



SECRETARÍA
DE
EDUCACIÓN
PÚBLICA



INSTITUTO POLITÉCNICO NACIONAL
CENTRO INTERDISCIPLINARIO DE CIENCIAS MARINAS

**ESTIMACIÓN DEL RENDIMIENTO DE LA PESQUERÍA DE SARDINA MONTERREY
(*SARDINOPS CAERULEUS*), DE BAHÍA MAGDALENA, BAJA CALIFORNIA SUR,
MÉXICO: UN ANÁLISIS DE RIESGO E INCERTIDUMBRE BASADO EN EL
TEOREMA DE BAYES.**

**TESIS QUE PARA OBTENER EL GRADO DE
DOCTOR EN CIENCIAS
CON ESPECIALIDAD EN CIENCIAS MARINAS**

PRESENTA

M. EN C. ENRIQUE MORALES BOJÓRQUEZ

DIRECTOR DE TESIS

DR. CASIMIRO QUIÑONEZ VELÁZQUEZ

LA PAZ, BAJA CALIFORNIA SUR, MÉXICO 2005



INSTITUTO POLITECNICO NACIONAL
COORDINACION GENERAL DE POSGRADO E INVESTIGACION
ACTA DE REVISION DE TESIS

En la Ciudad de La Paz, B.C.S., siendo las 10:00 horas del día 03 del mes de Febrero del 2005 se reunieron los miembros de la Comisión Revisora de Tesis designada por el Colegio de Profesores de Estudios de Posgrado e Investigación de CICIMAR para examinar la tesis de grado titulada:

"ESTIMACIÓN DEL RENDIMIENTO DE LA PESQUERÍA DE SARDINA MONTERREY (*Sardinops caeruleus*) DE BAHÍA MAGDALENA, BAJA CALIFORNIA SUR, MÉXICO: UN ANÁLISIS DE RIESGO E INCERTIDUMBRE BASADO EN EL TEOREMA DE BAYES"

Presentada por el alumno:

MORALES

Apellido paterno

BOJORQUEZ

materno

ENRIQUE

nombre(s)

Con registro:

B	9	9	1	0	1	3
---	---	---	---	---	---	---

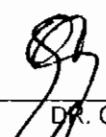
Aspirante al grado de:

DOCTOR EN CIENCIAS MARINAS

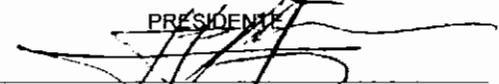
Después de intercambiar opiniones los miembros de la Comisión manifestaron **SU APROBACION DE LA TESIS**, en virtud de que satisface los requisitos señalados por las disposiciones reglamentarias vigentes.

LA COMISION REVISORA

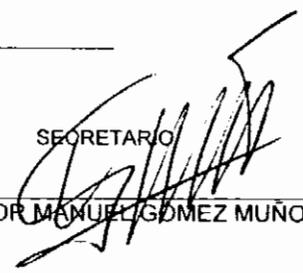
Director de tesis
PRIMER VOCAL


DR. CASIMIRO QUINONEZ VELAZQUEZ

PRESIDENTE


DR. DANIEL LLUCH BELDA

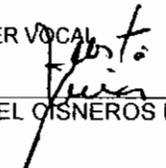
SECRETARIO


DR. VICTOR MANUEL GOMEZ MUÑOZ

SEGUNDO VOCAL


DR. FRANCISCO ARREGUÍN SANCHEZ

TERCER VOCAL

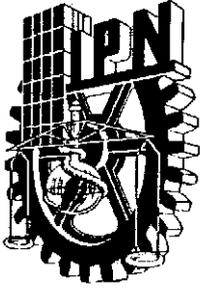

DR. MIGUEL ANGEL CISNEROS MATA

EL PRESIDENTE DEL COLEGIO


DR. RAFAEL CERVANTES DUARTE



I. P. N.
CICIMAR
DIRECCION



**INSTITUTO POLITECNICO NACIONAL
SECRETARÍA DE INVESTIGACIÓN Y POSGRADO**

CARTA CESIÓN DE DERECHOS

En la Ciudad de La Paz, B.C.S., el día 17 del mes Octubre del año 2005, el (la) que suscribe ENRIQUE MORALES BOJORQUEZ alumno(a) del Programa de DOCTORADO EN CIENCIAS MARINAS con número de registro B991013 adscrito al CENTRO INTERDISCIPLINARIO DE CIENCIAS MARINAS manifiesta que es autor (a) intelectual del presente trabajo de tesis, bajo la dirección de: DR. CASIMIRO QUIÑONEZ VELÁZQUEZ y cede los derechos del trabajo titulado: "ESTIMACIÓN DEL RENDIMIENTO DE LA PESQUERÍA DE SARDINA MONTERREY (*Sardinops caeruleus*) DE BAHÍA MAGDALENA, BAJA CALIFORNIA SUR, MÉXICO: UN ANÁLISIS DE RIESGO E INCERTIDUMBRE BASADO EN EL TEOREMA DE BAYES" al Instituto Politécnico Nacional, para su difusión con fines académicos y de investigación.

Los usuarios de la información no deben reproducir el contenido textual, gráficas o datos del trabajo sin el permiso expreso del autor y/o director del trabajo. Este puede ser obtenido escribiendo a la siguiente dirección: embojorq@ipn.mx, embojorq@prodigy.net.mx

Si el permiso se otorga, el usuario deberá dar el agradecimiento correspondiente y citar la fuente del mismo.

ENRIQUE MORALES BOJORQUEZ

nombre / firma

Para mi familia,
mi querida esposa Verónica Isela,
y mis pequeños hijos Karla y Luis Enrique

AGRADECIMIENTOS

Agradezco al Laboratorio de Edad y Crecimiento del CICIMAR todo su apoyo en la elaboración de esta Tesis, por confiarme una de las bases de datos más importantes, grandes y completas de México.

Al Dr. Casimiro Quiñónez Velázquez por su dirección, apoyo y consejos que le dieron rumbo a la presente contribución. Al M. C. Roberto Félix Uruga quien me recibió cuando ingrese al postgrado y oriento mis deseos de investigación hacia lo más conveniente para mí. A la M. C. Reyna Alvarado Castillo (†) quien me resolvió innumerables dudas, y siempre dio apoyo incondicional a mi proyecto académico.

Al Comité de Tesis, conformada por el Dr. Miguel Ángel Cisneros Mata, Dr. Francisco Arreguín Sánchez, Dr. Daniel Lluch Belda y Dr. Víctor Manuel Gómez Muñoz por sus comentarios y críticas que contribuyeron a mejorar y enfatizar los aspectos más relevantes de mi trabajo de grado.

Al Biól. Martín Hernández Rivas quien me apoyo con los resultados de su trabajo de Tesis de Doctorado, proporcionándome estimaciones de abundancia de larvas y huevos de sardina dentro de Bahía Magdalena, Baja California Sur, México. Esta información fue crucial, sin ella mi proyecto no habría sido posible.

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT) por darme el apoyo económico para la realización de esta Tesis de Doctorado. Apoyo que consistió en el pago de mis colegiaturas y de una asignación económica mensual a lo largo de 3 años.

Al Dr. Pablo del Monte Luna, Dr. Víctor Cruz Escalona y Dr. Manuel Zetina Rejón con quienes siempre tuve la gran fortuna de confrontar ideas, hipótesis y resultados de investigación, en ellos encontré excelentes amigos y colegas, así como también encontré feroces críticos a mi investigación, reconozco en ellos unos entusiastas de la investigación en pesquerías, con amplia capacidad de análisis y que ceden ante la evidencia y la razón. Al Dr. Agustín Hernández Herrera, amigo y académico que tuvo aportaciones discretas pero cruciales para concluir el trabajo de Tesis.

Al Instituto Nacional de la Pesca y en especial al Biól. Luis Meléndez Moreno Director General de Investigación Pesquera del Pacífico Norte, por darme su apoyo incondicional para concluir con mi investigación.

A todos aquellos investigadores, académicos, técnicos y compañeros que de manera directa o indirecta contribuyeron a mi formación dentro del Postgrado del CICIMAR, en verdad le digo... MIL GRACIAS.

Durante el desarrollo de mi estancia académica en el CICIMAR, que inició en Agosto de 1999, me fue posible la publicación de diversos resultados de investigación, los cuales formaron parte de un proceso de aprendizaje de diversos métodos, enfoques cuantitativos e hipótesis. Lo que contribuyó en primera instancia a dar sustento al planteamiento de mi trabajo de Tesis de Doctorado, y posteriormente a validar los procedimientos que ayudaron a concluirlo. Desde mi ingreso al CICIMAR hasta la presentación y defensa de la Tesis de Doctorado publiqué 15 trabajos científicos en revistas con arbitraje internacional y reconocido factor de impacto, así como un capítulo de libro (Anexo 1). También registré una patente de desarrollo tecnológico que fue la base de un capítulo de la presente Tesis, y obtuve cuatro distinciones académicas con importantes premios, uno de ellos a nivel regional y los tres restantes a nivel nacional. Los logros académicos se enumeran a continuación.

PUBLICACIONES CIENTIFICAS

- MORALES-BOJÓRQUEZ, E.** & M.O. NEVÁREZ-MARTÍNEZ. 2005. Spawner-recruit patterns and investigation of Allee effect in Pacific sardine *Sardinops sagax* in the Gulf of California, Mexico. California Cooperative Fisheries Investigation Reports. 46: In press.
- MARTÍNEZ-AGUILAR, S., F. ARREGUÍN-SÁNCHEZ & **E. MORALES-BOJÓRQUEZ**. 2005. Natural mortality and life history duration of Pacific sardine (*Sardinops caeruleus*) based on gnomonic time divisions. Fisheries Research. 71: 103-114.
- GARCÍA-AGUILAR, M.C. & **E. MORALES-BOJÓRQUEZ**. 2005. Estimating haul-out population size of a colony of northern elephant seals (*Mirounga angustirostris*) in Mexico, based on mark-recapture data. Marine Ecology Progress Series. 297:297-302.
- MORALES-BOJORQUEZ, E.,**C. QUIÑÓNEZ-VELÁZQUEZ, F. ARREGUÍN-SÁNCHEZ, R. FÉLIX-URAGA & F. N. MELO-BARRERA. 2004. Estimación de la biomasa y patrones de explotación de la sardina Monterrey (*Sardinops caeruleus*) en Bahía Magdalena, B.C.S. In: Ambiente y pesquería de pelágicos menores en el noroeste de México. Quiñónez-Velázquez, C. & J. F. Elorduy-Garay (eds.). IPN-CICIMAR. pp. 161-173.
- MORALES-BOJÓRQUEZ, E.,** V.M. GOMEZ-MUÑOZ, R. FELIX-URAGA & R. M. ALVARADO-CASTILLO. 2003. Relationship between the temperature and density independent mortality of the Pacific sardine *Sardinops sagax* from western coast of Baja California peninsula, Mexico. Scientia Marina. 67(1): 25-32.
- MORALES-BOJÓRQUEZ, E.** 2002. Teorema de Bayes aplicado a la estimación del rendimiento de la sardina monterrey (*Sardinops sagax caeruleus* Girard) de Bahía Magdalena, Baja California Sur, México. Ciencias Marinas. 28(2): 167-179.

- NEVÁREZ-MARTÍNEZ, M.O., G. RIVERA, **E. MORALES-BOJORQUEZ**, J. LOPEZ-MARTINEZ, D. LLUCH-COTA, E. MIRANDA-MIER & C. CERVANTES. 2002. The jumbo squid (*Dosidicus gigas*) fishery of the Gulf of California and its relation to environmental variability. Investigaciones Marinas. 30(1): 193-194.
- MORALES-BOJÓRQUEZ, E.** & M.O. NEVÁREZ-MARTÍNEZ. 2002. Estimación estocástica de la capturabilidad y reclutamiento del calamar gigante *Dosidicus gigas* (D'Orbigny, 1835) del Golfo de California, México. Ciencias Marinas. 28(2): 193-204.
- MORALES-BOJÓRQUEZ, E.** 2002. Comentarios acerca de la relación entre la temperatura y la captura de calamar gigante. Ciencias Marinas. 28(2): 211-218.
- MORALES-BOJORQUEZ, E.**, LÓPEZ-MARTÍNEZ, J & HERNÁNDEZ-VÁZQUEZ, S. 2001. Dynamic catch-effort model for the brown shrimp (*Penaeus californiensis*) from the Gulf of California, Mexico. Ciencias Marinas, 27(1):105-124.
- MORALES-BOJORQUEZ, E.**, A. HERNANDEZ-HERRERA, M. NEVAREZ-MARTINEZ, M. A. CISNEROS-MATA & F. GUERRRERO. 2001. Population size and exploitation of giant squid (*Dosidicus gigas*) in the Gulf of California México. Scientia Marina, 65(1): 75-80.
- MORALES-BOJÓRQUEZ, E.**, S. MARTINEZ-AGUILAR, F. ARREGUIN-SANCHEZ & M. NEVAREZ-MARTINEZ. 2001. Estimations of catchability-at-length for the jumbo squid (*Dosidicus gigas*) in the Gulf of California, Mexico. California Cooperative Fisheries Investigation Reports. 42: 167-171.
- MORALES-BOJÓRQUEZ, E.**, M. A. CISNEROS-MATA, A. HERNANDEZ-HERRERA, & M. O. NEVAREZ-MARTINEZ. 2001. Review of stock assessment and fisheries research for *Dosidicus gigas* in the Gulf of California, Mexico. Fisheries Research. 54: 393-404.
- NEVAREZ-MARTINEZ, M., A. HERNANDEZ-HERRERA **E. MORALES-BOJORQUEZ**, y A. BALMORI-RAMIREZ, M. A. CISNEROS-MATA & R. MORALES. 2000. Distribution and abundance of jumbo squid (*Dosidicus gigas*) in the Gulf of California, México. Fisheries Research, 49(2): 129-140.
- MORALES-BOJORQUEZ, E.** & LÓPEZ-MARTÍNEZ, J. 1999. Brown shrimp fishery. In: CalCOFI. Review of some fisheries from 1998. California Cooperative Fisheries Investigation Reports, 40: 28.
- MORALES-BOJORQUEZ, E.** 1999. Análisis del error de proceso y de observación en la estimación del reclutamiento de la sardina del Pacífico (*Sardinops sagax caeruleus* Girard), en la costa suroeste de la Península de Baja California, México. Ciencias Marinas, 25(4): 597-608.

PATENTES REGISTRADAS

SITIO DE REGISTRO. INSTITUTO NACIONAL DEL DERECHO DE AUTOR. REGISTRO PUBLICO DEL DERECHO DE AUTOR. SEP.

AUTORES. MARTINEZ, S., **MORALES-BOJORQUEZ, E.**, ARREGUIN-SANCHEZ, F., y DE ANDA, J.

TITULO DEL REGISTRO. CATCHABILITY

RAMA. PROGRAMAS DE COMPUTACION (EN ANALISIS DE PESQUERIAS)

AÑO DEL REGISTRO. 1999.

NUMERO DE REGISTRO. 03-1999-080413225800-01

DISTINCIONES ACADEMICAS

GANADOR DE LA MEDALLA “DOMINGO CARBALLO FELIX” AL MERITO EN LA INVESTIGACION CIENTIFICA, OTORGADA POR EL GOBIERNO DE BAJA CALIFORNIA SUR, DURANTE EL PERIODO DE 1999-2000. TITULO DEL TRABAJO: “ANÁLISIS DEL ERROR DE PROCESO Y DE OBSERVACIÓN EN LA ESTIMACIÓN DEL RECLUTAMIENTO DE LA SARDINA DEL PACÍFICO (*Sardinops sagax*) EN EL SUROESTE DE LA PENÍNSULA DE BAJA CALIFORNIA: PROCESOS ESTOCÁSTICOS VS VARIABILIDAD AMBIENTAL.”

GANADOR DE LA MEJOR TESIS DE POSGRADO DEL INSTITUTO POLITECNICO NACIONAL, PREMIO CORRESPONDIENTE AL AÑO DE 1999. TITULO DE LA TESIS: “SIMULACION DE LAS FLUCTUACIONES DE SARDINA MONTERREY *Sardinops caeruleus*, CON BASE EN LA RELACION EXISTENTE ENTRE EL STOCK, EL RECLUTAMIENTO Y LA VARIABILIDAD AMBIENTAL”.

GANADOR DEL MEJOR PROMEDIO DE POSGRADO EN CIENCIAS MARINAS NIVEL DOCTORADO DEL INSTITUTO POLITECNICO NACIONAL, PREMIO CORRESPONDIENTE AL AÑO DEL 2002.

MIEMBRO DEL SISTEMA NACIONAL DE INVESTIGADORES. NIVEL CANDIDATO A INVESTIGADOR NACIONAL, DESDE JULIO DEL 2002 A DICIEMBRE DE 2005, CON PRORROGA DE ENERO A DICIEMBRE DE 2006. EXPEDIENTE 20050.

TABLA DE CONTENIDO

GLOSARIO	i
LISTA DE TABLAS	v
LISTA DE FIGURAS	vi
RESUMEN	1
ABSTRACT	
INTRODUCCION	3
ANTECEDENTES	12
OBJETIVO GENERAL	28
HIPÓTESIS	28
OBJETIVOS PARTICULARES	28
JUSTIFICACION	29
MATERIAL Y METODOS	30
Base de datos	30
Análisis de la información de captura a la edad	30
Índices de abundancia relativa	34
Error de observación en la estructura por edad de la población	36
Relación stock reclutamiento	37
Simulación Monte Carlo	43
Aplicación del teorema de Bayes	44
Análisis de capturabilidad dependiente de la densidad	45
Capturabilidad dependiente de la densidad	49
Modelo dinámico de biomasa	50
Estimación del error de proceso	51
Estimación del error de observación	54
RESULTADOS	56
Análisis de captura a la edad	56
Stock reclutamiento	70
Capturabilidad dependiente de la densidad	85
Modelo dinámico de biomasa	91
DISCUSION	106
ANEXO I	124
CONCLUSIONES	126
RECOMENDACIONES	127
REFERENCIAS	128

GLOSARIO

Abundancia. Cantidad en número de organismos o biomasa, presentes en una unidad de área o de volumen determinado.

Biomasa. Peso total de materia que constituye a un ser vivo o un conjunto de ellos, que se encuentran en forma de proteínas, carbohidratos, lípidos y otros compuestos orgánicos, los cuales se expresan en términos de unidad de volumen o peso.

Captura. La biomasa o el número de organismos extraídos, con la utilización de un arte de pesca determinado.

Captura Biológicamente Aceptable. Nivel aceptable de explotación que reconoce el estado dinámico del stock, condiciones del ambiente y factores ecológicos asociados.

Capturabilidad. Constante de proporcionalidad entre un índice de biomasa y la biomasa absoluta.

Capturabilidad dependiente de la densidad. Relación inversa entre el coeficiente de capturabilidad y la biomasa.

Compensación. Es un decremento en los reclutas por desovante conforme el stock adulto se incrementa.

Dinámica generacional. Proceso activo dentro de una población, en la cual las clases anuales que la componen avanzan paralelamente en su paso por una pesquería, de tal forma que es posible localizar cada año una clase anual vieja que se extingue y desaparece, pero al mismo tiempo surge una nueva compuesta por individuos jóvenes, producto de la reproducción.

Disponibilidad. Recurso potencialmente explotable, en la medida de su abundancia y de la presión de pesca, que se aplique sobre el mismo.

Distribución. Disposición espacial de los organismos de una población.

Estabilidad. Tendencia que tiene un sistema a retornar a su estado actual cuando ha sido perturbado.

Hiperdepleción. Relación en la cual la tasa de captura decrece más rápido que la abundancia.

Hiperestabilidad. Relación inversa entre la biomasa y la tasa de captura.

Incertidumbre. En términos de manejo de recursos marinos, se utiliza para asignar un grado de indecisión con respecto al resultado de una evaluación, o de una estrategia de manejo determinada.

Mortalidad densodependiente. Cambios en la supervivencia de una población, en función de su abundancia.

Mortalidad densoindependiente. Cambios en la supervivencia de una población, debido a efectos, que no dependen de su abundancia.

No compensación (“Depensation”). Es un incremento en los reclutas por desovante conforme el stock desovante se incrementa.

Población. Conjunto de organismos de la misma especie, que habitan un área geográfica, incluyendo sus desplazamientos y zonas de reproducción.

Reclutamiento. Incorporación de los individuos jóvenes de la misma generación a la porción adulta de una población, que son susceptibles de ser capturados por el arte de pesca.

Riesgo. Probabilidad medida de que un evento no deseado ocurra.

Simulación. Procedimiento matemático que se utiliza para el estudio de problemas específicos, mediante una resolución experimental que representa o imita condiciones no observadas o desconocidas.

Stock. Parte de la población susceptible de ser capturada.

Umbral. Nivel de población bajo el cual existe la posibilidad de recuperar el stock a su nivel óptimo a través de un periodo de tiempo aceptable.

LISTA DE TABLAS

Tabla 1.- Cantidades de manejo estimadas con CANSAR-MB, los valores de la desviación estándar (ds) y del coeficiente de variación (CV) fueron calculados con la rutina de bootstrap. La B_t y la BE_t están expresados en miles de toneladas, la FCA está en millones de individuos.

Tabla 2.- Tabla de decisión para determinar el valor del escape óptimo de la sardina Monterrey (*Sardinops caeruleus*) en función de diferentes valores del parámetro asociado a la mortalidad independiente de la densidad.

Tabla 3.- Parámetros y cantidades de manejo estimados para la pesquería de sardina Monterrey (*Sardinops caeruleus*) de Bahía Magdalena, BCS, México de acuerdo con el modelo de Schaefer.

Tabla 4.- Parámetros y cantidades de manejo estimados para la pesquería de sardina Monterrey (*Sardinops caeruleus*) de Bahía Magdalena, BCS, México de acuerdo con el modelo de Fox.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1.- Zona de estudio en la costa suroeste de Baja California Sur, México.

Figura 2.- Ajuste al índice de larvas del modelo CANSAR-MB.

Figura 3.- Ajuste al índice de huevos del modelo CANSAR-MB.

Figura 4.- Ajuste al índice de CPUE del modelo CANSAR-MB.

Figura 5.- Estimación de la biomasa total de *Sardinops caeruleus* con el modelo CANSAR-MB.

Figura 6.- Estimación de la biomasa vulnerable de *Sardinops caeruleus* con el modelo CANSAR-MB.

Figura 7.- Estimación del reclutamiento de *Sardinops caeruleus* con el modelo CANSAR-MB.

Figura 8.- Individuos de 2 años de *Sardinops caeruleus* estimados con el modelo CANSAR-MB.

Figura 9.- Mortalidad por pesca estimada para *Sardinops caeruleus* con el modelo CANSAR-MB.

Figura 10.- Estimación del reclutamiento de *Sardinops caeruleus* asumiendo error de proceso en la relación stock reclutamiento del modelo de Ricker.

Figura 11.- Estimación del reclutamiento de *Sardinops caeruleus* asumiendo error de observación en la relación stock reclutamiento del modelo de Ricker.

Figura 12.- Perfil de verosimilitud del parámetro asociado a la mortalidad denso dependiente del modelo stock reclutamiento de Ricker.

Figura 13.- Perfil de verosimilitud del parámetro asociado a la mortalidad denso independiente del modelo stock reclutamiento de Ricker.

Figura 14.- Ajuste del modelo stock reclutamiento de Ricker.

Figura 15.- Salidas de la simulación Monte Carlo con respecto a las cantidades de manejo estimadas para el modelo stock reclutamiento de Ricker.

Figura 16.- Estimación de la probabilidad posterior del parámetro asociado a la mortalidad denso dependiente del modelo stock reclutamiento de Ricker.

Figura 17.- Estimación de la probabilidad posterior del parámetro asociado a la mortalidad denso independiente del modelo stock reclutamiento de Ricker.

Figura 18.- Cambios en los valores mínimos y máximos de longitud patrón de *Sardinops caeruleus*.

Figura 19.- Estimación de la capturabilidad denso dependiente para *Sardinops caeruleus*.

Figura 20.- Estimación de la capturabilidad denso dependiente para *Sardinops caeruleus*, considerando la predominancia de periodos cálidos.

Figura 21.- Estimación de la capturabilidad denso dependiente para *Sardinops caeruleus*, sin considerar la predominancia de periodos cálidos.

Figura 22.- Ajuste del modelo dinámico de Schaefer para *Sardinops caeruleus*.

Figura 23.- Ajuste del modelo dinámico de Fox para *Sardinops caeruleus*.

Figura 24.- Superficie de respuesta de los parámetros K y r del modelo dinámico de Schaefer para *Sardinops caeruleus*.

Figura 25.- Perfiles de verosimilitud de los parámetros K y r del modelo dinámico de Schaefer para *Sardinops caeruleus*.

Figura 26.- Superficie de respuesta de los parámetros K y r del modelo dinámico de Fox para *Sardinops caeruleus*.

Figura 27.- Perfiles de verosimilitud de los parámetros K y r del modelo dinámico de Fox para *Sardinops caeruleus*.

Figura 28.- Estimaciones de biomasa con el modelo dinámico de Schaefer para *Sardinops caeruleus* considerando error de proceso (línea delgada), error de observación (línea punteada) y captura (línea gruesa).

RESUMEN

Se analizó el rendimiento de la pesquería de la sardina Monterrey *Sardinops caeruleus* de Bahía Magdalena, BCS, México, asumiendo que los cambios en abundancia de la sardina Monterrey están determinados por factores independientes a la densidad de la población adulta, de tal forma que los cambios en la estructura por edad y la biomasa están determinados por un componente independiente de la densidad. Se utilizaron cuatro modelos para analizar la pesquería, el primero de ellos un modelo estocástico de captura a la edad denominado CANSAR-BM, un modelo estocástico de stock-reclutamiento, un modelo determinístico de capturabilidad a la talla, y un modelo dinámico de biomasa en versión estocástica. Los resultados mostraron que los modelos con error de proceso describieron mejor los datos observados, así la principal fuente de variación está en el componente de los modelos seleccionados. El modelo determinístico de capturabilidad mostró que el recurso tiene un patrón de capturabilidad dependiente de la densidad, así que cuando la capturabilidad aumenta, la biomasa disminuye. La relación stock reclutamiento mostró que es posible iniciar una estrategia de explotación del recurso sardina considerando una tasa de explotación del 0.7 y un valor de stock desovante mínimo de 350 millones de individuos. El modelo CANSAR-BM mostró que las variaciones en biomasa total y biomasa vulnerable fueron coincidentes con periodos de calentamiento en la corriente de California, también CANSAR-BM mostró que existen una periodicidad de casi 4 años entre los picos de máxima abundancia. El modelo que menos información proporcionó fue el modelo dinámico de biomasa, ya que mostró valores de la tasa intrínseca de crecimiento de la población que cambiaron en un orden de magnitud, lo cual los vuelve modelos con alto

riesgo para proponer estrategia de administración. Para la administración del recurso se debe adoptar un enfoque “adaptativo”, en la cual se pueda medir de forma explícita el desempeño de la elección en tres factores clave: a) mantenimiento del stock adulto, b) evitar el efecto de no compensación y c) maximizar el rendimiento con base en tablas de decisión. Se requiere la aplicación de modelos que incluyan una parametrización con un componente de no compensación, así como la calibración de dichos modelos con información independiente de la pesquería, evitando el uso de tasas de captura, así como desarrollar un enfoque de análisis que integre el componente del forzamiento ambiental sobre la dinámica del recurso sardina en Bahía Magdalena, B. C. S., México.

ABSTRACT

I analyzed the yield of the Pacific sardine fishery *Sardinops caeruleus* from Bahía Magdalena, Baja California Sur, Mexico, assuming that the changes in abundance of Pacific sardine are caused by factors density-independent to the adult biomass. In this way, the changes in catch-at-age and biomass are defined by events density-independent. I used four fisheries models, the first was a stochastic model of catch-at-age called CANSAR-BM; second a stochastic stock-recruitment model; third a deterministic model of catchability-at-length; and fourth a stochastic biomass dynamic model. The results showed that the models with process error described the observed data, consequently this error was the main source of variation in the fisheries models. The catchability-at-length analysis showed the resource has a pattern of catchability density-dependent, in this way, when the catchability increases the biomass decreases. The stock-recruitment relationship showed that it is possible to begin a management strategy of the Pacific sardine assuming a harvest rate of 0.7, and a minimum spawning biomass of 350 million of individuals. The CANSAR-BM model showed which the changes in total and vulnerable biomass were coincident with warmer periods in the California current, and this model also showed that there are periods of four years among peaks of maximum abundance. The model with less information was the biomass dynamic model, the parameter of growing intrinsic rate has high variability, consequently the model and parameters have risk as a model useful to management strategy. The management of the resource must be assuming an adaptive approach, where the assessment of three key factors: a) to maintain the adult stock, b) to avoid depensation, and c) to maximize the yield considering decision tables. The models need

the estimation of depensation parameters, as well as the tuning with fishery independent data, avoiding catch rate, is necessary to include in the model the environment forcing on the population dynamics of the Pacific sardine from the Bahía Magdalena. B.C.S., Mexico.

INTRODUCCIÓN

La pesquería de sardina en el Pacífico Mexicano se ha desarrollado en Bahía Magdalena, B.C.S. (Félix-Uraga *et al.*, 1996) y en el Golfo de California (Cisneros-Mata *et al.*, 1995,1996) a consecuencia del colapso en 1952 de la pesquería del sur de California, EUA (Radovich, 1982). La principal especie en las capturas es la sardina Monterrey (*Sardinops caeruleus*) contribuyendo con un porcentaje mayor al 80%. Se cuenta con información de captura de sardina Monterrey para Bahía Magdalena desde 1972, sin embargo, fue a partir de 1981 cuando iniciaron estudios biológicos y se comenzó a tener conocimiento de la estructura por edades de la captura (Félix-Uraga *et al.*, 1996).

En Bahía Magdalena desde 1981 la flota pesquera está integrada por cuatro embarcaciones que varían entre las 60 y 120 t de capacidad de acarreo, donde el esfuerzo se ha mantenido a través del tiempo. Las especies que componen la captura son *Opistonema libertate*, *Cetengraulis mysticetus*, *Scomber japonicus* y *Sardinops caeruleus*, y aunque la pesca se realiza a lo largo del año, la sardina Monterrey es más abundante durante abril a agosto (Felix-Uraga *et al.*, 1996). Esta especie tiene un pico máximo de reproducción en el invierno con abundantes desoves durante enero-febrero, y otro pico de menor intensidad durante el verano (Torres-Villegas *et al.*, 1995). La estructura por edad de la captura de la sardina Monterrey muestra que los organismos se reclutan completamente a la pesquería a la edad de dos años (Félix, 1986; Félix-Uraga *et al.*, 1996).

A partir de las estimaciones de edad se inician los primeros análisis de la estructura por edad de la captura para hacer estimaciones de la población con el método de Análisis de Población Virtual (APV) (datos no publicados). Sin embargo, los APV no incluían el criterio de separabilidad y no fueron calibrados con información dependiente (captura por unidad de esfuerzo) o independiente de la pesca (por ejem. índices de huevos y larvas). Por consiguiente y de acuerdo con Hilborn y Walters (1992), para fines de manejo de la pesquería, al asignar una cuota de captura o una tasa de explotación existe una incertidumbre asociada en las estimaciones de la biomasa total, de la biomasa vulnerable y de la intensidad del reclutamiento.

Actualmente, se tiene una matriz de la captura estructurada por edades de la de sardina Monterrey en Bahía Magdalena que incluye 18 temporadas de pesca, y datos de abundancia de huevos y larvas para el periodo de 1982 a 1987. Se han planteado varios métodos de captura a la edad para integrar y analizar toda la información disponible de una pesquería (p.e. estructura de edad, de tallas, índices independientes, etc.) Deriso *et al.* (1985, 1996) y Deriso (1993) utilizaron simultáneamente distintos indicadores de abundancia relativa para calibrar un modelo de captura a la edad, que fue una variante del tradicional APV (Pope, 1972; Gulland, 1983; Lassen y Medley, 2001). Gavaris (1988) usó una metodología alternativa al planteamiento de Deriso *et al.* (1985) donde el índice de abundancia de la pesquería (CPUE) puede ser relacionado linealmente con la abundancia sin ser directamente proporcional (Morales-Bojórquez *et al.*, 2003). Methot (1989) modifica el algoritmo de estimación de suma de diferencia de cuadrados a una función de máxima verosimilitud, basándose principalmente en el núcleo de la distribución normal, esto consiste en eliminar los términos constantes de la

función de distribución normal, de esta forma la función objetivo se simplifica sin pérdidas en su potencia estadística para la estimación de los parámetros. Jacobson *et al.* (1994a), Butterworth *et al.* (1999) y Shepherd (1999) proponen funciones de penalización para datos o índices de mayor representatividad en las funciones objetivo que se utilizan para parametrizar el modelo, las cuales varían entre la suma de diferencias cuadráticas y algoritmos de máxima verosimilitud. En este trabajo, para el análisis de los datos, se utiliza el modelo CANSAR (Deriso, 1993) que es una variante del modelo CAGEAN (Deriso *et al.*, 1985), y del cual Deriso *et al.* (1996) demostraron la capacidad de adaptar a la información disponible de una pesquería, es decir, que las series de indicadores de la pesquería tanto dependientes (p.e CPUE) e independientes (p.e. índices de huevos, larvas, eointegración, censos) pueden o no ser continuas a través del tiempo, y a su vez se pueden considerar todas de manera simultánea para la estimación de la abundancia total. En el presente trabajo se incorporan al modelo CANSAR indicadores de abundancia independientes de la pesca para evaluar la pesquería de sardina Monterrey en Bahía Magdalena (CANSAR-BM), a través de las estimaciones de la biomasa total, biomasa vulnerable e intensidad del reclutamiento como cantidades de manejo.

El conocimiento de la dinámica de generaciones es un factor clave en los cambios en abundancia de una población explotada. Por consiguiente, comprender la forma en como suceden esos cambios contribuye a evitar la sobrepesca, la cual se puede definir de dos formas: a) sobrepesca de crecimiento.- un exceso en la mortalidad por pesca ejercida sobre los individuos jóvenes de una población; b) sobrepesca de reclutamiento.- exceso en la presión de pesca sobre la fracción adulta de la población a

niveles que reducen la entrada de suficientes reclutas como para reponer la pérdida por mortalidad (Haddon, 2001). El reto principal en este tipo de análisis no es explicar la forma en que sucede la dinámica de generaciones, sino como determinar los mecanismos que la gobiernan (Quinn II y Deriso, 1999).

Existen diferentes enfoques que han sido desarrollados para explicar la dinámica de generaciones, que en lo sucesivo se denominará relación stock-reclutamiento. Algunos enfoques proponen soluciones determinísticas, p.e. Ricker (1975), Beverton y Holt (1957), Cushing (1971), Shepherd (1982) que se apoyan sobre relaciones funcionales dependientes de la densidad de adultos reproductores. Mientras que otros proponen soluciones estocásticas, p.e. Getz y Swartzman (1981) y Rostchild y Mullin (1985) que sustentados en relaciones no funcionales, asumen que los eventos y la variabilidad del reclutamiento pueden ser explicados desde matrices de probabilidad, sobre todo por aquellas que intentan explicar los cambios en el reclutamiento como un proceso ligado a cadenas de Markov. Ludwig y Walters (1981) y Walters y Ludwig (1981), incorporan el efecto estocástico en la relación stock reclutas, asumiendo que existe error asociado a los datos (incertidumbre de observación), y error estadístico asociado al modelo (incertidumbre de proceso); adicionalmente, incorporan como técnicas de estimación de parámetros las funciones de máxima verosimilitud asumiendo una distribución lognormal.

Algunos modelos han sido también modificados o adaptados para incluir el efecto del ambiente, asumiendo relaciones empíricas entre el ambiente y la población. Doi (1973) utilizó un modelo lineal simple para explicar la relación entre el reclutamiento y una serie

de factores ambientales, los cuales fueron transformados a un conjunto de funciones ortogonales empíricas, y posteriormente utilizadas como variable independiente en la función lineal. Tang (1985) y Tang *et al.* (1989) propusieron un despeje algebraico del coeficiente asociado a la mortalidad independiente de la densidad del modelo tipo Ricker, lo que les permitió relacionar linealmente dicho coeficiente con variables ambientales usando un modelo lineal múltiple, estimando diferentes trayectorias del modelo tipo Ricker las cuales describieron adecuadamente cada punto de la relación stock reclutas. Los conceptos de Doi (1973) y Tang (1985) son retomados por Morales-Bojórquez *et al.* (2003), para estimar diferentes valores del coeficiente asociado a la mortalidad independiente de la densidad del modelo tipo Ricker, y se relacionarlas con mediciones de temperatura superficial del mar transformadas a vector ortogonal empírico, con la ventaja de la reducción y transformación de las variables medidas. Retomando el concepto de una regresión lineal múltiple sobre los vectores ortogonales como variable independiente.

Adicionalmente, la definición del reclutamiento es un problema de difícil conciliación, ya que por definición, el reclutamiento se puede considerar como el número de organismos a cualquier fase del ciclo de vida posterior a la etapa de huevo (Hilborn y Walters, 1992). Como consecuencia, la definición de la fuerza de la clase anual de un recurso depende del éxito del reclutamiento, en función a la supervivencia de los reclutas (Haddon, 2001). Esta condición de supervivencia es afectada por las condiciones del ambiente, tales como disponibilidad del alimento, área adecuada para el desove, así como depredación y canibalismo. Una forma de explicar la relación que existe entre el stock y el reclutamiento es la demostración de hipótesis estadísticas relacionadas con la

función de densidad del error en los modelos de stock reclutamiento (Ludwig y Walters, 1981; Walters y Ludwig 1981; Schnute, 1991; Hilborn y Walters, 1992; Morales-Bojórquez, 2002), del cual se definen dos tipos, el error de proceso y el error de observación (Morales-Bojórquez, 1999). El primero corresponde a las variaciones en el reclutamiento por factores no incluidos en el modelo, es decir, otras fuentes ajenas al tamaño del stock adulto (Ludwig y Walters, 1981), y el segundo a variaciones debidas a la incertidumbre en el verdadero valor del stock, que es principalmente una consecuencia de errores en los métodos de estimación, tales como APV, CANSAR, ADAPT (Adaptive framework) o sus variantes (Walters y Ludwig 1981). En la medición del error en la relación stock reclutamiento, y a partir de solamente estas variables se identifican dos tipos de efectos: 1) los parámetros estimados pueden ser inconsistentes como un resultado de autocorrelación en la forma de ajustar el modelo y 2) la cantidad de información disponible puede ser sobrevalorada. En ambos casos los parámetros calculados presentan un importante sesgo (Walters y Ludwig, 1981).

Una forma de sesgo en el estimado de los parámetros resulta cuando la influencia del ambiente sobre el reclutamiento tiene un componente aleatorio en la forma de variaciones periódicas (Armstrong y Shelton, 1988), de esta manera, aunque la variabilidad aleatoria sea frecuentemente introducida dentro de los modelos poblacionales para incrementar su capacidad de ajuste, hay evidencias que muestran que la variabilidad interanual no es un efecto aleatorio (Huato-Soberanis y Lluch-Belda, 1987; Lluch-Belda *et al.*, 1989, 1991, 1992a, 1992b). Algunos mecanismos de forzamiento ambiental de baja frecuencia han sido sugeridos para explicar tendencias en poblaciones marinas (Cisneros-Mata *et al.*, 1996; Armstrong y Shelton, 1988); no

obstante, un procedimiento común para el estudio de la relación stock-reclutamiento es el análisis de la estructura del error dentro del mismo modelo (Schnute, 1991). La evaluación final del error a través del análisis del error de proceso y observación puede mostrar la precisión de los parámetros estimados (Freeman y Kirkwood, 1995), especialmente cuando la relación stock-reclutamiento es la base sobre la cual se proponen estrategias de manejo en una determinada pesquería (Basson *et al.* 1996).

Si consideramos pesquerías constituidas por organismos con estrategias de vida tipo “r”, una de las suposiciones más comunes es basarse sobre cohortes anuales (Beddington *et al.*, 1990; Agnew *et al.*, 1998; Rosenberg *et al.*, 1990). Así, la modelación depende básicamente del reclutamiento inicial y del tipo de estrategia de explotación que se adopte, en este caso, el escape proporcional constante está ligado a la mortalidad por pesca (Rosenberg *et al.*, 1990). Bajo esta circunstancia, el objetivo del manejo depende de la capturabilidad, la cual es estimada a partir de índices de abundancia relativa (p.e. captura por unidad de esfuerzo), así se supone que en la evaluación del recurso, el índice de abundancia utilizado es proporcional a la abundancia (Hilborn y Walters, 1992). Sin embargo, esto no se reconoce como tal, ya que en diferentes pesquerías se han observado patrones de hiperestabilidad, la cual se define cuando el índice de abundancia relativo permanece alto, mientras la abundancia declina (Harley *et al.*, 2001), la hiperestabilidad ha sido observada en pesquerías de pelágicos menores (MacCall, 1976; Martínez *et al.*, 1996). Otra relación de no proporcionalidad es definida como la hiperdepleción, en la cual se observa que el índice de abundancia relativa declina más rápido que la abundancia (Harley *et al.*, 2001). Cuando la hiperestabilidad o la hiperdepleción se observan, las estrategias de manejo

pueden fallar (Adkinson y Peterman, 1996; Robb y Peterman, 1998). Por lo tanto, los objetivos de manejo y las estrategias seleccionadas tienen un alto riesgo bajo cualquiera de estas condiciones.

Si un patrón de hiperestabilidad está presente al realizar estimaciones de reclutamiento con modelos de extracción sucesiva, Hilborn y Walters (1992) consideran que son posibles sobrestimaciones de capturabilidad entre el 30% y el 50%. Esto es comúnmente observado por curvaturas en el ajuste de los modelos. Este efecto ha sido observado en *Dosidicus gigas*, *Illex argentinus*, *Loligo vulgaris* y *L. forbesi* (Basson *et al.*, 1996; Morales-Bojórquez *et al.*, 2001c; Royer *et al.*, 2002), así como en *Sardinops caeruleus* (Arreguín-Sánchez, 1996). La consecuencia de esta curvatura en los modelos de extracción sucesiva está relacionada a una capturabilidad que no es constante en el tiempo, o bien que sea diferente para varios grupos de edad en la población (Basson *et al.*, 1996; Morales-Bojórquez *et al.*, 2001c), en cualquier circunstancia, las estrategias de manejo deben ser corregidas. Por consiguiente, la capturabilidad es un parámetro importante (Arreguín-Sánchez, 1996), y no solo un parámetro que representa un efecto de escala de los datos y que carece de importancia directa en las políticas y decisiones de manejo (Walters y Ludwig, 1994). En consecuencia, algunos enfoques metodológicos han sido desarrollados para estimar la capturabilidad a la edad (Atran y Loesch, 1995), o la capturabilidad a la longitud (Arreguín-Sánchez, 1996; Arreguín-Sánchez y Pitcher, 1999; Morales-Bojórquez *et al.*, 2001c; Harley y Myers, 2001), así mismo evaluar el efecto que tiene el ambiente y los tipos de arte de pesca sobre la capturabilidad (Addison *et al.*, 2003; Goñi *et al.*, 2003). Los resultados de estos

enfoques han mejorado las recomendaciones sobre manejo, reduciendo la variación de los estimados de mortalidad por pesca.

La discusión sobre la importancia de la capturabilidad en el análisis pesquero, debe ser abordado desde su aplicación en la evaluación de poblaciones, así como de sus modelos alternativos de estimación. La precisión en la capturabilidad no es trivial, ya que en el manejo usualmente se considera un control de la mortalidad por pesca que está asociada a la capturabilidad, adicionalmente también se define una estrategia de manejo, puntos de referencia y tácticas de manejo (Hilborn y Walters, 1992), con el objetivo de mantener la biomasa desovante por arriba de un nivel de riesgo para la población, y reducir la probabilidad de un bajo reclutamiento en temporadas sucesivas (Basson *et al.*, 1996; Royer *et al.*, 2002). También se ha observado que errores de medición en datos de captura y esfuerzo tienen impacto sobre los parámetros estimados (Chen y Fournier, 1999). El análisis de la variación de la capturabilidad puede dar alguna información sobre el comportamiento del stock y de la eficiencia de la pesca, y en consecuencia contribuir a mejorar las metas de manejo de una determinada pesquería, tales como cambios en la mortalidad por pesca durante la temporada de pesca, ya que en cualquier pesquería el principal elemento de manejo es el esfuerzo (Hilborn y Walters, 1992). Detectar a tiempo los cambios en capturabilidad ha sido útil para pesquerías como el salmón o calamar, donde la estrategia de manejo se sustenta en mantener un valor de escape proporcional constante que depende de la mortalidad por pesca (Hernández-Herrera *et al.*, 1998; Morales-Bojórquez *et al.*, 2001a, Robb y Peterman, 1998).

Cuando se trata de implementar una estrategia de manejo con poca información biológica, los modelos globales de producción son herramientas útiles para la evaluación de poblaciones explotadas, su principal ventaja es que pueden ser usados sin la necesidad de tener un amplio conocimiento de la información biológica de la especie en cuestión, es decir, conocimiento previo de la estructura de edades o tallas, tasas de mortalidad o cualquier otro aspecto de su dinámica poblacional (Haddon, 2001). Se basan principalmente en el conocimiento de un indicador de abundancia relativa, principalmente la captura por unidad de esfuerzo y del esfuerzo pesquero ejercido (Cisneros-Mata *et al.* 1996). Los modelos de producción excedente se criticaron mucho debido a su cualidad de suponer equilibrio, definido como un cambio de $B = 0$, donde B representa la biomasa (Quinn II y Deriso, 1999). La variante que evita esta condición, es la de los modelos dinámicos (Hilborn y Walters, 1992). Estos modelos pueden ser resueltos con diferentes indicadores de la pesquería, los cuales pueden ser independientes (p.e. índices de larvas o huevos estimados con cruceros de investigación), o dependientes de la pesquería (p.e. captura por unidad de esfuerzo) (Punt y Hilborn, 1996; Quinn II y Deriso, 1999; Haddon, 2001) .

Una de las mayores ventajas es que en los modelos pesqueros se puede incluir un componente estocástico para describir mejor la tendencia de los datos (Punt y Hilborn, 1996). Básicamente, el presente trabajo plantea la solución sobre dos mediciones del error, el error estadístico en los datos y el error estadístico en el modelo (Morales-Bojórquez *et al.* 2001a), para realizar las estimaciones de biomasa. Además de la estimación de puntos de referencia biológicos útiles en la administración de un determinado recurso pesquero (Hilborn, 2002).

ANTECEDENTES

La pesca es una actividad tradicional que ha ido en aumento de manera acelerada en los últimos años, debido a las mejoras en los equipos de detección y pesca. Ante esta situación, es necesaria la realización de estudios que generen información, de ser posible a corto plazo de un determinado recurso, ya que de ellos depende directa o indirectamente una importante fracción de la población humana. Dentro de este contexto, se revisan algunos aspectos relativos al desarrollo y a la ordenación de las pesquerías, bajo diferentes criterios y sus consiguientes alternativas de reglamentación. Todo esto da la posibilidad de elaborar un análisis en términos cuantitativos precisos, que puede influir en el óptimo mantenimiento de las pesquerías.

Para ocuparse de estas cuestiones, es necesario un marco analítico en el que se incorpore e integren los aspectos biológicos, económicos y sociales de las pesquerías y su relación con otros sectores de la economía nacional. La ordenación pesquera es la persecución de ciertos objetivos mediante el control directo e indirecto del esfuerzo pesquero efectivo o bien, algunos de sus componentes (Panayotou, 1983). Por ejemplo, un tamaño de malla mínimo puede ser aplicado para reglamentar el tamaño de los peces de la captura e incrementar la productividad del recurso. Un sistema de permisos puede ser incorporado a fin de controlar la entrada a la pesquería con el objeto de potenciar al máximo los ingresos económicos derivados de la misma. Por otra parte, el desarrollo pesquero es la expansión del esfuerzo pesquero efectivo a través de un conjunto de programas con la finalidad de lograr ciertos objetivos; por ejemplo, el radio de operación del esfuerzo pesquero puede incrementarse por medio de la mejora en los

equipos de propulsión con el objeto de explorar recursos subutilizados y así aumentar el suministro de pescado y el ingreso de los pescadores. El desarrollo pesquero puede ser definido de manera más amplia para que incluya además del incremento del esfuerzo de pesca, mejoramiento de la tecnología que se aplica después de la pesca, la comercialización y transporte de productos pesqueros así como la facilitación de infraestructura y otras instalaciones afines (Anderson, 1977; Gulland, 1982).

Debido a su característica controladora, se piensa que la ordenación de la pesca se hace necesaria cuando los recursos llegan a ser explotados excesivamente, mientras que el desarrollo pesquero se realiza en etapas de subexplotación. Esto no tiene que ser necesariamente así, la pesca excesiva se evita con medidas de ordenación juiciosas a medida que se produce el desarrollo. Igualmente, la necesidad de desarrollo no se confina a especies subexplotadas; y como la ordenación de pesquerías sobreexplotadas tarde o temprano requerirá de la regulación del esfuerzo de pesca, es necesario el desarrollo pesquero, para absorber la mano de obra o capital excedente (Panayotou, 1983). A pesar de estas interrelaciones, en las pesquerías sobreexplotadas se hace necesaria la ordenación, y en las pesquerías subexplotadas el desarrollo. Así el objetivo general de la ordenación y el desarrollo es lograr el índice óptimo de explotación de la pesca. Y hasta que punto sea óptimo, depende de los objetivos específicos de los dirigentes y de la incertidumbre de la información pesquera y del sistema.

Análisis de la incertidumbre

Hay muchas categorías y definiciones de incertidumbre, Francis y Shotton (1997) definen el riesgo y la incertidumbre en tres distintos niveles, el primero en la evaluación, que se refiere al trabajo común de evaluación que realizan los investigadores, donde analizan la precisión de sus modelos y parámetros. Un segundo nivel definido como análisis de riesgo e incertidumbre en las decisiones donde de manera obligada se construyen tablas de decisión y se incluye el error de modelos y datos, así como de técnicas de simulación y de aplicación del teorema de Bayes. El tercer nivel es solamente limitado a los administradores, conocido como el análisis de riesgo e incertidumbre del manejo o administración, en este nivel se adoptan las mejores opciones o políticas de pesca considerando además del componente biológico y ecológico, los factores económicos, sociales y políticos de la pesca. En todo caso, es necesario primero identificar que la incertidumbre existe a través de que ésta sigue alguna forma de distribución de probabilidad, de tal forma que se pueda conocer como afecta la evaluación de la población sometida a explotación. Otra forma más compleja de incertidumbre es cuando ésta no es del todo evidente, y por lo tanto no puede ser reconocida, de tal manera que es importante reconocerla e incorporarla donde sabemos que existe. La incertidumbre se encuentra en los datos y en los modelos de pesquerías, en el último caso, se refiere como error o incertidumbre de proceso, o bien como error estructural (Hilborn y Mangel, 1997). Finalmente, es una elección reconocer la incertidumbre o ignorarla, sin embargo, reconocer algún nivel de incertidumbre permite a los tomadores de decisiones adoptar recomendaciones más informadas acerca de los riesgos en el manejo del stock.

A lo largo de la modelación en pesquerías, muchos biólogos no reconocieron, ni evaluaron la incertidumbre en sus modelos, gran parte de los análisis se basaron en relaciones biológicas y ecológicas básicas y simples, de tal manera que las recomendaciones desconocían la verdadera naturaleza de la incertidumbre en los datos y en los análisis. Comúnmente se entiende a la incertidumbre como un intervalo de confianza, lo cual es un error para el manejo, ya que el tomador de decisiones y los evaluadores desconocen la probabilidad de riesgo de los límites del intervalo, lo cual los hace insuficientes para tomar políticas de manejo aceptables. Dentro de la evaluación de una pesquería, usualmente se evalúan las señales promedio de una determinada condición del stock (p.e. CPUE), evitando la importancia del ruido, cuando el ruido es en muchas ocasiones más informativo y grande que la señal promedio, así es necesario que en la adopción de políticas de pesca se analice la distribución de las observaciones, más que solo advertir las condiciones promedio.

Es un hecho que no se tiene de manera estandarizada la forma de incorporar la incertidumbre en los modelos pesqueros, así como de adicionar el grado necesario de complejidad que permita transferir la información a la toma de decisiones.

Posiblemente, una de las formas más aceptadas sea a través del enfoque bayesiano que en sí representa un poderosa herramienta en la toma de decisiones, ya que hace uso de cualquier forma de distribución estadística, así como de toda la información previa disponible sobre un parámetro o una cantidad de manejo (p.e. MRS), o bien política de pesca (p.e. HR). El objetivo de la incorporación de la incertidumbre dentro de las políticas de manejo de un determinado recurso es evitar y dejar fuera la potencial

subjetividad y apegarse con mayor claridad al principio precautorio de manejo de la pesquería. La consecuencia natural de este procedimiento es conectar el análisis a la política y toma de decisiones.

De acuerdo a lo anterior, la incorporación de la incertidumbre en los modelos pesqueros tiene las siguientes ventajas:

- a) La evaluación de distintas opciones de manejo a través de simulación, ya que estos resultados son de utilidad para los administradores en la elección de la estrategia de manejo más efectiva.
- b) Un análisis de riesgo que se puede implementar con el objeto de evaluar las acciones de manejo alternativas, esto requiere la identificación de objetivos de manejo, previo a la evaluación del stock. Los objetivos pueden ser de tipo biológico, económico, recreativo o social (Hilborn y Walters, 1992).
- c) Puntos de referencia biológicos o reglas de control que sirvan para evaluar el status del stock en conjunción con proyecciones a largo plazo de varias acciones de manejo.
- d) Análisis de las decisiones que puedan proveer las mejores bases para el desarrollo de las mejores reglas de control.
- e) Cuantificar la eficacia de los objetivos de manejo.
- f) Presentar las consecuencias probables de cada una de las acciones de manejo en el largo plazo, más que en escalas cortas de tiempo (1 o 2 años).

- g) Mostar las distribuciones de probabilidad o posteriores de toda la evaluación (parámetros y cantidades de manejo), y no limitarse a estimaciones puntuales o intervalos de confianza.

En esta forma, se acepta que la evaluación de la incertidumbre es clave en el análisis de pesquerías, debido a la falta de habilidad y conocimiento de todo el sistema, así como de la falla en reconocer los factores que influyen sobre la dinámica de poblaciones y de la naturaleza de su comportamiento estocástico. Quinn y Deriso (1999) mencionan que una muy frecuente fuente de incertidumbre es el descubrimiento de datos contradictorios cuando se analizan datos de una pesquería. Esta confrontación de la información produce formas distintas de distribución entre juegos de datos, incrementa el error en los parámetros estimados, y lo menos deseable es la utilización de parámetros promedio debido a la mezcla de información. Otro ejemplo lo constituye el uso de índices sesgados de abundancia relativa, así como los errores de asignación de edad en matrices de captura a la edad. Como consecuencia, el uso e identificación del error en los datos (error de observación) y en los modelos (error de proceso) debe ser parte de una obligada rutina de análisis, que tenga como propósito presentar las mejores opciones de manejo de una pesquería.

Riesgo compartido y administración

Con base en lo anterior, la elección entre las alternativas de ordenación dependerá en gran medida de las características y circunstancias específicas de la pesca en cuestión, y de los objetivos de ordenación. Sin embargo, esta elección deberá basarse en una

serie de criterios que incluyan aceptación por parte de los pescadores, ejecución gradual, flexibilidad, estimulación de la eficacia e innovación, pleno conocimiento de los costos de reglamentación, y prestar debida atención a las repercusiones de la distribución y el empleo (Panayotou, 1983).

En primer lugar, para que una reglamentación de ordenación tenga serias posibilidades de éxito a costo de ejecución económicamente justificable y con un grado de acción política aceptable, debe contar con el apoyo de la mayoría de los pescadores, lo cual, es especialmente importante, ya que en determinado momento las medidas que se adopten puedan representar para ellos una amenaza de su tradicional forma de vida y fuente de subsistencia. Por ello, un segundo criterio para la selección de una reglamentación de ordenación, es que está sujeta a una ejecución gradual. Un tercer criterio es que debe ser lo suficientemente flexible para permitir reajustes en los cambios económicos y biológicos. La flexibilidad de las pesquerías multiespecíficas es particularmente importante debida en ocasiones, al escaso conocimiento de las interacciones entre las diferentes especies y de las reacciones de la composición de la población a los cambios de esfuerzo. Un cuarto criterio es que la reglamentación deberá estimular a la pesca para que se realice a un costo medio mínimo, y de incentivos para mejorar la eficacia mediante cambios tácticos en las características de la pesca y cambio innovadores en la tecnología pesquera. Un quinto criterio es que la reglamentación tome plenamente en consideración los gastos relativos a las investigaciones, la ejecución y vigilancia de las medidas adoptadas, por ejemplo, el tamaño de luz de malla o el establecimiento de los impuestos relativos a los esfuerzos.

Un sexto y último criterio son considerar las repercusiones regionales en el empleo y distribución de éste con relación a la pesca.

Teniendo en cuenta estos criterios y restricciones bajo las cuales se lleva a cabo la pesca, se podrían considerar las siguientes alternativas de ordenación: selectividad, restricción del equipo de pesca, tales como el tamaño de malla o anzuelos, lo cual tiene por propósito mantener la estructura de edad de la población, permitiendo que los peces no maduros crezcan y sean más valiosos, y permitiendo al menos una reproducción antes de su captura. Las vedas estacionales y de áreas tienen por finalidad mejorar la productividad del recurso al garantizar un desove sin interrupción y la protección de los peces juveniles, también logrando así un control del esfuerzo y la captura. Restricciones en los equipos de pesca, tales como la utilización de venenos, explosivos, o redes de arrastre en ciertas áreas.

Establecer controles del esfuerzo de pesca, tal como limitaciones en el número de unidades de pesca, de la cantidad de equipo, o de la capacidad de captura de las embarcaciones, tiene por finalidad mejorar el rendimiento económico de la pesca mediante la eliminación directa del esfuerzo excesivo. Cuotas de captura, su propósito es mejorar la productividad de las poblaciones mediante el control directo de la mortalidad por pesca. Teóricamente, toda cuota de captura puede establecerse y ejecutarse manteniendo la población en un nivel deseado de producción. Controles económicos tales como: impuestos sobre el esfuerzo o la captura, o bien licencias de pesca. Asignación de recursos mediante derechos territoriales, tales como acuerdos de arrendamiento o asignaciones de propiedad con respecto a una superficie o población,

tienen por finalidad crear el medio adecuado para una auto reglamentación mediante el establecimiento de una propiedad comunitaria relativa a recursos potencialmente explotables (FAO, 1972; Troadec, 1983).

Estrategias de Manejo

Una estrategia de manejo es un plan que indica la forma en que la captura debe ser obtenida desde un stock determinado, considerando que se deben de reajustar las capturas a lo largo del tiempo dependiendo del tamaño del stock, así como de las condiciones económicas y sociales de la pesquería, y en algunos casos hasta de la incertidumbre biológica que se reconoce en el stock mismo (Hilbor y Walters, 1992).

Una característica deseable en una estrategia de manejo es que no debe ser una regla anual de regulaciones, sino más bien un plan que debe ser robusto a las fluctuaciones biológicas impredecibles e incontrolables que son ocasionadas por la dinámica del stock y de su ambiente. Así, el diseño de una buena estrategia de manejo no debe ser modificada debido a la presencia de buenas o malas clases anuales, y tampoco debe ser modificada debido a las variaciones normales del mercado. Las estrategias de manejo también deben estar ligadas con el objetivo de la pesquería. Otra característica es que deben considerar decisiones políticas, sociales, biológicas y económicas formuladas al más alto nivel político, con la participación activa de todos los usuarios de la pesquería.

Las estrategias de manejo se limitan a tres formas básicas de administración, la primera es la asignación de cuotas de captura, también entendida como captura constante, la

segunda es la tasa de explotación constante, denominada en inglés “harvest rate”, y la última que corresponde a un escape proporcional constante (Hilborn y Walters, 1992). La estrategia de captura constante, es una forma de administración que no depende la biomasa del stock explotado, sino que es independiente de su abundancia, por lo tanto, mantener un tamaño de stock moderadamente alto es esencial (Caddy y Mahon, 1995). La tasa de explotación constante se refiere a la extracción de una fracción constante de la biomasa a lo largo de un determinado periodo de tiempo, lo que implica que se debe de tener una adecuada estimación de la abundancia del recurso, es decir, si se autoriza una tasa de explotación de 0.5, entonces se podrá pescar hasta el 50% de la biomasa disponible de cada año (Hilborn y Walters, 1992; Caddy y Mahon, 1995). Por último, la estrategia basada en el escape proporcional constante, se apoya en la idea principal de mantener el stock reproductor en un tamaño constante y proporcional a la biomasa, así que esta estrategia de manejo también depende de la adecuada estimación de la abundancia del stock.

Estrategias para la sardina Monterrey

Para la sardina Monterrey de Bahía Magdalena, en Baja California Sur, México. No existe una estrategia de manejo en los términos anteriormente descritos. A cambio de ello, si se cuenta con información sobre la relación entre el ambiente marino y la pesquería. A nivel de la corriente de California Lluch-Belda *et al.* (1989, 1991, 1992a, 1992b) han analizado las fluctuaciones en las poblaciones de sardina y anchoveta dentro de los sistemas de las corrientes de Humboldt, de California, de las Canarias y de Kuroshio, descubriendo patrones de cambio a escala mundial, el cual quedó definido

como el “problema del régimen”. En el caso particular de la corriente de California, se han observado fluctuaciones que se relacionan directamente con la temperatura superficial del mar y el índice de surgencia, los cuales dentro de ciertos intervalos pueden favorecer la expansión o contracción de la población, donde la presencia de la anomalía térmica denominada El Niño Oscilación del Sur (ENSO, por sus siglas en inglés) tiene un papel importante. Precisamente bajo este marco, se plantea un modelo hipotético sobre las fluctuaciones de la sardina de California, el cual explica que durante periodos fríos la población se desplaza hacia el sur, lo que reduce su área de distribución y de reproducción; sin embargo, durante periodos de calentamiento la sardina se distribuye hacia zonas norteñas aumentando con esto su área de reproducción. Lo cual, para algunos autores puede ser un factor importante en la administración de la pesquería de pelágicos (Perrota *et al.*, 2001).

Esta serie de cambios y de condiciones presentes en el medio oceanográfico, dan una explicación sobre la presencia de eventos a gran escala que influyen directamente sobre la abundancia de la población de *S. caeruleus*, en la cual los periodos de calentamiento crean una redistribución de la población hacia zonas norteñas de la corriente de California. Sin embargo, un patrón de este tipo resulta tener un efecto negativo en las capturas de la zona comprendida entre Isla Cedros y Bahía Magdalena, debido al aparente desplazamiento de grandes fracciones de la población de acuerdo con un patrón térmico, el cual indica que las altas temperaturas superficiales del mar favorecen los movimientos de la población hacia el norte de Bahía Magdalena durante el verano y el otoño, mientras que las disminuciones de temperatura en invierno y primavera provocan desplazamientos hacia el sur de Isla Cedros, por lo que es posible

que este movimiento pueda aumentar su escala espacial y temporal en cuanto a la presencia de los eventos ENSO se refiere (Alvarado-Castillo *et al.*, 1994).

Si este patrón de desplazamientos sucede de esta manera, entonces se debería proponer una estrategia de manejo que se basara en un enfoque precautorio, el cual de acuerdo con Caddy y Mahon (1995), se debe aplicar a la conservación, administración y explotación de stocks pesqueros altamente migratorios y que comparten aguas de diferentes estados. En caso contrario a México, en Estados Unidos existe un plan de manejo de la pesquería de pelágicos menores, y en el caso de la sardina, se ha hecho un anexo donde se establece la proporción de biomasa disponible para los Estados Unidos sobre la base de que el stock se distribuye entre las zonas económicas exclusivas de ambos países (Conser *et al.*, 2001). Los resultados de la evaluación de sardina en Estados Unidos mostraron que la distribución del recurso puede ser de hasta un 87% en aguas de Estados Unidos, y que su captura puede ser de hasta 110,000 toneladas.

En México se deben de plantear alternativas de evaluación de sardina, que explícitamente se dirijan a proponer una estrategia de manejo. Así se podrían confrontar las alternativas de explotación y uso del recurso con lo expuesto por los estados vecinos, pero sobre todo se podría generar una política de explotación que permitiera evaluar el éxito de la administración, y orientar la investigación hacia lo que es verdaderamente útil en materia de desarrollo y mantenimiento de la pesquería, que debe ser en orientación a un manejo adaptativo (Hilborn y Walters, 1992) y un enfoque precautorio (Caddy y Mahon, 1995).

HIPÓTESIS

Los cambios en abundancia, la estructura por edades y la biomasa de la sardina monterrey (*Sardinops caeruleus*) están determinados por factores independientes de la densidad de la población adulta, así la dinámica de generaciones analizada desde la relación stock reclutas podría explicar los repentinos cambios en la biomasa del recurso, ya que la fuente de variación conocida para estos cambios se asocia a la temperatura superficial del mar y surgencias, las cuales podrían ser interpretadas como un componente estocástico dentro del modelo poblacional.

OBJETIVO GENERAL

Determinar los cambios en la abundancia y rendimiento, así como una estrategia de manejo para la pesquería de sardina Monterrey (*Sardinops caeruleus*) en Bahía Magdalena, B.C.S., considerando la mortalidad independiente de la densidad.

OBJETIVOS PARTICULARES

- 1.- Estimar las fracciones de stock adulto y reclutas.
- 2.- Identificar la estructura del error utilizando un modelo stock-reclutamiento.
- 3.- Estimar la incertidumbre y el riesgo de los parámetros de la relación stock-reclutamiento sobre el rendimiento de la pesquería.

4.- Estimar la variación en la capturabilidad de *S. caeruleus*.

5.- Integrar un modelo dinámico y de simulación para estimar las capturas de *S. caeruleus*.

JUSTIFICACION

El análisis de la dinámica de generaciones utilizando un modelo estructurado por edad, permite aumentar la precisión sobre la definición de las fracciones de la población. En este punto la confrontación de los modelos con los datos, a través de hipótesis estadísticas, permite un detallado análisis de la estructura del error en el modelo empleado o en los datos utilizados. En principio, esto permitirá tener un claro panorama de la incertidumbre y el riesgo en los parámetros estimados, y a su vez permitirá evaluar algunas hipótesis sobre la naturaleza y tipo de eventos que pueden estar asociados a la dinámica de las generaciones y a los cambios en los rendimientos de *Sardinops caeruleus*.

En este marco de referencia, resulta necesario estudiar en los modelos utilizados los posibles procesos estocásticos, que permitan explicar los cambios en abundancia de la sardina Monterrey, a partir de la estructura del error, y el análisis de riesgo e incertidumbre. Con ello se estarán obteniendo conclusiones más fuertes y proponiendo estrategias de manejo más adecuadas a esta especie de afinidad tropical y templada. Este trabajo plantea y desarrolla una propuesta en metodología y análisis, para integrar

la variación estocástica que permita confrontar modelos y datos, para obtener la estrategia de manejo más viable para la pesquería de la sardina Monterrey (*Sardinops caeruleus*) en la zona de Bahía Magdalena, B. C. S. México.

MATERIAL Y MÉTODOS

Base de datos

Los datos para evaluar los cambios en la abundancia del stock de sardina Monterrey en Bahía Magdalena, B.C.S., durante 1981 a 1998 (Fig. 1), provienen del programa de muestreo de la pesca de pelágicos menores en la costa occidental de la Península de Baja California. Este programa lo lleva a cabo permanentemente el Centro Interdisciplinario de Ciencias Marinas (CICIMAR-INP). La información incluye el registro mensual de las capturas y la estructura por edades de la sardina Monterrey en número de individuos. La edad se determinó en años a través la lectura de las marcas de crecimiento en los otolitos (Félix-Uraga y Ramírez, 1989; Félix-Uraga *et al.*, 1996).

1. Análisis de la información de la captura a la edad

El número de individuos por edad se analizó usando el modelo propuesto por Deriso *et al.* (1985). Además, se incluyó información sobre vulnerabilidad, captura por unidad de

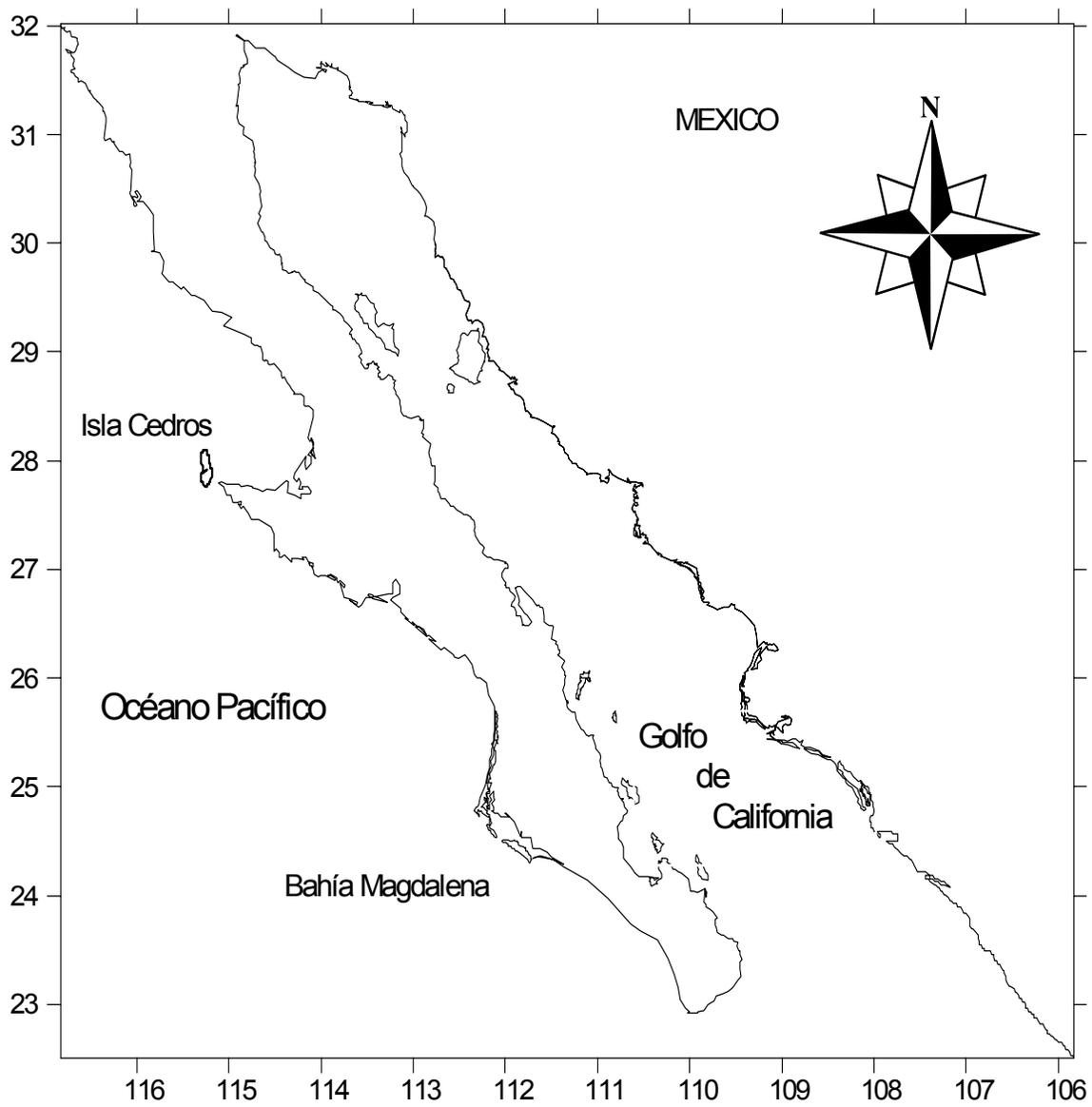


Figura 1.- Ubicación geográfica de la zona de estudio en la costa suroeste de Baja California, México.

esfuerzo (CPUE) utilizando el viaje como unidad de esfuerzo (Hernández-Vázquez, 1983), e índices independientes de la pesca, como fueron la abundancia de huevos y larvas en el interior de Bahía Magdalena. La ecuación básica del modelo es la siguiente:

$$N_{a+1,t+1} = N_{a,t} \exp^{-(Z_{a,t})} \quad (1)$$

Donde: $N_{(a+1, t+1)}$ se refiere a la abundancia de la población al $t+1$ a la edad $a+1$, $N_{(a,t)}$ es la abundancia del grupo de edad a al inicio del año, t se refiere al tiempo en años y a es la edad, $Z_{a,t}$ es la mortalidad total ($F_{a,t}+M$), donde M fue un valor constante estimado con la ecuación meta poblacional de Pauly (Quinn y Deriso, 1999).

Entonces, la captura estimada ($C_{a,t}$) fue representada por la siguiente ecuación (Baranov, 1918):

$$C_{a,t} = N_{a,t} * (1 - \exp^{-(Z_{a,t})}) * \frac{F_{a,t}}{F_{a,t} + M} \quad (2)$$

Donde $F_{a,t}$ representa la mortalidad por pesca. El reclutamiento fue definido por el número de peces a la edad de un año al tiempo t (R_t), el cual fue calculado por el modelo CANSAR-BM como un vector de reclutas para cada tiempo t (Deriso *et al.*, 1985; Hilborn y Walters, 1992). Mientras que $F_{a,t} = v_a F_t^{total}$, donde v_a representa la vulnerabilidad a la edad, y su valor máximo fue 1 cuando las sardinias alcanzan la edad

de reclutamiento a la pesquería (a^{total}). En este caso, v_a fue calculada de acuerdo a una curva sigmoidea que tiene la siguiente forma:

$$v_a = \exp\left[\frac{-(a - a^{total})^2}{2\sigma_a^2}\right] \quad (3)$$

En este caso la solución de v_a tiene las siguientes condiciones: si $a < a^{total}$ entonces se resolvió la ecuación 3, si $a \geq a^{total}$ entonces $v_a = 1$. El valor de σ^2 de la ecuación 3 se asumió con valor de 0.95, este valor tiene relación con la pendiente de la curva sigmoide.

Para la estimación de la biomasa total (B_t) del stock de sardina Monterrey se integró anualmente el peso promedio de los grupos de edad a usando la siguiente ecuación:

$$B_t = \sum_a N_{a,t} w_a \quad (4)$$

Donde w_a es un estimado del peso promedio por grupo de edad de acuerdo con la ecuación de crecimiento de von Bertalanffy (Deriso *et al.*, 1996).

Mientras que la biomasa explotable (BE_t), se calculó extrayendo la porción del stock definido por el vector de vulnerabilidad (v_a) de la siguiente forma:

$$BE_t = \sum_a N_{a,t} w_a v_a \quad (5)$$

Índices de abundancia relativa

Para aumentar la precisión en las estimaciones de las cantidades de manejo (B_t , BE_t , y Reclutamiento), el modelo estructurado por edades (CANSAR-BM) se calibró utilizando tres indicadores de la abundancia relativa del stock de sardina Monterrey, la CPUE (1981 a 1998), y la abundancia de huevos (AH) y larvas (AL) (1982 a 1987).

Los índices AH y AL de la sardina Monterrey en Bahía Magdalena se obtuvieron usando el método de Smith (1972). La red básica de muestreo incluyó 14 estaciones en el interior de la bahía. Las muestras de plancton se colectaron durante el invierno, cuando se presenta el máximo del desove (Torres-Villegas *et al.* 1995), utilizando una red cónica de 1.5 m de longitud, boca de 60 cm de diámetro, y con 505 micras de luz de malla. La red se arrastró en forma circular a un metro de la superficie del mar durante 5 minutos. El volumen de agua filtrado se midió con un flujómetro colocado en la boca de la red (Hernández-Rivas *com. per.*).

Para obtener los valores estimados de AH, AL y CPUE (denotados en lo sucesivo como índice I), primero se estimaron los coeficientes de proporción (τ) entre la B_t y los índices de abundancia relativa de la siguiente forma:

$$\tau^I = \exp \left[\frac{1}{n} \sum_t \ln(I_t^{obs} / B_t) \right] \quad (6)$$

Posteriormente, los valores estimados de AH, AL y CPUE se obtuvieron usando las siguientes ecuaciones:

$$I_t^{est} = B_t \tau^I \quad (7)$$

Después, para cada uno de los estimados, se obtuvo la diferencia logarítmica de cuadrados de las desviaciones entre los valores observados (obs) y estimados (pre) (η):

$$\eta_t^I = \left[\ln \left(\frac{I_t^{obs}}{I_t^{pre}} \right) \right]^2 \quad (8)$$

Entonces, se estimó la suma de la diferencia de cuadrados (SSQ) para cada índice de la pesquería:

$$SSQ^I = \sum_t^n \eta^I \quad (9)$$

Finalmente, la solución del modelo CANSAR-BM fue a través de la SSQ^{total} que incluye los residuales de la estructura por edad de la captura (SSQ^C), es decir la diferencia entre la matriz de captura a la edad observada y estimada, la función objetivo SSQ^{total} fue definida como:

$$SSQ^{total} = SSQ^C + \lambda_{AH} \sum_t^n \eta^{AH} + \lambda_{AL} \sum_t^n \eta^{AL} + \lambda_{CPUE} \sum_t^n \eta^{CPUE} \quad (10)$$

Para aumentar la precisión en la función objetivo SSQ^{total} del modelo CANSAR-BM en la estimación de las cantidades de manejo: B_t , BE_t y R_t (Deriso *et al.*, 1985), se estimaron distintos valores de λ asociados a cada índice, λ es una función de penalización (Hilborn y Walters, 1992), que corresponde a la varianza del logaritmo de SSQ^C dividida por la varianza del logaritmo de cada uno de los índices observados de abundancia relativa de la población (AH, AL y CPUE) (Deriso *et al.*, 1985; 1996). De esta forma la importancia de cada suma de diferencias de cuadrados parciales (ec. 10) correspondió a valores ponderados con respecto a la varianza de la matriz de la estructura por edades (Fournier y Archibald, 1982).

Error de observación en la estructura por edad de la población

Para este caso, se supone que la estructura por edades de la captura fue asignada con error, entonces, los valores simulados de la captura en el tiempo t a la edad a fueron estimados de acuerdo con Fournier y Archibald (1982):

$$C'_{a,t} = C_{a,t} \exp^{(\epsilon)} \quad (11)$$

Donde $C'_{a,t}$ es la captura simulada, $C_{a,t}$ es la captura observada y ϵ es una variable independiente con distribución normal, media = 0 y varianza $\sigma_{C_{a,t}}^2$.

Con $C'_{a,t}$ se modificó la función objetivo SSQ^{total} , suponiendo una distribución χ^2 para la diferencia cuadrática de SSQ^C . De esta forma, la función objetivo incluyó el efecto del error de observación, y fue evaluado utilizando el criterio de Deriso *et al.* (1985):

$$SSQ^{total} = \sum_{a,t} \frac{[C'_{a,t} - C_{a,t}]^2}{C_{a,t}} + \lambda_{AH} \sum \eta^{AH} + \lambda_{AL} \sum \eta^{AL} + \lambda_{CPUE} \sum \eta^{CPUE} \quad (12)$$

Se utilizó una rutina de bootstrap parametrizado, realizando 2,000 simulaciones, este proceso generó nuevos conjuntos de datos que tienen las mismas propiedades estadísticas que los datos originales (Deriso *et al.* 1985, 1996; Jacobson *et al.*, 1994b), es decir, la simulación tuvo una orientación estocástica adecuada (Fournier y Archibald, 1982). Para cada cantidad de manejo (B_t , BE_t , y FCA) estimada utilizando la ecuación

12 se calculó el sesgo, definido como la diferencia entre la media del bootstrap y el estimado original, y la desviación estándar del bootstrap es un estimado del error estándar de cada cantidad de manejo (Deriso *et al.*, 1985).

2. Relación Stock Reclutamiento

Los estimados de stock adulto y reclutamiento de *S. caeruleus* fueron obtenidos del análisis CANSAR-BM descritos en el capítulo anterior. La fracción del reclutamiento fue constituida por la edad de 1 año, porque a la edad cero, los organismos se consideran únicamente reclutados al área, razón por la cual su presencia en las capturas comerciales es baja, mientras que el tamaño del stock adulto fue conformado con las edades de 2 a 6 años, donde 6 años fue la edad más vieja en la captura.

Para el análisis de los dos distintos tipos de error se ajustó la relación stock reclutamiento de Ricker (1975):

$$R_{obs} = \alpha S_{obs} \exp^{-\beta S_{obs}} \quad (13)$$

En este caso se utilizó un ajuste no lineal con un algoritmo de diferencias de cuadrados (Cisneros-Mata *et al.*, 1995; Quinn II y Deriso, 1999) para tener un estimado inicial de los parámetros, donde α = coeficiente asociado a la mortalidad independiente de la densidad, β = coeficiente asociado a la mortalidad dependiente de la densidad, R_{obs} =

reclutamiento observado con el CANSAR-BM y S_{obs} = stock observado con el CANSAR-BM.

El error de proceso (δ_t) para cada unidad de tiempo t (años) fue incluido de la siguiente forma, y bajo la siguiente hipótesis: H_1 = las variaciones en el reclutamiento se deben a componentes de error en el modelo (Hilborn y Walters, 1992; Morales-Bojórquez, 1999, 2002):

$$R_{obs} = \alpha S_{obs} \exp^{-\beta S_{obs}} \exp^{(\delta_t)} \quad (14)$$

El cálculo de w_t se obtuvo a partir de la siguiente relación (Hilborn y Walters, 1992):

$$\delta_t = \ln\left(\frac{R_{obs}}{\alpha S_{obs}}\right) + (\beta S_{obs}) \quad (15)$$

Posteriormente se estimó la verosimilitud (L) del error de proceso (w_t), suponiendo una distribución log normal de δ_t , la función de verosimilitud para cada año analizado presentó la siguiente forma:

$$L(\delta_t) = \left[-\frac{1}{2} * \ln(2 * \pi) \right] - \left[\frac{1}{2} * \ln(\sigma^2) - \frac{\delta_t^2}{2 * \sigma^2} \right] \quad (16)$$

De forma análoga a la ecuación 16, se construyó la función objetivo de máxima verosimilitud para estimar R_{est} dados los parámetros α y β . Cuando la función objetivo fue minimizada se encontró la convergencia del algoritmo para ambos parámetros, utilizando una rutina no lineal de búsqueda directa a través del método de Newton (Neter *et al.*, 1996).

$$L(R_{est} \setminus \alpha, \beta) = \sum_t \left[-\frac{1}{2} * \ln(2 * \pi) \right] - \left[\frac{1}{2} * \ln(\sigma^2) - \frac{\delta_t^2}{2 * \sigma^2} \right] \quad (17)$$

Los valores de inicio para los parámetros del modelo fueron las estimaciones de α y β obtenidas con el ajuste no lineal descrito para la ecuación 13. La convergencia se comprobó al realizar el ajuste del modelo desde diferentes combinaciones en los valores de α y β . A través de la construcción de una superficie de respuesta (Schnute y Richards, 1995), el algoritmo de máxima verosimilitud mostró un alto desempeño para estimar α y β , ya que en ninguna combinación de parámetros se localizaron valores de L como mínimos locales (Neter *et al.*, 1996; Morales-Bojórquez, 1999; Haddon, 2001; Quinn II y Deriso, 1999).

Para el caso de σ (desviación estándar) de δ_t , se planteó la siguiente solución analítica:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (\ln(R_{obs}) - \ln(R_{est}))^2} \quad (18)$$

En este caso t = tiempo en años, n = número de años y R_{Est} = reclutamiento estimado a través de la ecuación 17.

La estimación del error de observación (γ_t) en la relación stock reclutamiento supone la siguiente hipótesis: H_2 = la fracción poblacional del stock adulto está medida con error; de tal forma que el error de observación para el caso de este trabajo se supone de la siguiente manera: $\gamma_t = N(0, \sigma_t)$, de esta forma el stock adulto de acuerdo con Walters y Ludwig (1981) fue expresado de la siguiente forma: $(S_{obs} \exp^{\gamma_t})$.

En este tipo de análisis, reconocer el efecto de alguna de las hipótesis anteriores (error de observación o error de proceso) implica identificar la forma de error que explica de mejor manera la variabilidad del reclutamiento. Con los resultados de la hipótesis identificada y que a la vez mostró una mejor reconstrucción del reclutamiento, se construyó un perfil de verosimilitud de α y β (Hilborn y Walters, 1992) a partir de la distribución conjunta de los parámetros (Hilborn y Walters, 1992, Quinn II y Deriso, 1999; Morales-Bojórquez, 1999). Los intervalos de confianza (IC) de los parámetros α y β en el perfil de verosimilitud fueron estimados suponiendo una distribución χ^2 , con m grados de libertad (Polacheck *et al.*, 1993; Punt y Hilborn, 1996). En este caso la estimación de los IC no se realizó de manera conjunta, sino independiente para α y β , por lo que el IC para cada parámetro fue definido como todos los valores que cumplieron la siguiente condición (García-Aguilar y Morales-Bojórquez, 2005; Morales-Bojórquez y Nevárez-Martínez, 2005; Polacheck *et al.*, 1993):

$$IC = 2[L(Y \setminus p_{est}) - L(Y \setminus p)] \leq \chi_{m,1-\alpha}^2 \quad (19)$$

Donde $L(Y \setminus p_{est})$ es la máxima verosimilitud del parámetro ($p_{est} = \alpha$ o β , según el caso) y $L(Y \setminus p)$ es la verosimilitud del parámetro dentro del perfil de verosimilitud. $\chi_{1,1-\alpha}^2$ es el valor de la distribución χ^2 a un nivel de confianza $1-\alpha$ y $m = 1$ (valor de tablas de $\chi^2 = 3.84$). De esta forma, el IC para el estimador (ecuación 19) aceptó a todos los valores menores o iguales a 3.84 (Polacheck *et al.*, 1993, Pawitan, 2001).

Con estas referencias que son los parámetros más verosímiles se estimaron las cantidades de manejo, correspondientes a la estructura del modelo de Ricker (1975), de acuerdo con Hilborn y Walters (1992):

$$S_{max} = 1/\beta \quad (20)$$

$$R_{max} = \alpha/\beta * \exp^{-1} \quad (21)$$

$$S_{MRS} = \log \alpha / \beta * (0.5 - 0.07 \log \alpha) \quad (22)$$

$$MRS = \alpha S_{MRS} \exp^{-\beta S_{MRS}} \quad (23)$$

$$u_{MRS} = 0.5 \log \alpha - 0.07 (\log \alpha)^2 \quad (24)$$

Donde R = reclutamiento observado, S = stock observado, α = coeficiente asociado a la mortalidad independiente de la densidad, β = coeficiente asociado a la mortalidad dependiente de la densidad, S_{\max} = stock máximo, R_{\max} = reclutamiento máximo, S_{MRS} = stock en el cual se alcanza el Máximo Rendimiento Sostenido (MRS) y u_{MRS} = tasa de explotación en el nivel del MRS. Los estimadores 20 al 24 serán referidos en lo sucesivo como cantidades de manejo.

Simulación Monte Carlo

En ésta simulación se evaluó de forma simultánea el efecto de las hipótesis H_1 (error de proceso) y H_2 (error de observación) en la relación stock-reclutamiento de Ricker (1975), con lo cual, se analizó la posibilidad de error en la estimación de los parámetros del modelo, principalmente por efecto de H_2 . En este caso, se usó el algoritmo de McAllister y Kirkwood (1998a) en la relación stock-reclutamiento de Ricker (1975), la expresión tiene la siguiente forma:

$$R_{obs} = \alpha S_{obs} \exp^{-\beta S_{obs}} \exp\left(\sigma_{\delta} \delta_t - \frac{\sigma_{\delta}^2}{2}\right) \quad (25)$$

Donde δ_t es el error de proceso con media = 0 y desviación estándar σ_{δ} (Morales-Bojórquez, 1999). De forma simultánea se estimó el error de observación γ_t , así el stock simulado (S') fue estimado como:

$$S' = S_{obs} \exp\left(\sigma_\gamma \gamma_t - \frac{\sigma_\gamma^2}{2}\right) \quad (26)$$

Donde $\gamma_t = N(0, \sigma_\gamma)$. Las estimaciones del mejor ajuste para el reclutamiento estimado, considerando el efecto de δ_t y γ_t se realizaron con la función de máxima verosimilitud (ecuación 17), a través del algoritmo de búsqueda directa de Newton (Neter *et al.*, 1996). La simulación Monte Carlo se replicó 2,000 veces, estimando en cada corrida las cinco cantidades de manejo descritas previamente, así como los valores de α y β de la relación stock-reclutamiento (Hilborn y Walters, 1992; Punt y Hilborn, 1996; Pitcher y Hart, 1982). Dado que esta técnica de análisis también se reconoce como un estimador consistente por simulación (Gelman *et al.*, 1995), se estimó el sesgo de las cantidades de manejo utilizando como valor de referencia la mediana de las salidas de la simulación Monte Carlo (Punt y Hilborn, 1996).

Aplicación del teorema de Bayes

El teorema de Bayes es una demostración científica de una importante propiedad de la probabilidad condicional (Gelman *et al.*, 1995). La aplicación del teorema de Bayes utilizó como información previa los valores de los parámetros de modelo stock reclutas de Ricker (1975) estimados por Morales-Bojórquez (1999 y 2002), sumiendo una distribución uniforme de los parámetros. El teorema de Bayes usa un vector $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_k)$ mostrando de esta forma los parámetros desconocidos en el modelo y un

vector $d = (d_1, \dots, d_n)$ representando los datos disponibles (Hilborn *et al.*, 1994; Adkinson y Peterman, 1996; Hilborn y Mangel, 1997; McAllister y Kirkwood, 1998b). La dependencia del vector d sobre el vector θ está dado por la siguiente función de densidad $f = (d/\theta)$. En este caso, la densidad de probabilidad conjunta $f = (d, \theta)$ de datos y parámetros es el producto de la densidad previa $\pi(\theta)$ y la densidad condicional: $f(d, \theta) = \pi(\theta)f(d/\theta)$ (Hoening *et al.*, 1994; Kinas, 1996; Schweder, 1998). Dados los datos disponibles, los valores de los parámetros son expresados por la densidad posterior $\pi(\theta/d)$, que es escrita como sigue:

$$\pi(\theta/d) = \frac{f(d/\theta)}{f(d)} = \frac{\pi(\theta)f(d/\theta)}{\int \pi(\theta)f(d/\theta)d\theta} \quad (27)$$

La cantidad $\int \pi(\theta)f(d/\theta)d\theta$ en el denominador es una constante, necesaria para integrar la probabilidad condicional a la unidad (Schweder, 1998), en este caso, la densidad $f = (d/\theta)$ fue considerada como la verosimilitud previamente estimada (Morales-Bojórquez, 2002) y fue denotada como $L(d/\theta) = f(d/\theta)$ (Walters y Ludwig, 1994; Gelman *et al.*, 1995). La estimación con el teorema de Bayes se resolvió para dos parámetros θ (α y β), en este caso se utilizó la integración “bayesiana” por búsqueda directa (Thompson, 1992; Gelman *et al.*, 1995).

3. Análisis de capturabilidad dependiente de la densidad

El estudio de la estructura de tallas de una población proporciona información acerca del crecimiento, supervivencia, estadios de desarrollo y reproducción; así como de la selectividad del arte de pesca. La representación de la transformación de una estructura de longitud de la población a otra es dada por una matriz de transición $A_{L,b}$:

$$N_{L_i(t+1)} = A_{L,b} N_{L_t} \quad (28)$$

Donde $N_{L_i,t}$ es la abundancia por clase de longitud (L_i), en el tiempo t . Aquí la captura por unidad de esfuerzo ponderado por clase de longitud ($U_{L_i,t}$) fueron tomados como aproximaciones o índices de $N_{L_i,t}$ hasta $N_{L_i(t+n)}$, y n = temporadas de pesca. La matriz de transición $A_{L,b}$ depende del crecimiento y la mortalidad, y aunque estos procesos se realizan paralelamente, con fines prácticos es separada en dos términos:

$$A_{L,b} = G_{L,b} S_{L,b} \quad (29)$$

Donde la matriz $G_{L,b}$ representa el efecto del crecimiento en ausencia de mortalidad, y fue calculada siguiendo el método propuesto por Shepherd (1987). $S_{L,b}$ representa el efecto de la mortalidad (supervivencia) y selección al arte de pesca.

Los elementos de la matriz G son las probabilidades de crecimiento de cada grupo de longitud inicial (b), el cual contribuye a cada grupo de longitud final (L), asumiendo que

los individuos crecen de acuerdo con la ecuación de Bertalanffy. De esta manera la ecuación 29 se transforma a:

$$N_{Li,(t+1)} = \sum_b^L G_{L,b} S_{L,b} N_{Li,t} \quad (30)$$

La matriz de crecimiento $G_{L,b}$ se construyó considerando los siguientes criterios, (Shepherd, 1987; Arreguín-Sánchez, 1996; Arreguín-Sánchez y Pitcher, 1999; Morales-Bojórquez *et al.*, 2001d):

- a) $G(\ell,b) = 0$ si $L(b+1) < \bar{L}(\ell)$
- b) $G(\ell,b) = [L(b+1) - \bar{L}(\ell)] / \Delta L$ si $L(b+1) < \bar{L}(\ell) < L(b+1)$
- c) $G(\ell,b) = 1$ si $\bar{L}(\ell) < L(b) \dots y \dots L(b+1) < \bar{L}(\ell+1)$
- d) $G(\ell,b) = [\bar{L}(\ell+1) - L(b)] / \Delta L$ si $L(b) < L(\ell+1) < L(b+1)$
- e) $G(\ell,b) = 0$ si $L(\ell+1) < L(b)$

Para la última clase de longitud

- f) $G(\ell,b) = 1$ si $L = L\infty \dots y \dots \bar{L}(\ell) < L(b)$

Donde: $L(\ell)$ en el tiempo t corresponde al límite inferior de la $L(\ell)$ de la i ésima clase de longitud:

$$\tilde{L}(\ell) = [L(\ell) - \psi] / \rho \quad (31)$$

$$\psi = L\infty(1 - \rho) \quad (32)$$

$$\rho = \exp(-k\Delta t) \quad (33)$$

$$\Delta L = L(b+1) - L(b), \text{ es constante para todas las } b \quad (34)$$

Cuando los elementos de probabilidad de la matriz G son estimados, se procedió a estimar la matriz de supervivencia de acuerdo con lo siguiente:

$$S_{l,b} = \exp^{-Z(l,t)} = \exp^{-[M+q_{Li,t}fp]} \quad (35)$$

Como G, mortalidad natural y fp (el cual se asume no está dirigido a una longitud específica) se conocen, entonces se estima la abundancia esperada de $\bar{N}_{Li,t}$ de acuerdo a lo siguiente:

$$\bar{N}_{Li,t} = N_{Li,t} G_{L,b} S_{l,b} \quad (36)$$

De esta manera se los valores de la abundancia son estimados cuando se minimiza la siguiente función objetivo:

$$\left[N_{li(t+1)} - \bar{N}_{Li(t+1)} \right]^2 \quad (37)$$

Como los valores de $S_{L,b}$, M y fp son conocidos, el coeficiente de capturabilidad por clase de longitud se estima al despejar $q_{Li,t}$ de la ecuación:

$$q_{Li,t} = \frac{(-\ln S_{L,b} - M)}{fp} \quad (38)$$

En la construcción de la matriz de transición para estimar $q_{Li,t}$ los efectos de selección son ignorados al suponer que todos los peces son completamente reclutados a la pesquería.

Capturabilidad Dependiente de la Densidad

En la actualidad está bien establecido que la capturabilidad varía con la abundancia de la población explotable, de tal manera que aumentaría a niveles bajos de abundancia y disminuiría a niveles altos. Este proceso es muy marcado en las poblaciones de peces pelágicos formadores de cardúmenes. MacCall (1976) estableció una relación entre el coeficiente de capturabilidad y la abundancia de la población dada por:

$$q = \iota N^{-\kappa} \quad (39)$$

Donde N es la abundancia de la población a partir de CANSAR-BM como información independiente (Salthaug y Aanes, 2003), ι y κ son constantes de ajuste. El valor de q

en la ec. 39 fue estimada como el valor promedio de una serie de simulaciones Monte Carlo, bajo la rutina de “bootstrap parametrizado” (Haddon, 2001). Los valores de CPUE a la talla fueron simulados 2000 veces para cada año dentro de la serie de información, y se tomó el valor promedio del “bootstrap” (Martínez-Aguilar *et al.*, 2005) como la capturabilidad que se ajustó al modelo potencial.

4. Modelo Dinámico de Biomasa.

Las capturas anuales y la CPUE (t / número de viajes) durante el periodo de 1974 a 1988 de *Sardinops caeruleus*, fueron obtenidas del Puerto de San Carlos, B.C.S. Aunque la serie de tiempo se mantiene actualizada, se seleccionó este intervalo de tiempo, porque dentro de él se observó contraste en la información de la CPUE (Polacheck *et al.* 1993; Maunder *et al.*, 2000). Es decir, en esta parte de los datos se observó una tendencia negativa durante la primera fase, y una tendencia positiva en la última fase de la series de tiempo, haciendo posible la estimación de los parámetros de ajuste del modelo. Este contraste en la CPUE no fue observada en la serie de tiempo de 1981 a 1998. Se analizó la información considerando periodos anuales como la temporada de pesca (Félix-Uraga *et al.* 1996)

Modelo

Se analizó la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) usando el modelo dinámico de biomasa de Fox y Schaefer (Hilborn y Walters, 1992). Este modelo no supone condiciones de equilibrio. La expresión del modelo en forma determinística es:

$$B_{t+1} = B_t + rB_t \left(1 - \frac{\ln(B_t)}{\ln(K)} \right) - C_t \quad (40)$$

Donde: t = tiempo (temporada de pesca), B_t = biomasa de la población al tiempo t , B_{t+1} = biomasa de la población al tiempo $t+1$, r = tasa intrínseca del crecimiento de la población, K = tamaño de la biomasa virgen o capacidad de carga, C_t = captura al tiempo t .

Estimación del error de proceso

En la versión estocástica del modelo de Fox, se utilizó la CPUE como un índice al tiempo t (I_t) de acuerdo con la siguiente expresión: $I_t = qB_t$ (donde q es la

capturabilidad). De esta forma $B_t = \frac{I_t}{q}$ y adicionando el error de proceso al tiempo t (w_t),

suponiendo que $\psi_t \approx N(0, \sigma_w)$, donde σ_w es la desviación estándar. Se planteó la

primera hipótesis sobre la tendencia de biomasa de la población de sardina, H_1 : La variabilidad en el estado de la población es producida por factores no incluidos en el modelo (Hilborn y Walters, 1992). El modelo estocástico es:

$$B_{t+1} = \left[\frac{I_t}{q} + r \frac{I_t}{q} \left(1 - \frac{\ln\left(\frac{I_t}{q}\right)}{\ln(K)} \right) - C_t \right] \exp(\psi_t) \quad (41)$$

La estimación del error de proceso (Punt y Hilborn, 1996) al tiempo t es:

$$\psi_t = \ln(I_{t+1}) - \ln(qB_{t+1}) \quad (42)$$

El índice estimado al tiempo t (\hat{I}_t) debe ser estimado como:

$$\hat{I}_t = qB_t \exp(\psi_{t-1}) \quad (43)$$

Existen varias formas en que el índice de abundancia puede ser relacionado al modelo. En este caso se parte del supuesto de que el índice el tiempo t está relacionado linealmente a la biomasa en el inicio de la temporada de pesca, i.e. $I_t = B_t q$ donde I_t es el índice de abundancia relativa al tiempo t , y q es la constante de proporcionalidad que relaciona el índice con la biomasa (Punt y Hilborn, 1996). Para datos de tasa de captura, q es referida como coeficiente de capturabilidad. El parámetro q fue resuelto con la siguiente solución analítica:

$$q = \exp\left\{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left[\ln\left(\frac{I_t}{B_t}\right) \right]\right\} \quad (44)$$

La estimación de los parámetros r_p , K_p , y δ_p dado el índice I_t (subíndice P significa error de proceso) fue hecho usando la siguiente función de verosimilitud ($\ln L$):

$$\ln L(I|r_p, K_p, \nu_p) = \sum_t - \left[\frac{1}{2} \ln(2\pi) \right] - \left[\frac{1}{2} \ln \sigma - \left(\frac{\psi_t^2}{2\sigma^2} \right) \right] \quad (45)$$

En esta expresión ν es una constante llamada “deplete”, que fue usada para estimar la biomasa durante la temporada de pesca 1976-77 (Punt, 1992), se requiere de la estimación de ν ya que se asume que la población no estaba en K al momento de que inicia el análisis, sino en una proporción inferior a K , es decir, el análisis no inició en el valor verdadero de la capacidad de carga. El parámetro σ es la desviación estándar del error de proceso, que fue estimada usando la siguiente solución analítica para σ :

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n [\ln(I_t) - \ln(\hat{I}_t)]^2} \quad (46)$$

Estimación del error de observación

Se supone que el índice I_t está medido con error, en consecuencia, el índice es estimado como: $\hat{I}_t = qB_t \exp(\rho_t)$, donde ρ_t es el error de observación, suponiendo

$\rho_t \approx N(0, \sigma_v)$ y $\hat{I}_t = qB_t$ (Punt, 1992; Punt y Hilborn, 1996). La estimación de

$\rho_t = \ln(I_t) - \ln(\hat{I}_t)$. Cuando se usó el error de observación, se probó una segunda

hipótesis sobre la población de sardina, H_2 : La variabilidad en la población fue causada por la incertidumbre del verdadero valor del índice I_t (Hilborn y Walters, 1992).

La estimación de los parámetros r_0 , K_0 , ν_0 , y B_0 (Biomasa inicial) dado el índice I_t (subíndice 0 es error de observación) fue calculado usando la siguiente función de verosimilitud ($\ln L$) (Hilborn y Walters, 1992):

$$\ln L(I|r_0, K_0, \nu_0, B_0) = \sum_t - \left[\frac{1}{2} \ln(2\pi) \right] - \left[\frac{1}{2} \ln \sigma - \left(\frac{\rho_t^2}{2\sigma^2} \right) \right] \quad (47)$$

De los estimadores, dos importantes cantidades de manejo fueron calculadas; el máximo rendimiento sostenido (MSY), y la biomasa en la cual se puede alcanzar el MSY, descrita como (BMSY) (Hilborn y Walters, 1992; Punt y Japp, 1994). De manera similar, también fue analizado el índice de la pesquería de sardina con el modelo de Schaefer (Hilborn y Mangel, 1997)

Los intervalos de confianza de r y K fueron estimados para el modelo que mejor se ajustó a los datos (error de proceso o error de observación). Para estimar los intervalos de confianza, se utilizó el perfil de verosimilitud (Venzon y Moolgavkor, 1988; Hilborn y Mangel, 1997), ya que estos pueden ser usados para determinar los intervalos de confianza de los parámetros de forma conjunta o individualmente. Los intervalos de confianza para n parámetros fueron estimados basados en una distribución χ^2 con m grados de libertad (Zar, 1974). Para un sólo parámetro p , el intervalo de confianza es definido como todos los valores de p que satisfacen la siguiente condición (Polacheck *et al.*, 1993):

$$IC = 2\left[L(Y \setminus p_{est}) - L(Y \setminus p)\right] \leq \chi_{m,1-\alpha}^2 \quad (48)$$

Donde $L(Y \setminus p_{est})$ es el logaritmo de la verosimilitud del mejor valor de p y $\chi_{1,1-\alpha}^2$ es el valor de la distribución χ^2 con un grado de libertad a un nivel de confianza $1-\alpha$. Así, el intervalo de confianza al 95% para p abarca todo los valores de p , que es dos veces la diferencia entre el logaritmo de la verosimilitud y el logaritmo de la verosimilitud del mejor estimado de p , que es menor de 3.84 (Kimura, 1981; Polacheck *et al.*, 1993; Morales-Bojórquez, 1999).

El modelo de Shaeffer fue representado de la siguiente forma:

$$B_{t+1} = \left[\frac{I_t}{q} + r \frac{I_t}{q} \left(1 - \frac{\left(\frac{I_t}{q} \right)}{\left(\frac{K}{q} \right)} \right) - C_t \right] \exp(\psi_t) \quad (49)$$

En este caso, se excluyen de la ecuación los términos logarítmicos, la secuencia de la estimación de parámetros son idénticas los estimadores mostrados en las ecuaciones 42 a 48; y las cantidades de manejo de acuerdo con Hilborn y Walters (1992).

RESULTADOS

1. Análisis de captura a la edad.

Las estimaciones de las cantidades de manejo se presentan en la Tabla 1. La matriz original de la estructura por edades estuvo incompleta para la clase anual de 1981, la cual no incluyó peces de la edad tres y más años de edad, esto pudo afectar el resultado de la simulación (“bootstrap”) y obtener los valores más bajos para la desviación estándar y CV. Si no consideramos estos valores, se aprecia que las estimaciones de B_t y BE_t mostraron precisión, 6.4 a 15.9% de CV y 5.8 a 15.2% de CV respectivamente. La biomasa total varió entre 12,010 t (1998) y 134,592 t (1994). Las estimaciones de la biomasa vulnerable variaron entre 9,281 t (1998) y 74,225 t (1996). El reclutamiento (*REC*) varió entre 48 millones de individuos (1998) y 2,512 millones de individuos (1995). Para el caso del reclutamiento se asume como la edad de 1 año, la tabla 1 muestra los estimados de coeficiente de variación, y de desviación estándar, los cuales fueron estimados durante el proceso de simulación con la rutina de “bootstrap parametrizado”, en este caso se simuló la matriz de estructura por edades de la sardina Monterrey (ec. 11), así la parte del reclutamiento fue definida por las edad de un año de edad, ya que a la edad de dos años y de mayor edad se considero como parte del stock adulto de la sardina Monterrey.

Tabla 1.- Cantidades de manejo estimadas con CANSAR-BM, los valores de la desviación estándar (ds) y del coeficiente de variación (CV) fueron calculados con la rutina de bootstrap. La B_t y la BE_t están expresados en miles de toneladas, la REC está en millones de individuos de 1 año.

	B_t	ds	CV	BE_t	ds	CV	REC	ds	CV
1981	70,416	6,904	8.1	44,826	687	1.5	195	45	23.1
1982	46,137	8,155	12.3	30,270	4,869	11.4	548	67	12.2
1983	70,195	18,447	15.9	24,914	2,506	7.8	220	32	14.6
1984	34,701	6,534	12.8	22,341	4,438	13.1	625	78	12.5
1985	55,941	7,608	9.8	32,085	4,363	9.7	365	51	14.0
1986	71,861	12,909	12.3	43,893	6,906	11.1	1,342	250	18.6
1987	67,538	10,448	10.9	54,193	7,868	10.2	394	31	7.9
1988	55,171	10,293	13.1	44,286	8,636	13.1	543	54	10.0
1989	80,999	8,633	8.2	51,650	4,765	7.3	316	42	13.3
1990	79,825	10,889	9.9	54,198	6,654	9.1	839	101	12.0
1991	47,634	6,895	10.3	38,163	6,926	12.1	175	23	13.2
1992	37,692	1,682	4.9	15,741	1,452	7.9	179	31	17.3
1993	70,284	18,395	15.2	26,518	1,834	5.8	507	70	13.8
1994	134,592	31,245	14.2	53,675	14,018	15.2	1,124	92	8.2
1995	98,142	17,269	11.9	66,878	13,414	12.9	2,512	300	11.9
1996	80,486	8,014	8.0	74,225	7,737	8.4	192	32	16.7
1997	42,049	7,339	11.7	30,929	6,387	13.0	378	21	5.5
1998	12,010	901	6.4	9,281	901	7.9	48	5	10.3

El ajuste del modelo CANSAR-BM a los índices independientes (AH, y AL) y dependiente (CPUE) de la pesquería se presentan en las Figs. 2, 3 y 4. Los índices CPUE ($SSQ_{\text{residual}}=0.97$) y la abundancia de huevos ($SSQ_{\text{residual}}=1.49$) mostraron un mejor ajuste en comparación al índice de abundancia de larvas ($SSQ_{\text{residual}}=7.50$). Este resultado es consecuencia del valor del índice de larvas estimado para 1984, este año es el único fuera del patrón general de ajuste del modelo a los datos (Fig. 2). El valor no fue excluido del ajuste porque su desviación está ponderada por su respectivo λ_{AL} . Por esta razón, no se observó un incremento sobre las cantidades de manejo, lo cual indicó que la tendencia estuvo dominada por los índices de abundancia de huevos y CPUE, por esta causa la biomasa total (Fig. 5), biomasa vulnerable (Fig. 6), y el reclutamiento (Fig. 7) no presentaron un incremento para ese año. Este resultado sugiere que no existe una correspondencia entre la abundancia de los individuos de 2 años y el índice de larvas. Se observó una relación directa entre la abundancia de las edades 0 y 1 años con la edad de 2 años, en términos generales los picos de abundancia de las edades 0 y 1 fueron las temporadas 1981, 1983, 1985, 1989 y 1994, y fueron correspondientes a un incremento del número de individuos a la edad de 2 años durante 1983, 1985, 1987, 1991 y 1996 (Figs. 7 y 8), es decir, la abundancia a las edades de 0 y 1 años se reflejan en los picos de a edad de 2 años, que es la edad completamente reclutada a la pesquería. Sin embargo, no hubo relación entre el stock reproductor (grupo 2+ de edad) al tiempo t_i y el número de individuos de la edad 0 (t_{i+1}) ($r^2 = 0.0027$, $P = 0.05$), ni con el número de individuos de edad 1 (t_{i+2}) ($r^2 = 0.0050$, $P = 0.05$), la F estimada por CANSAR-BM se muestra en la fig. 9.

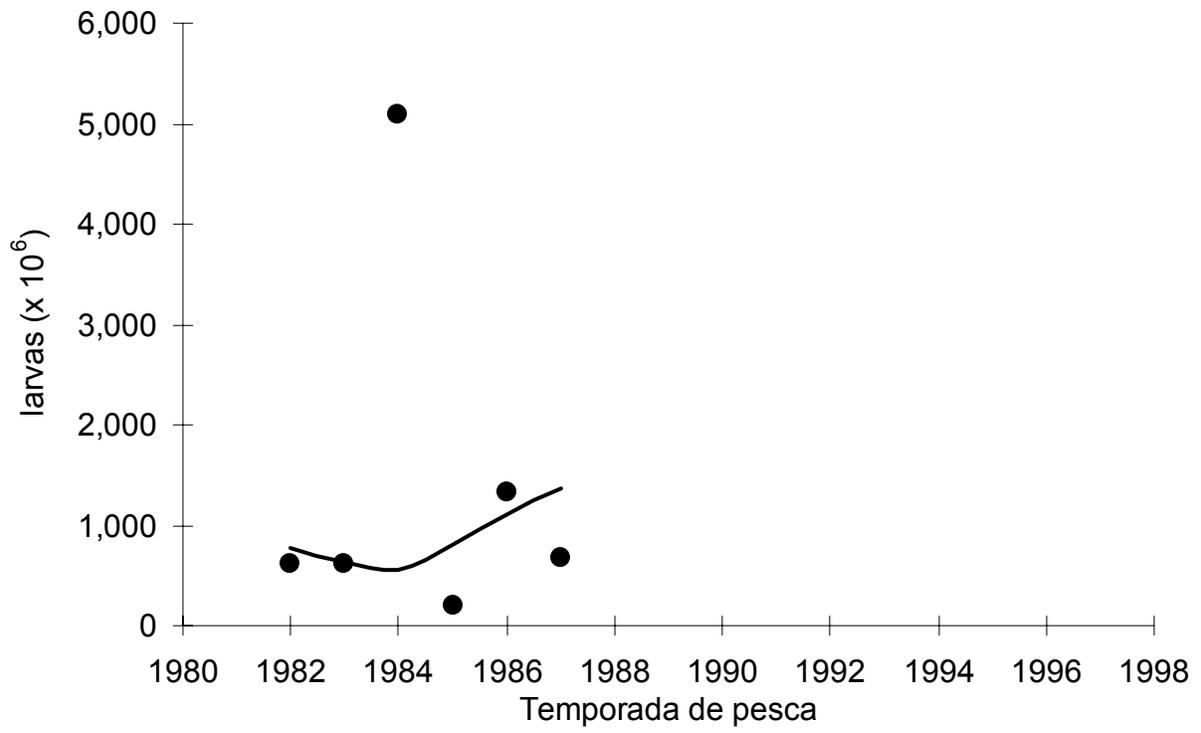


Figura 2.- Ajuste al índice de larvas del modelo CANSAR-BM.

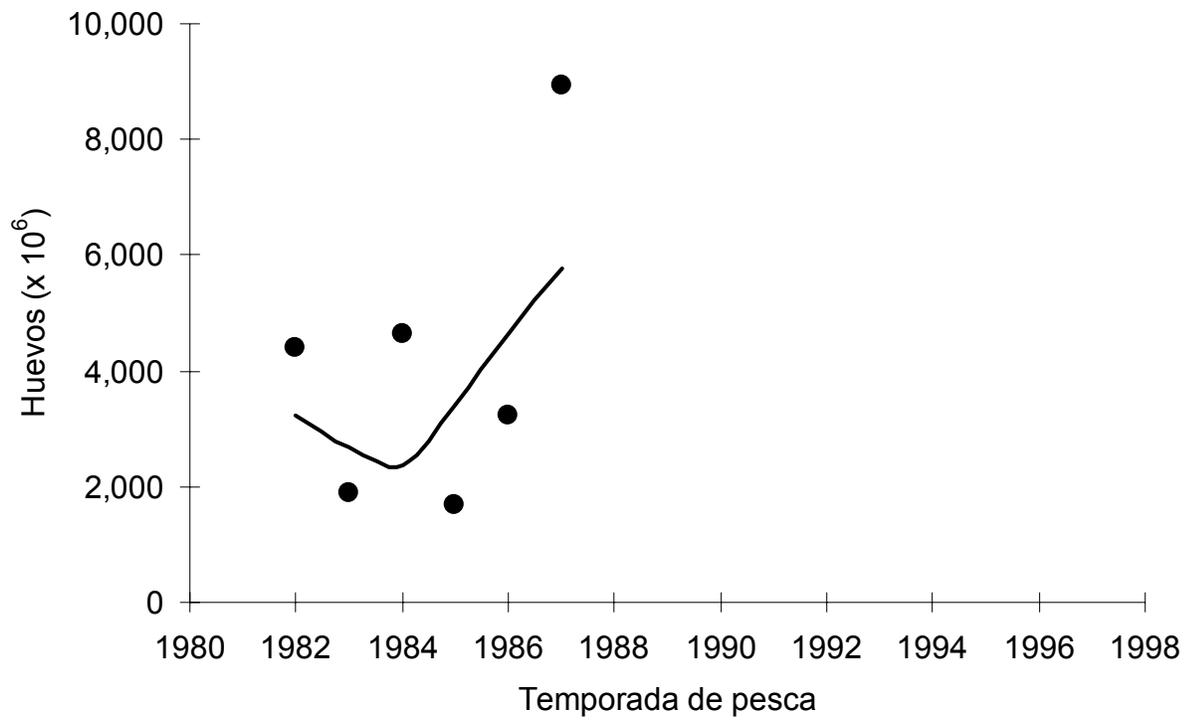


Figura 3.- Ajuste al índice de huevos del modelo CANSAR-BM.

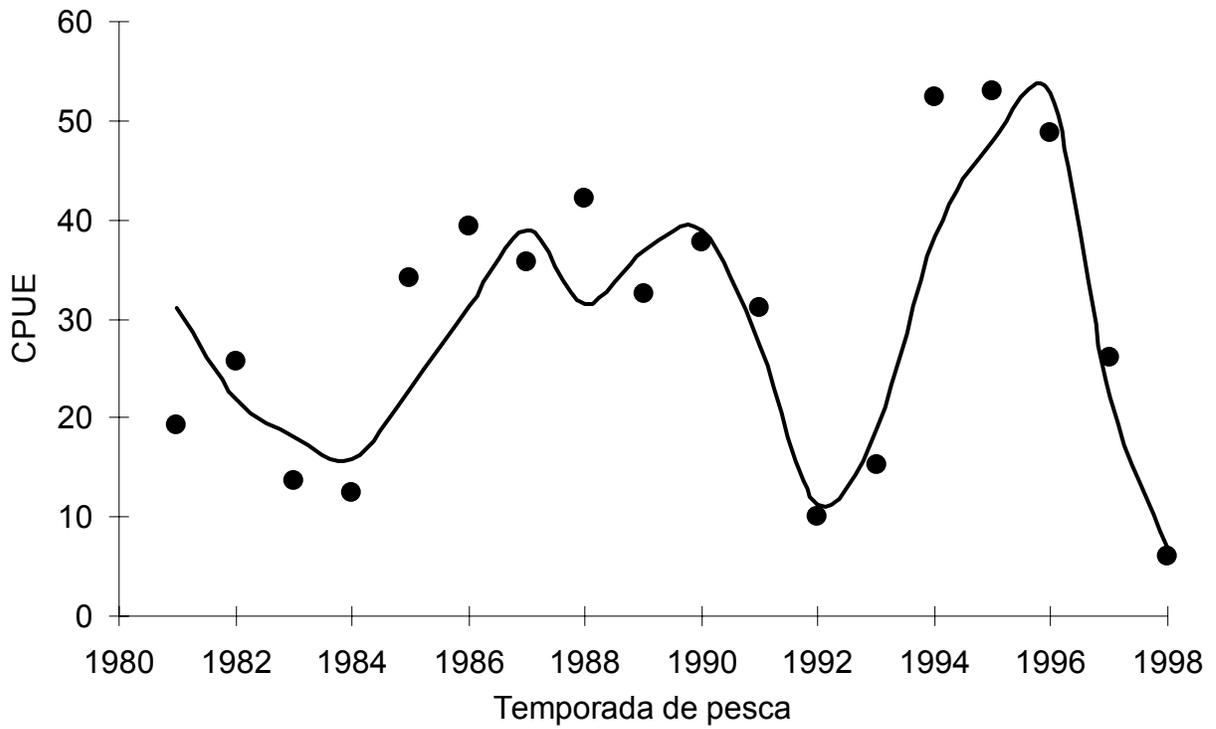


Figura 4.- Ajuste al índice de CPUE del modelo CANSAR-BM.

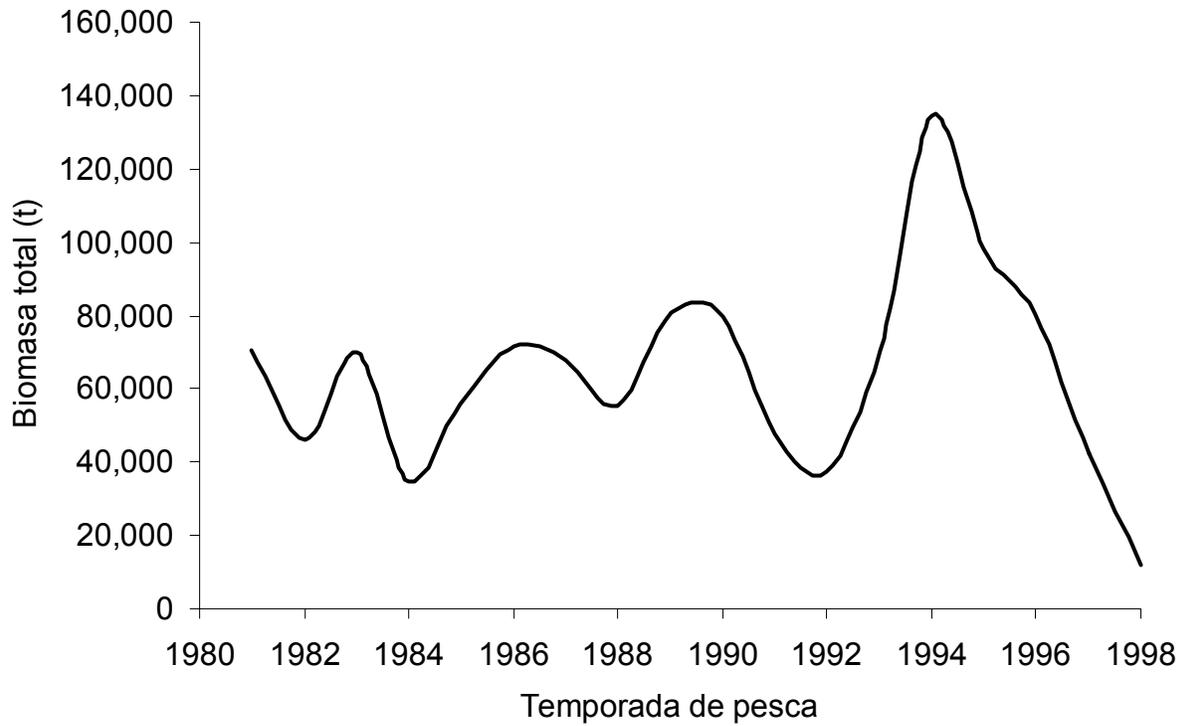


Figura 5.- Estimación de la biomasa total de *Sardinops caeruleus* con el modelo CANSAR-BM.

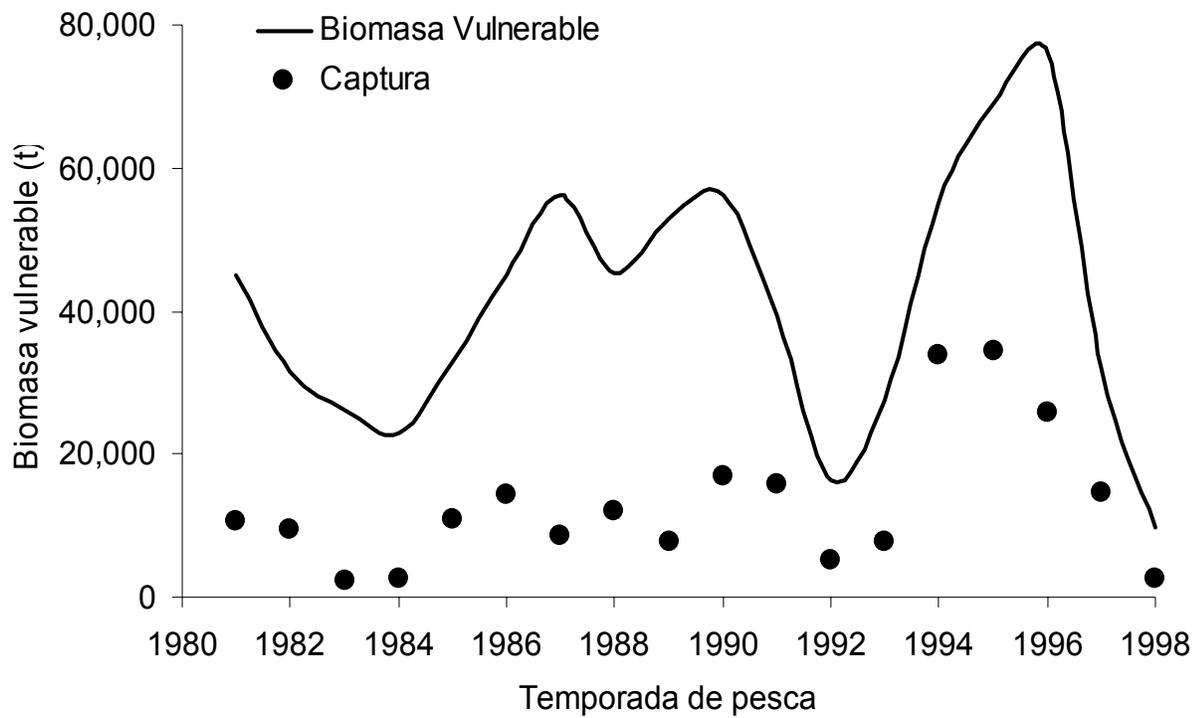


Figura 6.- Estimación de la biomasa vulnerable de *Sardinops caeruleus* con el modelo CANSAR-BM.

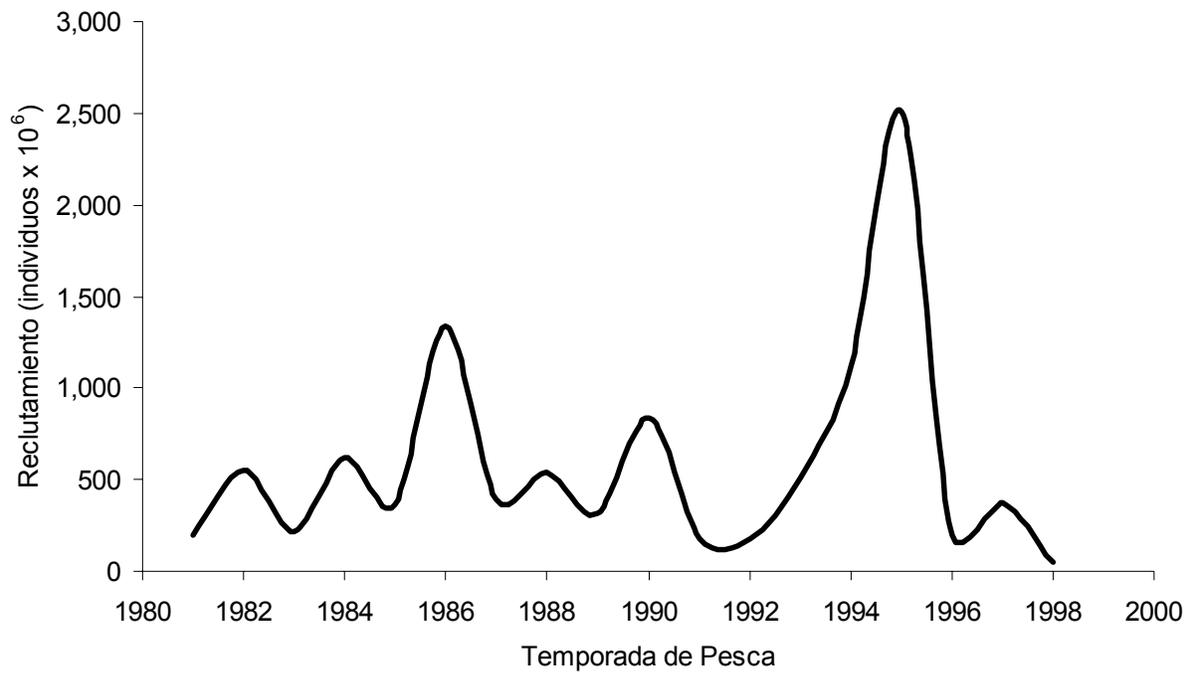


Figura 7.- Estimación del reclutamiento de *Sardinops caeruleus* con el modelo CANSAR-BM.

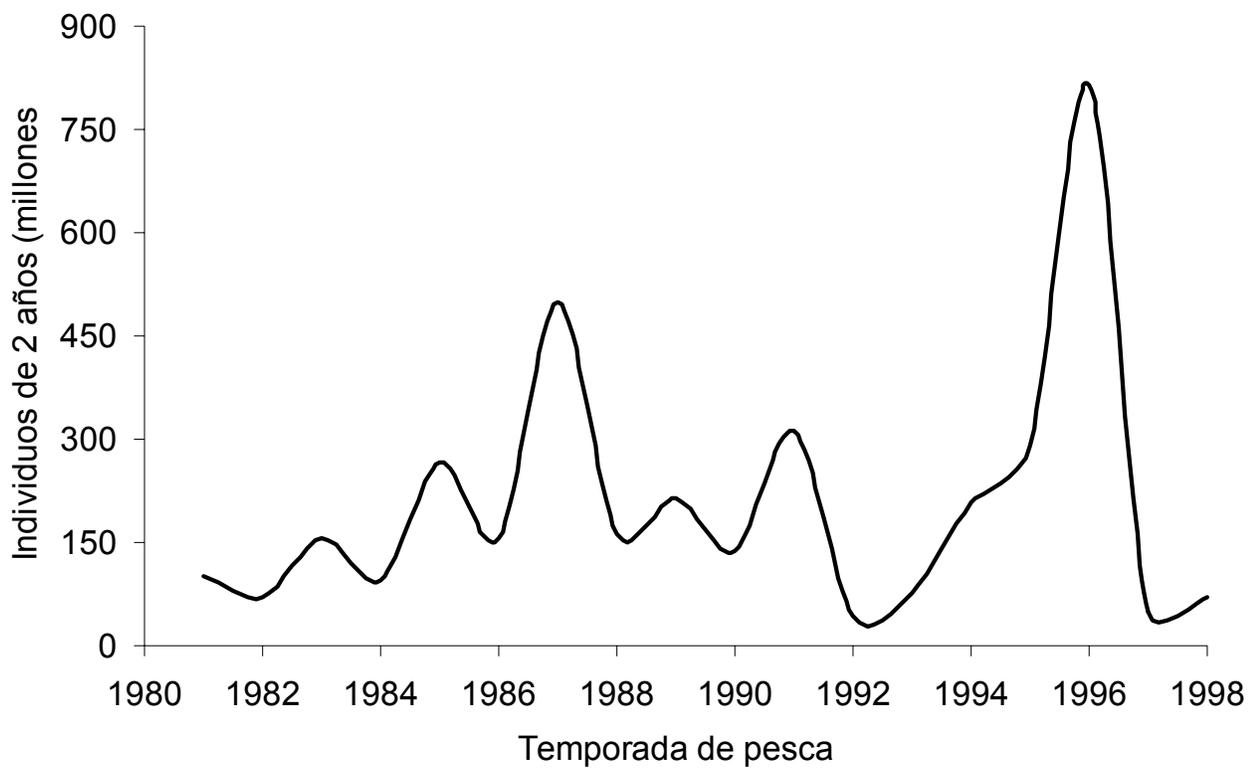


Figura 8.- Individuos de 2 años de *Sardinops caeruleus* estimados con el modelo CANSAR-BM.

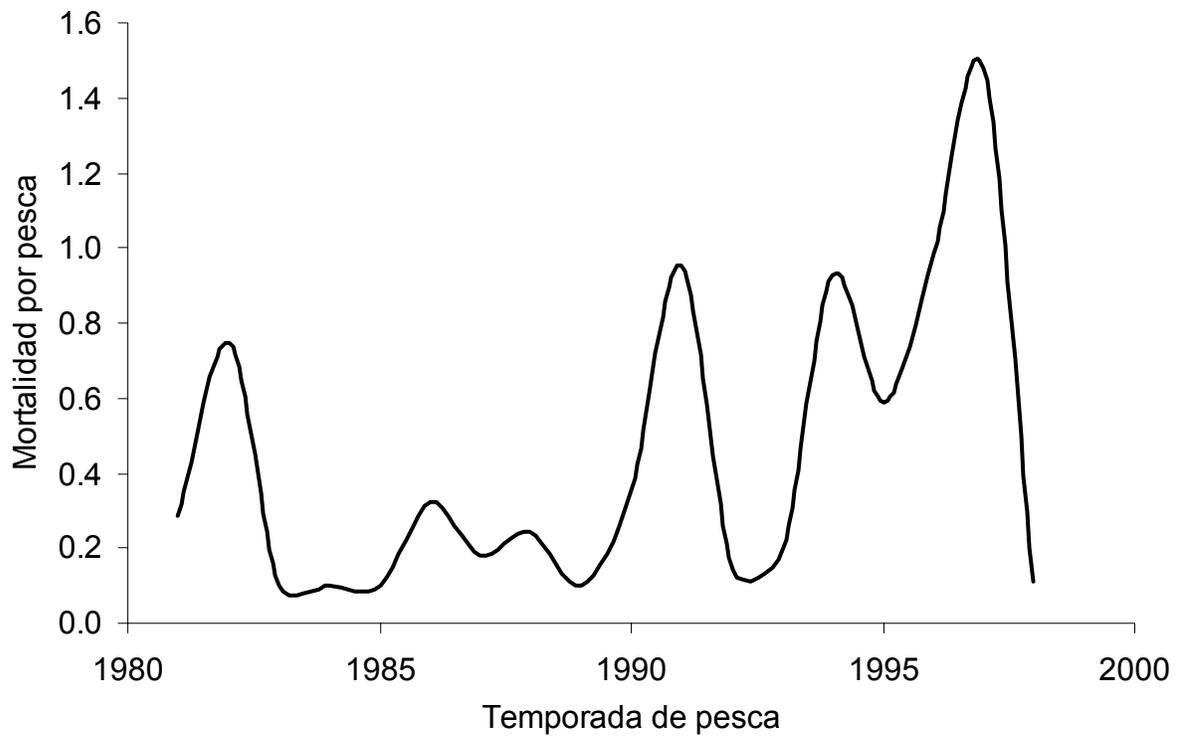


Figura 9.- Mortalidad por pesca estimada para *Sardinops caeruleus* con el modelo CANSAR-BM.

Se observó que las estimaciones del reclutamiento durante el periodo de 1985 a 1991 tuvieron una tendencia negativa, a pesar mostrar una ligera recuperación durante 1989, está tendencia al compararla con los datos de CPUE se observó que para el mismo periodo, la CPUE se mantuvo relativamente estable. Este patrón entre la abundancia del reclutamiento y la tasa de captura es lo que podría dejar evidencia de un patrón de población hiperestable, la idea principal es establecer la relación inversa que existe entre la biomasa y la tasa de captura, aquí se usa el reclutamiento como el indicador principal, ya que la pesquería se conforma de pocas clases anuales, dependiendo básicamente de la abundancia del reclutamiento. La influencia que tuvo la tasa de captura como un indicador de la tendencia del reclutamiento se considera alta, ya que el índice de huevos (Fig. 3) para el periodo de 1985 a 1987 mostró una tendencia positiva que llevó la abundancia de casi 2,000 millones de huevos a cerca de 10,000 millones, mientras que el indicador de larvas de sardina cambió del orden de 100 a 1,200 millones (Fig 2), los incrementos observados en ambos índices no provocó que el reclutamiento se incrementará, sino al contrario, la tendencia fue negativa.

Ese patrón del reclutamiento no fue observado en la estimación de biomasa total y de biomasa vulnerable (Fig. 5 y 6), sin embargo la clase de edad completamente reclutada a la pesquería (edad de 2 años) mostró dos tendencias en abundancia, la primera de 1985 a 1987 con un incremento en su abundancia, mientras que de 1987 a 1991 la tendencia fue negativa. En términos generales esta edad presentó a lo largo del tiempo dos fases de incremento (1981 a 1987 y de 1992 a 1996), así como dos fases de caída en abundancia (1987 a 1992, y de 1996 a 1998, Fig. 8). Al parecer la dinámica de los reclutas mostró fuertes disminuciones en abundancia en los años cálidos,

principalmente los periodos de 1982-1983, 1992-1993 y 1997-1998. Cuando este efecto se presenta, se tiende a enmascarar el resultado de la mortalidad por pesca, es decir, se complica la interpretación entre la relación del índice de abundancia relativa (tasa de captura) y la abundancia del reclutamiento, ya que se supone en todo momento que la tasa de captura es proporcional a la abundancia, sin embargo, al presentarse fenómenos cálidos dentro de la corriente de California, la población de sardina puede desplazarse (Lluch-Belda *et al.*, 1992b) , y este movimiento no puede ser medido adecuadamente desde la tasa de captura, ya que el recurso siempre tiende a agruparse para formar el cardumen. Lo que provoca que la tasa de captura se mantenga estable mientras la abundancia disminuye, esta es la relación que se observa entre el reclutamiento y la CPUE para el periodo definido entre 1985 y 1991.

Incluso para ese mismo periodo la mortalidad por pesca (Fig. 9) se mantiene baja, entre valores de 0.2 a 0.4 anual, aumentando notablemente en 1991 a valores cercanos a uno. Las mortalidades por pesca entre 1991 y 1997 fueron altas, mientras que las mortalidades estimadas entre 1981 y 1990 fueron bajas. Esta variación se explica por la tendencia de la CPUE y la estimación de la biomasa vulnerable (Fig. 6), donde para el periodo de 1991 a 1997 la biomasa vulnerable osciló entre 20,000 y 70,000 t, repercutiendo este estimado en valores de F más altos. Sin embargo, a pesar de esta aparente sobre estimación de F para el periodo más reciente de la pesquería, el modelo CANSAR-BM mostró estimados adecuados de Biomasa y de Biomasa Vulnerable, ya que en ningún caso se observaron biomasa menores a las capturas registradas por la pesquería.

Esta relación es importante porque permite establecer el escenario base sobre el cual se considera que los índices de la pesquería están influyendo, es decir, el peso relativo de los estimados de λ_i . Si las tasas de ponderación de λ_i no fueran las correctas, se podrían realizar estimaciones de biomasa total por debajo de las capturas observadas, o bien tasas de mortalidad por pesca mayores a 3. Algunos ejemplos no documentados en este trabajo y que tuvieron relación con la calibración de CANSAR-BM, mostraron que se puede obtener un ajuste óptimo del indicador de larvas, si se penaliza con un valor muy grande a ese indicador, disminuyendo considerablemente el peso del indicador de tasa de captura y de huevos de sardina. Manipulaciones de este tipo que en que se carece de la ponderación de λ_i , por lo general se estiman valores extremos de las cantidades de manejo, que no son lógicas y que evidencian la falta del criterio estadístico.

Es claro que la utilidad de una mayor cantidad de índices de la pesquería pueden ayudar a calibrar las estimaciones, por ejemplo Conser *et al.* (2001) utiliza algunos como el área de desove y el número de estaciones positivas obtenidas en cruceros de investigación, sin embargo, se requiere de una definición objetiva de los indicadores que realmente definan la relación de proporcionalidad entre la biomasa y el indicador utilizado.

2. Relación stock reclutamiento

El análisis de la estructura del error en el modelo stock reclutamiento de Ricker (1975) mostró que el error de proceso tiene un mejor ajuste ($L = 6.4 \times 10^{-10}$) que el reclutamiento estimado con el análisis de error de observación ($L = 3.9 \times 10^{-11}$) (Fig. 10 y 11), en este caso, con el estimador del error de proceso fue posible describir la tendencia del reclutamiento observado. Con respecto a el análisis del error de observación, se mostraron desviaciones menos verosímiles entre los reclutamientos observados y estimados, con este estimador los parámetros del modelo stock reclutamiento fueron los siguientes: $\alpha = 3.9$ y $\beta = 0.0030$.

En este trabajo la hipótesis H_1 sobre la estructura del error en el modelo de Ricker (1975) no fue rechazada. De esta forma, los perfiles de verosimilitud de los parámetros α y β fueron estimados (Fig. 12 y 13), y los intervalos de confianza de χ^2 correspondieron a los siguientes valores: $\alpha = 3.9$ (IC = 2.7 – 5.6, $P < 0.05$) y $\beta = 0.0030$ (IC = 0.002 - 0.004, $P < 0.05$), con $\sigma = 0.78$, mientras que el valor máximo de la función objetivo $L(R_{Est} \mid \alpha, \beta) = 6.4 \times 10^{-10}$. Así la función de Ricker (1975) asumiendo error de proceso se representa en la Fig. 14. En la Figura 15 se muestran las estimaciones de las 2,000 simulaciones Monte Carlo. El parámetro β mostró un intervalo estrecho de variación (0.001-0.008), en comparación con α (4 - 30), observándose que un aumento simultáneo en ambos parámetros implica una reducción en S_{max} y una ligera tendencia de incremento en el MRS y u_{MRS} . Por otra parte, se observó una relación positiva de incremento entre el MRS y el R_{max} , esta

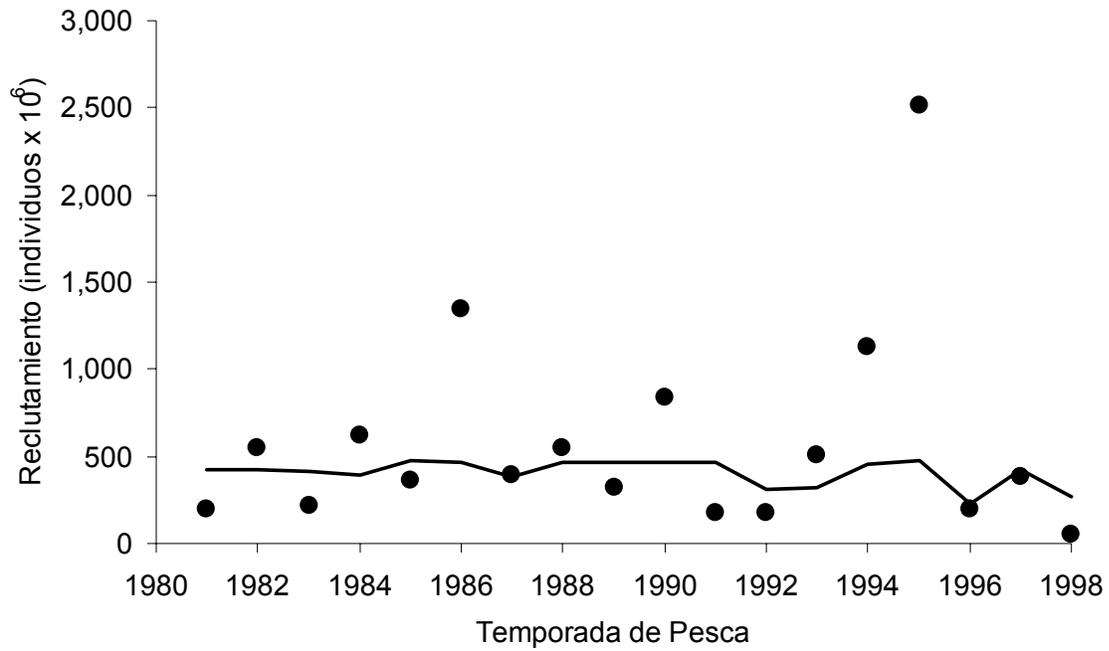


Figura 10.- Estimación del reclutamiento de *Sardinops caeruleus* asumiendo error de proceso en la relación stock reclutamiento del modelo de Ricker.

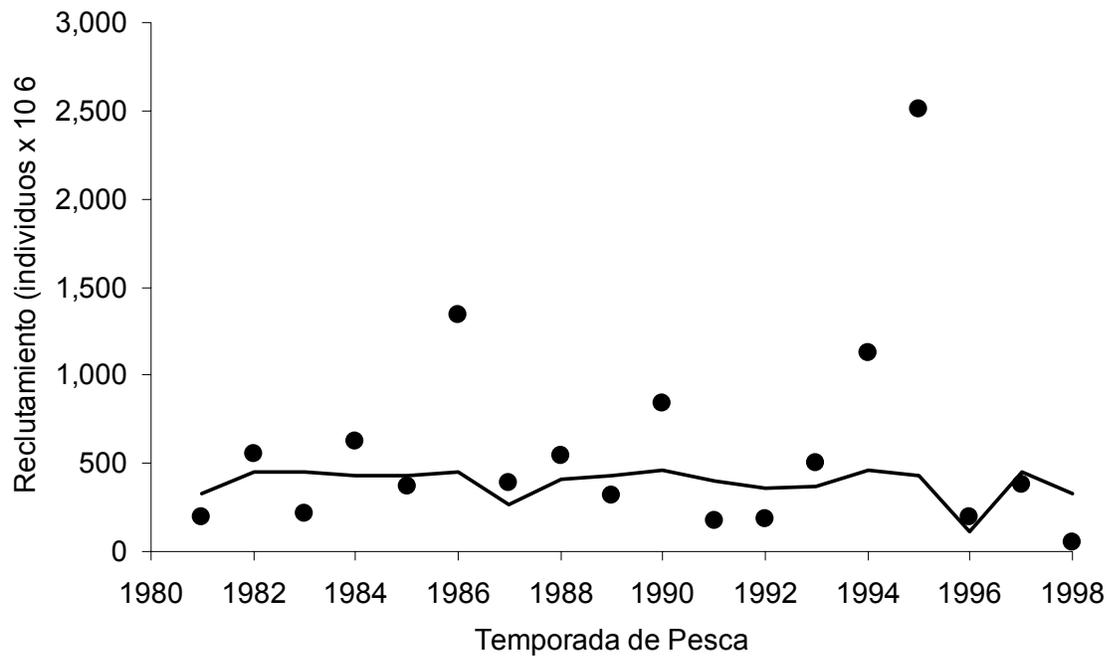


Figura 11.- Estimación del reclutamiento de *Sardinops caeruleus* asumiendo error de observación en la relación stock reclutamiento del modelo de Ricker.

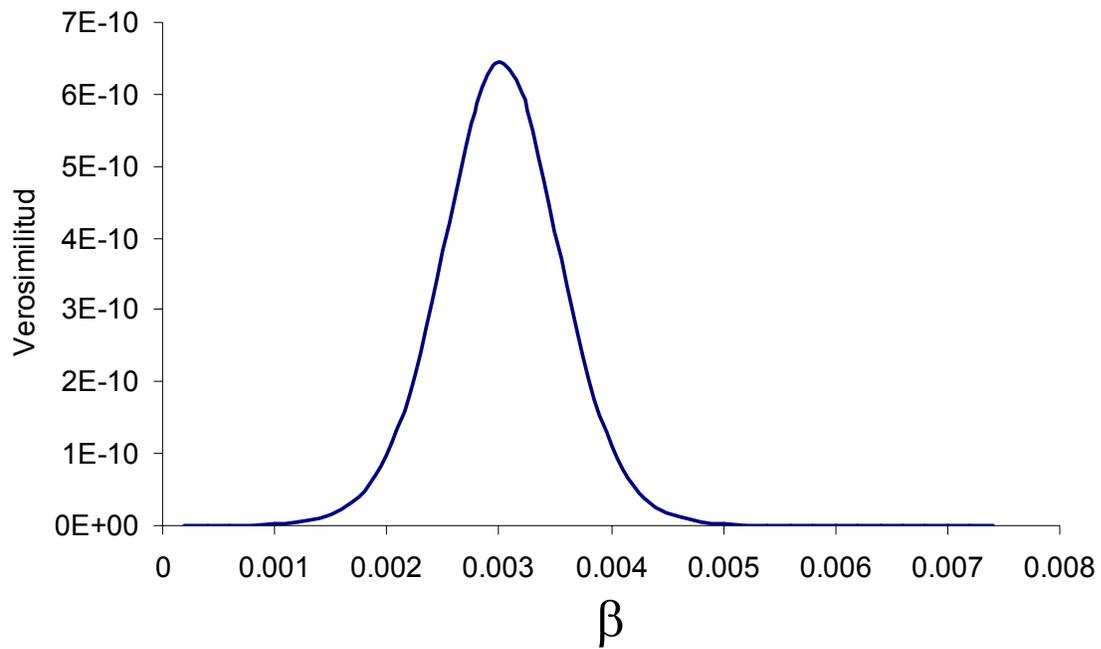


Figura 12.- Perfil de verosimilitud del parámetro asociado a la mortalidad dependiente de la densidad del modelo stock reclutamiento de Ricker.

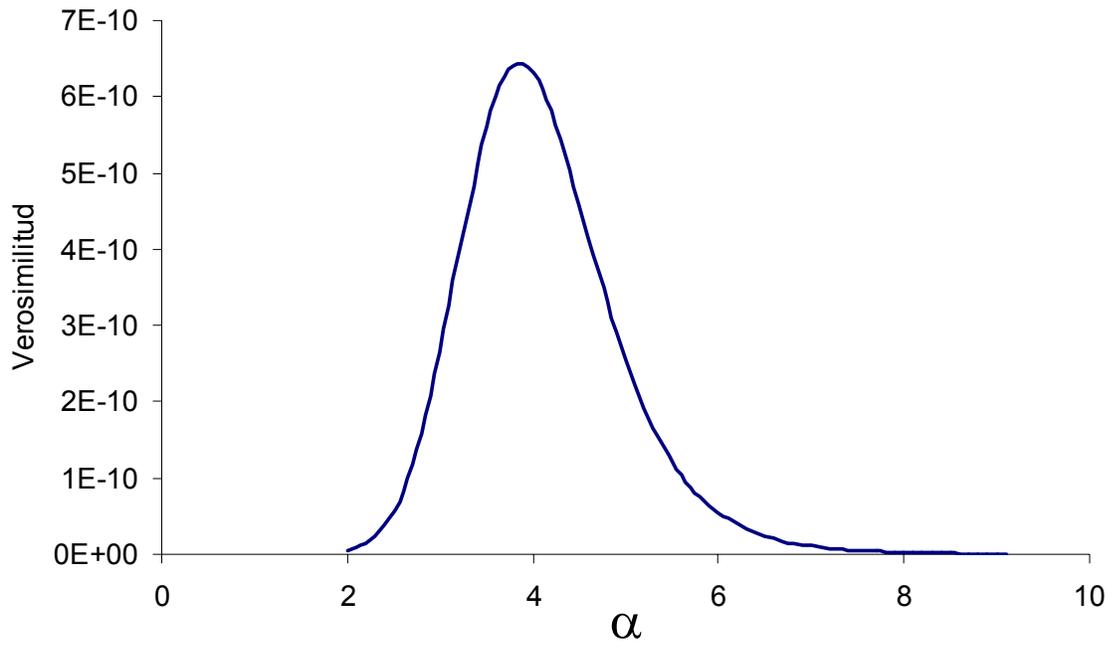


Figura 13.- Perfil de verosimilitud del parámetro asociado a la mortalidad independiente de la densidad del modelo stock reclutamiento de Ricker.

tendencia aumenta también la u_{MRS} a valores superiores a 0.7, que representan una baja frecuencia de aparición, la tasa de explotación está principalmente cerca del 0.8. La simulación Monte Carlo muestra como los incrementos de α se relacionan casi linealmente con los aumentos de R_{MAX} , S_{MAX} , S_{MRS} , u_{MRS} y MRS , mientras que β mostró diferentes patrones (Fig. 15). Incluso la sensibilidad de β se observó en la estimación de la probabilidad posterior (Fig. 16), donde se puede notar una distribución aproximadamente normal con colas que prácticamente llegan a la probabilidad cero. Mientras que el parámetro α parece que tiene un comportamiento aproximado a una distribución log normal, la cola en su parte izquierda disminuye lentamente su probabilidad posterior conforme toma valores más grandes (Fig. 17).

En el análisis estadístico con el teorema de Bayes se observó que la información de la probabilidad previa de los parámetros (α y β) fue bastante informativa (Fig. 16 y 17). Estos resultados son consistentes con la simulación Monte Carlo (Fig. 15), ya que valores altos de α y β , provocan una sobrestimación de MRS y el R_{max} , con la consecuencia inmediata de aumentar la u_{MRS} a niveles que rebasen los puntos de referencia del modelo stock-reclutamiento utilizado. Los resultados muestran que la escala de variación de β tiene incrementos más pequeños que la variación en α . En esta forma, la mortalidad independiente de la densidad tiene mayores efectos sobre el RMS que la mortalidad dependiente de la densidad.

Los criterios sobre el R_{MRS} que pueden ser obtenidos se muestran en la tabla de decisión (Tabla 2). La tabla de decisión también muestra una relación de incremento

entre α y el S_{\max} . Los incrementos son un patrón general en las combinaciones individuales y en los valores esperados de S_{\max} . Sin embargo, el valor más probable del parámetro α dados los datos, es entre 8.0 - 16.5. El valor determinado de S_{\max} se puede considerar como un punto de referencia para la explotación de la sardina de Bahía Magdalena, este valor puede compararse a un valor de escape proporcional constante, que en correspondencia con el estimado de U_{MRS} proporcionan los elementos de la estrategia de explotación a seguir en la pesquería. Los elementos de la tabla de decisión (Tabla 2) muestran como a incrementos en los valores de α aumenta la probabilidad de obtener el valor de referencia del S_{MAX} , el cual está situado entre 400 y 500 millones de individuos (aproximadamente 16,500 t). Para que este valor de S_{MAX} fuera posible con los aumentos de α , el R_{\max} debe ser cercano a los 1,750 millones de individuos (aproximadamente 70,000 t), lo que proporcionaría un MRS de 1,711 millones de individuos (aproximadamente 68,000 t).

De acuerdo con la tabla decisión (Tabla 2), se puede observar una baja probabilidad de S_{MAX} menores a 100 millones de individuos (probabilidad < 26%), así como mayores a 1,000 millones de individuos (probabilidad < 29%). Sobre la misma tabla, los valores de probabilidad en las columnas denotan la misma tendencia. Por ejemplo, para un valor de $\alpha = 8$, la probabilidad de obtener un S_{MAX} de 100 millones de individuos es del 26%, mientras que el valor más probable para S_{MAX} correspondió a 400 millones de individuos, el cual es coincidente con la referencia estimada por el modelo stock reclutas de Ricker (1975) de $S_{MAX} = 414$ millones de individuos. De igual forma, se

aprecia como con los incrementos de α , se tiende a aumentar las probabilidad de alcanzar el valor de referencia de S_{MAX} .

La tabla de decisión establece dos importantes cantidades de manejo para la pesquería, la primera el S_{MAX} y la segunda el u_{MRS} . En ambos casos la importancia de estas cantidades de manejo es que se relacionan con el mantenimiento de una base reproductora de sardina. La propuesta de utilizar la tasa de explotación constante no es propiamente lograr una tendencia hacia el máximo rendimiento sostenido, sino a tratar de mantener un tamaño mínimo de stock adulto, en todo momento el rendimiento esperado puede cambiar por efecto de la capturabilidad o del ambiente. El primer factor que se relaciona con el índice de abundancia relativo (CPUE) de la pesquería, que es un indicador dependiente, mientras que el segundo factor tiene que ver con la disposición espacial y temporal del recurso dentro de la zona de estudio. Si la capturabilidad y el efecto del ambiente se enmascaran dentro de la estimación de la abundancia, se pueden tener errores en la interpretación de la tasa óptima de captura y de mortalidad por pesca aplicables. Sobre todo si se ha identificado a través de este análisis la variabilidad del parámetro α . En la figura 14 se observa la relación stock reclutas con un ajuste tipo Ricker, al analizar la dispersión de los puntos se observa que la gran mayoría de ellos se encuentran entre los valores de stock adulto de 400 millones de individuos, y para el reclutamiento cerca de los 3,500 millones de reclutas, la abundancia de los adultos mostró baja frecuencia en valores mayores a 500 millones de individuos. De esta forma, tratar de mantener un $S_{MAX} = 414$ millones de individuos parece una meta complicada. Una alternativa para intentar el establecimiento de un

control sobre el tamaño de S_{MAX} se puede relacionar con la factibilidad de establecer un tamaño de S_{MIN} , Chen y Fournier (1999) establecen la forma de calcular un valor de stock desovante mínimo (S_{MIN}), el cual de forma teórica podría tener un bajo éxito de reclutamiento, así se establece un punto de referencia dentro de la relación stock reclutamiento que aunado a la estimación de S_{MAX} y u_{MRS} sean útiles como reglas de control para la explotación de la sardina Monterrey, ya que la figura 14 muestra que el año de 1998 es el más cercano al origen de la relación stock reclutamiento, es en valores como este último año que la utilización de u_{MRS} implica un riesgo, ya que ante niveles bajos de stock desovante la pesca excesiva podría causar una sobrepesca del reclutamiento.

Un criterio alternativo para establecer puntos de referencia biológica (PRB) para *S. caeruleus* a través del periodo de estudio, pueden ser: a) F_{max} como la tasa de mortalidad por pesca que maximiza el rendimiento por recluta, b) F_{msy} que significa la tasa de mortalidad por pesca en condición de equilibrio, c) $F_{0.1}$ corresponde al punto en cual el rendimiento por recluta marginal con un incremento del esfuerzo pesquero más allá de 0.1 no aumentará de manera importante el rendimiento derivado de la pesca (Gulland, 1983) y d) F_{rep} que es la tasa de mortalidad por pesca que corresponde al nivel de reemplazo promedio de la población. En principio, un adecuado PRB debe considerar: a) aspectos biológicos intrínsecos a la población, b) la variabilidad causada por factores abióticos que oscurecen las relaciones bióticas y c) el error dentro de la estimación (Sissenwine y Shepherd, 1987; Myers *et al.*, 1994; Walters y Ludwig, 1981).

Para el caso de la población de sardina, una estimación de F_{rep} sería un punto adecuado para establecer un PRB, que a su vez sustentara la elección de una curva que no tuviera variaciones porcentuales demasiado amplias; aparentemente se sugiere que el valor F_{rep} no exceda el 0.5 (Sissenwine y Shepherd, 1987), ya que puede presentarse el caso de que F_{rep} , F_{max} y F_{msy} alcancen valores cercanos y entonces se suceda el fenómeno de sobrepesca del reclutamiento, el cual se define como el nivel de presión de pesca que reduce el tiempo de vida de las clases anuales que componen la biomasa reproductora por debajo de su punto promedio, o bien, que el esfuerzo pesquero se intensifique a niveles que hagan insuficiente la respuesta compensatoria del stock para mantener un patrón normal de reclutamiento (Overholtz *et al.*, 1986), lo cual crea inestabilidad dentro de la estructura de la población, hasta el punto del colapso pesquero.

Bajo el enfoque de una tasa de explotación constante, es necesario tener las mejores estimaciones posibles de biomasa total, el valor de explotación está dado por la relación stock reclutas que fueron estimados por CANSAR-BM (Fig. 5), por consiguiente es recomendable continuar con la misma estrategia de estimación, solo que es deseable contar con otros índices de la pesquería (p.e. ecodetección) para no depender solo de la tasa de captura. También se puede tomar como punto de referencia a los valores de u_{MRS} los estimados de biomasa vulnerable de CANSAR-BM (Fig. 6), así se podrán confrontar las dos alternativas de explotación. La diferencia principal radica en que la biomasa vulnerable de CANSAR-BM es calculada a partir del vector de vulnerabilidad a la edad (ec. 3), mientras que u_{MRS} depende estrictamente del parámetro asociado a la

mortalidad independiente de la densidad, el cual se considera en la relación stock reclutamiento analizada como un coeficiente con alta variabilidad (ec. 24).

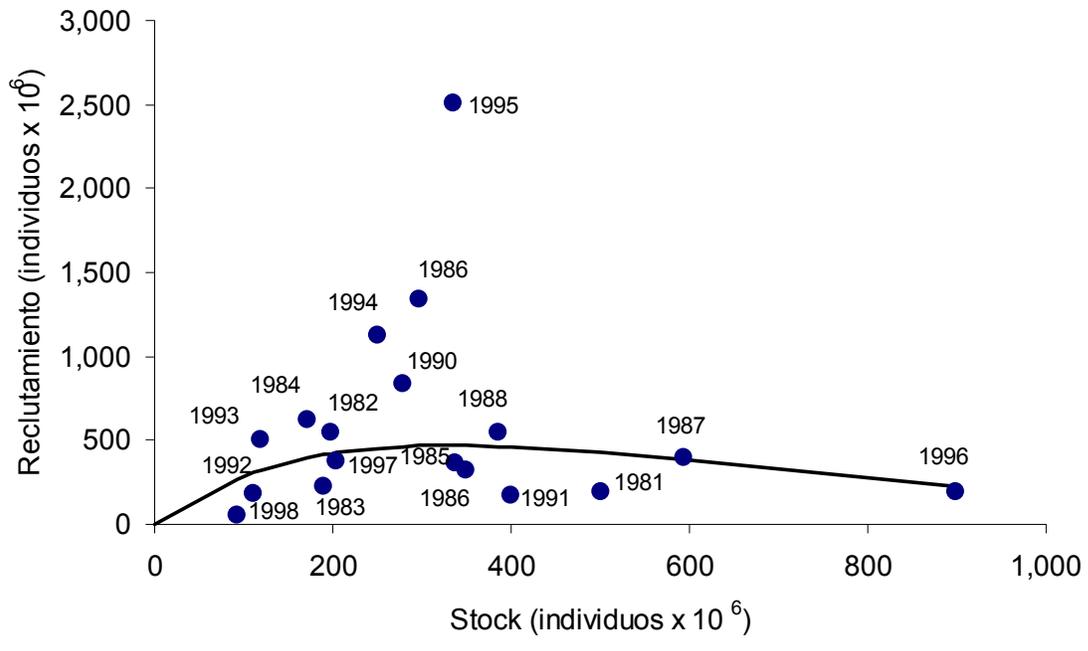


Figura 14.- Ajuste del modelo stock reclutamiento de Ricker.

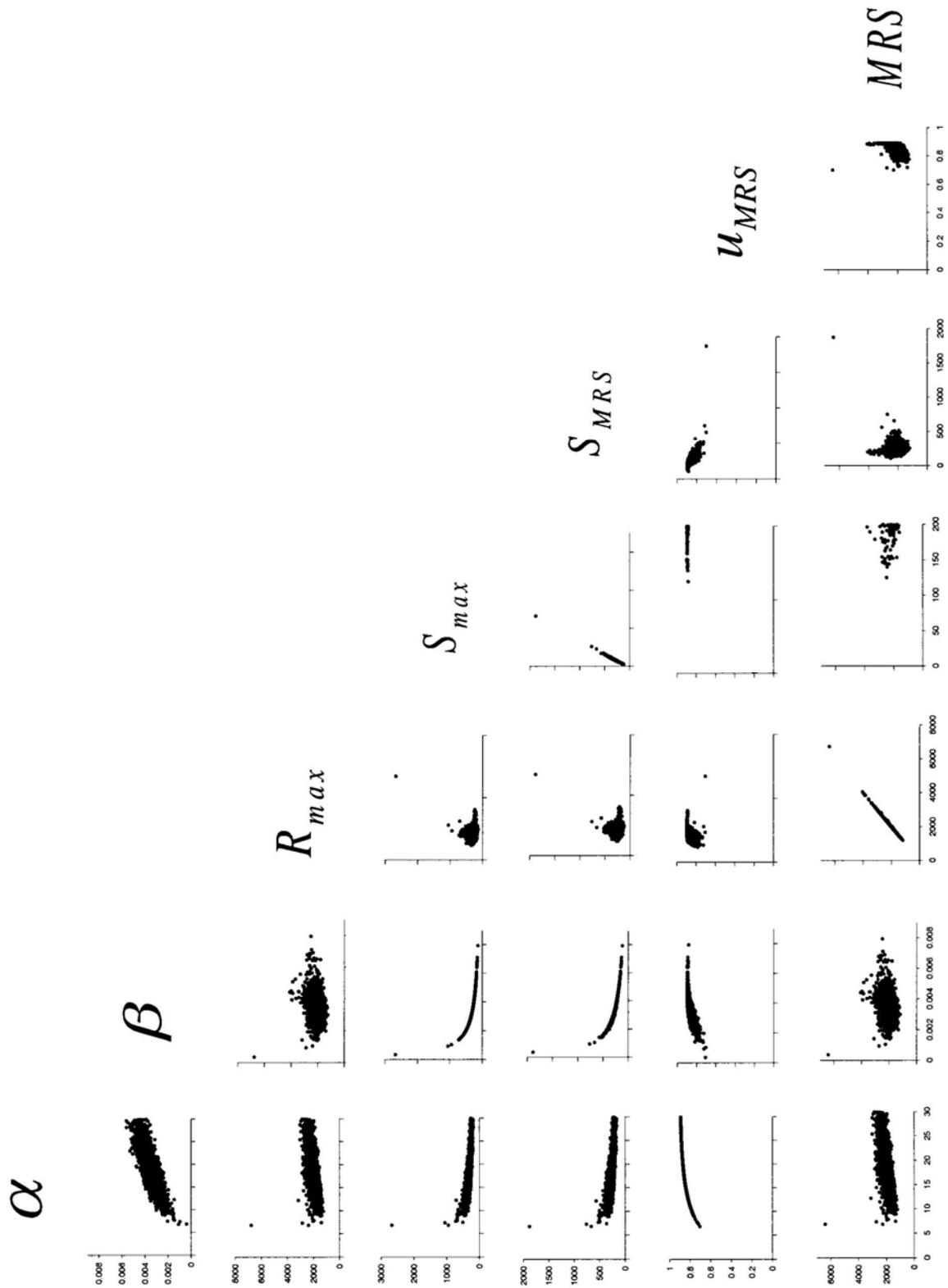


Figura 15.- Salidas de la simulación Monte Carlo con respecto a las cantidades de manejo estimadas para el modelo stock reclutamiento de Ricker.

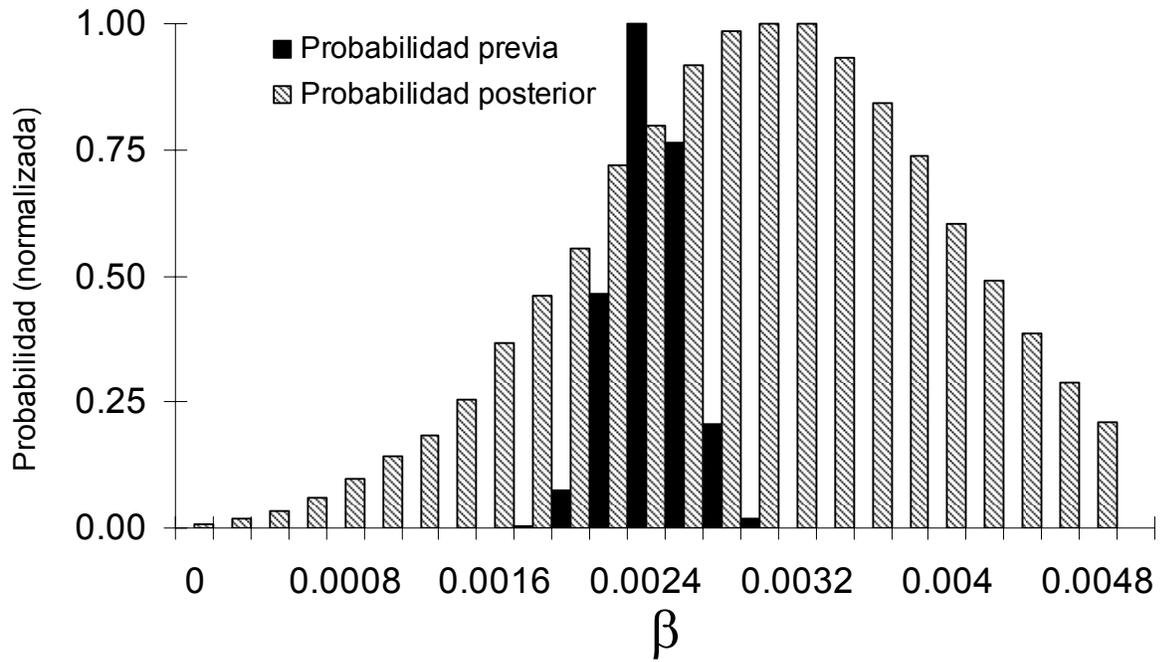


Figura 16.- Estimación de la probabilidad posterior del parámetro asociado a la mortalidad dependiente de la densidad del modelo stock reclutamiento de Ricker.

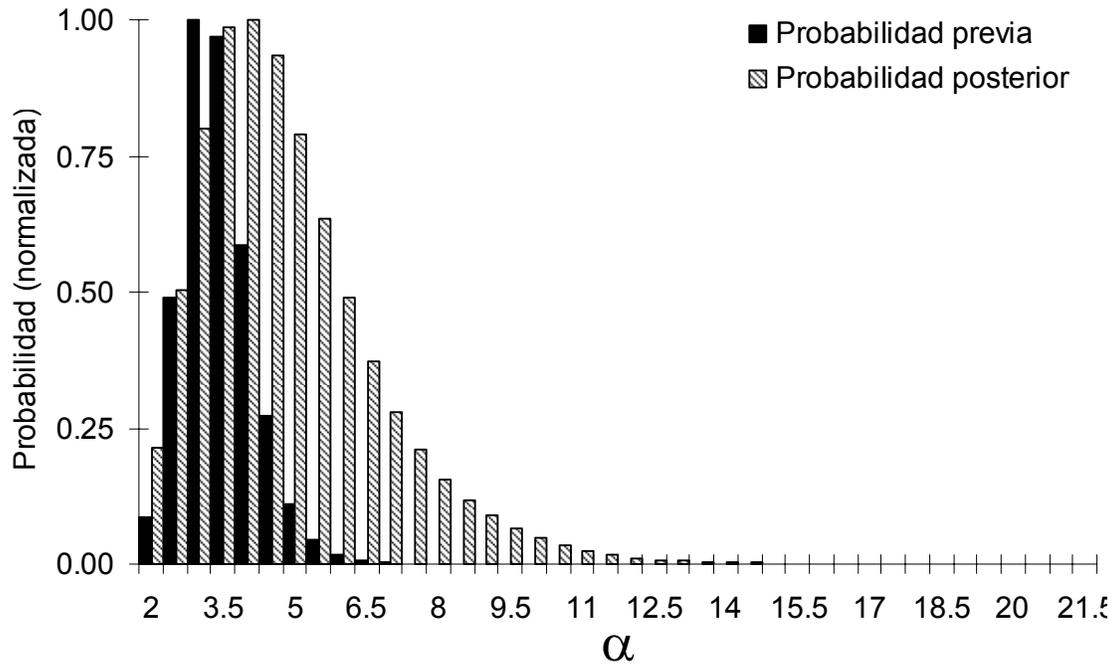


Figura 17.- Estimación de la probabilidad posterior del parámetro asociado a la mortalidad independiente de la densidad del modelo stock reclutamiento de Ricker.

Tabla 2.- Tabla de decisión para determinar el valor del escape óptimo de la sardina Monterrey (*Sardinops caeruleus*) en función de diferentes valores del parámetro asociado a la mortalidad independiente de la densidad.

α	1	2	3	4	5	6	7	8	Esperado
Escape									
150	0.01	0.10	0.20	0.29	0.39	0.49	0.59	0.69	0.78
200	0.01	0.11	0.22	0.34	0.45	0.56	0.67	0.79	0.90
250	0.01	0.12	0.24	0.36	0.48	0.60	0.72	0.85	0.97
300	0.01	0.12	0.25	0.37	0.50	0.62	0.75	0.87	0.99
350	0.01	0.13	0.25	0.38	0.50	0.63	0.75	0.88	1.00
400	0.01	0.12	0.25	0.37	0.49	0.61	0.74	0.86	0.98
450	0.01	0.12	0.24	0.36	0.48	0.59	0.71	0.83	0.95
500	0.01	0.11	0.23	0.34	0.45	0.57	0.68	0.80	0.91
550	0.01	0.11	0.21	0.32	0.43	0.54	0.64	0.75	0.86
600	0.01	0.10	0.20	0.30	0.40	0.50	0.60	0.71	0.81
650	0.01	0.09	0.19	0.28	0.38	0.47	0.56	0.66	0.75

α muestra el valor del parámetro asociado a la mortalidad independiente de la densidad, con su respectiva probabilidad en el renglón superior. La columna del escape corresponde a los millones de individuos que deben escapar. La columna del valor esperado corresponde a la probabilidad de cada valor de escape seleccionado dado que podría tomarse cualquier valor de α .

3. Capturabilidad dependiente de la densidad

La estructura de tallas de la captura de sardina mostró dos periodos en términos de su representación en la frecuencia de la longitud patrón, el primer periodo definido entre 1981 y 1989, caracterizado por una alta variabilidad de las tallas correspondientes a los individuos más pequeños en la captura, con longitudes entre los 80 mm y 155 mm de longitud patrón (d.s. = 15.16 mm). Mientras que el periodo de 1990 a 1998 se caracterizó por una estructura de tallas de organismos pequeños que fue más homogénea, variando entre los 95 mm y 115 mm de longitud patrón (d.s. = 12.42 mm) (Fig. 18). Para ambos periodos, las tallas máximas oscilaron entre 185 mm y 220 mm de longitud patrón, con una ligera tendencia de incremento en talla entre 1985 a 1991.

Las estimaciones del promedio de la capturabilidad para cada año analizado variaron entre un máximo de 0.00114 en 1982, y un valor de 0.00017 en 1990. La relación entre la capturabilidad y la abundancia estimada por el método CANSAR-BM para *Sardinops caeruleus*, mostró una tendencia negativa, es decir, en la medida que la capturabilidad aumentó, la abundancia disminuyó. El modelo ajustado fue del tipo potencial y fue representada por el siguiente ajuste lineal: $q = 6.1956 \times \text{Abundancia}^{-0.6514}$ ($R^2 = 0.1775$) (Fig 19). El ajuste lineal mostró bajo nivel de correlación, la figura 19 muestra dos series de datos, la primera que se localiza sobre la línea de tendencia (cruces), y que está caracterizada por los siguientes años: 1982, 1984, 1985, 1986, 1987, 1993 y 1994. Un nuevo ajuste entre los respectivos valores de capturabilidad y abundancia mostraron la siguiente relación estadística: $q = 91.274 \times \text{Abundancia}^{-0.8599}$ ($R^2 = 0.8688$) (Fig. 20). En este caso, el ajuste fue significativo y también mostró una

tendencia de aumento en la capturabilidad con disminuciones en la abundancia del recurso. Esta serie de tiempo identificada en el análisis, tuvo correspondencia con la presencia de años anómalos en términos de temperatura superficial del mar, principalmente con periodos cálidos.

El ajuste de la serie de tiempo correspondiente al resto de las estimaciones de capturabilidad, consideraron a los siguientes años: 1981, 1983, 1988, 1989, 1990, 1991, 1992, 1995, 1996 y 1997 (Fig. 21). El ajuste de este serie de información fue definida por el siguiente modelo y correlación: $q = 0.2678 \times \text{Abundancia}^{-0.4079}$ ($R^2 = 0.078$). Este ajuste no fue significativo, aunque también mostró una relación inversa entre la capturabilidad y la abundancia de la sardina. Para los tres ajustes mostrados con este análisis, se identificó un patrón significativo de capturabilidad dependiente de la densidad considerando los años donde predominaron los periodos cálidos (Fig. 20). La tasa de captura que se analizó para la distribución de tallas de sardina Monterrey confirmó que existe una relación inversa entre la tasa de captura y la abundancia de sardina, la primer evidencia de esto se mostró con la relación entre la CPUE y el reclutamiento estimado con CANSAR-BM (Figs. 4 y 7), dicha relación mostró como la CPUE permanecía estable durante 1985 a 1991, mientras que el reclutamiento declinaba dentro del mismo periodo.

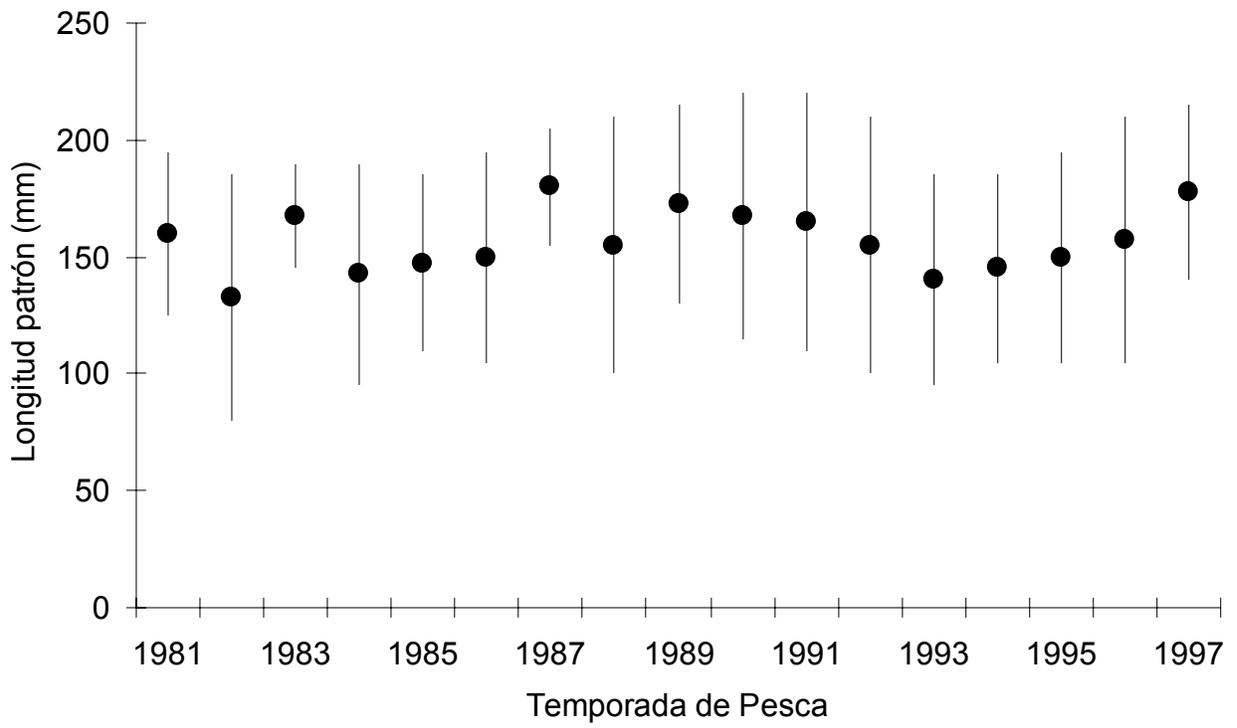


Figura 18.- Cambios en los valores promedio, mínimos y máximos de longitud patrón de *Sardinops caeruleus*.

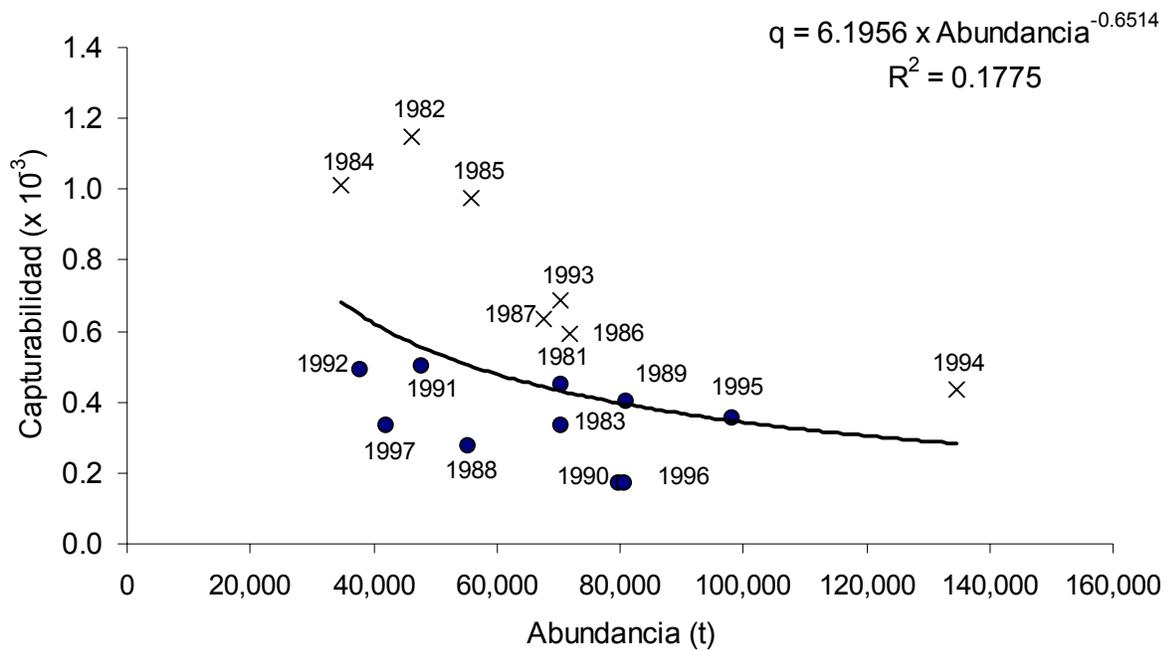


Figura 19.- Estimación de la capturabilidad dependiente de la densidad para *Sardinops caeruleus*.

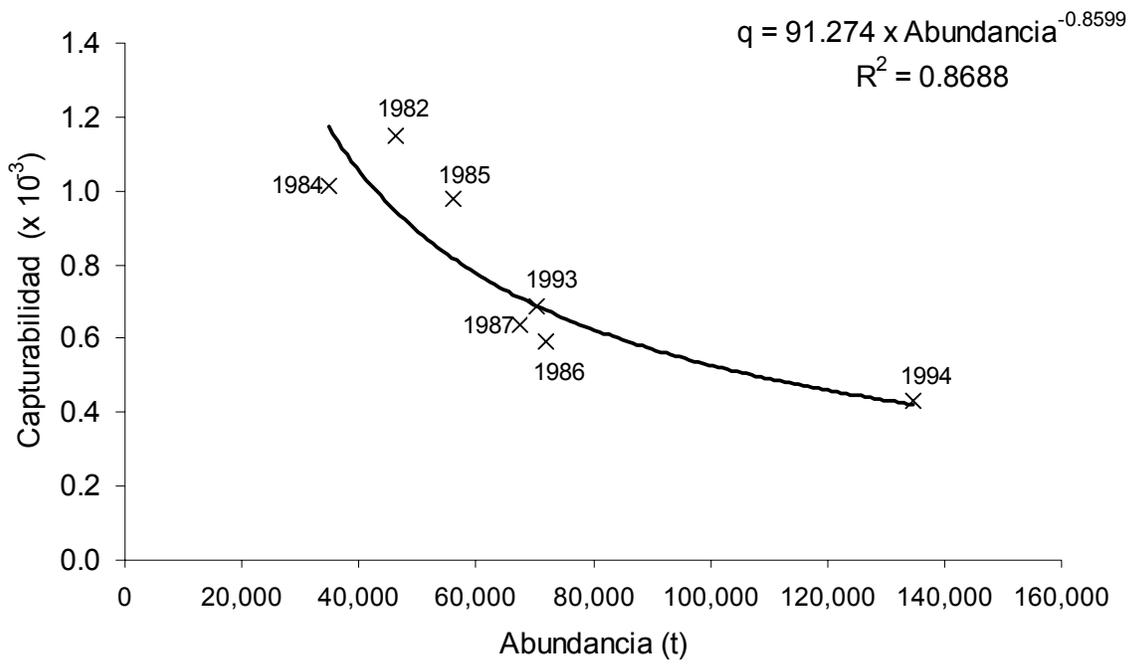


Figura 20.- Estimación de la capturabilidad dependiente de la densidad para *Sardinops caeruleus*, considerando la predominancia de periodos cálidos.

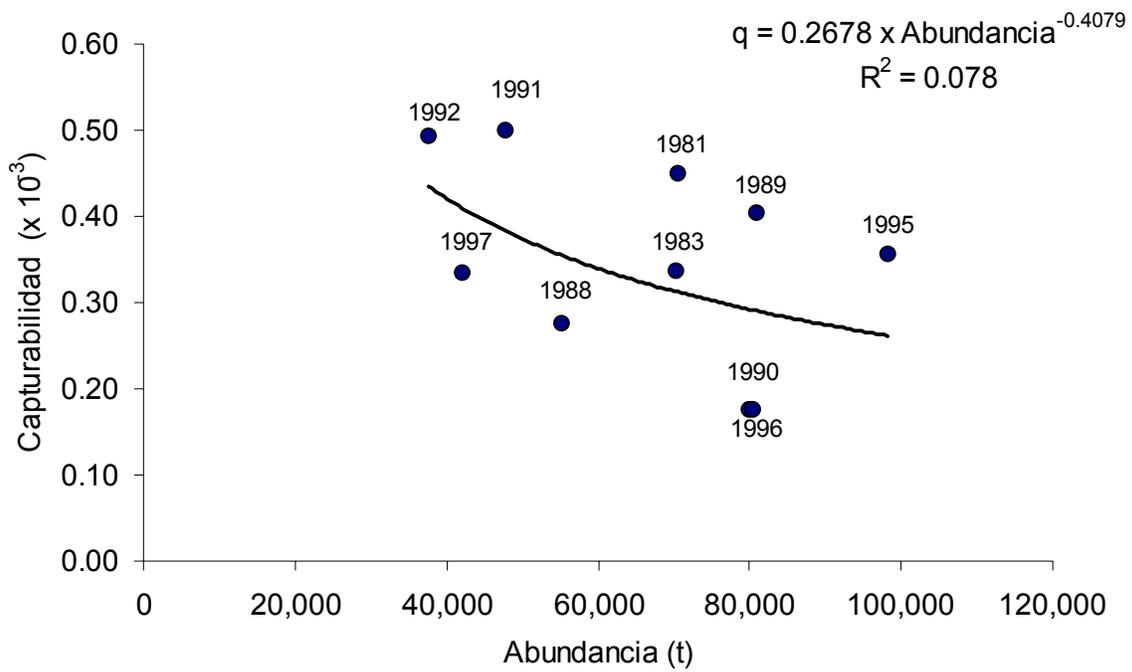


Figura 21.- Estimación de la capturabilidad dependiente de la densidad para *Sardinops caeruleus*, sin considerar la predominancia de periodos cálidos.

4. Modelo dinámico de biomasa

La pesquería de sardina Monterrey ha sido evaluada utilizando dos modelos dinámicos de biomasa, los cuales consideraron la influencia del error de proceso y error de observación. Los valores de los parámetros y las cantidades de manejo estimadas para cada modelo se muestran en la tabla 3 y 4. Para el modelo de Schaefer se observó un mejor ajuste del modelo con error de proceso a los datos de tasa de captura, en comparación al que asume error de observación (Fig. 22). Para el modelo de Fox los ajustes con ambos estimadores no mostraron un ajuste adecuado, ya que la descripción de la tasa de captura observada es imprecisa (Fig. 23), sin embargo, el estimador de error de observación mostró un menor ajuste a los datos en comparación con el estimador de error de proceso. Así, en los modelos de Schaefer y Fox el desempeño del error de proceso fue mayor al mostrado por el error de observación. La distribución conjunta de la tasa intrínseca de crecimiento poblacional y capacidad de carga se muestra en la fig. 24, la distribución conjunta mostró un valor bien definido de máxima verosimilitud, en donde los parámetros alcanzaron su valor más probable de acuerdo a los datos. Los parámetros estimados con el estimador de error de proceso mostraron una mayor precisión en el valor de la capacidad de carga, con respecto al valor de la tasa intrínseca de crecimiento poblacional (Fig. 25). El perfil de verosimilitud para r del error de proceso mostró un intervalo de confianza de 0.35 a 0.6 ($P < 0.05$) (Fig. 25). El perfil de verosimilitud para K del error de proceso mostró un intervalo de confianza de 77 a 92 ($t \times 1000$; $P < 0.05$) (Fig. 25), para ambos parámetros los valores óptimos son mostrados en la tabla 3.

En el caso de la solución encontrada para el modelo de Fox, se estimó una superficie de respuesta de probabilidad conjunta de los parámetros K y r (Fig. 26), que mostró una clara solución de los valores más probables de los parámetros (Tabla 4). En este caso, los intervalos de confianza de los parámetros estimados desde los perfiles de verosimilitud respectivos fueron para K de 90 a 150 ($t \times 1000$; $P < 0.05$), mientras que para r fueron de 0.6 a 4.4 ($P < 0.05$) (Fig. 27). Para la tasa intrínseca de crecimiento de la población el valor de referencia fue 2.25, el cual es un valor alto en comparación con el estimado por el modelo de Schaefer ($r = 0.46$).

De acuerdo con el modelo de Schaefer, la tendencia de la biomasa a través del tiempo se muestra en la fig. 28. Para las trayectorias mostradas por el error de proceso y observación se observó una tendencia negativa, la más clara es la mostrada por el error de proceso, la cual descendió desde 150,000 t en 1974, a casi 60,000 t en 1985, aunque para 1998 se mostró una recuperación cercana a las 100,000 t. La tendencia de la biomasa calculada con el estimador de error de observación disminuyó de casi 110,000 t a 70,000 t durante el periodo de 1974 a 1988. La captura de sardina Monterrey durante ese periodo mostró dos caídas, la primera en 1978 y la segunda en 1983.

En cuanto a las cantidades de manejo asociadas al MRS y a la BMRS se puede observar en las tablas 3 y 4 que los rendimientos asociados al MRS pueden variar entre 9,750 t y 18,990 t, con valores de BMRS que deben permanecer entre 39,380 t y 57,120 t. La variabilidad en el MRS y BMRS dependen de los valores estimados para r y K en cada modelo analizado. Para el modelo de Fox se estimaron valores más altos de r en

comparación con el modelo de Schaefer, los incrementos fueron de un orden de magnitud, lo cual también influyó en la estimación de rendimientos más altos. La influencia de la capacidad de carga fue menor que la de r , ya que para ambos modelos y para los dos tipos de errores, el valor estimado de K fue relativamente similar (tabla 3 y 4).

También se pudo observar que para ambos modelos y ambos estimadores, se logró un mejor ajuste de la serie de tiempo durante el periodo de 1974 a 1980, mientras que para el periodo de 1981 a 1988 el ajuste a la tasa de captura mostró imprecisiones, esta variación influyó en los parámetros de capacidad de carga y de tasa intrínseca de crecimiento de la población. En la tabla 3 y 4 se observa que los valores de capacidad de carga son similares, entre 83,000 y 114,000 t, mientras que la tasa intrínseca de crecimiento de la población cambió entre 0.35 y 2.25. Sobre este último parámetro existe una mayor cantidad de incertidumbre asociada a la falta de ajuste del modelo a los datos, a pesar de que la serie de tiempo exhibe un aparente buen contraste de la tasa de captura, es decir, el modelo dinámico de biomasa presenta una buena estimación de parámetros cuando la serie de información analizada muestra por una parte una tendencia negativa de la tasa de captura, en esta fase, el modelo intenta encontrar solución para la capacidad de carga, ya que en todo momento se asume que la población inicia en ese valor, o bien, en una fracción de la capacidad de carga (Morales-Bojórquez *et al.* 2001a). Por otra parte, también es necesario que la tasa de captura muestre una parte de la información con tendencia positiva, ya que durante esta fase de incremento de la tasa de captura el modelo intenta estimar el valor de la tasa intrínseca de crecimiento de la población. Por consiguiente, cuando existen series de datos que

no presentan dicho contraste, la estimación de alguno de los dos parámetros se vuelve impreciso.

En la serie de información analizada, se asumió que si existe contraste, el cual se observó en el periodo 1974 a 1983 como tendencia negativa, y de 1983 a 1988 como tendencia positiva (Figs. 22 y 23). Debe observarse la precisión del ajuste para el primer periodo, eso dio un valor de capacidad de carga que es más confiable que el de la tasa intrínseca de crecimiento de la población, el cual presumiblemente fue estimado en la fase de 1983 a 1988. La falta de ajuste del modelo para este parámetro quizá se deba al cambio repentino de la tasa de captura que se observó de 1984 a 1985, ese tipo de incrementos son difíciles de describir por el modelo dinámico de biomasa (Punt y Hilborn, 1996). Este mismo efecto aunque en menor escala se muestra en el ajuste de los años 1980 a 1981 en el modelo de Schaefer (Fig. 22), en esos años también se muestra un cambio repentino en la tasa de captura.

Cuando una serie de datos de tasa de captura presenta falta de contraste no es posible resolver el modelo, al menos de la forma tradicional como lo presentan Hilborn y Walters (1992). Hay que considerar que los parámetros de capacidad de carga y tasa intrínseca de crecimiento de la población son valores constantes, que son las estimaciones que mejor describen la tendencia de la tasa de captura en promedio para una serie dada de información. Alternativas de parametrización de estos parámetros o constantes del modelo las muestran Mendoza y Larez (2004) y Meyer y Ausbel (1999).

Mendoza y Lares (1999) presentan la forma de parametrizar la tasa intrínseca de crecimiento de la población cuando la tasa de captura muestra una tendencia negativa, lo cual puede tener implicaciones asociadas a la sobreexplotación. La forma de hacerlo es utilizando una ecuación general de metapoblaciones, en donde a partir de los estimados de crecimiento individual, se puede inferir el valor de la tasa intrínseca de crecimiento de la población, así se toma este estimado como válido y se excluye de la función de máxima verosimilitud como parámetro a estimar. Otra alternativa similar la mostró McAllister *et al.* (2001), estimando el valor de la tasa intrínseca de crecimiento de la población a través del uso del análisis demográfico. En ambos casos, se obtiene un valor que es una constante del modelo y entonces solamente se estima el valor de la capacidad de carga.

Cuando la serie de información presenta tendencia positiva, Meyer y Ausbel (1999) presentan un análisis que permite inferir el posible valor de la capacidad de carga, el cual podría incluso presentar posteriores incrementos, ya que se asume que al ser un valor desconocido, este parámetro podría aumentar en diferentes ocasiones, así se reconoce que la capacidad de carga puede cambiar, sin embargo para determinados periodos de tiempo el valor permanece como una constante.

En la serie de datos analizados se seleccionó esta serie de tiempo, porque en ella se presentó el contraste en la tasa de captura, aunque existen datos de tasa de captura hasta el periodo actual, la serie completa de información muestra una tendencia negativa, lo cual hizo suponer que en definitiva existiría una falta de ajuste en la tasa intrínseca de crecimiento de población. La serie de tiempo seleccionada se analizó con

el propósito de obtener información adicional sobre el rendimiento aplicable a la pesquería de sardina Monterrey, así como la definición de un punto de referencia alternativo, sin embargo, los resultados no proporcionaron los elementos para sustentar propuestas alternativas de administración desde este modelo. Las causas se relacionan en principio con la falta de ajuste de la tasa intrínseca de crecimiento de la población (Figs. 25 y 27), lo cual influyó en estimaciones de BMRS que son inferiores a las capturas actuales, con rendimientos máximos que son también bajos con respecto a lo observado (Tabla 3 y 4). Ya que en comparación con la estimaciones de biomasa vulnerable obtenidas con CANSAR-BM (Fig. 6) y de máximo rendimiento del modelo stock reclutamiento (68,000 t), las salidas del modelo dinámico de biomasa no parecen factibles.

Por último, aunque el modelo de Schaefer y Fox (Figs. 22 y 23) presentaron esa falta de ajuste para la tasa intrínseca de crecimiento de la población, en ambos modelos el estimador de error de proceso mostró mayor precisión en la descripción de la tasa de captura. Este fuente de variación en el modelo también fue la que se observó dentro de la relación stock reclutamiento, lo cual muestra una consistencia en el desempeño del estimador de error de proceso.

Tabla 3.- Parámetros y cantidades de manejo estimados para la pesquería de sardina Monterrey (*Sardinops caeruleus*) de Bahía Magdalena, BCS, México de acuerdo con el modelo de Schaefer.

Parámetro	Estimador de Error de Observación	Estimador de Error de Proceso
r	0.35	0.46
K (x 1000 t)	114.25	83.50
q	3.2 E-4	4.1 E-4
σ	3.30 E-1	2.85 E-1
BMRS (x 1000 t)	57.12	41.75
MRS (x 1000 t)	10.01	9.75

r = Tasa intrínseca de crecimiento de la población, K = tamaño de la población virgen o capacidad de carga, q = capturabilidad, σ = desviación estándar, BMRS = biomasa en la cual el MRS será alcanzado y MRS = máximo rendimiento sostenido.

Tabla 4.- Parámetros y cantidades de manejo estimados para la pesquería de sardina Monterrey (*Sardinops caeruleus*) de Bahía Magdalena, BCS, México de acuerdo con el modelo de Fox.

Parámetro	Estimador de Error de Observación	Estimador de Error de Proceso
r	1.37	2.25
K (x 1000 t)	113.31	107.06
q	3.3 E-4	3.0 E-4
σ	3.27 E-1	2.77 E-1
BMRS (x 1000 t)	41.68	39.38
MRS (x 1000 t)	12.11	18.99

r = Tasa intrínseca de crecimiento de la población, K = tamaño de la población virgen o capacidad de carga, q = capturabilidad, σ = desviación estándar, BMRS = biomasa en la cual el MRS será alcanzado y MRS = máximo rendimiento sostenido.

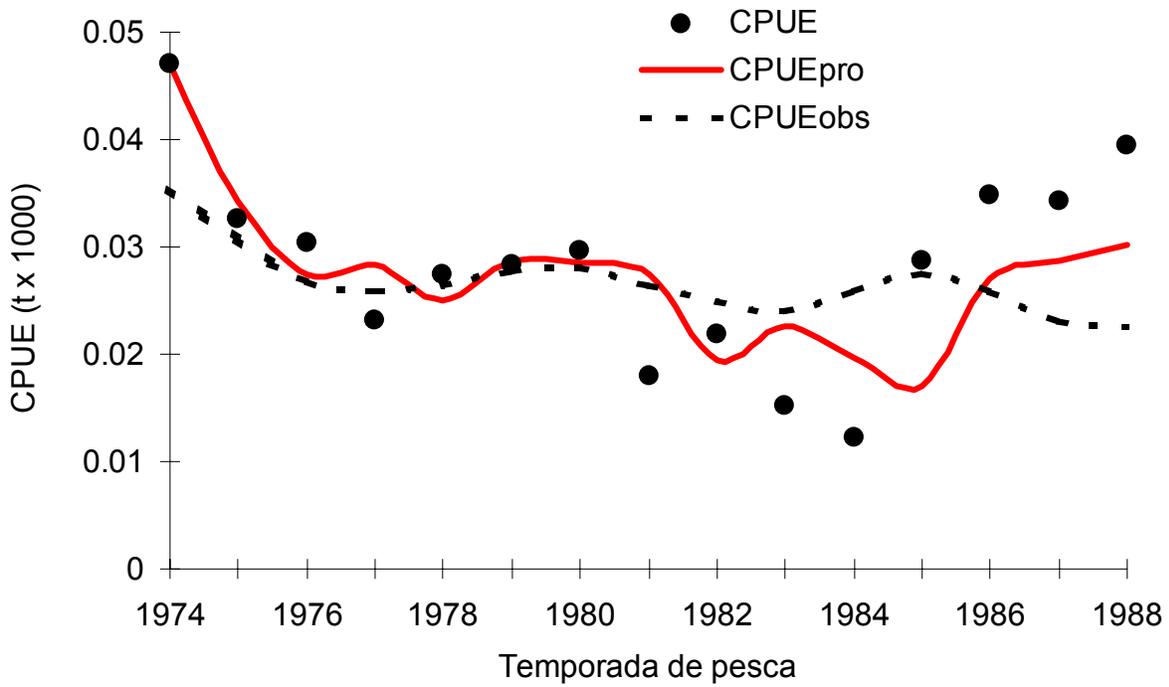


Figura 22.- Ajuste del modelo dinámico de Schaefer para *Sardinops caeruleus*, pro = error de proceso, obs = error de observación.

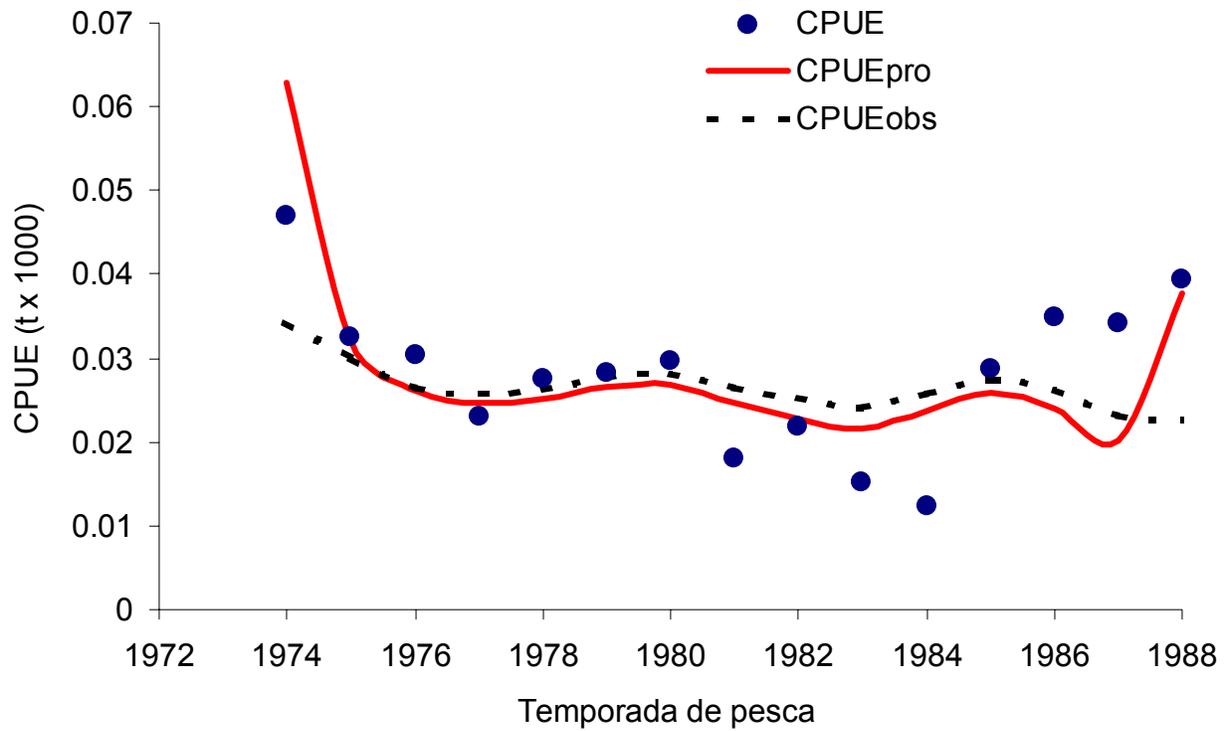


Figura 23.- Ajuste del modelo dinámico de Fox para *Sardinops caeruleus*, pro = error de proceso, obs = error de observación.

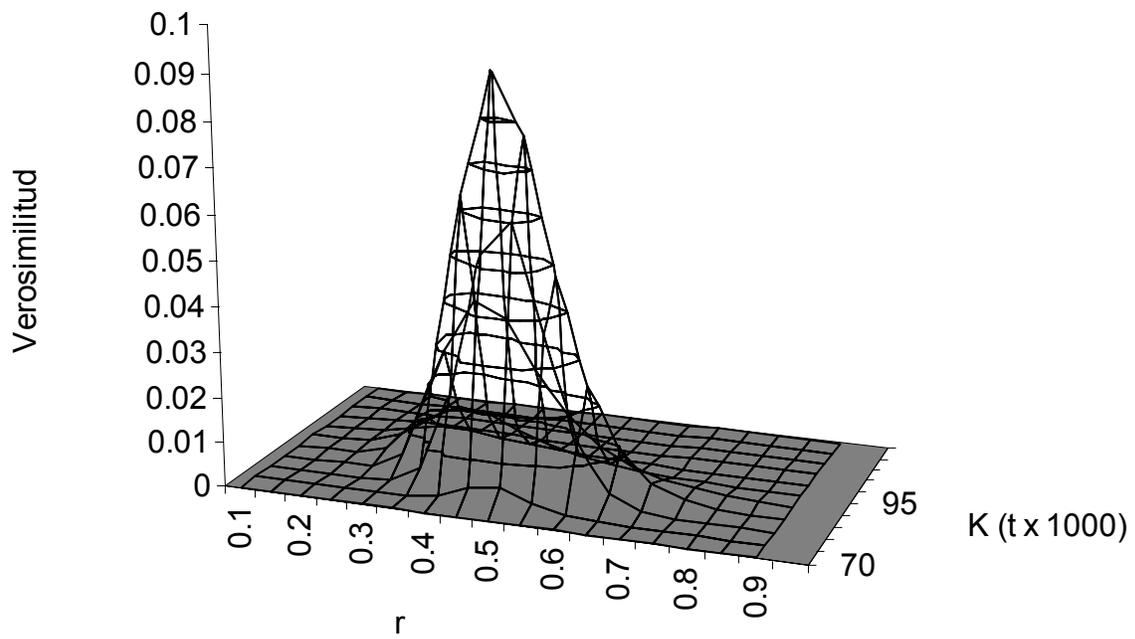


Figura 24.- Superficie de respuesta de los parámetros K y r del modelo dinámico de Schaefer para *Sardinops caeruleus*.

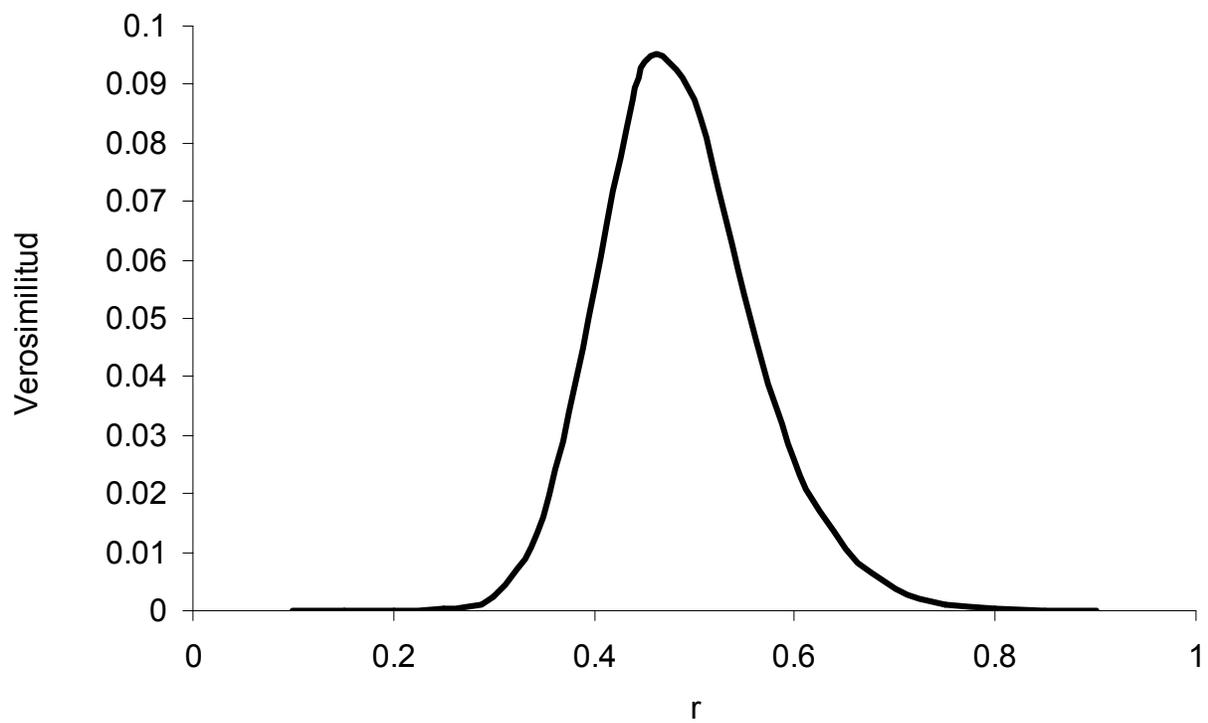
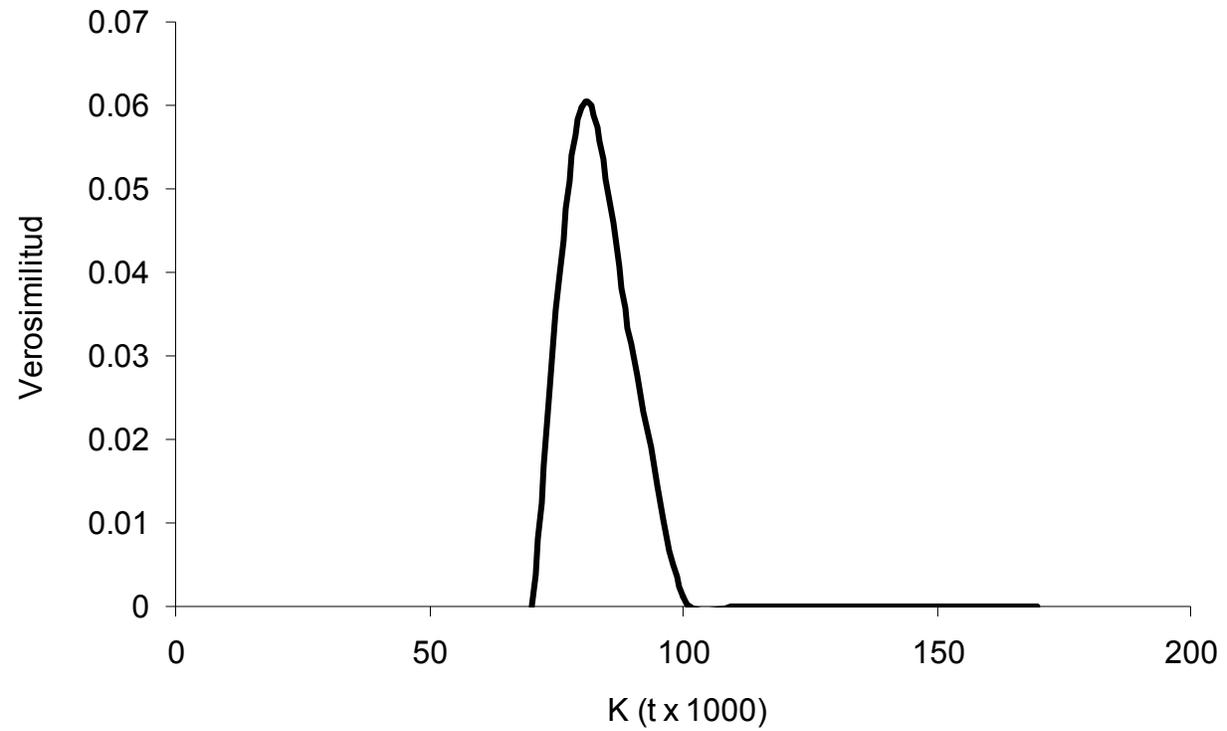


Figura 25.- Perfiles de verosimilitud de los parámetros K y r del modelo dinámico de Schaefer para *Sardinops caeruleus*.

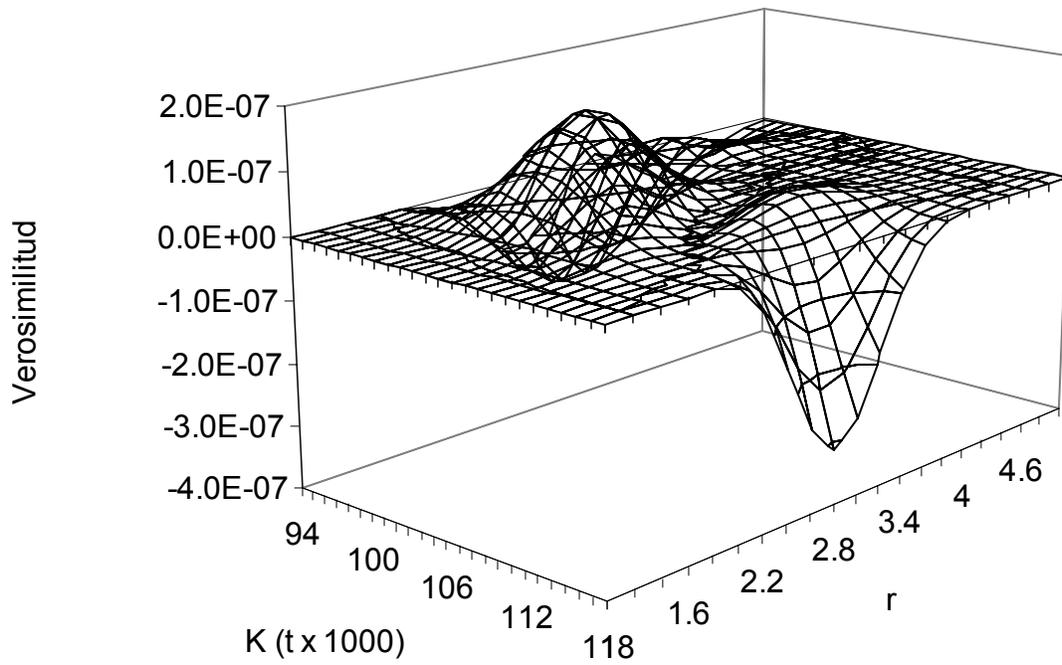


Figura 26.- Superficie de respuesta de los parámetros K y r del modelo dinámico de Fox para *Sardinops caeruleus*.

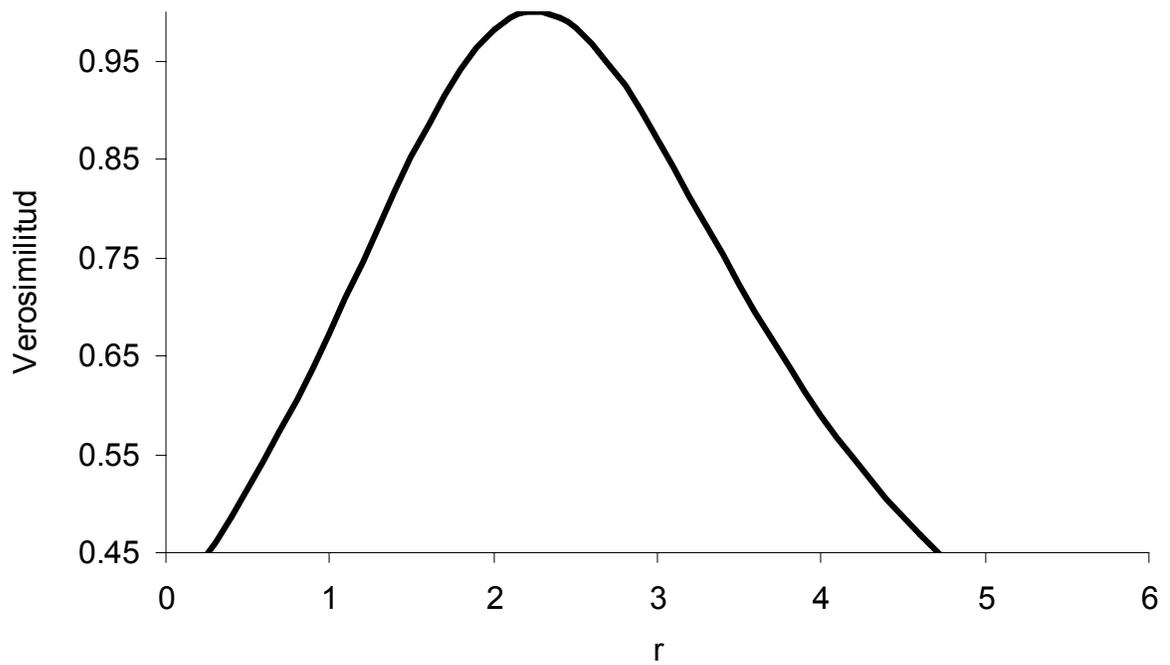
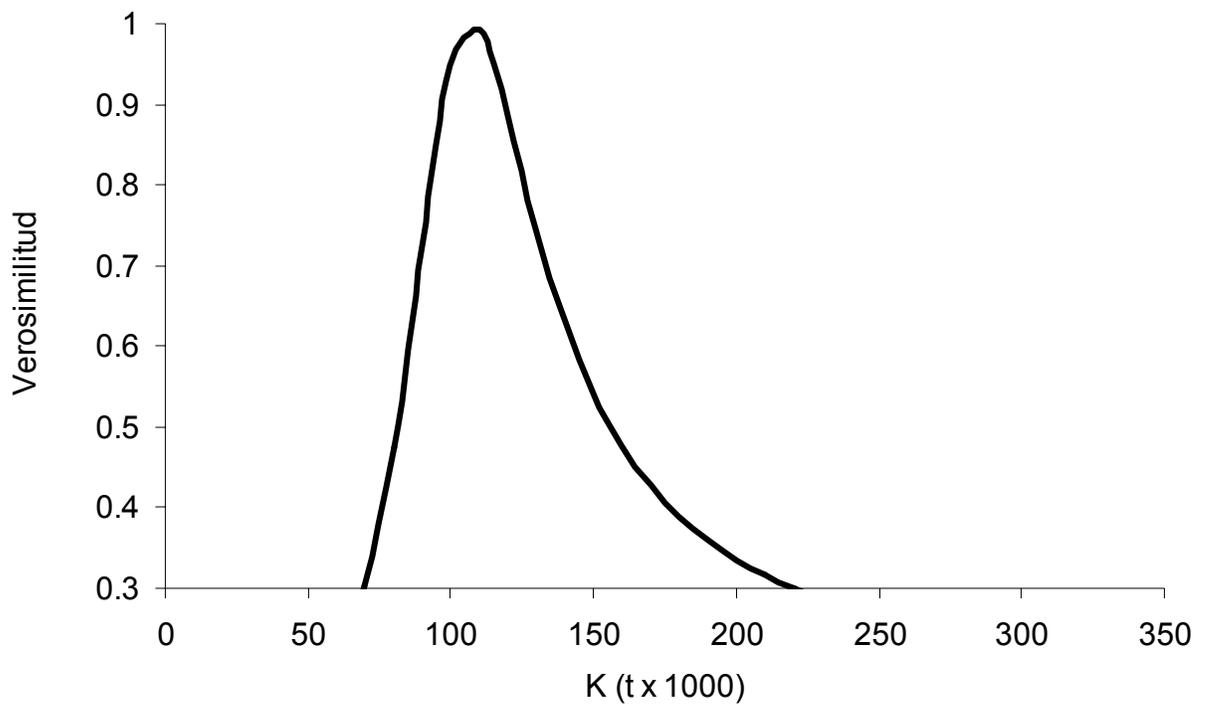


Figura 27.- Perfiles de verosimilitud de los parámetros K y r del modelo dinámico de Fox para *Sardinops caeruleus*.

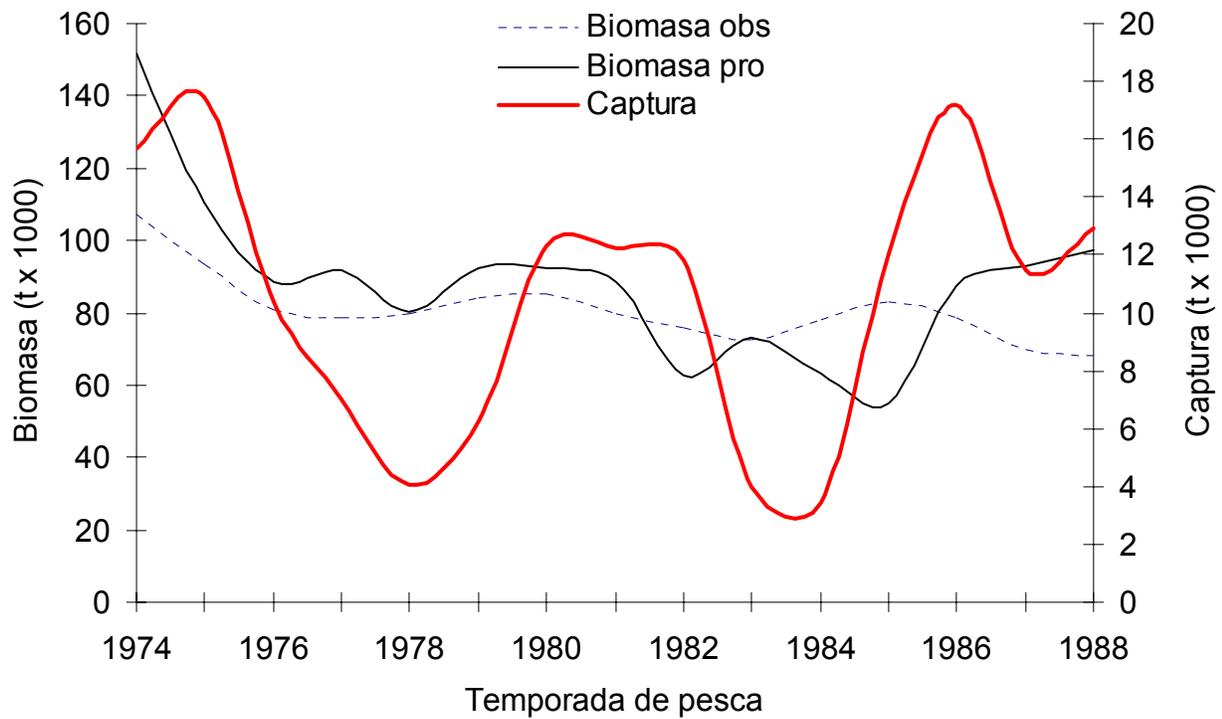


Figura 28.- Estimaciones de biomasa con el modelo dinámico de Schaefer para *Sardinops caeruleus* considerando error de proceso (línea delgada), error de observación (línea punteada) y captura (línea gruesa).

DISCUSIÓN

En la estimación del reclutamiento de la sardina Monterrey se observaron tres máximos de reclutamiento a intervalos de tiempo que variaron entre 4 y 5 años, el reclutamiento más abundante fue en 1994 (individuos de la edad 0 y 1 años), aunque la edad de 2 años fue más alta para otras temporadas de pesca, principalmente 1984, 1991, 1995 y 1996. Las caídas en el reclutamiento se observaron durante los periodos de calentamiento de la corriente de California, principalmente los eventos “El Niño” de 1982-1983 (Fiedler, 1984a, 1984b), 1992-1993 (Hayward, 1993; Hayward *et al.*, 1994) y 1997-1998 (Lluch-Cota *et al.*, 1999). En el ajuste del modelo a los datos se observó que los índices observados de huevos y larvas, así como a la CPUE para el periodo de 1982 a 1987 mostraron interacción para la estimación de las cantidades de manejo, sin embargo, a partir de 1988 la estimación de biomasa total, biomasa vulnerable y reclutamiento dependen solamente del índice CPUE, que es el índice que cubre completamente la serie de tiempo para la calibración de CANSAR-BM, perdiendo el efecto de interacción de índices que se observó para el periodo de 1982 a 1987.

Dado que no existen estudios previos para la estimación de la biomasa de sardina con métodos análogos al CANSAR-BM, o algún otro método calibrado para estimar la abundancia de *S. caeruleus*, la relación entre los datos de abundancia relativa de sardina y las estimaciones de las cantidades de manejo permiten suponer incertidumbre en los cálculos. Sobre esto, Deriso *et al.* (1996) comparan la utilización de diferentes índices de abundancia relativa en la pesquería de sardina de California, mostrando cinco distintas trayectorias de biomasa desde 1983 a 1995, todas las estimaciones

tienen un patrón idéntico desde 1983 hasta 1990, sin embargo, para los últimos cinco años (periodo más reciente) se observan cambios significativos en las estimaciones de biomasa (Deriso 1993; Deriso *et al.* 1996; Barnes *et al.*, 1996).

Las variaciones observadas en los CV de las cantidades de manejo de la sardina Monterrey (Tabla 1) no fueron altas en comparación con otras estimaciones hechas para otras poblaciones de pelágicos menores (Jacobson *et al.*, 1994a; Deriso *et al.*, 1996). Asociado a los menores valores del CV estimados en este trabajo, se reconoce un problema de subestimación de varianza usando la técnica del bootstrap, porque se pueden presentar efectos de correlación serial en los residuales (Parma 1993, Deriso *et al.*, 1996). Adicionalmente las salidas de la varianza en el método CANSAR-BM tienen el mismo problema que se observó en CANSAR (Deriso *et al.*, 1985; 1996) observando estimaciones que reducen la variabilidad en biomasa y reclutamiento para los años recientes porque el bootstrap no considera los cambios en mortalidad natural y fecundidad específica a la edad, así como el efecto del movimiento y la mortalidad por pesca que puede ser confundido con el parámetro de vulnerabilidad en el modelo (Restrepo *et al.*, 1992).

En la estimación de la biomasa de sardina en Bahía Magdalena B.C.S. no es posible establecer una comparación entre los índices más adecuados para calibrar el modelo CANSAR-BM, en principio porque la serie de huevos y larvas solo tiene una temporalidad de 6 años, mientras que la CPUE tiene 18 años cubriendo el total de la serie de tiempo, sobre este índice se reconoce el problema del efecto de la capturabilidad que se incrementa cuando la población disminuye su abundancia por

presión de pesca (MacCall, 1976; Beverton, 1990). Sin embargo, el índice CPUE mostró las variaciones más importantes que se asociaron con los eventos Niño en los últimos 18 años y que coinciden con las variaciones de los índices de huevos y larvas.

Finalmente, los índices de huevos y larvas dentro de Bahía Magdalena, B.C.S., se consideran un índice apropiado, ya que es un área tradicional de desove de *S. caeruleus* (Hernández-Vázquez, 1994; Torres-Villegas *et al.*, 1995). Se ha observado durante periodos de calentamiento que los desoves, que tradicionalmente se localizan en zonas como la parte exterior de Bahía Magdalena, y alrededor de Punta Eugenia disminuyen (abundancia de huevos y larvas), y presentan un corrimiento al norte de la Corriente de California conforme el calentamiento persiste, caso contrario se observa durante periodos fríos o cuando la Corriente de California inicia su fase de enfriamiento (Hernández-Vázquez, 1994). El indicador de larvas es apropiado porque permite evaluar, a través del análisis del desarrollo larval el éxito en la supervivencia, e identificar el momento en que la mortalidad cambia, mejorando así la supervivencia, ese cambio conocido también como punto de inflexión en el modelo de crecimiento de Gompertz puede ser clave en la definición de la fuerza de la clase anual. Sobre esto, Quiñonez-Velázquez *et al.* (2000) analizaron las fechas de nacimiento de la sardina Monterrey, encontrando que la distribución de sus fechas de nacimiento coincidió con el inicio de los ciclos de productividad primaria. Los resultados mostraron que el crecimiento más rápido se presentó hasta la edad de 80 días (0.71 mm por día), y también se observó un cambio en la tasa de mortalidad de 0.09 (para las edades de 70 a 100 días) a 0.04 (para las edades de 125 a 160 días).

Las salidas del modelo CANSAR-BM mostraron que a excepción del periodo de 1991 a 1994, en toda la serie de tiempo siempre hubo una biomasa vulnerable mayor que la captura obtenida. Esto se relaciona con la correcta estimación de los factores de ponderación λ_i , en escenarios donde los valores de λ_i no fueron ponderados por la tasa de varianza (ec. 10), se estimaron años en los cuales la captura fue mayor que la biomasa total o la biomasa explotable, con valores de mortalidad por pesca (F) por encima de $F > 3$, lo que implica una alta mortalidad por pesca que no ha sido medida incluso para otras pesquerías de pelágicos menores (Conser *et. al.*, 2001). Así el escenario base estimado para las trayectorias de B_t , BE_t y reclutamiento constituyen las mejores aproximaciones del modelo CANSAR-BM a los datos de la captura a la edad, y los indicadores de la pesquería. Morales-Bojórquez *et al.* (2004) realizaron estimaciones de biomasa y reclutamiento a partir de análisis de población virtual, mostraron coincidencias con los altos valores estimados durante el periodo de 1994 a 1996, la falta de calibración del modelo influyó en un pico de abundancia durante 1987, el cual no fue estimado por CANSAR-BM, ya que existe un contraste fuerte entre los índices de huevos y larvas de sardina para dicho año, mostrando una relación inversa. Así el peso asignado en la calibración del modelo influyó en la estimación de un bajo reclutamiento. A pesar de esta diferencia en la estimación de biomasa y reclutamiento de Morales-Bojórquez *et al.* (2004), la ventaja de CANSAR-BM es que incluye toda la información disponible de la pesquería, el contraste entre la abundancia de huevos y larvas de sardina en 1987, no evitó que se obtuviera una descripción adecuada para dicho año (Fig. 2 y 3), incluso la estimación de CANSAR-BM para 1987 (Fig. 4) resultó con una desviación mínima entre el modelo y el dato medido.

En todo caso, las estimaciones obtenidas a través de CANSAR-BM mostraron el comportamiento observado por la pesquería, resultando coincidentes con los patrones de caída en abundancia por efecto del clima, los cuales fueron caracterizados por intervalos de confianza estrechos. También los patrones de mortalidad por pesca (Fig. 9) estimados para cada año son análogos a los calculados en otras pesquerías de pelágicos (Conser *et al.*, 2001). El punto de mayor sensibilidad en las estimaciones de B_t , BE_t y reclutamiento se relacionó con el patrón de hiperestabilidad que pudo influir a partir de 1988, ya que durante este año la CPUE mostró una tendencia a disminuir hasta 1992. El criterio de establecer este año dentro de un patrón hiperestable se relaciona con el hecho de asumir que la CPUE se pudiera mantener relativamente estable, mientras el reclutamiento declinaba (Fig. 7).

El modelo que mostró la mejor reconstrucción del reclutamiento fue el estimador del error de proceso, de esta forma, se reconoce la influencia de variaciones en el reclutamiento por factores no incluidos en el modelo. Algunos aspectos que explican las variaciones en el reclutamiento según Punt y Hilborn, (1996) son: cambios en la mortalidad natural, cambios en la estructura por edades o tallas de la población, cambios en la distribución espacial por migración y variabilidad en el ambiente entre algunos otros. Ludwig y Walters (1981) mencionan que en el manejo a largo plazo es irrelevante comentar que el reclutamiento puede ser predicho a través de la variabilidad ambiental, ya que asignan un mayor peso al tamaño del stock, por que este es el único que puede ser controlado a través del manejo, bajo este concepto, la correcta estimación del tamaño del stock tiene una influencia importante sobre el tipo de

hipótesis que se podría aceptar, algunos métodos de mayor precisión son el modelo estructurado por edades de Fournier y Archibald (1982), el modelo de síntesis de stock (Methot, 1989; Magnússon, 1995), el modelo de CAGEAN (Catch-Age Analysis) desarrollado por Deriso *et al.* (1985), la ventaja de estos modelos es la incorporación de información independiente de la pesquería, es decir, índices de abundancia como CPUE (Captura por unidad de esfuerzo), huevos, larvas, estimaciones por hidroacústica y censos aéreos entre algunos otros, el uso de esta información es a través de las funciones objetivo (diferencia de suma de cuadrados o ajustes de máxima verosimilitud) permitiendo asignar un determinado peso a cada índice independiente de la pesquería, de esta forma se estiman escenarios y variaciones posibles en el stock, de acuerdo con el índice o índices utilizados para la calibración (Megrey, 1989; Maunder y Deriso, 2003; Pope, 1972; Pope y Shepherd, 1985).

Sin embargo, construir y validar un modelo stock reclutamiento que explique la evidencia estocástica de w_t , también puede dar información sobre la influencia de varios factores ambientales que pueden aumentar la incertidumbre en la estimación de los parámetros. Walters y Ludwig (1981) describen el efecto del error de observación sobre la incertidumbre de los parámetros usando simulaciones Monte Carlo en la relación stock reclutamiento. En este trabajo, el análisis de Monte Carlo permitió observar amplias variaciones en los parámetros por efecto de la estocasticidad en el modelo, y la incertidumbre en los parámetros a través del efecto del error de proceso. Aquí se consideraron ambas fuentes de variación, en datos y modelo, lo cual representa una aproximación más realista en términos de la simulación (Collie y Sissenwine, 1983; Cordue, 2001; Tanaka, 1989; Morales-Bojórquez, 2002).

En el caso de la pesquería de la sardina del Pacífico, se ha mostrado que los cambios en los patrones de la temperatura superficial del mar tienen un efecto en la distribución y abundancia de la sardina dentro de la Corriente de California (Lluch-Belda *et al.*, 1989; 1991). La aceptación de la hipótesis del error de proceso, considera varias diferencias con respecto a la causa aparente de los efectos que pueden estar influyendo de manera indirecta en el ajuste del modelo de Ricker (1975), y aunque para la sardina se reconocen variaciones cíclicas de manera natural (Baumgartner *et al.*, 1992), en el caso de este trabajo, no se interpreta la influencia del ambiente como una variación aleatoria, sino que prueba una hipótesis sobre el posible estado de la relación stock reclutamiento analizando la estructura del error dentro y fuera del modelo, para posteriormente, dar la opción de formular nuevas hipótesis biológicas dentro de modelos que consideren la incorporación de variabilidad ambiental a través de algún determinado factor físico, como la temperatura superficial del mar, índices de surgencia, vientos o cualquier otro (De Anda *et al.*, 1994; Morales-Bojórquez *et al.*, 2003). Es decir, en el caso de esta pesquería se confirma estadísticamente, a través de la modelación del error de proceso, la influencia de variaciones externas al modelo stock reclutamiento de Ricker (1975) dentro de la estimación del reclutamiento de *S. caeruleus*.

La prueba realizada a la validación de los parámetros, permitió establecer el grado de riesgo e incertidumbre que pueden derivar de las cantidades de manejo, así la asignación de un máximo rendimiento o de un tasa de explotación constante están sujetas a la variabilidad de la relación stock reclutamiento. Explícitamente, el modelo propuesto no considera la estimación de puntos de referencia para la relación stock

reclutas (Kenneth y Brickman, 2000; Chen y Fournier, 1999), ya que en términos de manejo para la pesquería no existe una propuesta, sin embargo, a través de este análisis, el teorema de Bayes mostró que la probabilidad de los parámetros α y β fue bastante informativa, ya que la incertidumbre calculada por el estimador de máxima verosimilitud se encontró definida por las salidas de la probabilidad posterior casi en su totalidad, de esta forma, el riesgo en los parámetros y en las cantidades de manejo es mínimo. Los valores de α y β estimados con el teorema de Bayes se encontraron contenidos en el intervalo de confianza de la función logarítmica negativa de máxima verosimilitud. En este caso, las estimaciones de las cantidades de manejo son razonables, en términos de los registros de producción observados para la especie, con estimaciones de MRS que pueden variar entre 31,000 y 68,000 t anuales. La distribución conjunta de las probabilidades de α y β permitieron la construcción de la tabla de decisión del S_{max} de la pesquería (tabla 2), en esta tabla, se encuentran todas las estimaciones del S_{max} dadas las n combinaciones del parámetro, en este caso, se evaluaron las de mayor probabilidad para α que representan las de mayor interés, ya que están definidas por el intervalo de confianza del estimador de máxima verosimilitud. Aquí se observó una tendencia que aumentaba la probabilidad de alcanzar el valor objetivo de S_{max} , conforme el valor de α incrementaba, lo cual permite suponer la influencia de un componente de mortalidad asociado a la denso independencia (Rickman et al., 2000).

Las estimaciones sobre la u_{MRS} se mostraron elevadas, con oscilaciones entre 0.7 y 0.9, lo cual significa que la pesquería ha estado explotando el recurso entre el 70% y 90%

de la abundancia disponible, superiores a las estimaciones de u_{MRS} que variaron entre 31% y 53% mostradas por Morales-Bojórquez (2002). Por otra parte, el análisis de la captura a la edad, ha mostrado que los porcentajes de captura son menores a los estimados en el presente estudio. Esta variación y falta de definición en el adecuado valor de u_{MRS} , es una consecuencia de la falta de una estrategia de manejo de la pesquería. Hilborn y Walters (1992) definen como estrategias de manejo a la implementación de una cuota, un escape proporcional constante o de una tasa de explotación constante. El manejo de una tasa de explotación o de un valor definido de escape proporcional constante, lleva implícito el riesgo en la estimación de la biomasa del recurso (Morales-Bojórquez *et al.*, 2001a, 2001b; Getz *et al.*, 1987; Rotschild y Fogarty, 1989; Schnute y Kronlund, 1996), mientras que la estrategia de cuota no necesariamente depende de la biomasa disponible cada año. En términos de un manejo “adaptativo” (Walters y Hilborn, 1976) de la pesquería de sardina, sería deseable desde el enfoque de stock reclutamiento proponer una estrategia de tasa de explotación, usando como punto de referencia el valor de S_{max} . Donde quizá otra opción razonable puede ser el uso de umbrales como estrategias de manejo (Quinn II *et al.*, 1990). La evaluación de la estrategia de manejo, cualquiera que se adopte, deberá ser reanalizada, ya que hay una parte de riesgo que no se pudo cuantificar, y que de momento no se puede predecir, así, puede ser que la respuesta de un efecto enmascarado de error de observación en los datos del “stock” adulto permitan precisar el valor de u_{MRS} (Mangel y Clark, 1983; Francis y Shotton, 1997). La interpretación del efecto del error de proceso y de observación en el modelo de stock-reclutamiento, debe ser analizada con los filtros Kalman (Freeman y Kirkwood, 1995) y la probabilidad posterior del teorema de Bayes debe considerar una distribución previa uniforme no

informativa de los parámetros α y β (Hilborn y Mangel, 1997; Haddon, 2001). Aunque esquemas alternos de evaluación donde se considere el efecto no compensatorio en las relación stock reclutas puede dar nuevos puntos de referencia para establecer la estrategia de manejo (Chen *et al.*, 2002; Kenneth y Brickman, 2000; Lierman y Hilborn, 2001), adicionalmente se podría analizar el impacto de la mortalidad (Myers, 1997; Myers y Quinn, 2002), y del ambiente comprendido como error de proceso (Fogarty, 1993; Fogarty *et al.*, 1991), así se puede tener una aproximación de los riesgos cuando la base de la administración se apoya en el reclutamiento (Walters, 1990; Watanabe *et al.*, 1995), e intentar tener una mayor idea de los cambios drásticos en el rendimiento de la sardina Monterrey de Bahía Magdalena, B.C.S.

Usualmente cuando se utiliza la CPUE como un índice de abundancia relativa, se asume que este es proporcional a la abundancia (Gulland, 1964; 1983), sin embargo, la relación encontrada entre ambos no es proporcional (Harley *et al.*, 2001). Esta condición de no proporcionalidad es referida como hiperestabilidad (Hilborn y Walters, 1992) o hiperdepleción (Harley *et al.*, 2001). En términos de administración de un recurso marino explotado, la condición de hiperestabilidad es factor clave que determina la caída de la abundancia mientras el índice de abundancia permanece relativamente estable o aumenta (Harley *et al.*, 2001). En el caso de la sardina *Sardinops caeruleus* de Bahía Magdalena se encontró dicha relación inversa, la cual fue caracterizada por la tendencia mostrada entre la capturabilidad y la abundancia del recurso, entendida desde este punto de vista como capturabilidad dependiente de la densidad (Arreguín-Sánchez, 1996). Aunque existe una tendencia inversa, la correlación entre ambas fue

baja (Fig. 19), sin embargo, se observaron dos núcleos de información, el primero se caracterizó por agrupar de forma preferencial a los periodos cálidos de la corriente de California (Hayward, 1993, 2000; Lea y Rosenblatt, 2000; Rodríguez-Sánchez *et al.*, 2002), en este caso la correlación del modelo aumentó a un valor $R^2 = 0.86$. Esta parte de las estimaciones se caracterizaron por variaciones de abundancia entre las 70,000 t y 30,00 t, el punto máximo de biomasa fue de casi 140,000 t, la tendencia inversa que caracteriza la capturabilidad dependiente de la densidad fue más evidente en esta serie de información (Fig. 20) que en aquella obtenida con todos los datos estimados (Fig. 19).

Cuando se analizó la segunda agrupación de datos de capturabilidad y abundancia (Fig. 21), también se observó una baja correlación, y la tendencia del modelo aunque siguió el esperado patrón inverso, este fue menos descriptivo que el encontrado en la Fig. 19. El efecto que tiene la temperatura sobre la distribución y abundancia de los pelágicos menores en la corriente de California tiene relación con su variabilidad en biomasa y disponibilidad (Lasker, 1985; Jacobson *et al.*, 2001). En el Golfo de California hay evidencias que muestran que la temperatura superficial del mar afecta los rendimientos de la pesquería (Nevárez-Martínez *et al.*, 1999, 2001; Schwartzlose *et al.*, 1999), mientras que en el Pacífico se reconoce que de acuerdo con el patrón de temperatura superficial del mar, la sardina presenta movimientos en sentido norte y sur en la corriente de California, al norte cuando la corriente aumenta en temperatura sobre todo favorecida por eventos Niño, y movimiento desde su distribución más norteña hacia el sur cuando la corriente se enfría (Lluch-Belda *et al.*, 1992b). La presencia de los años cálidos dentro de esta serie de información se asume que esta relacionada con

la aparición del recurso sardina en la parte más norteña de su distribución dentro de la corriente de California (Hargreaves *et al.*, 1994; Wing *et al.*, 2000).

De esta forma, el efecto del ambiente influye sobre la concentración del recurso y sobre la variación espacial y temporal de la capturabilidad (Ziegler *et al.*, 2003), en este caso, la capturabilidad dependiente de la densidad presenta el mismo efecto que la hiperestabilidad (Shardlow, 1993; Arreguín-Sánchez, 1996), en la cual se observa que cuando la abundancia disminuye la capturabilidad aumenta, así la influencia de la tasa de captura asociado a la distribución espacial y temporal del recurso, y a la variabilidad del ambiente provocan imprecisiones en las estimaciones de capturabilidad (Swain y Sinclair, 1994; Tanaka, 1997; Ye y Mohammed, 1999), por consiguiente se deben considerar para poder ser corregidos de manera experimental (Francis *et al.*, 2003) y aplicarlos a estrategias de administración en donde se consideren los cambios en capturabilidad (Perrota *et al.*, 2001). Esta parte es importante porque tiene relación con la adecuada estimación de la mortalidad por pesca. Si se reconoce que el recurso presenta movimientos de gran escala dentro de la corriente de California (Rodríguez-Sánchez *et al.*, 2002), este patrón de capturabilidad dependiente de la densidad puede afectar la estrategia de manejo, un efecto de este tipo lo muestran el contraste entre las estimaciones de CPUE (Fig. 4) y reclutamiento (Fig. 7), el contraste entre ambas series de información muestran como la CPUE permanece relativamente estable entre 1985 a 1991, mientras durante el mismo periodo el reclutamiento disminuye, en este caso, la relación es vista desde la hiperestabilidad, un efecto como este fue el observado en la pesquería de anchoveta de la corriente de Humboldt (Hilborn y Walters, 1992).

En la estimación de los parámetros del modelo dinámico de biomasa resultó que la capacidad de carga mostró menor variabilidad que la tasa intrínseca de crecimiento de la población (Tabla 3 y 4). El modelo de Fox mostró valores de r mayores que 1 hasta un máximo de 2.25, mientras que el modelo de Schaefer fueron menores a 0.5 con un mínimo de 0.35. En términos de la dinámica del recurso, las implicaciones de los valores estimados de la tasa intrínseca de crecimiento de la población de acuerdo con Haddon (2001) son los siguientes: si el valor permanece entre 0 y 1 se puede describir como un equilibrio estable, pero si los valores permanecen entre 1 y 2.03 se describe entonces un equilibrio oscilatorio. Al parecer la capacidad de crecimiento de la población de sardina no tiene un patrón de equilibrio, sin embargo si parece responder a un patrón de estabilidad, el cual está enmascarado por el efecto que el ambiente tiene sobre la distribución del recurso, y por consiguiente la biomasa de referencia para la explotación del recurso puede estar sobrestimada (Roughgarden y Smith, 1996; Breen y Kendrick, 1998). La serie histórica de datos que se ajustó al modelo permitió estimar biomasa de K cercanas a las 100 mil toneladas, sin embargo, en comparación con las biomasa estimadas con CANSAR-BM el valor promedio puede ser más bajo, casi 65 mil toneladas, aunque CANSAR-BM muestra de forma más realista la variabilidad en función de la estructura por edades de la pesquería y de los índices de huevos, larvas y tasa de captura. CANSAR-BM tiene la ventaja de usar toda la información disponible de la pesquería, mientras que el modelo global carga todo el peso del análisis sobre la tasa de captura.

La variabilidad de la tasa intrínseca de crecimiento de la población puede ser resuelta a través del uso de métodos demográficos (Punt, 2000; McAllister *et al.*, 2001) o bien por

métodos empíricos que de forma alternativa hagan uso de información asociada a los parámetros de crecimiento individual (Mendoza y Larez, 2004). La forma en como el algoritmo de maximización o minimización es seleccionado, desde la forma de la distribución asumida para el índice de la pesquería hasta el tipo de algoritmos de búsqueda directa (p.e. Newton, Marquardt) influyen en la estimación de los parámetros, mejorando así el desempeño de la superficie de respuesta y en consecuencia de la parametrización del modelo (Chen y Montgomery, 1999; Dichmont *et al.*, 2000; Maunder *et al.*, 2000; Maunder, 2003), ya que no necesariamente se requiere de la tasa de captura para resolver el modelo dinámico de biomasa (Punt y Hilborn, 1996).

La serie de información seleccionada presentó el adecuado contraste de información, es decir, cumple con los requerimientos de presentar una fase de caída del índice de la pesquería y una fase con tendencia positiva. Esta condición permite que el algoritmo se muestre eficiente en la estimación de los parámetros, es decir, durante la tendencia negativa del índice es posible el cálculo de la capacidad de carga, mientras que en la tendencia positiva se vuelve factible el cálculo de la tasa intrínseca de crecimiento de la población (Hilborn y Walters, 1992; Punt, 1994; Punt y Hilborn, 1996). Así los valores del rendimiento esperado (MRS) resultan relativamente bajos en comparación con los rendimientos observados para los años recientes, donde algunas capturas fueron mayores a las 30 mil toneladas. Por consiguiente, establecer un punto de referencia sobre esta serie de tiempo no resulta la mejor elección en términos de la administración de la pesquería. Ya que la mejor información disponible para resolver este modelo comprendió de 1974 a 1988, las proyecciones a partir de este último año no son adecuadas, ya que el MRS está limitado por la estimación de la capacidad de carga.

La variabilidad en las pesquerías de pelágicos menores se asocia principalmente con la dinámica de su entorno, principalmente a factores relacionados con la temperatura superficial del mar y aquellas relacionadas a las zonas de surgencia (Lluch-Belda *et al.*, 1992b; Schwartzlose *et al.*, 1999; Yasuda *et al.*, 1999), e incluso el impacto del clima se reconoce en diferentes recursos marinos (Ichii *et al.*, 2002; Morales-Bojórquez y López-Martínez, 1999). No obstante, existe la necesidad de proponer medidas y acciones de administración de las pesquerías. Los puntos de referencia biológicos son buenos puntos de partida para determinar el tipo de estrategia de explotación que se debe seguir (Hilborn, 2002). En cualquier pesquería, solamente hay tres elecciones sobre la estrategia de administración a adoptar, la primera se relaciona con la asignación de una cuota de captura, que resulta mejor comprendida como una captura constante (Walters, 1998), la segunda es una tasa de explotación constante (en inglés “harvest rate”), la cual es una captura asociada a un porcentaje constante de la biomasa vulnerable de cada temporada de pesca (Hilborn y Walters, 1992; Pelletier y Laurec, 1992), la tercera opción es utilizar un escape proporcional constante, es decir, tratar de mantener un porcentaje constante de biomasa remanente al final de cada temporada de pesca (Nevárez-Martínez *et al.*, 2000; Morales-Bojórquez *et al.*, 2001b). Aunque existen enfoques a partir de umbrales de explotación que permiten mejorar las estrategias de manejo y definir puntos de referencia sobre la base de la captura biológicamente aceptable (Quinn II *et al.*, 1990).

Para dar paso a la elección de una estrategia de administración de una pesquería se debe considerar también el riesgo y la incertidumbre (Ludwig *et al.*, 1993). El cual tiene

tres niveles, el primero se asocia con la evaluación, el segundo con la toma de decisiones y el tercero con la administración del recurso (Francis y Shotton, 1997). El primer nivel es el que básicamente se desarrolla con el análisis de los datos, así como la parametrización de los modelos seleccionados como candidatos, de acuerdo con las hipótesis de trabajo. El segundo nivel tiene que asociarse con la construcción de tablas de decisión y el uso obligado de la teoría de la probabilidad condicional, de tal forma que se presenten las probabilidades asociadas a cada una de las acciones de administración, incluyendo no tomar acción alguna e intentar mantener las condiciones bajo las cuales una determinada pesquería se ha estado desarrollando. El último nivel de riesgo e incertidumbre solamente le compete al administrador del recurso, ya que además de integrar las fuentes biológicas del riesgo e incertidumbre presentadas en las dos fases previas, también debe considerar aquellas relacionadas con el entorno económico, social y político de la pesca (Francis y Shotton, 1997; Punt y Hilborn, 1997). También se debe considerar en las pesquerías como sardina el enfoque precautorio en la administración y con orientación hacia un manejo “adaptativo”, bases fundamentales para aumentar la posibilidad de éxito en la administración de un recurso marino (Walters y Hilborn, 1976; Hilborn *et al.*, 2001)

En la pesquería de *Sardinops caeruleus* debe considerarse que el recurso parece tener un patrón de estabilidad, que es difícil de distinguir por el efecto del ambiente que ocasiona cambios en la distribución del recurso, lo cual tiene influencia sobre la variabilidad de la biomasa total y de la biomasa vulnerable. Bajo éstas circunstancias el principal indicador de abundancia relativa, mostró que cuantitativamente existe un patrón de capturabilidad dependiente de la densidad, que podría ocasionar sobrepesca y dañar la base reproductora del recurso. Se hace manifiesta la necesidad de utilizar

una estrategia de explotación del recurso, la cual debe ser implementada bajo el régimen de una tasa de explotación constante de al menos el 0.7, este valor está sustentado en los valores actuales de la relación stock reclutamiento, donde existen indicadores de S_{MAX} que mostraron una tendencia alrededor del punto de no compensación. Esto hace que se adopte una forma de manejo “adaptativo”, que permita evaluar la estrategia y las alternativas de administración que podrían ser aplicables, las cuales son descritas en la propuesta de plan de manejo para la pesquería de pelágicos menores (sardinias, anchovetas, macarela y afines. Anexo I).

La ventaja final de la estrategia de manejo usando tasa de explotación constante, es el hecho de contar con una propuesta concreta de explotación de sardina Monterrey en Bahía Magdalena, con sus respectivas tácticas de administración dispuestas por la NOM-003-1993-PESC, lo cual permitirá bajo la base de una planeación, sustentada en el análisis formal de riesgo e incertidumbre propiciar la explotación y mantenimiento del recurso sardina, confrontando propuestas alternas como la de Conser *et al.* (2001), donde se establece una tasa de mortalidad por pesca (F) que depende exclusivamente de la temperatura superficial del mar, variable ajustada a una regresión polinomial de segundo orden. En este sentido la mayor debilidad de la propuesta de Conser *et al.* (2001) es que los estimados de F no dependen de la relación entre la capturabilidad y el esfuerzo de pesca, tal y como fue definido por Gulland (1964), y sin embargo, si existe una propuesta de tasa de explotación constante basado en un modelo tipo CANSAR, denominado CANSAR-TAM. La propuesta explícita de administrar la sardina Monterrey bajo el enfoque expuesto en este trabajo, define de manera ordenada la forma de confrontar modelos y datos, obteniendo la mejor información para aspectos de

administración. Es necesario fortalecer el actual plan de manejo para la pesquería de pelágicos menores, y se hace patente la necesidad de confrontar las mejores medidas de explotación de sardina Monterrey con respecto a los planteamientos basados en el análisis de riesgo (Hilborn y Walters, 1992).

CONCLUSIONES

La relación stock reclutamiento de la sardina Monterrey *Sardinops caeruleus* mostró que la pesquería se encuentra oscilando dentro de los límites de la no compensación, lo cual implica un alto riesgo en el mantenimiento de reclutamientos exitosos.

La pesquería de sardina Monterrey *Sardinops caeruleus* debe ser administrada bajo una estrategia de explotación apoyada en una tasa de explotación constante, con un valor recomendado de 0.7.

La pesquería de sardina Monterrey *Sardinops caeruleus* presenta un patrón de capturabilidad dependiente de la densidad, el cual aumenta su efecto cuando se presentan incrementos de la temperatura superficial del mar.

La información obtenida a través de los modelos de captura a la edad mostraron mayor información útil para la administración que los métodos de producción excedente. Estos últimos mostraron limitación en cuanto a la información útil para obtener la solución óptima en el ajuste del modelo a los datos.

Los análisis demostraron que al confrontar modelos y datos, la mayor fuente de incertidumbre está en el error de proceso y no en el error de observación.

RECOMENDACIONES

La estrategia de administración debe ser apoyada en un enfoque “adaptativo”, en la cual se pueda medir de forma explícita el desempeño de la elección en tres factores clave: a) mantenimiento del stock adulto, b) evitar el efecto de no compensación y c) maximizar el rendimiento con base en tablas de decisión.

Se requiere la aplicación de modelos que incluyan una parametrización con un componente de no compensación, así como la calibración de dichos modelos con información independiente de la pesquería, evitando el uso de tasas de captura.

Desarrollar un enfoque de análisis que integre el componente del forzamiento ambiental sobre la dinámica del recurso sardina en Bahía Magdalena, B. C. S., México.

REFERENCIAS

- Addison, J.T., Lawler, A.R. & Nicholson, M.D. 2003. Adjusting for variable catchability of brown shrimps (*Crangon crangon*) in research surveys. Fish. Res. 65: 285-294.
- Adkinson, M.D. & Peterman, R.M. 1996. Results of Bayesian methods depend on details of implementation: an example of estimating salmon escapements. Fish. Res. 25: 155-170.
- Agnew, D.J., Baranowsky, R., Beddington, J.R., des Clers, S. & Nolan, C.P. 1998. Approaches to assessing stocks of *Loligo gahi* around the Falkland Islands. Fish. Res. 35: 155-169.
- Alvarado-Castillo, R.M., Félix-Uraga, R. & Carmona, R. 1994. Modelo de distribución anual de la subpoblación de *Sardinops caeruleus* en la costa oeste de la Península de Baja California. Mem. Annual Conference Calif. Coop. Oceanic Fish. Inv. Lake Tahoe, California. 25-27 October. p. v-14.
- Anderson, G.L. 1977. The economics of fisheries management. Johns Hopkins. London. p 151-185.
- Armstrong, M.J. & Shelton, P.A. 1988. Bias in estimation of stock-recruitment function parameters caused by nonrandom environmental variability. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 45: 554-557.
- Arreguín-Sánchez, F. 1996. Catchability: a key parameter for fish stock assessment. Rev. Fish Biol. Fish. 6: 221-242.
- Atran, S.M. & Loesch, J.G. 1995. An analysis of weekly fluctuations in catchability coefficient. Fish. Bull. 93: 562-567.
- Baranov, F.I. 1918. On three question of the biological basis of fisheries. Nauchn. Issled. Ikhtologicheskii Inst. Izv. 1 : 81-128 (In Russian).
- Barnes, J.T., Yaremko, M. & Hanan, D. 1996. Status of the Pacific sardine (*Sardinops sagax*) fishery. CDFG Mar. Res. Div. Admin. Rep. 96-1, 19 p.
- Basson, M., Beddington, J., Crombie, J., Holden, S., Purchase, L. & Tingley, G. 1996. Assessment and management techniques for migratory annual squid stocks: the *Illex argentinus* fishery in the Southwest Atlantic as an example. Fish. Res. 28, 3-27.
- Baumgartner, T., Soutar, A. & Ferreira-Bartrina, V. 1992. Reconstruction of the history of Pacific sardine and northern anchovy populations over the past two millennia from sediments of the Santa Barbara basin, California. CalCOFI Rep. 33: 24-40.

- Beddington, J.R., Rosenberg, A.A., Crombie, J.A. & Kirkwood, G.P. 1990. Stock assessment and the provision of management advice for the short fin squid fishery in Falkland Island waters. *Fish. Res.* 8: 351-365.
- Beverton, R.J.H. 1990. Small marine pelagic fish and the threat of fishing; are they endangered. *J. Fish. Biol. (supplement A)*, 5-16.
- Beverton, R.J.H. & Holt, S. 1957. On the dynamics of exploited fish population. U.K. Min. Agric. Fish., *Fish. Invest. (ser 2)*, 19:533 p.
- Breen, P.A. & Kendrick, T.H. 1998. An evaluation of surplus production analysis for assessing the fishery for New Zealand red rock lobsters (*Jasus edwardsii*). In *Proceedings of the north Pacific symposium on invertebrate on stock assessment and management.* (Ed.) Jamieson, G.S. & Campbell, A. *Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci.* 125: 213-223.
- Butterworth, D.S., Punt, A.E., Geromont, H.F., Kato, H. & Fuhse, Y. 1999. Inferences on the dynamics of Southern hemisphere minke whales from ADAPT analyses of catch-at-age information. *J. Cetacean Res. Manage.* 1(1): 11-32.
- Caddy, J.F. & Mahon, R. 1995. Reference points for fisheries management. *FAO Fish. Tech. Pap.* 347: 83 p.
- Chen, Y. & Fournier, D. 1999. Impacts of atypical data on Bayesian inference and robust Bayesian approach in fisheries. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 56: 1525-1533.
- Chen, Y. & Montgomery, S.S. 1999. Modeling the dynamics of eastern rock lobster, *Jasus verreauxi*, stock in New South Wales, Australia. *Fish. Bull.* 97: 25-38.
- Chen, D.G., Irvine, J.R. & Cass, A.J. 2002. Incorporating Allee effects in fish stock-recruitment models and applications for determining reference points. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 59: 242-249.
- Cisneros-Mata, M.A., Brey, T., Jarre-Teichmann, A., Garcia-Franco, W. & Montemayor-López, G. 1996. Redes de neuronas artificiales para el pronóstico de biomasa de sardina del Pacífico y de su medio ambiente. *Ciencias Marinas.* 22(4): 427-442.
- Cisneros-Mata, M.A., Nevárez-Martínez, M.O. & Hammann, M.G. 1995. The rise and fall of the Pacific sardine, *Sardinops sagax caeruleus* Girard, in the Gulf of California, Mexico. *CalCOFI Reports.* 36: 136-143.

- Collie, J.S. & Sissenwine, M.P. 1983. Estimating population size from relative abundance data measured with error. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 40: 1871-1879.
- Conser, R.J., Hill, K.T., Crone, P.R. & Bergen, D. 2001. Stock Assessment of Pacific sardine with management recommendations for 2001, Executive summary. (Report submitted to the Pacific Fishery Manag. Council, Portland, Or., available at <swr.ucsd.edu/fmd/sardine.pdf>)
- Cordue, P.L. 2001. A note on incorporating stochastic recruitment into deterministic age structured population model. *ICES J. Mar. Sci.* 58: 794-798.
- Cushing, H. 1971. The dependence of recruitment on parent stock indifferent groups of fishes. *J. Cons. Perm. int. Explor. Mer* 33:340-362.
- De Anda, J.A., Seijo, J.C. & Martínez, S. 1994. Reclutamiento y variabilidad ambiental de sardina monterrey (*Sardinops sagax*) del Golfo de California, México. *Investigación Pesquera*. 38: 23-36.
- Deriso, R.B. 1993. A report on integrated stock assessment of Pacific sardine. Appendix 2. In Project report on Pacific sardine (*Sardinops sagax*) resource research, 1991/1992 phase III, F.J. Hester. California Seafood Council, Santa Barbara, 118 p.
- Deriso, R.B., Barnes, J.T., Jacobson, L.D. & Arenas, P.R. 1996. Catch-at-age analysis for Pacific sardine (*Sardinops sagax*), 1983-1995. *CalCOFI Rep.* 37: 175-187.
- Deriso, R.B., Quinn II, T.J. & Neal, P.R. 1985. Cath-age analysis with auxiliary information. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 42: 815-824.
- Dichmont, C.M., Butterwrth, D.S. & Cochrane, K.L. 2000. Towards adaptive approach to management of the South African abalone *Haliotis midae* fishery. *S. Afr. J. mar. Sci.* 22: 33-42.
- Doi, T. 1973. A theoretical treatment of the reproductive relationship between recruitment and adult stock. *Rapp. P.-v. Réunion., Cons int. Explor. Mer*, 341-349.
- FAO. 1972. Manual de las cooperativas de pescadores. Roma. (13):18-21.
- Félix-Uraga, R. 1986. Edad, crecimiento y estructura poblacional de *Sardinops sagax* en Bahía Magdalena, durante 1981 a 1984. Tesis de Maestría, Centro Interdisciplinario de Ciencias Marinas, IPN, México, 103 p.
- Félix-Uraga, R., Alvarado-Castillo, R.M. & Carmona-Piña, R. 1996. The sardine fishery along the Western coast of Baja California, 1981 to 1994. *CalCOFI Rep.* 37: 188-192.

- Félix-Uraga, R. & Ramírez, E.M. 1989. Verificación en las determinaciones de edad de *Sardinops sagax caerulea* basadas en la lectura de otolitos. Inv. Mar. CICIMAR. 4(1): 59-64.
- Fiedler, P.C. 1984a. Satellite observations of the 1982-1983 El Niño along the U.S. Pacific coast. Science 224: 1251-1254.
- Fiedler, P.C. 1984b. Some effects of the El Niño 1983 on the northern anchovy. CalCOFI Rep. 25: 53-58.
- Fogarty, M.J. 1993. Recruitment in randomly varying environments. ICES J. Mar. Sci. 50: 247-260.
- Fogarty, M.J., Sissenwine, M.P. & Cohen, E.B. 1991. Recruitment variability and the dynamics of exploited marine populations. Trends Ecol. Evol. 6 (8): 241-246.
- Fournier, D. & Archibald, C.P. 1982. A general theory for analyzing catch at age data. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 39:1195-1207.
- Francis, R.I.C.C., Hurst, R. & Renwick, J.A. 2003. Quantifying annual variation in catchability for commercial and research fishing. Fish. Bull. 101: 293-304.
- Francis, R.I.C.C. & Shotton, R. 1997. "Risk" in fisheries management: a review. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 54: 1699-1715.
- Freeman, S.N. & Kirkwood, G.P. 1995. On a structural time series method for estimating stock biomass and recruitment from catch and effort data. Fish. Res. 22: 77-98.
- García-Aguilar, M.C. & Morales-Bojórquez, E. 2005. Estimating haul-out population size of a colony of northern elephant seals (*Mirounga angustirostris*) in Mexico, based on mark-recapture data. Mar. Ecol. Prog. Ser. 297:297-302.
- Gavaris, S. 1988. An adaptive framework for the estimation of population size. Res. Doc. Can. Atl. Fish. Scient. Adv. Comm.(CAFSAC) 88/29: 12.
- Gelman, A., Carlin, J., Stern, H. & Rubin, D. 1995. Bayesian data analysis. Chapman and Hall. 552 pp.
- Getz, W., Francis, R.C. & Swartzman, G.L. 1987. On managing marine fisheries. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 44: 1370-1375.
- Getz, W. & Swartzman, G.L. 1981. A probability transition matrix model for yield estimation in fisheries with highly variable recruitment. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 38: 847-855.

- Goñi, R., Quetglas, A. & Reñones, O. 2003. Differential catchability of female European spiny lobster *Palinurus elephas* (Fabricius, 1787) in traps and trammelnets. *Fish. Res.* 65: 295-307.
- Gulland, J.A. 1964. Manual of methods for fish population analysis. FAO. Fish. Tech. Pap. 40 : 1-60.
- Gulland, J.A. 1982. The management of tropical multispecies fisheries. p 287-298. In: Pauly, D. & G. I. Murphy (eds.) Theory and management of tropical fisheries. ICLARM Conference Proceedings. Manila.
- Gulland, J.A. 1983. Fish stock assessment. A manual for basic methods. John Wiley and Sons, New York.
- Haddon, M. 2001. Modeling and quantitative methods in fisheries. Chapman and Hall. 406 p.
- Hargreaves, N.B., Ware, D.M. & McFarlane, G.A. 1994. Return of Pacific sardine (*Sardinops sagax*) to the British Columbia Coast in 1992. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 51: 460-463.
- Harley, S.J. & Myers, R.A. 2001. Hierarchical Bayesian models of length-specific catchability of research trawl survey. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 58: 1569-1584.
- Harley, S.J., Myers, R.A. & Dunn, A. 2001. Is catch-per-unit-effort proportional to abundance?. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 58: 1760-1772.
- Hayward, T.L. 1993. Preliminary observations of the 1991-1992 El Niño in the California current. *CalCOFI Rep.* 34:21-29.
- Hayward, T.L. 2000. El Niño 1997-1998 in the coastal waters of southern California. A timeline of events. *CalCOFI Rep.* 41, 98-116.
- Hayward, T.L., Mantyla, A.W., Lynn, R.J., Smith, P.E. & Chereskin, T.K. 1994. The state of the California Current in 1993-1994. *CalCOFI Rep.* 35:19-35.
- Hernández-Herrera, A., Morales-Bojórquez, E., Cisneros-Mata, M.A., Nevárez-Martínez, M.O. & Rivera-Parra, G.I. 1998. Management strategy for the giant squid (*Dosidicus gigas*) fishery in the Gulf of California, Mexico. *CalCOFI Rep.* 39, 212-218.
- Hernández-Vázquez, S. 1983. Análisis y normalización del esfuerzo pesquero de la flota sardinera de Bahía Magdalena B. C. Sur, México (1972-1981). Tesis de Maestría, Centro Interdisciplinario de Ciencias Marinas, IPN, México, 142 pp.

- Hernández-Vázquez, S. 1994. Distribution of eggs and larvae from sardine and anchovy off California and Baja California, 1951-1989. CalCOFI Rep. 34: 94-107.
- Hilborn, R. 2002. The dark side of reference points. Bull. Mar. Sci. 70: 403-408.
- Hilborn, R., Maguire, J.J., Parma, A. & Rosenberg, A.A. 2001. The precautionary approach and risk management: can they increase the probability of successes in fishery management?. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 58, 99-107.
- Hilborn, R. & Mangel, M. 1997. The ecological detective. Confronting models with data. Monographs in population biology. Princeton Academic Press. 315 pp.
- Hilborn, R., Pikitch, E.K. & McAllister, M.A. 1994. A Bayesian estimation and decision analysis for an age-structured model using biomass survey data. Fish. Res. 19: 17-30.
- Hilborn, R. & Walters, C. 1992. Quantitative fisheries stock assessment. Choice, dynamics and uncertainty. New York: Chapman-Hall, 570 pp.
- Hoenig, J.M., Warren, W.G. & Stocker, M. 1994. Bayesian and related approaches to fitting surplus production models. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 51: 1823-1831.
- Huato-Soberanis, L. & Lluch-Belda, D. 1987. Mesoscale cycles in the series of environmental indices related to the sardine fishery in the Gulf of California. CalCOFI Rep. 28: 128-134.
- Ichii, T., Mahaparta, K., Watanabe, T., Yatsu, A., Inagake, D. & Okada, Y. 2002. occurrence of jumbo flying squid *Dosidicus gigas* aggregations associated with the countercurrent ridge off the Costa Rica Dome during 1997 El Niño and 1999 La Niña. Mar. Ecol. Prog. Ser. 231: 151-166.
- Jacobson, L.D., Konno, E.S. & Pertierra, J.P. 1994a. Status of Pacific mackerel and trends in biomass, 1978-1993. CalCOFI Rep. 35: 36-39.
- Jacobson, L.D., Lo, N.C.H. & Barnes, J.T. 1994b. A biomass-based assessment model for northern anchovy, *Engraulis mordax*. Fish Bull. 92: 711-724.
- Jacobson, L., De Oliveira, J.A., Barange, M., Cisneros-Mata, M.A., Félix-Uraga, R., Hunter, J.R., Yeong K.J., Matsuura, Y., Ñiquen, M., Porteiro, C., Rotschild, B., Sánchez, R.P., Serra, R., Uriarte, A. & Wada, T. 2001. Surplus production, variability, and climate change in the great sardine and anchovy fisheries. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 58: 1891-1903.
- Kenneth, T.F. & Brickman, D. 2000. Allee effects and compensatory population dynamics within a stock complex. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 57: 513-517.

- Kimura, D. K. 1981. Standardized measures of relative abundance based on modeling log (CPUE), and the application to Pacific ocean perch (*Sebastes alutus*). *J. Cons. int. Explor. Mer.* 39: 211-218.
- Kinas, P.G. 1996. Bayesian fishery stock assessment and decision making using adaptive importance sampling. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 53: 414-423.
- Lassen, H. & Medley, P. 2001. Virtual population analysis. A practical manual for stock assessment. *FAO Fish. Tech. Pap.* 129 p.
- Lasker, R. 1985. What limits clupeoid production?. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 42 (Suppl. 1): 31-38.
- Lea, R.N. & Rosenblatt, R.H. 2000. Observations on fishes associated with the 1997-1998 El Niño off California. *CalCOFI Rep.* 41,117-129.
- Liermann, M. & Hilborn, R. 2001. Depensation: evidence, models and implications. *Fish Fish.* 2: 33-58.
- Lluch-Belda, D., Crawford, R.J.M., Kawasaki, T., MacCall, A.D., Parrish, R.H., Schwartzlose, R.A. & Smith, P.E. 1989. World-wide fluctuations of sardine and anchovy stocks: the regime problem. *South Afr. J. Mar. Sci.* 8: 195-205.
- Lluch-Belda, D., Lluch-Cota, D.B., Hernández-Vázquez, S., Salinas-Zavala, C.A. & Schwartzlose, R.A. 1991. Sardine and anchovy spawning as related to temperature and upwelling in the California Current system. *CalCOFI Rep.* 32: 105-111.
- Lluch-Belda, D., Lluch-Cota, D.B., Hernández-Vázquez, S. & Salinas-Zavala, C.A. 1992a. The recovery of the California sardine as related to global change. *CalCOFI Rep.* 33: 50-59.
- Lluch-Belda, D., Lluch-Cota, D.B., Hernández-Vázquez, S. & Salinas-Zavala, C.A. 1992b. Sardine population expansion in eastern boundary systems of the Pacific Ocean as related to sea surface temperature. *South Afr. J. Mar. Sci.* 12: 147-155.
- Lluch-Cota, D.B., Lluch-Belda, D., Lluch-Cota, S.E., López-Martínez, J., Nevárez-Martínez, M.O., Ponce-Díaz, G., Salinas-Zavala, C.A. & Vega-Velazquez, A. 1999. Las Pesquerías y El Niño. In: *Los Impactos de El Niño en México*, V. O. Magaña ed. México: IAI-SG-UNAM-CONACYT. pp 137-178.
- Ludwig, D., Hilborn, R. & Walters, C. 1993. Uncertainty, resource exploitation, and conservation: lessons from history. *Science.* 260: 17.
- Ludwig, D. & Walters, C. 1981. Measurement errors and uncertainty in parameter estimates for stock and recruitment. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 38: 711-720.

- Magnússon, K. 1995. An overview of the multispecies VPA-theory and applications. *Rev. Fish Biol. Fish.* 5: 195-212.
- Mangel, M. & Clark, C.W. 1983. Uncertainty, search, and information in fisheries. *J. Cons. Int. Explor. Mer.* 41: 93-103.
- MacCall, A.D. 1976. Density dependence of catchability coefficient in the California Pacific sardine, *Sardinops sagax caerulea*, purse seine fishery. *CalCOFI Rep.* 18:136-148.
- Martínez-Aguilar, S., Arreguín Sánchez, F. & Morales-Bojórquez, E. 2005. Natural mortality and gnomonic time divisions of the life cycle for the monterrey sardine (*Sardinops caeruleus*) in the Gulf of California, Mexico. *Fisheries Research*. In press.
- Martínez, A.S., De Anda J.A. & Arreguín Sánchez, F. 1996. Densidad y capturabilidad de la sardinda monterrey, *Sardinops sagax* (Pisces:Clupeidae) del Golfo de California, México. *Rev. Biol. Trop.* 44(3)/45(1):527-535.
- Maunder, M.N. 2003. Fitting fisheries models to standardised CPUE abundances indices. *Fish. Res.* 63: 43-50.
- Maunder, M.N. & Deriso, R. 2003. Estimation of recruitment in catch-at-age models. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 60: 1204-1216.
- Maunder, M.N., Starr, P.J. & Hilborn, R. 2000. A Bayesian analysis to estimate loss in squid catch due to the implementation of a sea lion population management plan. *Mar. Mammal Sci.* 16 (2): 413-426.
- McAllister M.K. & Kirkwood, G.P. 1998a. Bayesian stock assessment: a review and example application using the logistic model. *ICES J. Mar. Sci.* 55: 1031-1060.
- McAllister M.K. & Kirkwood, G.P. 1998b. Using Bayesian stock decision analysis to help achieve a precautionary approach for managing developing fisheries. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 55: 2642-2661.
- McAllister, M.K., Pikitch, E. & Babcock, E.A. 2001. Using demographic methods to construct Bayesian priors for the intrinsic rate of increase in the Schaefer model and implications for stock rebuilding. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 58: 1871-1890.
- Megrey, B.A. 1989. Review and comparison of age-structured stock assessment models from theoretical and applied points of view. *Amer. Fish. Soc. Symp.* 6:8-48.

- Mendoza, J. J. & Larez, A. 2004. A biomass dynamics assessment of the south eastern Caribbean snapper-grouper fishery. *Fish. Res.* 66: 129-144.
- Methot, R.D. 1989. Synthetic estimates of historical abundance and mortality for northern anchovy. *Amer. Fish. Soc. Symp.* 6: 66-82.
- Meyer, P.S. & Ausbel, J.S. 1999. Carrying capacity: a model with logistically varying limits. *Tech. Forecasting Soc. Change.* 61(3):209-214.
- Morales-Bojórquez, E. 1999. Análisis del error de proceso y de observación en la estimación del reclutamiento de la sardina del Pacífico, *Sardinops sagax caeruleus* (Girard), en la costa suroeste de la Península de Baja California, México. *Ciencias Marinas.* 25(4): 597-608.
- Morales-Bojórquez, E. 2002. Teorema de Bayes aplicado a la estimación del rendimiento de la sardina monterrey (*Sardinops sagax caeruleus* Girard) de Bahía Magdalena, Baja California Sur, México. *Ciencias Marinas.* 28(2): 167-179.
- Morales-Bojórquez, E., Cisneros-Mata, M.A., Nevárez-Martínez, M.O. & Hernández-Herrera, A. 2001b. Review of stock assessment and fishery research for *Dosidicus gigas* in the Gulf of California, Mexico. *Fish. Res.* 54: 393-404.
- Morales-Bojórquez, E., Gómez-Muñoz, V.M., Félix-Uraga, R. & Alvarado-Castillo, R.M. 2003. Relationship between the temperature and density independent mortality of the Pacific sardine *Sardinops sagax* from western coast of Baja California peninsula, Mexico. *Sci. Mar.* 67(1): 25-32.
- Morales-Bojórquez, E., Hernández-Herrera, A., Nevárez-Martínez M.O., Cisneros-Mata, M.A. & Guerrero-Escobedo, F.J. 2001c. Population size and exploitation of giant squid (*Dosidicus gigas* D'Orbigny, 1835) in the Gulf of California, Mexico. *Sci. Mar.* 65(1): 75-80.
- Morales-Bojórquez, E. & López-Martínez, J. 1999. The brown shrimp fishery in the Gulf of California, Mexico. *CalCOFI Rep.* 40: 28.
- Morales-Bojórquez, E., López-Martínez, J. & Hernández-Vázquez, S. 2001a. Dynamic catch-effort model for the brown shrimp (*Penaeus californiensis*) from the Gulf of California, Mexico. *Ciencias Marinas,* 27(1): 105-124.
- Morales-Bojórquez, E., Martínez-Aguilar, S., Arreguín-Sánchez, F. & Nevárez-Martínez, M.O., 2001d. Estimations of catchability-at-length for the jumbo squid (*Dosidicus gigas*) in the Gulf of California, Mexico. *CalCOFI Rep.* 42: 167-171.

- Morales-Bojórquez, E. & Nevárez-Martínez M.O. 2005. Spawner-recruit patterns and investigation of Allee effect in Pacific sardine *Sardinops sagax caeruleus* in the Gulf of California, Mexico. CalCOFI Rep. 46: in press.
- Morales-Bojórquez, E., Quiñónez-Velázquez, C., Arreguín-Sánchez, F., Félix-Uraga, R. & Melo, F.N. 2004. Estimación de la biomasa y patrones de explotación de la sardina Monterrey *Sardinops caeruleus* en Bahía Magdalena, B.C.S., México. In: Ambiente y pesquerías del Noroeste de México. Quiñónez-Velázquez, C. & Elorduy-Garay, J. (Eds.). Oceánides. pp. 161-173.
- Myers, R. 1997. Comment and reanalysis: paradigms for recruitment studies. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 54: 978-981.
- Myers, R. & Quinn II, T.J. 2002. Estimating and testing non-additivity in fishing mortality: implications for detecting a fisheries collapse. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 59: 597-601.
- Myers, R.A., A.A. Rosenberg, P.M. Mace, N. Barrowman & V.R. Restrepo. 1994. In search of thresholds for recruitment overfishing. ICES. J. mar. Sci. 51:191-205.
- Nevárez-Martínez, M.O., Chávez, E.A., Cisneros-Mata, M.A. & Lluch-Belda, D. 1999. Modelling of the Pacific sardine *Sardinops caeruleus* fishery of the Gulf of California, Mexico. Fish. Res. 41: 273-283.
- Nevárez-Martínez, M.O., Hernández-Herrera, A., Morales-Bojórquez, E., Balmori-Ramírez, A., Cisneros-Mata, M.A. & Morales-Azpeitia, R. 2000. Biomass and distribution of the jumbo squid (*Dosidicus gigas* d'Orbigny, 1835) in the Gulf of California, Mexico. Fish. Res. 49, 129-140.
- Nevárez-Martínez, M., Lluch-Belda, D., Cisneros-Mata, M.A., Santos-Molina, J., Martínez-Zavala, M.A. & Lluch-Cota, S. 2001. Distribution and abundance of the Pacific sardine (*Sardinops sagax*) in the Gulf of California and their relation with the environment. Prog. Oceanogr. 49: 565-580.
- Neter, J., Kutner, M.H., Nachtschien, J. & Wasserman, W. 1996. Applied linear statistical models. Irwin Series in Statistics. 1408 pp.
- Overholtz, W.J., M.P. Sissenwine & S.H. Clark. 1986. Recruitment variability and its implication for managing and rebuilding the Georges Bank haddock (*Melanogrammus aeglefinus*) stock. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 43:748-753.
- Panayotou, T. 1983. Conceptos de ordenación para pesquerías: Aspectos económicos y sociales. FAO Doc. Tec. Pesca (228):60 p.

- Parma, A. 1993. Retrospective catch-at-age analysis of Pacific halibut: implications on assessment of harvesting policies. In Proceeding of the International Symposium on management Strategies for Exploited Fish Populations, G. Kruse, D. M. Eggers, R. J. Marasco, C. Pautzke, & T. J. Quinn II (Eds.). Alaska Sea Grant College Program, Rep. No. 93-02. Univ. Alaska, Fairbanks.
- Pawitan, Y. 2001. In all likelihood: Statistical modeling and inference using likelihood. Oxford Science Publications. 528 p.
- Pelletier, D. & Laurec, A. 1992. Management under uncertainty: defining strategies for reducing overexploitation. ICES J. mar. Sci. 49: 389-401.
- Perrota, R., Viñas, M., Hernández, D. & Tringali, L. 2001. Temperature conditions in the Argentine chub mackerel (*Scomber japonicus*) fishing ground: implications for fishery management. Fish. Oceanogr. 10 (3): 275-283.
- Pitcher, T. & Hart. P.J.B. 1982. Fisheries Ecology. Chapman and Hall. Great Britain. 414 pp.
- Polacheck, T., Hilborn R. & Punt, A.E. 1993. Fitting surplus production models: comparing methods and measuring uncertainty. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 50: 2597-2607.
- Pope, J.G. 1972. An investigation of the accuracy of virtual population analysis using cohort analysis. Int. Comm. Northwest Atl. Fish. Res. Bull. (9): 65-74.
- Pope, J. G. & Shepherd J.G. 1985. A comparison of the performance of various methods for tuning VPAs using effort data. J. Cons. Int. Explor. Mer. 42: 129-151.
- Punt, A. 1992. Selecting management methodologies for marine resources, with an illustration for southern African hake. South Afr. J. Mar. Sci. 12: 943-958.
- Punt, A. 1994. Assessment of the stocks of Cape hake (*Merluccius* spp) off South Africa. South Afr. J. Mar. Sci. 14: 159-186.
- Punt, A. 2000. Extinction of marine renewable resources: a demographic analysis. Popul. Ecol. 42: 19-27.
- Punt, A.E. & Hilborn, R. 1996. Biomass dynamic models. User's Manual. FAO Computerized Information Series (Fisheries). FAO. No. 10. 62 pp.
- Punt, A.E. & Hilborn, R. 1997. Fisheries stock assessment and decision analysis: the Bayesian approach. Rev. Fish. Biol. Fish. 7: 35-63.

- Punt, A. & Japp, D.W. 1994. Stock Assessment of the Kingklip (*Genypterus capensis*) resource off South Africa. South Afr. J. Mar. Sci. 14: 133-149.
- Quinn II, T. & Deriso, R. 1999. Quantitative fish dynamics. Oxford University Press. 542 p.
- Quinn II, T., Fajen, R. & Zheng, J. 1990. Threshold management policies for exploited population. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 47: 2016-2029.
- Quiñonez-Velázquez, C., Nevárez-Martínez, M. & Gluyas-Millán, G. 2000. Growth and hatching dates of juvenile of Pacific sardine *Sardinops caeruleus* in the Gulf of California. Fish. Res. 48: 99-106.
- Radovich, J. 1982. The collapse of the California sardine fishery. What have we learned?. CalCOFI Rep. 23: 56-78.
- Restrepo, V.R., Hoening, J.M., Powers, J.E., Baird, J.W. & Turner, S.C. 1992. A simple simulation approach to risk and cost analysis, with applications to swordfish and cod fisheries. Fish. Bull. 90:736-748.
- Ricker, W. E. 1975. Computation and interpretation of biological statistics of fish populations. Bull. Fish. Res. Board Canada, 191: 382 pp.
- Rickman, S.J., Dulvy, N.K., Jennings, S. & Reynolds, J.D. 2000. Recruitment variation related to fecundity in marine fishes. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 57: 116-124.
- Robb, C.A. & Peterman, R.M. 1998. Application of Bayesian decision analysis to management of a sockeye salmon (*Oncorhynchus nerka*) fishery. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 55: 86-98.
- Rodríguez-Sánchez, R., Lluch-Belda, D., Villalobos, H. & Ortega-García, S. 2002. Dynamic geography of small pelagic fish populations in the California Current System on the regime time scale (1931-1997). Can. J. Fish. Aquat. Sci. 59: 1980-1988.
- Rosenberg, A.A., Kirkwood, G.P., Crombie, J.A. & Beddington, J.R. 1990. The assessment of stocks of annual squid species. Fish. Res. 8: 335-350.
- Rostchild, B.J. & Fogarty, M.J. 1989. Spawning-stock biomass: A source of error in recruitment/stock relationships and management advice. J. Cons. Int. Explor. Mer. 45: 131-135.
- Rostchild, B.J. & Mullin, A. 1985. The information content of stock and recruitment data and its non-parametric classification. J. Cons. int. Explor. Mer 42:116-124.

- Roughgarden, J. & Smith, F. 1996. Why fisheries collapse and what to do about it?. *Proc. Natl. Acad. Sci.* 93: 5078-5083.
- Royer, J., Périès, P. & Robin, J.P. 2002. Stock assessment of English Channel loliginid squids: updated depletion methods and new analytical methods. *ICES J. mar. Sci.* 59: 45-457.
- Salthaug, A. & Aanes, S. 2003. Catchability and the spatial distribution of fishing vessels. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 60:259-268.
- Schnute, J. 1991. The importance of noise in fish population models. *Fish. Res.* 11: 197-223.
- Schnute, J. & Kronlund, A.R. 1996. A management oriented approach to stock recruitment analysis. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 53: 1281-1293.
- Schnute, J. & Richards, L. 1995. The influence of error on population estimates from catch-age models. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 52: 2063-2077.
- Schwartzlose, R.A., Alheit, J., Bakun, A., Baumgartner, T., Cloete, R., Crawford, R., Fletcher, W., Green-Ruiz, Y., Hagen, E., Kawasaki, T., Lluch-Belda, D., Lluch-Cota, S.E., MacCall, A., Matsuura, Y., Nevárez-Martínez, M., Parrish, R., Roy, C., Serra, R., Shust, K., Ward, M. & Zuzunaga, J. 1999. Worldwide large-scale fluctuations of sardine and anchovy populations. *South Afr. J. Mar. Sci.* 21: 289-347.
- Schweder, T. 1998. Fisherian or Bayesian methods of integrating diverse statistical information?. *Fish. Res.* 37: 61-75.
- Shardlow, T.F. 1993. Components analysis of a density-dependent catchability coefficient in a salmon hook and line fishery. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 50: 513-520.
- Shepherd, J.G. 1982. A versatile new stock and recruitment relationship for fisheries and construction of sustainable yield curves. *J. Cons. Int. Explor. Mer.* 40: 67-75.
- Shepherd, J.G. 1987. Towards a method for short-term forecasting of catch rates based on length compositions. In: D. Pauly & G.R. Morgan (Eds.). *Length-based methods in fisheries research. ICLARM Conference Proceedings 13*, 468p. International Center for Living Aquatic Resources Management, Manila, Philippines, and Kuwait Institute for Scientific Research, Safat, Kuwait.
- Shepherd, J.G. 1999. Extended survivors analysis: An improved method for the analysis of catch-at-age and abundance indices. *ICES J. mar. Sci.* 56: 584-591.

- Sissenwine, M.P. & J. G. Shepherd. 1987. An alternative perspective on recruitment overfishing and biological reference points. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 44:913-918.
- Smith, P. 1972. The increase in spawning biomass of northern anchovy, *Engraulis mordax*. *Fish. Bull.* 3: 849-874.
- Swain, D.P. & Sinclair, A.F. 1994. Fish distribution and catchability: What is the appropriate measure of distribution?. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 51: 1046-1054.
- Tanaka, E. 1997. A model of catchability of developing fishery. *Fish. Sci.* 63(4): 496-502.
- Tanaka, S. 1989. Influence of errors in parameter estimates on stock assessment. In: Beamish, R.J. & McFarlane, G.A. (Eds.). Effects of ocean variability on recruitment and an evaluation of parameters used in stock assessment models. *Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci.* 108: 37-42.
- Tang, Q. 1985. Modification of the Ricker stock recruitment model to account for environmentally induced variation in recruitment with particular reference to the blue crab fishery in Chesapeake Bay. *Fish. Res.* 3:13-21.
- Tang, Q., Deng, J. & Zhu, J. 1989. A family of Ricker SSR curves of the prawn (*Penaeus orientalis*) under different environmental conditions and its enhancement potential in the Bohai Sea. In: Beamish, R.J. & McFarlane, G.A. (Eds.). Effects of ocean variability on recruitment and an evaluation of parameters used in stock assessment models. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 108: 335-339.
- Thompson, G.G. 1992. A Bayesian approach to management advice when stock-recruitment parameters are uncertain. *Fish. Bull.* 90: 561-573.
- Torres-Villegas, J.R., Ochoa-Baez, R.I., Perezgómez, L. & García-Melgar, G. 1995. Comparison of seasonal variability in the reproduction of pacific sardine (*Sardinops sagax*) from Baja California Sur, Mexico, in the years 1982-1992. *Sci. Mar.* 59(3-4): 255-264.
- Troadec, J.P. 1983. Practices and prospects for fisheries development and management: the case of northwest African fisheries. In: Rotschild, J.B. (ed.) *Global fisheries. Perspectives for the 1980s.* p 97-112.
- Venzon, D.J. & Moolgavkar, S.H. 1988. A Method for computing profile-likelihood-based confidence intervals. *Appl. Stat.* 37: 87-94.
- Yasuda, I., Sugisaki, H., Watanabe, Y., Minobe, S. & Oozeki, Y. 1999. Interdecadal variations in Japanese sardine and ocean/climate. *Fish. Oceanogr.* 8: 18-24.

- Ye, Y. & Mohammed, H.M.A. 1999. An analysis of variation in catchability of green tiger prawn, *Penaeus semisulcatus*, in waters off Kuwait. Fish. Bull. 97: 702-712.
- Walters, C. 1990. A partial bias correction factor for stock-recruitment parameter estimation in the presence of autocorrelated environment effects. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 47: 516-519.
- Walters, C. 1998. Evaluation of a quota management policies for developing fisheries. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 55: 2691-2705.
- Walters, C. & Hilborn, R. 1976. Adaptive control of fishing systems. J. Fish. Res. Board Can. 33: 145-159.
- Walters, C. & Ludwig, D. 1981. Effects of measurement errors on the assessment stock-recruitment relationships. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 38: 704-710.
- Walters, C. & Ludwig, D. 1994. Calculation of Bayes posterior probability distribution for key population parameters: a simplified approach. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 51: 713-722.
- Watanabe, Y., Zenitani, H. & Kimura, R. 1995. Population decline of the Japanese sardine *Sardinops melanostictus* owing to recruitment failures. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 52: 1609-1616.
- Wing, B.L., Murphy, J.M. & Rutecki, T.L. 2000. Occurrence of Pacific sardine, *Sardinops sagax*, off southeastern Alaska. Fish. Bull. 98: 881-883.
- Zar, J.H. 1974. Biostatistical analysis. Prentice-Hall, Englewood Cliffs. 718 pp.
- Ziegler, P.E., Frusher, S.D. & Jonson, C.R. 2003. Space-time variation in catchability of southern rock lobster *Jasus edwardsii* in Tasmania explained by environmental, physiological and density-dependent processes. Fish. Res. 61: 107-123.

ANEXO I

En la propuesta de plan de manejo para la pesquería de pelágicos menores (sardinas, anchovetas, macarela y afines), se presentan indicadores del estado del stock y los puntos de referencia que deben ser atendidos para tomar acciones en beneficio de la administración del recurso y en el mantenimiento biológico del stock. La relación, indicadores y acciones es la siguiente (¹Nevárez-Martínez *et al.*, 2003):

Indicador: Captura total.

Punto de referencia 1: Cuando la captura anual de una especie objetivo esté fuera del rango de los últimos 3 años (sea menor o mayor a las capturas registradas en los últimos tres años).

Indicador: Estructura de tallas.

Punto de referencia 1: Cuando la estructura de tallas en la captura comercial de una especie objetivo cambie significativamente.

Punto de referencia 2: Cuando la estructura de talla/edad de una especie indique una variación significativa en la abundancia de una o más clases anuales, con particular importancia para las clases anuales 0.

Indicador: Captura y mortalidad incidental de tallas pequeñas en la pesquería.

Punto de referencia 1: Cuando la mortalidad incidental de tallas pequeñas sea anormalmente elevada (>30% del peso total desembarcado).

Indicador: Medioambiente.

Punto de referencia 2: Cuando se presente un evento ambiental de gran escala (como El Niño o La Niña) con efectos sobre la distribución y abundancia de los stocks y el ecosistema pelágico en su totalidad.

Bajo cualquier escenario el Instituto Nacional de la Pesca prepararía un reporte anual sobre la Evaluación del Stock y Evaluación Pesquera en el que se describiría el estado de la pesquería de pelágicos menores. El reporte proveería información a la Comisión Nacional de Acuacultura y Pesca (CONAPESCA) para la determinación de los niveles de captura anual para los stocks, documentando tendencias o cambios en el recurso, el ecosistema marino y la pesquería en el tiempo, así como la evaluación del éxito relativo de los programas de manejo existentes. Las acciones sugeridas están en el marco de la norma oficial mexicana NOM-003-1993-PESC, para lo cual se proponen lo siguiente:

- a) Que la talla mínima de captura de sardina Monterrey sea de 150 mm de longitud patrón (LP) en el Golfo de California, 175 mm LP en Baja California, y 160 mm LP en Bahía Magdalena.

- b) Que la captura incidental de sardina Monterrey juvenil (menor a 150 mm LP) no exceda el 30% en número por temporada.

- c) Que no se autorice el ingreso de más embarcaciones, salvo en el caso de sustitución de las existentes, que no aumente la capacidad de acarreo actual, y que cuenten con refrigeración en buen estado.

¹ Nevárez-Martínez, M., Coterro-Altamirano, E., García-Franco, W., Jacob-Cervantes, M., Green-Ruiz, Y., Gluyas-Millán, G., Martínez-Zavala, M.A. & Santos, P. 2003. Propuesta de plan de manejo para la pesquería de pelágicos menores (sardinas, anchovetas, macarela y afines). Instituto Nacional de la Pesca. Documento Interno. 47 p.