



FONDO DE INVESTIGACION PESQUERA

INFORMES TECNICOS FIP

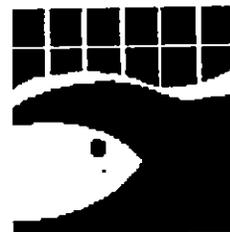
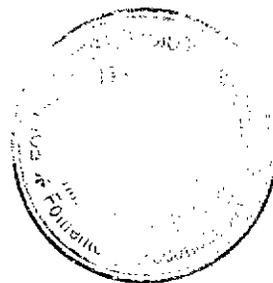
FIP - IT / 94 - 19

INFORME : UNIDADES DE STOCK EN EL RECURSO JUREL
FINAL DE LA I A XI REGIONES

UNIDAD : INSTITUTO DE INVESTIGACION PESQUERA
EJECUTORA OCTAVA REGION S.A.

Este documento ha sido inscrito en el registro de propiedad intelectual N° 98-265 a nombre del Fondo de Investigación Pesquera, y no podrá ser reproducido, ni en su totalidad o partes, por cualquier método o procedimiento, sin una autorización por escrito del Secretario Ejecutivo del Consejo de Investigación Pesquera.

INFORME FINAL



PROYECTO

**Unidades de stock en el recurso jurel
de la I a XI regiones.**

PROYECTO FIP 019-94

U N I D A D E J E C U T O R A

Instituto de Investigación Pesquera
Octava Región S.A.

TALCAHUANO, SEPTIEMBRE DE 1996



TITULO DEL PROYECTO : Unidades de stock en el recurso jurel de la I a XI Regiones.

REQUIRENTE : Fondo de Investigación Pesquera (FIP).
Convenio aprobado por Decreto Supremo N° 114, de 24 de febrero de 1995, del Ministerio de Economía, Fomento y Reconstrucción.

FECHA DE INICIO : 29 de marzo de 1995.

EJECUTOR : Instituto de Investigación Pesquera Octava Región S.A., Departamento de Evaluación y Estadística Pesquera.

RESUMEN EJECUTIVO GENERAL

Este documento constituye el Informe Final del Proyecto FIP 19-94, denominado "Unidades de stock en el recurso jurel de la I a XI Regiones", iniciado oficialmente el 29 de marzo de 1995, que corresponde a la fecha de Toma de Razón de la Contraloría General de la República. El Convenio que formaliza la participación del Instituto de Investigación Pesquera Octava Región S.A. fue aprobado por el Decreto Supremo N° 114, de 24 de febrero de 1995, del Ministerio de Economía, Fomento y Reconstrucción.

Los objetivos específicos son:

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

En el presente estudio, el problema a resolver de la identificación de stocks toma en cuenta las acepciones propuestas por Spanakis et al. (1989), de stock "puro o discreto" y de stock "ecológico o dinámico", independientemente. La acepción de stock "puro o discreto" opera a escala evolutiva (cientos o miles de

años) y considera la componente genética, basándose en la idea de poblaciones conespecíficas que evolucionan de manera independiente, pudiendo alcanzar algún grado de diferenciación genética. La acepción de stock "ecológico o dinámico" opera a escala temporal generacional (algunos años), sin que necesariamente exista diferenciación genética entre las unidades.

En consecuencia, la acepción de stock que se adopte o considere depende del investigador y la metodología que utilice. De acuerdo con Maclean y Evans (1981), más importante que la definición misma de stock es la adopción del concepto para proveer de herramientas en las decisiones de ordenamiento pesquero. En la práctica, el concepto de stock es operacional y su aplicación dependerá de los objetivos de ordenamiento pesquero que el agente administrador señale, independientemente o en conjunto con otros agentes del sector.

Este estudio aprovecha las propiedades de tres metodologías para dar cuenta de los objetivos específicos formulados, por lo que los procedimientos, enfoques, análisis y resultados de cada una de ellas son abordados de manera independiente. Estas metodologías son: (a) de electroforesis de proteínas polimórficas, (b) de la fauna de parásitos, y (c) la morfometría y merística.

En este estudio, el fundamento para operar con las tres metodologías en la identificación de stocks del recurso jurel en Chile es que cada una puede tratarse de manera independiente. Además, cada una tiene sus propios alcances. Por último, como resultado del estudio se podrá analizar tanto su compatibilidad (complementación o independencia) como la escala temporal en la que operan. *A priori*, se puede señalar que el espectro va desde la escala evolutiva (método de electroforesis de proteínas polimórficas) hasta la generacional (método de la fauna de parásitos). En el caso del método morfométrico/merístico, se postula que éste podría operar tanto a escala genética como generacional o ecológica, por lo que los caracteres podrían estar determinados genéticamente,

pero respondiendo claramente a influencias ambientales, las que los modifican, como resultado de las propiedades o características del medio en que habitan los ejemplares de jurel en distintas áreas.

Por lo tanto, con propósitos prácticos y teniendo presente los fundamentos señalados anteriormente, este Informe Final está constituido de tres secciones independientes, cada una considerando todas las componentes de un documento científico. A continuación se presenta el resumen de cada sección. El orden correlativo no se refiere a la importancia de una sección sobre la otra, en ningún caso.

La hipótesis general de este trabajo es la siguiente:

A lo largo de la costa de Chile continental, la distribución espacial del jurel es homogénea y continua, reconociéndose sólo un stock ecológico y puro.

Sección 1: Morfometría y merística

La hipótesis de trabajo es la siguiente:

Los ejemplares de jurel provenientes de cinco puertos de desembarque en Chile continental no presentan diferencias significativas en su morfometría y/o en sus caracteres merísticos, por lo que no es posible reconocer la existencia de más de un stock.

Se analiza la variación de 14 caracteres morfométricos y 10 merísticos en 930 ejemplares de Trachurus symmetricus murphyi provenientes de los desembarques de Iquique, Coquimbo, San Talcahuano y Valdivia, muestreados desde el otoño de 1995 hasta el verano de 1996. Mediante Análisis Discriminante Múltiple (ADM) se identificó las mediciones y recuentos que poseen mayor importancia

en la diferenciación entre localidades y entre estaciones del año. Los resultados revelan que la información morfométrica es más sensible a variaciones entre localidades y entre estaciones del año que los recuentos merísticos. Las mediciones morfométricas más discriminantes entre localidades, y que poseen la mayor estabilidad temporal, corresponden a la forma de la cabeza, mientras que las que explican las diferencias estacionales se asocian a la boca y el tronco de los peces.

Un ANOVA de tres vías, que utilizó como variable dependiente los puntajes del primer eje de un Análisis de Componentes Principales (ACP) realizado sobre el total de las mediciones morfométricas, y como fuentes de variación la localidad, estación del año y longitud horquilla (LH), revela que la principal fuente de variación es la localidad, explicando el 73% de la varianza.

Análisis complementarios realizados mediante la selección de ejemplares de distintas localidades con rangos de tallas similares (25-35 cm), concuerdan con los obtenidos con el total de la muestra y revelan que la diferenciación entre localidades (particularmente de la localidad de Iquique) es independiente del tamaño del pez, de la estación del año y del sexo.

Se postula como probable, la existencia de una unidad de stock ecológico de *T. s. murphyi* en la zona norte (Iquique) y otra en la zona centro-sur.

Sección 2: Fauna de parásitos

La hipótesis de trabajo es la siguiente:

Los ejemplares de jurel provenientes de cinco puertos de desembarque en Chile continental no presentan diferencias significativas en sus descriptores parasitológicos de composición, prevalencia y abundancia, por lo que no es posible reconocer la

existencia de más de un stock.

Se informa los resultados de los análisis parasitarios de 1.137 ejemplares de T. s. murphyi muestreados desde junio de 1995 hasta marzo de 1996 en Iquique, Coquimbo, San Antonio, Talcahuano y Valdivia, y se los compara con los datos existentes para Iquique, Coquimbo, Caldera, San Antonio y Talcahuano, recolectados desde el año 1990 hasta 1995.

Las muestras de Iquique estuvieron compuestas de ejemplares cuya longitud horquilla (LH; cm) en promedio era menor a 20 cm, en tanto que los de Valdivia correspondieron a ejemplares mayores a 40 cm LH. Las muestras de Coquimbo, San Antonio y Talcahuano, en cambio, consistieron de ejemplares de tamaño intermedio y similar (alrededor de 30 cm LH). Este hecho dificulta la comparación de las dos localidades extremas entre sí y con las intermedias.

Se registraron 12 grupos taxonómicos de parásitos, sin que se consigne ningún nuevo registro para T. s. murphyi. Los ejemplares de Iquique y Coquimbo se caracterizaron por la mayor prevalencia del isópodo Ceratothoa spp., en cambio los de San Antonio y Talcahuano se caracterizaron por la alta prevalencia de Rhadinorhynchus trachuri, y los de Valdivia por la alta prevalencia de Anisakis tipo I. En las muestras del período 1995-96, se observó que el puerto de desembarque era una fuente significativa de variación de la composición de la fauna parasitaria de los T. s. murphyi. Sin embargo, el factor más importante resultó ser el tamaño (edad) de los peces. Por otra parte, y en diversas aproximaciones analíticas, se observó que prácticamente la totalidad de las muestras mensuales recolectadas entre 1990 y 1996 estuvieron correctamente clasificadas en su respectiva zona de pesca según, por ejemplo, un análisis discriminante no paramétrico de los vectores comunitarios de parásitos recolectados en las 71 muestras mensuales que comprenden 3.444 ejemplares de T. s. murphyi. Por esto, la zona de pesca explica más del 40 % de la varianza de la composición parasitaria de los peces provenientes de

las macrozonas norte y centro-sur, corroborándose la utilidad de la información parasitaria en la distinción de unidades de stocks de *T. s. murphyi*. Los resultados permiten concluir que no hay homogeneidad ecológica entre los ejemplares de *T. s. murphyi* provenientes de las macrozonas norte y centro-sur, por lo que se desprende la existencia de dos stocks ecológicos en Chile, uno en cada zona señalada.

Sección 3: Genética (electroforesis de proteínas polimórficas)

La hipótesis de trabajo es la siguiente:

Los ejemplares de jurel provenientes de cinco puertos de desembarque en Chile continental no presentan diferencias significativas en sus frecuencias génicas, en su polimorfismo ni en su heterocigosidad genética promedio, por lo que no es posible reconocer la existencia de más de un stock.

Se muestrearon 50 ejemplares de *T. s. murphyi* en invierno y 50 ejemplares en primavera, en cada una de las localidades, a saber: Iquique, Coquimbo, San Antonio, Talcahuano y Puerto Montt. Se obtuvo un total de 23 loci como consecuencia del análisis de 15 sistemas enzimáticos. Con los datos de frecuencia génica y genotípicas se procedió a la comprobación del equilibrio de Hardy-Weinberg mediante el test de Chi cuadrado. Se infiere la existencia de algunos sistemas que no responden a este equilibrio. El valor de la heterocigosidad media para los 23 loci en las dos temporadas es de 0,124. El valor de polimorfismo es de 26,1% con criterio mayor o igual al 95% y de 38% con criterio de 99,9%; estos resultados concuerdan con la heterocigosidad determinada para los peces.

Respecto a los análisis de contingencia realizados por localidad y por locus para los diversos alelos en invierno y primavera, se reveló que algunos sistemas presentan diferencias altamente significativas entre las localidades comparadas (ACP-1, EM-1, AGPD-1, EST-2, G6P-1 e IDH-1); otros, en cambio (ADH-1, MDH-1, GOT-1), no

son significativamente diferentes entre localidades. En cuanto al grado de variación local de las variables, en ambas temporadas, y que se expresa mejor con la heterocigosidad por locus y por localidad, los resultados indican que el número de alelos por locus, loci polimórficos y heterocigosidad observada y esperada no son significativamente variables entre localidades.

Como consecuencia, se postula que las poblaciones analizadas de *T. s. murphyi* se ajustan al modelo de población no subdividida.

Los valores entregados por el Índice de Wright cuando se calculan ya sea para cada uno de los muestreos en forma individual (F_{st} 0,128), o cuando se hace un agrupamiento estacional (F_{st} 0,052), o finalmente cuando se calcula para un agrupamiento por localidad (F_{st} 0,04), indican la existencia de un sologrupo poblacional. Por lo tanto, a pesar que la separación de las estaciones en el año ocurre a un coeficiente de similitud de 0,97, lo que está ocurriendo son fluctuaciones genéticas que aún no definen grupos separados.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Maclean, J. & O. Evans. 1981. The stock concept, discreteness of fish stocks and fisheries management. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 38:1889-1898.
- Spanakis, E., N. Tsimenides & E. Zoures. 1989. Genetic difference between populations of sardine Sardina pilchardus, and anchovy Engraulis encrasicolus, in the Aegean and Ionian seas. *J. Fish. Biol.* 35:365-378.

INDICE GENERAL



SECCION 1. MORFOMETRIA Y MERISTICA

Equipo de investigación:

Hugo Arancibia
Aldo Hernández
Lidia Vilugrón
Luis Cubillos
Sergio Núñez
Rubén Alarcón
Leonardo Miranda
Germán Vásquez

SECCION 2. PARASITOFAUNA

Equipo de investigación:

Mario George-Nascimento
Hugo Arancibia
Albarita Labrín

SECCION 3. GENETICA

Equipo de investigación:

Faruk Alay
Fidelina González
Juan F. Gavilán
José Cabello
Ruth Chávez



SECCION 1

Morfometría y merística

RESUMEN EJECUTIVO

Se analiza la variación de 14 caracteres morfométricos y 10 merísticos en 930 ejemplares de Trachurus symmetricus murphyi provenientes de los desembarques de Iquique, Coquimbo, San Talcahuano y Valdivia, muestreados desde el otoño de 1995 hasta el verano de 1996. Mediante Análisis Discriminante Múltiple (ADM) se identificó las mediciones y recuentos que poseen mayor importancia en la diferenciación entre localidades y entre estaciones del año. Los resultados revelan que la información morfométrica es más sensible a variaciones entre localidades y entre estaciones del año que los recuentos merísticos. Las mediciones morfométricas más discriminantes entre localidades, y que poseen la mayor estabilidad temporal, corresponden a la forma de la cabeza, mientras que las que explican las diferencias estacionales se asocian a la boca y el tronco de los peces.

Un ANOVA de tres vías, que utilizó como variable dependiente los puntajes del primer eje de un Análisis de Componentes Principales (ACP) realizado sobre el total de las mediciones morfométricas, y como fuentes de variación la localidad, estación del año y longitud horquilla (LH), revela que la principal fuente de variación es la localidad, explicando el 73% de la varianza.

Análisis complementarios realizados mediante la selección de ejemplares de distintas localidades con rangos de tallas similares (25-35 cm), concuerdan con los obtenidos con el total de la muestra y revelan que la diferenciación entre localidades (particularmente de la localidad de Iquique) es independiente del tamaño del pez, de la estación del año y del sexo.

Se postula como probable, la existencia de una unidad de stock ecológico de T. s. murphyi en la zona norte (Iquique) y otra en la zona centro-sur.

TABLA DE CONTENIDOS

CONTENIDO	Pág.
TABLA DE CONTENIDOS.....	i
LEYENDAS DE LAS TABLAS.....	ii
LISTADO DE FIGURAS.....	v
1. INTRODUCCION.....	1
2. MATERIALES Y METODOS	
2.1. OBTENCION DE LAS MUESTRAS.....	2
2.2. OBTENCION DE DATOS	
2.2.1. Morfometría.....	3
2.2.2. Merística.....	3
2.3. TRANSFORMACION DE LOS DATOS.....	4
2.4. ANALISIS ESTADISTICO.....	5
3. RESULTADOS	
3.1. MORFOMETRIA	
3.1.1. Análisis morfométricos con el total de los ejemplares muestreados.....	6
3.1.2. Análisis morfométricos con ejemplares de rangos de talla similares.....	13
3.2. MERISTICA.....	17
4. DISCUSION.....	22
5. BIBLIOGRAFIA.....	27
6. ANEXO FIGURAS.....	29

LEYENDAS DE LAS TABLAS.

- Tabla 1. Número de ejemplares de T. s. murphyi recolectados por localidad desde el otoño de 1995 hasta el verano de 1996.
- Tabla 2. Coeficientes de determinación (r^2) entre LH versus cada trazo morfométrico bruto y ajustado en T. s. murphyi.
- Tabla 3. Coeficientes de variación para los trazos morfométricos en T. s. murphyi, al interior de cada localidad y total.
- Tabla 4. Valores del estadístico F y probabilidad (P) de las variables morfométricas en T. s. murphyi, resultado del ADM para la diferenciación entre localidades y entre estaciones del año. Con asterisco se señala las variables más discriminantes ($F > 30$ entre localidades; $F > 15$ entre estaciones; estos límites han sido escogidos arbitrariamente).
- Tabla 5. Componentes de carga de las distancias morfométricas con las tres primeras componentes canónicas para la diferenciación entre localidades y entre estaciones del año en T. s. murphyi; con asterisco se indican los mayores valores en relación a la respectiva componente (CCi=i-ésima componente canónica; C.C=correlación canónica).
- Tabla 6. Frecuencia numérica de reclasificación de las localidades (1=Iquique; 2=Coquimbo; 3=San Antonio; 4=Talcahuano; 5=Valdivia), resultado de ADM realizado sobre los trazos morfométricos; "grupo" corresponde a la asignación por localidades; "predicho" corresponde a la reclasificación con el ADM.
- Tabla 7. Componentes de carga de las distancias morfométricas con las dos primeras componentes canónicas para la diferenciación intralocal en T. s. murphyi; con asterisco se indican los mayores valores en relación a la respectiva componente (CCi=i-ésima componente canónica; C.C=correlación canónica).
- Tabla 8. Resultados de ANOVA de tres (Tabla 8a) y cuatro vías (Tabla 8b) para los puntajes del primer eje de un ACP realizado sobre 14 trazos morfométricos de T. s. murphyi, donde las fuentes de variación fueron la localidad, estación del año y longitud horquilla.

- Tabla 9. Componentes de carga de las distancias morfométricas con las tres primeras Componentes Principales como resultado de un ACP realizado sobre 392 ejemplares de T. s. murphyi con LH entre 25 y 35 cm; con asterisco se indican los mayores valores en relación a la respectiva componente (Cpi= i-ésima Componente Principal; V.E (%) = Porcentaje de Varianza explicada)
- Tabla 10. Resultado de un Análisis de Covarianza que utilizó como variable dependiente los puntajes de la Primera Componente Principal de un ACP realizado sobre 14 trazos morfométricos medidos en 392 ejemplares de T. s. murphyi, y como fuentes de variación la localidad, la estación del año, el sexo y la longitud horquilla.
- Tabla 11. Frecuencia numérica de reclasificación por localidades (1=Iquique; 2=Coquimbo; 3=San Antonio; 4=Talcahuano), resultado de un ADM realizado sobre 14 trazos morfométricos de 392 ejemplares de T. s. murphyi; "grupo" corresponde a la asignación por localidades; "predicho" corresponde a la reclasificación con el ADM.
- Tabla 12. Componentes de carga de las distancias morfométricas con las tres primeras Componentes Canónicas como resultado de un ADM realizado sobre 392 ejemplares de T. s. murphyi con LH entre 25 y 35 cm; con asterisco se indican los mayores valores en relación a la respectiva componente (CCi= i-ésima Componente Canónica; C.C= Correlación Canónica)
- Tabla 13. Resultado del test HSD de Tukey para comparaciones múltiples, utilizando como variable dependiente la Primera Componente Canónica de un ADM realizado sobre 392 ejemplares de T. s. murphyi y como fuente de variación la localidad de muestreo (1=Iquique; 2=Coquimbo; 3=San Antonio; 4=Talcahuano).
- Tabla 14. Coeficientes de determinación (r^2) entre LH versus cada recuento merístico bruto y ajustado en T. s. murphyi.
- Tabla 15. Coeficientes de variación para los recuentos merísticos en T. s. murphyi, al interior de cada localidad y total.
- Tabla 16. Valores del estadístico F y probabilidad (P) de las variables merísticas en T. s. murphyi, resultado del ADM para la diferenciación entre localidades y entre estaciones del año. Con asterisco se señala las variables discriminantes ($F > 5$); este límite ha sido fijado arbitrariamente.

- Tabla 17. Componentes de carga de las variables merísticas con las tres primeras componentes canónicas para la diferenciación entre localidades y entre estaciones del año en T. s. murphyi; con asterisco se indican los mayores valores en relación a la respectiva componente (CCi=i-ésima componente canónica; C.C= correlación canónica).
- Tabla 18. Frecuencia numérica de reclasificación de las localidades (1=Iquique; 2=Coquimbo; 3=San Antonio; 4=Talcahuano; 5=Valdivia), resultado de ADM realizado sobre los recuentos merísticos; "grupo" corresponde a la asignación por localidades; "predicho" corresponde a la reclasificación con el ADM.
- Tabla 19. Componentes de carga de los recuentos merísticos con las dos primeras componentes canónicas para la diferenciación intralocal en T. s. murphyi; con asterisco se indica los mayores valores en relación a la respectiva componente (CCi=i-ésima componente canónica; C.C= correlación canónica).
- Tabla 20. Resultados de ANOVA de tres vías para los puntajes del primer eje de un ACP realizado sobre cuatro recuentos merísticos de T. s. murphyi, donde las fuentes de variación fueron la localidad, estación del año y longitud horquilla (Tabla 20a) y la localidad, estación y localidad*estación (Tabla 20b).

LISTADO DE FIGURAS

- Figura 1. Esquema de los trazos que definen las variables morfométricas (Fig. 1a) y de la simbología que define los recuentos merísticos (Fig. 1b) para T. s. murphyi.
- Figura 2. Distribución de frecuencias de tallas de T. s. murphyi (en porcentaje) por localidad y estación del año. Nomenclatura: (a) Iquique; (b) Coquimbo; (c) San Antonio; (d) Talcahuano; (e) Valdivia.
- Figura 3. Histogramas de frecuencia (en proporción) para 14 medidas morfométricas en T. s. murphyi; sobre cada histograma se señala la medida morfométrica correspondiente.
- Figura 4. Puntajes de ordenación para las componentes canónicas 1 y 2 en la discriminación morfométrica de T. s. murphyi por localidad. Las elipses indican los centroides con 95% de confianza (de izquierda a derecha: Valdivia, Talcahuano, San Antonio, Coquimbo e Iquique). Nomenclatura: 1=Iquique; 2=Coquimbo; 3=San Antonio; 4=Talcahuano; 5=Valdivia.
- Figura 5. Puntajes de ordenación para las componentes canónicas 1 y 2 en la discriminación morfométrica de T. s. murphyi por estación del año. Las elipses indican los centroides con 95% de confianza (de izquierda a derecha: primavera; verano; invierno y otoño). Nomenclatura: O=otoño; I=invierno; P=primavera; V=verano.
- Figura 6. Puntajes de ordenación para las componentes canónicas 1 y 2 en la discriminación morfométrica intralocal de T. s. murphyi. Nomenclatura: O=otoño; I=invierno; P=primavera; V=verano.
- Figura 7. Puntajes de ordenación para las Componentes Principales 1 y 2 resultado de un ACP realizado sobre 14 trazos morfométricos en ejemplares de T. s. murphyi con rangos de tallas entre 25 y 35 cm de LH, para las localidades de Iquique (1), Coquimbo (2), San Antonio (3) y Talcahuano (4). Las elipses representan los centroides con 95% de confianza.
- Figura 8. Puntajes de ordenación para las Componentes Canónicas 1 y 2, resultado de un ADM realizado sobre 14 trazos morfométricos en ejemplares de T. s. murphyi con rangos de tallas entre 25 y 35 cm de LH, para las localidades de Iquique (1), Coquimbo (2), San Antonio (3) y Talcahuano (4). Las elipses representan los centroides con 95% de confianza.

- Figura 9. Histogramas de frecuencia (en proporción) para 4 recuentos merísticos en T. s. murphyi; sobre cada histograma se señala la variable merística correspondiente.
- Figura 10. Puntajes de ordenación para las componentes canónicas 1 y 2 en la discriminación merística de T. s. murphyi por localidad. Las elipses indican los centroides con 95% de confianza (de izquierda a derecha: Coquimbo, Valdivia, Talcahuano y San Antonio (arriba), Iquique (abajo)). Nomenclatura: 1=Iquique; 2=Coquimbo; 3=San Antonio; 4=Talcahuano; 5=Valdivia.
- Figura 11. Puntajes de ordenación para las componentes canónicas 1 y 2 en la discriminación merística de T. s. murphyi por estación del año. Las elipses indican los centroides con 95% de confianza (de izquierda a derecha: invierno, verano, otoño (arriba) y primavera (abajo)). Nomenclatura: O=otoño; I=invierno; P=primavera; V=verano.
- Figura 12. Puntajes de ordenación para las componentes canónicas 1 y 2 en la discriminación merística intralocal de T. s. murphyi. Nomenclatura: O=otoño; I=invierno; P=primavera; V=verano.
- Figura 13. Elipses con 95% de confianza trazadas alrededor de los centroides para la discriminación morfométrica por localidad y estación. Nomenclatura: negro=Iquique; gris=Coquimbo; blanco=San Antonio; gris con líneas verticales=Talcahuano; gris con líneas horizontales=Valdivia; O=otoño; I=invierno; P=primavera; V=verano.

1. INTRODUCCION

El jurel (Trachurus symmetricus murphyi) se distribuye ampliamente en el Océano Pacífico Sur, abarcando las costas de Ecuador, Perú y Chile hasta las de Nueva Zelanda y Tasmania (Grechina, 1992). En Chile, T. s. murphyi es el principal recurso pesquero y sus desembarques en 1994 sobrepasaron los 4,04 millones de toneladas, lo que representa el 52,8% del total de peces (SERNAP, 1995).

Un requisito primario en el ordenamiento pesquero es la identificación de unidades de stock sobre los que ejerce su acción la pesquería (Tyler, 1988). Dentro de las metodologías posibles para abordar este problema, los caracteres morfométricos y merísticos han dado resultados favorables en la descripción de la estructura de stock en distintas especies (June, 1965; Copeman, 1977; Sharp et al., 1978; Fournier et al., 1984; Winans, 1984; King, 1985; Quast, 1987; Epperly, 1989; Schaefer, 1991). En este contexto, los análisis multivariados han motivado alto interés, debido a que hacen posible el uso de más de una sola medición por individuo, resultando en una mayor discriminación entre stocks a través de la combinación de un conjunto de variables (Mendo, 1991).

Según Ihssen et al. (1981), la mayor limitante para la amplia aplicación de la morfometría y merística en la discriminación de stocks radica en el desconocimiento de la condición heredable de la variación morfológica. Spanakis et al. (1989) postulan que estos caracteres se encuentran altamente influenciados por la selección natural, por lo que deben ser utilizados en la identificación de stocks dinámicos (o ecológicos) por sobre la idea de stocks discretos (o puros).

La técnica de análisis morfométricos ya ha sido utilizada por George-Nascimento y Arancibia (1992) en la determinación de dos unidades de stock dinámicos en T. s. murphyi, una en el extremo norte y otra en la zona centro-sur de Chile. Estos autores, informaron la existencia de diferencias morfométricas significativas desde temprano en la ontogenia entre ejemplares obtenidos de los desembarques de Talcahuano e Iquique.

El objetivo de esta sección es determinar si existen diferencias significativas en la morfometría y/o merística de ejemplares de T. s. murphyi obtenidos del desembarque en cinco localidades de Chile continental.

2. MATERIALES Y METODOS

2.1. OBTENCION DE LAS MUESTRAS

Entre abril de 1995 y febrero de 1996 se colectó 930 ejemplares de T. s. murphyi provenientes de los desembarques comerciales de Iquique, Coquimbo, San Antonio, Talcahuano y Valdivia (Tabla 1). Todos los ejemplares fueron congelados y enviados al Instituto de Investigación Pesquera de Talcahuano para su posterior análisis.

Tabla 1. Número de ejemplares de T. s. murphyi recolectados por localidad desde el otoño de 1995 hasta el verano de 1996.

ESTACION	LOCALIDAD				
	IQUIQUE	COQUIMBO	SAN ANTONIO	TALCAHUANO	VALDIVIA
OTOÑO 1995	29	50	50	50	50
INVIERNO 1995	50	50	49	42	50
PRIMAVERA 1995	50	60	50	50	50
VERANO 1995-1996	--	50	50	50	50

2.2. OBTENCION DE DATOS

2.2.1. Morfometría

En cada ejemplar se registró la longitud de horquilla (LH; cm) y 14 distancias corporales en entrelazado, a partir de los puntos señalados en la Figura 1a. Dichas distancias son las siguientes: (1-2), (1-3), (1-4), (2-3), (2-4), (3-4), (3-6), (4-5), (5-6), (5-8), (6-7), (7-8), (7-10), (8-9). Todas las mediciones fueron efectuadas sobre el lado izquierdo de cada pez y sólo cuando el ejemplar se encontraba descongelado, manteniendo su posición natural. Las distancias corresponden a una línea recta entre los puntos, tomadas con un compás de dos puntas y leídas en una regla graduada.

2.2.2. Merística

Para los recuentos merísticos se eligió al azar 30 ejemplares de *T. s. murphyi* por localidad, registrándose un total de 569 individuos ya que para el primer muestreo de Iquique sólo se contó con 29 ejemplares (Tabla 1). En cada pez se registró el recuento de las siguientes estructuras señaladas en la Figura 1b.

- Número de escamas de la línea lateral : ELL
- Número de escamas del pedúnculo caudal : EPC
- Número de escamas desde la primera inserción de la aleta dorsal hasta la línea lateral en forma vertical : EDSLL
- Número de escamas desde la primera inserción de la aleta ventral hasta la línea lateral en forma vertical : EVBLL

- Número de escamas desde la primera inserción de la aleta anal hasta la línea lateral en forma vertical : EABLL
- Número de radios de la 1ª aleta dorsal : RD-1
- Número de radios de la 2ª aleta dorsal : RD-2
- Número de radios de la aleta ventral : RV
- Número de radios de la aleta pectoral : RP
- Número de radios de la aleta anal : RA

2.3. TRANSFORMACION DE LOS DATOS

Debido a las diferencias en los tamaños de los ejemplares por localidad y estación (Fig. 2), las mediciones morfométricas (X_{ij}) fueron relativizadas a longitud horquilla (LH; cm) según la siguiente expresión:

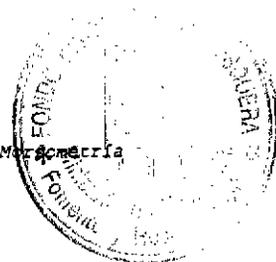
$$X_{ij}^* = \frac{X_{ij}}{LH} \times 100 \quad (1)$$

donde X_{ij}^* es la medida morfométrica ajustada i del individuo j

De acuerdo a su naturaleza discreta, los caracteres merísticos fueron transformados según (Sokal y Rohlf, 1981):

$$Y_{ij}^* = \sqrt{(Y_{ij} + 0,5)} \quad (2)$$

donde Y_{ij}^* es la medida merística transformada i del individuo j ; Y_{ij} es la medida merística bruta i del individuo j .



2.4. ANALISIS ESTADISTICO

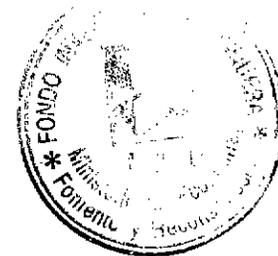
Para evaluar el efecto de la transformación de los trazos morfométricos y recuentos merísticos, se realizó regresiones individuales entre las variables brutas y transformadas versus la longitud horquilla, independientemente. Para visualizar la normalidad de los datos, las mediciones relativizadas a LH (Ec. 1) y los recuentos transformados (Ec. 2) fueron graficados en histogramas de frecuencia individuales, independientemente.

La variabilidad de los caracteres morfométricos y merísticos, total e intralocal, fue evaluada mediante el coeficiente de variación (Sokal y Rohlf, 1981), en forma individual para cada trazo y recuento.

Se identificó los trazos morfométricos y recuentos merísticos que explican mayores diferencias entre localidades mediante un Análisis Discriminante Múltiple (ADM) exploratorio utilizando la localidad como fuente de variación. De acuerdo a Winans (1985), el ADM de los datos morfométricos se realizó sobre una matriz de covarianza y el de los datos merísticos sobre una matriz de correlación.

La estabilidad temporal de estos caracteres fue evaluada mediante un ADM general que utilizó como fuente de variación la estación. Se determinó el grado de variación intralocal de los trazos morfométricos y recuentos merísticos mediante ADM individuales para cada localidad utilizando como fuente de variación la estación del año.

Para determinar los efectos de la localidad, estación del año y longitud de horquilla, se realizó un Análisis de Varianza (ANOVA) de tres vías, utilizando como variable dependiente los puntajes del primer eje de un ACP realizado sobre el total de los individuos, y como fuentes de variación la localidad, estación y LH.



3. RESULTADOS

3.1. MORFOMETRIA

3.1.1. Análisis morfométricos con el total de los ejemplares muestreados

La distribución de frecuencias de tallas (Fig. 2) revela diferencias significativas entre los ejemplares de las distintas localidades ($F(4, 925) = 356,1; p < 0,001$). La transformación de los trazos morfométricos reduce en gran medida las correlaciones entre las mediciones y LH (Tabla 2). La representación en histogramas de frecuencia individuales revela en todos los casos distribución aproximadamente normal (Fig. 3).

Tabla 2. Coeficientes de determinación (r^2) entre LH versus cada trazo morfométrico bruto y ajustado en T. s. murphyi.

Carácter	Bruto	Ajustado
1-2	0,981	0,292
1-3	0,984	0,179
1-4	0,985	0,379
2-3	0,989	0,255
2-4	0,986	0,327
3-4	0,973	0,056
3-6	0,961	0,024
4-5	0,977	0,003
5-6	0,970	0,000
5-8	0,978	0,009
6-7	0,984	0,001
7-8	0,965	0,000
7-10	0,966	0,003
8-9	0,993	0,003

Los coeficientes de variación (CV) de los trazos morfométricos ajustados, calculados al interior de cada localidad y para la muestra total (Tabla 3), revelan que la variabilidad intralocal de

las mediciones relativizadas a LH es baja, con valores de CV que rara vez superan el 7%. Las distancias que poseen mayor variabilidad intralocal corresponden al tronco de los peces. La localidad con mayores valores de CV es Iquique, tanto en la forma de la cabeza como en el tronco. Para la muestra total ocurre un aumento de los valores de CV en los trazos asociados a la cabeza, mientras que los trazos de la parte media mantienen el mismo rango que al interior de las localidades, lo que revela que, para la forma de la cabeza, la variabilidad entre localidades es mayor que al interior de éstas.

Tabla 3. Coeficientes de variación para los trazos morfométricos en T. s. murphyi, al interior de cada localidad y total.

Trazo	Iquique	Coquimbo	San Antonio	Talcahuano	Valdivia	TOTAL
1-2	6,120	5,640	4,105	4,967	3,555	6,760
1-2	4,429	4,162	3,448	3,535	3,928	4,447
1-4	5,636	3,965	2,950	3,802	3,910	5,107
2-3	3,566	3,587	3,125	3,042	2,983	3,773
2-4	4,921	3,845	3,487	3,730	3,350	4,831
3-4	5,731	5,549	4,961	4,765	5,145	5,661
3-6	7,657	5,976	6,215	6,048	6,572	6,905
4-5	6,286	5,123	4,616	4,274	4,894	6,254
5-6	7,446	5,248	5,354	6,316	5,666	5,329
5-8	6,682	4,243	4,418	5,249	4,916	5,204
6-7	5,794	3,744	3,882	4,604	4,208	4,485
7-8	7,124	5,183	5,283	6,263	6,339	6,209
7-10	7,206	4,991	5,836	6,696	6,378	6,359
8-9	3,849	2,635	2,683	2,574	3,072	2,928

Un ADM realizado sobre el total de mediciones morfométricas en la discriminación por localidades revela diferencias significativas entre éstas (Λ de Wilks=0,153; $F=16,653$; $P<0,001$), y confirman los resultados anteriores, observándose que las variables que muestran mayores diferencias entre localidades ($F>30$) se asocian únicamente a la cabeza de los peces (Tabla 4). Las correlaciones entre los trazos y las tres primeras componentes canónicas (canonical loadings) revelan que los trazos asociados a la cabeza se correlacionan mayormente con la primera componente, mientras que

los trazos de la parte media del cuerpo están mejor correlacionados con la tercera componente (Tabla 5).

Tabla 4. Valores del estadístico F y probabilidad (P) de las variables morfométricas en T. s. murphyi, resultado del ADM para la diferenciación entre localidades y entre estaciones del año. Con asterisco se señala las variables más discriminantes ($F > 30$ entre localidades; $F > 15$ entre estaciones; estos límites han sido escogidos arbitrariamente).

Trazo	Localidad		Estación	
	F	P	F	P
1-2	35,781 *	0,000	24,875 *	0,000
1-3	50,520 *	0,000	1,618	0,184
1-4	136,144 *	0,000	0,828	0,478
2-3	79,219 *	0,000	10,307	0,000
2-4	126,811 *	0,000	8,001	0,000
3-4	40,956 *	0,000	8,147	0,000
3-6	34,937 *	0,000	17,351 *	0,000
4-5	31,794 *	0,000	10,061	0,000
5-6	25,575	0,000	22,336 *	0,000
5-8	15,746	0,000	30,250 *	0,000
6-7	10,276	0,000	9,706	0,000
7-8	18,300	0,000	12,563	0,000
7-10	14,824	0,000	16,205 *	0,000
8-9	1,581	0,177	1,340	0,260

Para reducir la gran cantidad de información y lograr una mejor representación gráfica (Fig. 4), se siguió a Schaefer (1989), calculándose el promedio para cada uno de los trazos morfométricos en intervalos de talla de 1 cm, obteniéndose un total de 223 peces promedio (28=Iquique; 51=Coquimbo; 52=San Antonio; 48=Talcahuano; 44=Valdivia). Los puntajes de ordenación para la matriz reducida revelan importante segregación entre los ejemplares de las distintas localidades a lo largo de la primera componente. Particularmente, la localidad de Iquique es la que más se separa del resto de las áreas de muestreo, mientras que Talcahuano y San Antonio presentan la mayor sobreposición.

Tabla 5. Componentes de carga de las distancias morfométricas con las tres primeras componentes canónicas para la diferenciación entre localidades y entre estaciones del año en *T. g. murphyi*; con asterisco se indican los mayores valores en relación a la respectiva componente (CCi=i-ésima componente canónica; C.C=correlación canónica).

Trazo	Localidad			Estación		
	CC1	CC2	CC3	CC1	CC2	CC3
1-2	0,393 *	-0,328	-0,002	-0,587 *	-0,120	-0,022
1-3	0,497 *	-0,119	0,210	0,028	-0,048	0,368 *
1-4	0,826 *	-0,100	0,113	-0,065	-0,560 *	0,174
2-3	0,629 *	-0,025	0,128	-0,260	-0,323	0,329 *
2-4	0,797 *	0,065	0,197	-0,261	-0,047	0,314 *
3-4	0,406 *	0,400	-0,208	-0,021	-0,595 *	-0,149
3-6	0,380 *	0,314	-0,322	0,304	-0,597 *	-0,112
4-5	0,259	0,480	-0,694*	0,185	-0,208	0,291 *
5-6	0,265	0,330	-0,643*	0,443 *	-0,334	0,119
5-8	0,214	-0,121	-0,604*	0,509 *	-0,422	-0,155
6-7	0,086	0,034	-0,742*	-0,202	-0,489 *	0,168
7-10	0,186	-0,015	-0,697*	-0,249	-0,622 *	0,353
7-8	0,203	-0,158	-0,736*	0,227	-0,561 *	0,193
8-9	-0,087 *	0,010	-0,018	-0,008	0,081	-0,329 *
C.C	0,680	0,411	0,253	0,492	0,259	0,186

Las frecuencias de reclasificación resultado del ADM por localidad (Tabla 6) revelan un porcentaje de mezcla total de 50%. La localidad con mayor identidad intragrupal es Iquique (67%), mientras que la mayor mezcla (20%) se produce entre las localidades de San Antonio y Talcahuano (Fig. 4).

Los resultados del ADM destinado a evaluar la estabilidad temporal de los caracteres morfométricos revelan que los trazos que muestran mayores diferencias entre estaciones del año ($F > 15$) se asocian al tamaño de la boca y a la parte media del cuerpo (Tabla 4). Los caracteres morfométricos más estables en el tiempo están



asociados a la forma de la cabeza y a la parte posterior del cuerpo (Fig. 1a). Las correlaciones entre los trazos y las tres primeras componentes canónicas (Tabla 5) revelan que la primera componente está mejor correlacionada con la boca y la forma media del cuerpo del pez, mientras que la segunda componente se correlaciona con el tronco y la cabeza y la tercera principalmente con la cabeza. Los puntajes de ordenación para la matriz reducida a 223 peces promedio (Fig. 5), revelan menor segregación entre los puntajes por estaciones del año que entre localidades (Fig. 4).

Tabla 6. Frecuencia numérica de reclasificación de las localidades (1=Iquique; 2=Coquimbo; 3=San Antonio; 4=Talcahuano; 5=Valdivia), resultado de ADM realizado sobre los trazos morfométricos; "grupo" corresponde a la asignación por localidades; "predicho" corresponde a la reclasificación con el ADM.

GRUPO =LOCALIDAD	PREDICHO					TOTAL LOCALIDAD
	1	2	3	4	5	
1	86	24	5	7	7	129
2	43	76	21	40	30	210
3	5	26	89	40	39	199
4	9	32	39	89	23	192
5	1	34	21	23	121	200
TOTAL PREDICHO	144	192	175	199	220	930

Los resultados del análisis de variación intralocal revelan que las mayores diferencias entre estaciones del año se producen al interior de las localidades de Iquique y Talcahuano (Fig. 6). Los componentes de carga para los puntajes de los dos primeros ejes canónicos revelan que los trazos mejor correlacionados con la primera componente corresponden principalmente a la parte media del cuerpo de los peces, probablemente debido a variaciones estacionales en las mediciones asociadas a la sección ventral de

los individuos, cuya causa sería el desarrollo gonádico estacional (Tabla 7).

Tabla 7. Componentes de carga de las distancias morfométricas con las dos primeras componentes canónicas para la diferenciación intralocal en T. s. murphyi; con asterisco se indica los mayores valores en relación a la respectiva componente (CCi=i-ésima componente canónica; C.C.= correlación canónica).

	Iquique		Coquimbo		San Antonio		Talcahuano		Valdivia	
	CC1	CC2	CC1	CC2	CC1	CC2	CC1	CC2	CC1	CC2
1-2	0,174	0,061	0,740*	0,049	0,362*	0,164	0,634*	0,188	-0,039	0,465*
1-2	0,140	0,032	0,128	-0,593*	0,192	0,388*	0,126	-0,359*	0,264	0,192
1-4	0,181	0,341	-0,300	0,399*	0,018	0,357*	0,233	0,035	-0,310	0,283
2-3	0,062	-0,258	0,375	-0,400*	-0,015	-0,015	0,257	-0,106	0,126	-0,017
2-4	0,182	0,095	0,361*	-0,030	0,012	-0,048	-0,032	0,427*	-0,155	0,018
3-4	-0,172	-0,074	0,229	-0,366*	0,000	-0,105	0,041	-0,136	-0,418*	0,059
3-6	-0,273	0,350*	0,095	-0,241	0,254	-0,148	-0,289	0,196	-0,752*	0,040
4-5	-0,410*	0,103	-0,204	0,242	0,318	-0,062	-0,199	0,069	-0,191	-0,319
5-6	-0,502*	0,398	-0,598*	-0,016	0,545*	-0,160	-0,290	0,107	-0,449*	-0,282
5-8	-0,312	0,555*	-0,392*	-0,203	0,478*	-0,155	-0,548*	-0,277	-0,609*	-0,050
6-7	-0,284	0,137	-0,483*	-0,120	0,122	-0,337	-0,429*	0,369	-0,448*	-0,426
7-10	-0,717*	0,123	-0,585*	0,074	0,358	-0,515*	-0,444	0,591*	-0,708*	-0,419
7-8	-0,685*	0,282	0,078	0,091	0,241	-0,475*	-0,364	0,586*	-0,708*	-0,253
8-9	0,010	0,105	0,056	-0,025	-0,166	0,045	-0,080	0,127	-0,114	-0,173
C.C	0,796	0,647	0,743	0,491	0,577	0,467	0,848	0,529	0,703	0,511

Un ANOVA de 3 vías realizado sobre los puntajes del primer eje de un Análisis de Componentes Principal (ACP) para 14 trazos morfométricos revela que, aunque todas las fuentes de variación poseen un efecto significativo sobre la morfometría del jurel, la principal fuente de variación es la localidad que explica el 73% de la varianza, seguida por la longitud horquilla (17%) y la estación (10%) (Tabla 8a). Para lograr identificar el efecto "Localidad*Estación", se eliminó los puntajes correspondientes al cuarto trimestre y se realizó un ANOVA de 4 vías utilizando las mismas fuentes de variación señaladas anteriormente (Tabla 8b). Los resultados indican que la principal fuente de variación sigue siendo la localidad, la que explica el 50% de la varianza.

Tabla 8. Resultados de ANOVA de tres (Tabla 8a) y cuatro vías (Tabla 8b) para los puntajes del primer eje de un ACP realizado sobre 14 trazos morfométricos de T. s. murphyi, donde las fuentes de variación fueron la localidad, estación del año y longitud horquilla.

Fuente de Variación	SC	gl	CM	F	P
8a					
Localidad	618,855	4	154,714	44,919	0,000
Estación	105,425	3	35,142	10,203	0,000
Longitud horquilla	967,470	44	21,988	6,384	0,000
Error	3024,062	878	3,444		
8b					
Localidad	184,842	4	46,210	15,801	0,000
Estación	35,245	2	17,622	6,026	0,003
Localidad*Estación	164,166	8	20,521	7,017	0,000
Longitud horquilla	424,374	44	9,645	3,298	0,000
Error	1962,671	671	2,925		

Los resultados obtenidos revelan diferencias significativas entre las localidades muestreadas, principalmente por parte de Iquique. Sin embargo, tal diferenciación podría verse influenciada por los distintos rangos de tallas observados entre las localidades muestreadas a lo largo del estudio, particularmente durante el primer muestreo de la localidad de Iquique, donde la totalidad de los ejemplares estaban sexualmente inmaduros presentando las menores longitudes registradas (LH < 19 cm). Para responder a esta inquietud, en virtud de posibles relaciones alométricas, se ha considerado útil seleccionar ejemplares de rangos de tallas similar con los cuales sea posible comparar válidamente la morfometría de los peces descartando el efecto del tamaño.

3.1.2. Análisis morfométricos con ejemplares de rangos de tallas similares

Para controlar un posible efecto de alometría entre los ejemplares de tallas extremas y así poder realizar análisis dentro de rangos de tallas similares para las diferentes localidades, se ha seleccionado el total de peces que se encuentren dentro del rango de 25 a 35 cm de longitud horquilla, quedando descartados los ejemplares correspondientes a la localidad de Valdivia por presentar longitudes mayores a 38 cm. De esta forma la submuestra ha quedado compuesta por 392 individuos de los cuales 64 corresponden a Iquique, 119 a Coquimbo, 119 a San Antonio, y 90 a Talcahuano.

Los resultados de un Análisis de Componentes Principales (ACP), realizado sobre los 392 individuos seleccionados, revelan que la Primera Componente Principal (CP1) explica el 41% de la varianza y está altamente correlacionada con las mediciones de la parte media del tronco del pez, mientras que la Segunda Componente (CP2), que explica el 14% de la varianza, se correlaciona mayormente con la forma de la cabeza de los peces, y la tercera componente (CP3), que explica el 11%, se correlaciona con el trazo 8-9 correspondiente a la sección posterior del tronco (Tabla 9). La ordenación de los puntajes para las dos primeras componentes revela que las localidades de Talcahuano y San Antonio forman una sola agrupación, segregándose de Iquique y Coquimbo a lo largo de CP1, mientras que estas dos últimas localidades tienden a separarse en CP2 (Fig. 7).

Un análisis de covarianza de 4 vías realizado sobre CP1 revela que la principal fuente de variación entre los peces seleccionados sigue siendo la localidad de muestreo que explica el 92% de la varianza, mientras que la estación del año, el sexo, y la longitud horquilla no poseen un efecto significativo en la morfometría de

los peces seleccionados.

Tabla 9. Componentes de carga de las distancias morfométricas con las tres primeras Componentes Principales como resultado de un ACP realizado sobre 392 ejemplares de T. s. murphyi con LH entre 25 y 35 cm; con asterisco se indican los mayores valores en relación a la respectiva componente (Cpi= i-ésima Componente Principal; V.E (%)= Porcentaje de Varianza explicada)

Trazo	CP1	CP2	CP3
1-2	0.056	-0.109*	0.053
1-3	0.191	-0.516*	0.122
1-4	0.237	-0.334*	0.038
2-3	0.341	-0.723*	0.144
2-4	0.242	-0.577*	0.050
3-4	0.463*	-0.196	0.038
3-6	0.681*	0.011	-0.085
4-5	0.719*	-0.076	-0.102
5-6	0.882*	0.057	-0.202
5-8	0.750*	0.278	-0.466
6-7	0.711*	0.222	0.118
7-10	0.805*	0.210	0.221
7-8	0.813*	0.087	0.145
8-9	0.178	0.291	0.931*
V.E(%)	40.929	13.680	11.163

Tabla 10. Resultado de un Análisis de Covarianza que utilizó como variable dependiente los puntajes de la Primera Componente Principal de un ACP realizado sobre 14 trazos morfométricos medidos en 392 ejemplares de T. s. murphyi, y como fuentes de variación la localidad, la estación del año, el sexo y la longitud horquilla.

Fuente de Variación	SC	gl	CM	F	P
Localidad	614.295	3	204.765	73.313	0.000
Estación	20.516	3	6.389	2.449	0.063
Sexo	7.165	2	3.583	1.283	0.278
Long. Horquilla	6.332	1	6.332	2.267	0.133
Error	1066.867	382	2.793		

Los resultados de un Análisis Discriminante Múltiple (ADM) realizado sobre el total de peces con rangos de tallas entre 25 y 35 cm de LH revelan que la localidad de Iquique es la que conserva la mayor identidad intragrupal, con un porcentaje de mezcla inferior a 33% (Tabla 11). Los componentes de carga para las 3 primeras Componentes Canónicas revelan que la Primera Componente Canónica (CC1) está altamente correlacionada con la cabeza y parte anterior del tronco de los peces, mientras que la segunda (CC2) con la parte media y posterior del tronco y la tercera (CC3) con la boca (Tabla 12). La ordenación de los puntajes para las dos primeras componentes (Fig. 8) revela que la localidad de Iquique es la que más se segrega del resto, mientras que San Antonio y Talcahuano son las que presentan mayor similitud.

Tabla 11. Frecuencia numérica de reclasificación por localidades (1=Iquique; 2=Coquimbo; 3=San Antonio; 4=Talcahuano), resultado de un ADM realizado sobre 14 trazos morfométricos de 392 ejemplares de T. s. murphyi; "grupo" corresponde a la asignación por localidades; "predicho" corresponde a la reclasificación con el ADM.

GRUPO LOCALIDAD	PREDICHO				TOTAL LOCALIDAD
	1	2	3	4	
1	43	17	3	1	64
2	35	49	16	19	119
3	2	15	69	33	119
4	4	12	29	45	90
TOTAL PREDICHO	84	93	117	98	392

Un análisis de regresión entre la primera componente canónica y la longitud horquilla revela que la segregación entre localidades es independiente del tamaño de los peces ($r^2=0.126$), un test de Tukey realizado sobre esta misma componente revela que las localidades

que explican las diferencias significativas encontradas en el ADM corresponden a Iquique y Coquimbo que presentan altas diferencias con el resto de las zonas muestreadas; nuevamente Talcahuano y San Antonio se presentan como una sola entidad grupal (Tabla 13).

Tabla 12. Componentes de carga de las distancias morfométricas con las tres primeras Componentes Canónicas como resultado de un ADM realizado sobre 392 ejemplares de T. g. murphyi con LH entre 25 y 35 cm; con asterisco se indican los mayores valores en relación a la respectiva componente (CCi= i-ésima Componente Canónica; C.C= Correlación Canónica)

Trazo	CC1	CC2	CC3
1-2	0.146	-0.277	0.529*
1-3	0.280	0.350*	-0.187
1-4	0.491*	0.130	0.291
2-3	0.498*	0.313	-0.135
2-4	0.496*	0.274	0.371
3-4	0.554*	-0.109	-0.071
3-6	0.598*	-0.363	-0.305
4-5	0.598*	-0.037	0.176
5-6	0.573*	-0.385	-0.098
5-8	0.317	-0.558*	-0.034
6-7	0.321	-0.424*	-0.189
7-10	0.464	-0.486*	-0.149
7-8	0.580*	-0.368	-0.280
8-9	-0.016	-0.451*	-0.249
C.C	0.715	0.281	0.261

Tabla 13. Resultado del test HSD de Tukey para comparaciones múltiples, utilizando como variable dependiente la Primera Componente Canónica de un ADM realizado sobre 392 ejemplares de T. s. murphyi y como fuente de variación la localidad de muestreo (1=Iquique; 2=Coquimbo; 3=San Antonio; 4=Talcahuano).

MATRIZ DE DIFERENCIAS MEDIAS PAREADAS				
	1	2	3	4
1	0.000			
2	-0.930	0.000		
3	-2.683	-1.753	0.000	
4	-2.349	-1.419	0.334	0.000

MATRIZ DE PROBABILIDADES PAREADAS				
	1	2	3	4
1	1.000			
2	0.000	1.000		
3	0.000	0.000	1.000	
4	0.000	0.000	0.079	1.000

3.2. MERISTICA

Luego del análisis exploratorio realizado en la selección de las variables merísticas para los análisis multivariados, sólo fueron consideradas como importantes el número de escamas de la línea lateral (ELL), el número de radios de la segunda aleta dorsal (RD2), y el número de radios de las aletas pectoral (RP) y anal (RA). Los recuentos del número de escamas desde las inserciones de las distintas aletas hasta la línea lateral (EDSLL, EVBLL y EABLL) fueron descartados de análisis posteriores debido a la dificultad que plantea su recuento. Específicamente, para la localidad de Iquique, el recuento de tales segmentos no fue posible debido al pequeño tamaño y la escasa definición que presentaron las escamas en ejemplares de LH menor a 20 cm. Las variables escamas del pedúnculo caudal (EPC), radios de la aleta dorsal 1 (RD1) y de la

aleta ventral (RV), fueron excluidas de los análisis por mantenerse relativamente constantes a lo largo del estudio.

En general, los recuentos merísticos seleccionados no describen altas correlaciones con la talla y el efecto de la transformación reduce aún más las correlaciones con LH (Tabla 14). La representación en histogramas de frecuencia individuales revela cierta tendencia a distribuirse normalmente (Fig. 9).

Tabla 14. Coeficientes de determinación (R^2) entre LH versus cada recuento merístico bruto y ajustado en T. s. murphyi.

Carácter	Bruto	Ajustado
ELL	0,003	0,001
RD2	0,000	0,000
RP	0,020	0,019
RA	0,002	0,000

El análisis de la variabilidad de los recuentos seleccionados (Tabla 15) muestra coeficientes de variación muy bajos ($CV < 2\%$), lo que revela una menor plasticidad en la merística que en la morfometría de los individuos analizados. En este caso, los valores de CV total son similares a los valores de CV al interior de cada localidad; lo que indica que no existen diferencias entre la variabilidad total e intralocal en la merística de los peces.

Tabla 15. Coeficientes de variación para los recuentos merísticos en T. s. murphyi, al interior de cada localidad y total.

Variable	Iquique	Coquimbo	San Antonio	Talcahuano	Valdivia	TOTAL
ELL	1,610	1,872	1,883	1,810	1,763	1,803
RP	1,309	1,164	1,093	0,901	0,517	1,032
RD2	1,857	1,609	1,919	1,763	1,575	1,748
RA	1,967	1,869	1,613	1,558	1,689	1,740



Los resultados del ADM realizado sobre los recuentos ajustados revelan diferencias significativas entre las localidades (Lambda de Wilks=0,916; F=3,106; P<0,001) con un valor del estadístico F cinco veces menor que en el caso de la morfometría. La variable que explica mayor diferenciación entre localidades es el número de radios de la aleta pectoral (Tabla 16). Los componentes de carga para las tres primeras componentes canónicas revelan que los recuentos de la aleta pectoral (RP) se correlacionan de mejor forma con la primera componente, en tanto que el número de escamas de la línea lateral (ELL) y los radios de la segunda aleta dorsal (RD2) están mejor correlacionados con la segunda y el número de radios de la aleta anal (RA) con la tercera (Tabla 17).

Tabla 16. Valores del estadístico F y probabilidad (P) de las variables merísticas en T. s. murphyi, resultado del ADM para la diferenciación entre localidades y entre estaciones del año. Con asterisco se señala las variables discriminantes (F>5); este límite ha sido fijado arbitrariamente.

Trazo	Localidad		Estación	
	F	P	F	P
ELL	2,538	0,039	4,082	0,007
RP	6,988 *	0,000	7,629 *	0,000
RD2	0,782	0,537	1,795	0,147
RA	1,679	0,153	9,590 *	0,000

Las frecuencias de reclasificación para la merística indican que sólo el 25% de los individuos están bien clasificados, correspondiendo a la localidad 1 (=Iquique) la reclasificación más alta (43%) (Tabla 18). Los puntajes de ordenación en las componentes canónicas 1 y 2 no revelan segregación importante por parte de ninguna de las localidades estudiadas (Fig. 10).

Tabla 17. Componentes de carga de las variables merísticas con las tres primeras componentes canónicas para la diferenciación entre localidades y entre estaciones del año en T. s. murphyi; con asterisco se indican los mayores valores en relación a la respectiva componente (CCi=i-ésima componente canónica; C.C= correlación canónica).

Variable	Localidad			Estación		
	CC1	CC2	CC3	CC1	CC2	CC3
ELL	-0,269	0,807*	-0,371	0,238	0,717*	0,420
RP	0,409	-0,041	-0,880*	0,579*	-0,553	0,559
RD2	-0,053	0,520*	0,004	-0,055	0,180	0,755*
RA	0,805*	0,468	0,337	0,753*	0,343	-0,301
C.C	0,255	0,139	0,016	0,275	0,165	0,120

Tabla 18. Frecuencia numérica de reclasificación de las localidades (1=Iquique; 2=Coquimbo; 3=San Antonio; 4=Talcahuano; 5=Valdivia), resultado de ADM realizado sobre los recuentos merísticos; "grupo" corresponde a la asignación por localidades; "predicho" corresponde a la reclasificación con el ADM.

GRUPO =LOCALIDAD	PREDICHO					TOTAL LOCALIDAD
	1	2	3	4	5	
1	38	19	8	5	19	89
2	34	49	9	9	19	120
3	41	34	19	11	15	120
4	38	38	15	11	18	120
5	35	44	4	13	24	120
TOTAL PREDICHO	186	184	55	49	95	569

Un ADM realizado para la evaluación de la segregación merística entre estaciones del año revela que los recuentos que poseen la mayor variabilidad entre estaciones corresponden a RP y RA, en tanto que RD2 posee la mayor estabilidad temporal (Tabla



16). Los componentes de carga de los puntajes de las tres primeras componentes canónicas revelan que RP y RA presentan alta correlación con la primera componente, mientras que ELL se correlaciona mejor con la segunda y RD2 con la tercera (Tabla 17). Los puntajes de ordenación de las 2 primeras componentes canónicas muestran alta sobreposición entre los puntajes y centroides por estación del año (Fig. 11).

El análisis de diferenciación intralocal revela alta sobreposición entre estaciones del año en la merística de la mayoría de las localidades, exceptuando Iquique y San Antonio, donde ocurre una importante segregación del otoño y la primavera en cada una de las localidades, respectivamente (Fig. 12). Los componentes de carga de las dos primeras componentes canónicas muestran que, en general, RP presenta las mayores correlaciones con la primera componente canónica, exceptuándose Valdivia, donde ELL es el recuento mejor correlacionado con la primera componente (Tabla 19).

Tabla 19. Componentes de carga de los recuentos merísticos con las dos primeras componentes canónicas para la diferenciación intralocal en T. g. murphyi; con asterisco se indica los mayores valores en relación a la respectiva componente (CC_i=i-ésima componente canónica; C.C= correlación canónica).

	Iquique		Coquimbo		San Antonio		Talcahuano		Valdivia	
	CC1	CC2	CC1	CC2	CC1	CC2	CC1	CC2	CC1	CC2
ELL	0,159	-0,299	0,584*	-0,366	-0,417	0,904*	-0,096	0,287	0,627*	0,519
RP	0,884*	-0,067	0,665*	0,285	0,833*	0,398	0,435*	0,421	0,385	-0,407*
RD2	0,333	0,489*	0,167	0,294	0,280	0,349	-0,810*	0,079	0,401	0,554*
RA	0,430*	-0,772	-0,044	0,843*	-0,107	0,003	-0,421	0,867*	-0,617	0,672*
C.C	0,588	0,463	0,540	0,339	0,508	0,313	0,449	0,306	0,318	0,259

Los ANOVA de tres vías que utilizaron como fuentes de variación la localidad, estación y LH y como variable dependiente

los puntajes del primer eje de un ACP para los recuentos seleccionados (Tabla 20), revelan que aunque los valores de F son relativamente bajos, la fuente de variación que explica mayor varianza es la estación del año (70% 20a; 57% 20b), en tanto que la localidad no muestra diferencias significativas para la merística de los peces ($P > 0,05$).

Tabla 20. Resultados de ANOVA de tres vías para los puntajes del primer eje de un ACP realizado sobre cuatro recuentos merísticos de T. g. murphyi, donde las fuentes de variación fueron la localidad, estación del año y longitud horquilla (Tabla 20a) y la localidad, estación y localidad*estación (Tabla 20b).

Fuente de Variación	SC	gl	CM	F	P
Tabla 20a					
Localidad	2,163	4	0,541	0,602	0,661
Estación	15,749	3	5,250	5,849	0,000
Longitud horquilla	73,629	42	1,753	1,953	0,000
Error	465,831	519	0,898		
Tabla 20b					
Localidad	7,660	4	1,915	2,037	0,088
Estación	17,120	2	8,560	9,105	0,000
Localidad*Estación	32,122	8	4,640	4,936	0,000
Error	408,008	434	0,940		

4. DISCUSION

Los caracteres morfométricos y merísticos proporcionan información útil para identificar stocks de peces (Schaefer, 1989). La diferencia básica entre estos caracteres es que los recuentos merísticos son valores enteros (variable discreta), en tanto que las mediciones morfométricas asumen valores reales (variable continua), por lo que la información morfométrica y merística debe

ser tratada independientemente (Winans, 1987).

Los métodos estadísticos multivariados permiten un correcto entendimiento de la diferenciación morfológica entre localidades (Copeman, 1977). Winans (1987) sugiere que en el análisis estadístico de los caracteres morfométricos y merísticos se utilice el ACP debido a que los individuos no son agrupados a priori, lo que permite que sean descubiertos distintos grupos sin la utilización de una variable clasificatoria. Cuadras (1981) señala que en el estudio de la variabilidad de múltiples mediciones biométricas entre distintos grupos, el Análisis Discriminante se presenta como la herramienta más adecuada para la evaluación de diferencias entre éstas.

Los resultados morfométricos indican la existencia de diferencias significativas entre los ejemplares obtenidos de las distintas localidades. La segregación entre localidades está asociada a las mediciones de la forma de la cabeza de los peces, mientras que la segregación entre estaciones del año, ya sea total o intralocal, se asocia principalmente a variaciones de la sección ventral de los peces (Tablas 4, 5 y 7), lo que puede indicar que las diferencias entre estaciones se deberían a cambios producidos en el estado de condición o madurez gonadal de los ejemplares a lo largo del año. El trazo (1-2), que da cuenta del tamaño de la boca, también muestra diferencias significativas entre estaciones del año; sin embargo, el análisis de CV (Tabla 3) revela que es una medida altamente variable, tanto entre localidades como al interior de éstas, ya que su tamaño puede modificarse dependiendo de la abertura de la boca del ejemplar analizado. Las mediciones más estables entre las estaciones, están asociadas a la forma de la cabeza de los peces, mismas que explican las diferencias entre localidades, lo que indica que la segregación existente entre los ejemplares obtenidos de las diferentes localidades se debe a

mediciones libres de variaciones estacionales, ya que la cabeza es una estructura rígida e indeformable.

Los ejemplares recolectados en la localidad de Iquique son los que más se segregan del resto, presentando la mayor individualidad intragrupal (Fig. 4; Tabla 6) y mostrando diferencias significativas con los peces obtenidos en las demás localidades de muestreo, en tanto que los individuos de San Antonio y Talcahuano presentan la mayor similitud morfométrica. El análisis de efectos (Tabla 8), revela que la localidad es la fuente de variación que explica en mayor medida la diferenciación morfométrica de los ejemplares analizados (73% de la varianza). La representación gráfica de las elipses trazadas con 95% de confianza sobre los centroides de un ADM para la morfometría utilizando como variable clasificatoria la interacción estación*localidad (Fig. 13) revela que los tres muestreos realizados para la localidad de Iquique (otoño, invierno y primavera), se segregan significativamente del resto de las localidades muestreadas, a lo largo de la primera componente canónica.

Finalmente, los resultados obtenidos mediante la selección de ejemplares con rangos de tallas similares, corroboran los obtenidos con el total de los peces muestreados y revelan que la variabilidad total de la morfometría en ejemplares de tamaño similar es independiente de la talla, de la estación del año y del sexo de los peces (Tabla 10), y que la localidad que más se segrega del resto sigue siendo Iquique, mientras que las que presentan mayor similitud son San Antonio y Talcahuano (Figs. 7 y 8).

Los resultados merísticos no muestran las mismas tendencias que los morfométricos. Si bien existen diferencias significativas entre localidades, éstas son superadas por las diferencias entre estaciones del año (Tabla 16), lo que puede deberse a una menor

"plasticidad" de la merística (Tabla 15), debido a que la variabilidad de los recuentos seleccionados es muy baja. El análisis de efectos revela que la estación explica mayor porcentaje de la varianza que la localidad (Tabla 20). Sin embargo, las representaciones gráficas de los ADM entre localidades y entre estaciones (Figs. 10 y 11) revelan que en ambos casos existe una alta sobreposición entre los centroides y entre los individuos analizados.

En consecuencia, los resultados obtenidos revelan que:

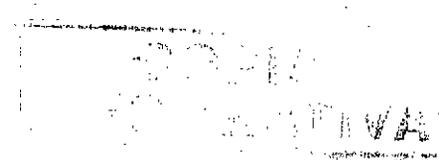
- (1) La información morfométrica es más sensible en la identificación de stocks ecológicos en T. s. murphyi que los recuentos merísticos.
- (2) Las diferencias morfométricas entre localidades se deben principalmente a la forma de la cabeza, que es una estructura rígida e indeformable.
- (3) Las diferencias morfométricas entre estaciones, total e intralocal, se deben a la forma de la boca y a la forma media del cuerpo.
- (4) Las mediciones morfométricas que muestran mayor estabilidad temporal corresponden a las de la cabeza.
- (5) A nivel morfométrico, la localidad de Iquique es la que más se separa del resto, mientras que Talcahuano y San Antonio son las que presentan menor diferenciación.
- (6) Al considerar ejemplares de rango de talla similar se observa que los efectos de la talla, la estación del año y el sexo de los peces no son significativos en la variabilidad morfométrica y en la segregación por parte de la localidad de Iquique.

En consecuencia, en base a la evidencia morfométrica,

- (7) Los ejemplares de T. s. murphyi recolectados en Iquique podrían pertenecer a un *stock ecológico* distinto al de las localidades ubicadas en Chile centro-sur.
- (8) Los individuos recolectados en las localidades ubicadas de San Antonio al sur presentan tal homogeneidad morfométrica que pueden ser considerados como parte de un solo *stock ecológico* o dinámico.

5. BIBLIOGRAFIA

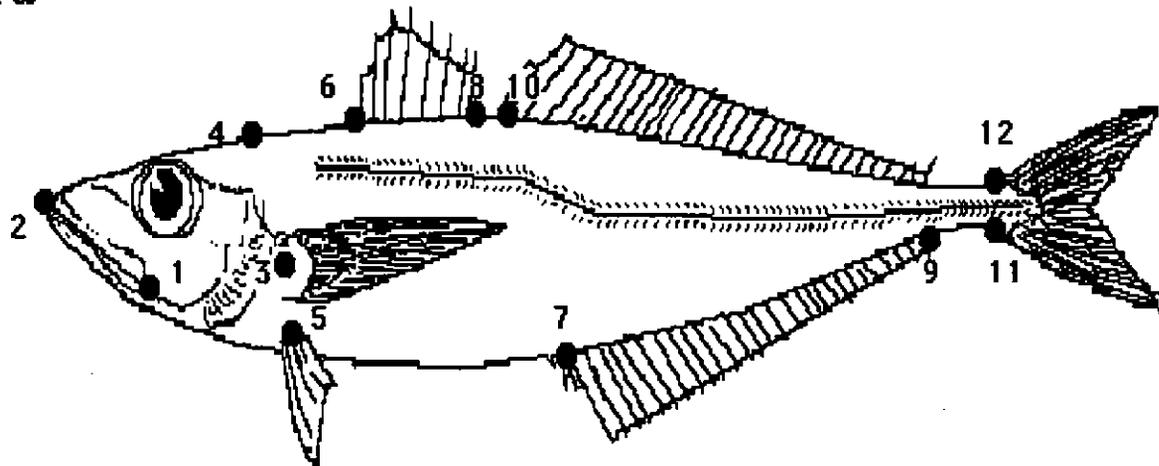
- Copeman, D. 1977. Population differences in rainbow smelt, Osmerus mordax: multivariate analysis of mensural and meristic data. *Journal of the Fisheries Research Board of Canada* 34: 1220-1229.
- Cuadras, C. 1981. Métodos de análisis multivariante. Editorial Universitaria de Barcelona S.A. Montreal, 642 p.
- Epperly, S. 1989. A meristic, morphometric and biochemical investigation of atlantic menhaden Brevoortia tyrannus (Latrobe). *Journal of Fish Biology* 26: 139-152.
- Fournier, D., T. Beacham, B. Riddell & C. Busack. 1984. Estimating stock composition in mixed stock fisheries using morphometric, meristic, and electrophoretic characteristics. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences* 41: 400-408.
- George-Nascimento M. & H. Arancibia. 1992. Stocks ecológicos del jurel (Trachurus symmetricus murphyi Nichols) en tres zonas de pesca frente a Chile, detectados mediante comparación de su fauna parasitaria y morfometría. *Revista Chilena Historia Natural* 65: 453-470.
- Grechina, A. 1992. Historia de investigaciones y aspectos básicos de la ecología del jurel (Trachurus symmetricus murphyi) en alta mar del Pacífico Sur. H. Arancibia y L. Cubillos (Eds.). *Doc. Téc. Inst. Inv. Pesq. (IIP), Talcahuano, Vol. 1, Núm. 2: 47 p. + 21 figs.*
- Ihssen, P., H. Booke, J. Casselman, J. McGlade, N. Paine, & F. Utter. 1981. Stock identification: materials and methods. *Proceedings of the stock concept International Symposium. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. 38: 1838-1855.*
- June, F. 1965. Comparison of vertebral counts of atlantic menhaden. *United States Fish and Wildlife Service. Special Scientific Report. Fisheries* 513, 12 p.
- King, D. 1985. Morphological and meristic differences among spawning aggregations of north-east Atlantic herring, Clupea harengus L. *Journal of Fish Biology* 26: 591-607.



- Mendo, J. 1991. Stock identification of Peruvian anchoveta (Engraulis ringens): morphometric, tagging/recapture, electrophoretic and ecological studies. Dr. rer. nat. Thesis, University of Bremen, RFG, 162 p.
- Quast, J., 1987. Morphometric variation of the pacific ocean perch Sebastes allotus, off western North America. Fishery Bulletin 85: 663-680.
- Schaefer, K. 1989. Morphometric analysis of yellowfin tuna Thunnus albacares, from the eastern Pacific Ocean. Inter-American Tropical Tuna Commission. J. Joseph (Ed.), 19:387-427.
- Schaefer, K. 1991. Geographic variation in morphometric characters and gill-raker counts of yellowfin tuna Thunnus albacares from the Pacific Ocean. Fishery Bulletin 89: 289-297.
- SERNAP, 1995. Anuario estadístico de pesca 1994. Ministerio de Economía Fomento y Reconstrucción, 236 p.
- Sharp, J., K. Able, W. Legget & J. Carscadden. 1978. Utility of meristic and morphometric characters for identification of capelin (Mallotus villosus) stocks in Canadian Atlantic waters. Journal of the Fisheries Research Board of Canada 35: 124-130.
- Sokal, R. & F. Rohlf. 1981. Biometry. W.H. Freeman, San Francisco, 859 p.
- Spanakis, E., N. Tsimenides & E. Zoures. 1989. Genetic difference between populations of sardine Sardina pilchardus, and anchovy Engraulis encrasicolus, in the Aegean and Ionian seas. Journal of Fish Biology 35: 365-378.
- Tyler, A. 1988. Biological bases for management of groundfish resources of the west coast of Canada. Fishery Science and Management. W.S. Wooster (Ed.), Springer-Verlag. 28: 216-234.
- Winans, G. 1984. Multivariate morphometric variability in Pacific salmon: technical demonstration. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences 41: 1150-1159.
- Winans, G. 1987. Using morphometric and meristic characters for identifying stocks of fish. National Marine Fisheries Service Northwest and Alaska Fisheries Center. NOAA Technical Memorandum NMI S-SEFC 199: 25-62.

7. ANEXO FIGURAS

1a



1b

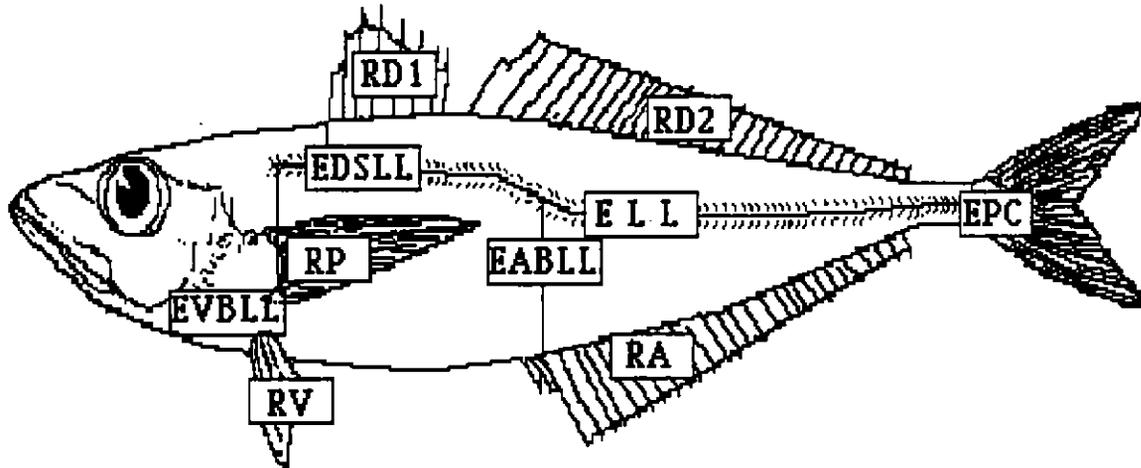


Figura 1. Esquema de los trazos que definen las variables morfométricas (Fig. a) y de la simbología que define los recuentos merísticos (Fig. b) para *T. s. murphyi*.

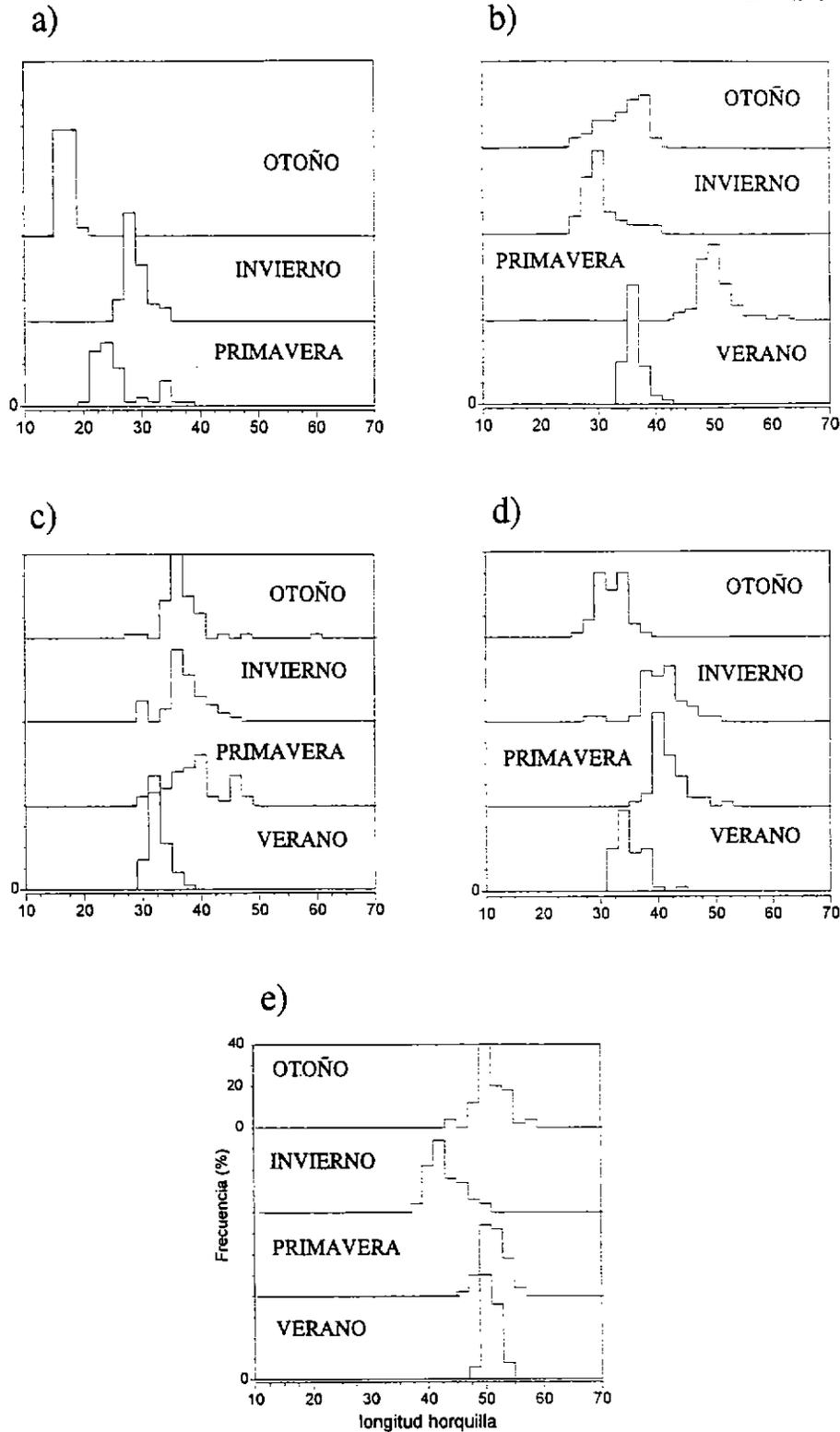


Figura 2. Distribución de frecuencias de tallas de *T. s. murphyi* (en porcentaje) por localidad y estación del año. Nomenclatura: (a) Iquique; (b) Coquimbo; (c) San Antonio; (d) Talcahuano; (e) Valdivia.

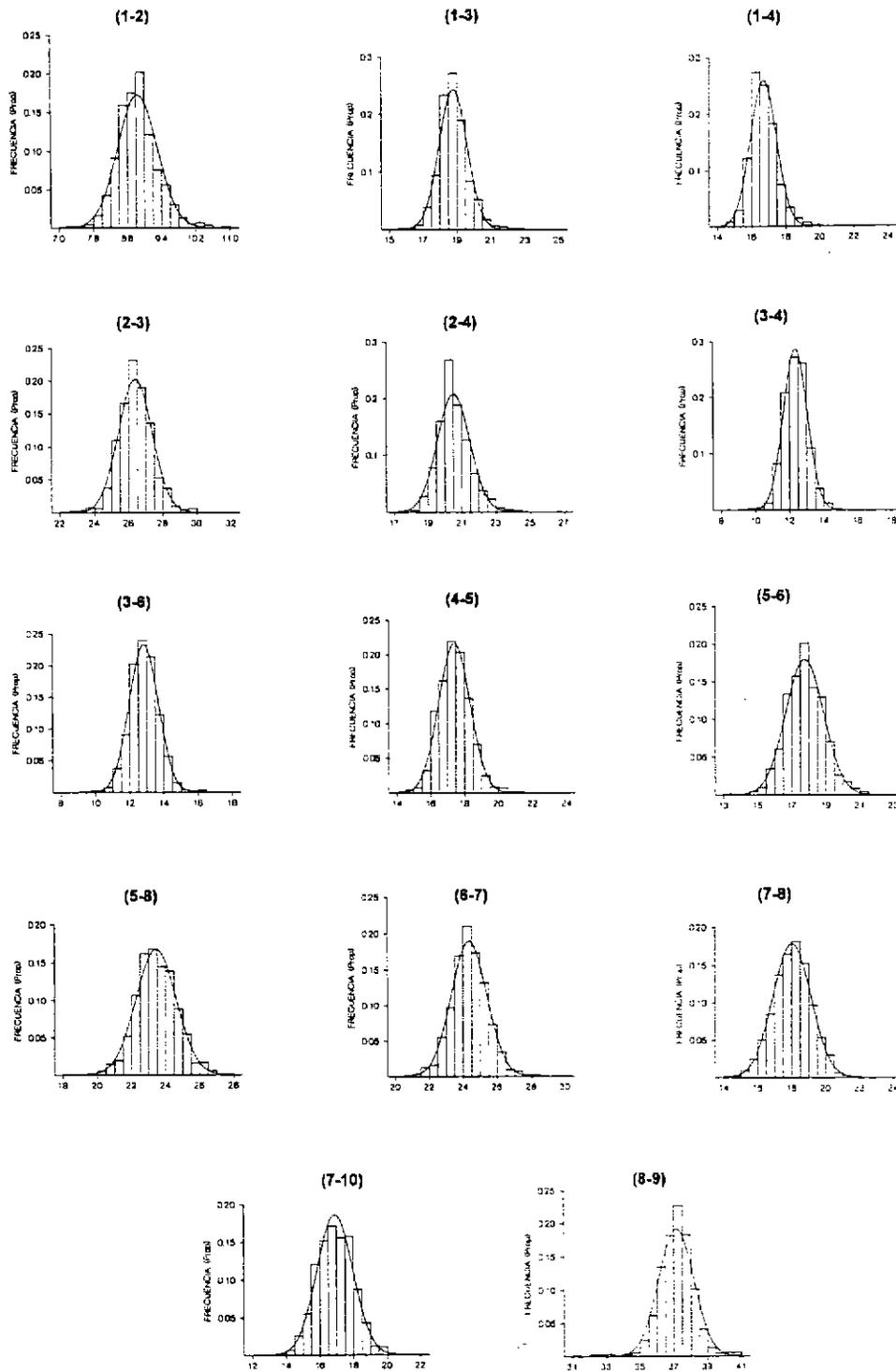


Figura 3. Histogramas de frecuencia (en proporción) para 14 medidas morfométricas en *T. s. murphyi*; sobre cada histograma se señala la medida morfométrica correspondiente.

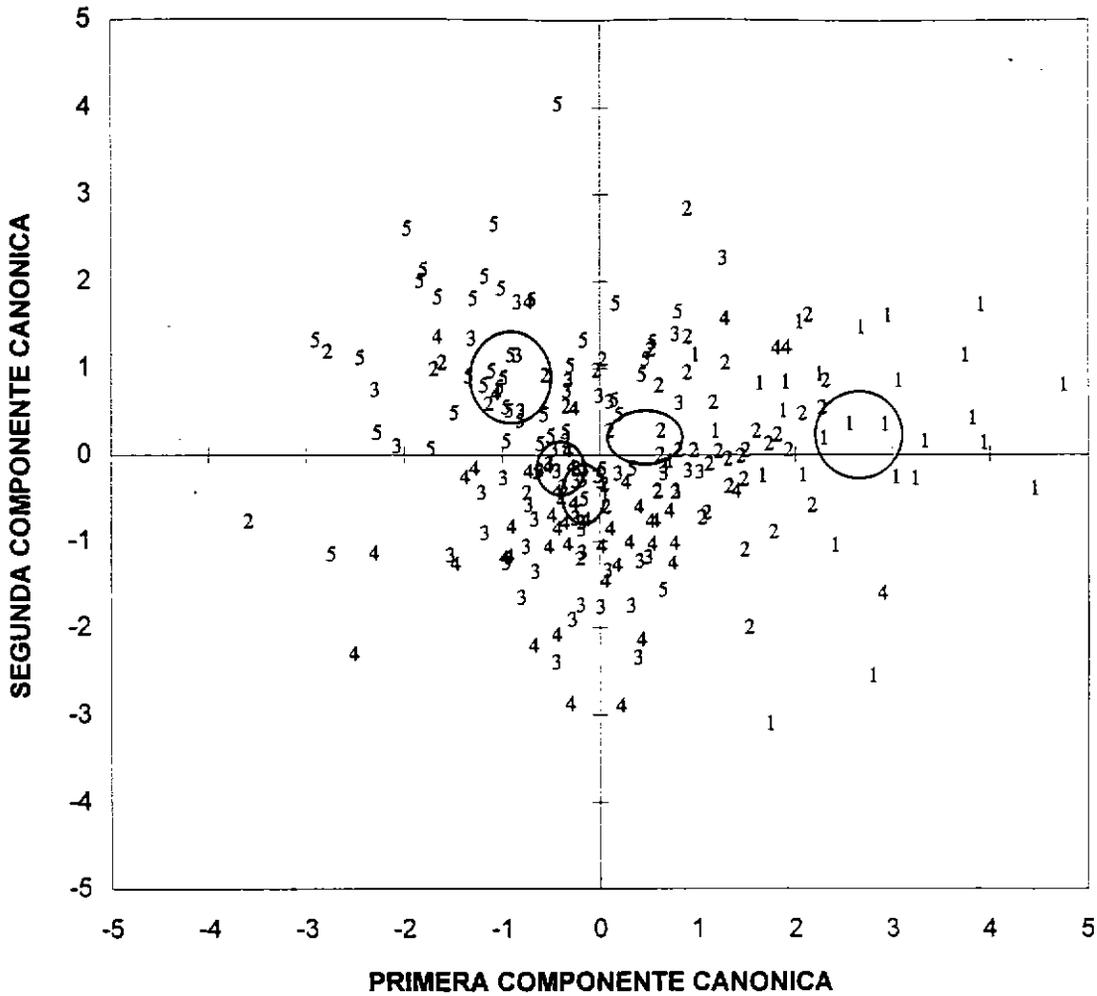


Figura 4. Puntajes de ordenación para las componentes canónicas 1 y 2 en la discriminación morfométrica de *T. s. murphyi* por localidad. Las elipses indican los centroides con 95% de confianza (de izquierda a derecha: Valdivia, Talcahuano, San Antonio, Coquimbo e Iquique). Nomenclatura: 1=Iquique; 2=Coquimbo; 3=San Antonio; 4=Talcahuano; 5=Valdivia.

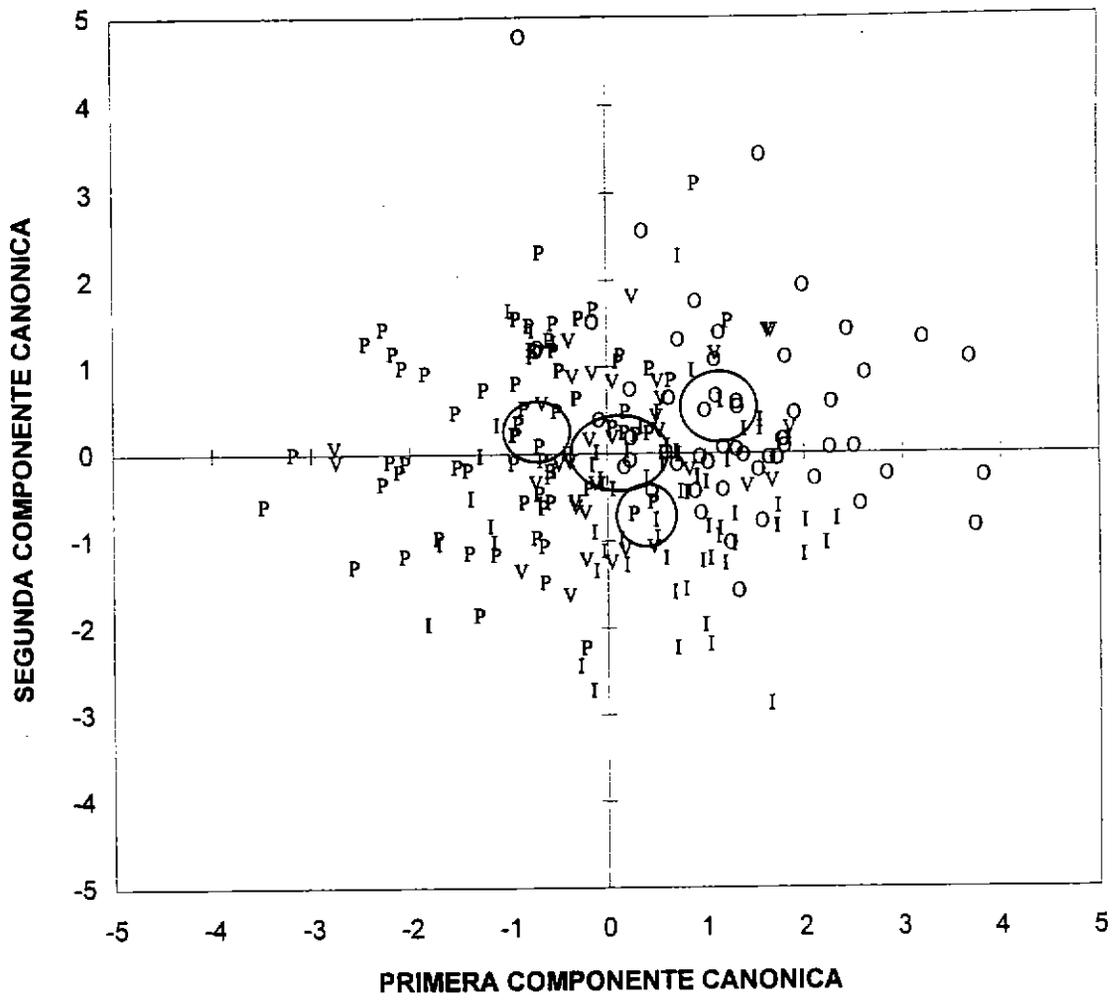


Figura 5. Puntajes de ordenación para las componentes canónicas 1 y 2 en la discriminación morfométrica de *T. s. murphyi* por estación del año. Las elipses indican los centroides con 95% de confianza (de izquierda a derecha: primavera; verano; invierno y otoño). Nomenclatura: O=otoño; I=invierno; P=primavera; V=verano.

COPIA
ALTERNATIVA

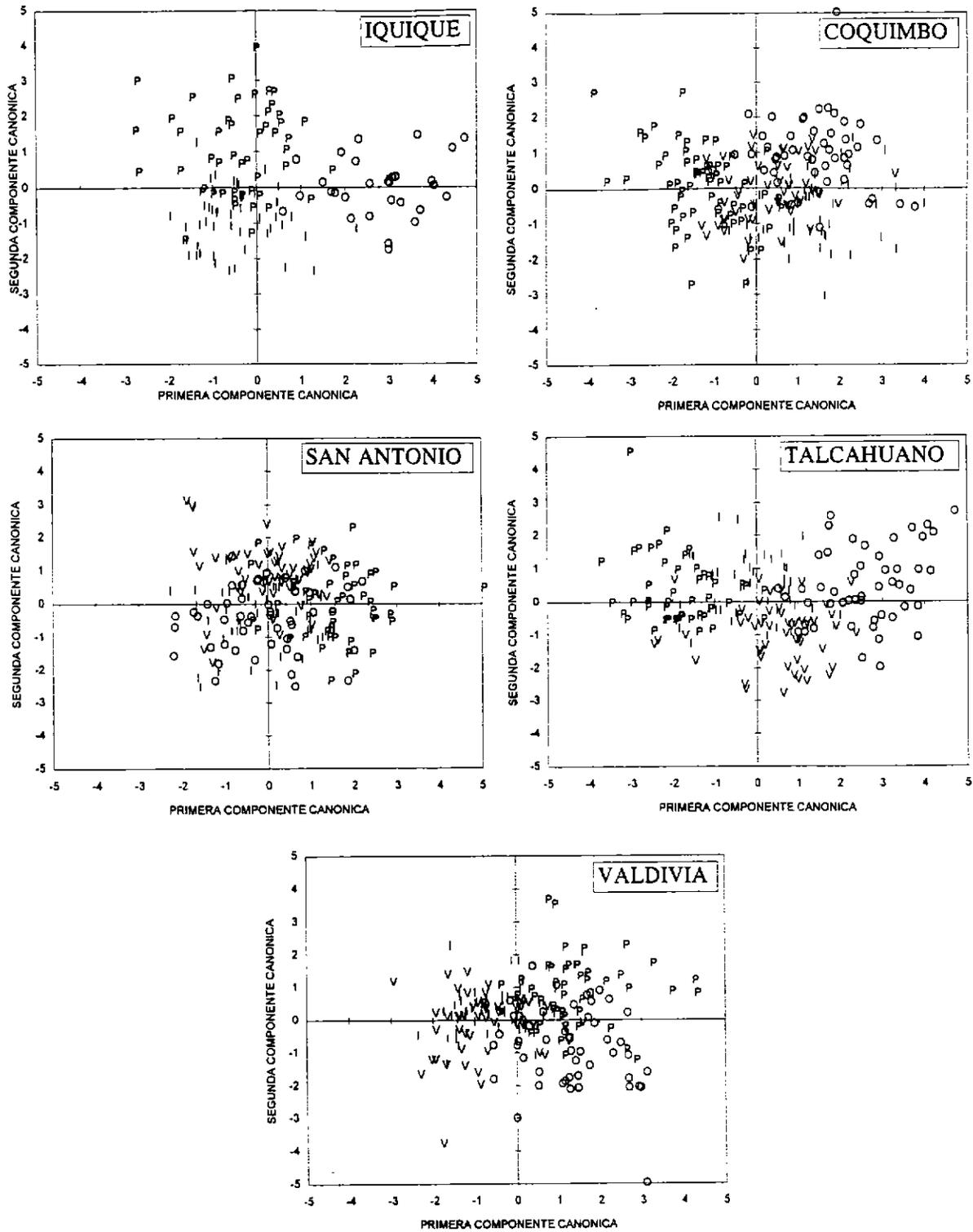
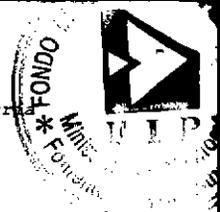


Figura 6. Puntajes de ordenación para las componentes canónicas 1 y 2 en la discriminación morfométrica intralocal de T. s. murphyi. Nomenclatura: O=otoño; I=invierno; P=primavera; V=verano.

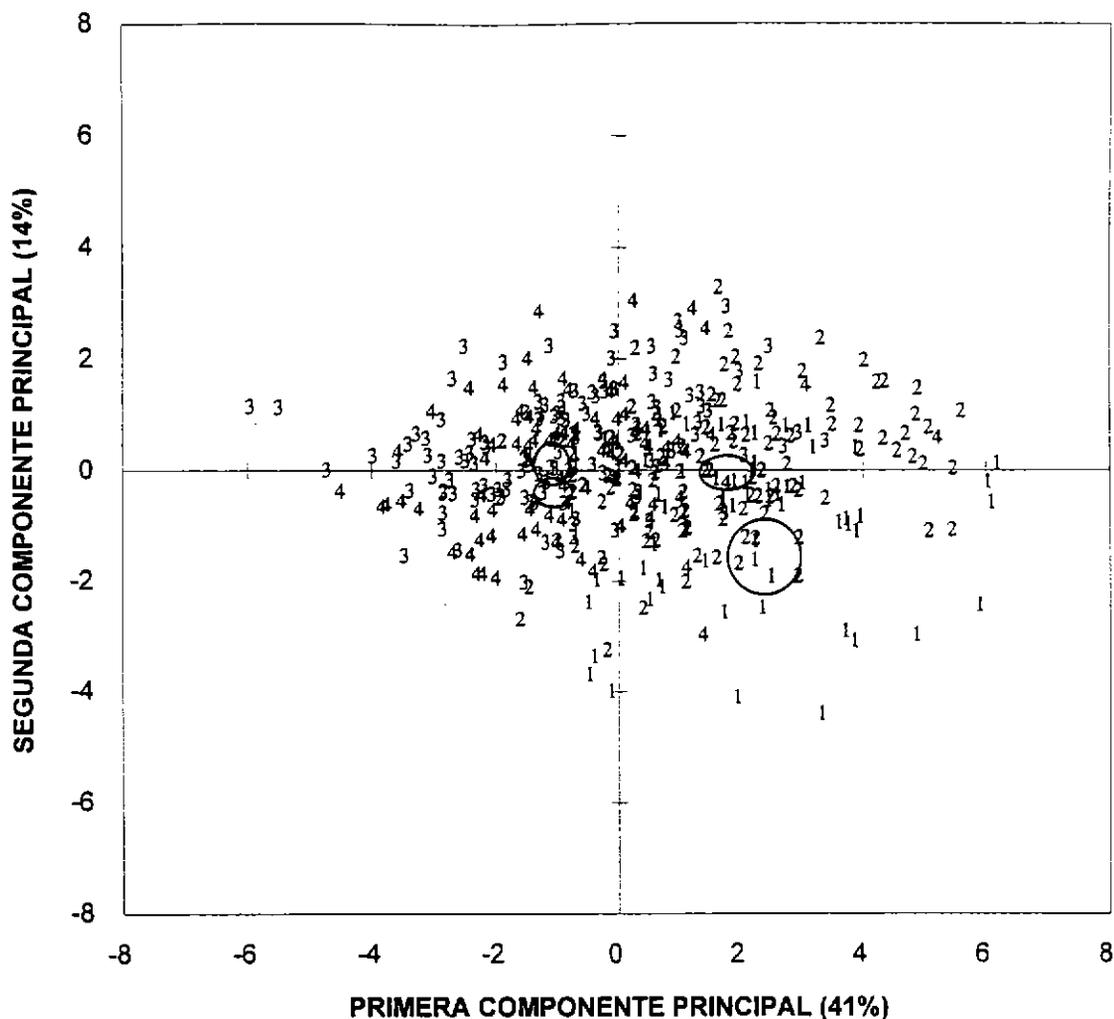


Figura 7. Puntajes de ordenación para las Componentes Principales 1 y 2 resultado de un ACP realizado sobre 14 trazos morfométricos en ejemplares de *T. s. murphyi* con rangos de tallas entre 25 y 35 cm de LH, para las localidades de Iquique (1), Coquimbo (2), San Antonio (3) y Talcahuano (4). Las elipses representan los centroides con 95% de confianza.

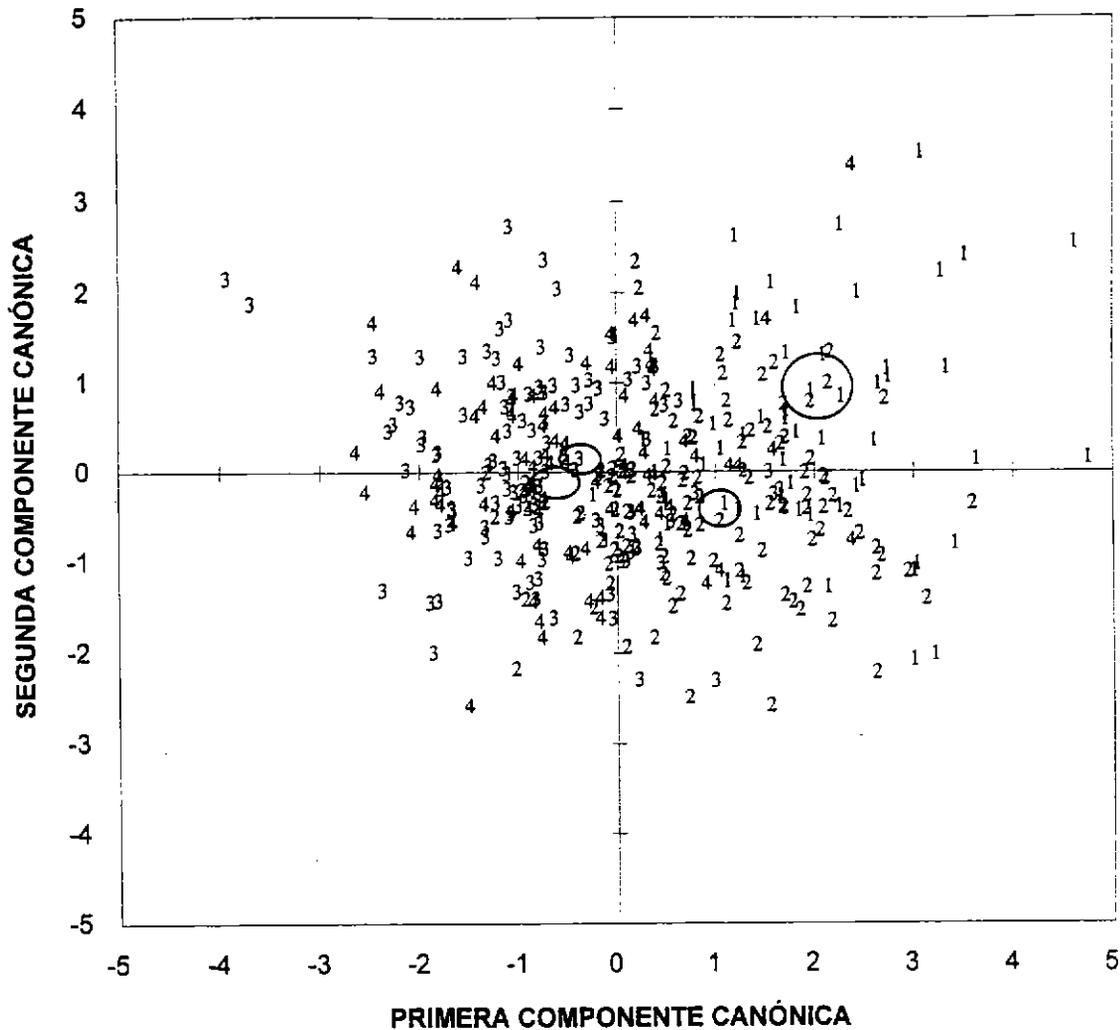


Figura 8. Puntajes de ordenación para las Componentes Canónicas 1 y 2, resultado de un ADM realizado sobre 14 trazos morfométricos en ejemplares de *T. s. murphyi* con rangos de tallas entre 25 y 35 cm de LH, para las localidades de Iquique (1), Coquimbo (2), San Antonio (3) y Talcahuano (4). Las elipses representan los centroides con 95% de confianza.

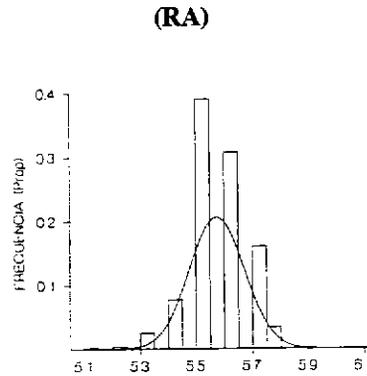
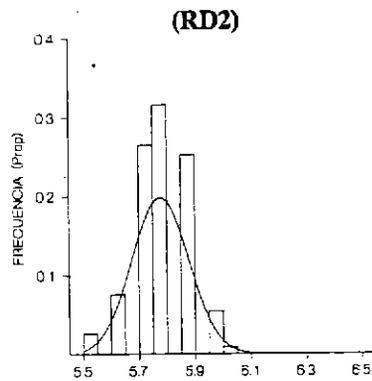
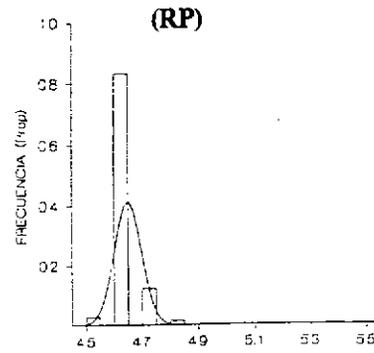
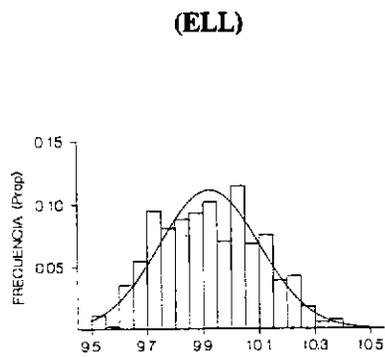


Figura 9. Histogramas de frecuencia (en proporción) para 4 recuentos merísticos en T. s. murphyi; sobre cada histograma se señala la variable merística correspondiente.

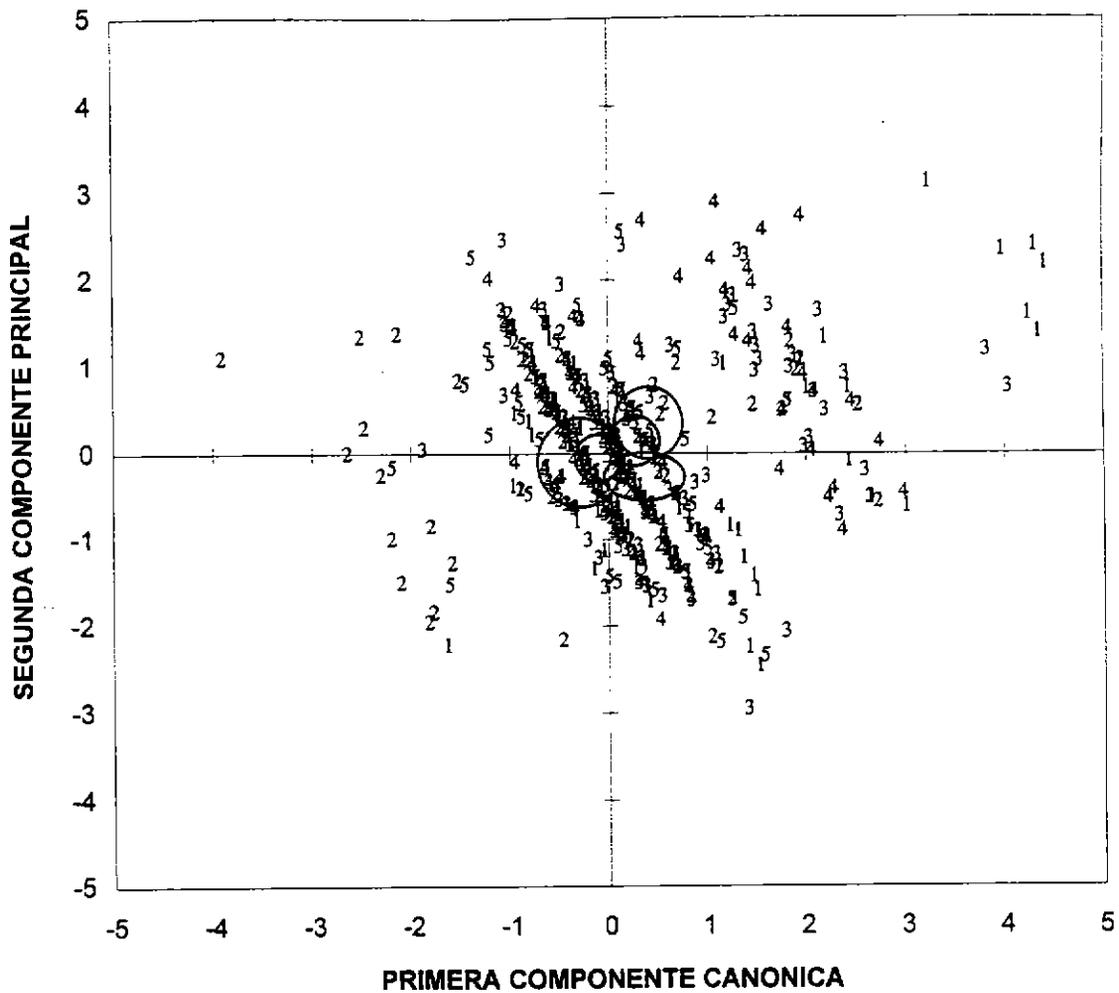


Figura 10. Puntajes de ordenación para las componentes canónicas 1 y 2 en la discriminación merística de *T. s. murphyi* por localidad. Las elipses indican los centroides con 95% de confianza (de izquierda a derecha: Coquimbo, Valdivia, Talcahuano y San Antonio (arriba), Iquique (abajo)). Nomenclatura: 1=Iquique; 2=Coquimbo; 3=San Antonio; 4=Talcahuano; 5=Valdivia.

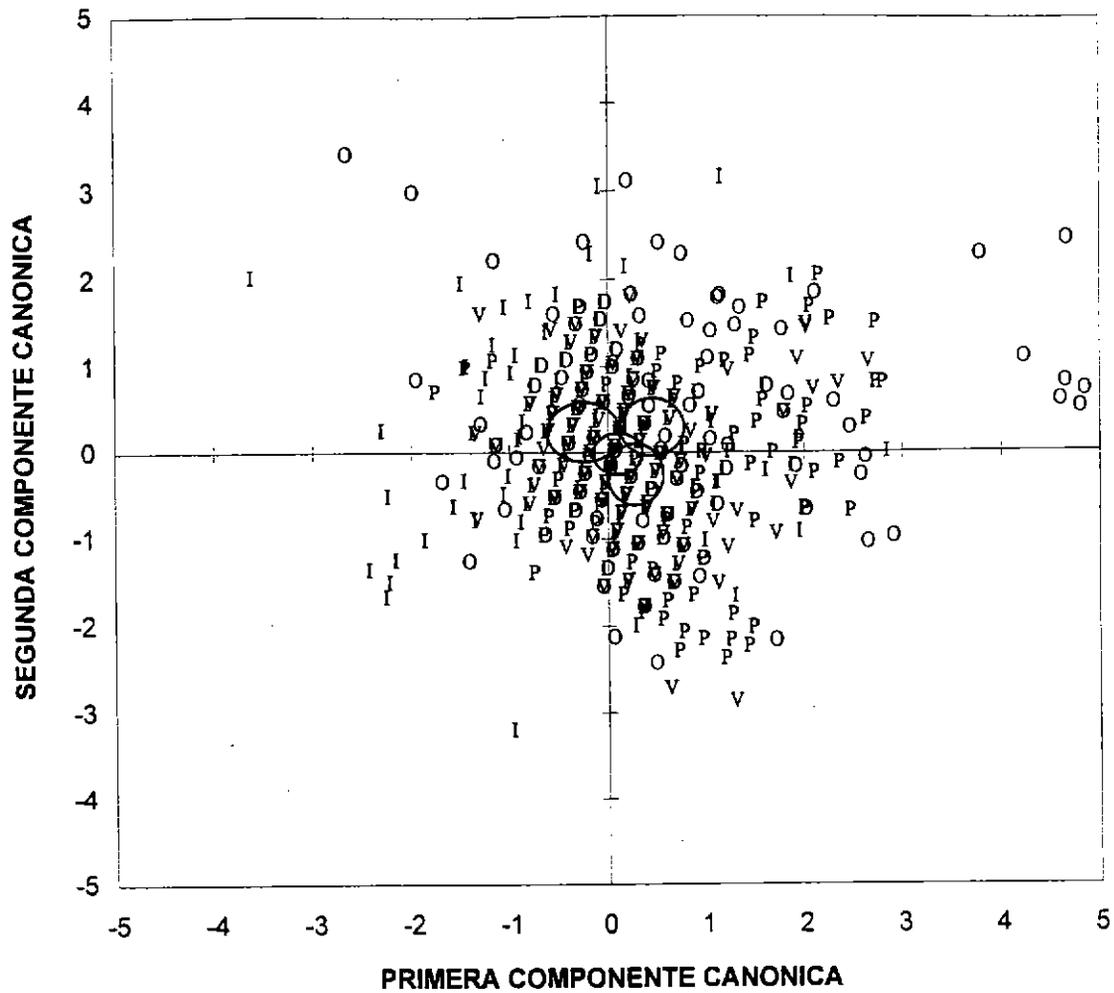


Figura 11. Puntajes de ordenación para las componentes canónicas 1 y 2 en la discriminación merística de *T. s. murphyi* por estación del año. Las elipses indican los centroides con 95% de confianza (de izquierda a derecha: invierno, verano, otoño (arriba) y primavera (abajo)). Nomenclatura: O=otoño; I=invierno; P=primavera; V=verano.

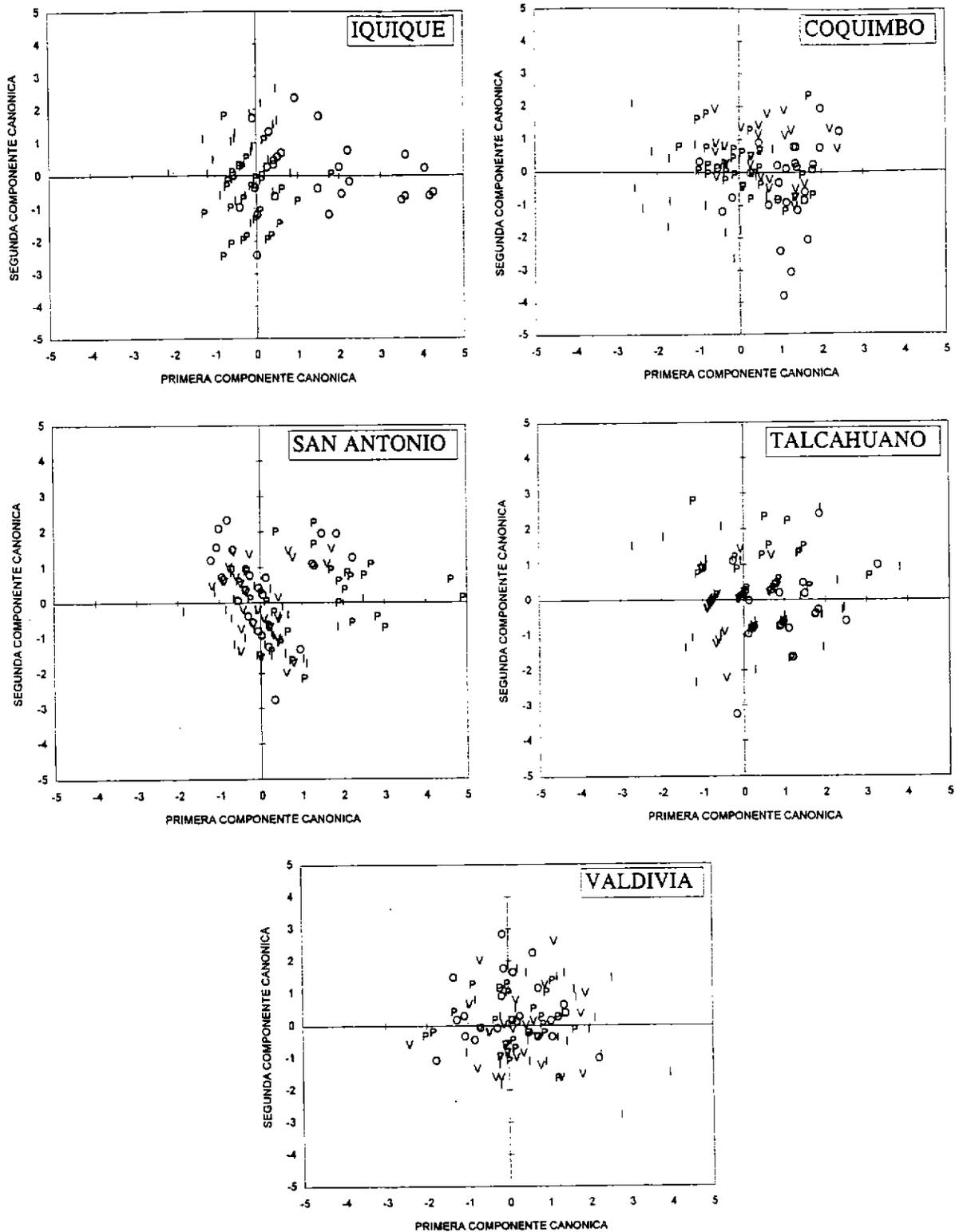


Figura 12. Puntajes de ordenación para las componentes canónicas 1 y 2 en la discriminación merística intralocal de T. s. murphyi. Nomenclatura: O=otoño; I=invierno; P=primavera; V=verano.

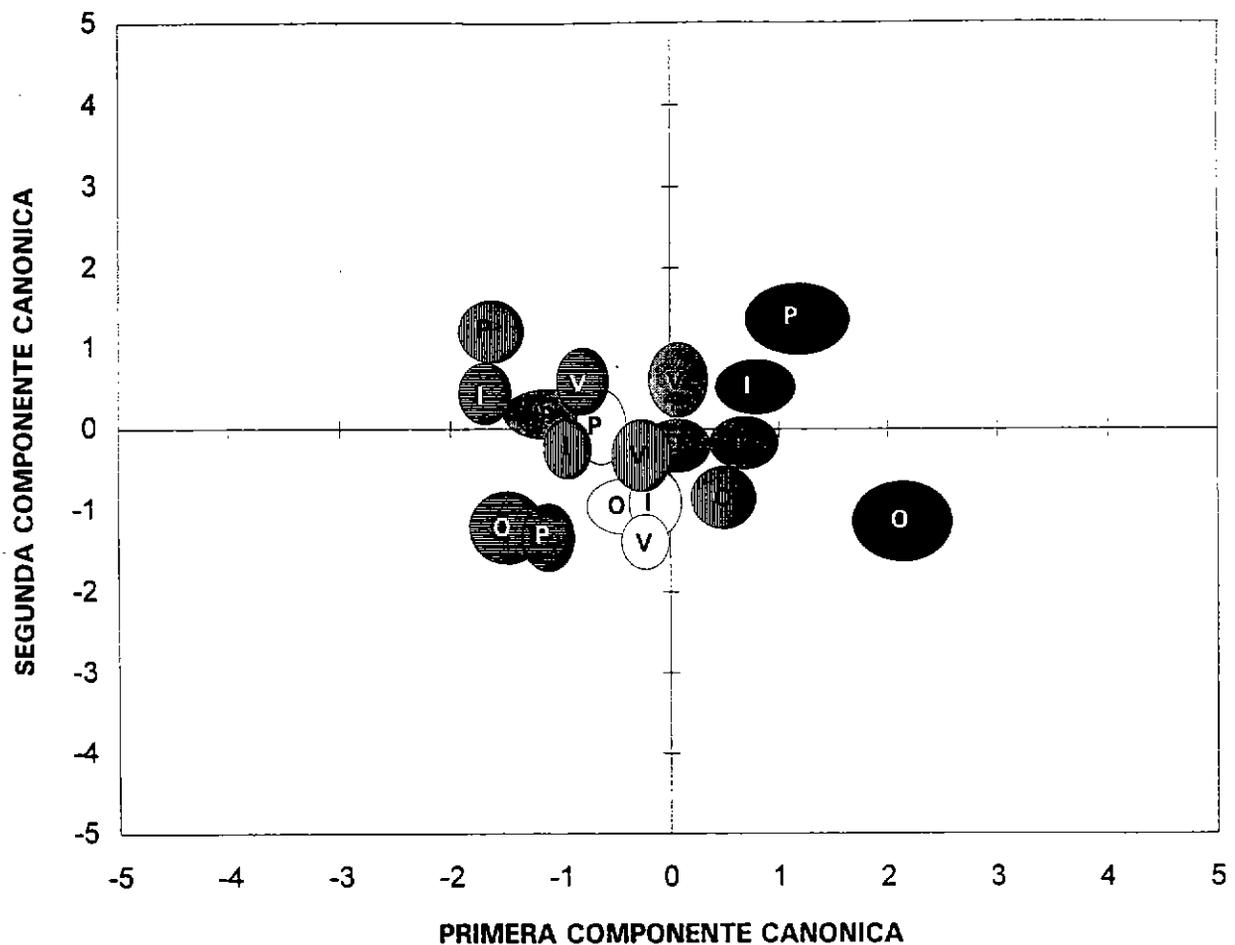


Figura 13. Elipses con 95% de confianza trazadas alrededor de los centroides para la discriminación morfométrica por localidad y estación. Nomenclatura: negro=Iquique; gris=Coquimbo; blanco=San Antonio; gris con líneas verticales=Talcahuano; gris con líneas horizontales=Valdivia; O=otoño; I=invierno; P=primavera; V=verano.

SECCION 2

Parasitofauna

RESUMEN EJECUTIVO

Se informa los resultados de los análisis parasitarios de 1.137 ejemplares de T. s. murphyi muestreados desde junio de 1995 hasta marzo de 1996 en Iquique, Coquimbo, San Antonio, Talcahuano y Valdivia, y se los compara con los datos existentes para Iquique, Coquimbo, Caldera, San Antonio y Talcahuano, recolectados desde el año 1990 hasta 1995.

Las muestras de Iquique estuvieron compuestas de ejemplares cuya longitud horquilla (LH; cm) en promedio era menor a 20 cm, en tanto que los de Valdivia correspondieron a ejemplares mayores a 40 cm LH. Las muestras de Coquimbo, San Antonio y Talcahuano, en cambio, consistieron de ejemplares de tamaño intermedio y similar (alrededor de 30 cm LH). Este hecho dificulta la comparación de las dos localidades extremas entre sí y con las intermedias.

Se registraron 12 grupos taxonómicos de parásitos, sin que se consigne ningún nuevo registro para T. s. murphyi. Los ejemplares de Iquique y Coquimbo se caracterizaron por la mayor prevalencia del isópodo Ceratothoa spp., en cambio los de San Antonio y Talcahuano se caracterizaron por la alta prevalencia de Rhadinorhynchus trachuri, y los de Valdivia por la alta prevalencia de Anisakis tipo I. En las muestras del período 1995-96, se observó que el puerto de desembarque era una fuente significativa de variación de la composición de la fauna parasitaria de los T. s. murphyi. Sin embargo, el factor más importante resultó ser el tamaño (edad) de los peces. Por otra parte, y en diversas aproximaciones analíticas, se observó que prácticamente la totalidad de las muestras mensuales recolectadas entre 1990 y 1996 estuvieron correctamente clasificadas en su respectiva zona de pesca según, por ejemplo, un análisis discriminante no paramétrico de los vectores comunitarios de parásitos recolectados en las 71 muestras mensuales que comprenden 3.444 ejemplares de T. s.

murphyi. Por esto, la zona de pesca explica más del 40 % de la varianza de la composición parasitaria de los peces provenientes de las macrozonas norte y centro-sur, corroborándose la utilidad de la información parasitaria en la distinción de unidades de stocks de T. s. murphyi. Los resultados permiten concluir que no hay homogeneidad ecológica entre los ejemplares de T. s. murphyi provenientes de las macrozonas norte y centro-sur, por lo que se desprende la existencia de dos stocks ecológicos en Chile, uno en cada zona señalada.

TABLA DE CONTENIDOS

CONTENIDO	Pág.
TABLA DE CONTENIDOS	i
LEYENDAS DE LAS TABLAS	ii
LISTADO DE FIGURAS	iii
1. INTRODUCCION	1
2. MATERIALES Y METODOS	2
3. RESULTADOS	6
3.1. Análisis de datos del período 1995-96	6
3.1.1. Composición de las muestras	6
3.1.2. Resultados parasitarios	6
3.2. Análisis de datos del período 1990-96	8
3.2.1. Composición de las muestras	8
3.2.2. Resultados parasitarios	8
4. DISCUSION	10
5. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS	13
TABLAS	15
ANEXO FIGURAS	19

LEYENDAS DE LAS TABLAS

- Tabla 1. Composición taxonómica, prevalencia (P, % de peces parasitados), abundancia parasitaria (A, promedio por pez examinado), en 429 ejemplares de T. s. murphyi muestreados del desembarque en Iquique, Coquimbo, San Antonio, Talcahuano y Valdivia en junio de 1995. n= número de ejemplares examinados.
- Tabla 2. Número de individuos de 12 taxa parasitarios y longitud total promedio de los 1.137 jureles recolectados entre junio de 1995 y marzo de 1996, según puerto de desembarque y mes.
- Tabla 3. Resultados de análisis discriminantes efectuados sobre datos de 71 muestras mensuales de ejemplares de T. s. murphyi: (a) método paramétrico (lineal) sobre los puntajes de las observaciones en los 4 primeros ejes del DCA; (b) método no paramétrico sobre los datos sin transformar, hasta el tercer vecino más cercano.

LISTADO DE FIGURAS



- Figura 1. Distribuciones de frecuencias porcentuales de la longitud horquilla (cm) de 1.137 ejemplares de T. s. murphyi muestreados en Iquique, Coquimbo, San Antonio, Talcahuano y Valdivia entre junio de 1995 y marzo de 1996.
- Figura 2. Posición en los dos primeros gradientes del DCA (expresado en unidades de desviación estándar * 100) de: (a) los ocho taxa parasitarios más prevalentes en 1.137 ejemplares de T. s. murphyi muestreados entre junio de 1995 y marzo de 1996, y la composición parasitaria promedio de los 617 individuos hospedadores que portaban dichos taxa, según macrozonas de pesca; (b) macrozona norte (Iquique, Caldera, Coquimbo); (c) macrozona centro-sur (San Antonio, Talcahuano, Valdivia, muestra oceánica). Se indica la posición de las muestras correspondientes a cada trimestre: invierno (I), primavera (P), verano (V) y otoño (O).
- Figura 3. Relación entre el gradiente de composición de la fauna parasitaria de 617 ejemplares de T. s. murphyi en el primer eje DCA (expresado en unidades de desviación estándar * 100), y la longitud horquilla promedio de los hospedadores (cm) en las muestras trimestrales de 1995-96, según macrozonas de pesca. Se indica la posición de las muestras correspondientes a cada trimestre: invierno (I), primavera (P), verano (V) y otoño (O).
- Figura 4. Posición en los dos primeros gradientes del DCA (expresado en unidades de desviación estándar x 100), de: (a) la fauna parasitaria del jurel, y la composición parasitaria de las muestras mensuales de hospedadores de 1990-96, según macrozonas de pesca; (b) macrozonas de pesca norte (Iquique, Caldera, Coquimbo) y centro-sur (San Antonio, Talcahuano, muestra oceánica, Valdivia).
- Figura 5. Relación entre el gradiente de composición de la fauna parasitaria del jurel en el primer eje DCA (expresado en unidades de desviación estándar x 100), y la longitud horquilla promedio (cm) en las muestras mensuales de 1990-96, según macrozonas de pesca: (a) macrozona norte (Iquique, Caldera, Coquimbo); (b) macrozona de pesca centro-sur (San Antonio, Talcahuano, muestra oceánica, Valdivia). Se indica la posición de las muestras correspondientes a 1995-96 por puerto de desembarque: Iquique (I), Coquimbo (C), San Antonio (S), Talcahuano (T) y Valdivia (V).



1. INTRODUCCION

Los resultados de los estudios de parasitismo en el jurel (T. s. murphyi), merluza común (Merluccius gayi) y merluza austral (Merluccius australis) han señalado su relevancia para indicar la existencia de stocks ecológicos y, por ende, para fundamentar mejor decisiones de ordenamiento pesquero (George-Nascimento & Arancibia, 1992; 1994; George-Nascimento, 1995). En este documento se entrega los resultados del análisis realizado a 19 muestras tomadas trimestralmente en fechas similares en 5 puertos de desembarque de T. s. murphyi a lo largo de la costa de Chile, en el período comprendido entre junio de 1995 y marzo de 1996. De este modo se profundiza en los registros previos que señalan la existencia de dos stocks ecológicos distintos de T. s. murphyi, uno en la zona norte y otro en la zona centro-sur de Chile.

Los parásitos sirven como indicadores de la estructura poblacional (discriminación de stocks), reclutamiento, migraciones, ecología trófica y conducta de peces marinos (Lester 1990, Williams et al. 1992, MacKenzie 1993, Williams & Jones 1994). En T. s. murphyi, sólo un estudio ha tratado de identificar stocks mediante la comparación de la morfometría y parasitofauna de ejemplares provenientes de zonas de pesca oceánicas y de las vecindades de Iquique y Talcahuano (George-Nascimento & Arancibia 1992). Allí se mostró la existencia de stocks ecológicos en Iquique y Talcahuano que se originarían de la diferenciación geográfica por aislamiento acumulado a lo largo de la ontogenia. Tales resultados se contraponen con lo propuesto por Serra (1991), quien sugirió la existencia de sólo un stock frente a Chile. Sin embargo, estudios morfológicos y genéticos en T. s. murphyi del Océano Pacífico Suroriental han señalado la existencia de poblaciones diferenciadas frente a las áreas norte y centro-sur de Chile (Storozhuk et al. 1994), así como lo señalan los resultados concernientes a la

composición poblacional de los isópodos Ceratothoa spp. recolectados de ejemplares de T. s. murphyi muestrados en Iquique, Caldera, Coquimbo y Talcahuano en 1990 (Aldana et al., 1995).

Sin embargo, la mayoría de los estudios se basan en muestras tomadas en un lapso de tiempo menor a un año, con tamaños muestrales del orden de cientos de hospedadores o menos, y estuvieron basados en uno o unos pocos grupos taxonómicos de parásitos. En consecuencia, el presente documento evalúa, además, si la composición de la fauna parasitaria de T. s. murphyi desembarcado en Iquique, Coquimbo, San Antonio, Talcahuano y Valdivia, entre junio de 1995 y marzo de 1996 es coherente con resultados de estudios basados en muestras de 1990-1995 en Iquique, Caldera, Coquimbo y Talcahuano.

La hipótesis nula subyacente es que si no existen poblaciones distintas de T. s. murphyi en las zonas en estudio, entonces se esperaría que la composición de la fauna parasitaria mostrase homogeneidad al comparar muestras tomadas en forma simultánea en distintas zonas de pesca. Además, si durante el lapso 1990-1995, que comprende la base de datos empleada, existiese mezcla o desplazamientos con la edad por migraciones latitudinales en una escala supra-anual, entonces los datos de un lapso de 5 años podrían mostrar convergencias en la composición parasitaria de ejemplares de T. s. murphyi provenientes de distintas zonas de pesca.

2. MATERIALES Y METODOS

Entre junio de 1995 y marzo de 1996, se colectó en fechas similares, por lo general dentro de una misma semana, una muestra trimestral de entre 50 y 100 ejemplares en Iquique, Coquimbo, San

Antonio, Talcahuano y Valdivia, comprendiendo un total de 1.137 ejemplares. Del total de 20 muestras a recolectar (5 puertos x 4 trimestres), sólo no se pudo conseguir ejemplares del último trimestre en Iquique (verano 1996), por lo cual los análisis de este período se basan en 19 muestras.

Cada ejemplar fue medido en su longitud total (cm) y sexado. Posteriormente, la longitud total (LT) fue transformada a longitud horquilla (LH) mediante el empleo de la siguiente ecuación:

$$LT = 0,514 + 1,091 * LH$$

según lo registrado por Cubillos & Arancibia (1995).

Se realizó necropsia completa en cada individuo para recolectar, bajo microscopio estereoscópico, todos los parásitos presentes. Luego de la determinación taxonómica y conteo, fueron calculadas la prevalencia (P, en la Tabla 1), que corresponde al porcentaje de peces infectados por cada taxon parasitario, y por el conjunto de ellos, en cada muestra; y la abundancia (A, en la Tabla 1), que corresponde al promedio de parásitos de cada taxon, y del conjunto, por pez examinado en cada muestra.

Los parásitos fueron guardados en frascos individuales por pez examinado luego de ser fijados en formalina al 10%, y rotulados con la localidad de muestreo.

Los análisis comprendieron, por una parte, los datos del período junio de 1995 y marzo de 1996 y, por otra, el conjunto de datos recolectados desde 1990. El objetivo de incorporar datos previos a este estudio es visualizar si lo observado en este último período es consistente con la diferenciación geográfica de la

parasitofauna de T. s. murphyi que ha sido registrada anteriormente (George-Nascimento & Arancibia, 1992).

Los análisis consideraron al conjunto de los taxa parasitarios, por lo que se emplearon diversos métodos multivariados de ordenación, sobre algunos de cuyos resultados se aplicaron análisis estadísticos univariados. Una primera aproximación fue la ya empleada por el autor (George-Nascimento & Arancibia, 1992; 1994; George-Nascimento, 1996). El análisis de correspondencia DECORANA (DCA) permitió la ordenación y representación simultánea de los taxa parasitarios y de los hospedadores en un espacio reducido a una o dos dimensiones (Hill 1979, Gauch 1982, Jongman et al., 1995). Estas dimensiones representan gradientes de composición de la fauna parasitaria, y sus unidades son desviaciones estándar (*100) de la tasa de reemplazo de taxa a lo largo del gradiente.

En los DCA efectuados con los datos del período 1995-96, se consideró sólo a los taxa que evidenciaron más de 25 ocurrencias en el total de 1.137 ejemplares de examinados. De este modo, sólo 8 de los 12 taxa y 617 de los 623 ejemplares de T. s. murphyi parasitados fueron incorporados en los análisis. En este caso, la composición parasitaria fue evaluada como un vector de abundancias relativas expresadas como porcentaje del total de individuos parásitos que cada taxon aporta en cada individuo hospedador. Luego, se realizó un análisis indirecto de gradientes sobre los puntajes de las observaciones (ejemplares de T. s. murphyi) en los ejes derivados del DCA (Jongman et al., 1995), con el objeto de averiguar si este gradiente covariaba con alguna de las variables de interés (longitud horquilla, zona de pesca). Por lo cual, el análisis de la varianza de la composición parasitaria de los jureles individuales consideró como variable independiente a la zona de pesca, luego de corregir por el efecto del tamaño de los ejemplares. Esta "corrección" se realizó mediante el examen de la significancia estadística de las sumas de cuadrados secuenciales en

un modelo lineal generalizado (PROC GLM, SAS, 1985).

En los DCA aplicados a los datos del período 1990-1996, la composición parasitaria fue evaluada como un vector de abundancias relativas expresadas como porcentaje del total de individuos parásitos que cada taxon aporta en cada muestra mensual. En este análisis se consideró a los 15 taxa parasitarios en el total de 71 muestras mensuales que comprenden 3.444 ejemplares examinados en ese lapso. La mayoría de las muestras mensuales son de cerca de 50 ejemplares, excepto la oceánica de 1990 (n= 183; ver George-Nascimento & Arancibia, 1992). En los análisis se consideró que 33 muestras provenían de la zona norte y 38 de la zona centro-sur. Se consideró que las 33 muestras de la zona norte eran las 12 de Iquique 1990, 4 de Caldera 1990, 4 de Coquimbo 1990, 8 de Iquique 1994-1995 y 5 de Coquimbo 1995-96. Las 38 muestras de la zona centro-sur eran las 12 de Talcahuano 1990, 12 de Talcahuano 1994-95, 1 de la zona oceánica 1990, 1 de San Antonio 1994, 4 de San Antonio 1995-96, 4 de Talcahuano 1995-96 y 4 de Valdivia 1995-96.

Además, se utilizó análisis discriminante no paramétrico a los vectores de abundancia parasitaria mensual con datos sin transformar. Para estimar las densidades de las probabilidades grupo-específicas, se empleó el método del tercer vecino más cercano. Finalmente, el análisis discriminante lineal fue aplicado sobre los puntajes de las muestras mensuales en los cuatro primeros ejes del DCA efectuado sobre la composición parasitaria de las muestras mensuales del período 1990-96.

3. RESULTADOS

3.1. ANALISIS DE DATOS DEL PERIODO 1995-96

3.1.1. COMPOSICION DE LAS MUESTRAS

En general, los ejemplares de T. s. murphyi más pequeños provenían de Iquique y los más grandes de Valdivia, en tanto los desembarcados en Coquimbo, San Antonio y Talcahuano eran de tamaños intermedios y similares entre sí (Figura 1). En Iquique se obtuvo ejemplares de un mayor tamaño relativo en la muestra de invierno. En la muestra de primavera tomada en Coquimbo se recolectó ejemplares de gran tamaño, similares a los de Valdivia (Tabla 2).

3.1.2. RESULTADOS PARASITARIOS

El 54,8% (n= 623) de los 1.137 jureles examinados estaba parasitado, y en ellos se recolectaron 1.950 individuos parásitos pertenecientes a 12 taxa (Tabla 1). Las prevalencias, abundancias y total de parásitos recolectados en cada puerto, y para cada taxon, se indican en la Tabla 1, en tanto que el total de parásitos recolectados por taxon y por muestra estacional se detallan en la Tabla 2. Las diferencias en parasitismo en las muestras totales deben ser cautelosamente observadas como consecuencia de las diferencias en composición de tallas de T. s. murphyi en las muestras (Fig. 1; Tablas 1 y 2).

Sólo en el 25,1% de los ejemplares de T. s. murphyi de Iquique se encontraron parásitos, lo que muy probablemente es debido a la corta edad (pequeño tamaño) de los hospedadores. El isópodo Ceratothoa spp. fue el de mayor prevalencia, aunque la muestra de ejemplares de primavera, que consistía de peces de cerca de 25 cm LH, fue la única con una prevalencia relativamente alta de

Rhadinorhynchus trachuri (30%), en tanto que unos pocos ejemplares de la muestra de invierno de 1995 (10%) estaban intensamente parasitados por Corynosoma (Tablas 1 y 2).

Cerca del 65% de los ejemplares de T. s. murphyi de Coquimbo estaba parasitado. Esta mayor prevalencia total, en comparación a Iquique, se debe en parte a que los peces eran de mayor tamaño (como es el caso de Anisakis tipo I). En cambio, la notoria dominancia numérica de los isópodos Ceratothoa spp. no está asociada a la mencionada diferencia en tamaño corporal de los peces de Iquique y Coquimbo, ya que en los ejemplares de T. s. murphyi de similar tamaño provenientes de San Antonio y Talcahuano este parásito no se encontró en magnitudes similares. Se agrega a esto que, en Coquimbo, el acantocéfalo Rhadinorhynchus trachuri estuvo presente durante todo el período de estudio, lo que los diferencia de los ejemplares de T. s. murphyi de Iquique y los hace más similares a los de San Antonio y Talcahuano (Tablas 1 y 2).

En los ejemplares de T. s. murphyi de San Antonio y Talcahuano, similares en tamaño medio a los de Coquimbo (a excepción de la muestra de primavera), el parásito dominante fue el acantocéfalo Rhadinorhynchus trachuri, que no sólo estuvo presente durante todo el período, sino que además en prevalencias francamente superiores a las de ejemplares de T. s. murphyi de similar tamaño de Coquimbo (Tablas 1 y 2).

En los jureles de Valdivia, los parásitos dominantes fueron Anisakis tipo I e Hysterothylacium sp. La mayor prevalencia de Anisakis tipo I es explicable por la mayor LH de los ejemplares, pero no la de Hysterothylacium sp. En esta última localidad hubo una notoria disminución del acantocéfalo Rhadinorhynchus trachuri en comparación a San Antonio y Talcahuano.

La ordenación mediante DCA de los 617 ejemplares parasitados

de ejemplares de T. s. murphyi con al menos uno de los 8 taxa más prevalentes reveló valores propios de 0.86, 0.65, 0.44 y 0.28 del primer al cuarto eje, respectivamente (Fig. 2). En cada uno de los ejes se observó que la zona de pesca era un factor relevante para explicar las variaciones de la composición parasitaria, luego de "corregir" por LH. Por ejemplo, el 54,4% de la varianza de la composición parasitaria en el primer eje de la ordenación está explicado por un modelo que considera LH y la zona de pesca como variables independientes (Figura 3). La primera variable da cuenta del 37,6% de la varianza en tanto que el puerto de desembarque explica el 16,8%.

3.2. ANALISIS DE DATOS DEL PERIODO 1990-96

3.2.1. COMPOSICION DE LAS MUESTRAS

La longitud horquilla promedio de los ejemplares de T. s. murphyi en las 71 muestras recolectadas entre 1990 y 1996 ha variado entre 13,5 y 45,8 cm LH. Hay grandes variaciones en la composición de la LH entre macrozonas de pesca (norte-sur), así como las hay inter e intraanuales para una zona o puerto de desembarque particular. Sólo las muestras de 1990 de Iquique y Talcahuano revelaron una menor variación intraanual del tamaño medio de los peces.

3.2.2. RESULTADOS PARASITARIOS

Los taxa parasitarios de presencia más persistente en el período 1990-96 han sido los 2 ectoparásitos (Lernanthropus trachuri y Ceratothoa spp.), el acantocéfalo Rhadinorhynchus trachuri y los nemátodos al estado larval Anisakis tipo I e

Hysterothylacium, presentes en más del 75% de las 71 muestras mensuales. Los taxa de aparición más esporádica (en menos del 25% de las muestras) fueron los digeneos Opecoelidae y las larvas de los cestodos de los órdenes Trypanorhyncha y Pseudophyllidea. Los otros taxa poseen frecuencias de aparición intermedias. Sin embargo, 2 de los taxa más persistentes (Ceratothoa y Rhadinorhynchus) han mostrado fuertes variaciones interanuales de la abundancia. El primero ha tendido a disminuir y el segundo a aumentar desde 1994.

La ordenación de 15 taxa parasitarios y 71 muestras mensuales reveló valores propios de 0.57, 0.26, 0.18 y 0.07, del primer al cuarto eje, respectivamente. La representación simultánea de la disposición de los 15 taxa de parásitos y de las 71 muestras de hospedadores en los dos primeros ejes de la ordenación se presentan en la Figura 4a. Allí se destaca, por la alta concentración de puntos en la vecindad de las coordenadas correspondientes, que el taxon relativamente más abundante en las muestras de ejemplares de T. s. murphyi provenientes de la macrozona norte ha sido el isópodo Ceratothoa spp. (Figura 4b). Mientras tanto, y por la misma distribución correspondiente de taxa parasitarios y muestras, que Anisakis tipo I, Rhadinorhynchus trachuri e Hysterothylacium son los taxa más característicos de los jureles muestreados en la macrozona centro-sur (Figura 4b).

La Figura 5 señala que en el extremo inferior del primer gradiente se ubican los taxa que destacan a los peces muestreados en la macrozona norte (Fig. 5a), en tanto que en el extremo superior del gradiente se ubican los taxa parasitarios dominantes en los ejemplares de T. s. murphyi de la macrozona centro-sur (Figura 5b). De hecho, la macrozona de pesca explica un 54,8% de la varianza de la composición parasitaria estimada por la ordenación en el primer eje del DCA, luego de corregir por la LH ($F_{(1, 69)}=51,5$, $P<0,0001$).

Los resultados de dos de los análisis discriminantes se detallan en la Tabla 3. Allí se observa que tanto al aplicar métodos paramétricos como no paramétricos, y ya fuese sobre los puntajes de las observaciones en los cuatro primeros ejes de una ordenación por DCA, o bien sobre los datos crudos, se obtiene similares resultados. En efecto, alrededor de un 90% de las muestras están correctamente asignadas a su respectiva zona de pesca.

4. DISCUSION

Los resultados de los análisis parasitarios correspondientes al período 1995-96 constituyen la segunda oportunidad en que se muestrea en forma simultánea a ejemplares de T. s. murphyi provenientes de una amplia zona frente a la costa de Chile. En la primera oportunidad se pudo comparar los resultados parasitarios obtenidos durante el segundo semestre de 1990 desde Iquique, Caldera, Coquimbo y Talcahuano (George-Nascimento & Arancibia, 1992; Oyarzún, 1992). Allí se observaron resultados concordantes con los observados en esta oportunidad, y con los obtenidos durante la ejecución del proyecto FIP 18-93. Es decir, la composición cuantitativa de la fauna parasitaria de T. s. murphyi es significativamente diferente entre las macrozonas norte y centro-sur.

En esta oportunidad, sin embargo, se manifestaron ciertas situaciones que merecen ser destacadas. En primer lugar y en términos cualitativos, la fauna parasitaria de T. s. murphyi ha resultado ser una característica robusta de la especie, ya que no se han incrementado los registros taxonómicos a pesar del incremento en el tamaño muestral acumulado desde entonces. En segundo lugar, existe una alta variabilidad interanual en la composición cuantitativa de la fauna parasitaria de T. s. murphyi,

que se ve reflejada en la disminución de Ceratothoa spp. en 1994 y el aumento desde ese mismo año de Rhadinorhynchus trachuri. Ambos hechos se considera que pueden haber sido causados por un incremento relativo de capturas más oceánicas que en 1990. El fundamento de esta afirmación radica en que el isópodo Ceratothoa spp. es un parásito costero (Garrey & Maxwell, 1982; Aldana et al., 1995), en tanto que el acantocéfalo Rhadinorhynchus trachuri es más característico de capturas oceánicas (George-Nascimento & Arancibia, 1992; Marcogliese, 1995). La relación de ambas taxa con LH no es estrecha, ya que ni sus prevalencias ni sus abundancias varían en forma consistente con ella. En todo caso, ambas taxa han aparecido, en ocasiones, con gran prevalencia o abundancia en ejemplares jóvenes de T. s. murphyi, lo que se observa en la gran dispersión de los puntos correspondientes a los ejemplares menores a 35 cm LH de ambas macrozonas (Figuras 4a y 4b). Por ejemplo, la muestra de peces menores a 20 cm LH de Caldera 1990 poseía casi exclusivamente al acantocéfalo, al igual que la de ejemplares de similar tamaño colectados en Talcahuano 1994 e Iquique 1995. Esto indica que este parásito puede colonizar masivamente a grupos de ejemplares de T. s. murphyi antes de ser capturados en una amplia zona frente a la costa de Chile, aunque nunca lo ha hecho en forma homogénea.

Entre los taxa parasitarios que se consideran más persistentes temporalmente se cuenta a Hysterothylacium sp., que desde las primeras muestras tomadas en 1990 ha señalado ser más frecuente y abundante en la macrozona centro-sur. Por consiguiente, resulta ser, en perspectiva, el mejor argumento parasitario para la diferenciación ecológica de los ejemplares de T. s. murphyi capturados en ambas macrozonas. Al comparar estos resultados con los del año 1990 (George-Nascimento & Arancibia, 1992), se destaca que Hysterothylacium sp. ya había mostrado ser indicador diferencial de ejemplares de T. s. murphyi de la zona de Talcahuano. En especial, este parásito fue considerado indicador de

la entrada de peces desde el océano abierto, o bien, del hecho que los ejemplares de T. s. murphyi habían sido capturados en áreas relativamente alejadas de la costa.

En forma coincidente a lo propuesto por George-Nascimento y Arancibia (1992), y en base a la diferenciación cuantitativa en la composición de la fauna parasitaria de T. s. murphyi, se postula que la pesquería sobre este recurso que opera en la zona norte de Chile lo hace sobre ejemplares que han tenido una historia de vida distinta a la de aquellos capturados en la zona centro-sur. Esto implica que los peces de la zona norte de Chile son de un grupo poblacional distinto al grupo de la zona centro-sur.

El monitoreo semicontinuo de la parasitofauna de T. s. murphyi en los principales puertos de desembarque, a contar de 1990, revela que las diferencias geográficas son contundentes y persistentes, a pesar de importantes cambios interanuales de la abundancia relativa de algunos taxa dominantes. Es decir, hay evidencia suficiente para afirmar que no hay homogeneidad ecológica entre los ejemplares de T. s. murphyi de la zona norte y centro-sur de Chile y, por ende, pertenecen a distintos stocks dinámicos.

1992
MAY 15 1992
MUSEO HISTORICO
VALPARAISO



5. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Aldana, M., J. Oyarzún & M. George-Nascimento (1995) Ceratothoa gaudichaudii y C. trigo&ocephala (Isopoda : Cymothoidae) como indicadores poblacionales del jurel Trachurus symmetricus murphyi (Pisces : Carangidae) frente a Chile. *Biología Pesquera* (Chile) 24: 00-00 (En prensa).
- Cubillos, L. & H. Arancibia. 1995. Comparative growth performance of the horse mackerel of the genus Trachurus, with emphasis on T. symmetricus murphyi in Chile. *Scientia Marina* 59 (2-3):00-00 (En prensa).
- Garrey, J. & H. Maxwell. 1982. Infestation of the jack mackerel, Trachurus declivis (Jenyns) with the cymothoid isopod Ceratothoa imbricatus (Fabricus) in south eastern Australian waters. *Journal of Fish Biology* 20: 341-349.
- Gauch, H.G. Jr. 1982. *Multivariate analysis in community ecology*. Cambridge University Press, Cambridge, 298 pp.
- George-Nascimento, M. & H. Arancibia. 1992. Stocks ecológicos del jurel (Trachurus symmetricus murphyi Nichols) en tres zonas de pesca frente a Chile, detectados mediante comparación de su fauna parasitaria y morfometría. *Revista Chilena de Historia Natural* 65: 453-470.
- George-Nascimento, M. & H. Arancibia. 1994. La fauna parasitaria y la morfometría de la merluza austral Merluccius australis (Hutton) y su aporte a la distinción de unidades de stock. *Biología Pesquera* (Chile) 23: 47-61.
- George-Nascimento, M. 1996. Populations and assemblages of metazoan parasites in the hake Merluccius gavi from the Southeastern Pacific Ocean: stock implications. *Journal of Fish Biology* 48: 00-00 (En prensa).
- Hill, M.O. 1979. DECORANA: A Fortran program for detrended correspondence analysis and reciprocal averaging. *Ecology and Systematics*, Cornell University, Ithaca, New York.
- Jongman, R. H. G., C. J. F. Ter Braak & O. F. R. Van Tongeren. 1995. *Data analysis in community and landscape ecology*. Cambridge University Press. 299 p.
- Lester, R. J. 1990. Reappraisal of the use of parasites for fish stock identification. *Australian Journal of Marine and Freshwater Research* 41: 855-64.

- MacKenzie, K. 1993. Parasites as biological indicators. Bulletin of the Scandinavian Society for Parasitology 1: 1-10.
- Marcogliese, D. 1995. The role of zooplankton in the transmission of helminth parasites to marine fishes. Reviews in Fish Biology and Fisheries 8: 15-43.
- Oyarzún, J.A. 1992. Comparación de la fauna de parásitos metazoos del jurel *Trachurus murphyi* Nichols, 1920 en dos zonas de pesca del norte de Chile. Tesis Licenciatura en Ciencias del Mar, Facultad de Ciencias del Mar, Universidad Católica del Norte. 74 pp.
- SAS. 1985. SAS Institute Inc. SAS User's guide: Statistics, Version 5. Cary, North Carolina, 956 pp.
- Serra, R. 1991. Important life history aspects of the Chilean jack mackerel, *Trachurus symmetricus murphyi*. Investigaciones Pesqueras (Chile) 36: 67-83.
- Storozhuk, A.Y., K.A. Truveller, A.L. Baturin, I.L. Guleva & G.N. Nefedov. 1994. Estructura poblacional del jurel peruano. En: Biología y Pesca comercial del jurel en el Pacífico Sur., D. Arcos & AS Grechina (eds.). pp. 131-139.
- Williams, H.H., K. MacKenzie & A.M. McCarthy. 1992. Parasites as biological indicators of the population biology, migrations, diet, and phylogenetics of fish. Reviews in Fish Biology and Fisheries (2) 144-172.
- Williams, H.H. & A. Jones. 1994. Parasitic worms of fish. Francis & Taylor, London.

Tabla 1. Composición taxonómica, prevalencia (P, % de peces parasitados), abundancia parasitaria (A, promedio por pez examinado, desviación estándar (de)), en 1.137 ejemplares de *T. s. murphyi* muestreados del desembarque en Iquique, Coquimbo, San Antonio, Talcahuano y Valdivia entre junio de 1995 y marzo de 1996. n= número de ejemplares examinados.

PARASITOS	IQUIQUE (n=179)			COQUIMBO (n=267)			SAN ANTONIO (n=249)		
	P	A (de)	suma	P	A (de)	suma	P	A (de)	suma
Longitud horquilla (cm)		19,30 (5,78)		32,94 (7,44)		31,58 (3,96)			
(a) Ectoparásitos.									
<i>Lernanthropus trachuri</i>	4,4	0,05 (0,24)	9	12,7	0,18 (0,56)	48	12,0	0,14 (0,43)	36
<i>Ceratothoa</i> spp.	8,4	0,09 (0,33)	17	39,7	0,69 (0,91)	184	2,0	0,03 (0,21)	7
(b) Endoparásitos adultos.									
Opecoelidae gen sp.	1,1	0,01 (0,10)	2	0,7	<0,01 (0,09)	2	0,0	-	0
<i>Rhadinorhynchus trachuri</i>	8,4	0,43 (3,62)	77	16,1	0,22 (0,72)	60	39,3	0,66 (1,13)	164
(c) Endoparásitos larvales.									
<i>Contracaecum</i> sp	0,0	-	0	0,3	<0,01 (0,12)	2	0,4	<0,01 (0,06)	1
<i>Anisakis</i> tipo I	0,5	<0,01 (0,07)	1	21,0	0,67 (1,84)	180	14,8	0,21 (0,63)	53
<i>Anisakis</i> tipo II	0,0	-	0	2,2	0,05 (0,34)	13	1,2	0,02 (0,21)	5
<i>Pseudoterranova decipiens</i>	2,8	0,03 (0,21)	6	5,2	0,07 (0,35)	20	1,2	0,01 (0,11)	3
<i>Hysterothylacium</i> sp.	0,0	-	0	0,4	<0,01 (0,06)	1	2,4	0,03 (0,19)	7
<i>Corynosoma</i> sp.	2,8	0,29 (2,17)	52	2,6	0,31 (2,59)	83	0,0	-	0
<i>Nybelinia</i> sp.	0,0	-	0	6,0	0,07 (0,31)	19	4,0	0,05 (0,27)	13
<i>Hepatoxylon trichiuri</i>	0,0	-	0	0,0	<0,01 (0,06)	1	0,0	-	0
TOTAL	25,1	0,92 (4,22)	164	64,4	2,29 (3,91)	613	57,4	1,16 (1,50)	289

Tabla 1. (Continuación)

PARASITOS	TALCAHUANO (n=100)		VALDIVIA (n=50)	
	P	A (de)	suma	P A (de) suma
Longitud horquilla (cm)	26,72	(2,32)	45,64	(2,38)
(a) Ectoparásitos.				
<u>Lernanthropus trachuri</u>	12,0	0,15 (0,45)	37	3,0 0,04 (0,26) 8
<u>Ceratothoa</u> spp.	5,0	0,10 (0,44)	24	1,5 0,02 (0,21) 5
(b) Endoparásitos adultos.				
Opecoelidae gen sp.	0,0	-	0	0,0 - 0
<u>Rhadinorhynchus trachuri</u>	37,2	0,63 (0,09)	152	7,5 0,09 (0,33) 18
(c) Endoparásitos larvales.				
<u>Contracaecum</u> sp	0,0	-	0	0,0 - 0
<u>Anisakis</u> tipo I	19,0	0,33 (0,89)	81	42,5 1,26 (2,20) 252
<u>Anisakis</u> tipo II	1,6	0,02 (0,17)	5	6,0 0,19 (0,98) 39
<u>Pseudoterranova decipiens</u>	2,9	0,03 (0,17)	7	4,0 0,06 (0,38) 13
<u>Hysterothylacium</u> sp.	6,2	0,07 (0,26)	16	29,0 1,07 (2,29) 215
<u>Corynosoma</u> sp.	0,0	-	0	0,5 <0,01 (0,07) 1
<u>Nybelinia</u> sp.	3,3	0,03 (0,18)	8	0,0 - 0
<u>Hepatoxylon trichiuri</u>	1,2	0,01 (0,11)	3	0,0 - 0
TOTAL	57,4	1,38 (1,75)	333	62,0 2,75 (3,31) 551

Tabla 3. Resultados de análisis discriminantes efectuados sobre datos de 71 muestras mensuales de ejemplares de T. g. murphyi: (a) método paramétrico (lineal) sobre los puntajes de las observaciones en los 4 primeros ejes del DCA; (b) método no paramétrico sobre los datos sin transformar, hasta el tercer vecino más cercano.

(a)

	ZONA NORTE	ZONA CENTRO-SUR	Total
Número de observaciones y % clasificados en:			
ZONA NORTE	29 87,88	4 12,12	33 100,00
ZONA CENTRO-SUR	5 13,16	33 86,84	38 100,00
Total (%)	34 47,89	37 52,11	71 100,00
Tasas de error por muestra			
	ZONA NORTE	ZONA CENTRO-SUR	Total
Tasa	0,1212	0,1316	0,1268

(b)

	ZONA NORTE	ZONA CENTRO-SUR	Total
Número de observaciones y % clasificados en:			
ZONA NORTE	30 90,91	3 9,09	33 100,00
ZONA CENTRO-SUR	2 5,26	36 94,74	38 100,00
Total (%)	32 45,07	39 54,93	71 100,00
Tasas de error por muestra			
	ZONA NORTE	ZONA CENTRO-SUR	Total
Tasa	0,0909	0,0526	0,0718

ANEXO FIGURAS

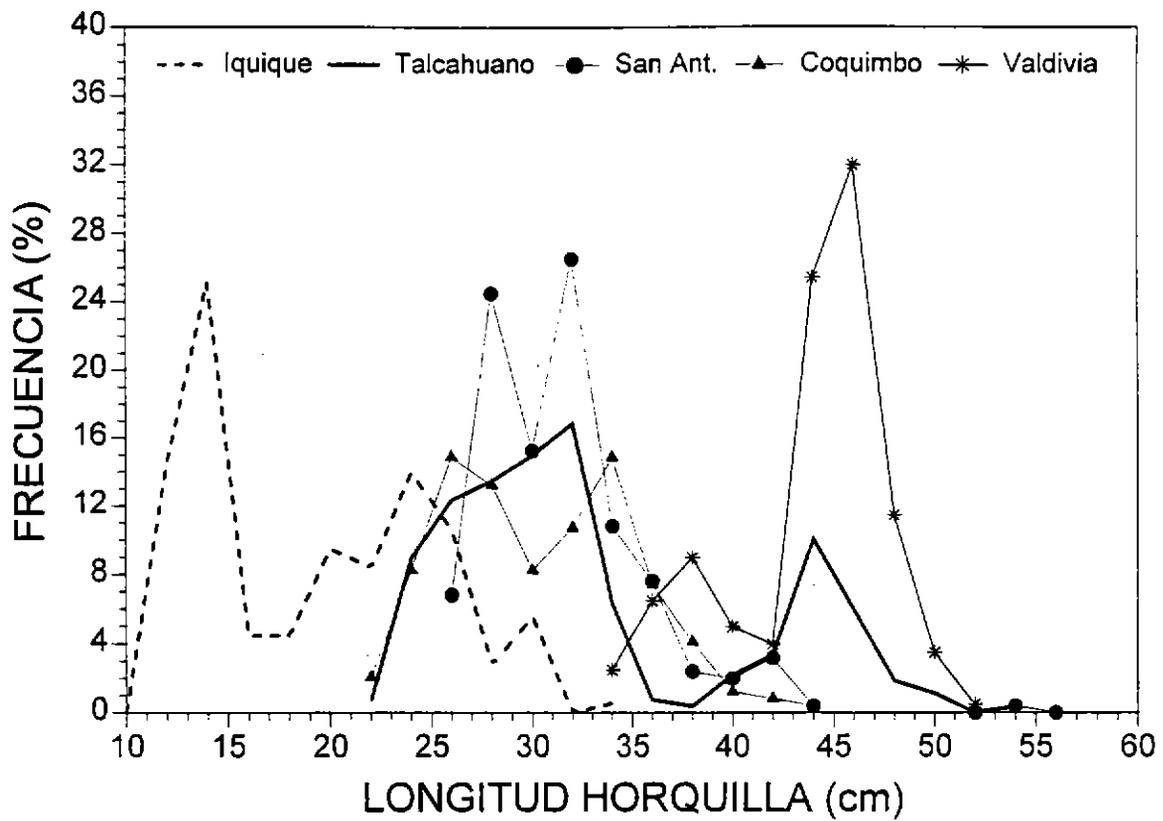


Figura 1. Distribuciones de frecuencias porcentuales de la longitud horquilla (cm) de 1.137 ejemplares de *T. s. murphyi* muestreados en Iquique, Coquimbo, San Antonio, Talcahuano y Valdivia entre junio de 1995 y marzo de 1996.

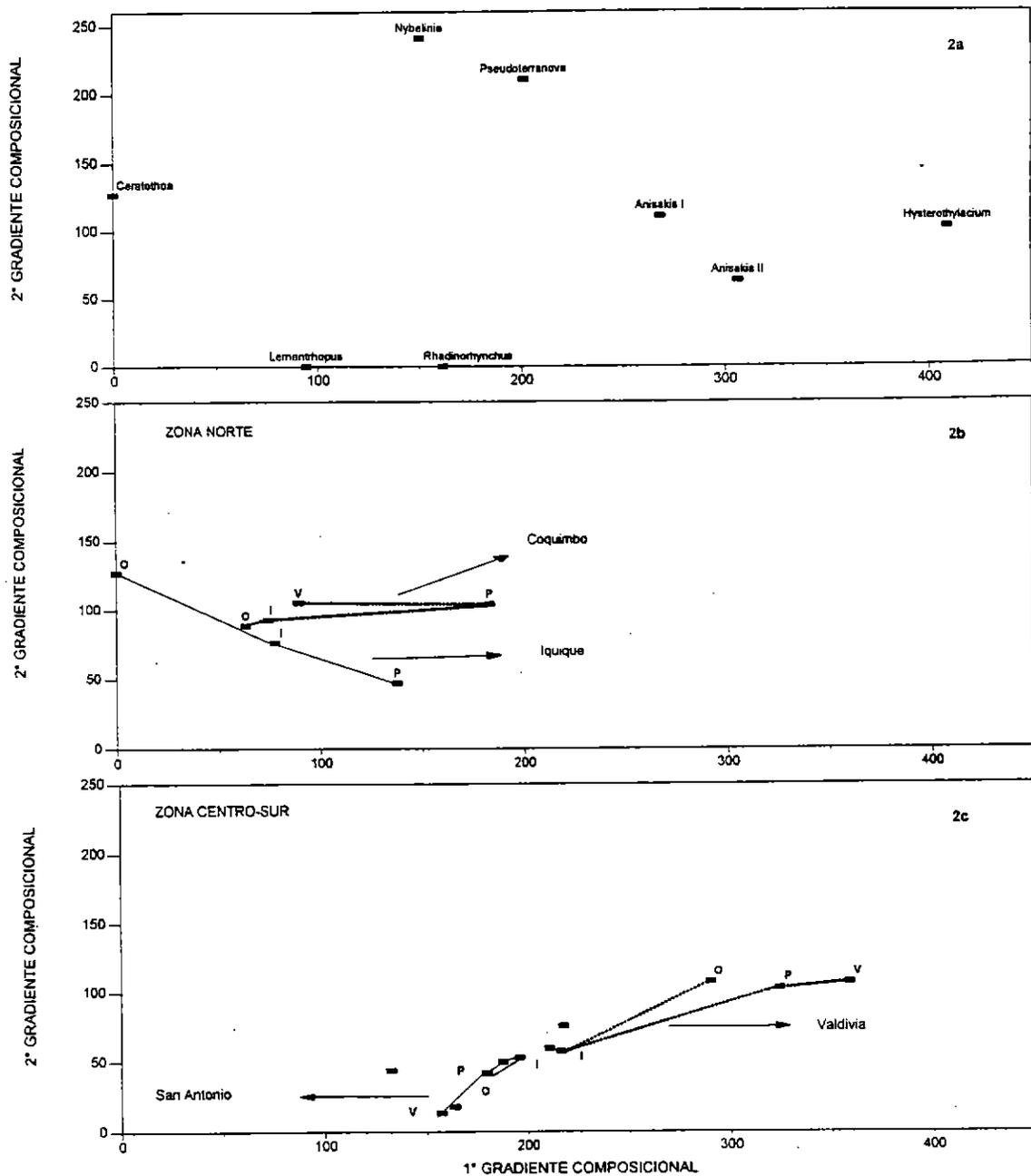


Figura 2. Posición en los dos primeros gradientes del DCA (expresado en unidades de desviación estándar * 100) de: (a) los ocho taxa parasitarios más prevalentes en 1.137 ejemplares de *T. s. murphyi* muestreados entre junio de 1995 y marzo de 1996, y la composición parasitaria promedio de los 617 individuos de los hospedadores que portaban dichos taxa, según macrozonas de pesca; (b) macrozona de pesca norte (Iquique, Caldera, Coquimbo); (c) macrozona de pesca centro-sur (San Antonio, Talcahuano, Valdivia, muestra oceánica). Se indica la posición de las muestras correspondientes a cada trimestre: invierno (I); primavera (P); verano (V); otoño (O).

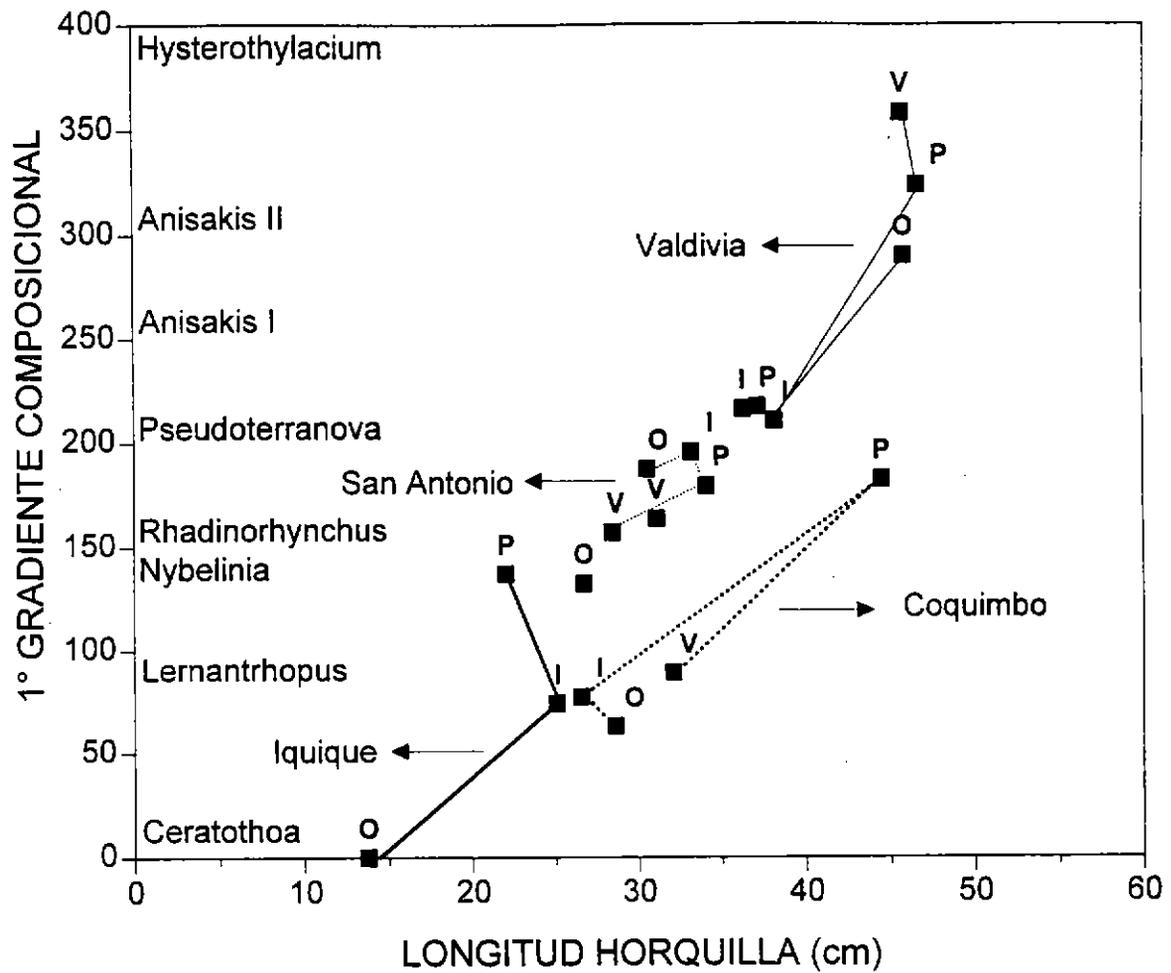


Figura 3. Relación entre el gradiente de composición de la fauna parasitaria de 617 ejemplares de *T. s. murphyi* en el primer eje DCA (expresado en unidades de desviación estándar * 100), y la longitud horquilla promedio de los hospedadores (cm) en las muestras trimestrales de 1995-96, según macrozonas de pesca. Se indica la posición de las muestras correspondientes a cada trimestre: invierno (I), primavera (P), verano (V) y otoño (O).

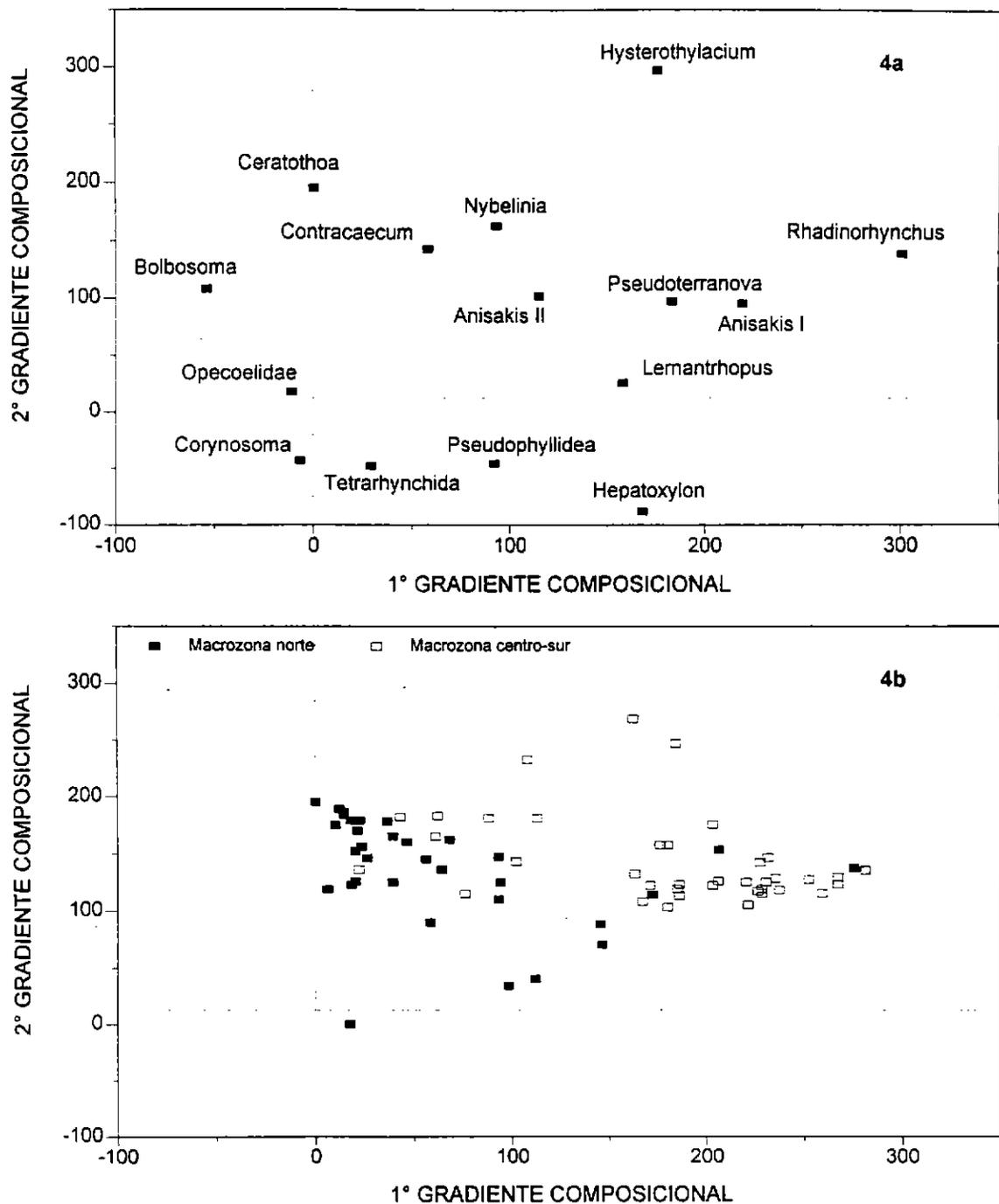


Figura 4. Posición en los dos primeros gradientes del DCA (expresado en unidades de desviación estándar x 100), de: (a) la fauna parasitaria del jurel, y la composición parasitaria de las muestras mensuales de hospedadores de 1990-96, según macrozonas de pesca; (b) macrozonas de pesca norte (Iquique, Caldera, Coquimbo) y centro-sur (San Antonio, Talcahuano, muestra oceánica, Valdivia).

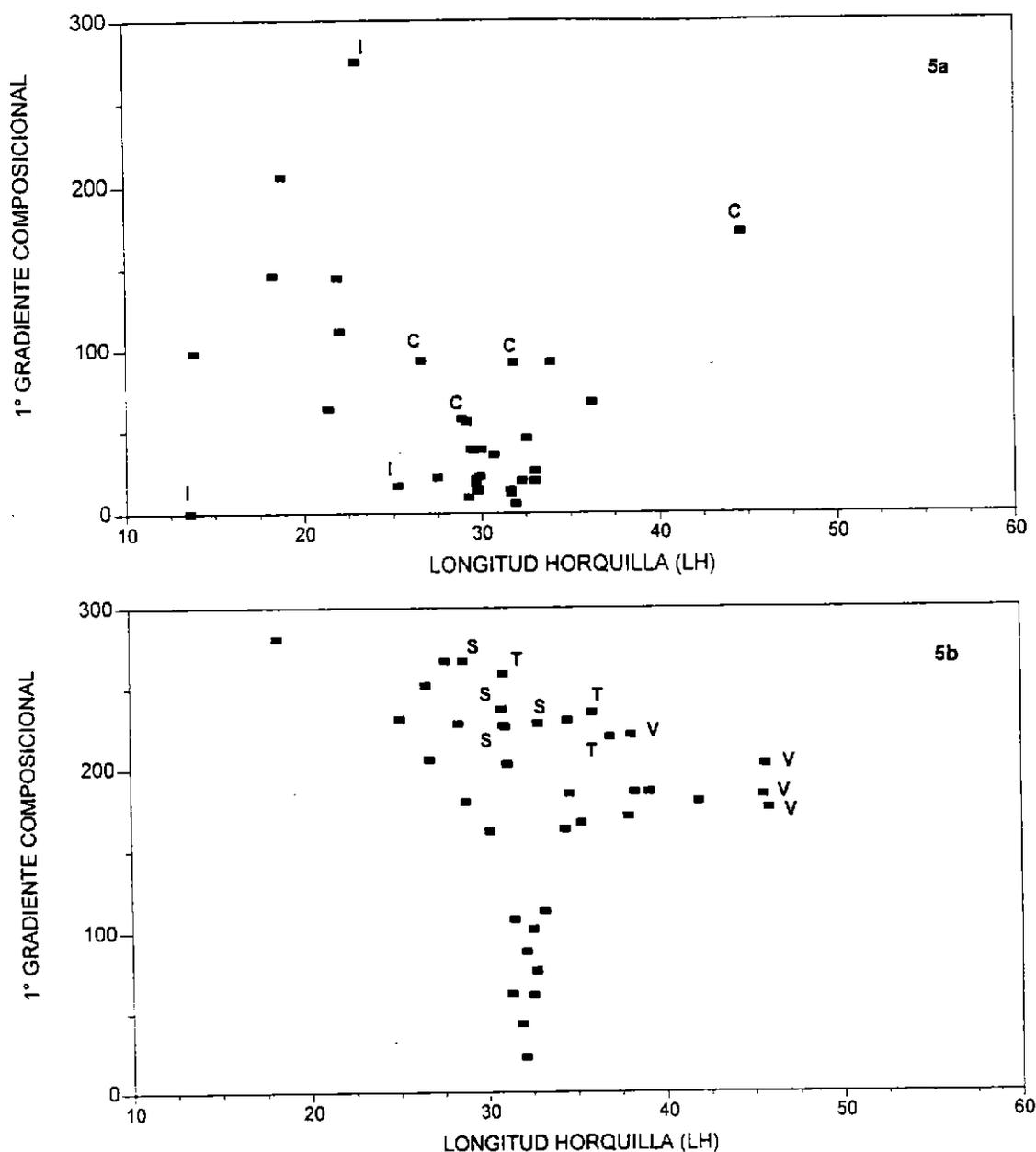


Figura 5. Relación entre el gradiente de composición de la fauna parasitaria del jurel en el primer eje DCA (expresado en unidades de desviación estándar x 100); y la longitud horquilla promedio (cm) en las muestras mensuales de 1990-96, según macrozonas de pesca: (a) macrozona norte (Iquique, Caldera, Coquimbo); (b) macrozona de pesca centro-sur (San Antonio, Talcahuano, oceánica, Valdivia). Se indica la posición de las muestras correspondientes a 1995-96 por puerto de desembarque: Iquique (I), Coquimbo (C), San Antonio (S), Talcahuano (T) y Valdivia (V).



SECCION 3

Genética



RESUMEN EJECUTIVO

El objetivo general del proyecto es identificar unidades de stock en el recurso jurel explotado en el litoral de las Regiones I a XI. Este resumen se refiere a la identificación de unidades de stock mediante una aproximación genética, utilizando el método de electroforesis que permite revelar variabilidad proteica.

Se muestrearon 50 ejemplares de T. s. murphyi en invierno y 50 ejemplares en primavera, en cada una de las localidades, a saber: Iquique, Coquimbo, San Antonio, Talcahuano y Puerto Montt. Se obtuvo un total de 23 loci como consecuencia del análisis de 15 sistemas enzimáticos. Con los datos de frecuencia génica y genotípicas se procedió a la comprobación del equilibrio de Hardy-Weinberg mediante el test de Chi cuadrado. Se infiere la existencia de algunos sistemas que no responden a este equilibrio. El valor de la heterocigosidad media para los 23 loci en las dos temporadas es de 0,124. El valor de polimorfismo es de 26,1% con criterio mayor o igual al 95% y de 38% con criterio de 99,9%; estos resultados concuerdan con la heterocigosidad determinada para los peces.

Respecto a los análisis de contingencia realizados por localidad y por locus para los diversos alelos en invierno y primavera, se reveló que algunos sistemas presentan diferencias altamente significativas entre las localidades comparadas (ACP-1, EM-1, AGPD-1, EST-2, G6P-1 e IDH-1); otros, en cambio (ADH-1, MDH-1, GOT-1), no son significativamente diferentes entre localidades. En cuanto al grado de variación local de las variables, en ambas temporadas, y que se expresa mejor con la heterocigosidad por locus y por localidad, los resultados indican que el número de alelos por locus, loci polimórficos y heterocigosidad observada y esperada no son significativamente variables entre localidades.

Como consecuencia, se postula que las poblaciones analizadas de T. s. murphyi se ajustan al modelo de población no subdividida.

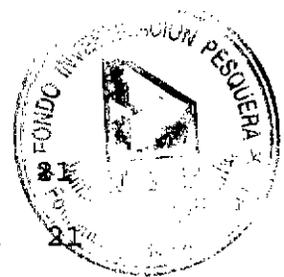
Los valores entregados por el Índice de Wright cuando se calculan ya sea para cada uno de los muestreos en forma individual ($F_{st} 0,128$), o cuando se hace un agrupamiento estacional ($F_{st} 0,052$), o finalmente cuando se calcula para un agrupamiento por localidad ($F_{st} 0,04$), indican la existencia de un solo grupo poblacional. Por lo tanto, a pesar que la separación de las estaciones en el año ocurre a un coeficiente de similitud de 0,97, lo que está ocurriendo son fluctuaciones genéticas que aún no definen grupos separados.

**COPIA
INFORMATIVA**

TABLA DE CONTENIDOS

CONTENIDO	Pág.
TABLA DE CONTENIDOS	i
LEYENDAS DE LAS TABLAS	iv
LISTADO DE FIGURAS	vii
1. INTRODUCCION	1
1.1. Objetivo general	2
1.2. Objetivos específicos	2
1.3. Exposición del problema	2
1.4. Discusión bibliográfica	5
1.5. Fundamentación teórica	6
1.6. Hipótesis de trabajo	8
2. MATERIALES Y METODOS	8
2.1. Tamaño de la muestra	9
2.2. Análisis de los datos	15
2.2.1 Cálculo de la frecuencia génica (f_{ia}) por localidad	15
2.2.2 Cálculo de la heterocigosidad y polimor- fismo por localidad	16
2.2.3 Test de x^2 para establecer posibles desvia- ciones al equilibrio Hardy-Weinberg	17
2.2.4 Cálculo de f_{st}	17
2.2.5 Cálculo de la identidad génica no sesgada y y la distancia génica no sesgada de Nei (1978)	20
2.2.6 Construcción de dendrograma	21



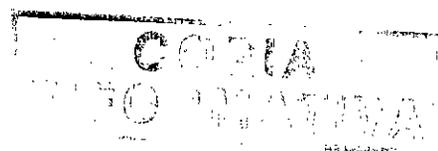


2.3.	Muestreo y toma de datos	21
2.3.1	Zona de estudio	21
2.3.2	Período de estudio	21
2.3.3	Obtención de las muestras	21
2.3.4	Tratamiento de las muestras en el laboratorio	22
2.3.5	Electroforesis de isoenzimas	22
3.	RESULTADOS Y DISCUSION	23
3.1.	Determinación de las variables y/o caracteres y/o marcas biológicas y/o atributos para el recurso jurel	23
3.1.1	Muestreo simultáneo	23
3.1.2	Electroforesis de las muestras	24
3.1.3	Identificación de cada locus	24
3.1.4	Descripción de los diversos sistemas enzimáticos	24
3.1.5	Cuantificación de las variantes	27
3.1.6	Cálculos de las frecuencias génicas	27
3.1.7	Comprobación del equilibrio de Hardy-Weinberg	27
3.1.8	Obtención de polimorfismo y heterocigosidad por locus (h_i)	28
3.1.9	Cálculos de las frecuencias génicas por locus y localidad y estación del año	28
3.1.10	Análisis de contingencia por localidad y por locus	29
3.1.11	Heterocigosidad media y polimorfismo por localidad	30
3.1.12	Dendrograma para el agrupamiento de las localidades	30

3.1.13	Heterocigosidad por locus, localidad y estación del año. Cálculo del índice de deficiencia de heterocigotos	31
3.1.14	Comprobación del equilibrio de Hardy-Weinberg por locus para las dos estaciones del año	32
3.2.	Determinación de la existencia de diferentes unidades de stock para el recurso jurel dentro del área de estudio	34
4.	REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS	35
	ANEXO TABLAS	39
	ANEXO FIGURAS	61

LEYENDAS DE LAS TABLAS

- Tabla 1. Desembarques de T. s. murphyi en 1994, por región.
- Tabla 2. Proteínas consideradas en el estudio. Nomenclatura: H= hígado; M= músculo.
- Tabla 3. Valores de $V_{\epsilon(h)}$, $V_{g(h)}$ y coeficiente de variación del error respecto a la heterocigosidad media (H) de una muestra de 50 ejemplares.
- Tabla 4. Puertos de muestreo, representando a sus unidades de pesquería en el litoral de Chile continental.
- Tabla 5. Sistemas tampón utilizados en las corridas electroforéticas de jurel. Nomenclatura: M=músculo; H=hígado; S= Selander et al. (1971); Pasteur (1988); B=Bisol et al. (1994).
- Tabla 6. Ubicación geográfica de las zonas de muestreo, fecha y número de individuos capturados por localidad.
- Tabla 7. Cuantificación de las variantes electroforéticas para cada locus variable, en invierno (I) y primavera (P).
- Tabla 8. Cálculo de las frecuencias génicas por locus analizado en invierno y primavera.
- Tabla 9. Test de Chi-cuadrado para la comprobación del equilibrio de Hardy-Weinberg en invierno (I) y primavera (P). Son significativos aquellos valores con P menor o igual al 5%; (*)= cifras menores a 0,01.
- Tabla 10. Heterocigosidad media por locus de los sistemas polimórficos de las enzimas en estudio (23 loci).
- Tabla 11. Cálculo de la frecuencia génica por locus para Iquique.
- Tabla 12. Cálculo de la frecuencia génica por locus para Coquimbo.
- Tabla 13. Cálculo de la frecuencia génica por locus para San Antonio.
- Tabla 14. Cálculo de la frecuencia génica por locus para Talcahuano.
- Tabla 15. Cálculo de la frecuencia génica por locus para Puerto Montt.
- Tabla 16. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus ACP-1.



- Tabla 17. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus ADH-1.
- Tabla 18. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus EMA-1.
- Tabla 19. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus AGPD1.
- Tabla 20. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus IDH-1.
- Tabla 21. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus MDH-1.
- Tabla 22. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus EST-2.
- Tabla 23. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus GOT-1.
- Tabla 24. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus G6P-1.
- Tabla 25. Heterocigocidad media y polimorfismo por localidad en invierno (I) y primavera (P).
- Tabla 26. Heterocigosidad por locus para Iquique por estación del año.
- Tabla 27. Heterocigosidad por locus para Coquimbo por estación del año.
- Tabla 28. Heterocigosidad por locus para San Antonio por estación del año.
- Tabla 29. Heterocigosidad por locus para Talcahuano por estación del año.
- Tabla 30. Heterocigosidad por locus para Puerto Montt por estación del año.
- Tabla 31. Variabilidad genética de los 23 loci en todas las localidades por estación del año.
- Tabla 32. Test de Chi cuadrado para comprobación del equilibrio de Hardy- Weinberg para Iquique en invierno (I) y primavera (P).
- Tabla 33. Test de Chi cuadrado para comprobación del equilibrio de Hardy- Weinberg para Coquimbo en invierno (I) y primavera (P).

- Tabla 34. Test de Chi cuadrado para comprobación del equilibrio de Hardy-Weinberg para San Antonio en invierno (I) y primavera (P).
- Tabla 35. Test de Chi cuadrado para la comprobación del equilibrio de Hardy-Weinberg para Talcahuano en invierno (I) y primavera (P).
- Tabla 36. Test de Chi cuadrado para la comprobación del equilibrio de Hardy-Weinberg para Puerto Montt en invierno (I) y primavera (P).
- Tabla 37. Resumen de estadísticos F de Wright para todos los loci, considerando muestreo simultáneo por localidad y estación del año.

LISTADO DE FIGURAS

Figura 1. Zimograma para las diversas localidades muestreadas.

Figura 2. Dendrograma resultante del estudio de las variantes usando la similitud genética no sesgada de Nei y UPGMA como ligamiento (Correlación cofenética: 0,847).

1. INTRODUCCION

El jurel (Trachurus symmetricus murphyi) se distribuye en el Océano Pacífico Sur desde el margen oriental hasta las proximidades de Nueva Zelanda, principalmente a lo largo del denominado "cinturón del jurel", coincidiendo con la Deriva del Oeste (Grechina, 1992). Sin embargo, los principales desembarques ocurren en puertos de Chile centro-sur (Arancibia et al., in press). En 1994 se desembarcó 4,04 millones de toneladas de T. s. murphyi en Chile, representando el 53% de los desembarques, cuando se considera a todos los recursos ícticos nacionales (SERNAP, 1995). Respecto del total desembarcado de T. s. murphyi a nivel nacional, la Octava Región aportó con 3,24 millones de toneladas en 1994 (Tabla 1).

En Chile T. s. murphyi es la especie objetivo de la industria de reducción, la que produce harina y aceite. Las principales unidades de pesquería se ubican en las zonas norte (Regiones I y II) y centro-sur (Regiones V a IX). En éstas, el jurel se encuentra sometido a régimen de plena explotación, de acuerdo al Decreto Supremo N° 430, de 1991, del Ministerio de Economía, Fomento y Reconstrucción.

Un requisito primario en el ordenamiento pesquero es la identificación de **unidades de stock** sobre los que ejerce su acción la pesquería (Tyler, 1988), ya que el **stock** es la unidad poblacional básica sobre la cual debería sostenerse el ordenamiento pesquero.

En atención a la importancia del recurso jurel a nivel nacional, el Consejo de Investigación Pesquera solicitó la presentación de proyectos con el propósito de resolver la incógnita o de confirmar la existencia de más de un stock de jurel en las aguas marítimas nacionales, frente al litoral continental.

1.1. OBJETIVO GENERAL

Identificar unidades de stock en el recurso jurel explotado en el litoral de las Regiones I a XI.

1.2. OBJETIVOS ESPECIFICOS

- a) Determinar la variabilidad de las variables y/o caracteres y/o marcas biológicas y/o atributos para el recurso jurel.
- b) Identificar las variables y/o caracteres y/o marcas biológicas que aporten mayor variabilidad entre localidades, a través de muestras simultáneas obtenidas para jurel.
- c) Determinar el grado de variación intralocal de las variables y/o caracteres y/o marcas biológicas para jurel.

1.3. EXPOSICION DEL PROBLEMA

El ordenamiento pesquero de los recursos biológicos acuáticos que presentan conducta de alto desplazamiento y movilidad, requiere, entre otros, de información relevante para sus propósitos. Para ello, se debe tener en cuenta las características de grupos más o menos aislados del recurso pesquero, los que deben ser genéticamente diferentes, denominándoseles "poblaciones".

Las características biológicas poblacionales que incluyen **tamaño y eficiencia reproductiva** están determinadas por conjuntos (pools) de genes históricamente establecidos. De lo anterior se deduce que el análisis genético poblacional de un taxón que es recurso pesquero, e.g. especie, sub-especie u otro, es relevante en el ordenamiento pesquero.

La genética de poblaciones estudia los mecanismos naturales de preservación y evolución espacio-temporales de la estructura genotípica poblacional. La base teórica del principio de Hardy-Weinberg describe el destino de la información genética en una población panmíctica de tamaño infinitamente grande en la que no hay elección de genotipos, es decir, cada genotipo dentro de la población tiene la misma posibilidad de sobrevivencia y no hay mortalidad ni reproducción diferencial.

En una población no estructurada, la proporción de genotipos y, por tanto, las frecuencias génicas alcanzan el punto de equilibrio estable en la primera generación después de cruzamientos al azar, manteniéndose constante a lo largo de las generaciones. Esta situación ideal no se cumple y diversos factores la desvían de su punto de equilibrio, alterando su estabilidad y cambiando su estructura genética. En consecuencia, la población se divide en subpoblaciones más o menos relacionadas debido a procesos microevolutivos. Los primeros modelos matemáticos desarrollados para explicar estos procesos fueron elaborados por Fisher (1930) y Wright (1931), perfeccionándolos luego Ryman y Utter (1986).

La aplicación práctica al concepto de subpoblación requiere que existan al menos 2 condiciones: primero, que los genes sean analizados como unidades elementales y, segundo, que la distribución de estos genes se estudie en poblaciones que han sido completamente caracterizadas como unidades biológicas integrales.

Varios son los trabajos de investigación que han demostrado la utilidad de la electroforesis de proteínas, producto de la actividad de genes elementales, para el estudio de la variabilidad genética de diversas especies a través de la cuantificación de loci enzimáticos revelados mediante tinción histoquímica específica sobre un soporte adecuado. De esta manera, es posible visualizar aquellos alelos o variantes proteicas que se separan por

diferencias en su carga eléctrica. Debido a que su expresión génica es codominante, es posible cuantificarlos permitiendo la medición de la variación individual y de grupo. Esta y otras técnicas son recomendadas por FAO (1984) como válidas para la caracterización de un stock desde el punto de vista genético.

La segunda condición se relaciona con la caracterización genética de unidades biológicas elementales que constituyen una especie, situación que se presenta complicada cuando se desea designar grupos intraespecíficos tales como población, población mendeliana, deme, ecotipo, morfo, población elemental, raza microtopográfica, parcela, **stock** u otros.

La idea de stock, definido genéticamente (Kutkuhn, 1981), señala que *"la unidad de stock está constituida por miembros que se cruzan libremente, cuya integridad genética persiste aunque permanezcan temporal y espacialmente aislados como un grupo o aunque ellos, alternativamente, segreguen para cruzarse o que, por otra parte, se mezclen libremente con miembros de otra unidad de stock de la misma especie"*.

Esta definición se refiere a la idea de agregaciones genéticamente discretas que se comportan como unidades que es posible caracterizarlas mediante sus frecuencias génicas, así como el nivel de polimorfismo y la heterocigosidad, lo que permite inferir si la unidad en referencia está en equilibrio de Hardy-Weinberg. Por otra parte, es posible distinguirla de otras unidades de stock mediante el cálculo del nivel de endogamia en cada una y entre ellas, y los cálculos de distancia e identidad genética existentes entre los diversos grupos (Alay et al., 1993).

Acá se adoptará la acepción de **"stock puro"** (Spanakis et al., 1989), basada en la idea de la evolución independiente de las poblaciones que pueden, de esta manera, acumular diferencias

genéticas, constituyendo así unidades discretas de individuos.

1.4. DISCUSION BIBLIOGRAFICA

Varios han sido los intentos realizados para identificar unidades de stock, a través de distintas técnicas, como el marcaje y el uso de caracteres merísticos, morfométricos, de parásitos o bioquímicos (FAO, 1984; Powers et al, 1988; Parker et al, 1990; Ryman, 1991). La utilización de las proteínas como marcadores genéticos en peces proviene de la variabilidad genética que éstas presentan. El polimorfismo en peces es de 20% y la heterocigosidad promedio de alrededor de 5%, lo que explica la existencia de variantes a nivel intraespecífico, inter-específico e intrapoblacional de grupos que presentan algún grado de separación evolutiva (Kirpichnikov, 1992).

Algunos ejemplos son descritos por Crech (1991), quien utiliza 11 sistemas enzimáticos que codifican para 19 loci y 42 alelos para estudiar 2 poblaciones de Atherina spp. (Teleostei, Atheriniidae), confirmando dos "buenas" especies, Atherina presbyter Cuvier, 1829 y A. boyeri, con una distancia de Nei promedio de 0,42.

Lacson et al. (1992), utilizando aloenzimas codificadas por 4 loci (10 de los cuales presentan un alto polimorfismo), identificaron 6 especies distintas del género Sebastes (Pomacentridae), tratadas hasta entonces sólo como un subgrupo dentro del género, sin claras delimitaciones interespecíficas.

Se ha señalado la presencia de grupos genéticamente diferenciables en poblaciones del Mar Mediterráneo de sardina (Sardina pilchardus) y anchoveta (Engraulis encrasicolus). Los dos grupos correspondientes al Mar Egeo y Mar Jónico se encuentran separados

con aislamiento reproductivo parcial para ambas especies (Spanakis et al., 1989).

Epperly (1989), utilizando los mismos métodos que Spanakis et al. (1989), comunicó la existencia de dos stocks en Brevoortia tyranus (Latrobe), responsables de dos reclutamientos sucesivos pero desfasados en el espacio, presentándose el primero en la parte norte del Atlántico de U.S.A., en primavera-verano, y el segundo en latitudes más bajas, en otoño-invierno.

Alay et al. (1993) y González et al. (1992) revelan que *Genypterus maculatus* capturado frente a las costas de la VIII Región se encuentra en equilibrio de Hardy-Weinberg, con flujo génico abierto y, además, que la distancia génica e identidad génica entre los grupos analizados son semejantes, concluyéndose la existencia de un solo grupo poblacional.

La importancia del método electroforético para identificar unidades de stock se presenta en el año 1970, con la creación de un programa a gran escala de Identificación Genética de Stocks en el National Marine Fisheries Service, teniendo como sustrato de trabajo a O. gorbuscha y O. nerka. Este programa se hace extensivo actualmente a otras especies marinas (Shaklee, 1983; Shaklee & Phelps, 1990; Parker et al., 1990).

1.5. FUNDAMENTACION TEORICA

A nivel mundial, las corrientes marinas frías de Benguela, California, Canarias y Humboldt son responsables de la existencia de grandes desembarques (FAO, 1981), basados principalmente en Sardinops, Engraulis y Trachurus, cuyas especies presentan hábitos alimentarios, aprovechando al máximo la energía ofrecida por el

sistema que los sustenta (Konchina, 1987; Sokolov, 1987; Junquera et al., 1988).

Kalchugin (1991) señaló la probable existencia de dos grandes grupos de Trachurus en el Océano Pacífico (Kalchugin, 1991). En los últimos años, Serra (1991) sugirió la existencia de dos unidades poblacionales de jurel, una frente a Chile y otra frente a las costas de Perú. Sin embargo, George-Nascimento y Arancibia (1992), basados en el estudio parasitológico y morfométrico de muestras de jurel obtenidas en Talcahuano e Iquique, concluyen en la existencia de dos stocks ecológicos dados con diferencias significativas en la carga parasitaria, sugiriendo que los ejemplares del norte de Chile constituyen un sólo stock ecológicos con los de Perú.

La variabilidad génica se cuantifica mediante el polimorfismo (proporción de loci polimórficos) y la heterocigosidad (frecuencia promedio de individuos heterocigotos en cada locus). Estos, más la frecuencia génica, permiten realizar análisis estadísticos (Swofford y Selander, 1989) para explorar la agrupación de genotipos.

En algunos casos, la electroforesis de isoenzimas no permite definir la estructura de una población. Esta situación se debe a que solamente detecta las sustituciones de aminoácidos que cambian la carga neta de la proteína, por lo tanto, no es posible evidenciar las variaciones intrónicas o los cambios simultáneos que contrarrestan y anulan los efectos sobre la carga neta. Por otra parte, se sabe que, dada la naturaleza del código genético, solamente el 28% en promedio de los cambios nucleotídicos de un triplete dan lugar a un cambio de aminoácido. Desde este punto de vista, gran parte de las mutaciones puntuales que se van acumulando de generación en generación no es posible detectarlas utilizando sólo las variaciones mostradas por las proteínas. De ahí la necesidad de acompañar estos estudios con otros, como morfométricos,

merísticos y parasitológicos. Aún con sus limitaciones, la técnica de electroforesis de proteínas es utilizada ampliamente en la identificación de poblaciones y en manejo pesquero (Utter & Seeb, 1990; Kirpichnikov, 1992).

1.6. HIPOTESIS DE TRABAJO

HIPOTESIS NULA:

Los ejemplares de jurel provenientes de cinco puertos de desembarque en Chile continental no presentan diferencias significativas en sus frecuencias génicas, en su polimorfismo ni en su heterocigosidad genética promedio, por lo que no es posible reconocer la existencia de más de un stock.

HIPOTESIS ALTERNATIVA:

Los ejemplares de jurel provenientes de cinco puertos de desembarque en Chile continental presentan diferencias significativas en sus frecuencias génicas, en su polimorfismo y en su heterocigosidad genética promedio, por lo que es posible reconocer la existencia de más de un stock.

2. MATERIALES Y METODOS

Las técnicas utilizadas acá en el análisis electroforético de los 15 sistemas enzimáticos han sido descritas por Harris y Hopkinson (1976), Pasteur et al. (1988) y Richardson et al. (1986), consistiendo en la separación diferencial de isoenzimas en un campo eléctrico y posterior tinción específica de las mismas. En cada localidad se muestreó 50 ejemplares de T. s. murphyi, en los cuales

se verifica el estudio de 23 loci que equivalen a 15 isoenzimas. Las proteínas consideradas se presentan en la Tabla 2.

2.1. TAMAÑO DE LA MUESTRA

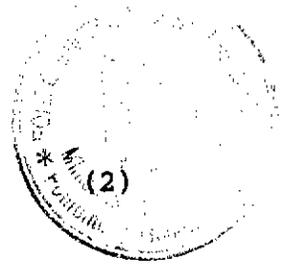
En el presente estudio, el muestreo se basó en Gorman y Renzi (1979), quienes concluyeron que las estimaciones de la heterocigosidad y la distancia genética están afectadas principalmente por el número de loci estudiados y, secundariamente, por el número de individuos por muestra.

En general, los peces presentan heterocigosidad promedio entre 0,033 y 0,11 (Nevo, 1978). En los estudios de distancia genética en subpoblaciones, el valor obtenido será menor que si se considera poblaciones a otro nivel superior, por lo tanto, el sesgo será importante en relación al valor "real". Como consecuencia, es necesario considerar un número de individuos que sea representativo y un número de loci que dé cuenta de la exactitud de las medidas de heterocigosidad y distancia genética (Nei, 1978). Para un locus, un estimador no sesgado de la heterocigosidad (h) en la muestra está dada por:

$$h = 2n \frac{(1 - \sum x_i^2)}{(2n-1)} \quad (1)$$

donde: x_i es la frecuencia alélica en la muestra; n es el número de individuos en la muestra.

El estimado de heterocigosidad promedio (H) no sesgado de una muestra en los r loci es



$$\bar{H} = \sum_{(k-1)}^r \frac{h_k}{r}$$

donde h_k es el valor de h para los k loci.

Para k loci la heterocigosidad observada (muestral) se puede escribir como

$$h_k = \epsilon_k + S_k \tag{3}$$

donde h_k es la heterocigosidad poblacional ($1 - \sum p_i^2$); S_k es el error de la muestra con media=0 y varianza $V_{s(hk)}$.

La varianza ($V_{(h)}$) de h_k en todos los loci (el genoma entero) es:

$$V_{(h)} = V_{\epsilon(h)} + V_{S(h)} \tag{4}$$

donde: $V_{\epsilon(h)}$ es la varianza de V_k y corresponde a la varianza interlocus; $V_{s(h)}$ corresponde a la varianza intralocus para cada loci.

El estimador no sesgado de H es un simple promedio de la heterocigosidad para todos los loci individuales. Su varianza está dada por

$$V_{(H)} = \frac{V_{(h)}}{r} \tag{5}$$

donde r es el número de loci.

Para el modelo de alelos infinitos, la varianza interlocus está dada por



$$V_{\epsilon(h)} = \frac{2M}{(M+1)^2(M+2)(M+1)} \quad (6)$$

donde M (Ecuación 8) es el parámetro definido sobre la base del tamaño efectivo de la población y la tasa de mutación por locus, por generación.

La varianza intralocus está dada por:

$$V_{s(h)} = \frac{2M[(M+4) + 8(n-1)M]}{2n(2n-1)(M+1)(M+2)(M+3)} \quad (7)$$

donde n = número de individuos por muestra.

Los valores de $V_{\epsilon(h)}$ (varianza interlocus) y $V_{s(h)}$ (varianza intralocus), para varios valores de M y h se presentan en Tabla 3, de acuerdo a los valores de heterocigosidad informados para peces por varios autores (Alay et al., 1993).

El parámetro M de las Ecuaciones (6) y (7) corresponde a

$$M = 4Nv \quad (8)$$

donde: N es el tamaño de la población; v es la tasa mutacional; H es la heterocigosidad.

Y, además,

$$H = \frac{M}{(1+M)} \quad (9)$$

La heterocigocidad esperada es:

$V_{\epsilon(h)}$ = varianza de la heterocigocidad interlocus.

El error en los cálculos de la heterocigocidad disminuye si se considera 20 loci. Si heterocigocidad=0,020, entonces:

$$V_{s(h)} = 0.00013 \quad (10)$$

Para 15 loci se tiene que

$$V_{s(h)} = \frac{0.00013}{15} \quad (11)$$

por lo que el error es

$$\xi = \sqrt{V_{s(h), 15 \text{ loci}}} = \sqrt{\frac{0.00013}{15}} = 0.0029 \quad (12)$$

lo que equivale a un 15% de error en la medición y se considera aceptable (Nei, 1978).

La distancia genética de Nei basada en los datos obtenidos en la población X y en la población Y , se define como:

$$D_m = -\ln \frac{G_{XY}}{\sqrt{G_X G_Y}} \quad (13)$$

donde: G_x , G_y y G_{xy} son los promedios Σp_i^2 , Σq_i^2 , y $\Sigma p_i q_i$ en todos los loci en el genoma de las poblaciones X e Y , respectivamente.

El estimador no sesgado de la distancia genética de las poblaciones X e Y se define como:

$$D_h = -\ln \left[\frac{J_{xy}}{\frac{2n_x J_{(x-1)}}{\sqrt{2n_{(x-1)}}} \frac{2n_y J_{(y-1)}}{\sqrt{2n_{(y-1)}}}} \right] \quad (14)$$

donde:

G_x , G_y de la población son el promedio de $(2n_x J_{x-1}) / (2n_{x-1})$ y $(2n_y J_{y-1}) / (2n_{y-1})$ sobre los r loci estudiados, respectivamente; el estimador muestral está representado por la letra J . De esta forma, G_{xy} está representado por J_{xy} en la muestra, siendo J_x , J_y y J_{xy} los promedios de Σx_i^2 , Σy_i^2 , $\Sigma x_i y_i$ de los r loci en la muestra, respectivamente.

Un estimador no sesgado de la distancia genética para un solo locus, (D_m), está dado por:

$$D_m = \frac{2n_x \sum x_{i^2} - 1}{2(2n_x - 1)} + \frac{2n_y \sum y_{i^2} - 1}{2(2n_y - 1)} - \sum x_i y_i \quad (15)$$

El estimador no sesgado de D_m está dado por la varianza intralocus, $V_s(d_k)$, de la forma

$$V_s(d_k) = \left[\frac{V_s(J_y) + V_s(J_x)}{4} \right] + V_s(J_{xy}) - COV_s(J_x, J_{xy}) - COV_s(J_y, J_{xy}) \quad (16)$$

donde:

$$V_s(j_x) = V_s(h_k) \quad (17)$$

para la población X,

$$V_s(j_y) = V_s(h_k) \quad (18)$$

y para la población Y,

$$V_s(j_{xy}) = \frac{[(1-2n_x-2n_y) (\sum p_i q_i)^2 + (2n_x-1) \sum p_i^2 q_i + (2n_y-1) \sum p_i q_i^2 + \sum p_i q_i]}{4n_x n_y} \quad (19)$$

$$COV(j_y, j_{xy}) = 2 \frac{[\sum p_i^2 q_i - (\sum p_i^2) (\sum p_i q_i)]}{2n_x} \quad (20)$$

$$COV_s(j_y, j_{xy}) = \frac{2[\sum p_i q_i^2 - (\sum q_i^2) (\sum p_i q_i)]}{(2n_y)} \quad (21)$$

siendo la expresión de la varianza de d_k en todos los loci de la siguiente forma

$$V_{(d)} = V_{\epsilon(d)} + V_{s(d)} \quad (22)$$

Se analizó 23 loci que codifican para proteínas de jurel, lo que se considera suficiente para la determinación de la distancia genética no sesgada de Nei (Nei, 1978). Se obtuvieron muestras de hígado y músculo de 50 ejemplares obtenidos en las zonas de pesca de las flotas de Iquique, Coquimbo, San Antonio, Talcahuano y Puerto Montt, en el período otoño-invierno de 1995, entre el 16 de junio y el 5 de julio.

2.2. ANALISIS DE LOS DATOS

El análisis de los datos contempló la aplicación de los programas computacionales BIOSYS (Swofford y Selander, 1989) y NTSYS (Rohlf, 1990), con los cuales se obtuvo la frecuencia génica, el equilibrio Hardy-Weinberg y la posible separación de los grupos.

2.2.1. CALCULO DE LA FRECUENCIA GENICA ($f_{i,a}$) POR LOCALIDAD

Luego del conteo de los genes por cada locus de cada una de las isoenzimas en los geles respectivos se procede al cálculo de la frecuencia alélica mediante la siguiente expresión:

$$f_{i,a} = \frac{\text{Numero alelos } a}{2N} \quad (23)$$

donde: N = es el número de individuos muestreados (50 individuos por localidad, esto es, 100 genes).

2.2.2. CALCULO DE LA HETEROCIGOSIDAD Y POLIMORFISMO POR LOCALIDAD

La heterocigosidad y el polimorfismo son expresiones de variabilidad dentro de las poblaciones y, por lo tanto constituyen una característica de cada grupo muestreado. La heterocigosidad por locus (H_i) está dada por la siguiente relación:

$$H_i = \frac{h}{n} \quad (24)$$

donde:

- H_i = heterocigosidad del locus i en una muestra;
 h = individuos heterocigotos por locus;
 n = número de individuos por muestra.

La heterocigosidad promedio (\bar{H}_r) en todos los loci está dada por:

$$\bar{H} = \frac{\sum H_r}{r} \quad (25)$$

donde:

- $\sum H_r$ = sumatoria de la heterocigosidad observada por locus por muestra;
 r = número de loci por muestra.

El polimorfismo se evalúa sobre la base de 3 criterios:

- a) la proporción de loci polimórficos en el total de loci considerados por muestra analizada;
- b) criterio de $P \leq 0,95$: la frecuencia del alelo más común para el locus tiene una frecuencia no superior a 0,95;

- c) criterio de $P \leq 0,99$: la frecuencia del alelo más común para el locus tiene una frecuencia no superior a 0,99.

Para los cálculos de la heterocigosidad esperada se utiliza la ecuación de equilibrio de las frecuencias génicas de Hardy-Weinberg, que establece que la sumatoria de todas las frecuencias génicas es igual a uno, esto es:

$$p_i^2 + 2p_iq_i + q_i^2 = 1 \quad (26)$$

donde:

P_i = frecuencia génica del alelo x en la muestra;

q_i = frecuencia génica del alelo y en la muestra;

p_i^2 = frecuencia esperada de individuos homocigóticos con alelo x en la muestra;

q_i^2 = frecuencia esperada de individuos homocigóticos con alelo y en la muestra;

$2p_iq_i$ = frecuencia esperada de individuos heterocigóticos con alelos x e y en la muestra;

$H_e = 2p_iq_i$ = heterocigosidad esperada.

2.2.3. TEST DE χ^2 PARA ESTABLECER POSIBLES DESVIACIONES AL EQUILIBRIO HARDY-WEINBERG

Se aplica el test del χ^2 para observar cuán alejada está cada una de las poblaciones del equilibrio Hardy-Weinberg. Se analiza cada muestra de tal forma de cuantificar la variación espacial.

2.2.4. CALCULO DE F_{st}

Para establecer el flujo génico entre las muestras, en el caso de verificarse que éstas no están en equilibrio Hardy-Weinberg, se

calcula el estadístico F_{st} , que es el índice de fijación de la población y que cuantifica el flujo génico entre las subunidades poblacionales consideradas.

Sea una población subdividida, entonces ésta tiene tres niveles de complejidad: organismos individuales (I), subpoblaciones (S) y la población total (T). Entonces, se define:

H_I = heterocigocidad de un individuo en una subpoblación;

H_S = heterocigocidad esperada de un individuo en una subpoblación de apareamiento al azar equivalente;

H_T = heterocigocidad esperada de un individuo en la población total de apareamiento al azar equivalente;

H_I = heterocigocidad observada promediada sobre las subpoblaciones.

Si H_i es la heterocigocidad en una subpoblación i , entonces, para el caso de k subpoblaciones, se tiene

$$H_I = \sum_{i=1}^k \frac{H_i}{k} \quad (27)$$

Si $p_{i,s}$ es la frecuencia de i alelos en la subpoblación s , y H_s es la heterocigocidad Hardy-Weinberg esperada en una subpoblación s , entonces:

$$H_s = 1 - \sum_{i=1}^k p_{i,s}^2 \quad (28)$$

donde i corresponde a los alelos; H_s es el promedio de H_s , tomando todas las subpoblaciones.

Finalmente, si p_i es la frecuencia de un alelo i promediado sobre las subpoblaciones, entonces

$$H_T = 1 - \sum_{i=1}^k p_i^2 \quad (29)$$

El coeficiente de endogamia se calcula según

$$F_{IS} = \frac{H_S - H_I}{H_S} \quad (30)$$

El efecto de la subdivisión en una población está medida por la cuantía del índice de fijación (F_{st}), que es la reducción en la heterocigocidad de una población debido a la deriva genética al azar. De esta forma:

$$F_{st} = \frac{H_T - H_S}{H_T} \quad (31)$$

F_{st} es siempre un valor positivo, menor que 1, debido a que el efecto Wahlund asegura que $H_T > H_S$. De esta forma:

$$F_{IT} = \frac{H_T - H_I}{H_T} \quad (32)$$

2.2.5. CALCULO DE LA IDENTIDAD GENICA NO SESGADA Y LA DISTANCIA GENICA NO SESGADA DE NEI (1978)

Supongamos que A y B son dos poblaciones, k es un locus génico dado, y que en las dos poblaciones se observa i alelos diferentes. Si las frecuencias de los alelos en la población A se representan por a_1, a_2, a_3, \dots , y en la población B por b_1, b_2, b_3, \dots , entonces, la similitud genética entre las dos poblaciones en este locus puede medirse por I_k , según la siguiente expresión:

$$I_k = \frac{\sum a_i b_i}{\sqrt{\sum a_i^2 \sum b_i^2}} \quad (33)$$

donde: Σ representa "sumatoria de"; $a_i b_i$ representa los productos $a_1 b_1, a_2 b_2, a_3 b_3, \dots$; a_i^2 significa $a_1^2, a_2^2, a_3^2, \dots$; b_i^2 significa $b_1^2, b_2^2, b_3^2, \dots$

Para estimar la diferenciación genética entre dos poblaciones debe estudiarse varios loci. Entonces, sean I_{ab} , I_a e I_b las medias aritméticas, para todos los loci, de $\Sigma a_i b_i$, Σa_i^2 y Σb_i^2 , respectivamente.

La identidad genética (I) entre las dos poblaciones puede medirse por (Nei, 1987):

$$I = \frac{I_{ab}}{\sqrt{I_a I_b}} \quad (34)$$

y la distancia genética (D) entre las poblaciones puede medirse por:

$$D = -\ln I \quad (35)$$



2.2.6. CONSTRUCCION DE DENDROGRAMA

Con los valores de la distancia genética no sesgada de Nei, o utilizando algún índice de similitud, se realiza un análisis de conglomerado aplicando el algoritmo UPGMA (con ligamiento promedio no ponderado), contenido en el paquete computacional Biosys 1.7.

2.3. MUESTREO Y TOMA DE DATOS

2.3.1. ZONA DE ESTUDIO

La zona de estudio cubrió los principales centros de desembarque de jurel entre la I y XI Región. Los lugares de muestreo se presentan en la Tabla 4.

2.3.2. PERIODO DE ESTUDIO

El presente informe comprende todo el período de estudio, esto es, un año.

2.3.3. OBTENCION DE LAS MUESTRAS

Las muestras fueron extraídas a bordo y cada ejemplar fue medido en su longitud horquilla (cm), extrayéndosele un trozo de músculo y uno de hígado, con una réplica en cada caso. Los 2 trozos de músculo y los 2 de hígado fueron depositados en pequeñas bolsas de plástico rotuladas y almacenadas en envases de plumavit provistos de hielo.

Inmediatamente arribada la nave a puerto, las muestras fueron

congeladas a $-20^{\circ}\text{C}/-30^{\circ}\text{C}$ y luego remitidas al Laboratorio de Genética de la Universidad de Concepción, evitándose en lo posible alteraciones post mortem que se evidencian como disociaciones enzimáticas post traduccionales, lo que puede alterar los zimogramas.

Anteriormente, Troncoso (1983) y Arriagada et al. (1984) realizaron experimentos destinados a conocer el comportamiento de las enzimas de jurel sometidas a prolongado almacenamiento en frío, utilizando como signos de estabilidad la actividad enzimática. Los zimogramas obtenidos por electroforesis revelaron enzimas "resistentes", como la LDH, y otras "sensibles", como la MDH. La LDH es estable y resistente a los cambios de temperatura, hasta 64 días, a -20°C , sin que se alteren sus zimogramas. Posteriormente desaparecen las bandas B_4 y AB_3 , sin que ocurra lo mismo para MDH, la que presenta alteración evidente a los 10 días de estar almacenada a -20°C .

2.3.4. TRATAMIENTO DE LAS MUESTRAS EN EL LABORATORIO

En el Laboratorio de Genética, se procedió a separar las réplicas de músculo e hígado de cada ejemplar de jurel, depositándolas en envases rotulados, almacenándolos en un freezer a -80°C , asegurándose su estabilidad. La existencia de una réplica permite repetir los análisis, en caso de ser necesario.

2.3.5. ELECTROFORESIS DE ISOENZIMAS

2.3.5.1. Sistemas enzimáticos

La información referente a cada uno de los tampones utilizados para las corridas electroforéticas se resume en la Tabla 5, especi-

ficándose 3 grupos de enzimas que fueron corridas en 2 sistemas tampón, a pH 6,3-6,7 usando un tampón Tris-citrato (TC), recomendado por Selander et al. (1971), y el otro a pH 8,5, usando Tris-ácido bórico, recomendado por Bisol et al. (1994).

2.3.5.3. Condiciones de las corridas electroforéticas

Se utilizó dos fuentes de poder Heath Modelo 2717 A y una fuente de poder Buchler 3-1500, y gel de almidón (Sigma) al 12,5%. La temperatura fue de 5° C y adición de hielo cuando fue necesario. El tiempo de corrida indicado por el trazador (Azul de bromofenol) fue alrededor de 5 horas. El voltaje, para Tampón TC y TB, no sobrepasó los 250 V y los 105 mA.

3. RESULTADOS Y DISCUSION

3.1. DETERMINACION DE LAS VARIABLES Y/O CARACTERES Y/O MARCAS BIOLÓGICAS Y/O ATRIBUTOS PARA EL RECURSO JUREL

3.1.1. MUESTREO SIMULTANEO

Los muestreos fueron realizados lo más simultáneamente posible (Tabla 6), en los lugares de pesca próximos a los principales centros de desembarque.

Las muestras de músculo e hígado para los análisis genéticos de las muestras de Puerto Montt fueron obtenidas de ejemplares de jurel congelados y enteros. El tiempo transcurrido fue de diez días entre la toma de la muestra y su llegada al laboratorio. Estas dos causas pueden explicar que no todos los individuos de jurel hubieran revelado todos los sistemas enzimáticos en estudio, con lo

que se disminuyó el número de ejemplares en algunos sistemas enzimáticos más sensibles en esa localidad

3.1.2. ELECTROFORESIS DE LAS MUESTRAS

Se analizó aproximadamente 400 geles, obteniéndose 8000 datos, dadas las repeticiones que fue oportuno realizar.

3.1.3. IDENTIFICACION DE CADA LOCUS

Se obtuvo un total de 23 loci como consecuencia del análisis de los 15 sistemas enzimáticos. Los diversos zimogramas, con su morfología por localidad, se presentan en la Figura 1.

3.1.4. DESCRIPCION DE LOS DIVERSOS SISTEMAS ENZIMATICOS

MALATO DESHIDROGENASA (MDH) 1.1.1.37

Enzima monomórfica con 2 loci (MDH-1, MDH-2). Se visualiza tres bandas que corresponden a dímeros formados por moléculas enzimáticas producidos por ambos loci, de acuerdo con la literatura (Pasteur et al., 1988; Richardson et al., 1986). El locus MDH-1 se presenta invariable en todas las localidades, excepto en Puerto Montt, donde aparece un alelo B con un bajo polimorfismo, formando tres bandas que migran más lento en el gel.

LACTATO DESHIDROGENASA (LDH) 1.1.1.27

Enzima monomórfica en todas las localidades; presenta 2 loci (LDH-1, LDH-2), anódica y catódica, respectivamente, con 2 bandas tenues de asociación.

FOSFOGLOCOMUTASA (PGM) 2.7.5.1

Enzima monomórfica en todas las localidades; presenta 2 loci (PGM-1, PGM-2) de migración anódica, separadas entre sí por una tenue banda de asociación y una banda transparente que corresponde a tetrazolium oxidasa.

GLUCOSA FOSFATO ISOMERASA (PGI) 5.3.1.9

Presenta 2 loci (PGI-1, PGI-2) de migración anódica. Se revelan 2 bandas, más una banda tenue intermedia de asociación.

GLUTAMATO OXALATO TRANSAMINASA (GOT) 2.6.1.1

Presenta 2 loci: GOT-1 de migración anódica; monomórfico en Coquimbo, San Antonio, Talcahuano y Puerto Montt; presenta un alelo de migración lenta con bajo polimorfismo en Iquique. GOT-2 de migración catódica y monomórfico en todas las localidades.

ALCOHOL DESHIDROGENASA (ADH) 1.1.1.1

Presenta un locus (ADH-1) de migración catódica; aparece como monomórfico en las localidades de Iquique, Talcahuano y Puerto Montt. En las localidades de Coquimbo y San Antonio presenta un bajo polimorfismo con un alelo de migración lenta.

GLUCOSA 6 FOSFATO DESHIDROGENASA (G6PDH) 1.1.1.49

Enzima dimérica; presenta 1 locus (G6PDH-1) polimórfico con 3 alelos en Iquique, Coquimbo y Puerto Montt. En las localidades de San Antonio y Talcahuano, el locus aparece monomórfico.

ISOCITRATO DESHIDROGENASA (IDH) 1.1.1.42

Enzima dimérica; presenta 1 locus polimórfico (IDH-1) con 2 alelos, en todas las localidades.

6-FOSFOGLUCONATO DESHIDROGENASA (6PGDH) 1.1.1.44

Presenta 1 locus (PGDH-1) de migración anódica. Este locus es claramente polimórfico en todas las localidades. No fue posible su

interpretación a pesar de las diversas técnicas ensayadas para definir mejor su morfología. Dada la importancia potencial de este locus, se continua ensayando.

FOSFATASA ACIDA (ACP) 3.1.3.2

Enzima dimérica; presenta 1 locus (ACP-1) polimórfico con 3 alelos en todas las localidades.

GLUTAMATO DESHIDROGENASA (GDH) 1.4.1.2/3

Presenta dos loci: GDH-1 de migración anódica y GDH-2 de migración catódica. El locus GDH-2 es invariable en todas las localidades. El locus GDH-1 presenta migración y bandeo diferencial, lo que parece indicar su polimorfismo. Sin embargo, es necesario aclarar este punto ensayando nuevas variables (pH, fuerza iónica, concentración del gel).

ENZIMA MALICA (EM) 1.1.1.40

Enzima dimérica; presenta 1 locus (EM-1) polimórfico en todas las localidades.

ESTERASA (EST) 3.1.1.1

Enzima con 4 loci (ES-1, ES-2, ES-3, ES-4) de migración anódica. El locus ES-2 es polimórfico (monomérico) en todas las localidades, excepto Talcahuano.

ALFA GLICEROFOSFATO DESHIDROGENASA (ALFA-GPDH) 1.1.1.8

Enzima dimérica; presenta un locus (GPD-1) de migración anódica y polimórfico en todas las localidades.

SUPEROXIDO DISMUTASA (SOD) 1.15.1.1

Presenta 1 locus (SOD-1) de migración anódica; monomórfica en todas las localidades.

3.1.5. CUANTIFICACION DE LAS VARIANTES

El número de individuos por clase genotípica y locus variable (polimórfico), en cada una de las localidades, se presenta en la Tabla 7, obteniéndolos del conteo directo de todos los geles realizados. Con las letras A, B, C se designa los diferentes alelos. En invierno los loci ACP-1 y G6P-1 presentaron tres alelos; los loci EMA-1, AGPD1, IDH-1, EST-2, GOT-1, ADH-1 y MDH-1 presentaron dos alelos y los loci restantes fueron monomórficos. En primavera la situación es semejante para todos los sistemas, con excepción de ADH-1 y MDH-1 que aparecieron monomórficos y de GOT-1 que aumentó su variabilidad.

3.1.6. CALCULO DE LAS FRECUENCIAS GENICAS

Los cálculos de las frecuencias génicas (f_{ia}), por locus variable analizado (Ecuación 23) para ambas estaciones del año, aparecen en la Tabla 8. Se designa con las letras p, q, r las frecuencias de los alelos A, B, C respectivamente.

Al comparar las frecuencias génicas en cada estación del año aparecen diferencias en los sistemas AGPD-1, EMA-1 y G6P-1.

3.1.7. COMPROBACION DEL EQUILIBRIO DE HARDY-WEINBERG

La comprobación del equilibrio de Hardy-Weinberg se realizó mediante el test de Chi cuadrado. Se infiere la existencia de algunos sistemas que no responden al equilibrio Hardy Weinberg; estos son en invierno: EMA-1, AGPD, EST-2, GOT-1, G6P-1 y MDH-1; y en primavera: ACP-1, EMA-1, AGPD-1, GOT-1 y G6P-1 (Tabla 9).

3.1.8. OBTENCION DE POLIMORFISMO Y HETEROCIGOSIDAD POR LOCUS (H_i)



La heterocigosidad por locus (H_i), corresponde al número de individuos que son heterocigotos por locus variable (Ecuación 24). El valor para la heterocigosidad media (H_r) correspondiente a toda la población analizada en invierno es de 0,142 y de 1,133 en primavera, para los 23 loci (Tabla 9). El valor del polimorfismo es 26,1%, con criterio menor o igual a 95%; y de 39,1%, con criterio de 99,9%. En consecuencia, el valor de la heterocigosidad está dentro de los señalados para los peces.

3.1.9. CALCULOS DE LAS FRECUENCIAS GENICAS POR LOCUS, LOCALIDAD Y ESTACION DEL AÑO

En la muestra de Iquique, para ambas estaciones, aparecen 7 loci polimórficos, de los que ACP-1 y G6P-1 tienen 3 alelos; EMA-1, AGPD-1, IDH-1, EST-2 y GOT-1 tienen 2 alelos. GOT-1 sólo es polimórfica en Iquique, con frecuencia baja para el alelo menos frecuente ($q=0,02$). Esta localidad tiene un total de 32 alelos. Las frecuencias génicas son presentadas en la Tabla 11.

En la muestra de Coquimbo, en invierno aparecen 7 loci polimórficos, de los que G6P-1 y ACP-1, tienen 3 alelos; ADH-1, EMA-1, AGPD-1, IDH-1, EST-2 tienen 2 alelos. En esta localidad aparece polimórfica ADH-1, a diferencia de lo que se observa en Iquique. En primavera hay 6 loci polimórficos, no encontrándose polimorfismo para ADH-1. El número de alelos es el mismo observado en invierno. Las frecuencias génicas son presentadas en la Tabla 12.

En la muestra de San Antonio en invierno aparecen 7 loci polimórficos y 31 alelos; ACP-1 tiene 3 alelos; ADH-1, EMA-1, AGPD-1, IDH-1, EST-2 y G6P-1 tienen 2 alelos. Se mantiene el polimorfismo observado para ADH-1 en Coquimbo. El muestreo de primavera describe

describe 6 loci polimórficos y 30 loci: ACP-1 y G6P-1 con 3 alelos y EMA-1, AGPD-1, IDH-1 y EST-2 con 2 alelos. Las frecuencias génicas se muestran en la Tabla 13.

En la muestra de Talcahuano aparecen 30 alelos y existen 6 loci polimórficos en invierno, de los que ACP-1 tiene 3 alelos; EMA-1, AGPD-1, IDH-1, EST-2 y G6PD-1 tienen 2 alelos. En primavera hay también 6 loci polimórficos, de los cuales ACP-1 y G6P-1 presentan 3 alelos y EMA-1, AGPD-1, ADH-1 y EST-2 con 2 alelos (Tabla 14).

En invierno, Puerto Montt presentó 7 loci polimórficos y 31 alelos. Sólo G6P-1 presentó 3 alelos y ACP-1, EMA-1, AGPD-1, IDH-1, MDH-1 y EST-2, presentaron 2 alelos. En primavera, hubo también 31 alelos y 6 loci polimórficos: ACP-1 y G6P-1 con 3 alelos y EMA-1, AGPD-1, IDH-1 y EST-2 con 2 alelos (Tabla 15).

3.1.10. ANALISIS DE CONTINGENCIA POR LOCALIDAD Y POR LOCUS

Los análisis de contingencia para los alelos por localidad y locus aparecen en las Tablas 16 a 24.

En invierno, la probabilidad en los casos de los loci ACP-1 (Tabla 16), EMA-1 (Tabla 18), AGPD-1 (Tabla 19), EST-2 (Tabla 22) y G6P-1 (Tabla 24) indican diferencias altamente significativas en las frecuencias génicas entre las localidades comparadas. El locus IDH-1 (Tabla 20) presenta diferencias significativas entre las localidades. Los loci ADH-1 (Tabla 17), MDH-1 (Tabla 21) y GOT-1 (Tabla 23) no son significativamente diferentes entre localidades.

En primavera, los valores de las probabilidades en los loci: AGPD-1 (Tabla 19), EST-2 (Tabla 22), GOT-1 (Tabla 23) y G6P-1 (Tabla 24) indican diferencias altamente significativas en las

frecuencias génicas en las localidades comparadas. Los loci ACP-1 (Tabla 16) y EMA-1 (Tabla 18) manifiestan diferencias significativas entre localidades. El locus IDH-1 (Tabla 22) no presenta mayores fluctuaciones entre localidades. Los loci ADH-1 (Tabla 19) y MDH-1 (Tabla 21) resultaron ser monomórficos en todas las localidades analizadas en el muestreo de primavera.

3.1.11. HETEROCIGOSIDAD MEDIA Y POLIMORFISMO POR LOCALIDAD

La heterocigosidad promedio por locus y el polimorfismo revelan la existencia de poca variación entre las localidades (Tabla 25). En el muestreo de invierno, Iquique presenta la menor heterocigosidad por conteo directo, aunque Talcahuano es la localidad que presenta menor heterocigosidad media por locus y menor polimorfismo.

En el muestreo de primavera, Coquimbo y Puerto Montt presentaron menor heterocigosidad por conteo directo, pero Talcahuano presentó los valores más bajos de heterocigosidad media por locus y menor polimorfismo (Tabla 25).

3.1.12. DENDROGRAMA PARA EL AGRUPAMIENTO DE LAS LOCALIDADES

De acuerdo al dendrograma, las distintas localidades en las dos épocas del año (invierno y primavera), se ajustan al modelo de población no subdividida, ya que, de acuerdo a Ayala y Kiger (1984), se considera que, con un índice de similitud mayor a 0,97 no se puede definir subpoblaciones. Para el muestreo de invierno, Iquique y Coquimbo son entre sí más similares que San Antonio y Talcahuano, que a su vez son muy parecidos entre sí, y a Puerto Montt que muestra un grado de similitud menor a los otros grupos (Fig 2). Para el muestreo de primavera, el ordenamiento es

distinto: Iquique y San antonio son más similares que Talcahuano y Puerto Montt, que a su vez son muy parecidos entre sí a Coquimbo, que muestra un grado de similitud menor a los otros grupos.

3.1.13. HETEROCIGOSIDAD POR LOCUS, LOCALIDAD Y ESTACION DEL AÑO. CALCULO DEL INDICE DE DEFICIENCIA DE HETEROCIGOTOS.

La heterocigosidad por locus, localidad y estación del año se presenta en las Tablas 26 a 30. Un resumen de las medidas que cuantifican la variabilidad en todas las localidades se presenta en la Tabla 33. El número de alelos por locus, loci polimórficos y heterocigosidad observada y esperada no son significativamente variables entre las localidades. En general, sea por deficiencia de este índice, señalado con el signo negativo, o por exceso por sobre un 25 a 30%, se espera que un determinado locus no cumpla con la condición de equilibrio.

En invierno el número de alelos por locus es igual para 3 localidades Iquique, Coquimbo, Puerto Montt: 1,4; Talcahuano y San Antonio es un poco menor 1,3 y se debe a que no aparece la G6P-1 con 3 alelos sino que sólo los alelos A y C con una expresión uniforme en todos los individuos analizados. Además no aparecen los loci polimórficos: GOT-1, ADH-1 ni MDH-1 como en las otras localidades.

Talcahuano presenta el polimorfismo más bajo de todas las localidades analizadas, es el único que presenta sólo 6 loci polimórfico y deficiencias de heterocigotos se observan en Iquique, Coquimbo y Puerto Montt. San Antonio y Talcahuano presenta mayor número de heterocigotos que lo esperado de acuerdo a Hardy-Weinberg. En Primavera el número de alelos por locus disminuye a 1,3 en 4 localidades: Coquimbo, San Antonio, Talcahuano y Puerto Montt. Esto se debe a que desaparece el polimorfismo de ADH-1

(visible en Coquimbo y San Antonio en Invierno) y el de MDH-1 (visible en Puerto Montt en Invierno). La única localidad que conserva el número de alelos (1,4) es Iquique puesto que es la única en que el sistema GOT-1 es polimórfico con dos alelos en las dos épocas del año. Deficiencias de heterocigotos se observan en todas las localidades pero esta deficiencia es menor en Talcahuano. Por otra parte al observar las Tablas 30 a la 34 se aprecia que hay varias localidades en que algunos sistemas, claramente EST-2 que presenta excesos de heterocigotos de acuerdo lo esperado según Hardy-Weinberg.

3.1.14. COMPROBACION DEL EQUILIBRIO DE HARDY-WEINBERG POR LOCUS PARA LAS DOS ESTACIONES DEL AÑO

Sobre la base del equilibrio de Hardy Weinberg (ecuación 26) y con las frecuencias génicas calculadas (Tablas 11 a 15), se calculó luego la frecuencia genotípica esperada y se verificó el equilibrio mediante el test de Chi cuadrado para las dos estaciones del año. En Tablas 32 a la 36 se entrega la información para cada locus por localidad.

Los sistemas AGPD-1, IDH-1, EST-2 y GOT-1 no están en equilibrio Hardy-Weinberg para Iquique en invierno, aunque lo están ACP-1, EMA-1 y G6P-1 (Tabla 32). Todos los sistemas que no están en equilibrio se presentan con deficiencias de heterocigotos por sobre 25%. En primavera, ACP-1, EMA-1, GOT-1 y G6P-1 no están en equilibrio Hardy-Weinberg, pero sí lo están AGPD-1, IDH-1 y EST-2, situación inversa a lo ocurrido en invierno. Sin embargo, a semejanza de lo ocurrido en la estación invernal, todos los sistemas que no están en equilibrio, están con deficiencias de heterocigotos.

Para Coquimbo, en invierno, se presentan en equilibrio ACP-1, ADH-1, EMA-1, APGD-1, IDH-1 y G6P-1, y no EST-2 (Tabla 33). El alejamiento al equilibrio Hardy-Weinberg de EST-2 se debe a que presenta un exceso de heterocigotos (45,5%). En primavera, la situación es inversa, no presentando equilibrio Hardy-Weinberg ACP-1, EMA-1 y AGPD-1 lo que se debería a que en los diversos sistemas se observan deficiencias de heterocigotos. EST-2 e IDH-1 están en equilibrio Hardy-Weinberg.

Los sistemas en equilibrio en invierno para San Antonio son ACP-1, ADH-1, EMA-1, AGPD-1, IDH-1 y EST-2, y no lo están G6P-1 (Tabla 34). El locus G6P-1 presenta un exceso de heterocigotos (98%), lo que tiene como consecuencia el alejamiento del equilibrio Hardy-Weinberg. En primavera, no presentan equilibrio Hardy-Weinberg los sistemas ACP-1, EMA-1 y EST-2, con deficiencias de heterocigotos; pero sí lo hacen AGPD-1, IDH-1 y G6P-1 en los que hay coincidencia entre lo esperado y observado.

Para Talcahuano, en invierno, se presenta equilibrio de Hardy-Weinberg en los sistemas ACP-1, APGD-1 e IDH-1, y alejada ligeramente del equilibrio está EMA-1. No están en equilibrio EST-2 y G6P-1. El locus EMA-1 presenta una deficiencia de 43,8%, en tanto el locus de EST-2 y G6P-1 presentan exceso de heterocigotos de 94,1% y de 98% (Tabla 35). En primavera, se encuentran en equilibrio APGD-1, IDH-1 y EST-2, pero no lo están ACP-1 y EMA-1, los que presentan deficiencias de heterocigotos. Lo contrario ocurre para G6P-1, sistema que tampoco está en equilibrio.

En invierno, para Puerto Montt están en equilibrio Hardy-Weinberg los sistemas ACP-1, EMA-1, APGD-1, IDH-1 y G6P-1, y alejada ligeramente del equilibrio está EST-2. No está en equilibrio el locus MDH-1, el cual presenta una deficiencia de heterocigotos de 100% (Tabla 36). En primavera, no están en equilibrio Hardy-Weinberg AGPD1, EMA-1 y G6P-1, los cuales

presentan deficiencias de heterocigotos. ACP-1, IDH-1 y EST-2 se encuentran en equilibrio con muy buen ajuste para IDH-1.

3.2. DETERMINACION DE LA EXISTENCIA DE DIFERENTES UNIDADES DE STOCK PARA EL RECURSO JUREL DENTRO DEL AREA DE ESTUDIO

De acuerdo a las actividades y tareas realizadas en relación a todas las localidades en estudio en las dos épocas del año, se obtuvo la información necesaria para establecer el índice de fijación de Wright (F_{st}) que permite calcular el flujo génico entre las diferentes subunidades poblacionales consideradas (ver 2.2.4, cálculo de F_{st}).

De acuerdo al valor del índice de fijación, al considerar cada uno de los muestreos en forma individual, se obtiene un F_{st} de 0,128 (Tabla 37). Al comparar este valor con el agrupamiento por localidad en forma individual, se obtienen respectivamente 0,052 y 0,04, valores que son inferiores al anterior. Estos índices están indicando sin lugar a dudas, la existencia de un solo grupo poblacional.

Es evidente que el valor de F_{st} decrece al aumentar el tamaño de muestreo con fines de análisis. Cuando se considera la estacionalidad, la muestra es de 250 individuos; cuando se analiza por localidad, es de 100 individuos y de 500 individuos cuando estas variables se consideran en conjunto (análisis temporal). Por lo tanto, a pesar que la separación de las estaciones en el año ocurren a un coeficiente de similitud de 0,97 (Fig 2) lo que estaría indicando la posible existencia de subgrupos poblacionales, lo que está ocurriendo en realidad son fluctuaciones genéticas que aún no definen grupos separados entre estaciones del año.

4. REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Alay, F., F. Gonzalez y J. Cabello. 1993. Isoenzimas utilizadas como marcadores genéticos en Genypterus maculatus Tschudii. REV. BIOL. MAR. Valparaíso 28 (2): 301-312.
- Arancibia, H., L. Cubillos, D. Arcos, A. Grechina & L. Vilugron. 1994. The fishery of the horse mackerel (Trachurus symmetricus murphyi) in the South Pacific Ocean, with emphasis on the fishery unit off Central Southern Chile. Scientia Marina, Barcelona. (en prensa).
- Arriagada, R., R. Jorquera y C. Vera. 1984. Isoenzimas como marcadores genéticos (PGM, α -GPDH, ICDH): estandarización de la técnica de tinción para tres sistemas enzimáticos en jurel. Unidad de Investigación. Carrera de Bioquímica.
- Ayala, F.J. y J.A. Kiger Jr. 1984. Genética moderna. Ed. Omega S.A. Barcelona. Trad. E. Bautista & E. Pachón. 836 pp.
- Bisol, P. M., F. Alay, J. F. Gavilán, F. Gonzalez, y J. Cabello. 1994. Influencia del ambiente sobre la estructura genética de dos poblaciones de Chilina dombeyana (Bruguière, 1789) (Mollusca, Gastropoda) del río Biobío. Bol. Soc. Biol. Concepción. Chile. Tomo 65:181- 185.
- Crech, S. 1991. An electrophoretic investigation of populations of Atherina boyeri Risso, 1810 and A. presbyter Cuvier, 1829 (Teleostei: Atherinidae) J. FISH BIOL. 329: 807-816.
- Epperly, S. P. 1989. A meristic, morphometric and biochemical investigation of Atlantic menhaden, Brevoortia tyrannus (Latrobe). J. FISH BIOL. 35: 159- 162.
- Fao, 1984. FISHERIES REPORT 291. VOL I. J. Csirke y G.D. Sharp, Eds. San José, Costa Rica. 18-29 Abril, 1983. 100p.
- Fisher, R.A. 1930. The genetical theory of Natural Selection. Oxford: Cleveland Press.
- George-Nascimento, M. y H. Arancibia. 1992. Parásitos y morfometría del jurel en Chile. REVISTA CHILENA DE HISTORIA NATURAL 65 (4): 453- 470.
- Gorman, G. C. & J. Renzi. 1979. Genetic distance and heterozygosity estimates in electrophoretic studies: effect of sample size. COPEIA (2): 242-249.

- Grechina, A. S. 1992. Historia de investigaciones y aspectos básicos de la ecología del jurel (Trachurus symmetricus murphyi) en alta mar del Pacífico Sur. H. Arancibia y L. Cubillos (Eds.). Doc. Tec. Inst. Invest. Pesq. (IIP), Talcahuano. 1 (2), 47 pp+ 21 figs.
- Harris, H. & D. A. HOPKINSON. 1976. Handbook of enzyme electrophoresis in human genetics. NORTH HOLLAND PUBLISHING CO. N.Y. 512 p.
- Junquera, S., C. Porteiro & P. Moguelet. 1988. Contribution to the interpretation of the ring distribution pattern of the horse mackerel (Trachurus trachurus) otoliths. INTERNATIONAL COUNCIL FOR THE EXPLORATION OF THE SEA. Copenhagen (Denmark). Pelagic Fish Comm. ICES Council Meeting, 13 pp.
- Kalchugin, P. V. 1991. The population structure of Peruvian jack mackerel. MAR BIOL. (RUS) (2): 47-55. ABSTRACT.
- Kirpichnikov, V. S. 1992. Adaptative nature of intrapopulation biochemical polymorphism in fish. J.FISH BIOL. 40: 1-16.
- Konchina, YU.V. 1987. The structure of the Peruvian upwelling trophic system. Comprehensive fisheries studies carried out by Vniro in the World Ocean (Rus.). 184- 206. Abstract.
- Kutkuhn, J. H. 1981. Stock definition as a necessary basis for cooperative management of Great Lakes fish resources. CAN. J. FISH. AQUAT. SC. 38 (12):1476- 1478.
- Lacson, J. M. y C. B. Bassler. 1992. Biochemical systematics of fishes of the genus Stegastes (Pomacentridae) from Southern Marianas. MARINE BIOLOGY 113: 457-462.
- Nei, M. 1978. Estimation of average heterozygosity and genetic distance from a small number of individuals. GENETICS 89: 583-590.
- Nei, M. 1987. Molecular evolutionary genetics. Columbia University Press. 512 pp.
- Nevo, E. 1978. Genetic variation in natural populations: patterns and theory. THEORETICAL POPULATION BIOLOGY 13: 121-177.
- Parker N. C., A. E. Giorgi, R. C. Heidinger, D. B. Jester Jr., E. D. Prince & G. A. WINANS. 1990. Fish marking techniques. American Fisheries Society Symposium 7. Bethesda Maryland pp 879.

- Pasteur N., G. Pasteur, F. Bonhomme, J. Catalan & D. J. Britto. 1988. Practical isozymes genetics. Ed. Willis Horwood Ltd. 217 pp.
- Powers, D. A., R. Chapman, T. T. Chen, L. Dimichele & I. Gonzalez Villaseñor. 1988. A molecular approach to recruitment problems: genetics and physiology. In: B.J. ROTHSCHILD (ed.) Toward a theory on Biological Physical Interactions in the World Ocean. Kluwer Academic Publisher. 411-440.
- Richardson, B. J., P. R. Baverstock & M. Adams. 1986. Allozyme electrophoresis. A handbook for animal systematics and population studies. Academic Press. Australia. 409 p.
- Rohlf, F. J. 1990. NTSYS-PC. Version 1.60. Exeter Software, Setauket. N.Y. U.S.A.
- Ryman, N., F. Utter. 1986. Population genetics and fishery management. Ed. Washington Sea Program. 420 pp.
- Ryman, N. 1991. Conservation genetics considerations in fishery management. J. FISH BIOL. 39: 211-224.
- Selander, R. K., M. H. SMITH, S. H. YANG, W. E. JOHNSON & J. B. Gentry. 1971. IV. Biochemical polymorphism and systematics in the genus Peromyscus. I. Variation in the old-field mouse (Peromyscus polionotus). Studies in Genetics VI. Univ. Texas Publ. 7103: 49- 90.
- Sernap, 1995. Anuario estadístico de pesca 1993. Departamento de Información y Estadística Pesquera. Ministerio de Economía Fomento y Reconstrucción. 236 pp.
- Shaklee, J.B. 1983. The utilization of isozymes as gene markers in fisheries management and conservation. ISOZYMES: CURRENT TOPICS IN BIOLOGICAL AND MEDICAL RESEARCH 11: 213- 247.
- Shaklee, J.B. & PHELPS, S.R. 1990. Operation of a large, multiagency Program for Genetic Stock Identification. AM. FISH. SOC. SYMP. 7: 817- 830.
- Sokolov, V.A. 1987 Role of the upwellings in the ecosystems of the World Oceans. Biological Resources of the High Sea (Rus.): 81-93.
- Spanakis, E., N. Tsimenides & E. Zouros. 1989. Genetic differences between populations of sardine, Sardina pilchardus, and anchovy, Engraulis encrasicolus, in the Aegean and Ionian Seas. J. FISH BIOL. 35: 417-437.

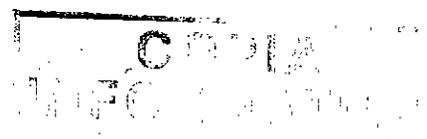
Swofford, D.L. & R. B. SELANDER. 1989. BIOSYS-1. A computer program for the analysis of allelic variation in population genetics and biochemical systematics. Release 1.7. 43 pp.

Troncoso, L. 1983. Polimorfismo genético en Trachurus murphyi. Isoenzimas. Medida de la actividad de LDH. Informe de la Unidad de Investigación para optar al grado de Licenciado en Biología Marina.

Tyler, A. 1988. Biological bases for management of groundfish resources of the West Coast of Canada. Fish. Sci. and Management. W.S. Wooster (ed.) Springer Verlag 28: 216- 234.

Utter, F. M. & J. E. Seeb. 1990. Genetic marking of fishes: overview focusing on protein variation. AM. FISH. SOC. SYMP. 7: 426- 438.

Wright, S. 1931. Evolution in Mendelian Population. GENETICS 16: 97- 159.



ANEXO TABLAS

COPIA
INFORMATIVA

Tabla 1. Desembarques de T. s. murphyi en 1994, por región.

REGION	DESEMBARQUE (ton)
Primera	161.927
Segunda	60.327
Tercera	79.584
Cuarta	47.881
Quinta	460.055
Sexta	25
Séptima	103
Octava	3.231.196
Novena	13
Décima	336
Undécima	0
Duodécima	0
Total	3.236.244

Tabla 2. Proteínas consideradas en el estudio. Nomenclatura: H= hígado; M=músculo.

Lactato deshidrogenasa (LDH) E.C.1.1.1.27	(M, H)
Fosfoglucomutasa (PGM) E.C.2.7.5.1	(M)
Glucosa fosfato isomerasa (PGI) E.C.5.3.1.9	(H)
Malato deshidrogenasa (MDH) E.C.1.1.1.37	(M)
Glicerol-3-fosfato deshidrogenasa (GPDH) E.C.1.1.1.8	(H)
Esterasas (EST) E.C.3.1.1.1.	(H)
Enzima málica (ME) E.C.1.1.1.40	(M)
Isocitrato deshidrogenasa (IDH) E.C.1.1.1.42	(H, M)
Glutamato oxalacetato transamina (GOT) E.C.2.6.1.1.	(H)
Alcohol deshidrogenasa (ADH) E.C.1.1.1.1.	(H)
6-Fosfogluconato deshidrogenasa (6PGDH) E.C.1.1.1.44	(H)
Fosfatasa ácida (ACP) E.C.3.1.3.2	(H)
Glucosa 6 fosfato deshidrogenasa (G6PDH) E.C.1.1.1.49	(H)
Glutamato deshidrogenasa (GDH) E.C.1.4.1.2/3	(H)
Superóxido dismutasa (SOD) 1:15.1.1.	(H)

Tabla 3. Valores de $V_{\epsilon(h)}$, $V_{s(h)}$ y coeficiente de variación del error respecto a la heterocigosidad media (H) de una muestra de 50 ejemplares.

M	H	Varianza interlocus $V_{\epsilon(h)}$	$V_{s(h)}$ (considerando 1 locus) $n = 50$	varianza intralocus	
				Error esperado	
				15 loci	20 loci
0,02	0,020	0,00630	0,00013	15%	12,7%
0,06	0,057	0,01694	0,00036	8,6%	7,4%
0,1	0,091	0,02539	0,00056	6,7%	5,8%

Tabla 4. Puertos de muestreo, representando a sus unidades de pesquería en el litoral de Chile continental.

Unidad de Pesquería	Puerto de Muestreo
Regiones I y II	Iquique
Regiones III y IV	Caldera o Coquimbo
Regiones V a IX	San Antonio Talcahuano ⁽¹⁾
Regiones X y XI	Valdivia o Puerto Montt

(1): Considera los puertos de Talcahuano, San Vicente, Coronel o Tomé, indistintamente, dada su proximidad geográfica.

Tabla 5. Sistemas tampón utilizados en las corridas electroforéticas de jurel. Nomenclatura: M=músculo; H=hígado; S= Selander et al. (1971); Pasteur (1988); B=Bisol et al. (1994).

ENZIMA	TAMPON	pH	AUTOR TAMPON	TEJIDO
LDH(1.1.1.27)	TC	6.3 - 6.7	S	H M
MDH(1.1.1.37)	TC	6.3 - 6.7	S	- M
G6PDH(1.1.1.49)	TC	6.3 - 6.7	S	- M
ES (3.1.1.1)	TC	6.3 - 6.7	S	H -
EM (1.1.1.40)	TC	6.3 - 6.7	S	- M
IDH(1.1.1.42)	TC	6.3 - 6.7	S	H -
6 PGDH(1.1.1.44)	TC	6.3 - 6.7	S	H -
ACP(3.1.3.2)	TC	6.3 - 6.7	S	H -
SOD(1.15.1.1)	TC	6.3 - 6.7	S	H -
GDH(1.4.1.2/3)	TC	6.3 - 6.7	S	H -
PGM(2.7.5.1)	TRIS BORATO	8.8 (8.5)	B	- M
PGI(5.3.1.9)	TRIS BORATO	8.5	B	H -
GOT(2.6.1.1)	TRIS BORATO	8.8	B	H -
ADH(1.1.1.1)	TRIS BORATO	8.8	B	H -
G6PDH(1.1.1.44)	TRIS BORATO	8.8	B	H -

Tabla 6 Ubicación geográfica de las zonas de muestreo, fecha y número de individuos capturados por localidad.

Localidad	Latitud muestreo	Longitud muestreo	Fecha	N
Iquique	19° 22'	70° 52'	21 de Jun. 18 de Nov.	50 50
Coquimbo	30° 15'	71° 30'	16 de Jun. 6 de Nov.	50 50
San Antonio	34° 27'	73° 55'	21 de Jun. 20 de Dic.	50 50
Talcahuano	37° 09'	73° 45'	28 de Jun. 28 de Dic.	50 50
Pto. Montt	41° 30'	72° 55'	5 de Jul. 20 de Nov.	50 50

Tabla 7. Cuantificación de las variantes electroforéticas para cada locus variable, en invierno (I) y primavera (P).

LOCUS	CLASE GENOT.	N° DE INDIV.		LOCUS	CLASE GENOT.	N° DE INDIV.	
		(I)	(P)			(I)	(P)
ACP-1	AA	25	45	G6P-1	AA	15	73
	AB	43	45		AB	33	87
	AC	63	23		AC	136	39
	BB	13	53		BB	18	24
	BC	53	29		BC	33	8
	CC	20	30		CC	15	7
EMA-1	AA	84	75	GOT-1	AA	249	242
	AB	62	52		AB	0	6
	BB	36	107		BB	1	2
APGD-1	AA	8	198	ADH-1	AA	247	250
	AB	33	25		AB	3	0
	BB	104	16		BB	0	0
IDH-1	AA	64	53	MDH-1	AA	249	250
	AB	101	115		AB	0	0
	BB	53	54		BB	1	0
EST-2	AA	31	30				
	AB	152	125				
	BB	40	78				

Tabla 8. Cálculo de las frecuencias génicas por locus analizado en invierno y primavera.

LOCUS	FREC. GENICAS (f_{ia})					
	INVIERNO			PRIMAVERA		
	p	q	r	p	q	r
ACP-1	0,359	0,281	0,359	0,351	0,400	0,249
EMA-1	0,632	0,368		0,737	0,263	
APGD1	0,169	0,831		0,525	0,475	
IDH-1	0,525	0,475		0,496	0,504	
EST-2	0,480	0,520		0,300	0,700	
GOT-1	0,996	0,004		1,000	0,000	
G6P-1	0,398	0,204	0,398	0,571	0,300	0,128
ADH-1	0,994	0,006		1,000	0,000	
MDH-1	0,996	0,004		1,000	0,000	

Tabla 9. Test de Chi-cuadrado para la comprobación del equilibrio de Hardy-Weinberg en invierno (I) y primavera (P). Son significativos aquellos valores con P menor o igual al 5%; (*) = cifras menores a 0,01.

LOCUS	CLASE GENO - TIPICA	FRECUENCIA OBSERVADA		FRECUENCIA ESPERADA		CHI CUADRADO		PROBABI-LIDAD		GRADOS DE LIBERTAD	
		(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)
ACP-1	AA	25	45	28,0	27.7	3,40	55,06	0,500	0,000	3	3
	AB	43	45	43,8	63.2						
	AC	63	23	55,9	39.2						
	BB	13	53	17,1	36.0						
	BC	53	29	43,8	44.6						
	CC	20	30	28,0	13.8						
EMA-1	AA	84	75	72,7	43.7	13,08	70,02	0,000	0,000	1	1
	AB	62	52	42,3	114.8						
	BB	36	107	24,6	75.5						
APGD-1	AA	8	198	4,1	185.5	5,22	60,54	0,025	0,000	1	1
	AB	33	25	40,7	50.1						
	BB	104	16	100,1	3.4						
IDH-1	AA	64	53	60,9	55.1	1,10	0,29	0,100	0,9/0,5	1	1
	AB	101	115	108,7	111.0						
	BB	53	54	40,2	56.0						
EST-2	AA	31	30	51,4	36.7	29,79	3,38	0,000	0,050	1	1
	AB	152	125	111,3	111.6						
	BB	40	78	60,3	84.7						
GOT-1	AA	249	242	248,0	240.1	250,00	37,59	0,000	0,000	1	1
	AB	0	6	1,9	9.8						
	BB	1	2	***	0.1						
G6P-1	AA	15	73	39,6	77.7	79,682	9,70	0,000	0,050	3	3
	AB	33	87	40,6	71.5						
	AC	136	39	79,2	34.8						
	BB	18	24	10,4	21.4						
	BC	33	8	40,6	18.3						
	CC	15	7	39,6	3.9						
ADH-1	AA	247		247,0		0,01		0,7500		1	
	AB	3		2,9							
	BB	0		***							
MDH-1	AA	249		248,0		250,0		0,000		1	
	AB	0		1,9							
	BB	1		**							

Tabla 10. Heterocigosidad media por locus de los sistemas polimórficos de las enzimas en estudio (23 loci).

HETEROCIGOSIDAD MEDIA POR LOCUS (H_i)		
LOCUS	INVIERNO	PRIMAVERA
ACP-1	0,732	0,431
EMA-1	0,341	0,380
APGD1	0,228	0,417
IDH-1	0,463	0,093
EST-2	0,682	1,000
G6P-1	0,808	0,563
ADH-1	0,012	0,000
GOT-1	0,000	0,188
H_r	0,142	0,133

Tabla 11. Cálculo de la frecuencia génica por locus para Iquique.

LOCUS	INVIERNO				PRIMAVERA			
	FRECUENCIAS GENICAS			NUMERO DE ALELOS	FRECUENCIAS GENICAS			NUMERO DE ALELOS
	p	q	r		p	q	r	
ACP-1	0,398	0,307	0,295	3	0,360	0,430	0,210	3
ADH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EMA-1	0,940	0,060	0,000	2	0,468	0,532	0,000	2
PGM-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
PGM-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
APGD1	0,333	0,667	0,000	2	0,940	0,060	0,000	2
LDH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
LDH-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
PGI-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
PGI-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
IDH-1	0,565	0,435	0,000	2	0,460	0,540	0,000	2
MDH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
MDH-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EST-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EST-2	0,360	0,640	0,000	2	0,590	0,410	0,000	2
EST-3	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EST-4	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
GOT-1	0,980	0,020	0,000	2	0,900	0,100	0,000	2
GOT-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
SOD-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
6PG-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
G6P-1	0,340	0,350	0,310	3	0,490	0,290	0,220	3
GDH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
TOTAL ALELOS				32	TOTAL ALELOS			32



Tabla 12. Cálculo de la frecuencia génica por locus para Coquimbo.

LOCUS	INVIERNO				PRIMAVERA			
	FRECUENCIAS GENICAS			NUMERO DE ALELOS	FRECUENCIAS GENICAS			NUMERO DE ALELOS
	p	q	r		p	q	r	
ACP-1	0,380	0,300	0,328	3	0,287	0,372	0,340	3
ADH-1	1,980	0,020	0,000	2	1,000	0,000	0,000	2
EMA-1	0,193	0,807	0,000	2	0,265	0,735	0,000	2
PGM-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
PGM-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
APGD1	0,144	0,856	0,000	2	0,700	0,300	0,000	2
LDH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
LDH-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
PGI-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
PGI-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
IDH-1	0,408	0,592	0,000	2	0,512	0,488	0,000	2
MDH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
MDH-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EST-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EST-2	0,510	0,490	0,000	2	0,411	0,589	0,000	2
EST-3	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EST-4	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
GOT-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
GOT-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
SOD-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
6PG-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
G6P-1	0,310	0,320	0,370	3	0,541	0,173	0,286	3
GDH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
TOTAL ALELOS				32	TOTAL ALELOS			32

Tabla 13. Cálculo de la frecuencia génica por locus para San Antonio.

LOCUS	INVIERNO				PRIMAVERA			
	FRECUENCIAS GENICAS			NUMERO DE ALELOS	FRECUENCIAS GENICAS			NUMERO DE ALELOS
	p	q	r		p	q	r	
ACP-1	0,360	0,230	0,410	3	0,245	0,582	0,173	3
ADH-1	0,990	0,010	0,000	2	1,000	0,000	0,000	1
EMA-1	0,512	0,488	0,000	2	0,574	0,426	0,000	2
PGM-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
PGM-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
APGD1	0,250	0,750	0,000	2	0,920	0,080	0,000	2
LDH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
LDH-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
PGI-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
PGI-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
IDH-1	0,600	0,400	0,000	2	0,521	0,479	0,000	2
MDH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
MDH-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EST-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EST-2	0,328	0,672	0,000	2	0,490	0,510	0,000	2
EST-3	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EST-4	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
GOT-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
GOT-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
SOD-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
6PG-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
G6P-1	0,500	0,000	0,500	2	0,677	0,323	0,000	2
GDH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
TOTAL ALELOS				31	TOTAL ALELOS			30

Tabla 14. Cálculo de la frecuencia génica por locus para Talcahuano.

LOCUS	INVIERNO				PRIMAVERA			
	FRECUENCIAS GENICAS			NUMERO DE ALELOS	FRECUENCIAS GENICAS			NUMERO DE ALELOS
	p	q	r		p	q	r	
ACP-1	0,302	0,313	0,385	3	0,436	0,309	0,255	3
ADH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EMA-1	0,652	0,348	0,000	2	0,470	0,530	0,000	2
PGM-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
PGM-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
APGD1	0,010	0,990	0,000	2	0,969	0,031	0,000	2
LDH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
LDH-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
PGI-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
PGI-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
IDH-1	0,467	0,533	0,000	2	0,557	0,443	0,000	2
MDH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
MDH-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EST-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EST-2	0,490	0,510	0,000	2	0,198	0,802	0,000	2
EST-3	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EST-4	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
GOT-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
GOT-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
SOD-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
6PG-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
G6P-1	0,500	0,000	0,500	2	0,522	0,444	0,033	2
GDH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
TOTAL ALELOS				30	TOTAL ALELOS			30

Tabla 15. Cálculo de la frecuencia génica por locus para Puerto Montt.

LOCUS	INVIERNO				PRIMAVERA			
	FRECUENCIAS GENICAS			NUMERO DE ALELOS	FRECUENCIAS GENICAS			NUMERO DE ALELOS
	p	q	r		p	q	r	
ACP-1	0,370	0,270	0,360	2	0,341	0,455	0,205	2
ADH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EMA-1	0,362	0,638	0,000	2	0,378	0,622	0,000	2
PGM-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
PGM-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
APGD1	0,313	0,688	0,000	2	0,856	0,144	0,000	2
LDH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
LDH-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
PGI-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
PGI-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
IDH-1	0,630	0,370	0,000	2	0,438	0,563	0,000	2
MDH-1	0,980	0,020	0,000	2	1,000	0,000	0,000	1
MDH-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EST-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EST-2	0,690	0,310	0,000	2	0,274	0,726	0,000	2
EST-3	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
EST-4	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
GOT-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
GOT-2	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
SOD-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
6PG-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
G6P-1	0,340	0,350	0,310	3	0,630	0,283	0,087	3
GDH-1	1,000	0,000	0,000	1	1,000	0,000	0,000	1
TOTAL ALELOS				31	TOTAL ALELOS			31



Tabla 16. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus ACP-1. (O): observado; (E): esperado.

POBLACION	ALELOS	INVIERNO			PRIMAVERA		
		(O)	(E)	(O-E) 2/E	(O)	(E)	(O-E) 2/E
IQUIQUE	A	35,000	31,631	0,359	36,000	33,333	0,213
	B	27,000	24,737	0,207	43,000	43,038	0,000
	C	26,000	31,631	1,003	12,000	23,629	0,292
COQUIMBO	A	19,000	17,972	0,059	27,000	31,333	0,599
	B	15,000	14,055	0,063	35,000	40,456	0,736
	C	16,000	17,972	0,216	32,000	22,111	4,314
SAN ANTONIO	A	36,000	35,945	0,000	24,000	32,667	2,299
	B	23,000	28,111	0,929	57,000	42,177	5,209
	C	41,000	35,945	0,711	17,000	23,156	1,637
TALCAHUANO	A	29,000	34,507	0,879	41,000	31,333	2,982
	B	30,000	26,986	0,337	29,000	40,456	3,244
	C	37,000	34,507	0,180	24,000	22,221	0,144
PTO. MONTT	A	37,000	35,945	0,031	30,000	29,333	0,015
	B	27,000	28,111	0,044	40,000	37,873	0,119
	C	36,000	35,945	0,000	18,000	20,793	0,375
CHI-CUADRADO		5,018			22,280		
GRADOS DE LIBERTAD		8			8		
P		0,75569			0,00459		

Tabla 17. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus ADH-1. (O): observado; (E): esperado.

POBLACION	ALELOS	INVIERNO			PRIMAVERA		
		(O)	(E)	(O-E) 2/E	(O)	(E)	(O-E) 2/E
IQUIQUE	A	100,000	99,000	0,004	MONOMORFICO EN TODAS LAS LAS LOCALIDADES		
	B	0,000	0,600	0,600			
COQUIMBO	A	98,000	99,000	0,020			
	B	2,000	0,600	3,267			
SAN ANTONIO	A	99,000	99,400	0,002			
	B	1,000	0,600	0,267			
TALCAHUANO	A	100,000	99,400	0,004			
	B	0,000	0,600	0,600			
PTO. MONTT	A	100,000	99,400	0,004			
	B	0,000	0,600	0,600			
CHI-CUADRADO		5,366					
GRADOS DE LIBERTAD		4					
P		0,25181					

Tabla 18. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus EMA-1. (O): observado; (E): esperado.

POBLACION	ALELOS	INVIERNO			PRIMAVERA		
		(O)	(E)	(O-E) 2/E	(O)	(E)	(O-E) 2/E
IQUIQUE	A	94,000	63,187	15,026	44,000	40,573	0,290
	B	6,000	36,813	25,791	50,000	53,427	0,220
COQUIMBO	A	28,000	24,011	0,663	26,000	42,299	6,281
	B	10,000	13,989	1,137	72,000	55,701	4,769
SAN ANTONIO	A	44,000	54,341	1,968	54,000	40,573	4,444
	B	42,000	31,659	3,377	40,000	53,427	3,375
TALCAHUANO	A	30,000	29,066	0,038	47,000	41,162	0,341
	B	16,000	16,934	0,052	53,000	56,838	0,259
PTO. MONTT	A	34,000	59,396	10,858	31,000	35,393	0,545
	B	60,000	34,604	18,637	51,000	46,607	0,414
CHI-CUADRADO		77,546			20,937		
GRADOS DE LIBERTAD		4			4		
P		0,000			0,00033		

Tabla 19. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus AGPD-1. (O): observado; (E): esperado.

POBLACION	ALELOS	INVIERNO			PRIMAVERA		
		(O)	(E)	(O-E) 2/E	(O)	(E)	(O-E) 2/E
IQUIQUE	A	16,000	8,110	7,675	94,000	88,075	0,399
	B	32,000	39,890	1,568	6,000	11,925	2,944
COQUIMBO	A	17,000	14,869	0,305	63,000	79,268	3,339
	B	71,000	73,131	0,062	27,000	10,732	24,657
SAN ANTONIO	A	10,000	6,759	1,555	92,000	88,075	0,175
	B	38,000	33,241	0,316	8,000	11,925	1,292
TALCAHUANO	A	1,000	16,559	14,619	95,000	76,314	0,874
	B	97,000	81,441	2,972	3,000	11,686	6,456
PTO. MONTT	A	5,000	2,703	1,951	77,000	79,268	0,065
	B	11,000	13,297	0,397	13,000	10,732	0,479
CHI-CUADRADO		31,412			40,680		
GRADOS DE LIBERTAD		4			4		
P		0,000			0,000		

Tabla 20. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus IDH-1. (O): observado; (E): esperado.

POBLACION	ALELOS	INVIERNO			PRIMAVERA		
		(O)	(E)	(O-E) 2/E	(O)	(E)	(O-E) 2/E
IQUIQUE	A	52,000	48,321	0,280	46,000	49,775	0,286
	B	40,000	43,679	0,310	54,000	50,225	0,284
COQUIMBO	A	40,000	51,472	2,557	42,000	40,815	0,034
	B	58,000	46,528	2,829	40,000	41,185	0,034
SAN ANTONIO	A	60,000	52,523	1,064	49,000	46,788	0,105
	B	40,000	47,477	1,178	45,000	47,212	0,104
TALCAHUANO	A	43,000	48,321	0,586	49,000	43,802	0,617
	B	49,000	43,679	0,648	39,000	44,198	0,611
PTO. MONTT	A	34,000	28,362	1,121	35,000	39,820	0,583
	B	20,000	25,638	1,240	45,000	40,180	0,578
CHI-CUADRADO		11,812			3,236		
GRADOS DE LIBERTAD		4			4		
P		0,01880			0,51907		

Tabla 21. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus MDH-1. (O): observado; (E): esperado.

POBLACION	ALELOS	INVIERNO			PRIMAVERA		
		(O)	(E)	(O-E) 2/E	(O)	(E)	(O-E) 2/E
IQUIQUE	A	100,000	99,600	0,002	MONOMORFICO EN TODAS LAS LAS LOCALIDADES		
	B	0,000	0,400	0,400			
COQUIMBO	A	100,000	99,600	0,002			
	B	0,000	0,400	0,400			
SAN ANTONIO	A	100,000	99,600	0,002			
	B	0,000	0,400	0,400			
TALCAHUANO	A	100,000	99,600	0,002			
	B	0,000	0,400	0,400			
PTO. MONTT	A	98,000	99,600	0,026			
	B	2,000	0,400	6,400			
CHI-CUADRADO		8,032					
GRADOS DE LIBERTAD		4					
P		0,09041					

Tabla 22. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus EST-2. (O): observado; (E): esperado.

POBLACION	ALELOS	INVIERNO			PRIMAVERA		
		(O)	(E)	(O-E) 2/E	(O)	(E)	(O-E) 2/E
IQUIQUE	A	36,000	47,982	2,992	59,000	39,700	9,383
	B	64,000	52,018	2,760	41,000	60,300	6,178
COQUIMBO	A	50,000	47,022	0,189	37,000	35,730	0,045
	B	48,000	50,978	0,174	53,000	54,270	0,030
SAN ANTONIO	A	21,000	30,709	3,069	47,000	38,112	2,073
	B	43,000	33,291	2,831	49,000	57,888	1,365
TALCAHUANO	A	49,000	47,982	0,022	19,000	38,112	9,584
	B	51,000	52,018	0,020	77,000	57,888	6,310
PTO. MONTT	A	58,000	40,305	7,769	23,000	33,348	3,211
	B	26,000	43,695	7,166	61,000	50,652	2,114
CHI-CUADRADO		26,991			40,291		
GRADOS DE LIBERTAD		4			4		
P		0,00002			0,00000		

Tabla 23. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus GOT-1. (O): observado; (E): esperado.

POBLACION	ALELOS	INVIERNO			PRIMAVERA		
		(O)	(E)	(O-E) 2/E	(O)	(E)	(O-E) 2/E
IQUIQUE	A	98,000	99,600	0,026	90,000	98,000	0,653
	B	2,000	0,400	6,400	10,000	2,000	32,000
COQUIMBO	A	100,000	99,600	0,002	100,000	98,000	0,041
	B	0,000	0,400	0,400	0,000	2,000	2,000
SAN ANTONIO	A	100,000	99,600	0,002	107,000	98,000	0,041
	B	0,000	0,400	0,400	0,000	2,000	2,000
TALCAHUANO	A	100,000	99,600	0,002	100,000	98,000	0,041
	B	0,000	0,400	0,400	0,000	2,000	2,000
PTO. MONTT	A	100,000	99,600	0,002	100,000	98,000	0,041
	B	0,000	0,400	0,400	0,000	2,000	2,000
CHI-CUADRADO		8,032			40,816		
GRADOS DE LIBERTAD		4			4		
P		0,09041			0,00000		

Tabla 24. Análisis de contingencia Chi cuadrado para el locus G6P-1. (O): observado; (E): esperado.

POBLACION	ALELOS	INVIERNO			PRIMAVERA		
		(O)	(E)	(O-E) 2/E	(O)	(E)	(O-E) 2/E
IQUIQUE	A	34,000	39,800	0,845	49,000	57,143	1,160
	B	35,000	20,400	10,449	29,000	30,042	0,036
	C	31,000	39,800	1,946	22,000	12,815	6,583
COQUIMBO	A	31,000	39,800	1,596	53,000	56,000	0,161
	B	32,000	20,400	6,596	17,000	29,441	5,257
	C	37,000	39,800	0,197	28,000	12,559	18,985
SAN ANTONIO	A	50,000	39,800	2,614	65,000	54,857	1,875
	B	0,000	20,400	20,400	31,000	28,840	0,162
	C	50,000	39,800	2,614	0,000	12,303	12,303
TALCAHUANO	A	50,000	39,800	2,614	47,000	51,429	0,381
	B	0,000	20,400	20,400	40,000	27,038	6,214
	C	50,000	39,800	2,614	3,000	11,534	6,314
PTO. MONTT	A	34,000	39,800	0,845	58,000	52,571	0,561
	B	35,000	20,400	10,449	26,000	27,639	0,097
	B	31,000	39,800	1,946	8,000	11,790	1,218
CHI-CUADRADO		86,475			61,308		
GRADOS DE LIBERTAD		8			8		
P		0,000			0,000		

Tabla 25. Heterocigocidad media y polimorfismo por localidad en invierno (I) y primavera (P).

		IQUIQUE	COQUIMBO	SAN ANTONIO	TALCAHUANO	PTO. MONTT
HETEROCIGOCIDAD MEDIA POR LOCUS (ESTIMADO SESGADO)	(I)	0,125	0,133	0,129	0,115	0,137
	(P)	0,132	0,133	0,115	0,111	0,120
HETEROCIGOCIDAD MEDIA POR LOCUS (ESTIMADO NO SESGADO)	(I)	0,127	0,135	0,131	0,116	0,140
	(P)	0,134	0,134	0,116	0,112	0,121
HETEROCIGOCIDAD MEDIA POR LOCUS (CONTEO DIRECTO)	(I)	0,111	0,140	0,154	0,160	0,157
	(P)	0,112	0,094	0,100	0,116	0,096
POLIMORFISMO (CRITERIO 0,95)	(I)	26,09	26,09	26,09	21,74	26,09
	(P)	30,43	26,09	26,09	21,74	26,09
POLIMORFISMO (CRITERIO 0,99)	(I)	30,43	30,43	30,43	26,09	30,43
	(P)	30,43	26,09	26,09	26,09	26,09
POLIMORFISMO (SIN CRITERIO)	(I)	30,43	30,43	30,43	26,09	30,43
	(P)	30,43	26,09	26,09	26,09	26,09

Tabla 26. Heterocigosidad por locus para Iquique por estación del año.

LOCUS	INVIERNO			PRIMAVERA		
	HETEROCIGOSIDAD		INDICE DE DEFICIENCIA DE HETEROCIGOSIDAD	HETEROCIGOSIDAD		INDICE DE DEFICIENCIA DE HETEROCIGOSIDAD
	OBSERVADA	ESPERADA		OBSERVADA	ESPERADA	
ACP-1	29	29,391	-0,013	18	32,394	-0,444
EMA-1	6	5,697	0,053	12	23,656	-0,493
AGPD1	4	10,894	-0,633	6	5,697	0,053
IDH-1	14	22,587	-0,300	28	25,097	0,116
EST-2	32	23,273	0,375	31	24,434	0,269
GOT-1	0	1,980	-1,000	6	9,091	-0,340
G6P-1	33	33,626	0,019	27	31,687	-0,148

Tabla 27. Heterocigosidad por locus para Coquimbo por estación del año.

LOCUS	INVIERNO			PRIMAVERA		
	HETEROCIGOSIDAD		INDICE DE DEFICIENCIA DE HETEROCIGOSIDAD	HETEROCIGOSIDAD		INDICE DE DEFICIENCIA DE HETEROCIGOSIDAD
	OBSERVADA	ESPERADA		OBSERVADA	ESPERADA	
ACP-1	16	16,918	-0,054	12	31,495	-0,619
ADH-1	2	1,980	0,010	0	0,000	0,000
EMA-1	6	7,568	-0,207	6	19,299	-0,689
AGPD1	13	13,874	-0,063	5	19,112	-0,738
IDH-1	24	23,918	0,003	18	20,741	-0,132
EST-2	36	24,742	-1,455	23	22,034	0,044
G6P-1	35	33,566	0,043	35	29,495	0,187

Tabla 28. Heterocigosidad por locus para San Antonio por estación del año.

LOCUS	INVIERNO			PRIMAVERA		
	HETEROCIGOSIDAD		INDICE DE DEFICIENCIA DE HETEROCIGOSIDAD	HETEROCIGOSIDAD		INDICE DE DEFICIENCIA DE HETEROCIGOSIDAD
	OBSERVADA	ESPERADA		OBSERVADA	ESPERADA	
ACP-1	36	32,798	0,098	17	28,299	-0,399
ADH-1	1	1,000	0,000	0	0,000	0,000
EMA-1	24	21,741	0,104	10	23,226	-0,569
AGPD1	10	7,692	0,300	6	7,434	-0,193
IDH-1	20	24,242	-0,175	23	23,710	-0,030
EST-2	11	14,333	-0,233	37	24,242	0,526
G6P-1	50	25,253	0,980	17	21,211	-0,199

Tabla 29. Heterocigosidad por locus para Talcahuano por estación del año.

LOCUS	INVIERNO			PRIMAVERA		
	HETEROCIGOSIDAD		INDICE DE DEFICIENCIA DE HETEROCIGOSIDAD	HETEROCIGOSIDAD		INDICE DE DEFICIENCIA DE HETEROCIGOSIDAD
	OBSERVADA	ESPERADA		OBSERVADA	ESPERADA	
ACP-1	38	32,137	0,182	24	30,849	-0,222
EMA-1	6	10,667	-0,438	15	25,162	-0,404
AGPD1	1	1,000	0,000	3	2,938	0,021
IDH-1	29	23,154	0,252	27	21,966	0,229
EST-2	49	25,242	0,941	13	15,400	-0,156
G6P-1	50	25,253	0,980	41	24,056	0,704

Tabla 30. Heterocigosidad por locus para Puerto Montt por época del año.

LOCUS	INVIERNO			PRIMAVERA		
	HETEROCIGOSIDAD		INDICE DE DEFICIENCIA DE HETEROCIGOSIDAD	HETEROCIGOSIDAD		INDICE DE DEFICIENCIA DE HETEROCIGOSIDAD
	OBSERVADA	ESPERADA		OBSERVADA	ESPERADA	
ACP-1	40	33,364	0,199	26	28,276	0,000
EMA-1	20	21,935	-0,000	9	19,519	-0,539
AGPD1	5	3,667	0,364	5	11,247	-0,555
IDH-1	14	12,830	0,091	19	19,937	-0,047
EST-2	24	18,169	0,321	21	16,904	0,242
MDH-1	0	1,980	-1,000	0	0,000	0,000
G6P-1	34	33,626	0,011	14	23,956	-0,416

Tabla 31. Variabilidad genética de los 23 loci en todas las localidades por estación del año.

POBLACION	TAMAÑO MUESTRA POR LOCUS	NUMERO PROMEDIO DE ALELOS POR LOCUS	LOCI POLIMORFICOS (*)	HETEROCIGOSIDAD	
				CONTEO DIRECTO	ESPERADO H.W. (**)
ESTACION: INVIERNO					
IQUIQUE	48,4	1,4	30,4	0,111	0,127
COQUIMBO	47,2	1,4	30,4	0,140	0,135
SAN ANTONIO	47,6	1,3	30,4	0,154	0,131
TALCAHUANO	48,5	1,3	26,1	0,160	0,116
PTO. MONTT	46,7	1,4	30,4	0,157	0,140
ESTACION: PRIMAVERA					
IQUIQUE	49,9	1,4	30,4	0,112	0,134
COQUIMBO	49,0	1,3	26,1	0,094	0,134
SAN ANTONIO	49,5	1,3	26,1	0,100	0,116
TALCAHUANO	49,3	1,3	26,1	0,116	0,112
PTO. MONTT	48,2	1,3	26,1	0,096	0,121

- (*) Un locus es polimórfico si existe más de un alelo en la población.
 (**) Estimado no sesgado de Nei (1978).

Tabla 32. Test de Chi cuadrado para comprobación del equilibrio de Hardy-Weinberg para Iquique en invierno (I) y primavera (P).

LOCUS	CLASE	FRECUENCIA OBSERVADA		FRECUENCIA ESPERADA		CHI CUADRADO		GRADOS DE LIBERTAD		PROBABILIDAD	
		(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)
ACP-1	AA	7	12	6,839	6,364	0,045	21,394	3	3	0,997	0,000
	AB	11	9	10,862	15,636						
	AC	10	3	10,460	7,636						
	BB	4	14	4,034	9,121						
	BC	8	6	8,069	9,121						
	CC	4	6	3,736	2,121						
EMA-1	AA	44	16	44,152	10,172	0,168	11,661	1	1	0,682	0,001
	AB	6	12	5,697	23,656						
	BB	0	19	0,152	13,172						
AGPD1	AA	6	44	2,553	44,152	10,14	0,168	1	1	0,000	0,682
	AB	4	6	10,894	5,697						
	BB	14	0	10,553	0,152						
IDH-1	AA	19	9	14,571	10,455	7,066	0,686	1	1	0,008	0,408
	AB	14	28	22,857	25,091						
	BB	13	13	8,571	14,455						
EST-2	AA	2	14	6,364	17,283	7,200	3,689	1	1	0,007	0,055
	AB	32	31	23,273	24,434						
	BB	16	5	20,364	8,283						
GOT-1	AA	49	42	48,010	40,455	99,010	6,364	1	1	0,000	0,012
	AB	0	6	1,980	9,091						
	BB	1	2	0,010	0,455						
G6P-1	AA	5	12	5,667	11,879	0,784	8,636	3	3	0,853	0,035
	AB	12	11	12,020	14,354						
	AC	12	14	10,646	10,889						
	BB	7	8	6,010	4,101						
	BC	9	2	10,960	6,444						
	CC	5	3	4,697	2,333						

Tabla 33. Test de Chi cuadrado para comprobación del equilibrio de Hardy- Weinberg para Coquimbo en invierno (I) y primavera (P).

LOCUS	CLASE	FRECUENCIA OBSERVADA		FRECUENCIA ESPERADA		CHI CUADRADO		GRADOS DE LIBERTAD		PROBABILIDAD	
		(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)
ACP-1	AA	4	9	3,490	3,774	1,171	37,823	3	3	0,760	0,000
	AB	4	6	5,816	10,161						
	AC	7	3	6,204	9,290						
	BB	3	13	2,143	6,398						
	BC	5	3	4,898	12,043						
	CC	2	13	2,449	5,333						
ADH-1	AA	48	0	48,010	0,000	0,010	0,000	1	0	0,919	0,000
	AB	2	0	1,980	0,000						
	BB	0	0	0,010	0,000						
EMA-1	AA	11	10	10,216	3,351	0,890	24,039	1	1	0,345	0,000
	AB	6	6	7,568	19,299						
	BB	2	33	1,216	26,351						
AGPD1	AA	2	29	1,563	21,944	0,184	25,314	1	1	0,668	0,000
	AB	13	5	13,874	19,112						
	BB	29	11	28,563	3,944						
IDH-1	AA	8	12	8,841	10,630	0,001	0,734	1	1	0,981	0,392
	AB	24	18	23,918	20,741						
	BB	17	11	17,041	9,630						
EST-2	AA	7	7	12,629	7,483	10,355	0,089	1	1	0,001	0,766
	AB	36	23	24,742	22,034						
	BB	6	15	11,629	15,483						
G6P-1	AA	4	12	4,697	14,206	0,355	4,308	3	3	0,949	0,230
	AB	10	9	10,020	9,289						
	AC	13	20	11,586	15,299						
	BB	5	1	5,010	1,402						
	BC	12	6	11,960	4,907						
	CC	6	1	6,727	3,897						

COPIA
FOTOGRAFATIVA

Tabla 34. Test de Chi cuadrado para comprobación del equilibrio de Hardy-Weinberg para San Antonio en invierno (I) y primavera (P).

LOCUS	CLASE	FRECUENCIA OBSERVADA		FRECUENCIA ESPERADA		CHI CUADRADO		GRADOS DE LIBERTAD		PROBABILIDAD	
		(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)
ACP-1	AA	5	6	6,364	2,845	2,104	26,353	3	3	0,551	0,000
	AB	11	12	8,364	14,103						
	AC	15	0	14,909	4,206						
	BB	1	20	2,556	16,454						
	BC	10	5	9,525	9,990						
	CC	8	6	8,283	1,402						
ADH-1	AA	49	0	49,000	0,000	0,000	0,000	1	0	1,000	0,000
	AB	1	0	1,000	0,000						
	BB	0	0	0,000	0,000						
EMA-1	AA	10	22	11,129	15,387	0,475	15,587	1	1	0,491	0,000
	AB	24	10	21,741	23,226						
	BB	9	15	10,129	8,387						
AGPD1	AA	0	43	1,154	42,283	1,966	2,107	1	1	0,161	0,147
	AB	10	6	7,692	7,434						
	BB	10	1	11,154	0,283						
IDH-1	AA	20	13	17,879	12,645	1,565	0,043	1	1	0,211	0,836
	AB	20	23	24,242	23,710						
	BB	10	11	7,879	10,645						
EST-2	AA	5	5	3,333	11,379	1,802	13,577	1	1	0,179	0,000
	AB	11	37	14,333	24,242						
	BB	16	6	14,333	12,379						
G6P-1	AA	0	24	12,374	21,895	49,000	1,944	1	1	0,000	0,163
	AC	50	17	25,253	21,211						
	CC	0	7	12,374	4,895						

Tabla 35. Test de Chi cuadrado para la comprobación del equilibrio de Hardy-Weinberg para Talcahuano en invierno (I) y primavera (P).

LOCUS	CLASE	FRECUENCIA OBSERVADA		FRECUENCIA ESPERADA		CHI CUADRADO		GRADOS DE LIBERTAD		PROBABILIDAD	
		(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)
ACP-1	AA	3	10	4,274	8,817	6,157	10,468	3	3	0,104	0,015
	AB	7	8	9,158	12,785						
	AC	16	13	11,295	10,581						
	BB	4	9	4,579	4,366						
	BC	15	3	11,684	7,484						
	CC	3	4	7,011	2,968						
EMA-1	AA	12	16	9,667	10,919	4,647	8,323	1	1	0,031	0,004
	AB	6	15	10,667	25,162						
	BB	5	19	2,667	13,919						
AGPD1	AA	0	46	0,000	46,031	0,000	0,032	1	1	1,000	0,857
	AB	1	3	0,000	2,988						
	BB	48	0	48,000	0,031						
IDH-1	AA	7	11	9,923	13,517	2,998	2,367	1	1	0,083	0,124
	AB	29	27	23,154	21,966						
	BB	10	6	12,923	8,517						
EST-2	AA	0	3	11,879	1,000	45,195	1,221	1	1	0,000	0,269
	AB	49	13	25,242	15,400						
	BB	1	32	12,879	30,000						
G6P-1	AA	0	3	12,374	12,374	49,000	29,896	1	3	0,000	0,000
	AB		38		21,154						
	AC	50	3	25,253	1,584						
	BB		1		8,764						
	BC		0		1,348						
	CC	0	0	12,374	0,034						

Tabla 36. Test de Chi cuadrado para la comprobación del equilibrio de Hardy-Weinberg para Puerto Montt, en invierno (I) y primavera (P).

LOCUS	CLASE	FRECUENCIA OBSERVADA		FRECUENCIA ESPERADA		CHI CUADRADO		GRADOS DE LIBERTAD		PROBABILIDAD	
		(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)	(I)	(P)
ACP-1	AA	6	8	6,727	5,000	6,597	5,631	3	3	0,086	0,131
	AB	10	10	10,091	13,793						
	AC	15	4	13,455	6,207						
	BB	1	9	3,545	8,966						
	BC	15	12	9,818	8,276						
	CC	3	1	6,364	1,759						
EMA-1	AA	7	11	6,032	5,741	0,375	12,244	1	1	0,540	0,000
	AB	20	9	21,935	19,519						
	BB	20	21	19,032	15,741						
AGPD1	AA	0	36	0,667	32,876	12,273	14,900	1	1	0,259	0,000
	AB	5	5	3,667	11,247						
	BB	3	4	3,667	0,876						
IDH-1	AA	10	8	10,585	7,532	0,234	0,091	1	1	0,628	0,763
	AB	14	19	12,830	19,937						
	BB	3	13	3,585	12,532						
EST-2	AA	17	1	19,916	3,048	4,469	2,559	1	1	0,035	0,110
	AB	24	21	18,169	16,904						
	BB	1	20	3,916	22,048						
MDH-1	AA	49	0	48,010	0,000	99,010	0,000	1	1	0,000	0,000
	AB	0	0	1,980	0,000						
	BB	1	0	0,010	0,000						
G6P-1	AA	6	22	5,667	18,165	0,320	33,089	3	3	0,956	0,000
	AB	11	12	12,020	16,571						
	AC	11	2	10,646	5,099						
	BB	6	7	6,010	3,571						
	BC	12	0	10,960	2,286						
	CC	4	3	4,697	0,308						

Tabla 37. Resumen de estadísticos F de Wright para todos los loci, considerando muestreo simultáneo por localidad y estación del año.

LOCUS	$F_{(IS)}$	$F_{(IT)}$	$F_{(ST)}$
ACP-1	0,121	0,146	0,128
ADH-1	0,017	-0,003	0,014
EMA-1	0,361	0,430	0,108
APGD1	0,170	0,570	0,482
IDH-1	-0,004	0,015	0,019
MDH-1	1,000	1,000	0,018
EST-2	-0,317	-0,210	0,082
GOT-1	0,453	0,494	0,076
G6P-1	-0,204	-0,086	0,098
TOTAL	0,120	0,139	0,128

ANEXO FIGURAS

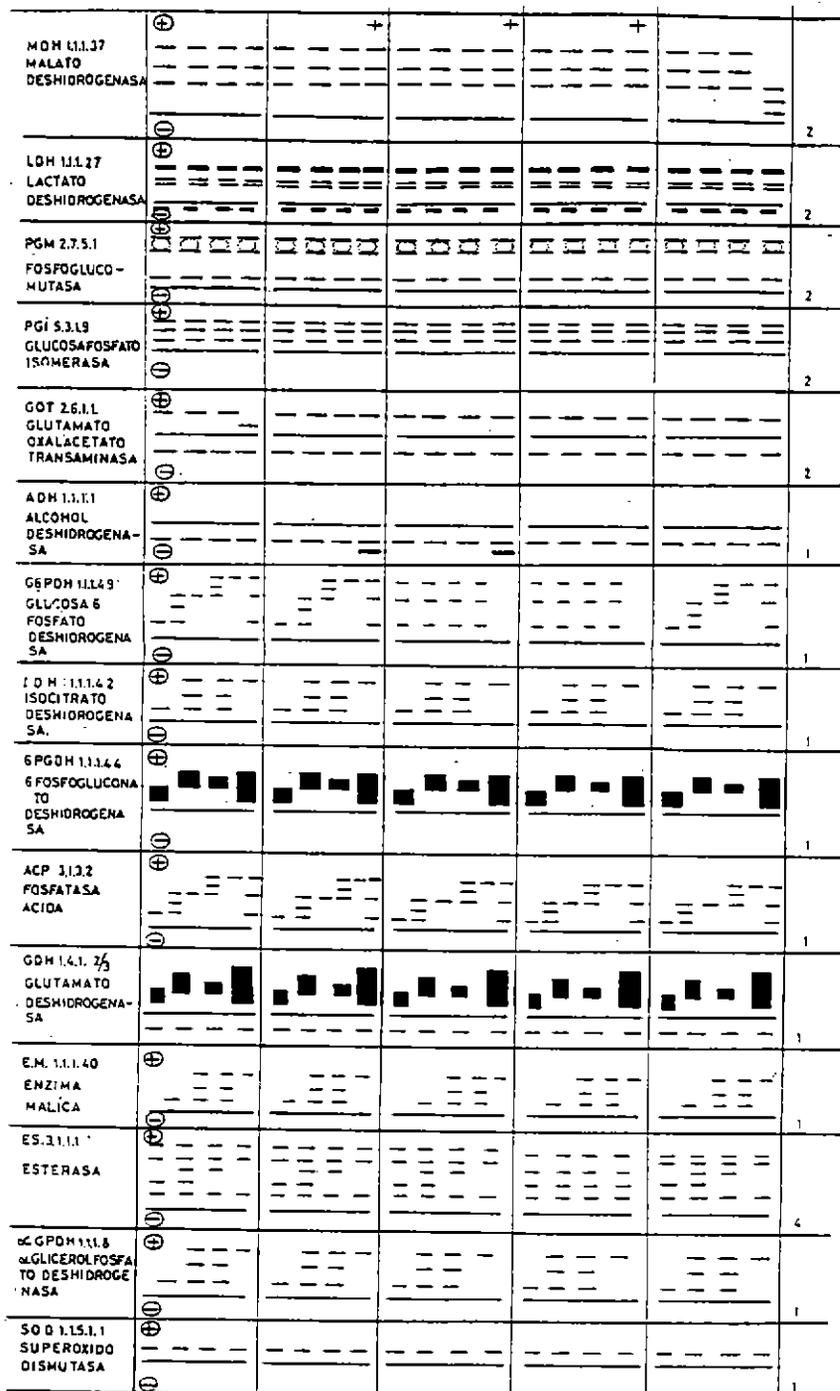


Figura 1. Zimograma para las diversas localidades muestreadas

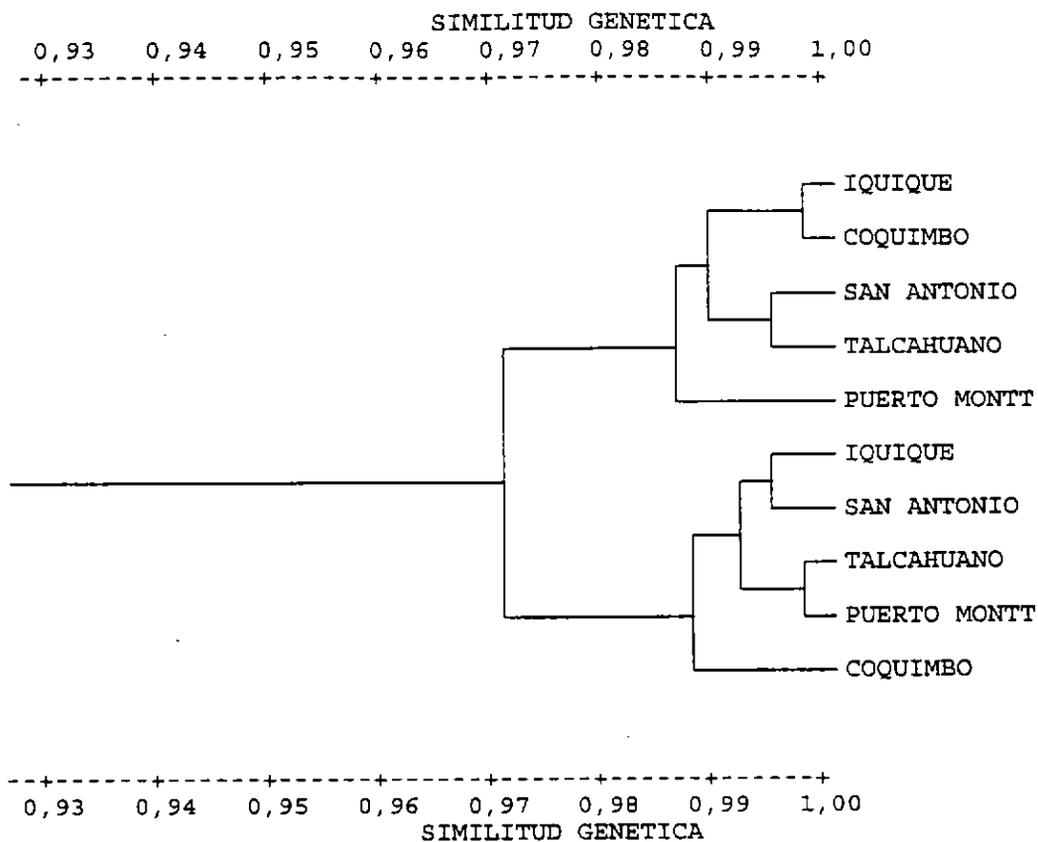


Figura 2. Dendrograma resultante del estudio de las variantes usando similitud genética no sesgada de Nei y UPGMA como ligamiento (correlación cofenética: 0,847).