas y frecuencias genotípicas, donde se observa que las frecuencias génicas de los alelos presentan rangos de variabilidad para diferentes muestras que son típicas en el estudio de análisis poblacionales. Además, se estableció la heterocigosidad para cada muestra que fluctuó para la sardina común entre 0,197 y 0,240 para Talcahuano y de 0,182 a 0,186 en San Antonio. Se calculó también para cada muestra de sardina su correspondiente estado de equilibrio de Hardy-Weinberg. Se aplicó el test F_{ST} para cada una de las muestras, obteniéndose un rango de valores entre 0,004 y 0,011, valores no significativo para diferenciar muestras entre ambas localidades en estudio. Además, se calculó una matriz de identidad y distancia genética, para las seis muestras de sardina, donde prácticamente todos los valores son cercanos a 1, lo que indica una alta similitud genética al comparar todos los loci juntos.

Para la Anchoveta el análisis de marcadores genéticos reconoció cuatro marcadores polimórficos: AAT-1, AAT-2, EST-1 y IDH-1. Es posible observar, como en la sardina común, los alelos raros presentan un grado de variabilidad temporal y estacional característico en estudios de peces. La heterocigosidad media para la muestra de Talcahuano fluctuó entre 0,431 y 0,349, en cambio para San Antonio fue de 0,318 a 0,379. También se calculó para cada una de las muestras el equilibrio de Hardy-Weinberg. Los valores del estadístico F_{ST} fluctuaron entre 0,005 y 0,015 con una media de 0,012. La matriz de identidad y distancia genética mostró valores de similitud, siendo la mayoría cercano a 1, valores que no permiten establecer la diferenciación de estoc genéticos con las técnicas de marcadores genéticos proteínicos.

El análisis de los marcadores biológicos reproductivos mostró que la curva de madurez sexual, tanto para sardina común como para anchoveta son semejantes no arrojando diferencias significativas entre las localidades; en cambio la comparación del índice gonadosomático muestra diferencias significativas sólo para la sardina común, lo que podría deberse al tipo de desove parcial o intensidad del proceso reproductivo de esta especie.

La comparación de la morfometría de los otolitos sagitales mediante la metodología de tramado en red, presentó diferencias significativas para los especímenes de sardina común y anchoveta entre Talcahuano y San Antonio, posiblemente como una respuesta a diferentes factores ambientales presentes en ambas localidades. En concordancia con ello las relaciones del otolito con la talla de los peces, provenientes de ambas localidades también mostró diferencias significativas para ambas especies.

El examen de la forma de los otolitos permitió identificar en anchoveta y sardina común, 8 clases de otolitos cada una de las cuales presenta una frecuencia similar en ambas localidades, hecho que no permite reconocer la procedencia de especímenes en ambas especies.

La comparación entre las medias, para el diámetro longitudinal de los otolitos entre las localidades señaló la existencia de diferencias significativa en sardina común; en cambio no muestra diferencias para la anchoveta. En el caso de la sardina, también la

comparación del diámetro del primer anillo anual de crecimiento muestra diferencia significativa entre San Antonio y Talcahuano, lo que indicaría un mayor grado de separación entre las localidades con respecto a la sardina común.

En cuanto a la morfometría corporal de la sardina común, el análisis mediante MANOVA encontró que existían diferencias significativas entre las dos localidades en los tres muestreos, en tanto que el ACP mostró una gran variabilidad de esas diferencias que iban desde la separación casi completa de los grupos hasta la sobreposición total de ellos, llegándose al extremo de que en el tercer muestreo se segrega una parte de los individuos de una misma localidad (Talcahuano).

El análisis morfométrico corporal de la anchoveta se comportó de manera semejante, pero en este caso la separación de los puntos del ACP es completa en el tercer muestreo. Es entre los representantes de San Antonio y durante el segundo muestreo que un grupo se segrega.

La fauna parasitaria encontrada en la sardina común correspondió a diez taxa, con dos de ellas, *Prosorhynchus* sp y Hemiuridae, presentando una prevalencia de infección sobre el 5 %.

Mediante un Análisis de Componentes Principales se observó que la variabilidad presentada por la sardina común en San Antonio engloba la variabilidad presentada por las muestras de Talcahuano, interpretándose como una ausencia de subunidades o estoc de la especie en el área de estudio.

En la Anchoveta la fauna parasitaria metazoa encontrada es de nueve especies. De los taxa considerados, aquellos con mayor prevalencia de infección lo constituyen *Lironeca* sp, *Prosorhynchus* sp el Hemiurido y el Cestodo pseudophyllideo y *Caligus* sp.

En anchoveta junto a las muestras provenientes de San Antonio y Talcahuano se analizaron muestras de Coquimbo y Mejillones, lo que desde el punto de vista

parasitario permitiría reconocer una subunidad desde Coquimbo hacia el norte y una segunda centrada en Talcahuano.

En general se puede establecer que las principales metodologías que se usan para la discriminación de estoc en el presente proyecto no permiten establecer de manera precisa la existencia de estas subunidades para las especies investigadas, si bien es cierto algunas de ellas, como las relacionadas con la morfometría de otolitos, indican algunas diferencias significativas, habría que tener en cuenta el grado de variabilidad que pueden experimentar estos caracteres en el tiempo, considerando el alto grado de influencia ambiental que deben soportar en su expresión fenotípica. Por otra parte, en la proposición de este proyecto de investigación se planteó la definición de estoc como "grupo de peces que se mantienen temporalmente o espacialmente aislados unos de otros y que son genéticamente distintos, debido a su aislamiento reproductivo." Se puede establecer que los resultados obtenidos en el presente proyecto no soportan la definición de estoc adoptada.

INDICE GENERAL

INDICE DE TABLAS	1
INDICE DE FIGURAS	5
INTRODUCCION	8
OBJETIVO GENERAL	9
Objetivos específicos	9
Metodología de presentación	10
1. MARCADORES GENETICOS	11
Métodos estadísticos	11
Análisis de datos alozímicos	12
RESULTADOS	14
2. MARCAS BIOLOGICAS	16
MATERIALES Y METODOS	16
Indeces Reproductivos	16
Curva de madurez	18
Indice Gonadosomático	19
Relación longitud pez versus largo y alto del otolito sacular	19
Morfometría de los otolitos de sardina común y anchoveta	21
Forma general tipo de núcleo de los otolitos	23
RESULTADOS	24
Indices reproductivos	24
Morfometría de los otolitos	27
Comparación de las relaciones talla del pez versus largo y alto del otolito	27
Forma general y tipo de núcleos de los otolitos	28

Tipo y diámetro de núcleos hialinos	29
3. MORFOMETRIA	31
METODOLOGIA	32
Análisis de los datos	33
Tamaño de muestra	33
Análisis estadístico	35
RESULTADOS	39
4. PARASITOLOGIA	40
MATERIALES	43
RESULTADOS	44
DISCUSION GENERAL	50
CONCLUSIONES	55
REFERENCIAS	58
TABLAS	
FIGURAS	

INDICE DE TABLAS

- Tabla 1.1.-Frecuencias alélicas en seis muestras de Sardina (*S. bentincki*) para seis loci (A=Talcahuano (1) septiembre; B=Talcahuano (2) octubre; C=San Antonio (1) septiembre; D=San Antonio (2) octubre; E=Talcahuano (3) marzo; F=San Antonio (3) marzo).
- Tabla 1.2.-Variabilidad genética para los seis loci analizados en las seis muestras de Sardina común (error estándar entre paréntesis).
- Tabla 1.3.-Resumen de los estadísticos F en todos los loci, para las seis muestras de Sardina común analizadas.
- Tabla 1.4.-Matriz de Identidad y Distancia Genética según los coeficientes de Nei (1978), calculados para seis muestras de Sardina. Bajo la diagonal: Identidad genética insesgada de Nei. Sobre la diagonal: Distancia genética insesgada de Nei (1978).
- Tabla 1.5.-Frecuencias alélicas en seis muestras de Anchoqueta (*J. ringens*) para seis loci (A=Talcahuano (1) septiembre; B=Talcahuano (2) octubre; C=San Antonio (1) septiembre; D=San Antonio (2) octubre; E=Talcahuano (3) marzo; F=San Antonio (3) marzo).
- Tabla 1.6.-Variabilidad genética para los seis loci analizados en las seis muestras de Anchoqueta (error estándar entre paréntesis).
- Tabla 1.7.-Resumen de los estadísticos F en todos los loci, para las seis muestras de Anchoqueta analizadas.
- Tabla 1.8.-Matriz de Identidad y Distancia Genética según los coeficientes de Nei (1978), calculados para seis muestras de Anchoqueta. Bajo la diagonal: Identidad genética insesgada de Nei. Sobre la diagonal: Distancia genética insesgada de Nei (1978).
- Tabla 2.1.-Tamaño de muestra mensual para análisis de índices reproductivos y caracteres de los otolitos sagitales, correspondiente a los muestreos establecidos para Sardina común (1995-1996).

- Tabla 2.2.-Tamaño de muestra mensual para análisis de índices reproductivos y caracteres de los otolitos sagitales, correspondiente a los muestreos establecidos para Anchoveta (1995-1996).
- Tabla 2.3.-Comparación del Índice Gonadosomático (IGS) de *S. bentincki* entre las localidades (loc) de San Antonio y Talcahuano, a través de la talla (ls). Tres muestreos agregados para incrementar los grados de libertad. El modelo probado fue $IGS = \beta_0 + \beta_1(ls) + \beta_2(loc) + \beta_3(ls*loc)$.
- Tabla 2.4.-Resultados del MANOVA de la morfometría de los otolitos de Anchoveta, comparando muestras de San Antonio con Talcahuano. Primera muestra.
- Tabla 2.5.-Resultados del MANOVA de la morfometría de los otolitos de Anchoveta, comparando muestras de San Antonio con Talcahuano. Segunda y tercera muestra.
- Tabla 2.6.-Resultados del MANOVA de la morfometría de los otolitos de Sardina común, comparando muestras de San Antonio con Talcahuano. Primera muestra.
- Tabla 2.7.-Resultados del MANOVA de la morfometría de los otolitos de Sardina común, comparando muestras de San Antonio con Talcahuano. Segunda muestra.
- Tabla 2.8.-Resultados del MANOVA de la morfometría de los otolitos de Sardina común, comparando muestras de San Antonio con Talcahuano. Tercera muestra.
- Tabla 2.9.-Resultados del análisis de regresión lineal con variables indicadoras, para probar la existencia de diferencias entre localidades (loc) (San Antonio versus Talcahuano) en las regresiones longitud pez (lpez) versus longitud (lot) y alto (aot) en *E. ringens* y *S. bentincki*. Tres muestras agregadas para cada especie.
- Tabla 2.10.-Clase de otolitos según su forma, tipo de núcleo y diámetro del primer anillo hialino, para especímenes de Anchoveta de las localidades de San Antonio (SAN) y Talcahuano (TAL).
- Tabla 2.11.-Clase de otolitos según su forma, tipo de núcleo y diámetro del primer anillo hialino, para especímenes de Sardina común en las localidades de San Antonio (SAN) y Talcahuano (TAL).

Tabla 3.1.-Morfometría del cuerpo del pez, *E. ringens*. Prueba de significancia del contraste de los vectores morfométricos entre dos localidades (San Antonio y Talcahuano). Primera muestra.

Tabla 3.2.-Morfometría del cuerpo del pez, *E. ringens*. Prueba de significancia del contraste de los vectores morfométricos entre dos localidades (San Antonio y Talcahuano). Segunda muestra.

Tabla 3.3.-Morfometría del cuerpo del pez, *E. ringens*. Prueba de significancia del contraste de los vectores morfométricos entre dos localidades (San Antonio y Talcahuano). Tercera muestra.

Tabla 3.4.-Morfometría del cuerpo del pez, *S. bentincki*. Prueba de significancia del contraste de los vectores morfométricos entre dos localidades (San Antonio y Talcahuano). Primera muestra.

Tabla 3.5.-Morfometría del cuerpo del pez, *S. bentincki*. Prueba de significancia del contraste de los vectores morfométricos entre dos localidades (San Antonio y Talcahuano). Segunda muestra.

Tabla 3.6.-Morfometría del cuerpo del pez, *S. bentincki*. Prueba de significancia del contraste de los vectores morfométricos entre dos localidades (San Antonio y Talcahuano). Tercera muestra.

Tabla 4.1.-Resultados del análisis parasitológico de seis muestras de Sardina común (*Strangomera bentincki*) separados por localidad, mes y sexo.

Tabla 4.2.-Intensidad media de infección en la Sardina común del conjunto de la fauna parasitaria encontrada en ambas localidades.

Tabla 4.3.-Prevalencia de infección en la Sardina común del conjunto de la fauna parasitaria encontrada en ambas localidades.

Tabla 4.4.-Rango de tallas y tamaño promedio para las anchovetas analizadas en las cuatro localidades.

Tabla 4.5.-Intensidad media de infección en la Anchoveta del conjunto de la fauna parasitaria encontrada en ambas localidades

Tabla 4.6.-Prevalencia de infección en la Anchoveta del conjunto de la fauna parasitaria encontrada en ambas localidades.

LEYENDA DE FIGURAS

- Figura 2.1.-Diagrama de las once variables consideradas en la morfología de los otolitos de sardina común y anchoveta:
- Figura 2.2.-Madurez a la talla de *E. ringens* en Talcahuano. Cuadrados: observaciones en base a tres muestreos durante 1995 y 1996. Curva: ajuste máximo verosímil. Barra: intervalo de confianza Bootstrap percentil (algoritmo MATSIM3) de la talla de 50% de maduración sexual.
- Figura 2.3.-Madurez a la talla de *E. ringens* en San Antonio. Cuadrados: observaciones en base a tres muestreos durante 1995 y 1996. Curva: ajuste máximo verosímil. Barra: intervalo de confianza Bootstrap percentil (algoritmo MATSIM3) de la talla de 50% de maduración sexual.
- Figura 2.4.-Madurez a la talla de *S. bentincki* en Talcahuano. Cuadrados: observaciones en base a tres muestreos durante 1995 y 1996. Curva: ajuste máximo verosímil. Barra: intervalo de confianza Bootstrap percentil (algoritmo MATSIM3) de la talla de 50% de maduración sexual.
- Figura 2.5.-Madurez a la talla de *S. bentincki* en San Antonio. Cuadrados: observaciones en base a dos muestreos durante 1995. Curva: ajuste máximo verosímil. Barra: intervalo de confianza Bootstrap percentil (algoritmo MATSIM3) de la talla de 50% de maduración sexual.
- Figura 2.6.-Índice gonadosomático (IGS, %) a la talla de *E. ringens* en San Antonio y Talcahuano. Scatterplot de todas las observaciones, separados para especímenes inmaduros y maduros.
- Figura 2.7.-Índice gonadosomático (IGS, %) a la talla de *S. bentincki* en San Antonio y Talcahuano. Scatterplot de todas las observaciones, separados para especímenes inmaduros y maduros.
- Figura 2.8.-Morfometría de los otolitos de *E. ringens* en San Antonio y Talcahuano en el primer muestreo. Las observaciones corresponden a los puntajes de cada pez en el primer plano principal, que explica un 72,4 % de la varianza total.

Figura 2.9.-Morfometría de los otolitos de *E. ringens* en San Antonio y Talcahuano en el segundo y tercer muestreo. Las observaciones corresponden a los puntajes de cada pez en el primer plano principal, que explica un 75,6 % de la varianza total.

Figura 2.10.-Morfometría de los otolitos de *S. bentincki* en San Antonio y Talcahuano en el primer muestreo. Las observaciones corresponden a los puntajes de cada pez en el primer plano principal, que explica un 63,7 % de la varianza total.

Figura 2.11.-Morfometría de los otolitos de *S. bentincki* en San Antonio y Talcahuano en el segundo muestreo. Las observaciones corresponden a los puntajes de cada pez en el primer plano principal, que explica un 75,6 % de la varianza total.

Figura 2.12.-Morfometría de los otolitos de *S. bentincki* en San Antonio y Talcahuano en el tercer muestreo. Las observaciones corresponden a los puntajes de cada pez en el primer plano principal, que explica un 68,8 % de la varianza total.

Figura 2.13.-Clase de otolitos según la forma de la cauda, detectados en Anchoveta y Sardina común:
C1: otolitos con cauda unilobulada. C2I: otolitos con cauda bilobulada con el lóbulo dorsal más corto. C2S: otolitos con cauda bilobulada con ambos lóbulos iguales. C2D: otolitos con cauda bilobulada con lóbulo inferior más corto. C3I: otolitos con cauda trilobulada con lóbulos más corto hacia el borde dorsal. C3D: otolitos con cauda trilobulada con lóbulos más corto hacia el borde ventral. C3S: otolitos con cauda trilobulada con lóbulos iguales. C3C: otolitos con cauda trilobulada con el lóbulo central más largo.

Figura 3.1.- Morfometría corporal de *Engraulis ringens* en dos localidades en el primer muestreo. Las observaciones corresponden a los puntajes de cada pez en el primer plano principal, que explica un 71,4% de la varianza total.

Figura 3.2.- Morfometría corporal de *Engraulis ringens* en dos localidades en el segundo muestreo. Las observaciones corresponden a los puntajes de cada pez en el primer plano principal, que explica un 77,9% de la varianza total.

Figura 3.3.- Morfometría corporal de *Engraulis ringens* en dos localidades en el tercer muestreo. Las observaciones corresponden a los puntajes de cada pez en el primer plano principal, que explica un 88,7% de la varianza total.

Figura 3.4.- Morfometría corporal de *Strangomera bentincki* en dos localidades en el primer muestreo. Las observaciones corresponden a los puntajes de cada pez en el primer plano principal, que explica un 87,7% de la varianza total.

Figura 3.5.- Morfometría corporal de *Strangomera bentincki* en dos localidades en el segundo muestreo. Las observaciones corresponden a los puntajes de cada pez en el primer plano principal, que explica un 76,0% de la varianza total.

Figura 3.6.- Morfometría corporal de *Strangomera bentincki* en dos localidades en el tercer muestreo. Las observaciones corresponden a los puntajes de cada pez en el primer plano principal, que explica un 84,5% de la varianza total.

Figura 4.1.-Análisis de Componentes Principales de la fauna parasitaria en la Sardina común.

Figura 4.2.-Análisis de Componentes Principales de la fauna parasitaria en la Anchoveta.

Figura 4.3.-Análisis de Componentes Principales de la fauna parasitaria incorporando las localidades de Mejillones y Coquimbo.

Proyecto: UNIDADES DE STOCKS EN LOS RECURSOS SARDINA COMUN Y ANCHOVETA DE LA ZONA CENTRO-SUR.

1.-Introducción.

Durante los últimos años ha sido claro el interés demostrado por los estudiosos en la biología de peces en aproximarse a las investigaciones genético poblacionales en peces marinos y específicamente investigar con diferentes técnicas el establecimiento e identificación de poblaciones discretas o "unidades de estoc", que permite a los administradores de recursos, tener mas antecedentes para diseñar una política de explotación.

El concepto de estoc ha sido ampliamente discutido y podrían resumirse las posiciones en término que un biólogo evolutivo aplica el concepto de estoc a grupos de peces que se mantienen temporalmente o espacialmente aislados unos de otros y que son genéticamente distintos, debido a su aislamiento reproductivo. Por otra parte desde el punto de vista pesquero los estocs son un grupo de peces explotados en un área específica por métodos específicos de pesca. En la medida que los estudios han ido avanzando en conocer la estructura poblacional de las especies de peces, especialmente de ambientes pelágicos y la utilización de diferentes metodologías , se observa que es bastante compleja, estableciéndose que las especies de peces no existen como un continuo o población homogénea , son mas bien un conjunto de poblaciones que pueden ocupar diferentes áreas geográficas, pueden segregarse por el hecho de desovar en diferentes lugares, pueden tener diferentes zonas de alimentación en las etapas de larvas o juveniles, o pueden formar cardúmenes discretos de peces de ciertas edades, o adultos que regresan a diferentes áreas de desove. El interés que se tiene en pesquerías es saber si una especie tiene una estructura poblacional en un momento dado y si esta es de transición o de corta vida y que en la siguiente etapa se mezcla nuevamente al azar para dar origen a la otra generación, o por el contrario si la estructura poblacional es permanente de tal forma que es posible diferenciarla genéticamente.

Este proyecto plantea los siguientes objetivos:

Objetivo general.

Identificar unidades de estoc en los recursos sardina común y anchoveta explotados en el litoral de las regiones V a IX, respectivamente.

Objetivos específicos.

- 1.- Determinar la variabilidad de las variables y/o caracteres y/o marcas biológicas y/o atributos para los recursos sardina común y anchoveta, respectivamente.
- 2.- Identificar las variables y/o caracteres y/o marcas biológicas que aporten mayor variabilidad entre localidades, a través de muestras simultáneas obtenidas para sardina común y anchoveta, respectivamente.
- 3.- Determinar el grado de variación intralocal de las variables y/o caracteres y/o marcas biológicas para sardina común y anchoveta, respectivamente.
- 4.- Determinar la estabilidad temporal de las variables y/o caracteres y/o marcas biológicas para sardina común y anchoveta, respectivamente.
- 5.- Determinar la existencia de diferentes unidades de estoc para los recursos sardina común y anchoveta dentro del área de estudio.

La "anchoveta" *Engraulis ringes* y la sardina común *Strangomera bentincki* son dos de las especies que sustentan la pesquería destinada a transformación (harina y conservas) en las costas de Chile. La primera es una especie con amplia distribución geográfica, la que abarca desde el norte del Perú al sur de Chile (Chirichigno, 1974). En cambio, la segunda especie se distribuye en la zona central de nuestro país. La existencia de estas especies, a lo largo de las costas de Chile, desde la I región y al menos hasta la X región la anchoveta, y entre la V y VIII región la sardina común, obliga a definir claramente la existencia o no de unidades poblacionales discretas (ausencia de contacto entre ellas), ya que el adecuado manejo de una pesquería requiere identificar claramente si el esfuerzo se está aplicando sobre una o más unidades poblacionales.

Jordan (1980) reconoció la existencia de tres subunidades poblacionales de anchoveta para el Pacífico sur oriental, basándose en la presencia de huevos en el plancton y en estudios de caracteres merísticos, morfológicos, marcaje - recaptura y en aspectos de su fisiología. Estas subunidades se distribuirían desde Zorritos ($4^{\circ} 30' \text{L.S.}$) hasta Atico ($16^{\circ} 00' \text{L.S.}$), Perú, otra desde Atico hasta Antofagasta, Chile ($24^{\circ} 00' \text{L.S.}$) y la tercera desde Antofagasta a Talcahuano, Chile ($36^{\circ} 00' \text{S}$). Durante el año 1993 de acuerdo con SERNAP, 1993, se capturaron 1.472.929 toneladas, de las cuales la zona centro-sur aportó con 205.936 toneladas, entre la V y VIII Regiones.

La sardina común, *Strangomera bentincki*, es una especie pelágica que se distribuye entre Antofagasta ($23^{\circ} 38' \text{L.S.}$) y Puerto Montt ($41^{\circ} 00' \text{L.S.}$). Habita en aguas someras en la región litoral y en una franja de hasta 10 millas mar afuera. Se le puede encontrar formando cardúmenes aislados o bien acompañada de otras especies, como sardina española, anchoveta, mote, machuelo (Aguayo y Soto, 1978). *Strangomera bentincki*, que desde el punto de vista de su explotación pesquera es un recurso abundante en la pesquería centro-sur; durante el año 1993 se capturaron un total de 244.125 toneladas, de las cuales 234.536 corresponden a la pesca que se lleva en cabo en la zona de Talcahuano (SERNAP, 1993).

Metodología de presentación.

En este Informe, los resultados se presentarán secuencialmente según la metodología utilizada, en el siguiente orden:

1. Marcadores genéticos
2. Análisis de caracteres biológicos
3. Morfometría
4. Parasitología

MARCADORES GENETICOS

En este proyecto se han desarrollado las siguientes metodologías de análisis para ambas especies:

1.- Marcadores genéticos, que se obtienen a través de la metodología de electroforesis en gel de almidón, para sistemas proteínicos polimórficos.

El uso de la electroforesis de proteínas permite establecer genotipos para cada uno de los individuos y para cada locus que se estudie. Al mismo tiempo permite identificar el número de alelos.

Los procedimientos básicos para la electroforesis incluye una matriz que es un gel de almidón, en el cual se introducen soluciones de proteínas, que se separan en forma relativa de acuerdo a su carga neta, al pasar una corriente eléctrica a través del gel. Las mezclas de proteínas se extraen con agua de tejidos tales como musculatura esquelética, corazón, hígado, principalmente. La mayor parte de las proteínas estudiadas por electroforesis corresponden a enzimas, debido a que se pueden teñir en forma específica, con métodos muy similares de la histoquímica.

El resultado final de la electroforesis son bandas coloreadas que identifican la ubicación de varias formas de proteínas en un gel. El patrón de bandeo de un individuo contiene información acerca del genotipo de los individuos con respecto al locus que codifica una proteína específica. Con esta técnica es posible averiguar la magnitud de la variabilidad genética existentes en la especie, además de poder estimar las frecuencias génicas y genotípicas de los diversos loci. Estas frecuencias pueden compararse para diferentes muestras que podrían representar poblaciones diferentes o averiguar a nivel intrapoblacional si esta información aloenzimática es homogénea o no al comparar ejemplares de diferentes edades o sexo.

Métodos estadísticos.

Las consideraciones estadísticas tienen dos incidencias en los estudios electroforéticos: 1.- Establecer el tamaño de la muestra requerida, y 2.- El análisis de los datos recolectados.

Para establecer el tamaño de las muestras en los estudios poblacionales se necesitan cuatro parámetros: a) la magnitud de las diferencias en las frecuencias alélicas entre poblaciones que serán aceptadas como estadísticamente significativas, b) la frecuencia alélica misma, c) la posibilidad de error tipo 1, y d) la posibilidad de error tipo 2.

En los estudios típicos de genética poblacional los tamaños de muestra varían entre 40 y 100 individuos y se usa un α de 0,05. Por lo general las frecuencias más comunes que se encuentran al analizar los loci fluctúan entre 0,55 y 0,95. El valor para la posibilidad de errores tipo 2, se establece a nivel de 0,1 y para establecer diferencias de frecuencias génicas de 0,02. Los tamaños muestrales fluctúan entre 132 para una frecuencia génica de 0,55 y de 50 para una frecuencia génica de 0,95. Tabla 2(Richardson *et al.*, 1986).

Análisis de datos alozímicos.

Análisis de un locus.

El primer análisis típico, involucra una prueba, para ver si la distribución observada de los genotipos, está en concordancia con lo que se esperaría, basado en las frecuencias alélicas de las muestras. Este test convencionalmente se denomina test de equilibrio de Hardy-Weinberg. Un test simple de bondad de ajuste como Ji cuadrado o test de G, puede llevarse a cabo y compararse con la distribución de Ji cuadrado. Los valores esperados de las clases genotípicas son calculados por la expansión de $(p+q+r+\dots)^2$, donde p, q, r, ... son las frecuencias alélicas.

El test de G se describe como sigue:

$G = 2 \sum O \ln (O/E)$, sumado sobre todas las clases genotípicas, donde O = número observado de individuos en cada clase genotípica y E = número esperado. El estadístico G se distribuye como una variable de Ji cuadrado con grados de libertad igual al número de clases genotípicas, menos el número de alelos.

Diferenciación genética. Una de las principales preguntas al conocer la estructura poblacional, es si estas muestras exhiben diferencias significativas en la distribución de los genotipos. En esta oportunidad se utiliza la prueba del Fst que corresponde a la medida de diferenciación de la

estructura poblacional. De acuerdo a Hartl (1980), valores de 0.05 a 0.15 para el F_{st} , se puede considerar como una moderada diferenciación. Valores de 0.15 a 0.25 indican una gran diferenciación. Los valores de F_{st} se obtuvieron del programa BIOSYS 1.7.

Valores de Similitud. Es muy posible que al analizar un cierto número de muestras o poblaciones, estas puedan mostrar frecuencias alélicas similares en un locus y diferentes en otros loci, etc. Necesitamos determinar, cuáles muestras o poblaciones comparten más alelos en común y cuáles están más relacionadas unas a otras al comparar todos los loci. Existe un buen número de algoritmos que establece niveles genéticos de similitud o de distancia genética entre pares de poblaciones dentro de un grupo de poblaciones. En esencia los algoritmos miden la similitud de las frecuencias alélicas para todos los loci entre las poblaciones. Los algoritmos más usados son los descritos por Nei (1972):

$$D = -\log_e I; \quad I = \frac{\sum x_i y_i}{\sum x_i^2 \sum y_i^2};$$

D = distancia genética; I = identidad genética.

Donde x_i e y_i son las frecuencias del alelo i -ésimo en un locus para una población x e y , respectivamente.

Análisis de Cluster.

Los valores de identidad genética permiten examinar cuales pares de poblaciones o muestras son las más relacionadas y cuáles son las menos. Con el objeto de examinar las poblaciones como un todo, necesitamos responder una pregunta mas general "¿qué grupos de poblaciones son las más relacionadas?". Esta pregunta se responde, sometiendo los valores de identidad genética a un análisis de cluster. Estos resultados se trasladan a un dendrograma. El método de cluster a utilizar corresponde al UPGMA.

RESULTADOS.

En la sardina común se analizaron un total de seis loci polimórficos. La Tabla 1.1 entrega la información de las frecuencias génicas para cada uno de los alelos designados como A, B, C, D. para los seis muestreos llevados a cabo en San Antonio y Talcahuano. Para el locus PGM-1 en la zona de Talcahuano el alelo más común es bastante homogéneo en valores, no así el alelo A que en la muestra 3 de Talcahuano se encuentra en una frecuencia de 0.02, que es alta comparándolo con las dos muestras restantes. Lo mismo ocurre en las muestras de San Antonio al comparar la muestra 3 con la muestra 1 de la misma localidad. También es importante hacer notar que para el locus 6PGDH la muestra 3 de Talcahuano tiene una frecuencia alta del alelo más común que corresponde al B cuando se compara con las otras dos muestras de la misma localidad. Estos ejemplos de valores de frecuencias tienen implicancia en la variabilidad que tienen las muestras dentro de una misma localidad. La heterocigosidad media por locus, contada de manera directa, correspondió a 0.197 (e.s. ± 0.184), para Talcahuano1, 0.240 (e.s. ± 0.068), para Talcahuano 2 y de .211 (e.s. ± 0.086). en Talcahuano3. Los valores encontrados en las muestras de San Antonio, corresponden a 0.183 (e.s. ± 0.060), 0.186 (e.s. ± 0.065) y 0.182 (e.s. ± 0.058). La variabilidad genética para los seis loci se presenta en la Tabla 1.2, en esta caso se han considerado como loci polimórficos aquellos en que la frecuencia del alelo más común no excede de 0.95. La heterocigosidad media observada por conteo directo se compara con la esperada de acuerdo al equilibrio de Hardy-Weinberg. El test de ajuste para el equilibrio de Hardy-Weinberg para las frecuencias observadas de genotipos y frecuencias esperadas mostró que para las tres muestras de Talcahuano solamente la PGI-1 tiene valores altos de desequilibrio (X^2 ; 10.9. $P < .001$). En las muestras provenientes de San Antonio 1 los loci AAT-1 y 6PGDH muestran desequilibrio; para San Antonio 2 sólo el locus PGI-1, y para San Antonio 3 los loci IDH-2 y 6PGDH no se encuentran en equilibrio.

Los valores del estadístico F_{st} , para cada uno de los loci se muestran en la Tabla 1.3. Estos se encuentran en el rango entre 0.004 para el locus 6PGDH y 0.011 para PGI-1. Valores extremadamente bajos que no permite establecer algún grado de diferenciación entre las poblaciones de sardina común, de acuerdo a lo establecido por Hartl (1990). El valor promedio del F_{st} de 0.007 no tiene un valor de significancia importante.

La tabla 1.4 muestra una matriz de datos correspondientes a la distancia y similitud genética; prácticamente los valores de similitud entre las diferentes muestras y para ambas localidades se encuentran muy cercanos a 1, lo que indicaría que al analizar en conjunto los loci no se observan diferencias entre las muestras. Al considerar estos valores, en un análisis de dendrograma mediante el método del UPGMA no agrega información a la diferenciación de poblaciones.

En la anchoveta *E. ringens*, se analizaron cuatro loci polimórficos que se muestran en la Tabla 1.5. Para el locus AAT-2 el alelo más común se mantiene en una frecuencia de 0.90, mostrando un valor de 0.87 una de las muestras de San Antonio. Los alelos más raros presentan variaciones mayores, como por ejemplo el alelo A en la muestra de San Antonio 1 presenta una frecuencia de 0.067, en cambio el resto de las muestras prácticamente es cero. También se observa este tipo de situaciones para el locus AAT-1, donde el alelo B presenta frecuencias diferentes, por ejemplo para Talcahuano 1 y 2. En el locus EST-1 se observa que el alelo B y C muestran rangos de frecuencias génicas variables para las diferentes muestras intra e interlocalidades. Situación que se repite para el locus IDH-1. Estas observaciones apuntan a la variabilidad que se puede observar en muestras tomadas dentro de la misma localidad.

La Tabla 1.6 presenta la variabilidad genética en términos de heterocigosidad observándose que los valores para las muestras obtenidas en Talcahuano y San Antonio son idénticas. El promedio para Talcahuano es 0.402 y en San Antonio de 0.400.

Los valores de F_{st} para cada uno de los loci se muestra en la Tabla 1.7 y de acuerdo con las estimaciones dadas por Hartl (1980) no son valores que muestren una diferenciación genética importante entre las localidades. El análisis de la distancia y similitud genética de Nei que se muestra en la Tabla 1.8, presentan al igual que la Sardina común, altos valores de similitud genética que varían entre 0.986 y 1. En consecuencia, la construcción de un dendrograma con los valores citados, no tiene sentido.

MARCAS BIOLÓGICAS

MATERIALES Y MÉTODOS

Se recolectaron muestras simultáneas en las localidades de San Antonio y Talcahuano, durante dos y tres meses en el periodo de madurez máxima (invierno) y durante dos y un mes en el segundo periodo de madurez (verano), para sardina común y anchoveta, de acuerdo a lo estipulado en la propuesta técnica (Tabla 2.1. y 2.2.).

En forma general, se señala que las capturas durante toda la temporada, estuvieron sustentadas por reclutas, esto es ejemplares bajo 10 cm de LT, con una moda entre 6-7 cm, lo que involucró un esfuerzo extra para la obtención de las muestras y en especial, para análisis reproductivo.

Los ejemplares capturados fueron medidos (LT, mm), pesados (0,1 g), determinado su estado de madurez sexual, las gónadas extraídas, pesadas (0,01 g) y conservadas en formalina al 10%. De una submuestra estratificada de talla de sardina común y anchoveta los otolitos fueron extraídos de las cápsulas óticas con pinzas de punta fina por la parte ventral del cráneo y fueron fijados por la cara interna sobre un cartón perforado con fondo negro mediante bálsamo de Canadá (Tablas 2.1. y 2.2.).

2.1.-Índices Reproductivos.

El estudio de la variación reproductiva de las especies es un aspecto interesante ya que frecuentemente da señales de los mecanismos de aislamiento que se requieren para los procesos de diferenciación entre las poblaciones. La metodología aplicada consistió en el seguimiento mensual, durante la(s) época(s) de madurez máxima, de dos índices:

$$\text{a) Índice Gonadosomático (IGS)} = \frac{\text{peso gónada}}{\text{Peso pez- peso gónada}} * 100$$

$$\text{b) Porcentaje de hembras maduras (PHM): [E3 + E4 + E5]$$

El porcentaje de hembras maduras sirvió de base para establecer la curva de madurez de ambas especies y comparar entre las dos localidades, San Antonio y Talcahuano. En la determinación de los estados de madurez macroscópicos se utilizó la escala propuesta por Serra (1976) para anchoveta, que identifica seis estados de madurez, para desovantes parciales o fraccionados. El índice, porcentaje de hembras maduras (PHM) incluyó los estados 3, 4, 5 y 6. Los estados considerados maduros, citados de acuerdo a Serra (op. cit) se definen a continuación:

Estado 3: Ovarios aumentan de tamaño conservando una forma aproximadamente cilíndrica aunque son aplanados y bastante túrgidos. Se incrementa el suministro arterial. Presentan un color naranja intenso. Se observan óvulos grandes de forma ovalada y de color blanquecino opaco, separados en sus septos ováricos.

Estado 4: Los ovarios han aumentado considerablemente de tamaño ya que ocupan gran parte de la cavidad visceral y son globosos. El diámetro sigue aumentando y se enchanza mucho más hacia adelante, mientras que la extremidad posterior es más aguda, presentando en consecuencia un contorno piriforme alargado. El color es anaranjado más intenso; los óvulos son traslúcidos, desprendiéndose fácilmente de los folículos, o bien, se encuentran sueltos en la cavidad interior del ovario. Con frecuencia es posible lograr que salgan al exterior ejerciendo una pequeña presión en las paredes de la gónada.

Estado 5: Los ovarios han alcanzado su máximo desarrollo cubriendo en parte el intestino, y están en pleno proceso de desove. La coloración varía del anaranjado intenso a un rojizo sanquinolento, ocasionado por la ruptura de los septos ováricos luego de alcanzar los óvulos su maduración total. Ocurre a veces que gónadas que pueden ser catalogadas en el Estado 5 se les observa como parcialmente desovadas y con óvulos en pleno desarrollo. Si la anchoveta desova más de una vez en la misma estación reproductiva, este estado incluiría las gónadas parcialmente desovadas.

Estado 6: Los ovarios inician el proceso de regresión, son de coloración rojizo sanguinolento, se pierde la turgencia y las paredes se presentan flácidas indicando la expulsión de los gametos, se pueden observar ovocitos maduros residuales.

2.1.1.-Curva de madurez sexual

Para la comparación de las curvas de madurez, se ajustó el modelo por regresión logística, con estimación de máxima verosimilitud de la función densidad de probabilidad binomial (Roa 1993), en el módulo NONLIN de SYSTAT (Wilkinson 1988). El modelo de madurez correspondió a:

$$P(L) = \frac{1}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 L}}$$

donde $P(L)$ es proporción de madurez como función de la longitud l , y β_0 y β_1 son parámetros de posición y pendiente respectivamente. Bajo este modelo, la talla media de madurez sexual es simplemente $L50\% = \beta_0/\beta_1$.

Se consideraron maduros los individuos de ambas especies que presentaron un estado de madurez gonadal 3 o superior. Para ambas especies, el análisis se realizó agregando la información de tres muestreos, para satisfacer de mejor manera la demanda de información de los métodos utilizados. Además, el análisis se realizó con ambos sexos agrupados puesto que una inspección inicial de las observaciones reveló que no existía suficiente evidencia estadística para tratar los sexos por separado.

Para comparar las diferencias entre peces de ambas localidades en términos de su curva de madurez, se probó la hipótesis que en ambas localidades los peces presentaban la misma talla media de madurez sexual. Esta prueba se realizó en base al algoritmo MATSIM3 de Roa (manuscrito en preparación) que contempla una prueba de simulación Monte Carlo de los

estimadores de los dos parámetros de la curva de madurez, tomando en cuenta las correlaciones entre ambos estimadores. De esta manera, se construyó una distribución empírica de probabilidad de la talla media de madurez sexual de cada localidad, y se determinaron intervalos de confianza Bootstrap percentil del 90%. Bajo ese enfoque, la superposición de los intervalos de confianza indica que no existen diferencias significativas, al nivel especificado de significancia.

2.1.2.-Índice Gonadosomático

Se realizaron análisis gráficos descriptivos para apreciar el efecto de la talla y la localidad sobre el valor de este índice en ambas especies. En el caso de observarse tendencias diferentes (sardina, ver resultados), el efecto de ambos factores fue estudiado mediante un modelo lineal de la forma:

$$IGS = \beta_0 + \beta_1 ls + \beta_2 loc + \beta_3 ls * loc$$

en que se evalúa el efecto tanto de los factores talla y localidad, como la interacción entre ambos, suponiendo que estos efectos son aditivos.

2.2.-Relación longitud del pez versus largo y alto del otolito sacular en sardina común y anchoveta.

Los muestreos se realizaron en tres periodos del año (Tablas 2.1 y 2.2). Los ejemplares de sardina común y anchoveta fueron medidos en su longitud total (mm) y la longitud y alto del otolito (0,1 mm), bajo un estereomicroscopio Nikon.

El análisis de las diferencias entre las rectas de regresión de la longitud del pez y la longitud y alto de los otolitos del pez y su peso (linealizada), se realizó a través del uso de variables indicadores (Neter et al., 1985). Específicamente, se ajustó el modelo lineal.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i,1} + \beta_2 X_{i,2} + \beta_3 X_{i,1} X_{i,2} + E_i$$

Donde Y_i es la variable del otolito (longitud o alto), o el logaritmo natural del peso, $X_{i,1}$ es la longitud del pez, $X_{i,2}$ vale 1 para una zona y vale 0 para la otra zona, y ϵ_i es el error aleatorio. En el modelo, β_2 , corresponde a la diferencia en interceptos debida a la zona, y β_3 corresponde a la diferencia en pendientes, mientras que los otros dos coeficientes tienen el significado usual de las funciones de regresión. La igualdad de las funciones de regresión, para las dos zonas fue probada a través de la hipótesis

$$H_0 : \beta_2 = \beta_3 = 0$$

Si la hipótesis nula es aceptada, entonces una única regresión lineal con β_1 significativa describe ambas zonas de manera agregada, respecto de la relación entre la longitud del pez y la variable del otolito. En cambio, si la hipótesis nula es rechazada, siendo alguno o ambos coeficientes β_2 y β_3 , diferentes de cero, entonces las dos zonas de prueba está dado por el F parcial.

$$F^* = \frac{\text{SRR}(X_2, X_1 X_2 / X_1)}{2} : \frac{\text{SSE}(X_1, X_2, X_1 X_2)}{n-4}$$

de 2 y n-4 grados de libertad, donde SSR es la suma de cuadrados de la regresión debida a X_2 y $X_1 X_2$ dado que X_1 es significativa, SSE es la suma de cuadrados del error debida al modelo completo, y n representa el tamaño de la muestra combinado para ambas zonas.

Suponiendo que existen diferencia entre los interceptos de la funciones de regresión, se probó la hipótesis nula de igualdad de las pendientes, mediante la hipótesis

$$H_0 : \beta_3 = 0$$

cuyo estadístico de la prueba es F parcial

$$F^* = \frac{\text{SRR}(X_1, X_2 / X_1, X_2)}{1} : \frac{\text{SSE}(X_1, X_2, X_1 X_2)}{n-4}$$

de 1 y n-4 grados de libertad

De esta forma y sobre la base de las muestras recolectadas en forma estratificada y obtenidas aproximadamente en la misma época y en ambas zonas de estudio (San Antonio y Talcahuano), se determinó las regresiones para las siguientes relaciones:

- a) Longitud pez - longitud o diámetro del otolito
- b) Longitud pez - alto a nivel del núcleo del otolito

2.3.-Morfometría de los otolitos de sardina común y anchoveta.

Se realizaron 11 mediciones morfométricas (Fig 2.1) sobre tres muestras en cada localidad (Tablas 2.1 y 2.2), las cuales permitieron una buena representación de la forma de los otolitos. Además, para cada otolito se contó con la medición de la longitud total y estándar del pez. Previo a los análisis, el efecto del tamaño de los peces fue descartado mediante la estandarización de cada medida por el tamaño (medida/tamaño) de cada pez.

Las variables morfométricas están altamente correlacionadas, debido a que todas están regidas por el proceso de crecimiento del organismo. Por esto, la comparación de la

morfometría de los otolitos de cada especie entre localidades se realizó utilizando análisis multivariado. En primer lugar, se utilizó un Análisis de Componentes Principales (ACP, Morrison 1967) como técnica exploratoria. El despliegue de cada otolito en base a su puntaje en los primeros componentes principales permite identificar grupos de otolitos de diferente morfometría. Esto permite identificar sagitas de características anómalas o mediciones erróneas, pues aparecen distanciadas de los grupos principales. Por último, el ACP permite corroborar de manera tentativa la validez de los supuestos de las posteriores pruebas de hipótesis.

Posteriormente se utilizó un Análisis de Varianza Multivariado (MANOVA, Morrison 1967) para probar la hipótesis que la morfometría de los otolitos de sardina común y anchovetas eran diferente en cada una de las dos localidades de estudio. En este análisis se realizó un contraste sólo para el efecto de la localidad, y no de las medias globales (constantes) de cada variable, para asegurar de mejor manera que el tamaño no afectara la prueba de hipótesis.

Las pruebas de hipótesis se realizaron separadamente con evidencia de tres muestreos en cada especie, puesto que los tamaños de muestra fueron suficientes. Se incluyen en los resultados las pruebas F univariadas para cada variable morfométrica por separado, para sugerir algunas variables específicas que pudieran provocar la diferencia a nivel multivariado. Tanto el ACP como el MANOVA se realizaron en el programa computacional SYSTAT 5.0, módulos FACTOR y MGLH (Morrison 1988).

Las once variables consideradas en la morfometría de los otolitos de sardina común y anchoveta se presentan en la Figura 2.1 y las mediciones se efectuaron con un estereomicroscopio Nikon con precisión de 0,01 mm.

- 1.-Distancia rostro-cauda (longitud otolito) (A-E).
- 2.-Distancia rostro-excisa rostri (A-B).
- 3.-Distancia cauda-núcleo (E-G).
- 4.-Distancia excisa rostri-antirostro (B-C).

- 5.-Distancia antirostro-cauda (C-E).
- 6.-Distancia rostro-punto borde ventral a nivel del núcleo (A-F).
- 7.-Distancia antirostro-punto borde dorsal a nivel del núcleo (C-D).
- 8.-Distancia cauda-punto borde ventral a nivel del núcleo (E-F).
- 9.-Distancia cauda-punto borde dorsal a nivel del núcleo (E-D).
- 10.-Distancia borde dorsal-bordeventral a nivel del núcleo (D-F).
- 11.-Distancia rostro-punto borde dorsal a nivel del núcleo (A-D).

2.4.-Forma general y tipo de núcleo de los otolitos de sardina común y anchoveta en ambas zonas de estudio.

Con este objetivo se examinó cualitativamente los ejemplares muestreados en la sección anterior (2.3) de ambas especies, poniendo énfasis en detectar y describir características distintivas entre los otolitos de ambas zonas en estudio (Tablas 2.1 y 2.2).

2.4.1.-Forma general de otolitos sagitales.

En general, los otolitos de sardina común presenta una forma ovalada con un rostro prominente, claramente separado del antirostro y con el alto mayor cercano al nivel del núcleo. Los otolitos sagitales de anchoveta son más fusiformes con un rostro más pronunciado y su mayor alto también a nivel del núcleo, pero mucho menor que en sardina.

La principal diferencia detectada en los otolitos de ambas especies es la forma de su cauda o postrosto, que puede terminar en un lóbulo, dos lóbulos o tres lóbulos. Estos a la vez pueden estar al mismo nivel, ser mayor el central o pueden ser menores hacia ambos bordes, dorsal o ventral. Esto permitió identificar 8 clases de otolitos de acuerdo a la forma de la cauda o postrosto.

2.4.2.-Tipos de núcleos

Tanto en sardina común como en anchoveta se discriminaron sólo dos tipos de núcleos: i) Hialinos (H) cuya presencia fue preponderante ii) Opacos (O) que estuvieron presentes en baja frecuencia. Además, a pesar de no estar comprometido en la propuesta, se registró el diámetro longitudinal de los núcleos hialinos con la finalidad de detectar algún tipo de diferencia entre especímenes de ambas localidades, para lo cual se aplicó la "prueba-t" entre medias.

2.4.3.-Primer anillo de crecimiento en sardina común.

En forma complementaria y sin estar en la propuesta, por la facilidad de medición se registró el diámetro longitudinal del primer anillo hialino en sardina común de ambas localidades, para fines comparativos se utilizó la "prueba-t" entre medias.

RESULTADOS

3.1.-Parámetros reproductivos

3.1.1.-Análisis de la Curva de madurez

3.1.1.1.-Comparación de la Curvas de Madurez de Anchoveta: Talcahuano versus San Antonio.

Los resultados de las estimaciones de madurez para anchoveta en las dos localidades se presentan en las Figs. 2.2 y 2.3. En primer lugar, es claro que el hecho de contar con una mayor muestra en Talcahuano (N=783) que en San Antonio (N=585) ha permitido una mejor estimación en la primera localidad. Esto se hace evidente al observar el buen ajuste del modelo a las observaciones. Asimismo, los errores estándar de los estimadores en el caso de Talcahuano son menores, en relación con los estimadores mismos, que en la muestra de San Antonio.

En segundo lugar, se aprecia que no existe diferencia significativa entre las tallas de 50% de madurez sexual de las dos localidades, puesto que los intervalos de confianza del 90% se superponen ampliamente (Talcahuano: 7,9 a 8,9 cm de longitud estándar; San Antonio: 5,6 a 8,9 cm).

Por lo tanto, se concluye que en ambas localidades la anchoveta madura a la misma talla media, que está cercana a los 8,5 cm de longitud estándar.

3.1.1.2.-Comparación de las Curvas de Madurez de Sardina: Talcahuano versus San Antonio

En esta especie, un examen preliminar mostró que en el mes de febrero la gran mayoría de los ejemplares se encontraban en una fase de reposo sexual o inmaduros, lo que llevó a eliminar dichas muestras del análisis, pues diferentes autores han señalado que una buena estimación de la curva de madurez debe efectuarse en el periodo de madurez máxima (Arancibia *e. al.*, 1994). Este hecho llevó a contar con bajos tamaños de muestra, que condujeron a estimaciones poco seguras (Figs. 2.4 y 2.5), sobre todo en San Antonio (Fig. 2.5). En esta localidad, hasta el rango de tallas de 7,5 cm de longitud estándar, no se observó ningún individuo maduro, y luego, desde el rango de tallas de 8 cm, no se observó ningún individuo inmaduro, excepto por una pequeña cantidad en el rango de los 10,5 cm. Por esta característica de los datos, que provienen sin duda de su bajo tamaño de muestra (N=229), la curva de madurez aparece como muy abrupta, y el intervalo de confianza de la talla de 50% de madurez aparece mínimo. De haber contado con mayor tamaño de muestra, habrían aparecido rangos de talla con una mezcla de individuos maduros e inmaduros, como sucedió en los casos de las muestras de anchoveta, en ambas localidades, y en la misma sardina en Talcahuano. En el caso de esta localidad, la curva de madurez aparece como muy gradual, lo que se puede sostener que está más cercano a la realidad que en el ajuste de San Antonio, puesto que en Talcahuano se contó con una tamaño de muestra apropiado (N=402).

Los intervalos de confianza del 90 % de la talla de 50% de madurez en San Antonio (7,3 a 7,7 cm) y Talcahuano (7,3 a 11,4) claramente se sobreponen, por lo que no existe diferencia significativa entre ambas localidades. Por lo tanto, se concluye que en ambas localidades la sardina madura a la misma talla media, que está cercana a los 10,4 cm de longitud estándar.

3.1.2.-Comparación de la Relación entre IGS y Talla de Anchoqueta y Sardina: Talcahuano versus San Antonio

Las Figs. 2.6 y 2.7 muestran la relación entre talla (longitud estándar), el estado de madurez, y el valor del IGS para anchoqueta y sardina, respectivamente. Es claro que en ambas localidades el IGS aumenta desde los inmaduros a los maduros, como era de esperar. En segundo lugar, es evidente que para anchoqueta no existen diferencias entre las localidades en la relación entre IGS, talla y estado de madurez (Fig. 2.6). En cambio, la situación no es tan clara en sardina (Fig. 2.7) debido al bajo tamaño de muestra, sobre todo a nivel de los inmaduros en San Antonio. Sin embargo, en sardina se sugiere una situación similar a la que se observa en Anchoqueta, con un nivel mínimo de IGS en inmaduros y un incremento con mucha varianza hacia las tallas mayores de los individuos maduros. En general, tampoco se aprecia una diferencia notable entre sardinas de Talcahuano y de San Antonio, excepto que las de Talcahuano tenían mayores tallas. Sin embargo, al utilizar un modelo lineal se detecta que existe efectos significativos de la localidad y de la interacción entre localidad y talla para sardina, aunque no se evidencia la hipótesis de un efecto de la talla per se sobre el IGS (Tabla 2.3). Se observa por lo tanto, que existe un efecto significativo de la localidad sobre el IGS, aunque no ha nivel de estratos de talla, pues el rango de tallas incluido en la muestra no afecta al IGS.

Por último, llama la atención la gran dispersión de los valores de IGS en individuos maduros de ambas localidades y ambas especies, para todo el rango de tallas. En el cálculo del IGS entra no sólo el peso de la gónada sino también el peso del individuo, por lo que la varianza final del IGS viene de la varianza del peso del cuerpo a la talla y del peso de la gónada a la talla. Por otro lado, ambas variables se relacionan de manera potencial con la talla, por lo que tienen una alta varianza cada una. Es entonces natural que se dé una alta varianza del IGS en relación con la talla.

3.2.-Morfometría de los otolitos.

3.2.1.-Anchoveta (*E. ringens*)

Se obtuvieron diferencias significativas en la morfometría de los otolitos de anchovetas de ambas localidades para los tres muestreos considerados (Tablas 2.4 y 2.5). El análisis exploratorio con el ACP corrobora los resultados del MANOVA (Figs. 2.8 y 2.9). Es notable en la Fig. 2.9 que un grupo de peces de San Antonio se aleja en su morfometría tanto del resto de los individuos de San Antonio como de los de Talcahuano. Este grupo fue excluido de la comparación con el MANOVA.

3.2.2.-Sardina común (*S. bentincki*)

En este caso el resultado es similar al de la anchoveta: se detectan diferencias significativas en la morfometría de los otolitos entre ambas localidades en las tres muestras (Tablas 2.6, 2.7 y 2.8). Como en el caso de *E. ringens* recién descrito, el análisis exploratorio con el ACP corrobora la existencia de diferencias entre localidades (Figs. 2.10; 2.11 y 2.12). Asimismo, se detectó mediante el ACP un grupo de observaciones atípicas en Talcahuano (Fig. 2.11), las que fueron excluidas del MANOVA.

3.3.-Comparación de las relaciones largo, alto del otolito versus talla del pez.

3.3.1.-Anchoveta.

Se encuentran diferencias significativas entre las regresiones de largo y alto de los otolitos y la talla del pez entre ambas localidades (Tabla 2.9). Estos resultados concuerdan con los obtenidos sobre base de la morfometría de los peces y de los otolitos.

3.3.2.-Sardina común.

Como en el caso anterior, se encuentran diferencias significativas entre las regresiones de largo y alto de los otolitos y la talla del pez entre ambas localidades (Tabla 2.9), aunque en el caso de alto del otolito la evidencia a favor de la diferencia es sólo débil.

3.4.-Forma general y tipo de núcleo de los otolitos de anchoveta y sardina común en ambas zonas de estudio.

El análisis cualitativo y cuantitativo de los otolitos en relación a forma general, tipo de núcleos y medición de diámetros de núcleos y primer anillo hialino entregó lo siguiente:

3.4.1.-Forma general de otolitos sagitales.

Se detectaron en anchoveta y sardina común, las siguientes clases de otolitos de acuerdo a la forma de la cauda o postrostro (Fig. 2.13):

- a) Otolitos con cauda unilobulada, C1.
- b) Otolitos con cauda bilobulada con el lóbulo dorsal más corto, C2I.
- c) Otolitos con cauda bilobulada con ambos lóbulos iguales, C2S.
- d) Otolitos con cauda bilobulada con lóbulo inferior más corto, C2D.
- e) Otolitos con cauda trilobulada con lóbulos más corto hacia el borde dorsal, C3I.
- f) Otolitos con cauda trilobulada con lóbulos más corto hacia el borde ventral, C3D.
- g) Otolitos con cauda trilobulada con lóbulos iguales, C3S.
- h) Otolitos con cauda trilobulada con el lóbulo central más largo, C3C.

3.4.1.1.-Anchoveta.

En esta especie la frecuencia de los diferentes clases de otolitos individualizados presentan un patrón semejante en ambas áreas de estudio (Tabla 2.10). En San Antonio el mayor porcentaje corresponde a la forma C2S con el 31,5 %, le siguen C2I con el 30 % y C3S con el 9,5 %; los otolitos con cauda bilobulada comprenden en total una frecuencia del 70,2 %.

En Talcahuano la mayor frecuencia la tiene la forma C2I con un 47 %, siguiéndole C2S con 28 % y C1 con el 8 %, también los otolitos con cauda bilobulada son los predominantes con el 78,3 % (Tabla 2.10), lo que muestra en general la falta de una diferencia particular para separar especímenes de anchoveta de ambas localidades de acuerdo a la forma de los otolitos.

3.4.1.2.-Sardina común.

En forma similar a la anchoveta, los otolitos saculares de sardina común, presentaron una variedad de formas de acuerdo al tipo de cauda y a la vez una mayor similitud entre San Antonio y Talcahuano. La forma predominante fue C1 en ambas localidades, 38,1 y 35,4 %, respectivamente, le siguen C2S (19,9 y 23,2 %), C2I (13,6 y 13,3 %); las formas bilobuladas constituyen el 43,2 % en San Antonio y el 48,7 % en Talcahuano (Tabla 2.11), lo que no permite separar de acuerdo a la forma de los otolitos, los especímenes de ambas localidades.

3.4.2.-Tipos de núcleos y diámetros de núcleos hialinos de otolitos

Tanto en sardina común como en anchoveta se discriminaron sólo dos tipos de núcleos: i) Hialinos (H) y ii) Opacos (O).

3.4.2.1.-Sardina común

En esta especie fue proponderante la presencia de otolitos con núcleos hialinos, con un 97,1 % y 91,4, para San Antonio y Talcahuano, respectivamente (Tabla 2.11).

El diámetro de los núcleos hialinos en especímenes de ambas localidades presentó una media muy semejante: 214 μm y 213 μm , para San Antonio y Talcahuano, respectivamente. La comparación de medias, no muestra diferencias significativas entre los grupos de las respectivas localidades (Tabla 2.11).

3.4.2.2.-Anchoveta.

En forma similar a la sardina, también los otolitos con núcleo hialino presentaron una frecuencia preponderante, tanto para San Antonio como para Talcahuano con un 90,3 μm 85,6 %, respectivamente (Tabla 2.10).

A la vez el diámetro de los núcleos hialinos, a diferencia de la anchoveta, presentó medias diferentes de 227 μm en San Antonio y 191,2 μm en Talcahuano. La prueba de "t" para medias entregó diferencias muy significativas (Tabla 2.10).

3.4.3.-Primer anillo de crecimiento en sardina común.

El diámetro longitudinal del primer anillo hialino en sardina común en San Antonio y Talcahuano entregó valores medios levemente superiores en todos los muestreos para San Antonio con valores de 1833 μm , mientras que fue de 1772 μm en Talcahuano. La comparación de medias entrega diferencias significativa entre los grupos de ambas localidades (Tabla 2.11).

MORFOMETRIA

La identificación de estocs de peces por mucho tiempo ha sido dominio de los morfólogos. Durante largos períodos se acumularon datos de diversas especies de peces de importancia comercial. Pero a partir de la década del 60, ha habido un surgimiento de las técnicas de la biología molecular y se ha incrementado dramáticamente el uso de caracteres moleculares en la biología pesquera (Ryman & Utter, 1987; Winans, 1987). En teoría, los datos moleculares son superiores para la identificación de estoc por su base genética simple y directa. A pesar de lo anterior ha habido un avance paralelo en los conceptos y en las técnicas de diseñar, recolectar y analizar los datos morfológicos.

Los caracteres morfológicos representan el sinergismo entre forma y tamaño, reduciendo la idea de forma a una serie de variables medibles. Si consideramos que esos datos son una supresión artificial de las formas biológicas a los confines de un espacio bidimensional, entonces es claramente importante cual tipo de análisis será utilizado para interpretar los datos. Más aun, los niveles de diferenciación entre estocs probablemente son mucho más sutiles que aquellas diferencias que comúnmente se ven entre las especies de peces, y también son fuertemente afectadas por la alometría (Gould, 1966). En consecuencia, los análisis más apropiados serán aquellos con una susceptibilidad reducida a las correlaciones espúreas en tanto puedan retener la habilidad para detectar diferencias pequeñas (Ihssen *et al.*, 1981).

Los estudios morfológicos deben considerar partes específicas del cuerpo y medir las distancias entre puntos específicos. Durante varias décadas, las investigaciones de este tipo se basaron en la selección de caracteres del conjunto de medidas propuestas por Hubbs & Lagler (1947). Las medidas, hoy llamadas tradicionales, aparte de los recuentos de los elementos discretos, comprendían medidas de longitud, altura, y ancho de la forma del pez, con énfasis en la zona cefálica y en la zona caudal. En la última década, se ha cuestionado la capacidad discriminatoria de esas medidas tradicionales (Bookstein *et al.*, 1985), ya que dichas medidas convencionales se concentran a lo largo del eje antero posterior del cuerpo, en la cabeza y en la región caudal, produciéndose en consecuencia una cobertura desigual y sesgada de la forma corporal del pez; por lo tanto, cambios localizados en la forma del pez no serán detectados. La nueva metodología que se propone en

cambio, considera cubrir la forma o el contorno del pez en forma uniforme con una red o tramado de medidas de distancias. Teóricamente, esta caracterización sistemática de la geometría de la forma de un pez aumentará las probabilidades de extraer las diferencias morfométricas con significado biológico dentro y entre especies. Para establecer el entramado, se deben identificar algunos "hitos" morfológicos ("landmarks") en el contorno (o en la superficie) del pez. Los mejores hitos no son aquellos identificados con las extremidades, sino aquellos relacionados con alguna estructura anatómica. De ese modo, "los hitos anatómicos son verdaderos puntos homólogos identificados por algún carácter consistente de la morfología local" (Strauss & Bookstein, 1982).

Para las especies motivo del presente Proyecto (*Strangomera bentincki* y *Engraulis ringes*), no se han publicado estudios morfométricos con la finalidad de responder específicamente a la interrogante de la existencia de grupos discretos, a lo largo de la costa de Chile. Dentro de la información no publicada se encuentra el trabajo de Cortés (1994) quien aborda el problema de la diferenciación de estoc de la sardina común, utilizando la metodología del análisis multivariado de las variables morfométricas, con las distancias tomadas del modo que se propone en el presente capítulo. Si bien dicho estudio, corresponde a una etapa preliminar, las primeras conclusiones muestran que la población del área de Puerto Montt correspondería estadísticamente en su morfología a un grupo distinto.

Por todo lo anterior, en el presente Proyecto se considera utilizar la metodología del entramado.

METODOLOGIA

Toma de datos.

Se midieron 21 variables morfométricas en sardinas y anchovetas de las localidades de San Antonio y Talcahuano, en tres fechas de muestreo en 1995 y 1996. Las variables no fueron estandarizadas por el tamaño de los peces, puesto que fueron definidas de manera que se minimiza el efecto del tamaño. A cada ejemplar se le registraron 21 distancias:

1. 1-2: Longitud Maxilar
2. 1-3. Longitud final maxilar-aleta pectoral
3. 1-4. Longitud final maxilar- extremo del supraoccipital
4. 2-3. Longitud prepectoral
5. 2-4. Longitud cabeza (al 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-final aleta dorsal
14. 6-7. Longitud inicio aleta dorsal-inicio aleta anal
- 15 6-8. Longitud inicio aleta dorsal- final aleta dorsal
16. 7-8. Longitud inicio aleta anal-final 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 final aleta dorsal- inicio aleta caudal (ventral)
20. 8-10. Longitud final aleta dorsal-inicio aleta caudal (dorsal)
21. 9-10. Longitud inicio aleta caudal (dorsal)- inicio aleta caudal (ventral)

Además, de cada ejemplar se registró el sexo y la longitud total.

Análisis de los Datos

Tamaño de Muestra

Un criterio apropiado para la determinación del tamaño de muestra de un estudio es a través de imponer condiciones probabilísticas sobre el coeficiente de variación de las variables a ser

medidas. Mientras más alto es el coeficiente de variación, se requiere un mayor tamaño de muestra para alcanzar un nivel de precisión con cierta probabilidad. Estos conceptos parten del enunciado

$$Pr(|\bar{y} - \bar{Y}| \geq r\bar{Y}) = \alpha$$

que dice que la probabilidad de que el error absoluto de la estimación sea mayor que cierta fracción (r) de la media poblacional (\bar{Y}) es α . Al hacer r y α pequeños se

cumplen condiciones estrictas de precisión para el estimado. Suponiendo muestreo aleatorio simple, Cochran (1977) muestra que el enunciado de probabilidad conduce --como una aproximación cuando la muestra es muy pequeña respecto de la población-- a

$$n_0 = \left(\frac{t}{r}\right)^2 \left(\frac{S}{\bar{Y}}\right)^2$$

donde t corresponde al estadístico de Student asintótico del nivel de probabilidad α , y S y \bar{Y} pueden ser reemplazados por estimados de avance de cada uno, o por un estimado de avance del coeficiente

de variación.

Si en un estudio se mide un conjunto de variables, aquella que tenga el mayor coeficiente de variación requerirá un mayor tamaño de muestra que todas las restantes a un nivel homogéneo de precisión y probabilidad. En el caso de la sardina común, se cuenta con un estudio previo en que se midieron 20 variables morfométricas (Cortés, 1994). La variable con mayor coeficiente de variación fue la R (CV = 34,24%). Para alcanzar un nivel de error relativo de 5% con probabilidad 0,01, se requeriría un tamaño de muestra de 255 individuos. Ese tamaño de muestra cumple con requerimientos más estrictos en el caso de las restantes 19 variables, según la información previa de Cortés (1994), y se adoptó inicialmente para cada una de las dos localidades en cada una de las tres temporadas de muestreo, posteriormente al verificar que los coeficientes de variación no sobrepasaban el 18%, se disminuyó el tamaño de la muestra.

Otro criterio que debe ser respetado en la determinación del tamaño de muestra, cuando se quiere hacer contrastes, es el de la capacidad de detectar diferencias significativas entre grupos y alcanzar estabilidad en la estimación de parámetros. En el caso de los análisis que se comprometió aplicar en la Propuesta Técnica (principalmente Análisis de Varianza Multivariado, MANOVA), se cuenta con un estudio de simulación (Williams y Titus, 1992) que aborda el problema de la estabilidad de parámetros en el Análisis Discriminante Lineal (que es estructuralmente similar al MANOVA). En ese estudio se concluyó que el número de observaciones debe ser como mínimo 3 veces el número de variables. En el caso de este proyecto, las variables son 21, por lo que un tamaño de muestra siempre superior a 60 individuos por zona y temporada de pesca, probablemente es más que suficiente para garantizar una adecuada estabilidad del MANOVA.

Análisis Estadístico

Las variables morfométricas están altamente correlacionadas, debido a que todas están regidas por el proceso de crecimiento del organismo. Por esto, la comparación de la morfometría de cada especie entre localidades se realizó utilizando análisis multivariado. En primer lugar, se utilizó un Análisis de Componentes Principales (ACP, Morrison 1967) como técnica exploratoria. El despliegue de cada organismo en base a su puntaje en los primeros componentes principales permite identificar grupos de individuos de diferente morfometría. Además, este despliegue permite identificar individuos de características anómalas o mediciones erróneas, pues aparecen distanciadas de los grupos principales. Por último, el ACP permite corroborar de manera tentativa la validez de los supuestos de las posteriores pruebas de hipótesis.

Posteriormente se utilizó un Análisis de Varianza Multivariado (MANOVA, Morrison 1967) para probar la hipótesis que la morfometría de anchovetas y sardinas era diferente en cada una de las dos localidades de muestreo. En este análisis se realizó un contraste sólo para el efecto de la localidad, y no de las medias globales (constantes) de cada variable, para asegurar de mejor manera que el tamaño no afectara la prueba de hipótesis.

Las pruebas de hipótesis se realizaron separadamente con evidencia de tres muestreos en cada especie, puesto que los tamaños de muestra fueron suficientes. Se incluyen en los resultados las pruebas F univariadas para cada variable morfométrica por separado, para sugerir algunas variables específicas que pudieran provocar la diferencia a nivel multivariado.

Tanto el ACP como el MANOVA se realizaron en el programa computacional SYSTAT 5.0, módulos FACTOR y MGLH (Morrison 1988).

Como se decía antes, las observaciones morfométricas están altamente correlacionadas, con coeficientes lineales de correlación simple frecuentemente por sobre 0,9. Esto hace a las observaciones morfométricas candidatas ideales para el análisis multivariado lineal. De hecho, los análisis univariados no son recomendables en estos casos, puesto que mucha de la varianza de las observaciones se encuentra a la forma de covarianza entre variables, y por lo tanto al analizar a cada variable por separado se pierde una enorme cantidad de información útil para el análisis. En otras palabras, mucha de la covarianza va a formar parte de la varianza del error cuando la varianza total sea particionada entre error y tratamientos en un análisis univariado. El análisis multivariado, toma en cuenta las covarianzas entre variables y tiene entonces una mayor capacidad de detectar diferencias donde realmente existen.

Si la hipótesis biológica es que un par previamente definido de poblaciones geográficamente separadas, como único criterio de clasificación, difieren en el conjunto de variables que definen la forma del organismo,

$$H_0 = \begin{bmatrix} \mu_{1,1} \\ \vdots \\ \mu_{1,i} \\ \vdots \\ \mu_{1,M} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{1,2} \\ \vdots \\ \mu_{2,i} \\ \vdots \\ \mu_{2,M} \end{bmatrix}$$

$$T^2 = \frac{N_1 N_2}{N_1 + N_2} (\bar{x}_1 - \bar{x}_2)' S^{-1} (\bar{x}_1 - \bar{x}_2)$$

entonces la técnica posiblemente más apropiada es la prueba de Hotelling de 2 muestras (Morrison, 1967), en que el estadístico de prueba (T^2 de Hotelling) tiene la forma:

donde N_1 y N_2 son el número de observaciones de la primera y segunda muestras, \bar{x} barra corresponde al

vector de medias de cada muestra, y S^{-1} es la matriz muestral de varianza-covarianza agregada. La cantidad

$$F = \frac{N_1 + N_2 - p - 1}{(N_1 + N_2 - 2)p} T^2$$

se distribuye F con p y $N_1 + N_2 - p - 1$ grados de libertad.

La prueba anterior nos permitirá decidir si existen diferencias morfométricas significativas entre los 2 grupos geográficos tanto de sardina como de anchoveta. Sin embargo, la prueba no nos informará acerca de cuáles variables son las responsables de eventuales diferencias significativas globales entre los 2 grupos. Para realizar esta tarea, se construyen los intervalos de confianza simultáneos, que para el caso de una comparación entre 2 muestras corresponde a

$$a'(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) \pm \sqrt{a'Sa \frac{N_1 + N_2}{N_1 N_2}} T_{\alpha; p, N_1 + N_2 - p - 1}$$

donde el vector a es un vector de 0 excepto en la celda correspondiente a la variable cuyo intervalo de confianza simultáneo se quiere construir, donde es

1. Todos aquellos intervalos de confianza que no contengan a cero, identifican a variables responsables de la eventual diferencia significativa global en el estadístico T^2 de Hotelling.

La prueba anterior se realizó en el módulo MGLH de SYSTAT (Wilkinson, 1988), excepto la construcción de intervalos de confianza simultáneos, que no está implementada en ese programa estadístico, y que fue realizada por los propios investigadores.

La prueba indicada pertenece a la familia de las pruebas paramétricas, y específicamente requiere que la matrices de errores de cada una de las dos muestras sean idéntica e independientemente distribuidas normal multivariado. Esto se traduce en una necesidad de

independencia en la colección de ambas muestra, normalidad multivariada de los vectores observacionales medios, y homogeneidad de las matrices de varianza-covarianza. Este es un requerimiento bastante fuerte, y para confirmar la validez de nuestros resultados, se utilizó adicionalmente una prueba de remuestreo computacional, específicamente una prueba de aleatorización, para construir una prueba empírica de las diferencias entre los dos grupos geográficos de sardina y anchoveta, si éstas existen. Para ello, se utilizó el método multivariado robusto desarrollado por Somerton (1989), que utiliza las matrices morfométricas observacionales, mediante un programa computacional escrito por Somerton, y que se encuentra disponible para el grupo de investigación.

El programa calcula el estadístico T^2 de Hotelling de dos muestras a partir de las 2 matrices observacionales, y luego calcula una distribución empírica de probabilidad para el estadístico T^2 usando una técnica conocida como aleatorización (Crowley, 1990). Para ello, el programa mezcla las 2 matrices originales y construye al azar 2 nuevas matrices del mismo tamaño que las originales, volviendo a calcular el estadístico T^2 . El proceso de mezcla al azar de las 2 matrices y cálculo del estadístico se repite muchas veces por un procedimiento iterativo (tantas veces como desee el analista, aunque Somerton recomienda al menos 100, y un número de iteraciones superior a 1000 puede ser perfectamente necesario), construyendo así la distribución empírica de probabilidad. En seguida, el nivel de significancia de haber obtenido el estadístico T^2 original con las matrices reales sin mezclar, es estimado como la proporción de los valores aleatorios absolutos del estadístico que son iguales o mayores que el original.

Para el problema de qué variables causan un eventual rechazo de la hipótesis nula, el programa calcula un vector de estadísticos univariados t a partir de las matrices reales sin mezclar usando la expresión

$$t = D^{-1}(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)$$

donde D^{-1} es la inversa de la matriz formada por los componentes diagonales de S . El programa entonces calcula la significancia de cada

estadístico t de cada ítem considerado usando el mismo procedimiento indicado para el estadístico T^2 . Además, el programa utiliza un ajuste de Bonferroni para corregir el nivel de significancia a

debido a comparaciones a posteriori. Este tratamiento univariado sin embargo, pierde la estructura de covarianzas entre las variables, por lo que sólo proporciona una aproximación (que puede ser muy buena). Sin embargo, este resultado será comparado con el obtenido a través de los intervalos de confianza simultáneos, lo que permita arribar a conclusiones firmes al respecto.

Resultados

Especie *Engraulis ringens*

En los tres muestreos analizados se encontró que existían diferencias significativas entre localidades en la morfometría de los peces (Tablas 3.1, 3.2 y 3.3), ya sea considerando el conjunto de las 21 variables o analizando cada una por separado, aun cuando la representación gráfica de los ACP no lo evidencia para el primer muestreo (Fig. 3.1). Asimismo, las diferencias corroboradas con el MANOVA ya son sugeridas por el despliegue de los puntajes de las observaciones en el primer plano principal, particularmente en los dos últimos muestreos.

En el segundo muestreo (Fig. 3.2), los representantes de San Antonio se ubican mezclados con aquellos de Talcahuano. La particularidad es que entre los individuos de San Antonio, hay un grupo que se segrega de la nube de puntos que representan a los demás individuos del mismo San Antonio y de Talcahuano.

Es en el tercer muestreo en donde la separación es completa (Fig. 3.3), mostrando con ello la gran variabilidad temporal.

Especie *Strangomera benthincki*

Se obtuvieron diferencias significativas entre localidades con la evidencia de los tres muestreos de sardina (Tablas 3.4, 3.5 y 3.6). Por otro lado, los despliegues de las observaciones en el primer plano principal del ACP apoyan los resultados del MANOVA (Figs. 3.4, 3.5 y 3.6).

En el primer muestreo (Fig. 3.4), los grupos se separan casi completamente, existiendo en todo caso una pequeña sobreposición.

En el segundo muestreo (Fig. 3.5), la sobreposición es completa, y de evidenciarse algún agrupamiento singular, esto se daría con una parte de los individuos de Talcahuano, reflejando con ello una gran variabilidad intralocal.

Finalmente, en el tercer muestreo (Fig. 3.6), la tendencia anterior se hace más marcada, y todo el grupo San Antonio aparece sobrepuesto con un grupo de Talcahuano, formándose un segundo grupo dentro del mismo Talcahuano, confirmando lo dicho en el párrafo anterior acerca de la variabilidad intralocal.

PARASITOLOGÍA

Muchas son las técnicas que se han empleado para definir la existencia de unidades de estoc, entre otras, aquellas que se pueden definir como históricas y que corresponden a análisis merístico-morfométricos y marcaciones. Técnicas más modernas incluyen electroforesis de sistemas protéicos y análisis de ADN mitocondrial. (Smith, 1990; Ovenden, 1990). Un método alternativo, está dado por el uso de parásitos como marcadores biológicos, técnica que ha sido aplicada con éxito en una serie de estudios relacionados no sólo con peces, sino también otros organismos marinos (Dailey & Vogelbein, 1991; Leaman & Kabata 1987). Indudablemente, la integración de dos o más técnicas de discriminación de estoc, originará resultados de una mayor confiabilidad.

El uso de la fauna de parásitos que albergan distintos tipos de hospedadores, fué considerada por primera vez como una valiosa herramienta en estudios zoogeográfico, por von Ihering en 1902 (Szidat, 1955). Sin embargo, su aplicabilidad práctica en términos de auxiliares en estudios ecológicos, sistemáticos y pesqueros de sus hospedadores es mucho más reciente (Manter, 1955; Szidat, 1960; Polyanski, 1961). La utilidad de la fauna de parásitos como marcadores biológicos, en estudios de separación de unidades poblacionales, queda claramente explicitada en los postulados de Noble y Noble (1982) al indicar que .."Cuando una especie de huésped se divide en dos o más grupos geográficamente separados en diferentes ambientes, (entonces) sus respectivas faunas de parásitos exhibirán diferencias". Intentos por develar problemas en estudios de poblaciones de peces, tales como separación de estoc, rutas migratorias y reclutamiento han sido realizados entre

otros por Margolis (1965) quien utiliza el conjunto de parásitos de salmones del género *Oncorhynchus* como fuente de información sobre dieta y distribución oceánica; Pippy (1969), utiliza el acantocéfalo *Pomporhynchus laevis* como marcador en *Salmo salar*, Scott (1969) analiza sin éxito la fauna de digeneos para determinar poblaciones aisladas de *Argentina silus* y Leaman y Kabata (1987) utilizan el copépodo *Neobrachiella robusta* en identificación de estoc de *Sebastes alutus*. Para las costas de América sur-occidental, se han desarrollado muy pocos estudios que plantean el uso de parásitos como marcadores biológicos: George-Nascimento y Arancibia (1992) intentan caracterizar estoc ecológicos de jurel (*Trachurus symmetricus murphyi*) en la costa chilena, Mackenzie (1989) discrimina estoc de sardinas (*Sardinops sagax*) en aguas costeras de Perú y Ecuador y Oliva *et al.* (1992) definen una relación entre reclutamiento e infección parasitaria en la cabrilla *Paralabrax humeralis*. Recientemente (Oliva *en prep*) ha concluido un estudio que determinó la existencia de dos unidades poblacionales del jurel en las costas de Chile y Perú, en base a información parasitológica.

Se han propuesto una serie de criterios que deben considerarse al definir parásitos como indicadores biológicos (Kabata, 1963; MacKenzie, 1983; Moser, 1983, 1991; Lester, 1990). Integrando los diversos criterios, estos pueden resumirse en:

- 1.- El parásito debe ser común en una población y raro o estar ausente en otra (s).
- 2.- Debe tener un ciclo de vida corto (directo), infectando un solo huésped en su ciclo vital.
- 3.- La infección debe ser de relativamente larga duración y cubrir al menos la escala de tiempo del estudio.
- 4.- La incidencia (prevalencia) de infección debe permanecer relativamente constante.
- 5.- Condiciones ambientales a través de toda el área de estudio deben corresponderse con los límites de tolerancia del parásito.
- 6.- No se deben considerar ectoparásitos que sean fácilmente desprendibles o que no dejen evidencias de su presencia, ya que pueden perderse en la captura o durante el manipuleo.
- 7.- El método de examen debe considerar un mínimo de disección y preferible un alto nivel de especificidad por un hábitat definido.
- 8.- El parásito debe ser fácilmente detectable e identificable.

9.- El parásito no debe tener marcados efectos patológicos, ya que de lo contrario originará mortalidades selectivas o cambios conductuales en el huésped, afectando su valor como marcador.

Estos criterios han sido aceptados en su globalidad. Sin embargo, estos no son estrictos, y dependerán fundamentalmente del tipo de estudio poblacional a realizar. De esta manera, Mackenzie (1983) indica que en trabajos de separación de estoc deben utilizarse de preferencia parásitos con ciclo de vida simple, ya que el uso de aquellos con ciclos complejos, requieren una gran cantidad de información sobre su biología. Para efectos de este estudio, en el que resulta de interés determinar marcadores biológicos de unidades poblacionales discretas, se enfatizó en la búsqueda de parásitos metazoos marcadores que reunieron las siguientes condiciones:

- 1.- Que sean fácilmente identificables y con una alta especificidad por un hábitat.
- 2.- Que su recolección requiera un mínimo de disección.
- 3.- Que su presencia sea común en una zona y escasa o ausente en otras.
- 4.- Que idealmente tenga un ciclo de vida directo, lo que implica que su transmisión ocurra al interior de la unidad y no se transmita a unidades discretas diferentes.

El uso de parásitos como marcadores biológicos en peces del género *Engraulis* y *Strangomera*, no ha sido documentado. A nivel mundial se han realizado una serie de estudios destinados a identificar unidades poblacionales discretas, en su acepción pesquera, de Clupeidos, mas no Engraulidos. Entre otros cabe destacar aquellos de Arthur y Arai (1980) y Moser y Hsieh (1992) que identifican y discriminan estoc desovantes de *Clupea harengus pallasi* y de MacKenzie (1989) que utiliza un digeneo Hemiurido como potencial marcador de unidades de estoc de *Sardinops sagax* en las costas del Perú y Ecuador. Finalmente Moser (1981) indica que en estudios de separación de estoc en sardinas, debe preferirse el uso de parásitos con ciclo de vida directo. Para las costas de Chile, se conoce solo un trabajo (Riffo, 1990) relacionado con parásitos de *Engraulis ringens* y *Strangomera bentincki*. Llama la atención la escasa fauna parasitaria encontrada: sólo 3 especies en anchoveta y sólo una en sardina común. Otros Clupeidos, tales como *Clupea harengus pallasi* acarrean faunas parásitas metazoas de al menos 9 taxa (Moser y Hsieh, 1992; Arthur y Arai, 1980). Estudios preliminares no cuantitativos realizados en Antofagasta por el autor, y que consideran sólo ectoparasitos de *Engraulis ringens* indican la existencia de al menos dos especies: un monogeneo del género *Pseudanthocotyloides* y un Isopodo no identificado de la familia Cymothoidae.

MATERIALES Y METODOS

Los peces fueron obtenidos directamente de desembarque de pesca industrial en Talcahuano y San Antonio. Adicionalmente se obtuvieron muestras de anchoveta procedentes de Coquimbo y de Mejillones lo que permitió ampliar el espectro geográfico de las muestras. Desgraciadamente no fue posible expandir latitudinalmente el muestreo de sardina común. Los peces una vez obtenidos, fueron colocados en bolsas plásticas (para evitar la pérdida de ectoparásitos) congelados y transportados a la brevedad al Laboratorio de Parasitología Marina del Instituto de Investigaciones Oceanológicas de la Universidad de Antofagasta. Una vez en Antofagasta, los peces fueron almacenados a -18°C , hasta el momento de su análisis.

Previo al estudio parasitológico, cada pez convenientemente individualizado, fue medido (longitud a la horquilla) con un ictiómetro (0.1 cm precisión). Posteriormente se practicó una incisión ventral, se determinó macroscópicamente el sexo y se retiraron las vísceras así como el aparato branquial. Las branquias fueron aisladas y agitadas en agua, revisándose con un microscopio estereoscópico la presencia de parásitos en el agua de agitación así como en las branquias. Las vísceras fueron revisadas externamente y el contenido estomacal e intestinal fue lavado en filtros confeccionados con red de zooplancton (0.3 mm). El material retenido en el filtro fue analizado con ayuda de un microscopio estereoscópico. La presencia y cantidad de parásitos en cada hábitat, fue registrada en una ficha confeccionada para tal efecto.

La identificación de los parásitos, se realizó con ayuda de bibliografía especializada disponible.

Una vez concluida la fase de toma de muestras, se realizaron los siguientes análisis:

a.- Análisis de varianza (parámetros y no paramétrico, según el tipo de datos) para determinar si la talla media de los peces, así como intensidad de infección de las parásitos más importantes para cada localidad, difieren significativamente. La misma herramienta permitió determinar si existían variaciones temporales significativas de estos parámetros en cada localidad.

b.- Análisis de independencia (Estadístico "G" de bondad de ajuste logarítmico) para determinar si la prevalencia de infección varía en cada localidad.

c.- Análisis Discriminante Múltiple (Componentes Principales), para determinar si existen unidades poblacionales discretas en base a características cuali y cuantitativas de la fauna de parásitos.

La graficación de este análisis se realizó considerando un límite de confianza del 95% en ambos ejes.

Dado que se pretende determinar especies marcadoras y que caractericen a la población huésped, se trabajó en base a especies de parásitos metazoos que se pueden definir como propias de las especies objetivo y que corresponden a aquellas con prevalencia de infección superior al 5%. De acuerdo con McDaniel (1979) el tamaño mínimo de muestra que asegura con un 95% de confianza, la aparición de especies con prevalencias iguales o superiores al 5% es de 58 ejemplares a partir de poblaciones de tamaño superior a 2000 individuos. En base a estos antecedentes, se muestrearon temporalmente (tres oportunidades) lotes superiores a 58 especímenes.

Los análisis estadísticos indicados siguieron la metodología indicada por Zar (1984) y Wilkinson (1990) y la terminología ecológica empleada, sigue las recomendaciones de Margolis *et al.* (1982)

RESULTADOS

A.- Sardina Común.

Se muestreó un total de 402 ejemplares de sardina (Tabla 4.1). La talla media de los ejemplares de Talcahuano (121.02 mm) resultó significativamente mayor que aquella de San Antonio (110.9 mm) ($F= 32.7$, $P < 0.001$). Al mismo tiempo, la talla media de las sardinas de Talcahuano y de San Antonio presentan diferencias significativas en términos temporales, para cada mes considerado (Tabla 4.1) ($P < 0.001$ en todos los casos)

La fauna parasitaria metazoa detectada en ambas localidades incluyó los siguientes taxa (se indica entre paréntesis la sigla que los identifica en las tablas 4.2 y 4.3):

Lironeca (?) sp. (IS) Isópodo cymothoideo que se encuentra en ambas localidades, su baja prevalencia de infección y aparente estacionalidad (sólo observado en muestras de Agosto) no lo hacen un buen marcador.

Brachiella sp. (BR) Copépodo presente con muy baja prevalencia y sólo en Talcahuano.

Proisorhynchus sp. Digeneo Bucephalidae muy abundante en ambas localidades. Las diferencia en intensidad (Tabla 4.2) (aproximación X^2 de la prueba "U" de Mann-Whitney= 8.43, $P=0.004$) y prevalencia (Tabla 4.3) (son significativas). En conjunto con variaciones cuantitativas en otros taxa (DI) puede aportar en la discriminación de unidades de estoc.

Corynosoma australis (CO) Cistacantos (Acantelas) de este acantocéfalo son comunes en peces marinos. Sin embargo su baja prevalencia le resta cualquier utilidad.

Hemiuridae (DI) Formas inmaduras de un digeneo Hemiuridae están presentes tanto en Talcahuano como San Antonio. La ausencia de estructuras del reproductor impiden su identificación más allá del nivel de Familia. Hemiuridos han sido citados como parásitos de Clupeidos. La intensidad media de infección (aproximación X^2 de la prueba "U" de Mann-Whitney= 12.4, $P < 0.001$) es significativamente mayor en San Antonio. La prevalencia de infección no muestra diferencia significativas.

Cestodo Pseudophyllidae (CE) formas adultas de este cestodo no identificado aún, se presentan con una muy baja prevalencia en San Antonio. Su presencia sólo reviste importancia parasitológica, es primera vez que se detectan cestodos adultos en clupeidos.

Scolex pleuronectis (SC) formas larvales de cestodos tetraphyllideos no identificado. Conforman un complejo de especies cuya identificación es difícil. Son formas comunes en peces marinos y sus estadios adultos son propio de elasmobranquios. Su baja prevalencia les resta utilidad como marcadores.

Anisakidae (AN) Escasos ejemplares de nematodos anisakidos fueron encontrados en ambas localidades. Estas formas son muy comunes en peces marinos.

Caligus sp. (CA) Copépodo ectoparásito de escasa prevalencia e intensidad de infección. Sin utilidad para los fines de este estudio.

Lacistorhynchus tenuis (LA) Se encontró un ejemplar (Plerocercario) de este cestodo, cuya forma adulta se encuentra en elasmobranchios. Su escasa presencia no lo hacen útil en este estudio.

De los taxa considerados, sólo resultan importantes para este análisis, aquellos con prevalencias de infección superiores al 5%, vale decir *Proisorhynchus* sp y Hemiuridae. Desde este punto de vista, análisis destinados a evaluar la existencia de sub unidades poblacionales en base a conglomerados (Cluster), no tienen sentido, toda vez que no existen diferencias cualitativas importantes en la composición de la fauna parasitaria de la sardina.

Debido a las diferencias en la talla media de las sardinas en las localidades consideradas, y al que la talla sea una variable importante en la definición de las características cuali y cuantitativas de la fauna parasitaria de sardina (Riffo, 1990), se delimitó un rango de tallas que permitiera uniformar esta variable, previo a un análisis de componentes principales. Se eliminó aquellos ejemplares con tallas menores a 120 mm y superiores a 150 mm, obteniéndose así una nueva muestra cuyas tallas no difirieron significativamente ($F = 0.164$, $P = 0.686$). Sobre estos datos, se realizó un Análisis de Componentes Principales, en los que los dos primeros ejes explicaron el 100% de la varianza total (debido a que se consideraron sólo dos especies como importantes). La Figura 4.1 muestra gráficamente estos resultados, en los que se aprecia que la variabilidad presentada por San Antonio engloba la variabilidad en ambos ejes (componentes) de Talcahuano, lo que se debe interpretar como una ausencia de sub unidades del recurso en el área considerada.

B.- Anchoveta.

Se muestreó un total de 640 ejemplares de anchoveta (Tabla 4.4). Pese a que los requerimientos de esta propuestas se refieren a las localidades de San Antonio y Talcahuano, se

extendió latitudinalmente el muestreo a las localidades de Coquimbo y Mejillones. La talla media de los ejemplares provenientes de las cuatro localidades (Tabla 4.4) resultaron significativamente diferentes ($F=42.03$ $P < 0.001$). Al mismo tiempo, la talla media de los peces presentaron diferencias significativas en términos temporales, para cada mes considerado (Tablas 4.1 y 4.4) ($P < 0.001$ en todos los casos)

La fauna parasitaria metazoa detectada en las localidades consideradas incluyó los siguientes taxa (se indica entre paréntesis la sigla que los identifica en las tablas 4.5. y 4.6):

Lironeca (?) sp. (IS) Isópodo cymothoideo que se encuentra en mayor proporción en San Antonio. Aparentemente corresponde a la misma especie encontrada en *S. benticki*. Sus niveles de prevalencia obligan a considerarlo como un posible indicador.

Pseudoanthocotyloides sp (PS) Monogeneo propio de peces del género **Engraulis**. Los niveles de prevalencia encontrados son mucho menores que los registrados por Riffo (1990) para la misma especie. Monogeneos han sido considerados como adecuados indicadores de unidades de estoc, sin embargo su baja prevalencia los hace poco adecuados en este caso.

Proisorhynchus sp. (PR) Digeneo Bucephalidae muy abundante en ambas localidades. Aparentemente es la misma especie encontrada en sardinas, sin embargo y como se aprecia al comparar las tablas 4.3 y 4.6, las tendencias en prevalencia de infección son opuestas. Los valores de intensidad media de infección (Tabla 4.5) no resultan diferir significativamente en las localidades consideradas.

Hemiuridae (DI) Formas inmaduras de un digeneo Hemiuridae están presentes con una prevalencia significativa sólo en San Antonio. Al igual que en el caso de sardina, la ausencia de estructuras del reproductor impiden su identificación más allá del nivel de Familia. Hemiuridos han sido citados como parásitos de diferentes especies de Engraulidos (Love & Moser 1983, Kamegai & Ichihara 1972). La intensidad media de infección no difiere entre localidades.

Cestodo Pseudophyllidae (CE) formas adultas de este cestodo no identificado aún se presentan con una prevalencia mayor en Mejillones que en el resto de las localidades, constituyéndose junto con otras especies, en posibles marcadores cuantitativos.

Corynosoma australis (CO) Formas larvales de este acantocéfalo son comunes en peces marinos, se ha encontrado también en baja cantidad en Sardina. Sin embargo su baja prevalencia le resta cualquier utilidad.

Anisakidae (AN) Parásito que se encuentra en muy baja prevalencia e intensidad de infección.

Scolex pleuronectis (SC) formas larvales de cestodos tetraphyllideos no identificado. Conforman un complejo de especies cuya identificación es difícil. Son formas comunes en peces marinos y sus estadios adultos son propios de elasmobranquios. Su baja prevalencia les resta utilidad como marcadores.

Caligus sp. (CA) Copépodo ectoparásito de clara presencia en las localidades más norteñas (Coquimbo y Mejillones) y ausencia en San Antonio y Talcahuano. Puede ser un buen indicador cualitativo de unidades de estoc discretas en la zona centro sur (San Antonio al sur) y en el norte (De Coquimbo hasta al menos Mejillones)

De los taxa considerados, sólo resultan importantes desde el punto de vista de este análisis, aquellos con prevalencias de infección superiores al 5%, vale decir **Lironeca** sp., **Proisorhynchus** el Hemiurido (por su alta presencia relativa en San Antonio) y el Cestodo pseudophyllideo y **Caligus** sp. por su nivel relativo en el Norte (Mejillones). Desde este punto de vista, análisis destinados a evaluar la existencia de subunidades poblacionales en base a conglomerados (Cluster), considerando sólo los puntos originales (Talcahuano y San Antonio) no tienen sentido, toda vez que no existen diferencias cualitativas importantes en la composición de la fauna parasitaria de la anchoveta entre esas localidades. Debido a que no existe consistencia entre las diferencias de otros posibles indicadores como el cestodo Pseudophyllideo, presente en Talcahuano, San Antonio y Mejillones, pero ausente en Coquimbo, se prefirió obviar análisis de conglomerados (Cualitativos) y realizar análisis de componentes principales, englobando información cuali y cuantitativa en forma simultánea.

Al igual que en el caso de la sardina, fue necesario homogenizar la talla de las anchovetas provenientes de Talcahuano y San Antonio. Se utilizó sólo peces con tallas superiores a 100 mm, lográndose de esta forma eliminar las diferencias significativas que presentaban las tallas en ambas localidades. Sobre este conjunto de datos, se realizó un Análisis de Componentes principales (Figura 4.2) cuyos resultados indican que, al igual que para la sardina, una gran variabilidad en San Antonio (en ambos ejes) determina ausencia de discriminación, al considerar las tres especies con prevalencias superiores al 5% para esas localidades. El porcentaje de varianza total explicada para ambos componentes alcanza al 98.9%. Al repetir el análisis pero ahora considerando las cuatro localidades (Figura 4.3), se advierte la presencia de dos núcleos, uno constituido por Talcahuano y San Antonio, y otro por Coquimbo y Mejillones, estos últimos con una mayor diferenciación en el eje 2 (componente 2) originado básicamente por el aporte de cestodo en este eje. El porcentaje de varianza total explicada por estos dos componentes alcanza al 96.1%.

DISCUSION GENERAL

En los últimos años se han aplicado diferentes técnicas con el objeto de conocer en más detalle los procesos microevolutivos que ocurren en las poblaciones de peces dulceacuícolas y marinos. Una revisión de la literatura permite establecer un gran auge de las técnicas moleculares que posibilitan traducir fenotipos moleculares en genotipos y de esa manera tener un acercamiento a la problemática poblacional exclusivamente con información genética (Seeb *et al.*, 1990). A manera de resumen, dentro de estas tecnologías podemos mencionar la electroforesis de proteínas, ADN mitocondrial. Ultimamente gracias a las técnicas de PCR (Polynucleotide Chain Reaction), se han implementado métodos mucho más finos en la detección de diferencias genéticas a nivel de individuos y poblaciones. (Meyer, 1994). Junto a la posibilidad de analizar estos procesos microevolutivos, se ha desarrollado una gran cantidad de investigación relacionada con la identificación de unidades subpoblacionales en peces de importancia económica. Este tipo de investigación dentro del ámbito de las pesquerías se refiere a la determinación de estocs, que puedan facilitar el manejo integral de ellas. Junto a las técnicas anteriormente señaladas, se han aplicado otras aproximaciones, como los análisis parasitológicos y morfométricos; en estos caso, la aplicación de estas metodologías tradicionales se han visto enriquecidas con refinamientos como el análisis de entramado de redes que tienen ventajas importantes sobre las técnicas tradicionales.

En el presente trabajo se han aplicado diferentes técnicas para intentar resolver la identificación de estocs de dos especies como son la sardina común y la anchoveta, sustentadoras de una pesquería importante de la zona centro-sur. La aplicación de marcadores genéticos no permitió establecer diferencias genéticas significativas atribuibles a las diferencias interlocalidades, para este caso entre Talcahuano y San Antonio. Por lo general este tipo de estudio necesita de un número alto de muestreos en el tiempo, con el objeto de configurar en forma certera la variabilidad intralocalidad y de que manera contribuye a la variabilidad total. Lo anterior, es una consideración importante que se debe establecer, ya que estudios llevados a cabo por Ward *et al.* (1994). que al revisar un total de 49 especies de agua dulce, 57 especies de peces marinos y 7 especies anadrómicas, los resultados mostraron que el grado de diferenciación genética es mucho mayor en las especies dulceacuícolas que en las marinas, lo que es esperable dado el mayor grado de aislamiento que se produce en las aguas continentales. La menor diferenciación de las especies marinas, se explica de manera análoga, por la

ausencia de barreras efectivas al flujo génico entre las poblaciones. Lo que se ve reforzado en aquellas especies de hábitos pelágicos y cuyos números poblacionales efectivos son altos, como es el caso de los clupeidos y engráulidos motivo de el presente Proyecto. Otro factor que ayuda a la mantención de la homogenidad genética de la población, es la existencia de estados larvales planctónicos de larga duración, los cuales pueden ser transportados a grandes distancias por las sistemas de corrientes oceánicas. Por lo tanto, no es sorprendente que en las especies estudiadas, en localidades geográficamente cercanas y sin barreras oceanográficas importantes, no se presenten grados de diferenciación genética importantes, como para que pudieran considerarse subpoblaciones discretas.

Con la aparición de nuevas técnicas más refinadas (PCR), se hace necesario que en futuros estudios se las incorporen, en orden a confirmar o refutar las evidencias genéticas que se tienen hasta el momento.

Otra de las metodologías con que se ha intentado dar respuestas a los problemas de la definición de estoc, es aquella proveniente del análisis de algunas de las características básicas de la biología de los organismos. En esta oportunidad es el análisis de las características reproductivas, específicamente, el análisis del Índice Gonadosomático y la curva de primera madurez. El supuesto para considerar la existencia de poblaciones diferentes asume que el periodo de maduración y desove es simultáneo en lugares geográficos separados, posibilitando por tanto la sustentación de unidades independientes y autosustentables.

Los resultados de los citados índices reproductivos, señalan la no existencia de diferencias espacio temporales del proceso reproductivo en el área de estudio, con excepción de una diferencia en el Índice gonadosomático para la Sardina común entre ambas localidades. Sin embargo, esta diferencia podría deberse a que el IGS no es un buen parámetro a comparar en especies de desove parcial o fraccionado pues está sujeto a fuerte fluctuaciones, dependiendo de la fase de predesove, postanda e hidratación y sólo debe ser considerado como un índice de la tendencia del proceso de maduración gonádica (DeVlaming, 1982). Otro factor que podría estar influyendo en esta diferencia podría ser el tamaño de la muestra.

Por otra parte, tanto el análisis del Índice gonadosomático como el grado de madurez muestra la confirmación del período máximo de desove de ambas especies en la época invernal, ya informado entre otros por Simpson & Gil (1967); Serra *et. al.* (1979); Arancibia *et al.*(1994).

En relación a la curva de madurez sexual, diferencias entre grupos poblacionales no se deben interpretar necesariamente como indicadores de estoc ecológicos sino que también puede ser un efecto de la explotación pesquera que tiene como resultado la progresiva disminución de la talla de primera madurez, como respuesta del estoc a la presión de pesca.

En cuanto a los parámetros relacionados con el crecimiento relativo del otolito, tanto en *S. bentincki* como en *E. ringens*, la comparación de los otolitos sagitales entre San Antonio y Talcahuano muestran una diferencia significativa respecto a la morfometría; en las relaciones de la talla del pez versus largo, alto y diámetro del núcleo del otolito, así como el diámetro del primer anillo hialino. Estos resultados, se suman a los informados por Aguayo & Soto (1978) para sardina, quienes postulan la existencia de dos unidades poblacionales o estoc (uno Coquimbo y otro Talcahuano), sobre la base del hallazgo de diferencias en el crecimiento en longitud y peso de esta especie, indicando una dinámica de crecimiento distinta.

En relación a esto existen varios antecedentes que basados en características propias o relacionadas de los otolitos han sido utilizadas para identificar subunidades o estoc, entre los que se puede citar a Payne (1977) quién mediante la forma de los otolitos logra separar estoc de *Genypterus capensis* en Sudáfrica, detectando además diferencias significativas entre la regresión de la longitud del pez versus la longitud y el radio longitud-alto de los otolitos, así como en el número de vértebras. En forma semejante, Parrish *et al.*(1985) determinan tasas de crecimiento diferentes en *Engraulis mordax* frente a las costas de California, corroborando la presencia de tres unidades de stock, que en primera instancia se pueden visualizar en las diferencias establecidas de la relación talla del pez - diámetro del otolito. También, Casselman *et al.* (1981), utilizando cuantificación plana de la forma de los otolitos logró discriminar estoc de *Coregonus clupeaformis* en el Lago Huron, hecho semejante al detectado durante el presente estudio para *S. bentincki* y *E. ringens*. Además, Messieh

(1972) fue capaz de identificar estoc de *Clupea harengus* en el sur del Golfo de San Lorenzo discriminando dos formas de otolitos.

La siguiente metodología ensayada se centró en estudiar la variabilidad de la morfometría corporal de los peces de ambas especies. Las bondades de la nueva aproximación se han analizado con mayor extensión en la introducción al capítulo Morfometría. En el presente Proyecto, esta aproximación mostró la gran variabilidad que puede producirse en la morfología corporal, incluso al interior de una misma localidad; fenómeno que se repitió en ambas especies estudiadas. La metodología mostró ser una herramienta poderosa, particularmente para detectar efectos que pueden estar produciendo a escala ecológica, en donde condiciones temporales, que afecten a una cohorte específicamente, se manifiestan también con una respuesta específica de la morfología corporal. Es notable como, dependiendo del muestreo considerado, pudiera llegarse a conclusiones dispares si no se cuenta con antecedentes de varios períodos que permitan ilustrar sobre los niveles de variabilidad intra e interlocalidades.

En cuanto al análisis de la parasitofauna no fué posible establecer la existencia de subunidades poblacionales en ambas especies para las áreas de Talcahuano y San Antonio, sin embargo, al incluir en el análisis muestras de anchovetas provenientes de Coquimbo y Mejillones, resulta aparente la existencia de al menos dos unidades subpoblacionales, una de San Antonio al sur y otra de Coquimbo al norte (Fig. 4.3). Es necesario señalar que en un estudio anterior sobre la parasitología de sardina común y anchoveta (Riffo, 1990), se reporta tan sólo una especie de parásito para la sardina común y sólo tres especies de parásitos en la anchoveta, en contraste con los resultados obtenidos en el presente Proyecto, en donde se encontraron 10 especies en la sardina común y 9 en anchoveta. Lo anterior estaría demostrando en principio una gran variabilidad temporal de la fauna parasitaria en ambas especies.

Una de las aplicaciones de la fauna parasitaria para la determinación de estoc ecológico, es la llevada a cabo por George-Nascimento y Arancibia (1992) en el jurel, donde la parasitofauna de los ejemplares de Iquique y Talcahuano mostró diferencias cuantitativas de índole significativo y consistente a lo largo del año, postulándose en ese caso la existencia de dos estoc

ecológicos. Considerando que aunque los jureles pueden tener un mismo origen parental han estado expuestos durante su ontogenia a situaciones ecológicas diferentes en su desarrollo temprano.

Los resultados generales del presente proyecto indican que con las técnicas mas usadas para el estudio de la diferenciación de estoc, en algunos casos no es posible evidenciar diferencia alguna para las especies estudiadas, y en otros, los resultados no son claros ni consistentes. Se debe considerar que las variaciones ambientales pueden alterar la plasticidad fenotípica de algunos caracteres. Mientras no se tenga una certeza en el tiempo de que esos caracteres se comportan de una manera conservadora en sus rangos de variación, no se pueden considerar seriamente su resultados puntuales. Cabe mencionar además que en el planteamiento de este proyecto se estableció que la definición de estoc que se sometería a prueba, era aquella que considera diferencias genéticas importantes entre grupos de peces y que de alguna manera han adquirido un cierto grado de aislamiento reproductivo entre ellos. Definición que no se logra aplicar a las dos especies analizadas en este trabajo.

CONCLUSIONES

- 1.-Para la especie *S. bentincki* se analizaron seis loci polimórficos que corresponden a PGM-1, PGI-1, AAT-1, IDH-1, IDH-2 y 6PGDH. Los valores de frecuencia génicas para el alelo más común presenta una variabilidad intralocalidad e interlocalidad que es característica dentro de los estudios de genética poblacional.
- 2.-Los valores de $F(ST)$ fluctuaron entre 0,004 y 0,011 con una media de 0,007. Valores que no permiten establecer diferencias genéticas entre las localidades analizada, empleando marcadores genéticos proteínicos, para sardina común. Los resultados de identidad genética tienen valores cercanos a uno al comparar las diferentes muestras entre las localidades, indicando con este tipo de análisis un alto grado de homogeneidad genética.
- 3.-Para *E. ringens* se analizaron cuatro loci polimórficos que corresponden a AAT-2, AAT-1, EST-1 y IHD-1.
- 4.-En la anchoveta, valores de heterocigosidad observada en Talcahuano es de 0,402 y para San Antonio es 0,400, considerando los 4 loci polimórficos. Los valores de $F(ST)$ fluctúan entre 0,005 y 0,015 con una media de 0,012, lo que no permite establecer diferencias significativas entre las localidades analizadas. Los datos de identidad genética son cercanos a uno, lo que indica un alto grado de similitud genética.
- 5.- Las curvas de madurez sexual, tanto para *S. bentincki* como para *E. ringens*, muestran que no existen diferencias entre las localidades examinadas, lo que señala que el período reproductivo principal presenta una similitud espacio-temporal en ambas especies.
- 6.- La comparación del Índice Gonadosomático para anchoveta no muestra diferencias significativas entre San Antonio y Talcahuano. En cambio, si se encontró diferencia en el caso de sardina común

relacionado a la localidad, lo que podría deberse al tipo de desove parcial o fraccionado que presenta la especie.

- 7.-La morfometría de las otolitos para sardina común y anchoveta muestra diferencias significativas entre especímenes de ambas localidades.
- 8.-La comparación de regresiones linealizadas entre el largo y alto del otolito y la talla del pez entregó diferencias significativas para ejemplares de sardina común y anchovetas provenientes de San Antonio y Talcahuano.
- 9.-La comparación del diámetro del primer anillo anual de crecimiento en sardina común muestra diferencias significativas entre San Antonio y Talcahuano. En cambio, el análisis del diámetro del núcleo entregó diferencias sólo entre las anchovetas de ambas localidades.
- 10.-Las diferencias detectadas en los puntos 7, 8 y 9, tanto en anchoveta como en sardina común, todas ellas involucrando los otolitos, sugieren que estos parámetros podrían ser utilizados para separar subunidades en ambas especies, entre las localidades examinadas, pues existe literatura de su aplicabilidad para separar estoc en otras especies, como se comentó en la discusión. Sin embargo, su utilización debería ser constatada con un estudio de mayor envergadura que elimine la incerteza temporal.
- 11.-En relación a la forma de los otolitos se discriminaron 8 tipos, los cuales se encuentran presente en una frecuencia similar en ambas localidades examinadas, tanto para anchoveta como para sardina común, pero con una predominancia de dos de ellos.
- 12.-El examen de los núcleos de los otolitos señala la presencia preponderante de núcleos hialinos en porcentajes semejantes en San Antonio y Talcahuano, para sardina común (97,1 y 91,4 %), siendo levemente inferior en anchoveta (90,3 y 85,6 %).
- 13.-En la Anchoveta, la metodología del MANOVA permite evidenciar diferencias en la morfometría de ambas especies cuando se comparan entre lugares. En tanto el ACP muestra la gran

variabilidad temporal que existe en aquella diferenciación, ya que en algunos muestreos es mayor la diferenciación de grupos dentro de una misma localidad que entre localidades.

- 14.-En las muestras de Sardina y Anchoqueta, hay resultados que señalan una gran variabilidad dentro de las localidades. En el ACP se observa que en algunos casos la sobreposición de datos es total, en otros casos la separación es casi completa y en otros muestreos incluso se da la segregación de una parte de los individuos de una misma localidad.
- 15.-La recomendación con respecto a la morfometría corporal es que no es suficiente un análisis en un período corto, dada la gran variación temporal evidenciada en este trabajo.
- 16.-No es posible discriminar, en base a estudios parasitológicos, la posible existencia de subunidades poblacionales de *Strangomera benticki* y *Engraulis ringens* en las áreas de Talcahuano y San Antonio.
- 17.-Al ampliar la información referida a anchoqueta de las zonas de Coquimbo y Mejillones, resulta aparente la existencia de al menos dos subunidades poblacionales, una de ellas abarcando desde San Antonio al Sur y otra de Coquimbo al Norte (Mejillones)
- 18.-La fauna de parásitos metazoos de sardina está representada por al menos 10 taxa, de los cuales 2 presentan prevalencias de infección superiores al 5%. 19.-La fauna de parásitos metazoos de la anchoqueta, esta compuesta por al menos 9 especies de metazoos, de los cuales al menos 5 presentan prevalencias iguales o superiores al 5% en al menos una localidad.

REFERENCIAS

- AGUAYO, M. & S. SOTO. 1978. Edad y crecimiento de la sardina común [*Clupea (Strangomera) bentincki*] en Coquimbo y Talcahuano. Serie Investigación Pesquera 25: 55 pp., Instituto de Fomento Pesquero.
- AGUAYO, M. 1976. Edad y crecimiento de la anchoveta (*Engraulis ringens*, Jenyns) del norte de Chile (Arica -Iquique). Serie Investigaciones Pesqueras, 23: 52 pp., Instituto de Fomento Pesquero.
- ARANCIBIA, H., L. CUBILLOS, J. REMMAGGI, & R. ALARCON. 1994. Determinación de la talla de madurez sexual y fecundidad parcial en la sardina común, *Strangomera bentincki* (Norman, 1936), del área de Talcahuano, Chile. Biología Pesquera, 23: 11-17.
- ARTHUR, JR. & HP. ARAI. 1980. Studies on the parasites of Pacific herring (*Clupea harengus pallasii* Valenciennes): a preliminary evaluation of parasites as indicators of geographical origin of spawning herring. Can. J. Zool. 58:521-527.
- BEUMER, J., L. ASHBURNER, M. BURBUY, E. JETTE & D. LATHAM. 1982. A checklist of parasites of fishes from Australia and adjacent antarctic territories: Commonwealth Agr. Bureau 99 pp.
- BOOKSTEIN, F.L. B. CHERNOFF, R.L. ELDER, J.M. HUMPHRIES, G.R. SMITH, & R.E. STRAUSS. 1985. Morphometrics in evolutionary biology. Acad. Nat. Sci. Phila., Spec. Publ. 15: 1-277.
- COCHRAN, WG. 1977. Sampling Techniques, 3rd Edition. Wiley, NY.
- CORTES, N.A. 1994. Determinación de stocks de la sardina común (*Strangomera bentincki*, Norman, 1936) en las costas de Chile, mediante una descripción multivariada de variables morfométricas y merísticas: Una unidad panmictica?. Unidad de Investigación para optar al Grado de Licenciado en Ciencias Biológicas (Informe de Egreso), U.C.Ssma. Concepción, manuscrito, 37 pp.

- CROWLEY, PH. 1992. Resampling methods for computation-intensive data analysis in ecology and evolution. *Ann. Rev. Ecol. Syst.* 23:405-447.
- CHIRICHIGNO, N. 1974. Clave para identificar los peces marinos del Perú. *Inf. Inst. Mar Peru-Callao* 44: 387 pp.
- DAILEY, MD. & WK. VOGELBEIN. 1991. Parasite fauna of three species of antarctic whales with reference to their use as potential stock indicators. *Fish. Bull.* 89: 355-366.
- GEORGE-NASCIMENTO, M. & H. ARANCIBIA. 1992 Stock ecológicos del jurel (*Trachurus symmetricus murphyi* Nickols) en tres zonas de pesca frente a Chile, detectados mediante comparación de su fauna parasitaria y morfometría. *Rev. Chile. Hist. Nat.* 65: 453-470.
- GOULD, S.J. 1966. Allometry and size in ontogeny and phylogeny. *Biol. Rev. Cambridge Philos. Soc.*, 41: 587-640.
- HUBBS, C.L. & K.F. LAGLER. 1947. *Fishes of the Great Lakes Region*. Cranbrook Institute of Science, Bull. 26, 186 p.
- IHSSEN, P.E., H.E. BOOKE, J.M. CASSELMAN, J.M. McGLADE, N.R. PAYNE, & F.M. UTTER. 1981. Stock identification: materials and methods. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 38: 1838-1855.
- JORDAN, R. 1980. Biology of the anchoveta. I. Summary of the present knowledge. in: *Proceeding of the workshop on the phenomenon known as "El Niño"*. Unesco, Guayaquil.
- KABATA Z. 1963 Parasites as biological tags. *Int. Comm. Northwest Atl. Fish., Spec. Publ.* 4:31-37.
- LEAMAN BM & Z. KABATA 1987 *Neobrachiella robusta* (Wilson, 1912) (Copepoda: Lernaepodidae) as a tag for identification of stocks of its host, *Sebastes alatus* (Gilbert, 1890) (Pisces: Teleostei). *Can J. Zool.* 65:2579-2582.

- LESTER RJG 1990 Reappraisal of the use of parasites for fish stock identification. Australian Jour. Mar. Freshwater Res. 41: 855-864.
- LOVE M. & M MOSER. 1983 A checklist of parasites of marine fishes off California, Oregon and Washington NOAA Tech. rep. NMFS SSRF 777: 576 pp.
- MACKENZIE K 1989 Parasites as biological tags for pacificsardines *Sardinops sagax* (Jennyns) in coastal waters of Ecuador and Perú Inf. DAFS Mar Lab. Aberdeen Escocia
- MACKENZIE K. 1983 Parasites as biological tags in fish population studies. Adv. Applied Biology 7: 251-331.
- MANTER, H 1955 The zoogeography of trematodes of marine fishes. Exp. Parasit. 4:62-86
- MARGOLIS, L 1965 Parasites as an auxiliary source of information about the biology of pacific salmon (Genus *Oncorhynchus*). J. Fish. Res. Bd. Canada 22: 1387-1395.
- MAY, B. & CH. KRUEGER. 1990. Use of Allozyme data for Population Analysis. In Eletrophoretic ans Isoelectric Focusing Techniques in Fisheries Management. Editor D. H. WHITMORE. CRC Press, :157-173.
- MCDANIEL D. 1979 Procedures for the detection and identification of certain fish pathogen. American Fisheries Society. Fish Health Section. Fish Health Blue Book 118 pp.
- MESSIEH, S.N. 1972. Use of otoliths in identifying herring stock in the southern Gulf of St. Lawrence and adjacent waters. J. Fish. Res. Board Can. 29: 1113-1118.
- MEYER, A. 1994. Molecular phylogenetic studies of fish. in: A.R. Beaumont (Ed.) Genetics and Evolution of Aquatic Organisms. Chapman & Hall, London. : 219-248.
- MORRISON, DF. 1967. Multivariate Statistical Methods, McGraw-Hill, New York.
- MOSER M 1983 Parasites as biological tags for herring. Can. Manuscr. Rep. Fish. Aquat. Sci 1700:125-127

- MOSER M & J HSIEH 1992 Biological tags for stock separation in pacific herring *Clupea harengus pallasi* in California. J. Parasitol. 78:54-60.
- MOSER M 1991 Parasites as biological tags. Parasitology Today 7: 182-185.
- NEI, M. 1972. Genetic distance between population. American Naturalist, 106: 283-292.
- NETER, J, WASSERMAN, W, KUTNER, MH. 1985. Applied Linear Statistical Models. Irwin, Illinois.
- NOBLE E & G NOBLE 1982 Parasitology. The biology of animal parasites. 5th Ed. Lea & Febiger Philadelphia. 522 pp.
- OLIVA ME, BORQUEZ AS & A OLIVARES 1992 Sexual status of *Paralabrax humeralis* (Serranidae) and infection by *Philometra* sp. (Nematoda: Dracunculoidea). Jour. Fis Biol. 40: 979-980.
- OVENDEN, JR 1990 Mitochondrial DNA and marine stock assesment: a review. Australian Jour. Mar. Freshwater Res. 41: 835-854
- PARRISH B. & D.P. SHARMAN. 1958. Some Remarks on Methods used in Herring "Racial" Investigations, with Special Reference to Otolith Studies. Rapp. Proces-Verbaux Reunions Cons. Perm. Int.Explor. Mer 143:66-80.
- PARRISH R., D. MALLICOATE & K. MAIS. 1985. Regional variations in the growth and age composition of northern anchovy, *Engraulis mordax*. Fishery Bulletin, 83(4): 483-496.
- PAYNE, A. 1977. Stock differentiation and growth of the southern african kingklip *Genypterus capensis*. Investl Rep. Sea Fish. Brch S. Afr. 113: 1-32.
- PIPPY, JHC 1969 *Pomphorhynchus laevis* (Zoega) Muller, 1776 (Acanthocephala) in atlantic salmon (*Salmo salar*) and its use as a biological tag. J. Fish. Res. Bd. Canada 26: 909-919.

- POLYANSKI, YI 1961 Ecology of parasites of marine fishes. In: "Parasitology of fishes" (Dogiel, VA; Petrushevsky GK and YI Polyanski eds) 48-83
- RICHARDSON, B.J. BAVERESTOC, P.R. AND M. ADAMS. 1986. Allozyme Electrophoresis. A handbook for Animal Systematic and populations Studies. Academi Press. 410 pp.
- RIFFO R. 1990. Primer registro parasitológico en *Strangomera bentincki* (Norman, 1936) y *Engraulis ringens* Jenyns 1842 (Pisces: Clupeiformes) para la costa de Chile. Medio Ambiente 11:59-64
- ROA, R. 1993. Annual growth and maturity function of the squat lobster *Pleuroncodes monodon* of central Chile. Marine Ecology Progress Series 97:157-166
- ROA, R. En Preparación. A Monte Carlo algorithm for size at maturity and its asymptotic confidence interval.
- RYMAN, N. & F.M. UTTER. 1987. Population genetics and fisheries management. Univ. Washington Press, Seattle, 425 pp.
- SCOTT, JS 1969 Trematode populations in the Atlantic Argentine *Argentina silus* and their use as biological indicators. J. Fish. Res. Bd. Canada 26: 879-891.
- SEEB, L.W., J.E. SEEB, & A.J. GHARRETT. 1990. Genetic marking of fish populations. in: D.H. Whitmore (De.) Electrophoretic and isoelectric focusing techniques in fisheries management. CRC Press, Inc. Boca Raton, Florida. :223-240.
- SERNAP. 1993. Anuario Estadístico de Pesca 1993. Servicio Nacional de Pesca. Ministerio de economía, Fomento y Reconstrucción. CHILE. 188 pp.
- SERRA, J.R. 1986. Desarrollo de las pesquerías de Anchoveta (*Engraulis ringens*) y los cambios de su abundancia. Investigaciones Pesqueras. (Chile), 33: 25-32.
- SERRA, R. 1976. Escalas de madurez sexual para sardina española (*Sardinops sagax musica*, Girard) y jurel (*Trachurus symmetricus murphyi*, Nichols).

- SERRA, R., M. AGUAYO, O. ROJAS, J. CAÑON Y F. INOSTROZA. 1979. Anchoveta *Engraulis ringens* Jenyns. Teleostomi, Clupeiformes, Engraulidae. En: Corporación de Fomento de la Producción. Estado actual de las Principales Pesquerías Nacionales. Bases para un Desarrollo Pesquero. Santiago, Chile, IFOP. Vol 1 (Peces) (AP 79-18).
- SIMPSON, J. & J. GIL. 1967. Maduración y desove de la anchoveta en Chile. Boletín Científico Instituto de Fomento Pesquero, Santiago. Chile. 4: 1-46.
- SMITH, PJ 1990. Protein electrophoresis for identification of Australian fish stock. Australian Jour. Mar. Freshwater Res. 41: 823-834
- SOMERTON, DA. 1991. Detecting differences in fish diets. Fish. Bull. 89:167-175.
- STRAUSS, R.E. & F.L. BOOKSTEIN. 1982. The truss: body form reconstruction in morphometrics. Syst. Zool., 31: 113-135.
- SZIDAT, L 1955 La fauna de parásitos de *Merluccius hubbsi* como caracter auxiliar para la solución de problemas sistemáticos y zoogeográficos del género *Merluccius* L. I.N.I.Cs.Nat.Mus. Argentino Cs. Naturales "Bernardino Rivadavia" 3(1) 53 pp.
- SZIDAT, L 1960 La parasitología como ciencia auxiliar para develar problemas hidrobiológicos, zoogeográficos y geofísicos del Atlántico Sur. Libro Homenaje E. Caballero Caballero. UNAM-México. 577-594.
- WARD, R.D., M. WOODWARK, & D.O.F. SKIBINSKI. 1994. A comparison of genetic diversity levels in marine, freshwater, and anadromous fishes. J. Fish Biol., 44: 213-232.
- WILKINSON, L. 1988. SYSTAT: the system for statistics. SYSTAT Inc., Evanston, Illinois, USA.
- WILKINSON, L. 1990 SYSTAT: The system for statistics. Evanston, II SYSTAT inc.
- WILLIAMS, BK, TITUS, K. 1988. Assessment of sampling stability in ecological applications of discriminant analysis. Ecology 69:1275-1285.
- WINANS, G.A. 1987. Using morphometric and meristic characters for identifying stocks of fish. *in*: H.E. Kumpf, R.N. Vaught, C.B. Grimes, A.G. Johnson & E.L. Nakamura (Eds.)

Proceedings of the stock identification workshop. NOAA Technical Memorandum
NMFS-SEFC-199: 25-62.

ZAR, H 1984. Biostatistical analysis. Prentice Hall 718 pp.

ANEXOS

Tabla 1-1 : Frecuencias alélicas en seis muestras de Sardina (*Strangomera bentincki*) para seis loci. (A= Talcahuano(1) Septiembre; B = Talcahuano(2) Octubre; C = S. Antonio(1) Septiembre; D= S. Antonio(2) Octubre; E= Talcahuano(3) Marzo; F= S. Antonio(3) Marzo)

Locus	Muestra					
	A	B	C	D	E	F
PGM-1						
(N)	80	108	100	78	100	107
A	.006	.009	.000	.013	.020	.019
B	.950	.954	.985	.949	.955	.958
C	.044	.037	.015	.038	.025	.023
PGI-1						
(N)	97	120	98	113	74	98
A	.010	.058	.031	.093	.074	.005
B	.876	.767	.796	.792	.784	.781
C	.113	.175	.173	.115	.142	.214
AAT-1						
(N)	99	80	99	107	100	100
A	.035	.050	.030	.042	.015	.005
B	.955	.925	.965	.958	.985	.985
C	.010	.025	.005	.000	.000	.010
IDH-1						
(N)	99	116	95	108	97	96
A	.000	.000	.000	.000	.000	.000
B	.960	.914	.932	.958	.933	.906
C	.040	.086	.068	.042	.067	.094
IDH-2						
(N)	97	102	96	106	96	93
A	.005	.029	.010	.000	.010	.005
B	.948	.941	.922	.967	.958	.930
C	.036	.000	.010	.000	.000	.000
D	.010	.029	.057	.033	.031	.065
6PGDH						
(N)	92	114	93	116	96	104
A	.380	.404	.387	.319	.339	.365
B	.587	.588	.608	.681	.651	.630
C	.033	.009	.005	.000	.010	.005

Tabla 1-2 Variabilidad genética para los 6 loci analizados en las 6 muestras de Sardina

(error estándar entre paréntesis)

Población	Heterocigosidad Media				
	Tamaño medio de muestra por Locus	Nro. medio de alelos por locus	Porcentaje de loci polimórficos*	Conteo directo	Esperado HdyWbg**
1. THNO 1	94.0 (3.0)	3.0 (.3)	66.7 (.084)	.197 (.069)	.182
2. THNO 2	106. (5.9)	2.8 (.2)	83.3 (.068)	.240 (.068)	.229
3. S.ANT 1	96.8 (1.1)	2.8 (.3)	66.7 (.060)	.183 (.072)	.199
4. S.ANT 2	104.7 (5.6)	2.3 (.2)	50.0 (.065)	.186 (.067)	.185
5. THNO 3	93.8 (4.0)	2.7 (.2)	50.0 (.086)	.211 (.072)	.192
6. S.ANT 3	99.7 (2.1)	2.8 (.2)	66.7 (.058)	.182 (.069)	.205

* Se considera un locus polimórfico si la frecuencia del alelo más común no excede a .95

** Estimación insesgada (ver Nei, 1978)

Tabla 1-3: Resumen de los estadísticos F en todos los loci para las seis muestras de Sardina analizadas

Locus	F(ST)
PGM-1	.004
PGI-1	.011
AAT-1	.010
IDH-1	.007
IDH-2	.008
6PGDH	.004
Media	.007

Tabla 1-4: Matriz de Identidad y Distancia Genética según los coeficientes de Nei (1978) calculados para las seis muestras de Sardina. Bajo la diagonal: Identidad genética insesgada de Nei (1978), Sobre la diagonal: Distancia genética insesgada de Nei (1978).

Muestra	1	2	3	4	5	6
1 THNO 1*****		.001	.001	.002	.001	.002
2 THNO 2 .999	*****		.000	.001	.000	.000
3 S.ANT 1 .999	1.000	*****		.001	.000	.000
4 S.ANT 2 .998	.999	.999	*****		.000	.002
5 THNO 3 .999	1.000	1.000	1.000	*****		.000
6 S.ANT 3 .998	1.000	1.000	.998	1.000	*****	

Tabla 1-5 Frecuencias alélicas en seis muestras de Anchoveta (*Engraulis ringens*) para seis loci. (A= Talcahuano(1) Septiembre; B = Talcahuano(2) Octubre; C = S. Antonio(1) Septiembre; D= S. Antonio(2) Octubre; E= Talcahuano(3) Marzo; F= S. Antonio(3) Marzo)

Locus	Muestra					
	A	B	C	D	E	F
AAT-2						
(N)	98	99	90	100	98	101
A	.005	.000	.067	.005	.000	.000
B	.082	.091	.061	.085	.097	.089
C	.908	.904	.872	.900	.903	.911
D	.005	.005	.000	.010	.000	.000
AAT-1						
(N)	83	95	89	90	99	95
A	.687	.663	.663	.661	.566	.600
B	.096	.016	.028	.028	.010	.026
C	.199	.321	.309	.300	.424	.363
D	.018	.000	.000	.011	.000	.011
EST-1						
(N)	108	84	99	101	62	76
A	.007	.006	.005	.015	.008	.000
B	.639	.696	.712	.767	.677	.625
C	.355	.298	.283	.218	.315	.375
IDH-1						
(N)	112	139	104	112	92	100
A	.563	.597	.663	.518	.636	.620
B	.045	.036	.077	.036	.027	.040
C	.393	.367	.260	.446	.337	.340

Tabla 1-6 Variabilidad genética para los 6 loci analizados en las 6 muestras de Anchoveta

(error estándar entre paréntesis)

Población	Heterocigosidad Media				
	Tamaño medio de muestra por Locus	Nro. medio de alelos por locus	Porcentaje de loci polimórficos*	Conteo directo	Esperado HdyWbg**
1. THNO 1	110.3 (13.9)	3.5 (.3)	100.0 (.114)	.431 (.082)	.412
2. THNO 2	104.3 (12.0)	3.0 (.0)	100.0 (.081)	.377 (.075)	.393
3. S.ANT 1	95.5 (3.6)	3.0 (.0)	100.0 (.060)	.379 (.058)	.401
4. S.ANT 2	100.8 (4.5)	3.5 (.3)	100.0 (.058)	.318 (.077)	.389
5. THNO 3	87.8 (8.7)	2.8 (.3)	100.0 (.083)	.349 (.076)	.402
6. S.ANT 3	93.0 (5.8)	2.8 (.5)	100.0 (.081)	.352 (.083)	.411

* Se considera un locus polimórfico si la frecuencia del alelo más común no excede a .95

** Estimación insesgada (ver Nei, 1978)

Tabla 1-7: Resumen de los estadísticos F en todos los loci para las seis muestras de Anchoveta analizadas

Locus	F(ST)
AAT-2	.005
AAT-1	.015
EST-1	.011
IDH-1	.011
Media	.012

Tabla 1-8: Matriz de Identidad y Distancia Genética según los coeficientes de Nei (1978) calculados para las seis muestras de Anchoveta. Bajo la diagonal: Identidad genética incesgada de Nei (1978), Sobre la diagonal: Distancia genética incesgada de Nei (1978).

Población	1	2	3	4	5	6
1 THNO 1 *****		.003	.010	.008	.014	.006
2 THNO 2 .997	*****		.002	.002	.001	.000
3 S.ANT 1 .990	.998	*****		.011	.005	.005
4 S.ANT 2 .992	.998	.989	*****		.011	.012
5 THNO 3 .986	.999	.995	.989	*****		.000
6 S.ANT 3 .994	1.000	.995	.988	1.000	*****	

Tabla 2.1.-Tamaño de muestra mensual para análisis de parámetros reproductivos y características de los otolitos correspondiente a los muestreos comprometidos para Sardina común (1995-1996).

	M 1 (agosto)		M 2 (octubre)		M3 (enero)		M 4 (febrero)	
	SAN	TAL	SAN	TAL	SAN	TAL	SAN	TAL
Reproducción								
-Análisis IGS	141	151	58	177		227	121	138
-Madurez sex.	141	151	58	177		227	171	138
Otolitos							totales	totales
-Morfología	57	55	54	60	57	60	168	175
-Relac. otolitos	57	55	54	60	57	60	168	175
-Clases otolitos	57	55	54	60	57	60	168	175
-Tipo núcleos	57	55	55	60	58	60	170	175
-Diam. anillo 1	51	53	54	53	30	60	135	166

Tabla 2.2.-Tamaño de muestra mensual para análisis de parámetros reproductivos y características de los otolitos correspondiente a los muestreos comprometidos para Anchoveta (1995-1996).

	M 1 (julio)		M 2 (septbre)		M 3 (octubre)		M 4 (marzo)	
	SAN	TAL	SAN	TAL	SAN	TAL	SAN	TAL
Reproducción								
-Análisis IGS	119	261	173	261	268	261	108	112
-Madurez sex.	119	261	173	261	268	261	108	112
Otolitos							totales	totales
-Morfología	57	61	59	58	60	62	176	181
-Relac. otolitos	57	61	59	58	60	62	176	181
-Clases otolitos	57	61	59	58	60	62	176	181
-Tipo núcleos	57	61	59	58	60	62	176	181
-Diam. núcleo	53	57	48	40	58	51	159	148

Tabla 2.3.- Comparación del índice gonadosomático (IGS) de *Strangomera benthinki* entre las localidades (loc) de San Antonio y Talcahuano, a través de la talla (ls). Tres muestreos agregados para incrementar los grados de libertad. El modelo probado fue $IGS = \beta_0 + \beta_1(ls) + \beta_2(loc) + \beta_3(ls \cdot loc)$.

Fuente	Sum. Cuadr.	Gr. Lib.	Cuadr. Med.	Est. F	Valor p
ls	56,027	1	56,027	3,623	>0,05
loc	373,622	1	373,027	24,163	<0,001
ls*loc	256,236	1	256,236	16,572	<0,001
Error	15493,181	1002	15,462		

Tabla 2.4.-Resultados del MANOVA de la morfometría de los otolitos de anchoveta, comparando muestras de San Antonio con Talcahuano. Primera muestra.

Estadístico Multivariado					
T ² de Hotelling	Estadístico F	Gr. Lib.		Valor P	
0,558	6,296	11; 124		<0,0001	
Estadísticos Univariados					
	Suma Cuadr.	Gr. Lib.	Cuadr. Med.	F	Valor p
Variable 1	5,149	1	5,149	50,008	<0,001
Error	13,798	134	0,103		
Variable 2	1,929	1	1,929	34,361	<0,001
Error	7,524	134	0,056		
Variable 3	1,246	1	1,246	41,740	<0,001
Error	3,999	134	0,030		
Variable 4	0,910	1	0,910	20,115	<0,001
Error	6,063	134	0,045		
Variable 5	3,180	1	3,180	50,962	<0,001
Error	8,363	134	0,062		
Variable 6	1,332	1	1,332	19,798	<0,001
Error	9,014	134	0,067		
Variable 7	0,662	1	0,662	16,021	<0,001
Error	5,534	134	0,041		
Variable 8	0,743	1	0,743	17,333	<0,001
Error	5,748	134	0,043		
Variable 9	0,847	1	0,847	24,944	<0,001
Error	4,549	134	0,034		
Variable 10	<0,001	1	<0,001	0,012	0,913
Error	5,271	134	0,039		
Variable 11	0,724	1	0,724	12,308	<0,001
Error	7,884	134	0,059		

Tabla 2.5.-Resultados del MANOVA de la morfometria de los otolitos de anchoveta, comparando muestras de San Antonio con Talcahuano. Segunda y tercera muestra.

Estadistico Multivariado					
T2 de Hotelling	Estadistico F	Grados de libertad		Valor p	
2.804	27.788	11: 109		< 0.001	
Estadisticos Univariados					
	Suma cuadr.	Gr. Lib.	Cuadr. Med.	F	Valor p
Variable 1	1427,166	1	1427,166	112,161	< 0,001
Error	1514,188	119	12,724		
Variable 2	131,042	1	131,042	129,995	< 0,001
Error	119,959	119	1,008		
Variable 3	330,067	1	330,087	114,900	< 0,001
Error	341,867	119	2,873		
Variable 4	14,705	1	14,705	132,019	< 0,001
Error	13,255	119	0,111		
Variable 5	930,723	1	930,723	111,007	< 0,001
Error	997,737	119	8,384		
Variable 6	412,299	1	412,299	111,017	< 0,001
Error	441,947	119	3,714		
Variable 7	169,764	1	169,764	110,849	< 0,001
Error	182,248	119	1,531		
Variable 8	353,206	1	353,206	115,092	< 0,001
Error	365,199	119	3,069		
Variable 9	383,209	1	383,209	114,373	< 0,001
Error	398,714	119	3,351		
Variable 10	276,662	1	276,662	133,210	< 0,001
Error	247,151	119	2,077		
Variable 11	476,930	1	476,930	110,268	< 0,001
Error	514,697	119	4,325		

Tabla 2.6.-Resultados del MANOVA de la morfometría de los otolitos de sardina, comparando muestras de San Antonio y Talcahuano. Primera muestra.

Estadístico Multivariado					
T ² de Hotelling	Estadístico F	Gr. Lib.		Valor P	
0,815	8,150	11; 110		<0,0001	
Estadísticos Univariados					
	Suma Cuadr.	Gr. Lib.	Cuadr. Med.	F	Valor p
Variable 1	3,719	1	3,719	51,256	<0,001
Error	8,706	120	0,073		
Variable 2	0,771	1	0,771	33,458	<0,001
Error	2,766	120	0,023		
Variable 3	0,389	1	0,389	16,095	<0,001
Error	2,897	120	0,024		
Variable 4	0,152	1	0,152	9,786	0,002
Error	1,868	120	0,016		
Variable 5	1,601	1	1,601	36,326	<0,001
Error	5,288	120	0,044		
Variable 6	0,188	1	0,188	2,809	0,096
Error	8,016	120	0,067		
Variable 7	0,017	1	0,017	0,574	0,450
Error	3,621	120	0,030		
Variable 8	0,078	1	0,078	2,008	0,159
Error	4,665	120	0,039		
Variable 9	0,013	1	0,013	0,315	0,576
Error	5,092	120	0,042		
Variable 10	0,232	1	0,232	6,379	0,013
Error	4,357	120	0,036		
Variable 11	0,572	1	0,572	8,247	0,005
Error	8,324	120	0,069		

Tabla 2.7.-Resultados del MANOVA de la morfometría de los otolitos de sardina comparando muestras de San Antonio con Talcahuano. Segunda muestra.

Estadístico Multivariado					
T ² de Hotelling	Estadístico F	Grados de libertad		Valor p	
2.369	23.044	11: 107		< 0.001	
Estadísticos Univariados					
	Suma cuadr.	Gr. Lib.	Cuadr. Med.	F	Valor p
Variable 1	659,054	1	650,054	96,584	< 0,001
Error	787,64	117	6,730		
Variable 2	77,757	1	77,757	91,479	< 0,001
Error	99,451	117	0,850		
Variable 3	142,224	1	142,224	107,390	< 0,001
Error	154,951	117	1,324		
Variable 4	7,806	1	7,806	56,859	< 0,001
Error	16,063	117	0,137		
Variable 5	371,136	1	371,136	97,821	< 0,001
Error	443,902	117	3,794		
Variable 6	204,578	1	204,578	111,015	< 0,001
Error	215,607	117	1,843		
Variable 7	66,116	1	66,116	100,382	< 0,001
Error	77,061	117	0,659		
Variable 8	159,251	1	159,251	111,617	< 0,001
Error	166,932	117	1,427		
Variable 9	187,549	1	187,549	108,657	< 0,001
Error	201,951	117	1,726		
Variable 10	197,382	1	197,382	99,961	< 0,001
Error	231,027	117	1,975		
Variable 11	232,596	1	232,596	90,972	< 0,001
Error	299,144	117	2,557		

Tabla 2.8.-Resultados del MANOVA de la morfometria de los otolitos de sardina comparando muestras de San Antonio con Talcahuano. Tercera muestra.

Estadistico Multivariado					
T ² de Hotelling	Estadistico F	Grados de libertad		Valor p	
0.658	6.726	11: 108		< 0.001	
Estadisticos Univariados					
	Suma cuadr.	Gr. Lib.	Cuadr. Med.	F	Valor p
Variable 1	623,103	1	623,103	106,421	< 0,001
Error	696,757	119	5,855		
Variable 2	69,436	1	69,436	97,769	< 0,001
Error	84,515	119	0,710		
Variable 3	128,118	1	128,118	105,610	< 0,001
Error	144,361	119	1,213		
Variable 4	7,852	1	7,852	91,032	< 0,001
Error	10,264	119	0,086		
Variable 5	383,457	1	383,457	112,288	< 0,001
Error	406,379	119	3,415		
Variable 6	189,955	1	189,955	98,624	< 0,001
Error	229,201	119	1,926		
Variable 7	62,234	1	62,234	109,795	< 0,001
Error	67,452	119	0,567		
Variable 8	140,564	1	140,564	105,559	< 0,001
Error	158,463	119	1,332		
Variable 9	169,260	1	169,260	100,883	< 0,001
Error	199,656	119	1,678		
Variable 10	175,699	1	175,699	92,572	< 0,001
Error	225,859	119	1,898		
Variable 11	244,485	1	244,485	100,306	< 0,001
Error	290,050	119	2,437		

Tabla 2.9.- Resultados del análisis de regresión lineal con variables indicadoras para probar la existencia de diferencias entre localidades (loc) (San Antonio versus Talcahuano) en las regresiones longitud del pez (lpez) versus longitud de los otolitos (lot) y versus alto de los otolitos (aot). *E. ringens* y *S. bentincki*. Tres muestras agregadas para ambas especies.

Engraulis ringens

Longitud de los Otolitos

Modelo Completo: $lot = \beta_0 + \beta_1(lpez) + \beta_2(loc) + \beta_3(lpez \cdot loc)$

Fuente	Sum. Cuadr.	Gr. Lib.	Cuadr. Med.	Est. F	Valor p
Regresión	12178,651	3	4059,550	270.733	<0,001
Residual	3538,745	236	14,995		

Modelo Reducido: $lot = \beta_0 + \beta_1(lpez)$ Prueba de pendiente e intercp.

Fuente	Sum. Cuadr.	Gr. Lib.	Cuadr. Med.	Est. F	Valor p
Regresión	11376,363	1	11376,363	623,717	<0,001
Residual	4341,032	238	18,240		

Estadístico $F(2,236) = 26,75$, $p < 0,005$

Altitud de los Otolitos

Modelo Completo: $aot = \beta_0 + \beta_1(lpez) + \beta_2(loc) + \beta_3(lpez \cdot loc)$

Fuente	Sum. Cuadr.	Gr. Lib.	Cuadr. Med.	Est. F	Valor p
Regresión	962,403	3	320,801	137,930	<0,001
Residual	548,893	236	2,326		

Modelo Reducido: $aot = \beta_0 + \beta_1(lpez)$ Prueba de pendiente e intercp.

Fuente	Sum. Cuadr.	Gr. Lib.	Cuadr. Med.	Est. F	Valor p
Regresión	924,124	1	924,124	374,577	<0,001
Residual	587,172	238	2,467		

Estadístico $F(2,236) = 8,23$, $p < 0,005$

Tabla 2.10.-Clase de otolitos según su forma, tipo de núcleos y diámetro del primer anillo hialino, para especímenes de anchovetas de las localidades de San Antonio (SAN) y Talcahuano (TAL).

Clase otolito	M1 (julio)		M2 (septiembre)		M3 (octubre)		Total	Total
	SAN	TAL	SAN	TAL	SAN	TAL	SAN	TAL
Cauda 1	17	26	26	20	24	18	67	64
Cauda 2I	6	9	9	8	9	7	24	24
Cauda 2S	11	9	13	17	11	16	35	42
Cauda 2D	4	6	7	7	6	9	17	22
Cauda 3I	1	0	0	2	0	0	1	2
Cauda 3S	5	2	2	1	0	2	7	5
Cauda 3C	9	9	0	3	7	9	16	21
Cauda 3D	4	0	2	0	3	1	9	1
	57	61	59	58	60	62	176	181
Tipo núcleo								
Hialino	53	57	48	48	59	51	159	155
Opaco	4	4	11	11	2	11	17	26
Media n. (um)	216	221	244	187	222	162	227	191
D. estándar	69	84	83	68	81	61	78	76
Nº observ.	53	57	48	48	59	51	160	156
Test "t" (P:0,05)							4,78	
Valor de p							0.00005	

Tabla 2.11.-Clase de otolitos según su forma, tipo y diámetro de núcleos y diámetro del primer anillo hialino, para especímenes de sardina común en las localidades de San Antonio (SAN) y Talcahuano (TAL).

Clase otolito	M1 (agosto)		M2 (octubre)		M3 (febrero)		Totales SAN	Totales TAL
	SAN	TAL	SAN	TAL	SAN	TAL		
Cauda 1	5	7	3	4	4	3	12	14
Cauda 2I	13	26	18	22	19	35	50	83
Cauda 2S	18	14	14	20	21	15	53	49
Cauda 2D	4	2	7	2	4	1	15	5
Cauda 3I	5	2	3	6	1	3	9	11
Cauda 3S	7	2	5	3	4	3	16	8
Cauda 3C	3	2	2	3	4	0	9	5
Cauda 3D	2	0	2	0	0	0	4	0
	57	55	54	60	57	60	168	175
Tipo núcleo								
Hialino	54	51	55	53	56	56	165	160
Opaco	3	4	0	7	2	4	5	15
Media (μm)	223,6	236,8	213,6	199,5	191,4	204,9	214,3	213,3
D. estandar	50,1	48,3	48,1	46,4	45,5	57,9	49,5	53,5
Nº observ.	54	51	56	53	55	56	165	160
Test "t" (P:0,05)							-0,654	
Valor de p							0,514	
Diám. anillo 1								
Media (μm)	1831	1780	1864	1775	1778	1762	1833	1772
D. estandar	108	125	80	137	88	160	98	141
Nº observ.	51	53	54	53	29	60	134	166
Test "t" (P:0,05)							4,24	
Valor de p							0,00003	

Tabla 3.1

Morfometría del cuerpo del pez, *Engraulis ringens*. Prueba de significancia del contraste de los vectores morfométricos entre dos localidades (San Antonio y Talcahuano). Primera muestra.

Estadístico Multivariado					
T2 de Hotelling	Estadístico F	Gr. Lib.		Valor p	
2,335	16,457	21; 148		<0.001	
Estadísticos Univariados					
	Suma Cuadr.	Gr. Lib.	Cuadr. Med.	F	Valor p
Variable 1	578,088	1	578,088	215,052	<0.001
Error	451,606	168	2,688		
Variable 2	119,544	1	119,544	209,652	<0.001
Error	95,794	168	0,570		
Variable 3	374,637	1	374,637	208,722	<0.001
Error	301,544	168	1,795		
Variable 4	1089,692	1	1089,692	216,452	<0.001
Error	845,767	168	5,034		
Variable 5	306,766	1	306,766	193,204	<0.001
Error	266,748	168	1,588		
Variable 6	566,802	1	566,802	234,116	<0.001
Error	406,733	168	2,421		
Variable 7	566,353	1	566,353	215,602	<0.001
Error	441,310	168	2,627		
Variable 8	1067,864	1	1067,864	217,525	<0.001
Error	824,739	168	4,909		
Variable 9	1717,253	1	1717,253	214,212	<0.001
Error	1346,788	168	8,017		
Variable 10	1669,115	1	1669,115	222,772	<0.001
Error	1258,737	168	7,492		
Variable 11	422,886	1	422,886	219,052	<0.001
Error	324,329	168	1,931		
Variable 12	465,560	1	465,560	222,887	<0.001
Error	350,914	168	2,089		
Variable 13	694,030	1	694,030	224,694	<0.001
Error	518,914	168	3,089		
Variable 14	708,800	1	708,800	217,318	<0.001
Error	547,946	168	3,262		
Variable 15	242,920	1	242,920	226,125	<0.001
Error	180,478	168	1,074		
Variable 16	341,751	1	341,751	223,817	<0.001
Error	256,522	168	1,527		
Variable 17	1028,429	1	1028,429	207,519	<0.001
Error	832,578	168	4,956		
Variable 18	1246,308	1	1246,308	208,130	<0.001
Error	1006,006	168	5,988		
Variable 19	1411,702	1	1411,702	215,290	<0.001
Error	1101,613	168	6,557		
Variable 20	1311,230	1	1311,230	213,618	<0.001
Error	1031,218	168	6,138		
Variable 21	99,866	1	99,866	214,967	<0.001
Error	78,047	168	0,465		

Tabla 3.2

Morfometría del cuerpo del pez, *Engraulis ringens*. Prueba de significancia del contraste de los vectores morfométricos entre dos localidades (San Antonio y Talcahuano). Segunda muestra.

Estadístico Multivariado					
T2 de Hotelling	Estadístico F	Gr. Lib.		Valor p	
1,703	27,012	21;	333	<0.001	
Estadísticos Univariados					
	Suma Cuadr.	Gr. Lib.	Cuadr. Med.	F	Valor p
Variable 1	939,771	1	939,771	299,771	<0.001
Error	1106,640	353	3,135		
Variable 2	215,853	1	215,853	310,894	<0.001
Error	245,088	353	0,694		
Variable 3	628,086	1	628,086	300,762	<0.001
Error	737,176	353	2,088		
Variable 4	1727,217	1	1727,217	296,575	<0.001
Error	2055,828	353	5,824		
Variable 5	576,582	1	576,582	284,362	<0.001
Error	715,755	353	2,028		
Variable 6	908,544	1	908,544	311,736	<0.001
Error	1028,807	353	2,914		
Variable 7	831,006	1	831,006	275,310	<0.001
Error	1065,507	353	3,018		
Variable 8	1571,614	1	1571,614	271,868	<0.001
Error	2040,621	353	5,781		
Variable 9	2573,063	1	2573,063	287,921	<0.001
Error	3154,649	353	8,937		
Variable 10	2343,097	1	2343,097	293,378	<0.001
Error	2819,274	353	7,987		
Variable 11	674,670	1	674,670	293,226	<0.001
Error	812,202	353	2,301		
Variable 12	673,011	1	673,011	282,117	<0.001
Error	842,108	353	2,386		
Variable 13	1032,743	1	1032,743	284,860	<0.001
Error	1279,781	353	3,625		
Variable 14	1088,119	1	1088,119	293,275	<0.001
Error	1309,715	353	3,710		
Variable 15	410,015	1	410,015	309,855	<0.001
Error	467,106	353	1,323		
Variable 16	523,294	1	523,294	283,794	<0.001
Error	650,905	353	1,844		
Variable 17	1658,290	1	1658,290	303,719	<0.001
Error	1927,365	353	5,460		
Variable 18	1982,326	1	1982,326	297,750	<0.001
Error	2350,161	353	6,658		
Variable 19	2178,987	1	2178,987	298,389	<0.001
Error	2577,785	353	7,303		
Variable 20	2032,747	1	2032,747	294,620	<0.001
Error	2435,542	353	6,900		
Variable 21	188,864	1	188,864	316,848	<0.001
Error	210,413	353	0,596		

Tabla 3.3

Morfometría del cuerpo del pez, *Engraulis ringens*. Prueba de significancia del contraste de los vectores morfométricos entre dos localidades (San Antonio y Talcahuano). Tercera muestra.

Estadístico Multivariado						
T2 de Hotelling	Estadístico F	Gr. Lib.		Valor p		
5,373	57,570	21;	225	<0.001		
Estadísticos Univariados						
	Suma Cuadr.	Gr. Lib.	Cuadr. Med.	F		Valor p
Variable 1	602,886	1	602,886	379,151		<0.001
Error	389,573	245	1,590			
Variable 2	149,460	1	149,460	418,250		<0.001
Error	87,550	245	0,357			
Variable 3	480,574	1	480,574	381,063		<0.001
Error	308,979	245	1,261			
Variable 4	1242,028	1	1242,028	408,169		<0.001
Error	745,516	245	3,043			
Variable 5	463,846	1	463,846	337,295		<0.001
Error	336,923	245	1,375			
Variable 6	724,475	1	724,475	423,490		<0.001
Error	419,127	245	1,711			
Variable 7	756,206	1	756,206	461,498		<0.001
Error	401,454	245	1,639			
Variable 8	1631,934	1	1631,934	482,388		<0.001
Error	828,843	245	3,383			
Variable 9	2211,730	1	2211,730	449,015		<0.001
Error	1206,804	245	4,926			
Variable 10	2122,237	1	2122,237	493,540		<0.001
Error	1053,507	245	4,300			
Variable 11	653,671	1	653,671	442,334		<0.001
Error	362,056	245	1,478			
Variable 12	681,968	1	681,968	533,874		<0.001
Error	312,962	245	1,277			
Variable 13	1032,184	1	1032,184	443,359		<0.001
Error	570,384	245	2,328			
Variable 14	989,236	1	989,236	458,611		<0.001
Error	528,471	245	2,157			
Variable 15	322,127	1	322,127	388,375		<0.001
Error	203,209	245	0,829			
Variable 16	487,178	1	487,178	446,582		<0.001
Error	267,271	245	1,091			
Variable 17	1499,089	1	1499,089	404,048		<0.001
Error	908,992	245	3,710			
Variable 18	1762,814	1	1762,814	412,397		<0.001
Error	1047,266	245	4,275			
Variable 19	1967,702	1	1967,702	439,363		<0.001
Error	1097,241	245	4,479			
Variable 20	1830,599	1	1830,599	447,371		<0.001
Error	1002,516	245	4,092			
Variable 21	120,101	1	120,101	346,358		<0.001
Error	84,955	245	0,347			

Tabla 3.4

Morfometría del cuerpo del pez, *Strangomera bentincki*. Prueba de significancia del contraste de los vectores morfométricos entre dos localidades (San Antonio y Talcahuano). Primera muestra.

Estadístico Multivariado					
T2 de Hotelling	Estadístico F	Gr. Lib.		Valor p	
4,062	50,490	21;	261	<0.001	
Estadísticos Univariados					
	Suma Cuadr.	Gr. Lib.	Cuadr. Med.	F	Valor p
Variable 1	350,719	1	350,719	473,567	<0.001
Error	208,106	281	0,741		
Variable 2	736,489	1	736,489	470,677	<0.001
Error	439,693	281	1,565		
Variable 3	838,875	1	838,875	475,976	<0.001
Error	495,243	281	1,762		
Variable 4	1791,899	1	1791,899	475,677	<0.001
Error	1058,542	281	3,767		
Variable 5	817,579	1	817,579	462,439	<0.001
Error	496,800	281	1,768		
Variable 6	1096,327	1	1096,327	482,851	<0.001
Error	638,019	281	2,271		
Variable 7	1846,779	1	1846,779	502,546	<0.001
Error	1032,631	281	3,675		
Variable 8	2615,982	1	2615,982	493,467	<0.001
Error	1489,647	281	5,301		
Variable 9	3853,202	1	3853,202	498,256	<0.001
Error	2173,081	281	7,733		
Variable 10	2529,587	1	2529,587	518,824	<0.001
Error	1370,048	281	4,876		
Variable 11	1202,702	1	1202,702	440,948	<0.001
Error	766,437	281	2,728		
Variable 12	1099,751	1	1099,751	540,492	<0.001
Error	571,757	281	2,035		
Variable 13	1424,685	1	1424,685	457,500	<0.001
Error	875,053	281	3,114		
Variable 14	2021,177	1	2021,177	473,064	<0.001
Error	1200,578	281	4,273		
Variable 15	554,485	1	554,485	480,252	<0.001
Error	324,434	281	1,155		
Variable 16	884,121	1	884,121	479,272	<0.001
Error	518,365	281	1,845		
Variable 17	1038,612	1	1038,612	542,096	<0.001
Error	538,373	281	1,916		
Variable 18	1496,594	1	1496,594	523,165	<0.001
Error	803,844	281	2,861		
Variable 19	2161,398	1	2161,398	534,313	<0.001
Error	1136,697	281	4,045		
Variable 20	1887,613	1	1887,613	562,487	<0.001
Error	942,990	281	3,356		
Variable 21	271,920	1	271,920	497,751	<0.001
Error	153,510	281	0,546		

Tabla 3.5

Morfometría del cuerpo del pez, *Strangomera bentincki*. Prueba de significancia del contraste de los vectores morfométricos entre dos localidades (San Antonio y Talcahuano). Segunda muestra.

Estadístico Multivariado					
T2 de Hotelling	Estadístico F	Gr. Lib.		Valor p	
5,066	63,210	21; 262		<0.001	
Estadísticos Univariados					
	Suma Cuadr.	Gr. Lib.	Cuadr. Med.	F	Valor p
Variable 1	261,207	1	261,207	467,435	<0.001
Error	157,584	282	0,559		
Variable 2	571,250	1	571,250	456,428	<0.001
Error	352,942	282	1,252		
Variable 3	623,147	1	623,147	448,143	<0.001
Error	392,124	282	1,391		
Variable 4	1404,644	1	1404,644	458,498	<0.001
Error	863,929	282	3,064		
Variable 5	639,540	1	639,540	440,554	<0.001
Error	409,372	282	1,452		
Variable 6	814,231	1	814,231	442,250	<0.001
Error	519,193	282	1,841		
Variable 7	1318,072	1	1318,072	438,378	<0.001
Error	847,889	282	3,007		
Variable 8	1847,528	1	1847,528	395,648	<0.001
Error	1316,835	282	4,670		
Variable 9	2854,284	1	2854,284	424,310	<0.001
Error	1896,979	282	6,727		
Variable 10	1830,573	1	1830,573	430,048	<0.001
Error	1200,380	282	4,257		
Variable 11	925,460	1	925,460	357,274	<0.001
Error	730,475	282	2,590		
Variable 12	681,061	1	681,061	363,454	<0.001
Error	528,428	282	1,874		
Variable 13	1052,372	1	1052,372	365,619	<0.001
Error	811,690	282	2,878		
Variable 14	1404,700	1	1404,700	355,247	<0.001
Error	1115,071	282	3,954		
Variable 15	467,927	1	467,927	468,276	<0.001
Error	281,790	282	0,999		
Variable 16	599,362	1	599,362	332,038	<0.001
Error	509,037	282	1,805		
Variable 17	804,011	1	804,011	503,485	<0.001
Error	450,324	282	1,597		
Variable 18	1101,804	1	1101,804	475,667	<0.001
Error	653,207	282	2,316		
Variable 19	1497,457	1	1497,457	409,969	<0.001
Error	1030,036	282	3,653		
Variable 20	1278,800	1	1278,800	429,759	<0.001
Error	839,125	282	2,976		
Variable 21	182,461	1	182,461	419,279	<0.001
Error	122,721	282	0,435		

Tabla 3.6

Morfometría del cuerpo del pez, *Strangomera bentincki*. Prueba de significancia del contraste de los vectores morfométricos entre dos localidades (San Antonio y Talcahuano). Tercera muestra.

Estadístico Multivariado					
T2 de Hotelling	Estadístico F	Gr. Lib.		Valor p	
4,788	79,114	21;	347	<0.001	
Estadísticos Univariados					
	Suma Cuadr.	Gr. Lib.	Cuadr. Med.	F	Valor p
Variable 1	83,388	1	83,388	234,531	<0.001
Error	130,487	367	0,356		
Variable 2	232,601	1	232,601	261,279	<0.001
Error	326,718	367	0,890		
Variable 3	312,866	1	312,866	271,427	<0.001
Error	423,030	367	1,153		
Variable 4	563,032	1	563,032	278,337	<0.001
Error	742,383	367	2,023		
Variable 5	353,584	1	353,584	300,891	<0.001
Error	431,270	367	1,175		
Variable 6	307,307	1	307,307	289,936	<0.001
Error	388,988	367	1,060		
Variable 7	571,868	1	571,868	335,456	<0.001
Error	625,644	367	1,705		
Variable 8	779,703	1	779,703	323,240	<0.001
Error	885,259	367	2,412		
Variable 9	1040,606	1	1040,606	294,755	<0.001
Error	1295,660	367	3,530		
Variable 10	577,658	1	577,658	266,363	<0.001
Error	795,907	367	2,169		
Variable 11	371,365	1	371,365	308,187	<0.001
Error	442,234	367	1,205		
Variable 12	289,987	1	289,987	300,513	<0.001
Error	354,145	367	0,965		
Variable 13	439,010	1	439,010	323,410	<0.001
Error	498,181	367	1,357		
Variable 14	615,099	1	615,099	298,730	<0.001
Error	755,671	367	2,059		
Variable 15	182,104	1	182,104	271,475	<0.001
Error	246,182	367	0,671		
Variable 16	235,382	1	235,382	282,523	<0.001
Error	305,764	367	0,833		
Variable 17	296,900	1	296,900	303,537	<0.001
Error	358,975	367	0,978		
Variable 18	436,149	1	436,149	309,643	<0.001
Error	516,939	367	1,409		
Variable 19	619,067	1	619,067	311,739	<0.001
Error	728,808	367	1,986		
Variable 20	519,614	1	519,614	312,045	<0.001
Error	611,124	367	1,665		
Variable 21	65,097	1	65,097	240,927	<0.001
Error	99,161	367	0,270		

Tabla 4-1 Resultados del análisis parasitológico de 6 muestras de Sardina común (*Strangomera bentincki*) separados por localidad, mes y sexo.

	MACHOS				HEMBRAS			
	<i>N</i>	<i>Min</i>	<i>Máx</i>	<i>Prom</i>	<i>N</i>	<i>Min</i>	<i>Máx</i>	<i>Prom</i>
San Antonio								
Agosto	28	90	155	105.6	41	90	130	103.4
Febrero	41	98	155	116.1	22	110	122	115.5
Marzo(*)	16	85	156	126.6	18	80	146	114.4
Talcahuano								
Agosto	18	105	148	127.7	42	110	140	129.2
Febrero	40	122	152	134.6	30	120	147	136.4
Marzo(**)	23	92	135	101.3	6	92	127	115.3

(*) = 36 Ejemplares sexualmente no identificados. (**) = 41 Ejemplares sexualmente no identificados

N = Número de ejemplares

Min = Talla mínima

Máx = Talla máxima

Prom = Promedio (Talla = Longitud estándar)

INTENSIDAD MEDIA DE INFECCION

	PARASITO											
	IS	BR	PR	CO	DI	CE	SC	AN	CA	LA		
SAN ANTONIO	1.0	0.0	3.8	0.0	1.0	1.0	1.0	1.0	0.0	0.0		
AGOSTO	0.0	0.0	6.6	0.0	1.5	0.0	0.0	0.0	1.0	0.0		
FEBRERO	0.0	0.0	1.4	0.0	1.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0		
MARZO	1.0	0.0	5.0	0.0	1.5	1.0	1.0	1.0	1.0	0.0		

		IS	BR	PR	CO	DI	CE	SC	AN	CA	LA
TALCAHUANO		1.0	1.0	4.2	1.0	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
AGOSTO		0.0	1.0	2.0	0.0	1.0	0.0	0.0	1.5	1.0	1.0
FEBRERO		0.0	0.0	2.0	0.0	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
MARZO		1.0	1.0	3.1	1.0	1.0	0.0	0.0	1.5	1.0	1.0

Tabla 4.2. Intensidad media de infección en la sardina común del conjunto de la fauna parasitaria encontrada en ambas localidades.

PREVALENCIA	PARASITO											
	IS	BR	PR	CO	DI	CE	SC	AN	CA	LA		
SAN ANTONIO	4.3	0.0	53.6	0.0	1.4	1.4	2.9	1.4	0.0	0.0		
AGOSTO												
FEBRERO	0.0	0.0	76.2	0.0	30.2	0.0	0.0	0.0	4.8	0.0		
MARZO	0.0	0.0	14.3	0.0	4.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0		
GLOBAL	1.5	0.0	47.0	0.0	11.4	0.5	1.0	0.5	1.5	0.0		
TALCAHUANO												
AGOSTO	5.0	1.7	56.7	1.7	3.3	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0		
FEBRERO	0.0	1.4	37.1	0.0	2.9	0.0	0.0	2.9	1.4	1.4		
MARZO	0.0	0.0	14.3	0.0	1.4	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0		
GLOBAL	1.5	1.0	35.0	0.5	2.5	0.0	0.0	1.0	0.5	0.5		

Tabla 4.3. Prevalencia de infección en la sardina común del conjunto de la fauna parasitaria encontrada en ambas localidades.

SAN ANTONIO	MACHOS				HEMBRAS			
	N	MIN	MAX	PROM	N	MIN	MAX	PROM
AGOSTO	32	100	146	127.6	30	100	155	127.2
ENERO(*)	27	92	135	106.2	36	90	130	105.8
MARZO	43	110	132	119.5	27	112	136	124.1
(*)= 7 EJEMPLARES SEXUALMENTE NO IDENTIFICADOS								
TALCAHUANO								
AGOSTO	57	96	130	114.2	43	90	143	117.3
ENERO	29	105	155	124.9	41	105	170	132.8
MARZO	43	100	135	115.2	27	104	148	121.2
COQUIMBO								
AGOSTO	40	106	150	130.7	30	109	150	130.2
MEJILLONES (*)	51	103	175	128.6	71	92	165	136.1
(*)= 6 EJEMPLARES SEXUALMENTE NO IDENTIFICADOS								

N = NUMERO DE EJEMPLARES, MIN = TALLA MINIMA, MAX = TALLA MAXIMA
 PROM = PROMEDIO. (TALLA = LONGITUD ESTANDAR)

Tabla 4.4. Rango de tallas y tamaño promedio para las anchovetas analizadas en las cuatro localidades.

INTENSIDAD MEDIA DE INFECCION

		PARASITO									
		IS	PS	PR	DI	CE	CO	AN	SC	CA	
SAN ANTONIO		1.3	0.0	2.0	1.2	4.3	0.0	1.0	0.0	0.0	
AGOSTO											
ENERO		1.2	0.0	7.1	1.8	1.3	0.0	1.5	1.0	0.0	
MARZO		1.1	0.0	9.2	1.5	1.0	0.0	1.0	0.0	0.0	
GLOBAL		1.2	0.0	5.6	1.6	2.6	0.0	1.3	1.0	0.0	

TALCAHUANO		1.1	1.0	1.7	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	0.0	
AGOSTO											
ENERO		1.0	0.0	3.1	1.0	1.0	1.0	1.0	0.0	0.0	
MARZO		1.0	0.0	2.7	0.0	4.5	0.0	1.0	0.0	0.0	
GLOBAL		1.1	1.0	2.4	1.0	2.2	1.0	1.0	1.0	0.0	

COQUIMBO		1.0	1.0	1.4	1.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.3	
MEJILLONES		1.7	1.0	2.3	1.0	1.3	0.0	1.0	0.0	1.0	

Tabla 4.5. Intensidad media de infección en la anchoveta del conjunto de la fauna parasitaria encontrada en ambas localidades.

PREVALENCIA

	PARASITO										
	IS	PS	PR	DI	CE	CO	AN	SC	CA		
SAN ANTONIO	12.9	0.0	40.3	8.1	4.8	0.0	1.6	0.0	0.0		
AGOSTO											
ENERO	14.3	0.0	52.9	18.6	4.3	0.0	2.9				
MARZO	15.7	0.0	12.9	14.3	1.4	0.0	1.4	0.0	0.0		
GLOBAL	14.4	0.0	35.1	13.9	3.5	0.0	2.0	0.5	0.0		
TALCAHUANO											
AGOSTO	8.0	2.0	51.0	1.0	3.0	4.0	4.0	1.0	0.0		
ENERO	7.1	0.0	31.4	0.0	2.9	0.0	1.4	0.0	0.0		
MARZO	2.9	0.0	55.7	1.4	1.4	4.3	1.4	0.0	0.0		
GLOBAL	6.3	0.8	46.7	0.8	2.5	2.9	2.5	0.4	0.0		
COQUIMBO											
	24.3	1.4	18.6	1.4	0.0	0.0	0.0	0.0	14.3		
MEJILLONES											
	9.4	0.8	3.1	0.8	7.8	0.0	0.8	0.0	5.5		

Tabla 4.6. Prevalencia de infección en la anchoveta del conjunto de la fauna parasitaria encontrada en ambas localidades.

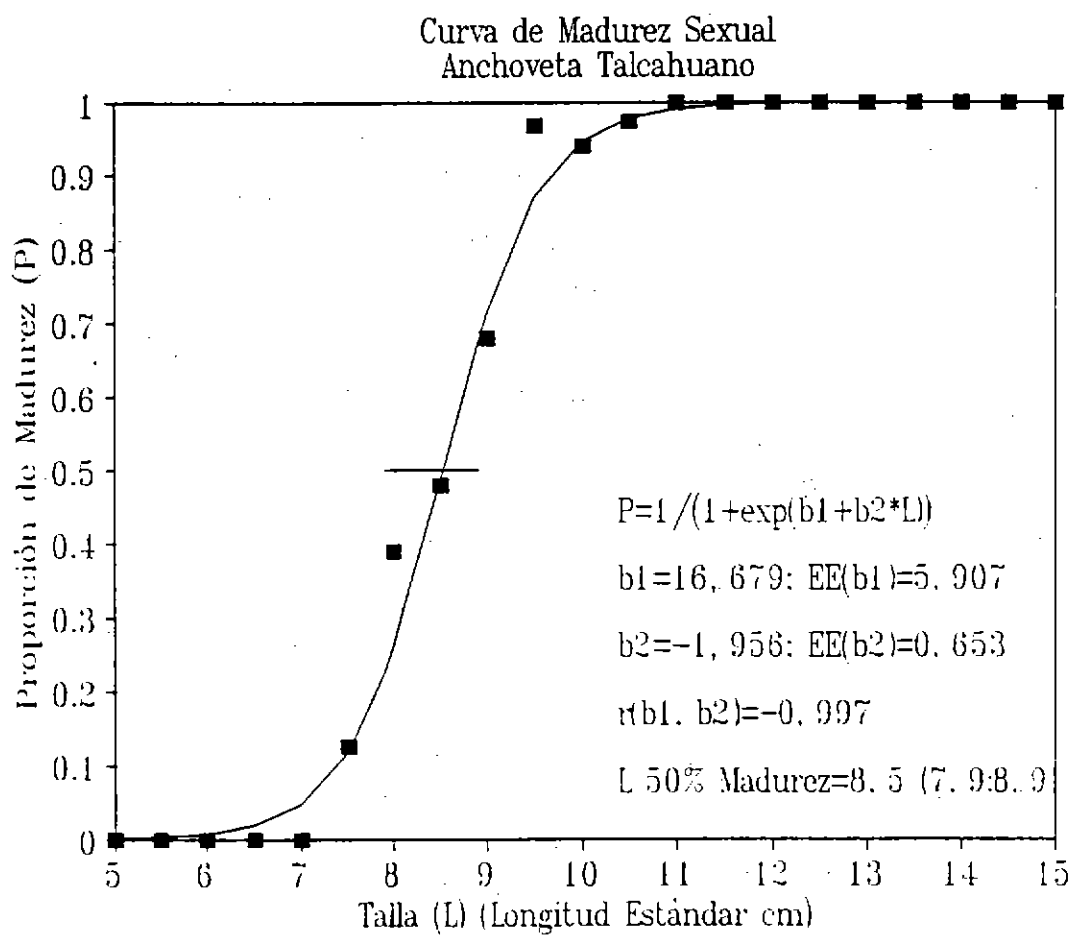


Figura 2.2

Curva de Madurez Sexual
Anchoveta San Antonio

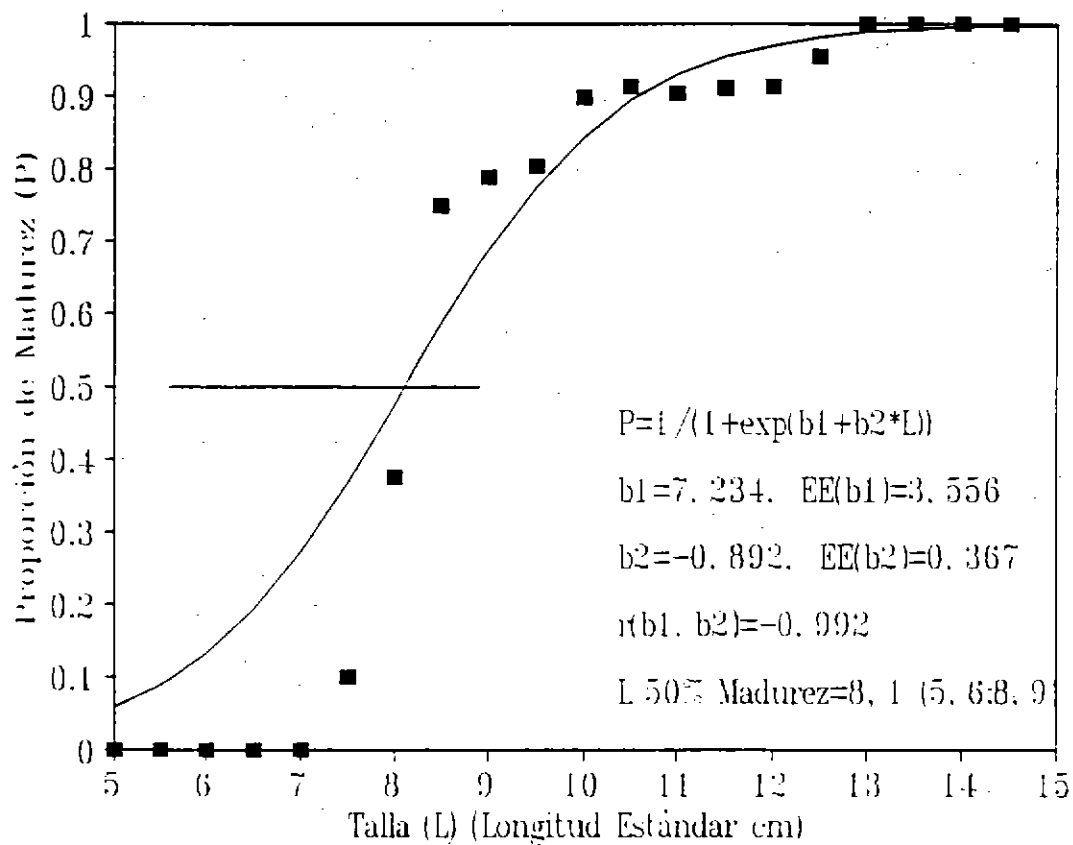


Figura 2.3

Curva de Madurez
Sardina Talcahuano

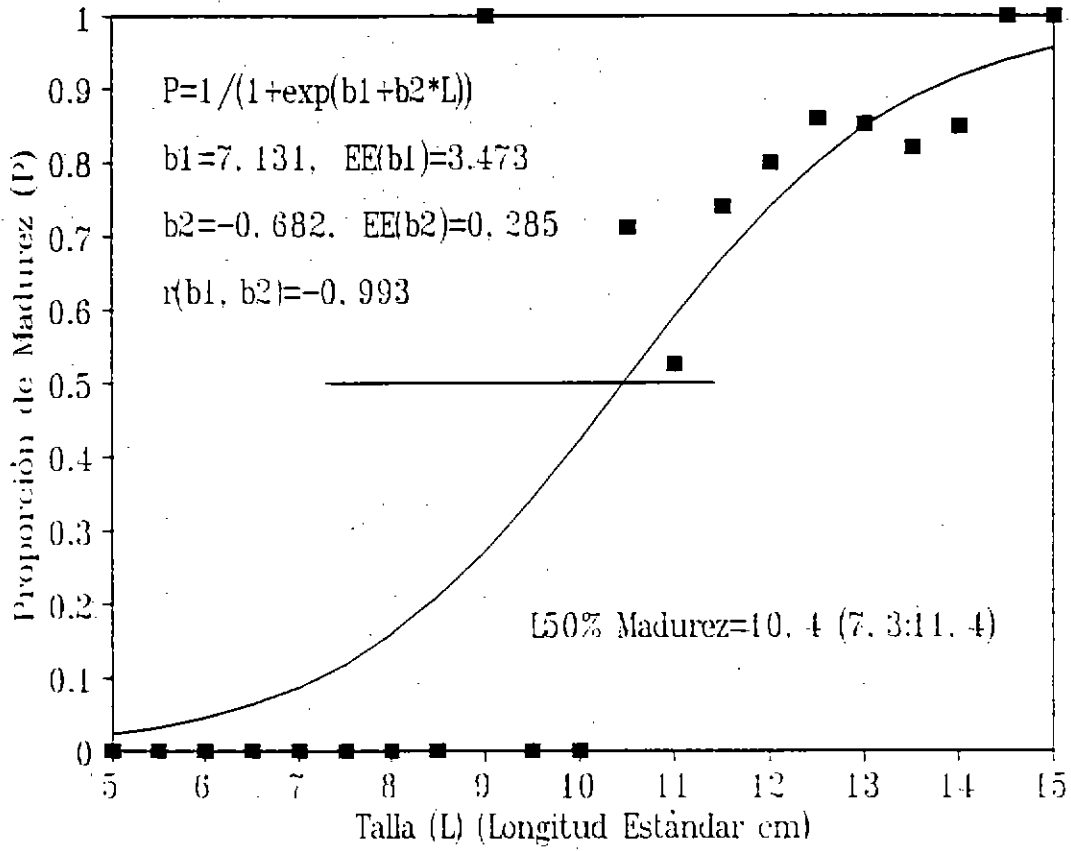


Figura 2.4

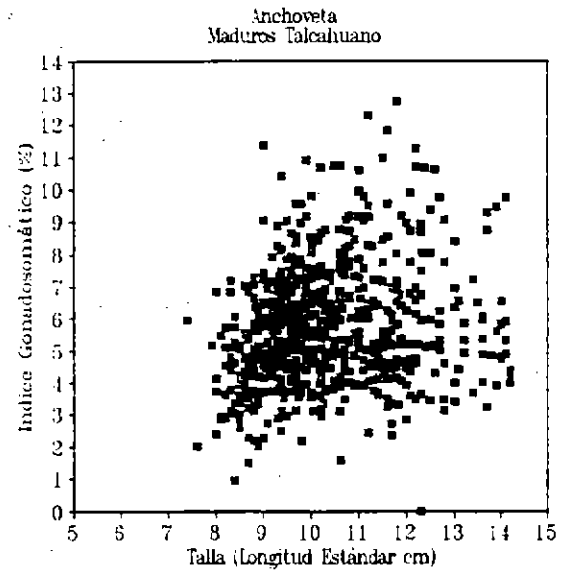
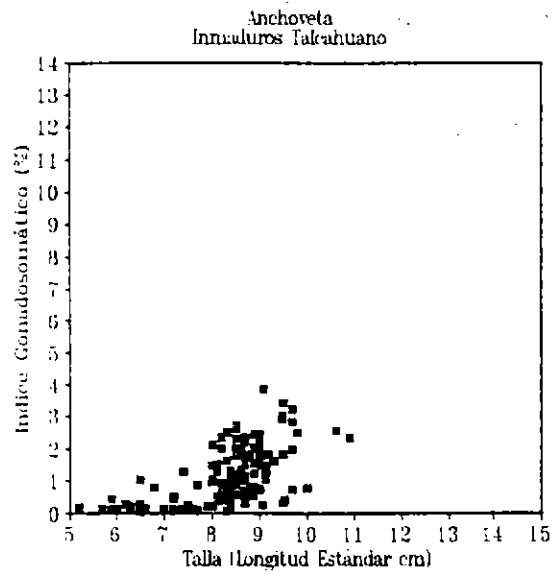
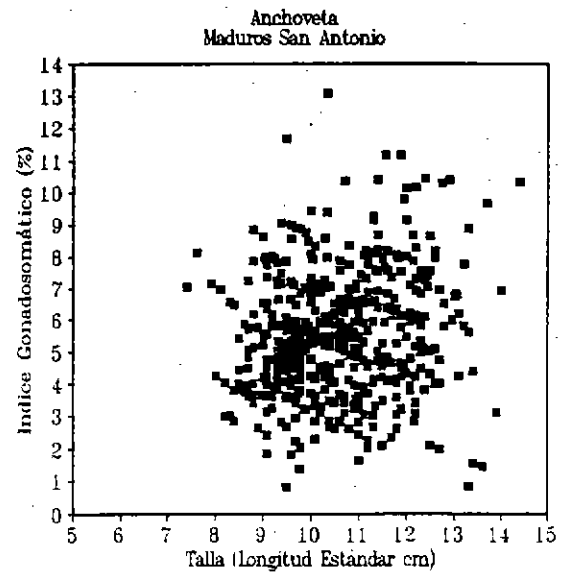
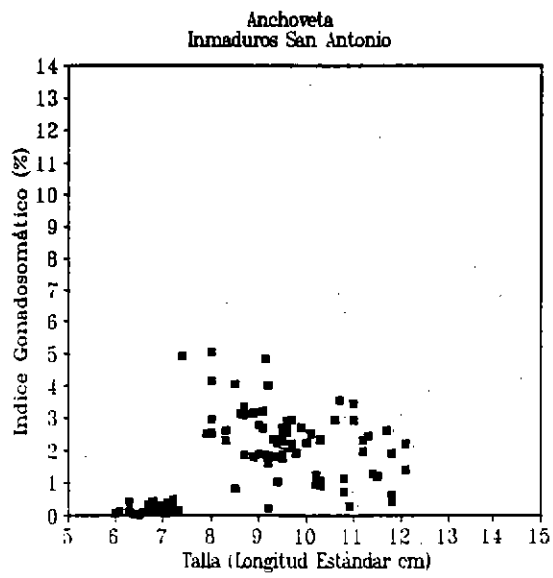


Figura 2.6

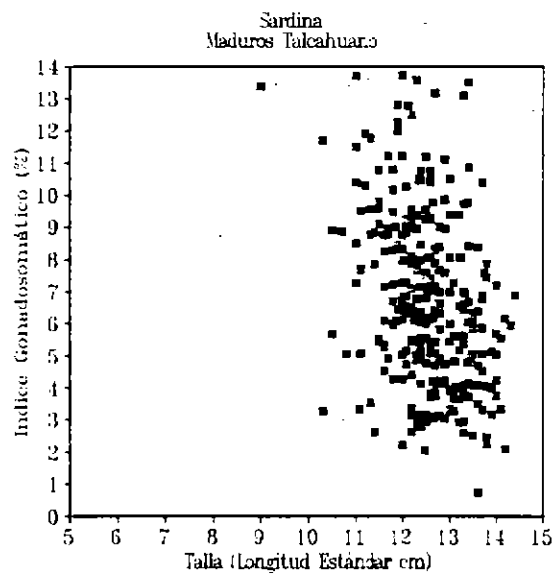
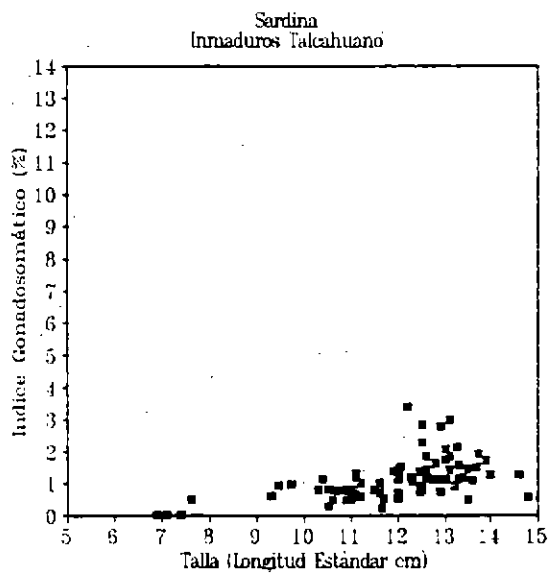
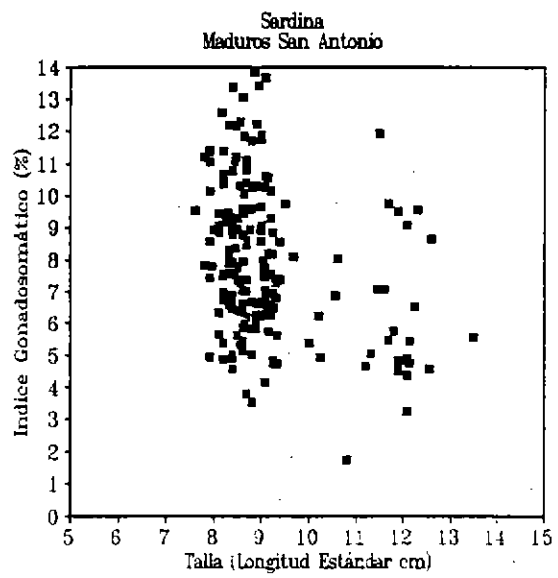
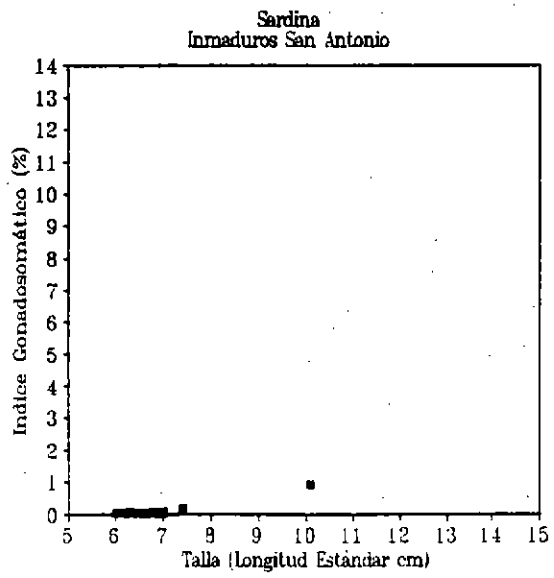


Figura 2.7

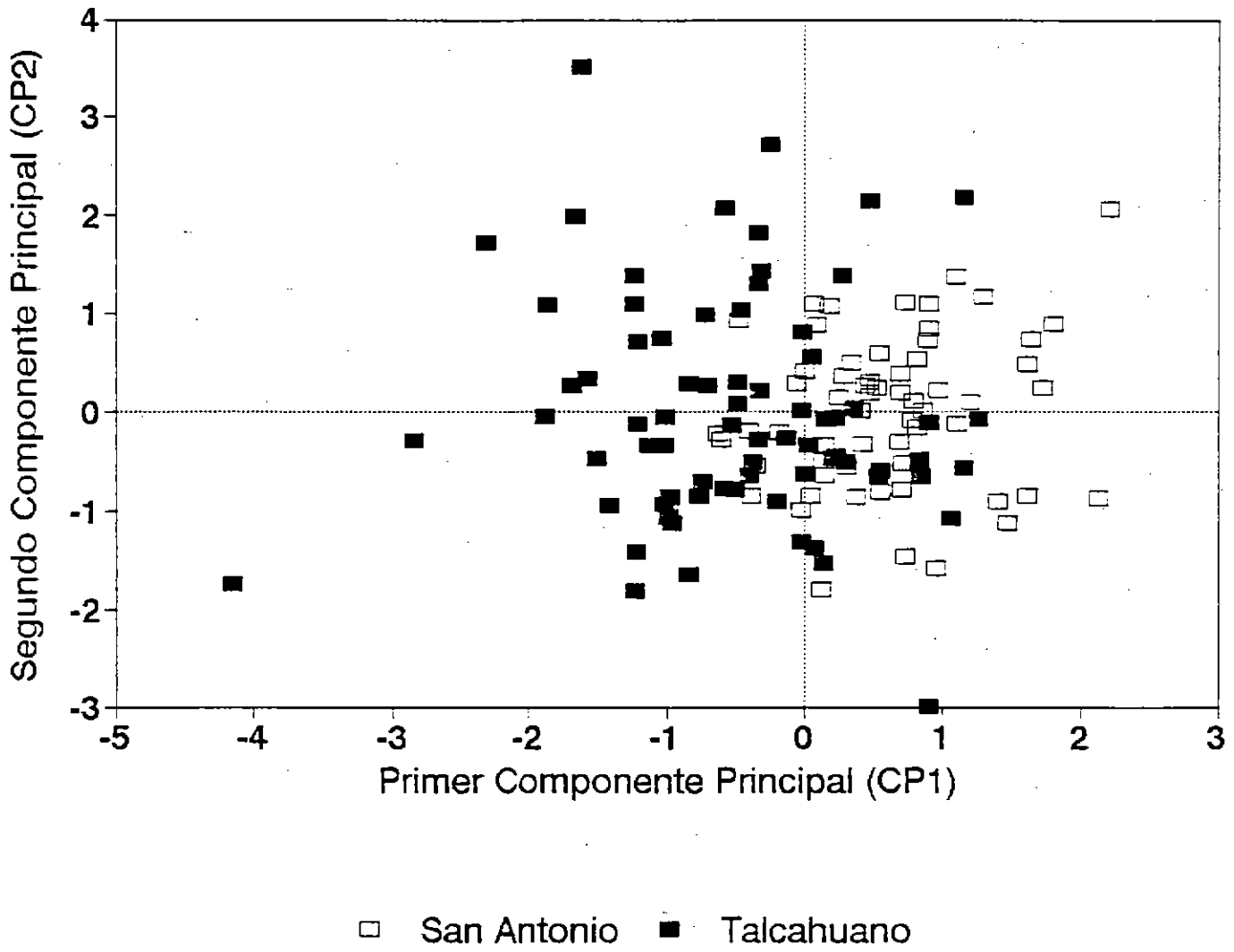
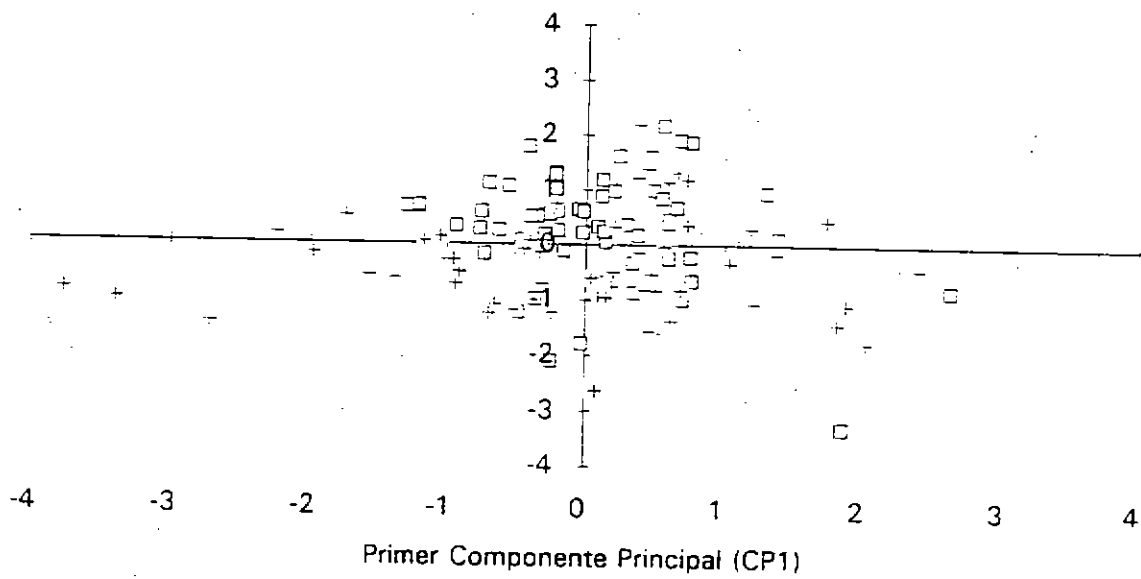


Figura 2.8

Segundo Componente Principal
(CP2)



Primer Componente Principal (CP1)

□ - San Antonio + - Talcahuano

Figura 2.9.

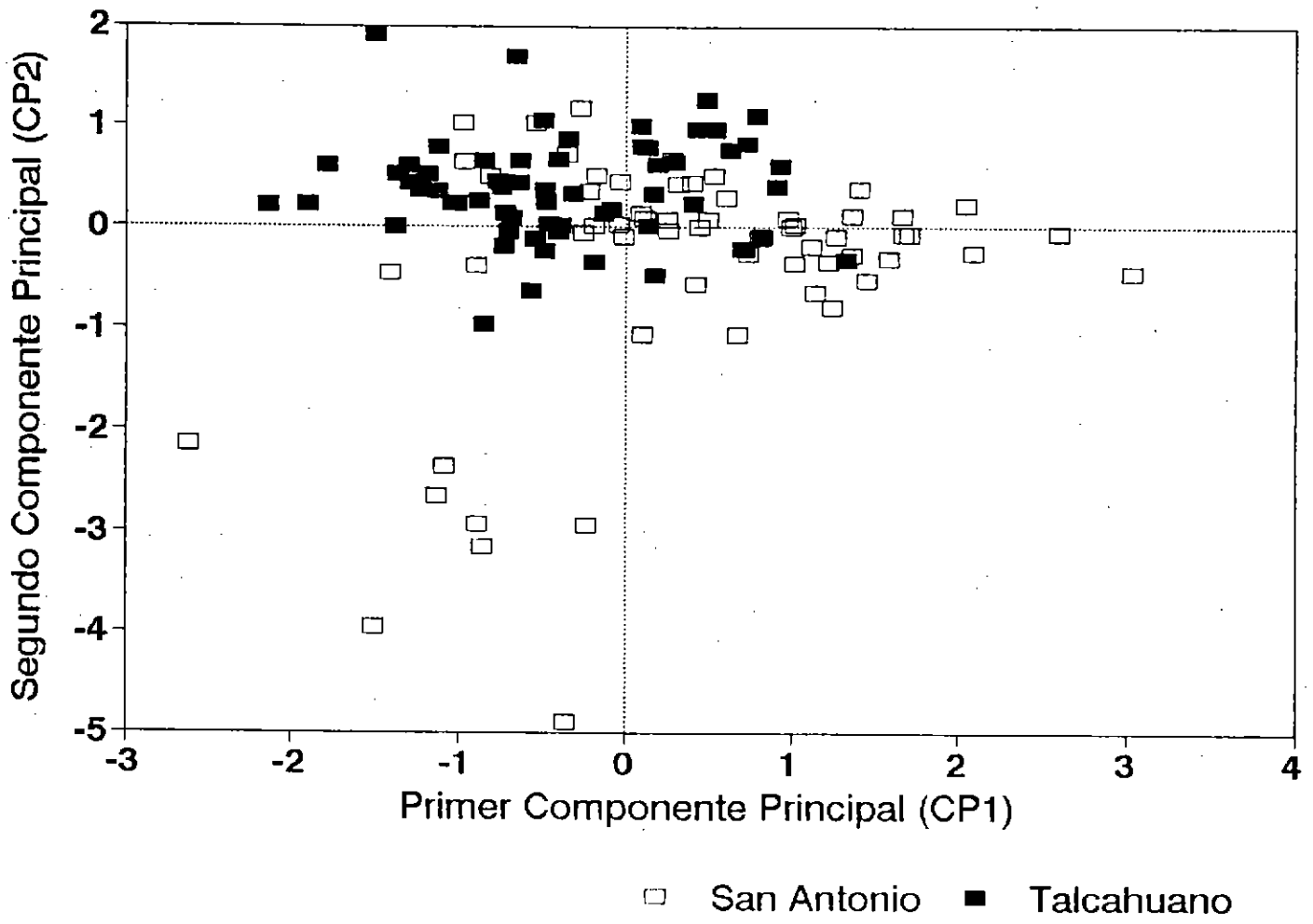


Figura 2.10

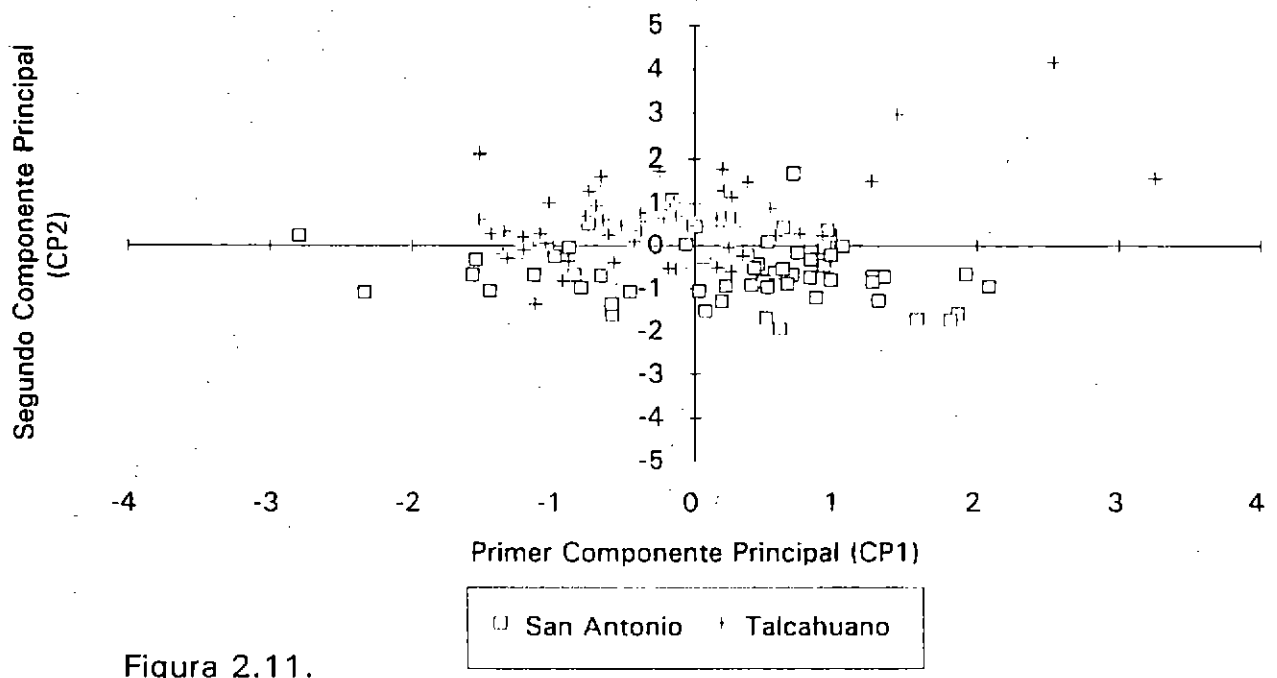


Figura 2.11.

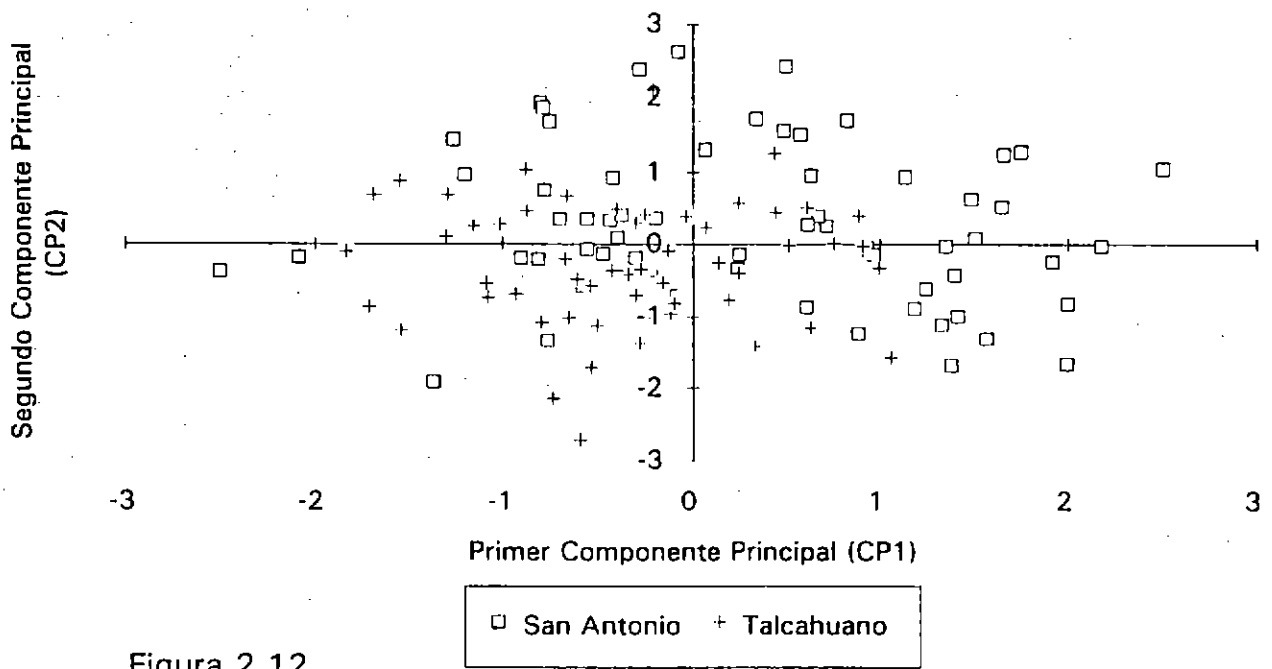


Figura 2.12.

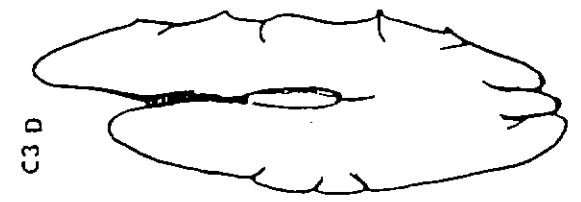
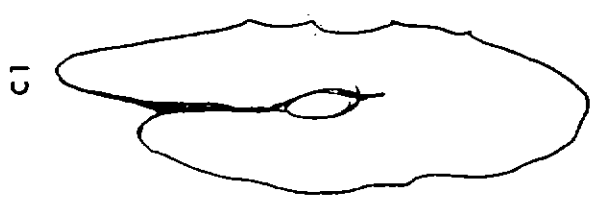
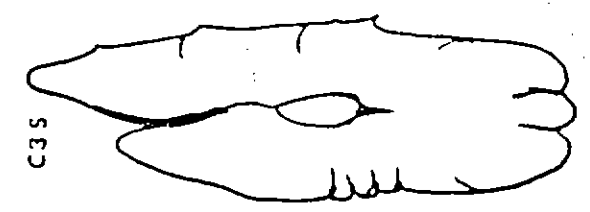
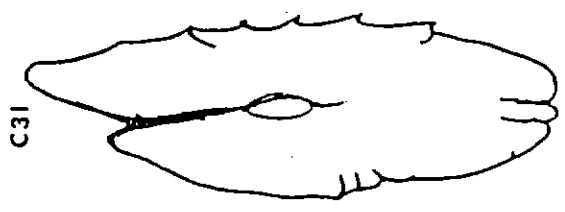
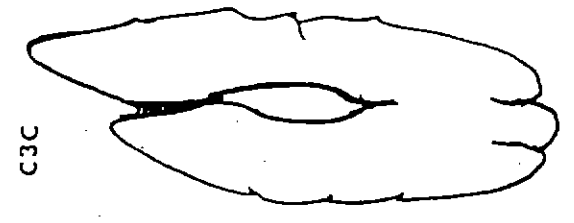
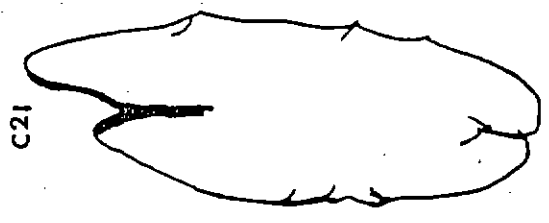
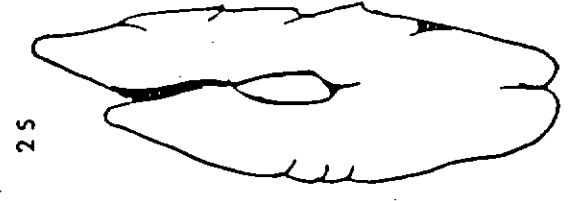
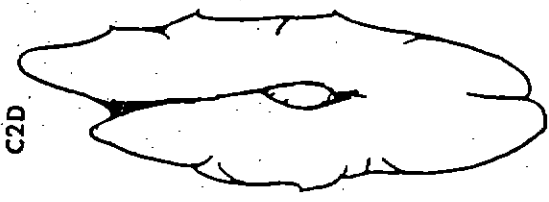


Figura 2.13.

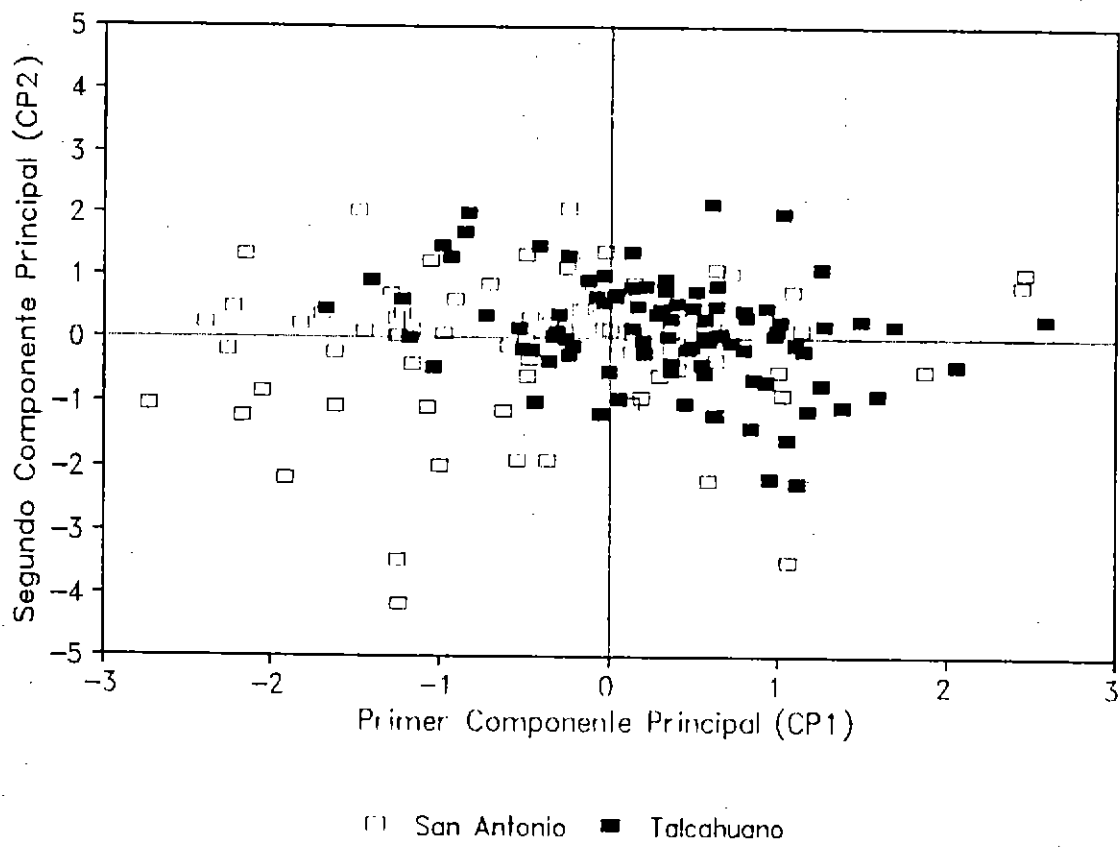


Figura 3.1

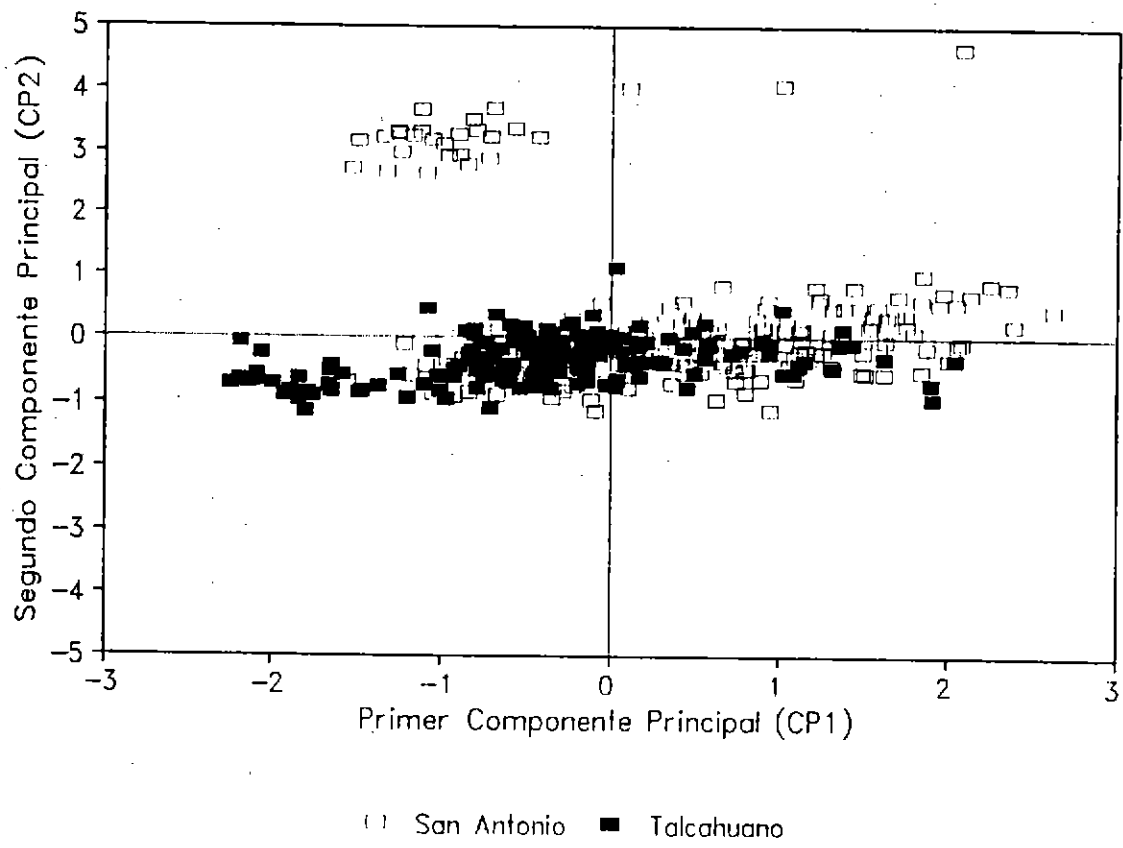


Figura 3.2

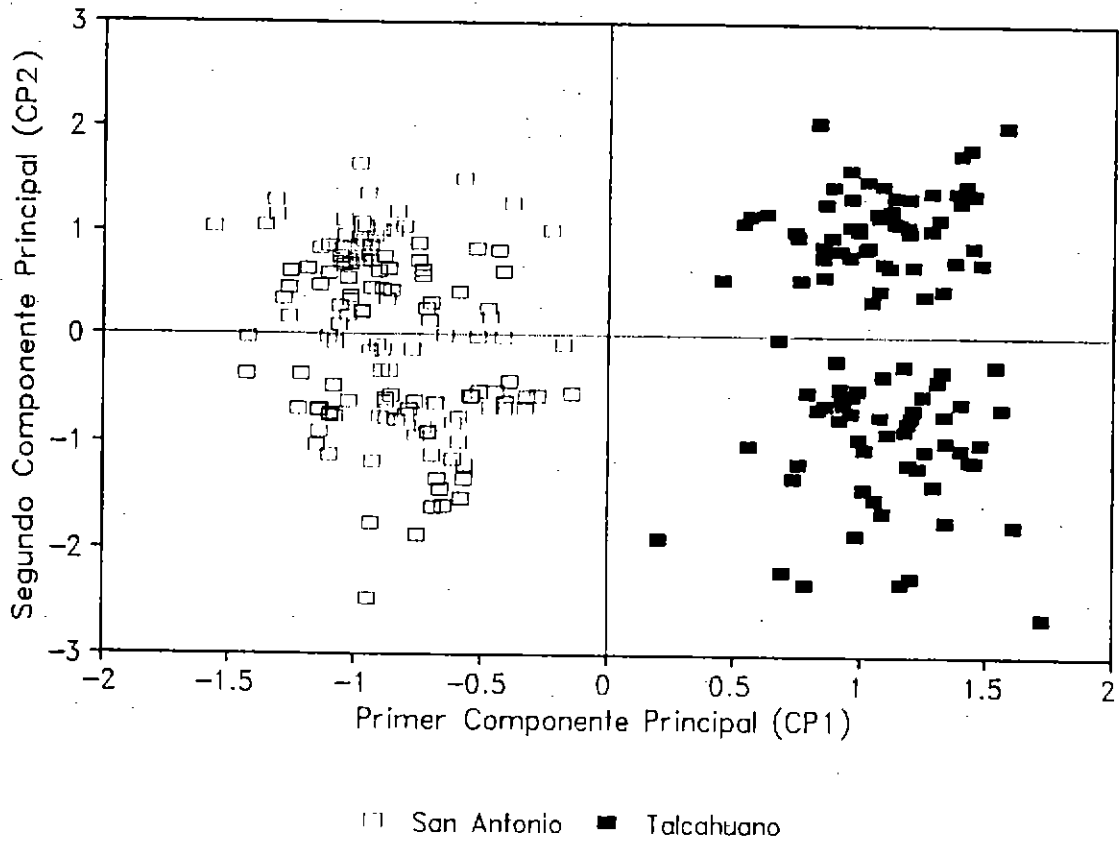


Figura 3.3

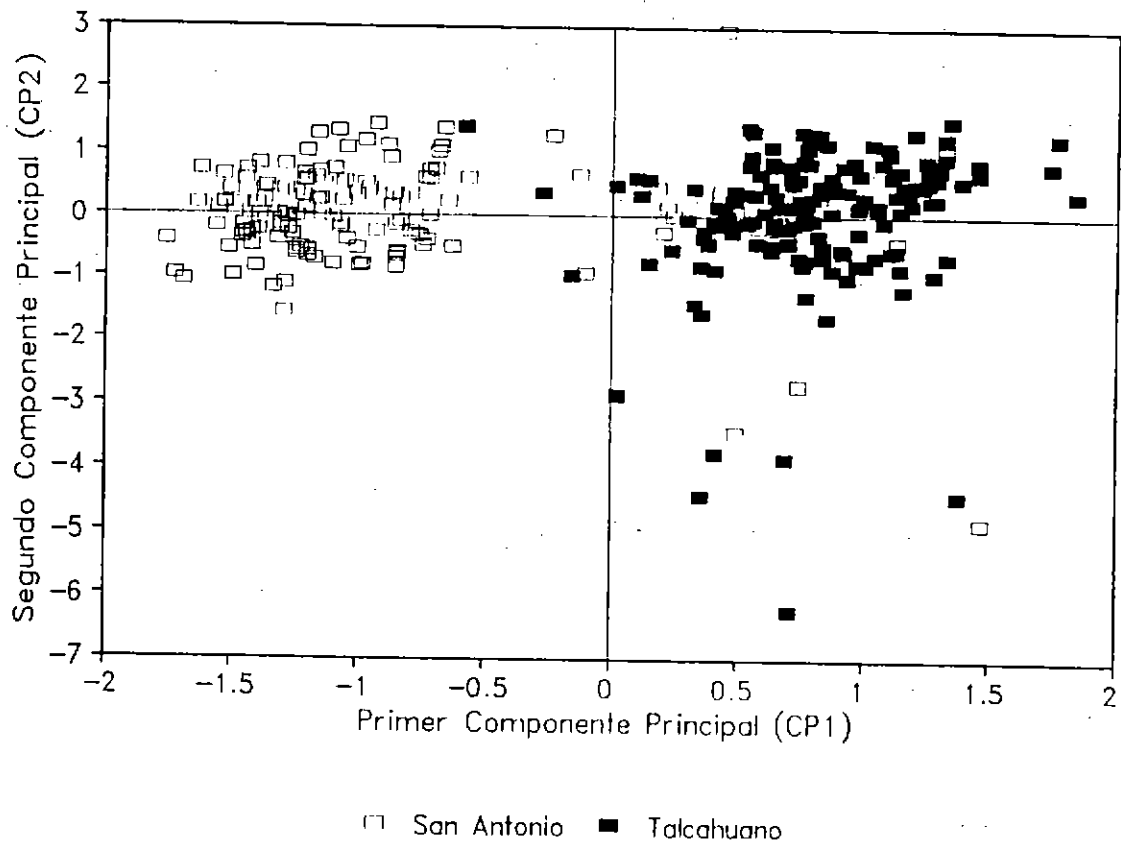


Figura 3.4

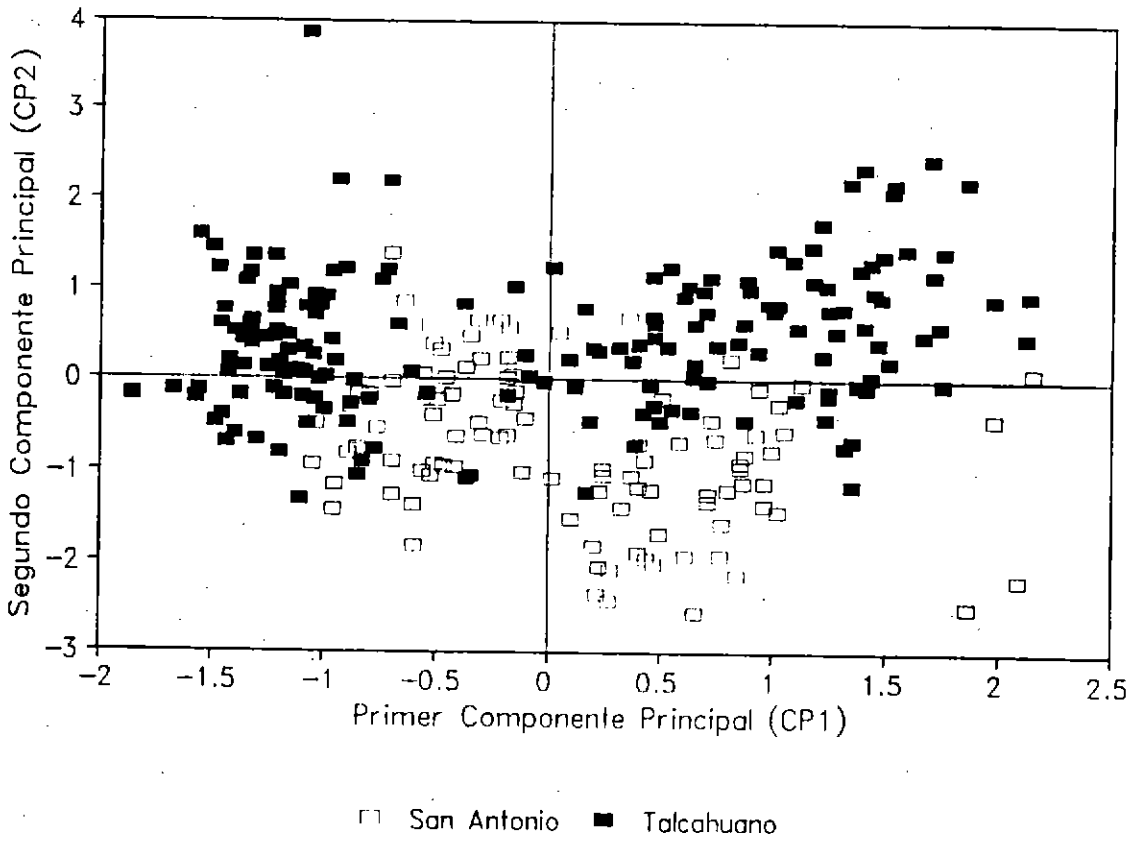


Figura 3.5

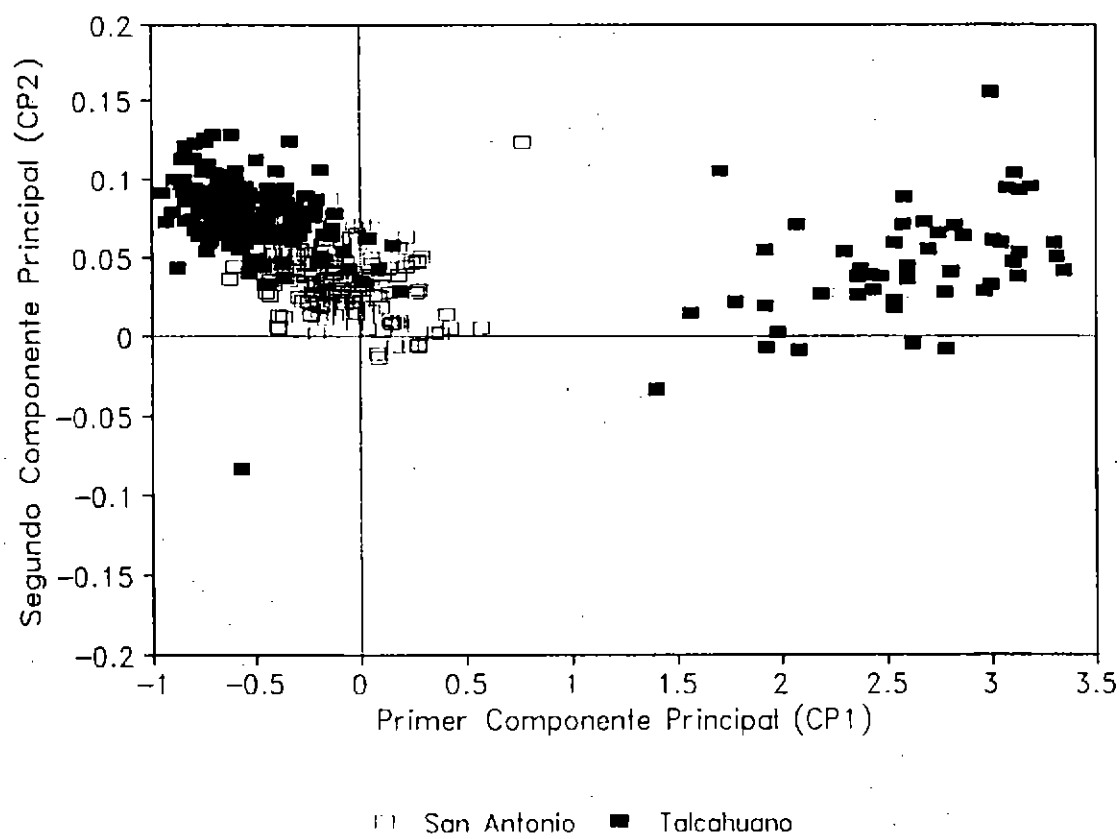
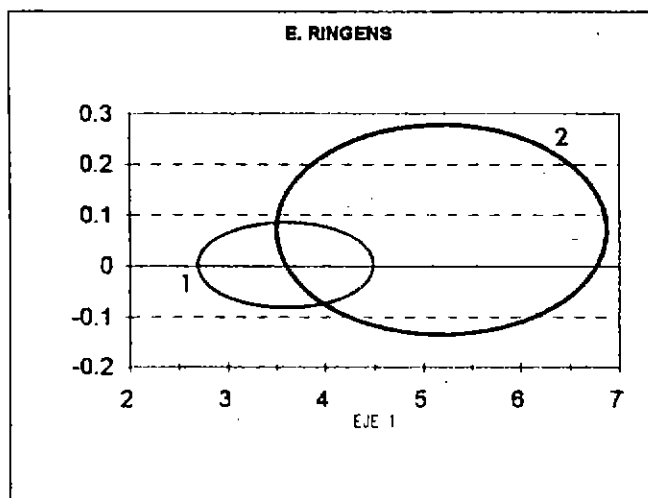


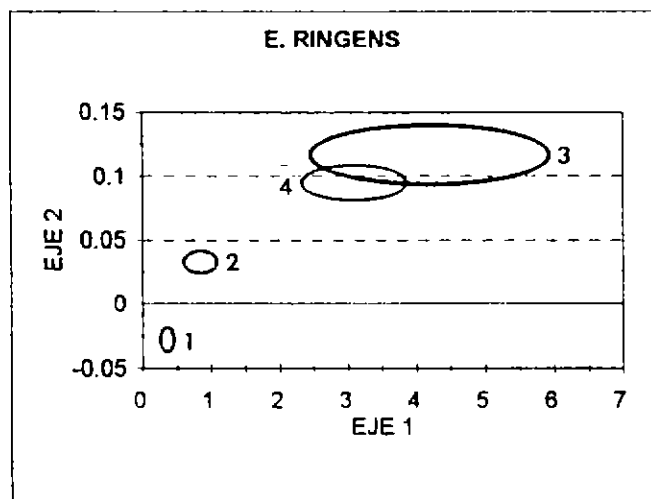
Figura 3.6



ITALCAHUANO

SAN ANTONIO 2

Fig. 4.2 Análisis de componentes principales en la anchoveta.



1 MEJILLONES	SAN ANTONIO 3
2 COQUIMBO	TALCAHUANO 4

Fig. 4.3 Análisis de componentes principales en la anchoveta incorporando las localidades de Mejillones y Coquimbo.