REPUBLICA DE CHILE
Ministerio de Economía, Fomento y Reconstrucción
SUBSECRETARIA DE PESCA
FONDO DE INVESTIGACION PESQUERA

INFORMES TECNICOS F I P

FIP - IT / 95 – 22B

INFORME FINAL : EVALUACION INDIRECTA DEL STOCK DEL RECURSO LOCO (*Concholepas concholepas*) A NIVEL NACIONAL

UNIDAD EJECUTORA : ECOFISH CONSULTORES S.A.

FONDO DE INVESTIGACION PESQUERA

Informe Final

Evaluación Indirecta del Stock del Recurso Loco (*Concholepas concholepas*) a Nivel Nacional

Proyecto FIP No. 95-22B

junio de 1998

ECOFISH CONSULTORES S.A.

INFORME FINAL

PROYECTO FIP Nº 95-22B

EVALUACION INDIRECTA DEL STOCK DEL RECURSO LOCO (*Concholepas concholepas*) A NIVEL NACIONAL

AUTORES

Investigador principal	ALEJANDRO ZULETA V.	ECOfish
Co – Investigadores	PEDRO S. RUBILAR M.	ECOfish & UACH-IEE
	CARLOS A. MORENO M.	UACH-IEE
Investigadores	LUIS VERGARA B.	UACH-MI
	GLADYS ASENCIO G.	ECOfish & UACH

1. INTRODUCCION 5

2. ESTRATEGIA DE MODELAMIENTO 7

2.1 Modelamiento en el espacio de los estados 7

2.2 Estructura del modelo en el espacio de los estados 8

2.3 Etapas del modelamiento 9

3. MODELO DE ANALISIS DE CAPTURA A LA TALLA GENERALIZADO: ACTG 9

3.1 Definición de los vectores X_t, Y_t y Z_t 9

3.2 Ecuaciones del modelo 13

3.2.1 Definiciones 13

3.2.2 Tasa de explotación y selectividad 14

3.2.3 Momentos: stock vulnerable y proporción de la captura a la talla en la captura total 15

3.2.4 Ecuación del proceso 15

Supuestos 15

Dinámica de estados 16

3.2.5 Ecuaciones de la observaciones 17

3.2.6 Hipótesis estadísticas 17

3.2.7 Función objetivo 18

3.3 Validación del modelo 18

3.3.1 Validación de los supuestos 19

ACTG1 19

ACTG2 20

ACTG3 20

ACTG4 20

ACTG5 20

ACTG6 21

ACTG7 21

3.3.2 Validación del procedimiento de estimación 22

3.3.3 Validación de las hipótesis estadisticas 26

3.4 Estimadores de varianza 27

3.4.1 Varianzas analíticas (asintóticas) 28

Varianza de los parámetros 28

Varianza de los reclutamientos 29

Varianza del stock total a comienzo de año 29

Varianza de la mortalidad por pesca anual 30

Intervalos de confianza 30

Cálculo de las varianzas analiticas 30

3.4.2 Varianzas bootstrap 30

Procedimiento 31

Cálculo de varianzas bootstrap 31

4. MODELO DE ANALISIS SECUENCIAL A LA TALLA: AST 32

4.1 Vectores X_t, Y_t y Z_t 32

4.2 Ecuaciones del modelo 33

4.2.1 Tasa de explotación y selectividades a la edad y talla 33

4.2.2 Clave edad-talla inversa 35

4.2.3 Momentos 36
4.2.4 Ecuación del proceso 36
Supuestos 36
Dinámica de estados 36
4.2.5 Ecuaciones de las observaciones 37
4.2.6 Hipótesis estadísticas 37
4.2.7 Función objetivo 38
4.3 Validación del modelo 38
4.4 Estimadores de varianza 39
5. MODELO DE ANÁLISIS SECUENCIAL EN TALLAS VERDADERAS: ASTV 39
5.1 Ecuaciones del proceso 39
5.2 Solución invariante en el tiempo 40
5.3 Crecimiento 48
5.4 Muertes naturales a la talla 50
5.5 Captura a la talla 53
5.6 Ecuación de la dinámica del sistema 55
5.6 Hipótesis estadísticas 57
5.7 Funciones objetivos 59
6. APLICACIÓN DE ACT A LOS DATOS DE COMPOSICIÓN DE TALLAS DE LA CAPTURA POR REGIONES 60
6.2. Evaluación de stock por regiones mediante ACTn 60
6.2. Evaluación de stock por macrozonas mediante ACTG 60
7. RESUMEN Y CONCLUSIONES 60
8. BIBLIOGRAFIA 62
ANEXOS 63

1. INTRODUCCION

Este informe entrega los resultados finales del proyecto FIP No. 95-22B: "Evaluación indirecta del stock del recurso loco (*Concholepas concholepas*) a nivel nacional".

Los resultados de este proyecto, particularmente en lo que se refiere a los modelos de evaluación de stock, tienen relación con otros modelos desarrollados como parte de proyectos anteriores financiados por el FIP y naturalmente con modelos producidos fuera del país que han servido de base a esta investigación. Para una mejor comprensión de la tarea realizada se ha estimado conveniente entregar, a modo de introducción, la genealogía de los modelos aquí presentados, la cual se esquematiza en la figura 1.

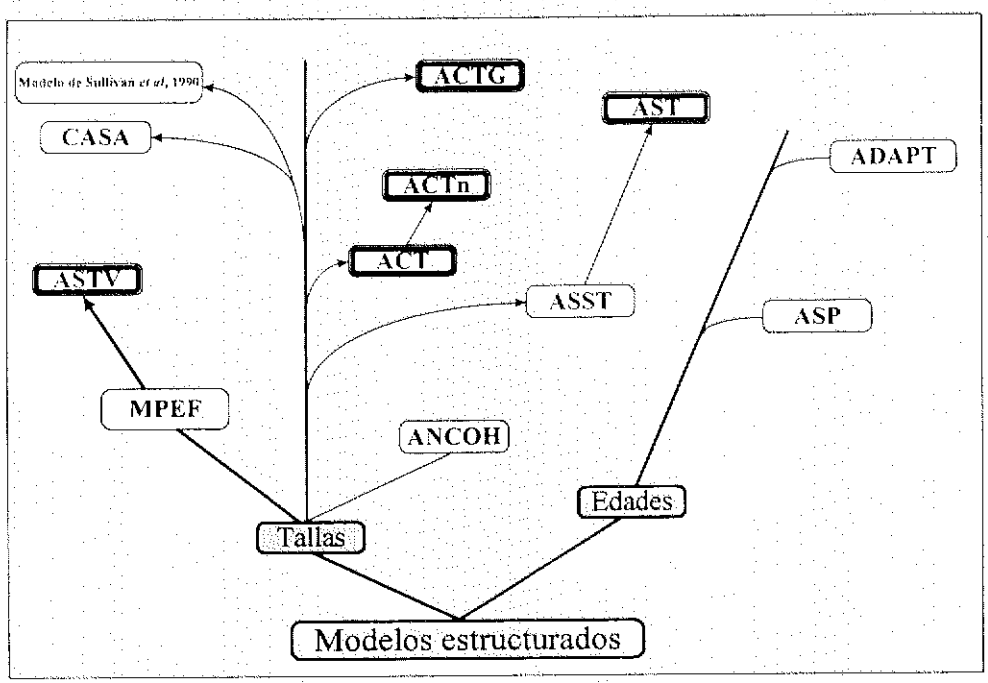


Figura 1. Genealogía de los modelos de evaluación del Loco (doble marco) y su ubicación respecto de otros modelos relacionados. Los modelos ACTn, ACTG, AST y ASTV fueron desarrollados en el marco del presente proyecto. (***ACT****. Análisis de captura a la talla,* ***ACTn****: Análisis de captura a la talla para "n" temporadas de pesca,* ***ACTG****: Análisis de captura a la talla generalizado,* ***AST****: Análisis secuencial en tallas o modelo alternativo,* ***ASTV*** *: Análisis secuencial en tallas verdaderas,* ***MPEF****: Modelo poblacional en edades fisiológicas de VanSickle;* ***ANCOH****: Análisis de cohortes de Jones,* ***ASST****: Análisis secuencial separable por tallas de Kimura).*

Dentro de la clase de los modelos estructurados, se pueden distinguir dos líneas principales de desarrollo en correspondencia con la disponibilidad de datos para hacer los análisis (composiciones de tallas o edades). Respecto a los primeros, dos ramas principales se separan en su base según se incluya error en su formulación, o no. En esta última clase, se debe citar ANCOH[1] (Jones, 1981). En este modelo las capturas observadas por intervalo de tallas se consideran exactas y los tamaños de las cohortes y mortalidades por pesca en el pasado no son estimadas en el sentido estadístico del término, sino calculados analíticamente resolviendo

[1] Análisis de Cohortes en tallas.

una ecuación en la cual todas las variables, con excepción de la que interesa, se suponen conocidas. Esto requiere, como se sabe, asumir un valor tentativo para la mortalidad por pesca terminal de la cohorte (o de su tamaño terminal) y conocer, o suponer conocida, la mortalidad natural.

En los modelos que consideran error en los procesos o en las observaciones, para estimar los parámetros es necesario usar algún procedimiento que permita ajustar el modelo a las observaciones. Varios criterios de bondad de ajuste existen, entre los más utilizados están el criterio de mínimos cuadrados y de máxima verosimilitud. Debido a la usual nolinealidad de los modelos de evaluación de stock y los numerosos parámetros que normalmente deben estimarse, las soluciones analíticas para encontrar los parámetros son imposibles y deben emplearse en su lugar programas de búsqueda numérica.

Algunos modelos de este tipo existían en la ciencia pesquera al momento que se dio curso a las evaluaciones del loco en el país (MPEF de Vansickle, 1977; CASA; ASST de Kimura, 1989) y otros se conocieron durante el desarrollo de este proyecto (Modelo de Sullivan et al., 1990). Todos ellos requieren de series temporales de composiciones de tallas, índices de abundancia o ambos tipos de información, conocer la mortalidad natural y estimar o conocer también los parámetros de crecimiento. No obstante, en las primeras evaluaciones del loco, debido a la escasa información disponible entonces, no fue posible emplear estos modelos. Al abrirse la moratoria de pesca en 1993, a nivel nacional no existía datos de composiciones de tallas para evaluar los stock regionales y los datos sobre mortalidad natural y crecimiento eran fragmentarios o inexistentes para la mayoría de las regiones. En respuesta a las limitaciones de información existentes en ese momento, se creó el modelo ACT, un modelo sencillo basado en el supuesto de stock en equilibrio o pseudocohorte. Su estructura es similar al modelo de ANCOH, pero a diferencia de este, supone error en las capturas y utiliza regresión nolineal para estimar sus parámetros.

A medida que se acumularon datos de las siguientes temporadas, ACT fue modificado para incluir la nueva información dando lugar al modelo ACTn. Este modelo mantuvo el supuesto de reclutamiento y patrón de explotación constante de ACT, pero permitió transiciones entre temporadas sobre la base de un seguimiento de cohortes en tallas, y mortalidades por pesca dependientes de las mismas. La estrategia de modelamiento fue incrementar la razón observaciones/parámetros para mejorar el mal acondicionamiento del modelo y sus efectos negativos en el comportamiento de los algoritmos de búsqueda.

Con ACTn se lograron estimaciones consistentes para dos, tres y cuatro temporadas, pero se hizo evidente la necesidad de mejorar el modelo en cuanto a una descripción más realista de la dinámica de las cohortes, en la estructura del error para estimar varianzas y en el número de las observaciones.

Tres nuevas líneas de desarrollo se intentaron como parte de este proyecto. La primera, es una generalización del modelo ACT, denominado ACTG, que intenta superar algunas de las limitaciones antes mencionadas, flexibilizando los supuestos sobre la dinámica del stock, las hipótesis estadísticas sobre los errores de observación y la incorporación de información auxiliar de cpue.

La segunda línea es una variante del modelo de análisis secuencial separable en tallas, ASST, (Kimura, 1989). En la propuesta e informes anteriores del proyecto ha recibido el nombre de modelo alternativo, pero en lo sucesivo lo denominaremos AST para distinguirlo del anterior. Este modelo se diferencia de ACTG, fundamentalmente en un mejor seguimiento de las cohortes y en la predicción de capturas a la talla en intervalos de amplitud constante que no

requiere la reestructuración de las capturas por intervalo que se necesita en ACTG. Este modelo sigue las cohortes en edades y predice capturas a la edad que luego convierte a tallas mediante una clave talla-edad inversa.

La tercera opción de modelamiento explorada se basa en el modelo de población en edad fisiológica de VanSickle (1977). Este es una generalización del modelo demográfico que Lotka formulara en edades (Lotka, 1956). Aquí es utilizado para desarrollar un modelo secuencial en tallas con hipótesis específicas sobre los procesos de reclutamiento, crecimiento, mortalidad natural y mortalidad por pesca a la talla. La característica de este modelo que lo distingue de los demás es el seguimiento de cohortes verdaderas en tallas, razón por la cual se denomina ASTV.

Los principales resultados del proyecto se organizan en este informe de la siguiente manera. En el segundo capítulo, se presenta la estrategia usada para formular los modelos. En el tercer capítulo, se describe el modelo ACTG, su validación, estimación de varianzas asintóticas y aplicación a la serie de datos de composición de tallas y cpue de la X Región. El modelo AST se describe en el capítulo cuarto con una aplicación a los mismos datos utilizados para validar ACTG. En el capítulo quinto se presenta el modelo ASTV detallando la formulación de las ecuaciones de los procesos y las observaciones, pero sin validarlo ni implementarlo computacionalmente para fines de estimación. El capítulo sexto reúne las evaluaciones de stock realizadas con ACTn a los datos de composiciones de tallas regionales y muestra los análisis asociados a la preparación de los datos.

Finalmente, los resultados del seguimiento del reclutamiento, una de las actividades comprometidas del proyecto, pero de importancia secundaria respecto al tema tratado en los capítulos anteriores, se entrega aparte en un anexo junto al análisis de las cuotas por región, un tema también colateral, que fue necesario dedicarle algún esfuerzo para formarse una visión más clara acerca de los procesos que influyen en las variables de control. En el anexo también se incluyen todos los programas desarrollados en este proyecto.

2. ESTRATEGIA DE MODELAMIENTO

2.1 Modelamiento en el espacio de los estados

Los modelos de evaluación de stock del loco, desarrollados en proyectos anteriores y los propuestos en este estudio, pertenecen a la clase de los modelos en el espacio de los estados. Estos se caracterizan por observaciones aleatorias colectadas de un sistema dinámico (el stock) cuyas variables de estado, aquellas que describen su comportamiento, permanecen ocultas al observador. Así por ejemplo, en los modelos de evaluación a los cuales se hace referencia, las observaciones suelen ser las capturas en número por clase de talla y las variables de estado las abundancias por clase de tallas presentes en el stock que no se pueden observar directamente.

Aunque los modelos en el espacio de los estados se usan desde hace muchos años en la Evaluación de Stock, sólo recientemente comienza a emerger una estrategia comprensiva para diseñar y analizar este tipo de modelos (Schnute, 1994 y Schnute y Richards, 1995). En este estudio se usa este enfoque como un marco teórico para orientar desde una perspectiva más general los esfuerzos de modelamiento.

Según este enfoque, un modelo en el espacio de los estados debe incluir tres vectores dependientes del tiempo: el vector de estados $\mathbf{X}_t$, de dimensión m, el vector de observaciones $\mathbf{Y}_t$, de dimensión n, y el vector de controles $\mathbf{Z}_t$, de dimensión k. Adicionalmente, el modelo también incluye un vector de parámetros independiente del tiempo Θ de dimensión p.

El vector de estados, $\mathbf{X}_t$, representa las características inobservables del stock (estructura de tallas, edades, etc.), el vector de observaciones, $\mathbf{Y}_t$, las magnitudes realmente observadas (composiciones de tallas del desembarque o índices de cpue, etc.). Los controles $\mathbf{Z}_t$, son también magnitudes observadas o conocidas que, a diferencia de las observaciones propiamente tal, dependen de algún agente exógeno al sistema que influye en la dinámica del stock o en el proceso de observación. Controles pueden ser por ejemplo cuotas de capturas y factores ambientales. La variable tiempo t, cuando se desea introducirla explícitamente en el modelo, también se puede considerar una componente del vector de control.

2.2 Estructura del modelo en el espacio de los estados

En su forma determinista un modelo de evaluación en el espacio de los estados queda definido cuando se especifican dos funciones que dependen de los vectores $\mathbf{X}_t$, $\mathbf{Y}_t$, $\mathbf{Z}_t$ y Θ: 1) la ecuación del proceso y 2) la ecuación de las observaciones. La primera, denominada también ecuación de la dinámica de estados, es la función $\mathbf{F}$

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{F}(\mathbf{X}_{t-1}, \mathbf{Z}_t, \Theta)$$

Ec. 1

que relaciona el estado en el año t con el estado en el año anterior, t-1, mientras la segunda ecuación, es la función $\mathbf{G}$

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{G}(\mathbf{X}_t, \mathbf{Z}_t, \Theta)$$

Ec. 2

que vincula las observaciones con el estado del sistema.

La forma estocástica del modelo usada en la estimación, requiere supuestos adicionales sobre la variación estadística de los estados y las observaciones. Las respectivas variaciones, δ_t y ε_t, suelen expresarse como vectores de desvíos aditivos en torno del valor determinístico de X_t y Y_t,

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{F}(\mathbf{X}_{t-1}, \mathbf{Z}_t, \Theta) + \delta_t$$

Ec. 3

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{G}(\mathbf{X}_t, \mathbf{Z}_t, \Theta) + \varepsilon_t$$

Ec. 4

cuyas medias se suponen iguales 0 y sus matrices de varianzas y covarianzas,

$$\mathbf{U}_t = \mathbf{U}(\mathbf{Z}_t, \Theta)$$

Ec. 5

$$\mathbf{V}_t = \mathbf{V}(\mathbf{Z}_t, \Theta)$$

Ec. 6

dependientes de los controles y los parámetros.

La manera como interactúan las funciones **F** y **G** y las dos fuentes de perturbación aleatoria (errores de proceso y observación) se ilustran en la figura 2.

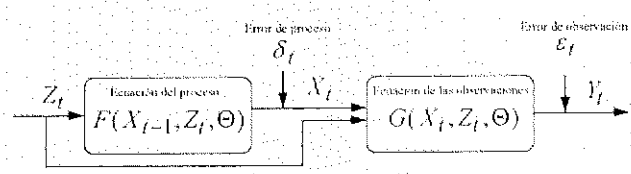


Figura 2. Estructura de un modelo de evaluación de stock en el espacio de los estados.

2.3 Etapas del modelamiento

Esta estructura del modelo sugiere que su diseño, en el espacio de los estados, debe responder cuatro interrogantes principales:

1. ¿Cuáles son las componentes del vector de estados $\mathbf{X}_t$, del vector de observaciones $\mathbf{Y}_t$ y del vector de controles $\mathbf{Z}_t$?
2. ¿Qué funciones **F** y **G** definen las ecuaciones del proceso y las observaciones?
3. ¿Qué parámetros Θ requieren las funciones **F** y **G**?
4. ¿Qué errores estadísticos (de proceso u observación) se admitirán en el modelo y cuáles serán sus distribuciones?

3. MODELO DE ANALISIS DE CAPTURA A LA TALLA GENERALIZADO: ACTG

3.1 Definición de los vectores $\mathbf{X}_t$, $\mathbf{Y}_t$ y $\mathbf{Z}_t$

El vector de estados $\mathbf{X}_t$ no es difícil de identificar y corresponde a la composición de tallas del stock de locos comerciales presente en una región cualquiera.

$$\mathbf{X}_t = \begin{bmatrix} N_{1,t} \\ \vdots \\ N_{i,t} \\ \vdots \\ N_{m,t} \end{bmatrix}$$

Ec. 7

donde $N_{i,t}$ es el número de individuos presentes en el stock dentro del intervalo de tallas $[l_i, l_{i+1})$.

La información de la actividad de pesca comercial que se obtiene actualmente a escala nacional durante el monitoreo de una temporada de pesca t, en cada región, es:

- la proporción de la captura en el intervalo de talla $[l_i, l_{i+1})$, $p_{i,t}$,
- el desembarque total en número C_t,
- el esfuerzo de pesca total E_t,
- la captura por unidad de esfuerzo U_t.

A escala menor, también se sigue el asentamiento de locos en el intermareal de la X Región, obteniéndose:

- la densidad de especímenes post-asentados IR_t.

Este índice IR_t, como se ha sugerido en la propuesta técnica del proyecto, puede considerarse una fuente de información auxiliar debido a su aparente relación con el reclutamiento al stock vulnerable (Moreno, com. pers.). Sin embargo, su alcance como parte del seguimiento actual del recurso tiene un carácter muy limitado, aunque podría constituirse en una experiencia extensible a otras regiones si se demuestra su utilidad.

A la información anterior se debe agregar:

- la Captura Total Permisible anual, CTP_t, y
- la cuota de captura Q_t.

Ambas variables están vinculadas al mecanismo de control de la pesquería. La CTP_t es el resultado principal de la evaluación anual de los stocks regionales y Q_t el resultado de las negociaciones entre la Subsecretaría de Pesca y los usuarios, tomando como referencia la CTP_t.

¿Qué información de la antes mencionada forma parte del vector de observaciones $\mathbf{Y}_t$? Varias respuestas se pueden dar a esta pregunta. En los modelos ACT y ACTn el vector de observaciones fue la composición de tallas del desembarque,

$$\mathbf{Y}_t = \begin{bmatrix} C_{1,t} \\ \vdots \\ C_{i,t} \\ \vdots \\ C_{m,t} \end{bmatrix} \qquad \textit{Ec. 8}$$

$C_{i,t}$ es el número de individuos capturados en el intervalo de tallas $[l_i, l_{i+1})$.

La conveniencia de mantener $[C_{i,t}]$ como vector de observaciones, depende de la manera como se genera esta información. En la *Figura 3* se puede apreciar que la composición de tallas del desembarque, en su génesis, no es una fuente independiente de información. El desembarque a la talla se estima elevando la proporción a la talla al desembarque total de la región C_t.

$$C_{i,t} = p_{i,t} \cdot C_t$$

Ec. 9

El programa de seguimiento obtiene $p_{i,t}$ mediante un muestreo del desembarque y C_t de un registro censal de las capturas por pescador. Si en efecto el desembarque total se obtiene sin

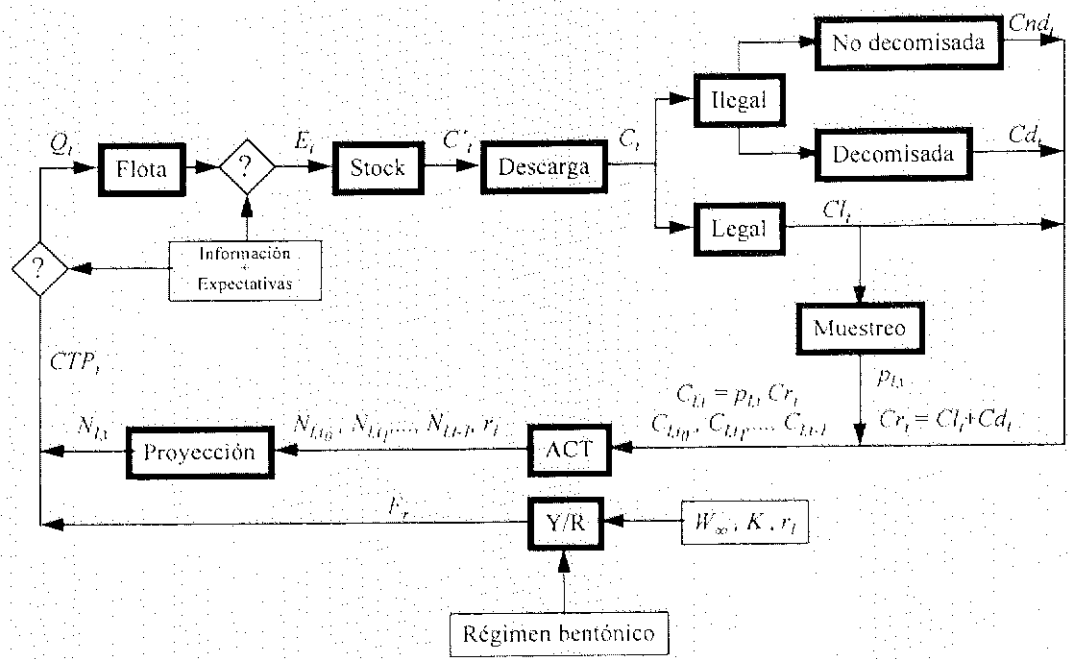


Figura 3. Esquema de los flujos de información en la pesquería del loco.

error, es indistinto definir como vector de observaciones las capturas absolutas a la talla o las proporciones a la talla.

A pesar que los desembarque se obtienen de manera censal, las estimaciones se basan en supuestos que no se cumplen y están sujetas a importantes fuentes de error. En efecto, la estructura de los desembarques ilegales poseen obviamente una frecuencia mayor de ejemplares bajo la talla mínima legal y la magnitud de los desembarque ilegales no reportados es en realidad importante y se conoce parcialmente, por lo general bastante tiempo después que las evaluaciones de stock se han realizado. Por lo tanto, aunque hipotéticamente en algunas regiones el desembarque pudiera conocerse con exactitud, es seguramente más correcto considerar por ahora que el desembarque es una variable estimada con error y en consecuencia, adoptar como observación básica la serie de capturas a la talla.

La propuesta técnica, sugiere ampliar el vector de observaciones para incluir información de esfuerzo y rendimiento de pesca. Así fue considerado en el Pre-informe final (*Ec.10*) partiendo del supuesto que ambas fuentes de información eran independientes. Antecedentes recientes acerca de la manera como IFOP estima el esfuerzo de pesca indican lo contrario (Z. Young com. pers.)[1], por lo tanto para definir el vector de observaciones nos quedaremos solamente con la captura por unidad de esfuerzo.

1 El esfuerzo pesquero se estima dividiendo el desembarque total por la captura por unidad de esfuerzo obtenida de una muestra de las embarcaciones.

Luego, el vector completo de observaciones resulta ser

$$\mathbf{Y}_t = \begin{bmatrix} C_{1,t} \\ \vdots \\ C_{i,t} \\ \vdots \\ C_{m,t} \\ U_t \end{bmatrix}$$

Ec. 10

Eventualmente, el caso particular de la X región, el vector de observaciones se podría incluir una componente más: el índice de reclutamiento IR_t.

Respecto al vector de control $\mathbf{Z}_t$, también existen varias opciones posibles. Para elegir entre ellas hemos adoptado el criterio de concentrar la variabilidad en la ecuación de observación $\mathbf{G}$ y hacer lo más determinista posible la ecuación de estados $\mathbf{F}$. La idea detrás de este criterio es simplificar el procedimiento de estimación de los parámetros reduciéndolo a la minimización de los errores de observación solamente.

Como primera opción, resulta natural proponer la CTP_t o Q_t anual, sin embargo, como se ilustra en la Figura 3, ninguna de estas variables están directamente relacionadas con los cambios de estado del stock, debido a las decisiones de manejo y operacionales que median entre la CTP_t y Q_t y entre ésta última y el desembarque C_t que efectivamente se realiza. Los desvíos de los C_t respecto de las CTP_t, como se ilustra en el Anexo 1, se explican en ciertas regiones principalmente por la discordancia entre las cuotas y las CTP_t que se produce durante el proceso de negociación con los usuarios. En otros casos, las discrepancias observadas están más relacionadas con cambios de intencionalidad de los pescadores que dirigen el esfuerzo de pesca hacia otras especies, particularmente en aquellas regiones donde existen otros recursos alternativos al loco (por ejemplo el erizo en la XII región).

Otra posibilidad, es el desembarque total del año C_t. Esta variable, a primera vista, se espera más correlacionada con los cambios de estado del stock que la captura total permisible o la cuota. Sin embargo, puesto que el objetivo es reducir el error de proceso, el desembarque tampoco resulta una buena elección, porque, según lo expresado precedentemente, posee un nivel importante de incertidumbre.

Una tercera alternativa es el esfuerzo de pesca E_t, pero al igual que el desembarque presenta errores importantes que no lo hacen recomendable como variable de control. Es precisamente por esta razón que anteriormente se había considerado la posibilidad de incluirlo en el vector de observaciones. Fuentes de error del esfuerzo son el "aposamiento" y el seguimiento retrasado de la actividad extractiva que distorsiona su magnitud durante los inicios de la temporada[1], entre otras.

Una cuarta posibilidad, con la cual nos quedamos finalmente, es la duración de la temporada de pesca ϕ_t. Esta variable tiene dos cualidades que la hacen recomendable para nuestro

1 El "aposamiento" se refiere a la acumulación ilegal de capturas antes de la temporada de pesca, que posteriormente se "blanquea" atribuyéndola al período de pesca autorizado. El seguimiento retrazado de la temporada de pesca se produjo en 1995 debido a la adjudicación y comienzo tardío del proyecto de seguimiento del recurso loco que dejo casi los dos primeros meses sin información (Miranda, com. pers.).

propósito: es conocida con bastante exactitud y determina junto con la tasa de mortalidad por pesca una parte de la sobrevivencia durante el período anual.

Tomando en cuenta estos nuevos argumentos, la *Ec.13* del Pre-informe Final es reemplaza por

$$\mathbf{Z}_t = \left[\phi_t\right].$$

Ec. 11

3.2 Ecuaciones del modelo

3.2.1 Definiciones

La población se supone compuesta de m intervalos de tallas (la dimensión del vector de estados).

$$[l_1, l_2), [l_2, l_3), \ldots, [l_i, l_{i+1}), \ldots, [l_{m-1}, l_m), [l_m, L_\infty)$$

Ec. 12

que representan las cohortes anuales presentes en el stock cuyos extremos siguen la relación de crecimiento de von Bertalanffy

$$l_{i+1} = L + \rho\, l_i \ ,$$

Ec. 13

donde

$$\rho = \exp(-K) \ ,$$

Ec. 14

y,

$$L = L_\infty (1 - \rho)$$

Ec. 15

Al igual que en versiones anteriores, la abundancia en número en el intervalo $[l_i, l_{i+1})$ a comienzos del año t se define como

$$N_{i,t} = \int_{l_i}^{l_{i+1}} N(\tilde{l}, t)\, d\tilde{l}$$

Ec. 16

donde $N(l,t)$ es la función de densidad en número (número por talla).

En lo sucesivo a lo individuos que alcanzan el límite inferior del primer intervalo l_1 se los considera reclutados a la pesquería. Consecuentemente, el reclutamiento R_t del año t son los individuos que durante el ese período alcanzan la talla de reclutamiento

$$R_t = \int_t^{t+1} B(l_1, \tilde{t})d\tilde{t}$$

Ec. 17

donde $B(l_1,t)$ es la tasa de reclutamiento.

Puesto que los individuos $B(l_1,t)dt$ que alcanzan la talla de reclutamiento en el intervalo $[t, t+dt]$, debido al crecimiento se distribuyen en el rango de tamaños $[l_1, l_1+dl]$, se cumple que el número de individuos en dicho intervalo de tallas $N(l_1,t)dl$ es igual al número de reclutas

$$B(l_1,t)dt = N(l_1,t)dl$$

Ec. 18

Luego, el reclutamiento del año se define como

$$R_t = \int_{l_1}^{l_2} N(\tilde{l},t)d\tilde{l} = N_{1,t}$$

Ec. 19

o sea, el número de individuos presentes a comienzo de año en el primer intervalo de tallas.

Usando las definiciones previas, el número total de la población a comienzos del año t se define como

$$N_t = R_t + \sum_{i=2}^{m} N_{i,t}$$

Ec. 20

3.2.2 Tasa de explotación y selectividad

La tasa de explotación es una función de la talla y de la temporada de pesca, $h_{i,t}$. En el modelo se supone factorizable en una selectividad dependiente de la talla y una tasa de explotación dependiente del año,

$$h_{i,t} = r_i h_t$$

Ec. 21

La tasa de explotación a su vez se representa en función de la tasa instantánea de mortalidad por pesca de año, F, desconocida y la duración de la temporada de pesca, ϕ.

$$h_i = 1 - e^{F_i \phi_i}$$

Ec. 22

Esta última, por ser variable de control, se supone conocida.

La selectividad es modelada por una función logística de dos parámetros: la talla se selección al 50% y el rango de selección entre los percentiles de 25% y 75% ($L_{50\%}$ y $rango$).

$$r_i = \frac{1}{1 + e^{(L_{50\%} - l_i)\frac{2*\ln(3)}{rango}}}$$

Ec. 23

Esta ecuación reemplaza a la Ec. 24 del Pre-informe final. Se la ha preferido porque requiere menos parámetros que la ecuación propuesta originalmente y los parámetros son interpretables directamente, facilitando así la identificación de valores tentativos de entrada durante la estimación.

3.2.3 Momentos: stock vulnerable y proporción de la captura a la talla en la captura total

El stock vulnerable a la pesca se define como la suma ponderada de las abundancias a la talla por la selectividad, es decir,

$$N_t^* = \sum_{i=1}^{m} r_i N_{i,t}$$

Ec. 24

Asimismo, se define la proporción de la captura a la talla en la captura total como

$$u_{i,t} = \frac{r_i N_{i,t}}{N_t^*}$$

Ec. 25

3.2.4 Ecuación del proceso

La forma de la ecuación $\mathbf{F}(X_t, Z_t, \Theta)$ responde a los supuestos hechos acerca de la manera como los procesos de mortalidad y reclutamiento determinan los cambios de estado.

Supuestos

1. Pesca ocurre en un período (ϕ) distinto a la mortalidad natural (1-ϕ).
2. Reclutamiento se produce instantáneamente a comienzo de año.
3. Mortalidad natural es constante.
4. Tasa de explotación es separable.
5. Mortalidad por pesca es variable entre años de la serie.
6. Selectividad (o patrón de explotación) a la talla es constante a través de los años.

7. Stock inicial en equilibrio o no-equilibrio.
8. Reclutamiento constante o variable para los años de la serie.

Los supuestos sobre el stock inicial y el reclutamiento admiten dos alternativas cada uno, que combinadas entre si, definen funciones **F** distintas. Cuando el stock inicial se supone en estado de equilibrio, dependiendo de si se admite o no algún nivel histórico de mortalidad por pesca, se producen cuatro opciones de **F** distintas (**F1-F4**). Por otra parte, cuando el stock se supone en estado de no-equilibrio, de todas las maneras posibles que esto puede ocurrir[1], se consideran sólo las opciones donde únicamente el reclutamiento histórico variable es la causa del no-equilibrio (**F5** y **F6**) y la opción en la cual no se especifican causas (**F7**). Entre las primeras, **F5** y **F6**, corresponden a los casos en que la mortalidad por pesca histórica se supone igual o mayor que cero, respectivamente.

Las opciones de **F** analizadas se resumen en la tabla 1

Tabla 1. Opciones de modelos analizados en relación a los supestos del stock inicial y Reclutamiento de la serie.

		Reclutamiento de la serie	
Stock inicial		Constante	Variable
Equilibrio	F hist. cte. = 0	**F1**	**F3**
	F hist. cte. > 0	**F2**	**F4**
No-equilibrio	R hist. Var., F hist cte. = 0		**F5**
	R hist. Var., F hist. cte. > 0		**F6**
	Sin especificar causa		**F7**

Entre las ecuaciones de la dinámica de estados consideradas, **F7** es la menos restrictiva en cuanto a los supuestos y de mejor comportamiento en sus residuales (ver sección 3.3.1 sobre validez de los supuestos). Esta ecuación se presenta a continuación y es núcleo del modelo que hemos denominado ACTG. Las restantes se analizan en la sección 3.3 (Validación del modelo) y se entregan como parte las variantes del modelo en el Anexo 7).

Dinámica de estados

Las ecuaciones de transición son las siguientes:

$t = 1$

$$N_{i,1} = \begin{cases} N_i & 1 \le i \le m \end{cases}$$

Ec. 26

1 El estado de no-equilibrio del stock inicial puede deberse a que la mortalidad por pesca, la mortalidad natural o el reclutamiento fueron variables en el pasado, cada uno por separado (3 alternativas), o en todas las combinaciones que se pueden dar estas causas cuando concurren más de una simultáneamente (4 alternativas).

$2 \le t < T$

$$N_{i,t} = \begin{cases} R & i = 1 \\ (N_{i-1,t-1} - u_{i-1,t-1} N^*_{t-1}(1 - e^{-F_{i-1}\phi_{t-1}}))e^{-M(1-\phi_{t-1})} & 1 < i \le m-1 \\ (N_{i-1,t-1} + N_{i,t-1} - (u_{i-1,t-1} + u_{i,t-1})N^*_{t-1}(1 - e^{-F_{i-1}\phi_{t-1}}))e^{-M(1-\phi_{t-1})} & i = m \end{cases}$$

Ec. 27

Las variantes de las ecuaciones de transición basadas en el desembarque y el esfuerzo anual como variable de control no son incluidas en este informe por las razones ya comentadas en relación con la selección de variables.

3.2.5 Ecuaciones de la observaciones

De acuerdo con nuestra definición de observaciones, la función $G(\mathbf{X_t},\mathbf{Z_t},\Theta)$ del modelo ACTG debe predecir las capturas a la talla y la captura por unidad de esfuerzo para la serie de años disponible. Las capturas a la talla se predicen mediante la ecuación

$$C_{i,t} = u_{i,t} C_t = u_{i,t} N^*_t \left(1 - e^{F_t \phi}\right)$$

Ec. 28

que se deriva directamente de las definiciones de las secciones 3.2.2 y 3.2.3.

Por otra parte, la captura por unidad de esfuerzo anual se predice mediante la ecuación

$$U_t = q N^*_t \left(1 - \frac{h_t}{2}\right)$$

Ec. 29

que deriva de suponer una relación proporcional entre la captura por unidad de esfuerzo y la abundancia media del stock vulnerable, calculada como el promedio entre la abundancia al comienzo y final de un año cualquiera.

3.2.6 Hipótesis estadísticas

Sólo errores de observación se admiten en el modelo. El desvío del logaritmo de las capturas a la talla observadas respecto de la predicción del modelo

$$\varepsilon 1_{i,t} = \ln\left(C_{i,t}\right) - \ln\left(u_{i,t} C_t\right)$$

Ec. 30

se distribuyen como una variable aleatoria $Normal(0,\sigma_1^2)$.

El desvío del logaritmo de la CPUE observada respecto de su predicción

$$\varepsilon 2_t = \ln(U_t) - \ln\left(qN_t^*\left(1-\frac{h_t}{2}\right)\right)$$

Ec. 31

se distribuye $Normal(0,\sigma_2^2)$.

3.2.7 Función objetivo

La función a minimizar es la suma de cuadrados residuales totales

$$SST(\theta) = SSC + \lambda SSU$$

Ec. 32

tal que

$$SSC = \sum_t \sum_i \varepsilon 1_{it}^2$$
$$SSU = \sum_t \varepsilon 2_t^2$$
$$\lambda = \frac{\sigma_{\ln C}^2}{\sigma_{\ln U}^2}$$

Ec. 33

Para calcular λ, la varianza del logaritmo de la CPUE se debe conocer de ante mano a partir del diseño de muestreo empleado para obtener el índice y la varianza del logaritmo de las capturas se estima aproximadamente mediante el cuadrado medio del error que resulta de ajustar el modelo.

$$\sigma_{\ln C}^2 = MSE = \frac{SST}{\#observaciones - \#parametros}$$

Ec. 34

3.3 Validación del modelo

La validación del modelo comprende el análisis de su comportamiento ante variaciones de los supuestos, la verificación del procedimiento de estimación y de la hipótesis estadística sobre los errores de observación.

3.3.1 Validación de los supuestos

Siete variantes del modelo entregadas en el anexo 7, fueron analizadas teniendo en cuenta los criterios de generalidad, realismo, parsimonia y precisión. Un modelo se considera más general que otro si lo incluye, es decir si este último se puede obtener del primero introduciendo alguna restricción, luego un modelo se considera de mayor generalidad si produce una cantidad mayor de modelos alternativos al aplicar un conjunto de restricciones. Realismo se refiere a la fidelidad del modelo para dar cuenta de los procesos de la dinámica del stock que se conocen. Parsimonia alude a la economía de parámetros con que se modelan tales procesos y precisión al grado de ajuste de las observaciones logrado por el modelo.

El comportamiento del modelo fue analizado observando su estructura de residuales. Tendencias marcadas en los residuales, a través de las tallas y/o los años, y estimaciones de parámetros fuera del rango probable fueron interpretados como la consecuencia de falta de realismo, generalidad o ambos atributos en el modelo. La parsimonia se refleja directamente en la cantidad de parámetros utilizado por el modelo y la precisión en la magnitud de los cuadrados medios que resultan del ajuste.

En general, no es posible maximizar simultáneamente todos los atributos del modelo debido a que no son independientes entre si. Por esa razón, la estrategia seguida fue priorizar al comienzo la parsimonia a costa del realismo y la generalidad para lograr un mejor acondicionamiento de los algoritmos de búsqueda y aumentar los grados de libertad. En la medida que la estructura de residuales no resultó satisfactoria se agregó realismo y generalidad al modelo mediante la incorporación de nuevos parámetros. Esto normalmente significó ganar precisión y perder parsimonia, pero se buscó en lo posible no incrementar los parámetros sin que el conocimiento de los procesos y el análisis de los residuales realmente lo justificara.

Los siete modelos se probaron con los datos de la X Región. Los modelos fueron programados en planillas Excel incluidas en el disquete que acompaña a este informe. Los principales resultados del análisis de cada una de las variantes se resumen a continuación.

ACTG1

Se basa en casi los mismos supuestos que el modelo ACT, es decir supone que los cambios interanuales del stock han estado determinados exclusivamente por cambios en la mortalidad por pesca asociados al esfuerzo de pesca. Su generalidad y realismo es mínimo al no considerar otros factores de cambio, como por ejemplo variaciones en el reclutamiento, y suponer que el stock encontraba en equilibrio a comienzos de la serie de tiempo estudiada. Estas limitaciones se manifiestan en residuales de las capturas a la talla y de las capturas por unidad de esfuerzo, con tendencias marcadas a través de los intervalos de tallas y de los años. En efecto, las capturas que predice el modelo para los intervalos de talla menores a 143 mm son menores que las observadas, mientras en los intervalos de tallas mayores a 143 mm ocurre lo contrario. Asimismo, el patrón de explotación estimado sugiere una selectividad casi en filo de cuchillo muy cerca de la talla de reclutamiento que difiere notablemente del patrón de vulnerabilidad más gradual y desplazado a tallas mayores observado en la curva de captura. Las mortalidades por pesca siguen el patrón esperado de las cuotas de captura hasta 1995, pero en el último año, cuando se esperaría un valor menor o a lo sumo igual al año anterior, estima una mortalidad por pesca excesivamente alta, absolutamente fuera de escala y errónea a nuestro parecer.

La virtud de este modelo es su parsimonia, pero esta cualidad no compensa su falta de realismo y bajo nivel de precisión, consecuencia esto último de la estructura deficiente de los residuales.

ACTG2

Difiere del modelo anterior sólo en la incorporación de una mortalidad por pesca histórica constante. Esto significa mayor realismo a cambio de un parámetro más y una sustancial mejora de la precisión, atribuible a la corrección de la estructura de residuales en los intervalos de talla intermedios. Sin embargo, persisten tendencias en los residuales, principalmente a través de los años, tanto en las capturas como en los rendimientos, que revelan aún una especificación deficiente del modelo. Cabe destacar que la incorporación de la mortalidad por pesca histórica, hace que el patrón de explotación recoja mejor la selectividad gradual de la rama ascendente de la curva de captura, pero con un claro sesgo en el sentido opuesto a lo observado en el modelo anterior, es decir tiende a sobrestimar el rango de selección y la talla de retención al 50%. La mortalidad por pesca alcanza un valor razonable para el año 1996, pero desmedido en el año 1994, mostrando desde otra perspectiva las deficiencias que aún posee la estructura de este modelo.

ACTG3

En este modelo se flexibiliza el supuesto de reclutamiento constante en los años de la serie ganando generalidad y algo de realismo, pero se mantiene el supuesto de stock inicial en equilibrio y mortalidad por pesca histórica nula, lo cual no le permite mejorar significativamente este último atributo. El resultado es muy parecido al modelo ACTG1: una estructura de residuales deficiente, pérdida de parsimonia (tres parámetros más que ACTG1) y un despreciable aumento de precisión.

ACTG4

Posee supuestos similares que ACTG3, pero con mortalidad por pesca histórica no nula para hacerlo un poco más realista. Tiene un desempeño no significativamente diferente que ACTG2 mostrando, al igual que en la comparación del modelo anterior con ACTG1, que la estructura de residuales es más sensible a los cambios en el modelamiento del stock inicial que en el reclutamiento de la serie.

ACTG5

Un paso significativo en generalidad y realismo se logra en este modelo, al incorporar el supuesto de stock inicial en estado de no equilibrio. Los modelos anteriores mostraron que el principal desajuste se produce por la dificultad para dar mejor cuenta de la estructura de tallas en el stock y las capturas del primer año. El stock inicial, como lo indica la ecuación de la dinámica de estados, tiene un efecto determinante que se propaga a los años posteriores a través de las cohortes, el cual pesa aún más cuando la serie de tiempo es corta como en este estudio. El análisis de residuales muestra una estructura notablemente mejorada respecto de los cuatro modelos anteriores, corroborando la hipótesis de la importancia del stock inicial en el modelamiento. El patrón de explotación se aproxima mucho al patrón de selectividad observado en la curva de captura y las mortalidades anuales se aproximan a valores verosímiles sin que ningún año muestre valores desmedidos. No obstante, los reclutamientos históricos estimados

(para los años anteriores a 1993) presentan una sospechosa tendencia a disminuir hacia el pasado que sugiere una subestimación progresiva debido a la no consideración de la mortalidad por pesca que ocurrió en el pasado. En ausencia de índices de reclutamiento que permitan calibrar los reclutamientos estimados mediante este modelo estas estimaciones no se pueden considerar confiables.

ACTG6

Para verificar hasta que punto un supuesto más realista, que considere alguna cantidad de mortalidad por pesca histórica constante, pudiera corregir la tendencia observada en los reclutamientos históricos estimados por ACTG5, se desarrolló este modelo que sólo difiere en este supuesto respecto al anterior. En efecto, se aprecia una corrección de la tendencia, sin embargo, los valores estimados resultan en varios años casi un orden de magnitud mayor que los actuales, a falta de información auxiliar de reclutamiento, persiste la incertidumbre sobre la confiabilidad de estas estimaciones. Por otra parte, cabe destacar que este es el modelo menos parsimónico de todos (26 parámetros) y que cualquier mejora del realismo, por ejemplo mortalidad por pesca histórica variable implica aumentar excesivamente el número de parámetros, reduciendo ostensiblemente los grados de libertad del modelo y su condición para los efectos de los métodos de búsqueda y la estimación de varianzas .

ACTG7

Las experiencia con ACTG5 y ACTG6 sugieren la conveniencia de renunciar a una parametrización detallada de la abundancia del stock inicial. Las series de reclutamiento disponibles datan desde 1989 y no cubren todo el período (1979 a 1993) que se necesitaría para ajustar las estimaciones del primer año. Ante esta limitación es preferible optar por un modelo más general que estime independientemente todas las abundancias por intervalos de tallas del primer año. ACTG7 posee esta cualidad logrando un desempeño en término de la estructura de residuales y resultados muy similar a los dos modelos anteriores.

Para resumir el análisis pormenorizado de los modelos, se han construido índices relativos de los atributos que los caracterizan (generalidad, realismo, parsimonia y precisión) en base a las definiciones dadas al comienzo de esta sección:

- Generalidad = número de variantes que se pueden generar a partir del modelo sin salirse del conjunto de supuestos básicos,
- Realismo = puntaje obtenido por satisfacer el conjunto de supuestos que según el conocimiento existente se consideran los más realistas, jerarquizados según su importancia.
- Parsimonia = número de parámetros, y
- Precisión = al valor recíproco de los cuadrados medios resultantes del ajuste.
-

La comparación de todos los modelos en el espacio de los atributos, muestra que ACTG7 logra la puntuación total más alta, consecuencia del mejor compromiso que logra entre los atributos considerados (Tabla 2 y Figura 4).

Tabla 2 Comparación de los modelos en relación a sus atributos.

Modelo	Parsimonia	Precisión	Realismo	Generalidad
M1	1.00	0.04	0.00	0.11
M2	0.94	0.21	0.08	0.11
M3	0.83	0.04	0.31	0.22
M4	0.78	0.22	0.38	0.22
M5	0.06	0.98	0.92	0.44
M6	0.00	0.95	1.00	0.44
M7	0.06	1.00	0.91	1.00

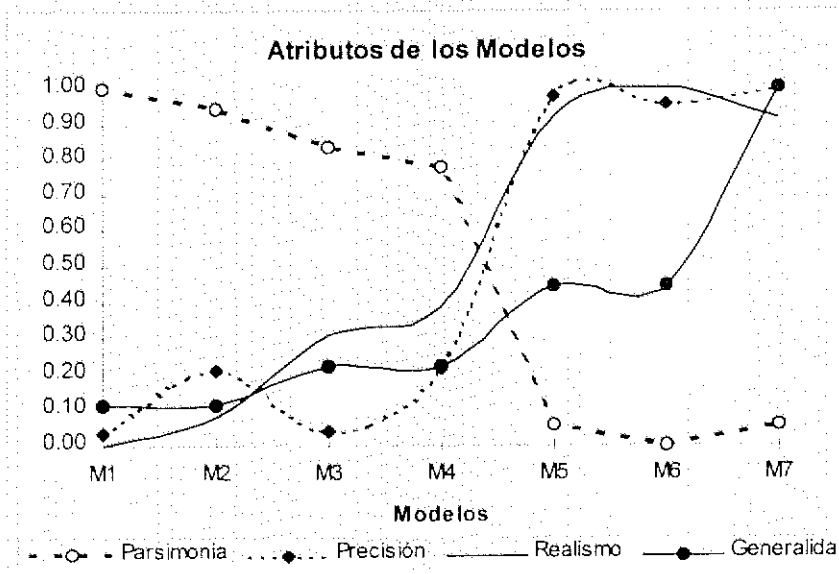


Figura 4. Comparación de los siete modelos analizados en relación a sus atributos.

3.3.2 Validación del procedimiento de estimación

Según la propuesta metodológica esta validación consistió de cuatro pasos principales:

1. Ejecución de una corrida del modelo para estimar sus parámetros,
2. Simulación de datos de captura a la talla y captura por unidad de esfuerzo asumiendo los parámetros estimados como verdaderos,
3. Ejecución de una corrida del modelo para estimar nuevos parámetros a partir de los datos simulados, y
4. Los resultados de la corrida de validación se comparan con los parámetros verdaderos para evaluar el desempeño del modelo.

La validación se realizó con los datos de la X Región. El primer paso se efectuó aplicando el programa ACTG.M obteniéndose los resultados se muestran en la Tabla 3. El programa se encuentra en el disquete que acompaña a este informe y está codificado en lenguaje Matlab (ver Anexo 8). Resultados que difieren sólo en la aproximación del cálculo se pueden también

obtener con la versión en Excel del mismo programa, el cual no incluye la estimación de las varianzas. Esta planilla también se encuentra en el mencionado disquete con el nombre ACTG7. XLS

Tabla 3. Resultados de la validación del ACTG

Talla [mm]	N_{93} (#)
88	10024231
98	11799665
107	11002370
115	6820509
122	3117833
128	1393522
134	600654
139	284470
143	124032
147	67999
150	41854
153	13077
156	3538
158	1320
160+	166
L50%-L1 [mm]	13.311
rango [mm]	5.498
q [hr. Buceo^{-1}]	5.538E-06
M [año^{-1}]	0.143
Lambda	3.1
σ^2_{lnC} = MSE	0.242
CV_C	0.523
CV_{CPUE}	0.285
σ^2_{lnCPUE}	0.078

El segundo paso fue realizado utilizando el programa SIM_ACTG.XLS. Este programa proyecta la dinámica del stock, a partir de los parámetros dados, usando la función **F** (hoja *F_modelo*), luego predice los valores de las observaciones mediante la función **G** (hoja *G_modelo*) y finalmente simula los datos de captura a la talla y cpue (hoja *Datos simulados*), usando las hipótesis estadísticas del modelo.

La simulación parte generando números aleatorios de una distribución uniforme en el intervalo [0,1] para cada observación. Luego, las observaciones se obtienen mediante la distribución lognormal inversa usando como argumentos: 1) el número aleatorio, 2) la predicción de la función **G** menos la mitad de la varianza del logaritmo natural de la observación para corregir el sesgo en la predicción al volver a la escala original y 3) el error estándar de logaritmo natural de la observación. Las varianzas del logaritmo natural de las observaciones se estimaron mediante:

$$\sigma^2_{\ln C} = MSE$$
$$\sigma^2_{\ln U} = \ln\left(CV_U^2 + 1\right)$$
donde
$$CV_u = \sqrt{\exp\left(\frac{MSE}{\lambda}\right) - 1}$$

Ec. 35

Los datos resultantes de la simulación se entregan en la Tabla 4 que sigue a continuación.

Tabla 4. Estructura de talla y datos de CPUE simulados

Talla [mm]	93	94	95	96
88	27454	68900	63438	107982
98	816426	2306555	511054	245329
107	5586116	4768700	1928752	1561539
115	3980392	3355146	1962933	713030
122	1864317	1058285	170659	229907
128	728522	2095712	86767	47561
134	166274	245453	55298	27594
139	92760	218564	33214	8399
143	27330	52328	8880	6616
147	83267	43891	5910	5804
150	22997	22867	2449	697
153	2990	7705	795	444
156	1121	1819	665	148
158	231	1518	175	168
160+	175	197	118	37
CPUE [#/hr buceo]	202.198	280.665	44.282	98.906

El tercer paso fue realizado aplicando el programa ACTG a los datos obtenidos en el paso anterior. Los resultados expresados como reclutamiento (R), tamaño del stock (S) y mortalidad por pesca (F) junto a los valores verdaderos de los mismos se entregan en la tabla 5.

Tabla 5. Reclutamiento (R) , tamaño de stock (S) y mortalidad por pesca (F) verdaderas y simuladas.

	Valores verdaderos			Valores estimados		
Años	R	S	F	R	S	F
1993	10024231	45295241	0.8565	7027977	37278440	0.7862
1994	11720111	38676770	1.9680	7403912	30532521	2.2295
1995	21064388	40764532	0.6303	8149520	22161282	0.7818
1996	69782630	101673575	0.2118	41766198	57751627	0.3235

El cuarto y último paso de la validación debe tener en cuenta que los valores estimados corresponden a una de las infinitas muestras que se pueden obtener por el procedimiento de simulación que hemos descrito. La comparación debe tener en cuenta este hecho y por esa razón se hace en términos probabilísticos. En las figuras 4, 5 y 6. con círculos se presentan los valores estimados (círculos) y sus intervalos de confianza al 95%. En las mismas figuras se presentan también valores verdaderos (asteriscos). En todos los casos se puede advertir que los verdaderos valores yacen dentro del intervalo de confianza correspondiente. También se

observa que la mortalidad por pesca es la mejor estimada, luego le sigue el stock y finalmente el reclutamiento.

En general, la validación efectuada nos permite concluir que si los datos provienen de un stock como el descrito por el modelo, es posible estimar consistentemente bien y con un margen de confianza razonable las variables de interés. En particular, en el caso del reclutamiento hacia fines del período no se puede afirmar lo mismo, debido a su gran varianza que determina intervalos de confianza muy anchos. Luego, aunque el verdadero valor cae dentro del intervalo, debemos reconocer que el modelo no estima bien el reclutamiento actual.

El mismo comportamiento se observa en el tamaño del stock, sin embargo, esto se debe principalmente a la contribución que hace el reclutamiento a la variación del stock total. Debemos esperar entonces que el modelo estime de manera confiable el stock restante y especialmente el stock vulnerable (el stock ponderado por el patrón de explotación). Esta conclusión es muy importante de tomar en cuenta por los eventuales usuarios de la administración. La CTP es directamente proporcional al stock vulnerable, por lo tanto aunque el stock del último año pueda estimarse sin mucha precisión, la CTP se estimará con un grado de precisión mucho mayor debido a que depende muy poco de las tallas incompletamente reclutadas.

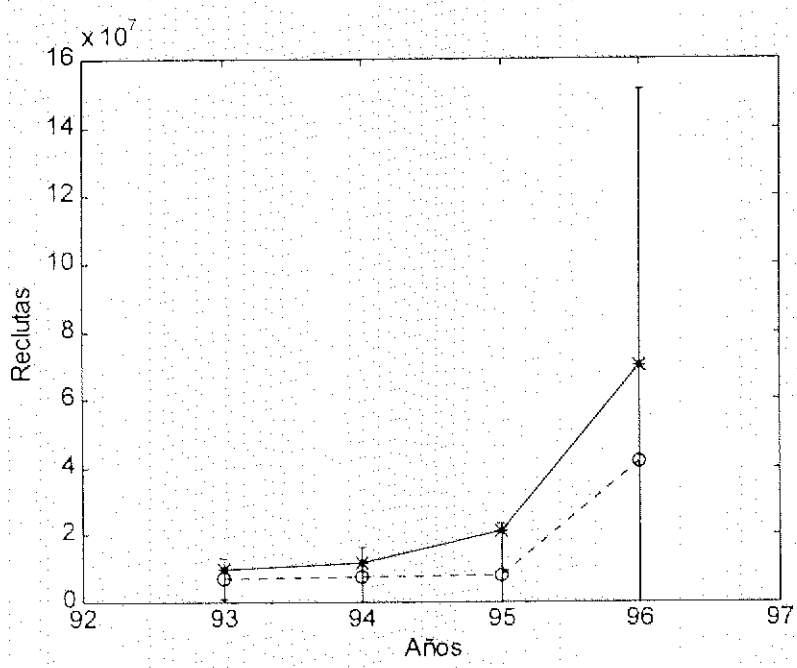


Figura 4. Valores verdaderos (*) y valores estimados del reclutamiento (o) y su intervalos de confianza al 95%.

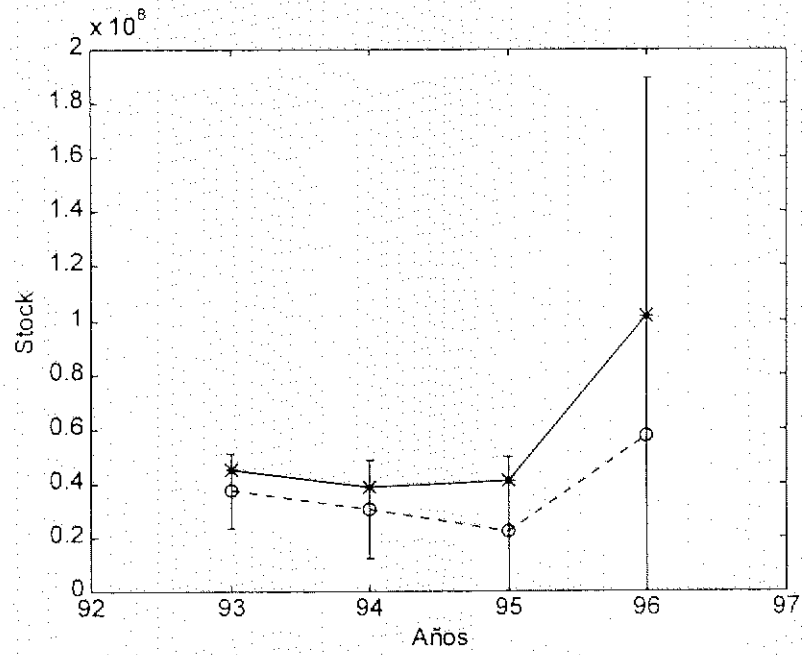


Figura 5 Valores verdaderos (*) y valores estimados del tamaño del stock (o) y su intervalos de confianza al 95%

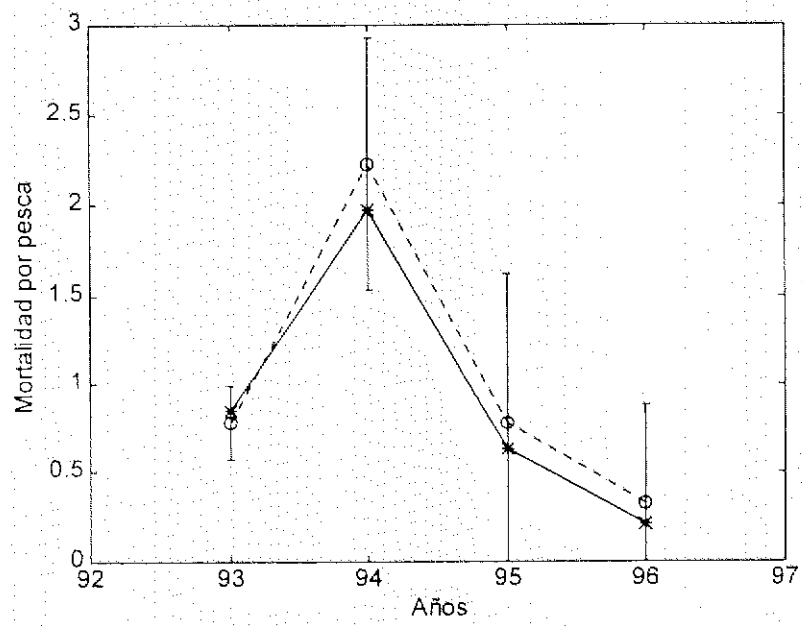


Figura 6. Valores verdaderos (*) y valores estimados de la mortalidad por pesca (o) y su intervalos de confianza al 95%

3.3.3 Validación de las hipótesis estadísticas

La hipótesis de la lognormalidad de las capturas a la talla observadas se puede comprobar verificando si los residuales del modelo siguen una distribución normal con $\mu = 0$ cero y

varianza σ^2_{lnC}. Un gráfico de probabilidad normal es suficiente para detectar si el este supuesto se está cumpliendo. Al graficar los residuales que resultan de la aplicación del modelo a las observaciones de la X Región, se observa que los datos entre los percentiles del 25% y 75% se ajustan bastante bien a una línea recta centrada en una mediana igual a cero. Este patrón observado de los residuales nos lleva a concluir que no existe evidencia para rechazar la hipótesis de normalidad (Figura 7).

La serie de residuales de la captura por unidad de esfuerzo es muy corta y no sirve para el método gráfico. Existen, numerosos estudios en la literatura pesquera donde se analiza la captura por unidad de esfuerzo como índice de abundancia, que respaldan la hipótesis de lognormalidad. Por tal razón, a pesar que no es posible validarla empíricamente estimamos que existe suficiente evidencia para mantenerla hasta que no se pueda probar lo contrario.

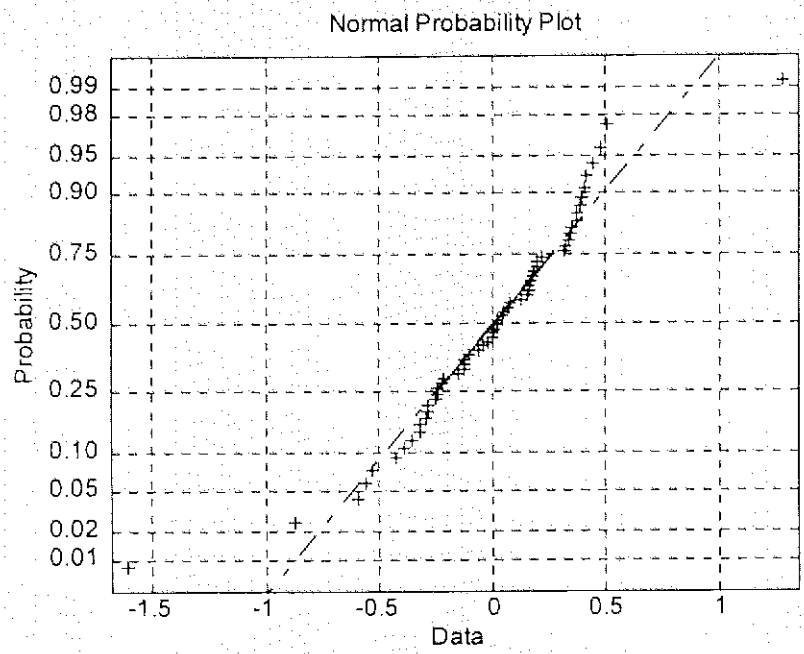


Figura 7.Gráfico de normalidad de los residuales.

3.4 Estimadores de varianza

De acuerdo con los métodos estadísticos convencionales, la determinación de la varianza de un estimador de los parámetros o una función de ellos, por ejemplo la abundancia del stock a comienzo de año, requiere del conocimiento de la función de densidad o bien de la función generatriz de momento asociada. Estas funciones no siempre están disponibles, o bien, su deducción es difícil. El método Delta y Bootstrap constituyen alternativas apropiadas y más simples para la obtención de varianzas; el primero mediante un método analítico aproximado y el segundo mediante el remuestreo de residuales y simulación.

En esta sección se presentan los estimadores de varianza de los parámetros y resultados más importantes del modelo, a saber: 1) reclutamiento anual, 2) stock total a comienzo de año y 3) mortalidad por pesca anual.

3.4.1 Varianzas analíticas (asintóticas)

Varianza de los parámetros

La varianza del vector parámetros estimados

$$\theta = \left[\left[N_{i,1} \right]_1^m, \left[N_{1,t} \right]_2^T, \left[F_t \right]_2^T, l_{50\%}, rango, q \right]$$

Ec. 36

se obtiene por el método asintótico aproximado (Gallant, 1987).

Dada la ecuación de las observaciones

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{G}(\mathbf{N}_t, \phi_t, [\theta, M, l_1]) + \mathbf{e}_t$$

tal que,

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{C}_t, \quad \mathbf{X}_t = \mathbf{N}_t, \quad \mathbf{Z}_t = \phi_t \quad \Theta = [\theta, M, l_1]$$

Ec. 37

la matriz de varianza-covarianza de los parámetros es

$$\mathbf{V}(\hat{\theta}) = \hat{\sigma}^2 \left[\underset{(p \times p)}{\mathbf{H}(\hat{\theta})' \mathbf{H}(\hat{\theta})} \right]^{-1}$$

Ec. 38

donde,

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\left\| \mathbf{Y}_t - \mathbf{G}(\mathbf{N}_t, \phi_t, [\hat{\theta}, M, l_1]) \right\|^2}{n - p}$$

Ec. 39

y,

$$\mathbf{H}(\hat{\theta}) = \underset{(n \times p)}{\left[\frac{\partial \mathbf{G}(\mathbf{N}_t, \phi_t, [\hat{\theta}, M, l_1])}{\partial \hat{\theta}_i} \right]}$$

Ec. 40

es el Jacobiano de la ecuación de las observaciones.

El modelo utiliza el logaritmo natural de los parámetros para evitar los problemas que se producen por las escalas muy diferentes entre ellos, luego para calcular el jacobiano **H** es necesario usar la regla de la cadena:

$$\frac{\partial \mathbf{G}(\hat{\theta})}{\partial \hat{\theta}'} = \frac{\partial \mathbf{G}(\hat{\theta})}{\partial \ln(\hat{\theta}')} \frac{\partial \ln(\hat{\theta})}{\partial \hat{\theta}'}$$

$$\mathbf{H} = \frac{\partial \mathbf{G}(\hat{\theta})}{\partial \ln(\hat{\theta}')} \left[\frac{1}{\hat{\theta}_i} \right]_p$$

donde $\left[\frac{1}{\hat{\theta}_i} \right]_p$ es una matriz diagonal de orden p

Ec. 41

Varianza de los reclutamientos

Los reclutamientos son parámetros del modelo y sus varianzas se obtienen directamente de los elementos diagonales de **V**, en la posición que les corresponde dentro del vector θ,

$$Var(\hat{N}_{1,i}) = v_{ii} \quad i = 1, m+1, \ldots, m+n-1$$

Ec. 42

Varianza del stock total a comienzo de año

El stock total a comienzo de año es una función $d(\theta)$. Aplicando el método Delta, cuya justificación se entrega en el anexo 3, se tiene que,

$$\hat{N}_t = \vec{\mathbf{1}} \cdot \hat{\mathbf{N}}_t$$

$$Var(\hat{N}_t) = \vec{\mathbf{1}} \cdot COV(\hat{\mathbf{N}}_t) \cdot \vec{\mathbf{1}}'$$

$$COV(\hat{\mathbf{N}}_t) = \mathbf{D} \cdot \mathbf{V} \cdot \mathbf{D}'$$

luego,

$$Var(\hat{N}_t) = \vec{\mathbf{1}} \cdot [\mathbf{D} \cdot \mathbf{V} \cdot \mathbf{D}'] \cdot \vec{\mathbf{1}}'$$

tal que,

$$\mathbf{D} = \frac{\partial \hat{\mathbf{N}}_t(\hat{\theta})}{\partial \hat{\theta}_i}$$

Ec. 43

O si se prefiere,

$$Var(\hat{N}_t) = tr\left(\mathbf{V} \cdot \left[\mathbf{D}' \cdot \vec{\mathbf{1}}\right] \cdot \left[\vec{\mathbf{1}}' \cdot \mathbf{D}\right]\right)$$

Ec. 44

Esta fórmula es equivalente a la anterior si se tiene en cuenta que la traza de un escalar es un escalar y que la traza de permutaciones cíclicas del producto de matrices es invariante.

Varianza de la mortalidad por pesca anual

La mortalidad por pesca anual es una función de la mortalidad por pesca instantánea estimada y del intervalo de tiempo que dura la temporada anual,

$$\hat{F}^{\bullet}_{i} = \phi_i \hat{F}_i$$

Luego, su varianza es

$$Var(\hat{F}_i^{\bullet}) = \phi_i^2 v_{ii} \quad i = m+n,\ldots,m+2\cdot n-1$$

Ec. 45

Intervalos de confianza

Para un parámetro o resultado x cualquiera se pueden construir intervalos de confianza mediante

$$\hat{x} \pm t_{1-\alpha/2;n-p} \cdot \sqrt{Var(\hat{x})}$$

Ec. 46

Cálculo de las varianzas analíticas

La función COVAR.M dentro del programa ACTG.M calcula las varianzas mediante las fórmulas dadas anteriormente (ver Anexo 8). COVAR.M entrega como resultados la matrices de covarianzas y correlaciones de los parámetros y la matriz de error estándar de los resultados (reclutas, stock total y mortalidad por pesca anual).

3.4.2 Varianzas bootstrap

El procedimiento adoptado corresponde a un bootstrap condicional noparamétrico (BCN) con remuestreo dentro de cada intervalo de talla. El término condicional se refiere a la naturaleza regresiva de la estimación y noparamétrico a que no se hace ninguna suposición sobre el tipo de distribución de probabilidades de los residuales (Punt & Butterworth, 1993)

Procedimiento

El procedimiento se efectuó a través de los siguientes pasos:

1. Ejecución de una corrida básica para obtener residuales (e) y las predicciones ($\hat{y}$) de las observaciones (en logaritmos naturales):

$$(e\ ;\ \hat{y})$$

2. Remuestreo de los residuales al interior de cada intervalo de talla:

$$e \xrightarrow{\text{Remuestreo}} e^{boot} \quad boot = 1,\ldots,nboot$$

3. Generación de nuevas observaciones (Y^{boot}):

$$Y^{boot} = \exp\left(\hat{y} + e^{boot}\right) \quad boot = 1,\ldots,nboot$$

4. Aplicar ACTG a cada vector de observaciones Y^{boot} para obtener parámetros θ^{boot} y resultados ρ^{boot}:

$$Y^{boot} \xrightarrow{ACTG} \left[\hat{\theta}^{boot}\ ;\ \hat{\rho}^{boot}\right] \quad boot = 1,\ldots,nboot$$

5. Cálculo de varianzas de parámetros y resultados:

$$Var\left(\hat{\theta}\right) = \frac{\sum_{boot=1}^{nboot}\left(\hat{\theta}^{boot} - \bar{\hat{\theta}}\right)^2}{nboot}$$

$$Var\left(\hat{\rho}\right) = \frac{\sum_{boot=1}^{nboot}\left(\hat{\rho}^{boot} - \bar{\hat{\rho}}\right)^2}{nboot}$$

donde, *Ec. 47*

$$\bar{\hat{\theta}} = \frac{\sum_{boot=1}^{nboot}\hat{\theta}^{\text{boot}}}{nboot}$$

$$\bar{\hat{\rho}} = \frac{\sum_{boot=1}^{nboot}\hat{\rho}^{boot}}{nboot}$$

Cálculo de varianzas bootstrap

La función RESAM.M, codificada en lenguaje Matlab, realiza BCN. Esta función opera como parte del programa ACTG.M (Anexo 8). Las salidas de RESAM.M son casi las mismas de la función COVAR.M. Adicionalmente, entrega los promedios de parámetros y resultados y guarda la matriz completa de resultados del remuestreo en el archivo BOOTRES.MAT, el cual puede ser utilizado para hacer otros análisis posteriores. RESAM.M es capaz de procesar 500 muestras con ACTG ($nboot$=500) en aproximadamente 1 hr. en un PC Pentium-100Mz, cuando como método de búsqueda se usa Gauss-Newton.

A modo de ilustración, en la Tabla 6 se muestran los resultados de RESAM.M aplicado a los datos de la X Región.

Tabla 6. Varianzas de los reclutas, stock y mortalidad por pesca (F) durante los años de la serie analizados.

Años	Reclutas	Stock	Mort. F
93	19.7%	9.5%	6.8%
94	30.7%	14.9%	10.2%
95	52.3%	31.6%	27.3%
96	79.0%	57.6%	46.1%

4. MODELO DE ANALISIS SECUENCIAL A LA TALLA: AST

Este capítulo, siguiendo el enfoque de modelamiento presentado anteriormente, muestra los resultados de la búsqueda de un modelo alternativo para analizar la estructura de tallas de la captura. La ecuación del proceso que se describe más adelante presenta una estructura secuencial similar a los modelos ACTn y ACTG, pero a diferencia de estos, la dinámica de estados sigue las cohortes en edades, las cuales se convierten en tallas mediante una clave edad-talla inversa. Con este modelo es posible hacer un seguimiento más preciso de las cohortes y obtener una visión simultánea de la dinámica tanto en edades como en tallas. La ecuación de las observaciones predice directamente la composición de tallas a intervalos de ancho regular que resulta del muestreo y no requiere la reestructuración de la muestra asociada a ACTn y ACTG. El modelo postula un patrón de selectividad a la talla que lo distingue del análisis secuencial a la talla de Kimura (1990) con el cual está relacionado. Asimismo, las probabilidades de la clave edad-talla inversa se calcula de la manera sugerida por Schnute y Fournier (1980).

4.1 Vectores X_t, Y_t y Z_t

La población se supone compuesta de m intervalos de edades:

$$[x_1, x_2), [x_2, x_3), \ldots, [x_i, x_{i+1}), \ldots, [x_{m-1}, x_m), [x_m, x_\infty)$$

Ec. 48

de amplitud igual a un año, excepto el último intervalo que comprende los individuos de edades iguales o mayores que x_m.

El vector de estados en este modelo es

$$\mathbf{X}_t = \mathbf{N}_t = \begin{bmatrix} N_{1,t} \\ \vdots \\ N_{i,t} \\ \vdots \\ N_{m,t} \end{bmatrix}$$

Ec. 49

y el vector de observaciones

$$\mathbf{Y}_t = \begin{bmatrix} C_{1,t} \\ \vdots \\ C_{j,t} \\ \vdots \\ C_{n,t} \\ U_t \\ IR_t \end{bmatrix}$$

Ec. 50

donde $C_{j,t}$ es la composición de tallas en el desembarque, U_t, la captura por unidad de esfuerzo e IR_t el índice de reclutamiento.

A diferencia de ACTG, los individuos en el desembarque se clasifican en n intervalos de tallas

$$[l_1 - \tfrac{\omega}{2}, l_1 + \tfrac{\omega}{2}), [l_2 - \tfrac{\omega}{2}, l_2 + \tfrac{\omega}{2}), \ldots, [l_j - \tfrac{\omega}{2}, l_j + \tfrac{\omega}{2}), \ldots, [l_n - \tfrac{\omega}{2}, l_n + \tfrac{\omega}{2})$$

Ec. 51

de ancho ω contante centrados en la marca de clase l_j (j = 1,2, ..., n).

El vector de control es la duración de la temporada de pesca.

4.2 Ecuaciones del modelo

4.2.1 Tasa de explotación y selectividades a la edad y talla

La tasa de explotación en función de la talla se define de acuerdo con la hipótesis de la separabilidad como

$$h_{j,t} = r_j h_t$$

Ec. 52

donde

$$h_t = 1 - e^{F_t \phi_t}$$

Ec. 53

y

$$r_j = \frac{1}{1 + e^{(l_{50\%} - l_j)\frac{2*\ln(3)}{rango}}}$$

Ec. 54

Esta última ecuación reemplaza al patrón de explotación tipo gama propuesto en informes anteriores.

Análogamente, la tasa de explotación a la edad es

$$h_{i,t} = s_i h_t$$

Ec. 55

tal que,

$$s_i = \sum_{j=1}^{n} p_{j|i} r_j$$

Ec. 56

lo cual es consecuencia de que el stock vulnerable es independiente del patrón de explotación utilizado (a la talla o a la edad). En efecto, si se acepta la ecuación 63 de la sección siguiente y se tiene en cuenta que el número a la talla se obtiene aplicando la clave edad-talla inversa $p_{j|i}$ y sumando a través de las edades,

$$N_{j,t} = \sum_{i=1}^{m} p_{j|i} N_{i,t}$$

Ec. 57

entonces,

$$\sum_{i=1}^{m} s_i N_{i,t} = \sum_{j=1}^{n} r_j N_{j,t}$$
$$= \sum_{j=1}^{n} r_j \sum_{i=1}^{m} p_{j|i} N_{i,t}$$
$$= \sum_{i=1}^{m} \left(\sum_{j=1}^{n} p_{j|i} r_j \right) N_{i,t}$$

Ec. 58

verificándose que el patrón de explotación a la edad se obtiene multiplicando la clave edad-talla inversa por el patrón de selectividad a la talla y luego sumando a través de la talla (Ec. 57).

4.2.2 Clave edad-talla inversa

La proporción de los individuos en la población de edad *i* que pertenecen al intervalo de talla *j* se modelan mediante la función de densidad normal

$$p_{j|i} = \frac{1}{\sigma_i \sqrt{2\pi}} \int_{l_j - \omega/2}^{l_j + \omega/2} \exp\left[\frac{-(l - \bar{l}_i)^2}{2\sigma_i^2} \right] dl$$

Ec. 59

donde la tallas medias a la edad *i* está dada por la ecuación de crecimiento de von Bertalanffy,

$$\bar{l}_i = L_\infty \left(1 - e^{-K(x_i - x_0)}\right)^{\frac{1}{D}}$$

Ec. 60

y las desviaciones estándar de la talla a la edad se calculan mediante la ecuación

$$\sigma_i = a + b\sqrt{i}$$

Ec. 61

que resulta de suponer un aumento lineal del error estándar en función de la raíz cuadrada de la edad (Fournier y Breen, 1983).

La ecuación 60, con un parámetro más que el modelo tradicional de von Bertalanffy, es utilizada para aprovechar un estudio sobre el crecimiento del loco de Bustos et al (1986); no es un requisito del modelo. Otras ecuaciones de crecimiento, en lugar de la propuesta, también se pueden usar.

En este estudio, la edad utilizada en la ecuación de crecimiento se ha corregido en un año (Moreno, com. pers.). Según este investigador, en base al seguimiento de ejemplares post-asentados, la edad asignada por Bustos et al estaría sobrestimada en un año.

4.2.3 Momentos

El stock vulnerable se define como

$$N_t^* = \sum_{i=1}^{n} r_i N_{i,t} = \sum_{j=1}^{m} s_j N_{j,t}$$

Ec. 62

es decir, el stock vulnerable visto desde la perspectiva de la edad o la talla debe ser el mismo.

Luego, la proporción de la captura a la edad en la captura total es

$$u_{i,t} = \frac{r_i N_{i,t}}{N_t^*}$$

Ec. 63

4.2.4 Ecuación del proceso

Supuestos

1. Pesca ocurre en un período (ϕ) distinto a la mortalidad natural (1-ϕ).
2. Reclutamiento se produce instantáneamente a comienzo de año.
3. Mortalidad natural constante opera sobre los individuos que sobreviven a la pesca (el escape).
4. Tasa de explotación separable.
5. Mortalidad por pesca variable entre años de la serie.
6. Selectividad (o patrón de explotación) a la edad (y a la talla) constante a través de los años.
7. Stock inicial en estado de no-equilibrio.
8. Reclutamiento variable a través de los años de la serie.
9. Patrón de crecimiento constante a través de los años y conocido.

Dinámica de estados

$t = 1$

$$N_{i,t} = \left\{ N_{i,1} \qquad 1 \le i \le n \right.$$

Ec. 64

$2 \le t < T$

$$N_{i,t} = \begin{cases} N_{1,t} & i = 1 \\ (N_{i-1,t-1} - u_{i-1,t-1} N^*_{t-1} h_{i-1}) e^{-M(1-\phi_i)} & 1 < i \le m-1 \\ (N_{m-1,t-1} + N_{m,t-1} - (u_{m-1,t-1} + u_{m,t-1}) N^*_{t-1} h_{t-1}) e^{-M(1-\phi_{i-1})} & i = m \end{cases}$$

Ec. 65

4.2.5 Ecuaciones de las observaciones

Las observaciones se obtienen mediante las ecuaciones:

$$\hat{C}_{j,t} = h_t r_j N_{j,t},$$

Ec. 66

$$\hat{U}_t = q_1 N^*_t \left(1 - \frac{h_t}{2}\right)$$

Ec. 67

y,

$$\hat{IR}_{t-i} = \begin{cases} q_2 N_{i,1} e^{iM} & i = b, b+1, \ldots, m \; ; \; t = 1 \\ q_2 N_{b,t} e^{bM} & i = b \; ; \; t = 2, \ldots, T \end{cases}$$

Ec. 68

La ecuación 68 supone que IR es directamente proporcional a la abundancia del grupo de edad 0 y que el reclutamiento al stock explotable se produce a los b años de edad.

En la práctica, los datos disponibles de U e IR suelen cubrir sólo una parte del período para el cual potencialmente se pueden hacer predicciones, aspecto que se debe tener presente al calcular los residuales.

4.2.6 Hipótesis estadísticas

Para las capturas y rendimientos son válidos los mismos supuestos estadísticos del modelo ACTG. A estos se debe agregar la suposición que los residuales del índice de reclutamiento

$$\varepsilon 3_k = \ln(IR_k) - \ln(\hat{IR}_k)$$

Ec. 69

tienen una distribución

$$Normal(0, \sigma^2_{\ln IR})$$

4.2.7 Función objetivo

La función a minimizar es la suma de cuadrados residuales totales

$$SST(\theta) = SSC + \lambda_1 SSU + \lambda_2 SSIR$$

Ec. 70

tal que

$$SSC = \sum_j \sum_t \varepsilon 1^2_{jt}$$

$$SSU = \sum_t \varepsilon 2^2_t$$

$$SSIR = \sum_k \varepsilon 3^2_k$$

$$\lambda_1 = \frac{\sigma^2_{\ln C}}{\sigma^2_{\ln U}}$$

$$\lambda_2 = \frac{\sigma^2_{\ln C}}{\sigma^2_{\ln IR}}$$

Ec. 71

Para calcular los ponderadores de SSU y $SSIR$ se debe disponer de estimaciones de las varianzas de ambos índices. La varianza de las capturas se estima a partir de los residuales que resultan del ajuste del modelo, tal como se indica en la ecuación 34.

4.3 Validación del modelo

La aplicación de AST a los datos de la X región mostró una convergencia a la solución más lenta que ACTG y una estructura de residuales deficiente para las tallas mayores a 151.5 mm. Dos variantes del modelo fueron analizadas con el objeto de mejorar la predicción de las capturas a esos intervalos. El primero (AST1), consideró las capturas medidas sin error, eliminándose las mortalidades por pesca del conjunto de parámetros a estimar. El cuadrado medio del error residual disminuyó levemente (de 1.1685 a 1.1431) sin una mejora aparente en la estructura de residuales. No obstante AST1 es más parsimonioso que AST (tiene 4 parámetros menos) y se ajusta exactamente a las capturas observadas. Esta última

característica puede considerarse una cualidad siempre que se tenga confianza en la estimación de las capturas totales, aspecto que ya ha sido analizado en el capítulo anterior.

Los dos modelos anteriores suponen que los parámetros de la ecuación de crecimiento de von Bertalanffy son conocidos. El patrón de crecimiento influye directamente en la manera como se reparten los individuos de las diferentes edades en los intervalos de tallas (ver ecuación 60). El segundo modelo (AST2) resulta de flexibilizar este supuesto. En AST2 la clave talla-edad inversa es estimada a partir de los parámetros de crecimiento que se suponen desconocidos.

4.4 Estimadores de varianza

Estimadores de varianza de los parámetros y resultados principales (a los cuales se agrega la varianza de la abundancia vulnerable) se obtienen mediante el método Delta y Bootstrap de la misma manera que se describe en la sección 3.4.

La varianzas analíticas y por remuestreo son calculadas mediante las funciones COVAR1.M y RESAM1.M, respectivamente. Ambas funciones forman parte de las opciones de cálculo de varianzas dentro del programa AST.M.

5. MODELO DE ANÁLISIS SECUENCIAL EN TALLAS VERDADERAS: ASTV

5.1 Ecuaciones del proceso

El crecimiento de un stock constituido por individuos de talla l se puede representar adecuadamente por la ecuación diferencial parcial de primer orden (EDP) (VanSickle, 1977).

$$\frac{\partial N(l,t)}{\partial t} + g(l,t)\frac{\partial N(l,t)}{\partial l} = -Z(l,t)N(l,t) - \frac{\partial g(l,t)}{\partial l}N(l,t)$$
$$l_0 \le l \le l_\infty \quad y \quad t \ge 0$$

Ec. 72

sujeta a las condiciones

$$N(l,0) = N_0(l)$$

Ec. 73

$$N(l_0,t) = \frac{R(t)}{g(l_0,t)}$$

Ec. 74

donde l_0 y $R(t)$ son, respectivamente, la talla y el número de individuos por unidad de tiempo que se hace vulnerable a la pesca en el instante t.

5.2 Solución invariante en el tiempo

Cuando se supone que g y Z son sólo funciones de la talla, i.e. invariantes en el tiempo, se sabe por el método de las características que la solución $N(l,t)$ de la Ec. 72, debe satisfacer las ecuaciones diferenciales ordinarias (EDO)

$$\frac{dl}{dt} = g(l)$$

Ec. 75

$$\frac{dN(l,t)}{dt} = -Z(l)N(l,t) - \frac{\partial g(l)}{\partial l} N(l,t)$$

Ec. 76

Si se adopta como función de crecimiento, g, el modelo de Von Bertalanffy,

$$g(l) = K(L_\infty - l)$$

Ec. 77

tenemos que

$$\frac{\partial g(l)}{\partial l} = \frac{d\left[K(L_\infty - l)\right]}{dl} = -K$$

Ec. 78

y el conjunto de EDO se transforma en

$$\frac{dl}{dt} = K(l_\infty - l)$$

Ec. 79

$$\frac{dN(l,t)}{dt} = (K - Z(l))N(l,t)$$

Ec. 80

Por lo tanto, en el plano talla-tiempo, a lo largo de cada curva característica $l(l_0,t)$ que resulta de integrar la Ec. 76[1], la EDP original se reduce a la EDO dada por la Ec. 80.

La mortalidad total en un stock explotado es conveniente separarla en un factor constante, F, y otro dependiente de la talla relacionado con la selectividad del arte o el pescador; $s(l)$. Así, la mortalidad total se expresa como

$$Z(l) = M + F \cdot s(l)$$

Ec. 81

Al reemplazar la Ec. 76 y 78 en la Ec. 77 y reformularla en términos de incrementos, se obtiene

$$dN(l,t) = \frac{(K - M - F \cdot s(l))}{K(L_\infty - l)} N(l,t)dl$$

Ec. 82

Esta última ecuación dice que el cambio en abundancia de una cohorte en el intervalo (t, $t+dt$), correspondiente al intervalo de tallas (l, $l+dl$) se produce por el número de individuos que al crecer alcanzan y dejan el intervalo de talla dl,

$$dG(l,t) = \frac{1}{(L_\infty - l)} N(l,t)dl$$

Ec. 83

menos las pérdidas por mortalidad natural

[1] La curva característica se interpreta en dinámica de poblaciones como la trayectoria o historia vital de una cohorte en el plano talla-tiempo.

$$dD(l,t) = \frac{M}{K(L_\infty - l)} N(l,t)dl$$

Ec. 84

y menos las remociones debidas a la pesca

$$dC(l,t) = \frac{F \cdot s(l)}{K(L_\infty - l)} N(l,t)dl$$

Ec. 85

La solución general de la Ec. 76 es

$$N(l,t) = \begin{cases} N_1(l^*(l,t)) \dfrac{g(l^*)}{g(l)} \mathrm{e}^{-\int_{l^*}^{l} \frac{Z(\tilde{l})}{g(\tilde{l})} d\tilde{l}} & \text{si} \quad \tau(l,l_0) \geq t \\ N(l_0, t-\tau(l,l_0)) \dfrac{g(l_0)}{g(l)} \mathrm{e}^{-\int_{l_0}^{l} \frac{Z(\tilde{l})}{g(\tilde{l})} d\tilde{l}} & \text{si} \quad \tau(l,l_0) < t \end{cases}$$

Ec. 86

El simbolo $\tau(l,l_0)$ representa el tiempo que requiere un individuo para crecer desde la talla de reclutamiento l_0 hasta la talla l y $l^*(l,t)$, la función inversa, es decir la talla que debió tener un individuo en el instante inicial para alcanzar la talla l en el instante t.

La primera alternativa describe la dinámica de las cohortes presentes en el instante inicial (t=0) tenían la talla l^*, mientras la segunda alternativa corresponde a las cohortes que se reclutan posteriormente al stock (t>0) a la talla l_0 (VanSickle 1978).

Sustituyendo las funciones $g(l)$ y $Z(l)$ en la Ec. 86 se obtiene

$$N(l,t) = \begin{cases} N_1(l^*(l,t)) \left(\dfrac{L_\infty - l^*}{L_\infty - l} \right)^{1-\frac{M}{K}} \mathrm{e}^{-\frac{F}{K}\int_{l^*}^{l} \frac{s(\tilde{l})d\tilde{l}}{(L_\infty - \tilde{l})}} & \text{si} \quad \tau(l,l_0) \geq t \\ N(l,t) = N(l_0, t-\tau(l,l_0)) \left(\dfrac{L_\infty - l_0}{L_\infty - l} \right)^{1-\frac{M}{K}} \mathrm{e}^{-\frac{F}{K}\int_{l_0}^{l} \frac{s(\tilde{l})d\tilde{l}}{(L_\infty - \tilde{l})}} & \text{si} \quad \tau(l,l_0) < t \end{cases}$$

Ec. 87

Existen varias soluciones posibles del número a la talla, dependiendo de la función de selectividad adoptada. El cálculo de los sobrevivientes demanda resolver la integral del factor exponencial. Las funciones comúnmente usadas (logística, gama, etc.) plantean dificultades matemáticas importantes para obtener soluciones analíticas; no obstante, se pueden integrar numéricamente usando métodos de cuadratura.

La figura 8 ilustra la trayectoria de una cohorte hipotética de 1000 individuos a la talla inicial de 80 mm dados los parámetros de la Tabla 7, suponiendo una función de selectividad de tipo logístico.

$$s(l) = \frac{1}{1 + e^{a - bl}}$$

Ec. 88

donde los coeficientes a y b se relacionan con la talla de selección al 50% y el rango de selección de la manera que se indica

$$a = L_{50\%} \cdot b$$

$$b = \frac{2\ln(3)}{rango}$$

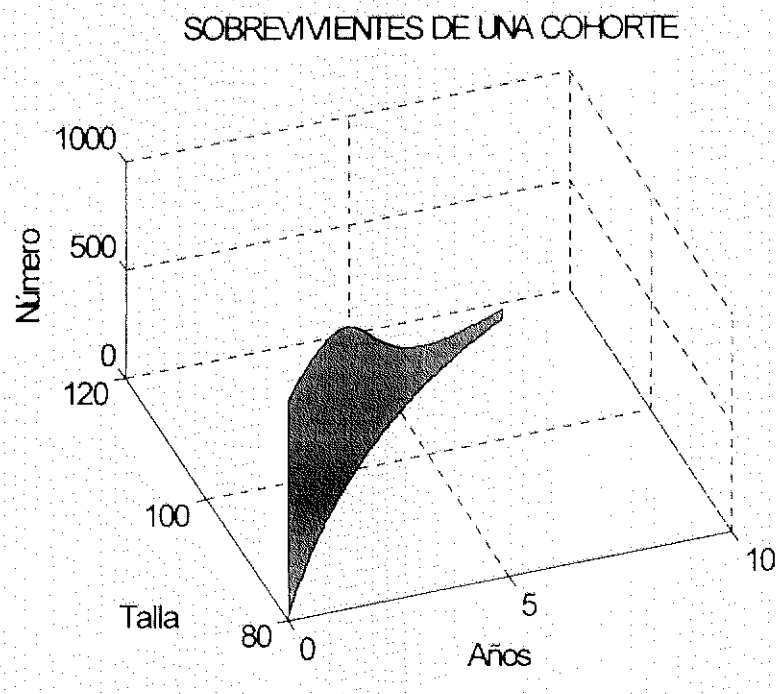


Figura 8. Sobrevivientes de una cohorte a la talla según la Ec.87, usando una ojiva de selectividad logística.

Tabla 7. Parámetros usados para calcular la curva de sobrevivientes de la figura 3.

Parámetros	Valores	
Mortalidad natural (M)	0.2	[año^{-1}]
Mortalidad por pesca (F)	0.5	[año^{-1}]
Coeficiente de Brody (K)	0.12	[año^{-1}]
Longitud asintótica (L_∞)	140	[mm]
$L_{50\%}$	100	[mm]
Rango de selección	5	[mm]

Una solución analítica que facilita el cálculo se puede obtener aproximando linealmente la curva logística de selectividad mediante una función rampa (Beverton & Holt, 1957)

$$s(l) = \begin{cases} 0 & \text{si} \quad l' \le l < l_{min} \\ \dfrac{l - l_{min}}{l_{max} - l_{min}} & \text{si} \quad l_{min} \le l < l_{max} \\ 1 & \text{si} \quad l_{max} \le l < L_\infty \end{cases}$$

Ec. 89

donde l' denomina genéricamente a l^* o l_0.

Para lograr una buena aproximación el rango de selección de ambas curvas debe coincidir. Esto ocurre cuando

$$l_{max} - l_{min} = 2 \cdot rango$$

Ec. 90

Este criterio no es exactamente el usado por Beverton & Holt. Estos autores proponen que la pendiente en el punto de inflexión de la curva logística sea coincidente con la pendiente de la función rampa.

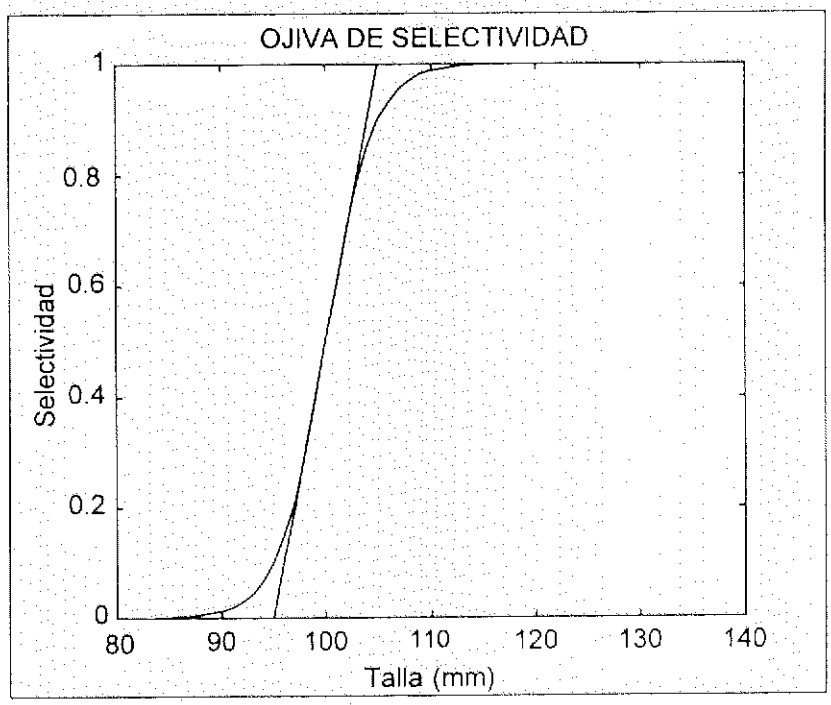


Figura 9. Aproximación por una función rampa de la ojiva de selectividad para $L_{50\%}$=100 mm y rango de selección=5 mm.

La simplificación de la función de selectividad permite calcular la integral

$$\int_{l'}^{l} \frac{s(\tilde{l})}{\left(L_\infty - \tilde{l}\right)} d\tilde{l} = \begin{cases} 0 & \text{si } \; l' \le l < l_{min} \\ \dfrac{\left(L_\infty - l_{min}\right)\ln\left(\dfrac{L_\infty - l_{min}}{L_\infty - l}\right) + l_{min} - l}{l_{max} - l_{min}} & \text{si } \; l_{min} \le l < l_{max} \\ \dfrac{\left(L_\infty - l_{min}\right)\ln\left(\dfrac{L_\infty - l_{min}}{L_\infty - l_{max}}\right)}{l_{max} - l_{min}} - 1 + \ln\left(\dfrac{L_\infty - l_{max}}{L_\infty - l}\right) & \text{si } \; l_{max} \le l < L_\infty \end{cases}$$

Ec. 91

y el término exponencial de la ecuación de sobrevivientes

$$e^{-\frac{F}{K}\int_{l'}^{l}\frac{s(\tilde{l})}{(L_\infty-\tilde{l})}d\tilde{l}}=\begin{cases}1 & \text{si} \quad l'\le l<l_{min}\\ \left(\frac{L_\infty-l_{min}}{L_\infty-l}\right)^{-\frac{F}{K}\left(\frac{L_\infty-l_{min}}{l_{max}-l_{min}}\right)}e^{-\frac{F}{K}\left(\frac{l_{min}-l}{l_{max}-l_{min}}\right)} & \text{si} \quad l_{min}\le l<l_{max}\\ \left(\frac{L_\infty-l_{min}}{L_\infty-l_{max}}\right)^{-\frac{F}{K}\left(\frac{L_\infty-l_{min}}{l_{max}-l_{min}}\right)}e^{\frac{F}{K}}\left(\frac{L_\infty-l_{max}}{L_\infty-l}\right)^{-\frac{F}{K}} & \text{si} \quad l_{max}\le l<L_\infty\end{cases}$$

Ec. 92

Consecuentemente, al sustituir la Ec. 92 en la Ec. 87 se tiene que los sobrevivientes están dados por

$$N(l,t)=\begin{cases}N_1(l^*(l,t))\left(S_1(l)^{H(l-l^*)}S_2(l)^{H(l-l_{min})-H(l-l_{max})}S_3(l)^{H(l-l_{max})}\right) & \text{si} \quad \tau(l,l_0)\ge t\\ N(l_0,t-\tau(l,l_0))\left(S_1(l)^{H(l-l_0)}S_2(l)^{H(l-l_{min})-H(l-l_{max})}S_3(l)^{H(l-l_{max})}\right) & \text{si} \quad \tau(l,l_0)<t\end{cases}$$

Ec. 93

donde

$$S_1(l)=\left(\frac{L_\infty-l'}{L_\infty-l}\right)^{1-\frac{M}{K}}$$

Ec. 94

$$S_2(l)=\left(\frac{L_\infty-l_{min}}{L_\infty-l}\right)^{-\frac{F}{K}\left(\frac{L_\infty-l_{min}}{l_{max}-l_{min}}\right)}e^{-\frac{F}{K}\left(\frac{l_{min}-l}{l_{max}-l_{min}}\right)}$$

Ec. 95

$$S_3(l)=\left(\frac{L_\infty-l_{min}}{L_\infty-l_{max}}\right)^{-\frac{F}{K}\left(\frac{L_\infty-l_{min}}{l_{max}-l_{min}}\right)}e^{\frac{F}{K}}\left(\frac{L_\infty-l_{max}}{L_\infty-l}\right)^{-\frac{F}{K}}$$

Ec. 96

y $H(l-\hat{l})$ la función de Heaviside

$$H(l-\hat{l})=\begin{cases}0 & \text{si} \quad l<\hat{l}\\ 1 & \text{si} \quad l\ge\hat{l}\end{cases}$$

Ec. 97

$$N(l,t)=\begin{cases} N_l(l^*(l,t))\left(\dfrac{L_\infty-l^*}{L_\infty-l}\right)^{1-\frac{M}{K}} & \text{si} \quad l^* \le l < l_{min} \\ N_l(l^*(l,t))\left(\dfrac{L_\infty-l^*}{L_\infty-l}\right)^{1-\frac{M}{K}}\left(\dfrac{L_\infty-l_{min}}{L_\infty-l}\right)^{-\frac{F}{K}\left(\frac{L_\infty-l_{min}}{l_{max}-l_{min}}\right)} e^{\frac{F}{K}\left(\frac{l_{min}-l}{l_{max}-l_{min}}\right)} & \text{si} \quad l_{min} \le l < l_{max} \\ N_l(l^*(l,t))\left(\dfrac{L_\infty-l^*}{L_\infty-l}\right)^{1-\frac{M}{K}}\left(\dfrac{L_\infty-l_{min}}{L_\infty-l_{max}}\right)^{-\frac{F}{K}\left(\frac{L_\infty-l_{min}}{l_{max}-l_{min}}\right)} e^{\frac{F}{K}}\left(\dfrac{L_\infty-l_{max}}{L_\infty-l}\right)^{-\frac{F}{K}} & \text{si} \quad l_{max} \le l < L_\infty \end{cases}$$

Ec. 98

$$N(l,t)=\begin{cases} N(l_0,t-\tau(l,l_0))\left(\dfrac{L_\infty-l^*}{L_\infty-l}\right)^{1-\frac{M}{K}} & \text{si} \quad l^* \le l < l_{min} \\ N(l_0,t-\tau(l,l_0))\left(\dfrac{L_\infty-l^*}{L_\infty-l}\right)^{1-\frac{M}{K}}\left(\dfrac{L_\infty-l_{min}}{L_\infty-l}\right)^{-\frac{F}{K}\left(\frac{L_\infty-l_{min}}{l_{max}-l_{min}}\right)} \exp\left(-\dfrac{F}{K}\left(\dfrac{l_{min}-l}{l_{max}-l_{min}}\right)\right) & \text{si} \quad l_{min} \le l < l_{max} \\ N(l_0,t-\tau(l,l_0))\left(\dfrac{L_\infty-l^*}{L_\infty-l}\right)^{1-\frac{M}{K}}\left(\dfrac{L_\infty-l_{min}}{L_\infty-l_{max}}\right)^{-\frac{F}{K}\left(\frac{L_\infty-l_{min}}{l_{max}-l_{min}}\right)} \exp\left(\dfrac{F}{K}\right)\left(\dfrac{L_\infty-l_{max}}{L_\infty-l}\right)^{-\frac{F}{K}} & \text{si} \quad l_{max} \le l < L_\infty \end{cases}$$

Ec. 99

La Ec. 93 tiende a sobre estimar los sobrevivientes en torno de l_{min} respecto a las Ec. 87 debido a que la selectividad tipo rampa determina una menor mortalidad por pesca a esas tallas. Esta diferencia se compensa más adelante en torno a l_{max} donde la selectividad más alta de la función rampa produce el efecto contrario. La figura 10 muestra la diferencia entre las dos curvas de sobrevivientes para los datos de la tabla 7.

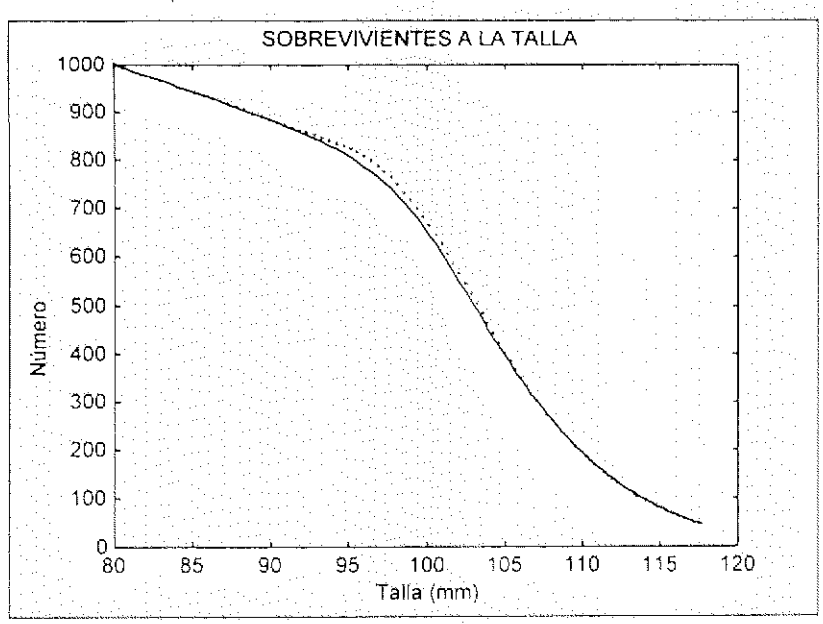


Figura 10. Comparación de sobrevivientes a la talla basado en los datos de la Tabla 7. La línea continua representa la curva calculada con la función de selectividad logística y la línea punteda la curva calculada

con la función tipo rampa.El máximo error relativo calculado a la talla de 96.86 mm es cercano al 3%.El cálculo de los sobrevivientes en 100 instantes del tiempo realizado en un PC-P 100 mhz es 333 veces más rápido con la función de selectividad aproximada.

5.3 Crecimiento

El incremento neto $G(l,t)$ debido a los individuos que alcanzan o dejan el intervalo de tallas $[l',l)$ durante el intervalo de tiempo $[0,t)$ se puede obtener integrando la Ec.83

$$G(l,t)=\begin{cases} N_l(l^*(l,t))\int_{l'}^{l}\frac{1}{(L_\infty-\tilde{l})}\left(\frac{L_\infty-l^*}{L_\infty-\tilde{l}}\right)^{1-\frac{M}{K}} e^{-\frac{F}{K}\int_{l^*}^{\tilde{l}}\frac{s(\tilde{l})d\tilde{l}}{(L_\infty-\tilde{l})}} d\tilde{l} & \text{si } \tau(l,l_0)\geq t \\ N(l_0,t-\tau(l,l_0))\int_{l_0}^{l}\frac{1}{(L_\infty-\tilde{l})}\left(\frac{L_\infty-l_0}{L_\infty-\tilde{l}}\right)^{1-\frac{M}{K}} e^{-\frac{F}{K}\int_{l_0}^{\tilde{l}}\frac{s(\tilde{l})d\tilde{l}}{(L_\infty-\tilde{l})}} d\tilde{l} & \text{si } \tau(l,l_0)<t \end{cases}$$

Ec. 100

En la figura 11 se muestra la gráfica de esta función a lo largo de la trayectoria de una cohorte.

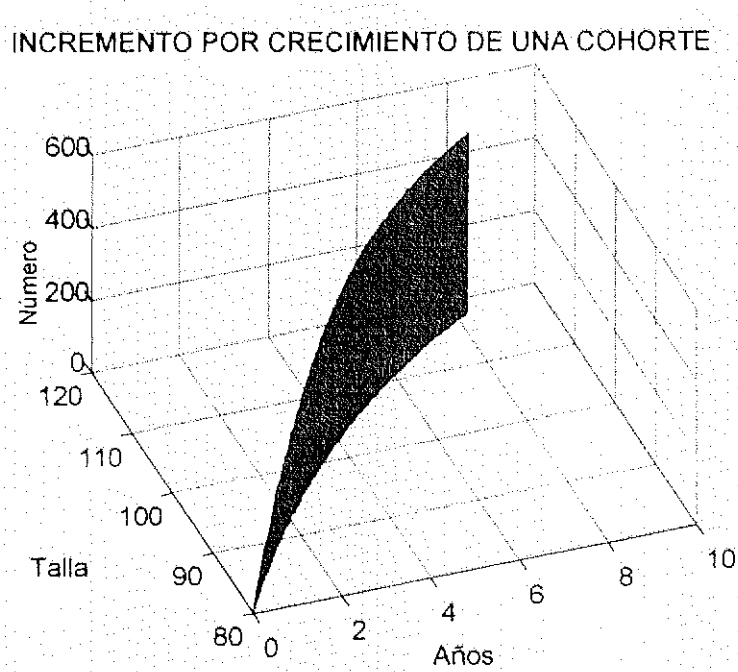


Figura 11. Incrementos del número de individuos de una cohorte debido al crecimiento en talla. Valores calculados usando la función crecoh.m[1] en base a los datos de la Tabla 7. Esta función realiza la integraciones que se requieren usando un método de quadratura.

La solución analitica de $G(l,t)$ suponiendo una función de selectividad tipo rampa es

[1] La función crecoh.m es un programa codificado en lenguaje Matlab por los autores.

$$G(l,t)=\begin{cases} N_1(l^*(l,t))(G_1(l)(H(l-l^*)-H(l-l_{min}))+G_1(l_{min})H(l-l_{min})+\ldots \\ \ldots+G_2(l)(H(l-l_{min})-H(l-l_{max}))+(G_2(l_{max})+G_3(l))H(l-l_{max})) \quad \text{si} \quad \tau(l,l_0)\geq t \\ N(l_0,t-\tau(l,l_0))(G_1(l)(H(l-l_0)-H(l-l_{min}))+G_1(l_{min})H(l-l_{min})+\ldots \\ \ldots+G_2(l)(H(l-l_{min})-H(l-l_{max}))+(G_2(l_{max})+G_3(l))H(l-l_{max})) \quad \text{si} \quad \tau(l,l_0)<t \end{cases}$$

Ec. 101

donde

$$G_1(l)=\frac{K}{M-K}\left[1-\left(\frac{L_\infty-l'}{L_\infty-l}\right)^{1-\frac{M}{K}}\right]$$

Ec. 102

$$G_2(l)=\left(L_\infty-l'\right)^{1-\frac{M}{K}}\left(L_\infty-l_{min}\right)^{-b\left(L_\infty-l_{min}\right)}e^{b\left(L_\infty-l_{min}\right)}b^{1-a}\Gamma(a-1)\ldots$$
$$\ldots\left[\Gamma\left(b\left(L_\infty-l_{min}\right),a-1\right)-\Gamma\left(b\left(L_\infty-l\right),a-1\right)\right]$$

Ec. 103

$$G_3(l)=\frac{K}{M+F-K}\left(\frac{L_\infty-l'}{L_\infty-l_{max}}\right)^{1-\frac{M}{K}}\left(\frac{L_\infty-l_{min}}{L_\infty-l_{max}}\right)^{-b\left(L_\infty-l_{min}\right)}e^{\frac{F}{K}}\ldots$$
$$\ldots\left(1-\left(\frac{L_\infty-l_{max}}{L_\infty-l}\right)^{1-\frac{M+F}{K}}\right)$$

Ec. 104

$$a=\frac{1}{K}\left(M+F\left(\frac{L_\infty-l_{min}}{l_{max}-l_{min}}\right)\right)$$

$$b=\frac{F}{K\left(l_{max}-l_{min}\right)}$$

Ec. 105

Al comparar los resultados de la integración numérica de la Ec. 100, respecto de la solución analítica aproximada se observan diferencias despreciables. En la Figura 12, donde se ilustra esta comparación, se puede apreciar que las diferencias son mínimas a tallas menores y tienden a crecer hacia las tallas mayores, alcanzando en el extremo superior un error cercano al 1%.

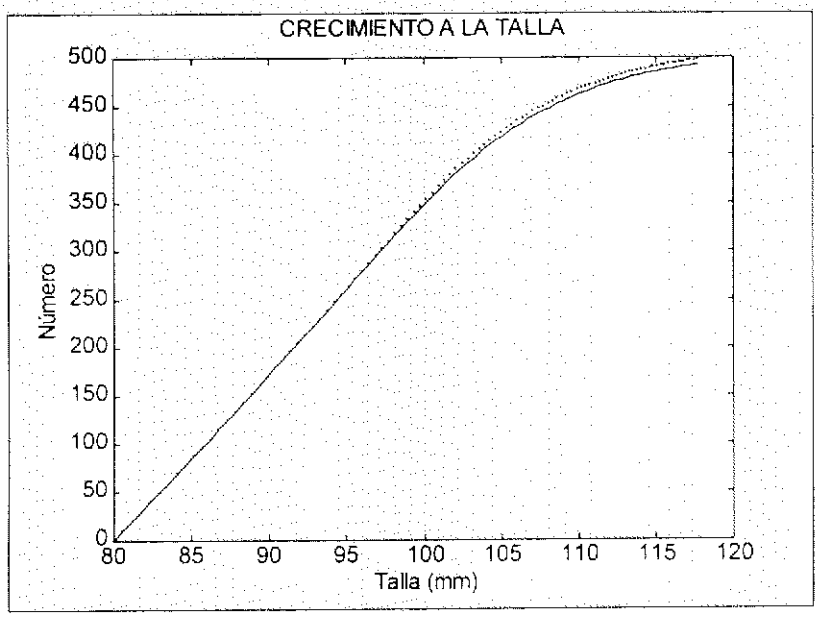


Figura 12.Comparación del crecimiemto a la talla basado en datos de la Tabla 7. En línea continua se presentan los resultados de la integración numérica de la Ec. 100. En línea punteada se grafican los cálculos obtenidos con la Ec. 101.

5.4 Muertes naturales a la talla

Las muertes naturales $D(l,t)$ en el intervalo de tallas $[l',l)$ durante el intervalo de tiempo $[0,t)$ se puede obtener integrando la Ec.84.

$$D(l,t)=\begin{cases} N_l(l^*(l,t))\displaystyle\int_{l^*}^{l}\frac{M}{K(L_\infty-\tilde{l})}\left(\frac{L_\infty-l^*}{L_\infty-\tilde{l}}\right)^{1-\frac{M}{K}} e^{-\frac{F}{K}\int_{l^*}^{\tilde{l}}\frac{s(\tilde{l})d\tilde{l}}{(L_\infty-\tilde{l})}}\,d\tilde{l} & \text{si } \tau(l,l_0)\geq t \\ N(l_0,t-\tau(l,l_0))\displaystyle\int_{l_0}^{l}\frac{M}{K(L_\infty-\tilde{l})}\left(\frac{L_\infty-l_0}{L_\infty-\tilde{l}}\right)^{1-\frac{M}{K}} e^{-\frac{F}{K}\int_{l_0}^{\tilde{l}}\frac{s(\tilde{l})d\tilde{l}}{(L_\infty-\tilde{l})}}\,d\tilde{l} & \text{si } \tau(l,l_0)<t \end{cases}$$

Ec. 106

En la figura 13 que sigue a continuación se puede ver la curva que produce la ecuación de las muertes naturales para la misma cohorte a la cual se le ha calculado anteriormente los sobrevivientes y el incremento por crecimiento.

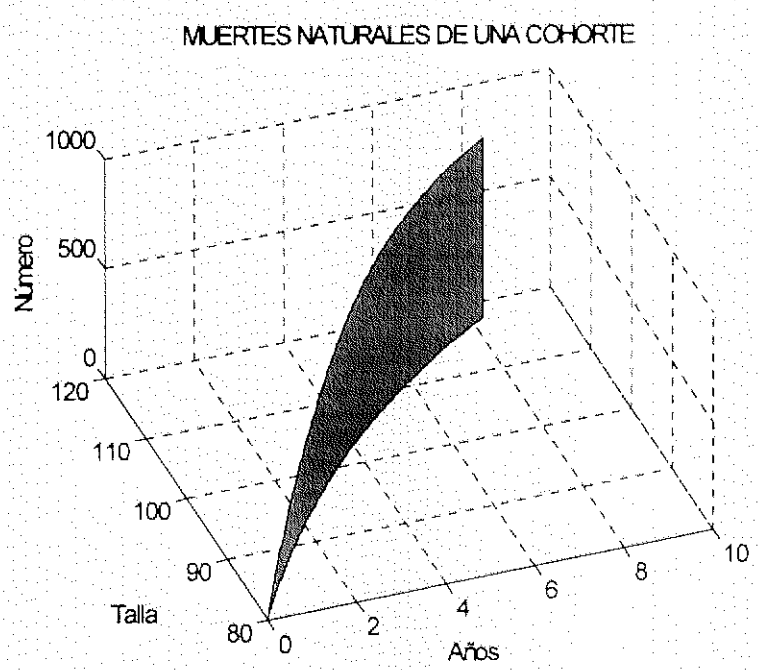


Figura 13. Muertes debido a causas naturales de una cohorte. Valores calculados usando la función morcoh.m[1] en base a los datos de la Tabla 7.

Por otra parte, el modelo para $D(l,t)$ que emplea la función de selectividad tipo rampa es

$$D(l,t)=\begin{cases} N_1(l^*(l,t))(D_1(l)(H(l-l^*)-H(l-l_{min}))+D_1(l_{min})H(l-l_{min})+\ldots \\ \ldots+D_2(l)(H(l-l_{min})-H(l-l_{max}))+(D_2(l_{max})+D_3(l))H(l-l_{max})) & \text{si } \tau(l,l_0)\geq t \\ N(l_0,t-\tau(l,l_0))(D_1(l)(H(l-l_0)-H(l-l_{min}))+D_1(l_{min})H(l-l_{min})+\ldots \\ \ldots+D_2(l)(H(l-l_{min})-H(l-l_{max}))+(D_2(l_{max})+D_3(l))H(l-l_{max})) & \text{si } \tau(l,l_0)<t \end{cases}$$

Ec. 107

Donde

$$D_1(l,t)=\frac{M}{M-K}\left[1-\left(\frac{L_\infty-l'}{L_\infty-l}\right)^{1-\frac{M}{K}}\right]$$

Ec. 108

$$D_2(l,t)=\frac{M}{K}(L_\infty-l')^{1-\frac{M}{K}}(L_\infty-l_{min})^{-b(L_\infty-l_{min})}e^{b(L_\infty-l_{min})}b^{1-a}\Gamma(a-1)\left[\Gamma(b(L_\infty-l_{min}),a-1)-\Gamma(b(L_\infty-l),a-1)\right]$$

Ec. 109

[1] La función crecoh.m es un programa codificado en lenguaje Matlab por los autores.

$$D_3(l,t) = \frac{M}{M+F-K}\left(\frac{L_\infty - l'}{L_\infty - l_{max}}\right)^{1-\frac{M}{K}}\left(\frac{L_\infty - l_{min}}{L_\infty - l_{max}}\right)^{-b(L_\infty - l_{min})} e^{\frac{F}{K}}\left(1-\left(\frac{L_\infty - l_{max}}{L_\infty - l}\right)^{1-\frac{M+F}{K}}\right)$$

Ec. 110

con a y b definidos como se indica en la Ec. 105.

La comparación con los resultados del modelo basado en la selectividad tipo rampa se muestra en la figura que sigue

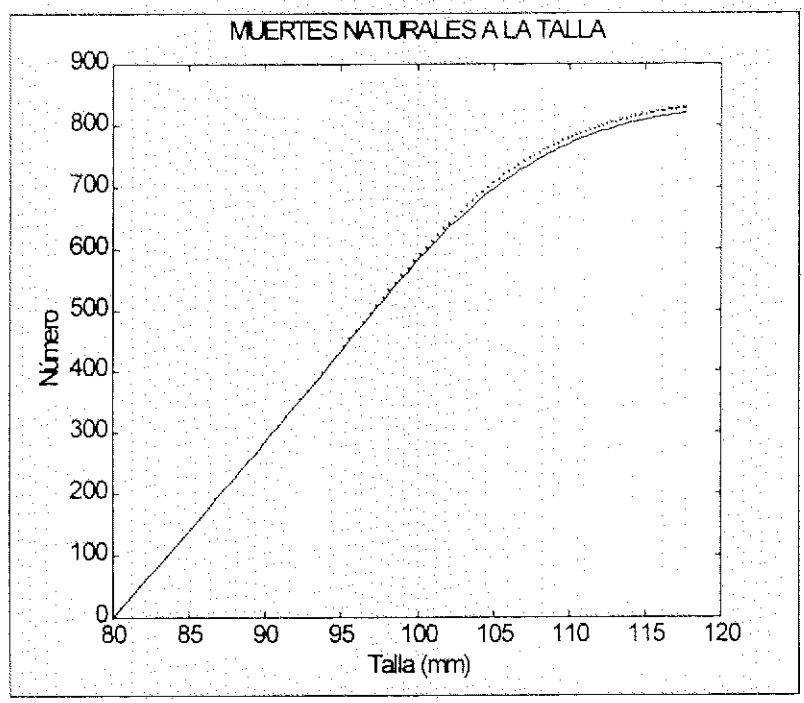


Figura 14. Comparación de las muertes a la talla basado en datos de la Tabla 7. En línea continua se presentan los resultados de la integración numérica de la Ec. 106. En línea punteada se grafican los cálculos obtenidos con la Ec. 107.

5.5 Captura a la talla

Análogamente a los procesos de crecimiento y muertes naturales, las capturas $C(l,t)$ en el intervalo de tallas $[l',l)$ durante el intervalo de tiempo $[0,t)$ se puede obtener integrando la Ec.85

$$C(l,t)=\begin{cases} N_l(l^*(l,t))\int_{l^*}^{l}\frac{Fs(\tilde{l})}{K(L_\infty-\tilde{l})}\left(\frac{L_\infty-l^*}{L_\infty-\tilde{l}}\right)^{1-\frac{M}{K}} e^{-\frac{F}{K}\int_{l^*}^{l}\frac{s(\tilde{l})d\tilde{l}}{(L_\infty-\tilde{l})}} & \text{si } \tau(l,l_0)\geq t \\ N(l_0,t-\tau(l,l_0))\int_{l_0}^{l}\frac{Fs(\tilde{l})}{K(L_\infty-\tilde{l})}\left(\frac{L_\infty-l_0}{L_\infty-\tilde{l}}\right)^{1-\frac{M}{K}} e^{-\frac{F}{K}\int_{l_0}^{l}\frac{s(\tilde{l})d\tilde{l}}{(L_\infty-\tilde{l})}} & \text{si } \tau(l,l_0)<t \end{cases}$$

Ec. 111

La gráfica de la solución se muestra en la figura siguiente

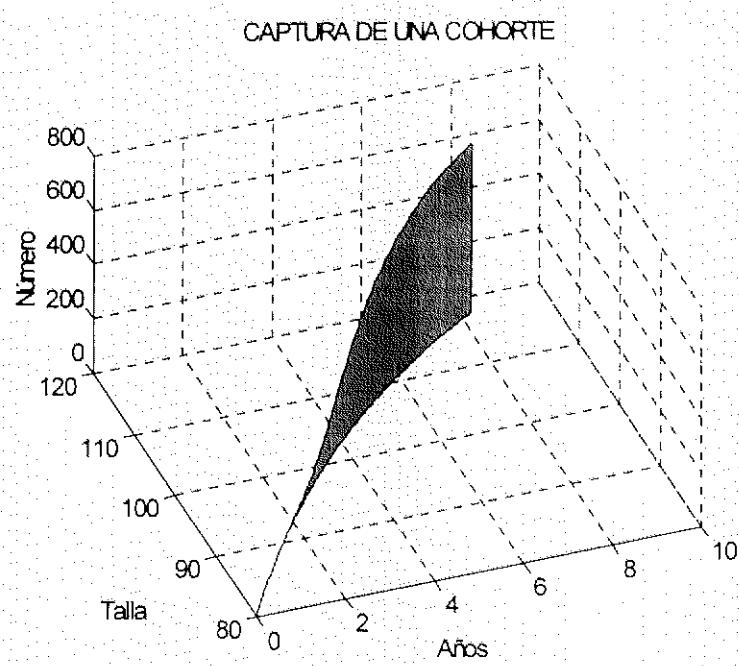


Figura 15. Captura a lo largo de la trayectoria de una cohorte.Los valores calculados están basados en los datos de la Tabla 7 y se hicieron mediante la función capcoh.m[1] que resuelve numéricamente la Ec.111.

La solución analítica de $C(l,t)$ para la función de selectividad tipo rampa es

$$C(l,t)=\begin{cases} N_l(l^*(l,t))\left[C_1(l)(H(l-l^*)-H(l-l_{min}))+C_2(l)(H(l-l_{min})-H(l-l_{max}))+(C_2(l_{max})+C_3(l))H(l-l_{max})\right] & \text{si } \tau(l,l_0)\geq t \\ N(l_0,t-\tau(l,l_0))\left[C_1(l)(H(l-l_0)-H(l-l_{min}))+C_2(l)(H(l-l_{min})-H(l-l_{max}))+(C_2(l_{max})+C_3(l))H(l-l_{max})\right] & \text{si } \tau(l,l_0)<t \end{cases}$$

Ec. 112

donde

[1] La función capcoh.m es un programa codificado en lenguaje Matlab por los autores.

$$C_1(l) = 0$$

Ec. 113

$$C_2(l) = b^{1-a}\left(L_\infty - l'\right)^{1-\frac{M}{K}}\left(L_\infty - l_{min}\right)^{-b\left(L_\infty - l_{min}\right)} \mathrm{e}^{b\left(L_\infty - l_{min}\right)}\,\Gamma(a-1)\ldots$$
$$\ldots\left(b\left(L_\infty - l_{min}\right)\left(\left(\Gamma\left(b\left(L_\infty - l_{min}\right), a-1\right) - \Gamma\left(b\left(L_\infty - l\right), a-1\right)\right)\right)+\ldots\right.$$
$$\left.\ldots+(a-1)\left(\Gamma\left(b\left(L_\infty - l\right), a\right) - \Gamma\left(b\left(L_\infty - l_{min}\right), a\right)\right)\right)$$

Ec. 114

$$C_3(l) = \frac{F}{M+F-K}\left(\frac{L_\infty - l'}{L_\infty - l_{max}}\right)^{1-\frac{M}{K}}\left(\frac{L_\infty - l_{min}}{L_\infty - l_{max}}\right)^{-b\left(L_\infty - l_{min}\right)} \mathrm{e}^{\frac{F}{K}}\ldots$$
$$\ldots\left(1-\left(\frac{L_\infty - l_{max}}{L_\infty - l}\right)^{1-\frac{M+F}{K}}\right)$$

Ec. 115

Los parámetros a y b tienen el significado que se ha indicado anteriormente.

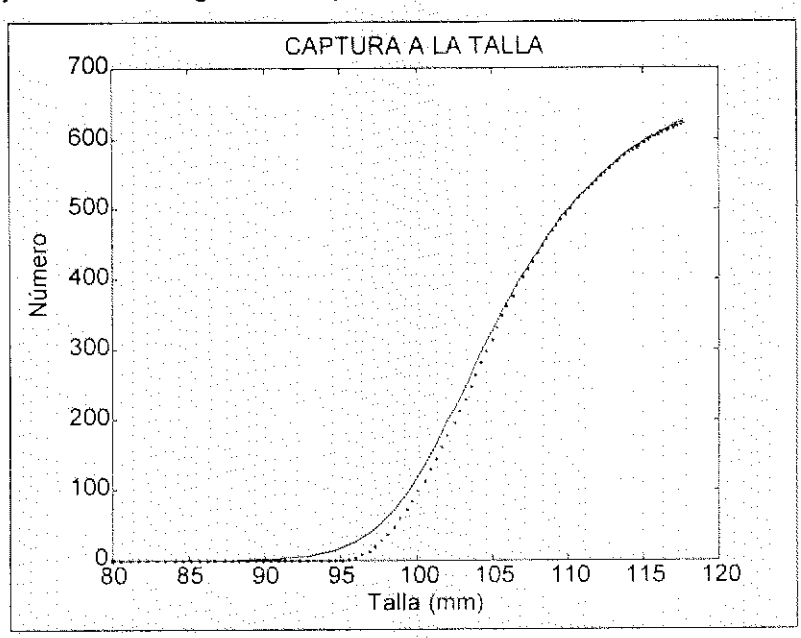


Figura 16. Comparación de las capturas a la talla basado en datos de la Tabla 7. En línea continua se presentan los resultados de la integración numérica de la Ec. 111. En línea punteada se gráfica los cálculos obtenidos con la Ec. 112.

5.6 Ecuación de la dinámica del sistema

La Ec. 87 se puede reformular para un intervalo de tiempo fijo y unitario de modo que el número de individuos de una cohorte a la talla l_{i+1}, sea una función del número de individuos a la talla que le precede l_i. Así, se tiene que

$$N_{i+1,k+1} = \begin{cases} N_{i,k}\left(\dfrac{L_\infty - l_i}{L_\infty - l_{i+1}}\right)^{1-\frac{M}{K}} \\ N_{i,k}\left(\dfrac{L_\infty - l_i}{L_\infty - l_{i+1}}\right)^{1-\frac{M}{K}-\frac{F_k}{rK}\left(l_i - l_{min}\right)} e^{\frac{F_k}{rK}(l_i - l_{i+1})} \\ N_{i,k}\left(\dfrac{L_\infty - l_i}{L_\infty - l_{i+1}}\right)^{1-\frac{M}{K}-\frac{F_k}{K}} \end{cases}$$

Ec. 116

Luego, si consideramos al stock a comienzos de un período k cualquiera como el vector de estados cuyas componentes son el número de individuos a la talla en ese instante,

$$\vec{\mathbf{n}}_k = \begin{bmatrix} N_{1,k} \\ N_{2,k} \\ N_{3,k} \\ \vdots \\ N_{i,k} \\ \vdots \\ N_{n,k} \end{bmatrix}$$

Ec. 117

la ecuación de transición de estados se puede expresar en notación matricial como

$$\vec{\mathbf{n}}_{k+1} = \mathbf{A}_k \vec{\mathbf{n}}_k + \vec{\mathbf{r}}_k$$

Ec. 118

dado un vector inicial de estados

$$\vec{\mathbf{n}}_0 = \begin{bmatrix} N_{1,0} \\ N_{2,0} \\ N_{3,0} \\ \vdots \\ N_{l,0} \\ \vdots \\ N_{n,0} \end{bmatrix}$$

Ec. 119

y el vector de reclutamientos

$$\vec{\mathbf{r}}_k = \begin{bmatrix} N_{1,k+1} \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ \vdots \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

Ec. 120

ambos de dimensiones (nx1).

El número que entra al primer intervalo de talla a comienzos del período k está relacionado al reclutamiento en el mismo instante mediante

$$N_{1,k} = \frac{R_k}{K(L_\infty - l_0)}$$

Ec. 121

La matriz $\mathbf{A}_k$ es una matriz de transición (nxn) que tiene la siguiente forma

$$\mathbf{A}_k = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ \sigma_{2,1}\sigma^{*}_{2,1}(F_k) & 0 & 0 & \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{3,2}\sigma^{*}_{3,2}(F_k) & 0 & \cdots & \cdots & \cdots & 0 \\ \vdots & \cdots & \ddots & \ddots & \cdots & \cdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_{i+1,i}\sigma^{*}_{i+1,i}(F_k) & \ddots & \cdots & 0 \\ \vdots & \cdots & \cdots & \cdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \sigma_{n,n-1}\sigma^{*}_{n,n-1}(F_k) & 0 \end{bmatrix}$$

Ec. 122

donde

$$\sigma_{i+1,i} = \left(\frac{L_\infty - l_i}{L_\infty - l_{i+1}} \right)^{1-\frac{M}{K}}$$

Ec. 123

$$\sigma^{*}_{i+1,i}(F_k) = \begin{cases} 1 & \text{si } l_0 \le l_i < l_{min} \\ \left(\frac{L_\infty - l_i}{L_\infty - l_{i+1}} \right)^{-\frac{F}{rK}(l_{i+1}-l_{min})} e^{-\frac{F}{rK}(l_{i+1}-l_i)} & \text{si } l_{min} \le l_i < l_{max} \\ \left(\frac{L_\infty - l_i}{L_\infty - l_{i+1}} \right)^{-\frac{F}{K}} & \text{si } l_{max} \le l_i < L_\infty \end{cases}$$

Ec. 124

5.6 Hipótesis estadísticas

Sólo errores de observación se admiten por ahora en el modelo. A continuación se resumen los supuestos estadísticos sobre los errores de observación:

1. El desvío del logaritmo de las capturas a la talla observadas respecto del logaritmo de la predicción del modelo

$$\varepsilon 1_{i,t} = \begin{cases} \ln(C_{i,t}) - \ln(u_{i,t} C_t) \\ \ln(C_{i,t}) - \ln(u_{i,t} N_t (1 - e^{-qE_t})) \end{cases}$$

Ec. 125

se distribuyen como una variable aleatoria Normal$(0,\sigma_1^2)$.

2. El desvío de arcoseno de la raíz cuadrada de las proporciones a la talla respecto de la misma transformación de la predicción del modelo

$$\varepsilon 1'_{i,t} = \operatorname{arcsen}\left(\sqrt{p_{i,t}}\right) - \operatorname{arcsen}\left(\sqrt{u_{i,t}}\right)$$

Ec. 126

se distribuye normal con media 0, varianza σ'^2_1/n_t y covarianza $\rho_1\sigma'^2_1/n_t$, donde n_t es el tamaño de la muestra para estimar la composición de tallas.

3. El desvío del esfuerzo observado respecto del que predice el modelo

$$\varepsilon 2_t = E_t - q_1 \ln\left(1 - \left(\frac{C_t}{N_t}\right)\right)$$

Ec. 127

se distribuye como una variable aleatoria Normal$(0,\sigma_2^2)$.

4. El desvío del logaritmo de la CPUE observada respecto del logaritmo de la predicción del modelo

$$\varepsilon 3_t = \begin{cases} \ln(CPUE_t) - \ln\left(q_2\left(R + N_t - \dfrac{C_t}{2}\right)\right) \\ \ln(CPUE_t) - \ln\left(q_2\left(R + N_t\left(1 - \dfrac{(1 - e^{-qE_t})}{2}\right)\right)\right) \end{cases}$$

Ec. 128

se distribuye Normal$(0,\sigma_3^2)$.

5. El desvío del logaritmo del índice de reclutamiento y el logaritmo de la predicción del modelo

$$\varepsilon 4_t = \ln(IR_t) - \ln(q_3 R_t)$$

Ec. 129

se distribuye Normal$(0,\sigma_4^2)$.

El criterio adoptado para hacer la estimación es minimizar la suma de cuadrados residuales entre las observaciones y las predicciones del modelo.

5.7 Funciones objetivos

Las funciones objetivo a considerar, dependiendo de los casos analizados, son las siguientes:

$$SSQ(C,CPUE,IR) = SSQ(C) + \lambda_2 \cdot SSQ(CPUE) + \lambda_3 SSQ(IR)$$

Ec. 130

$$SSQ(C,CPUE) = SSQ(C) + \lambda_2 \cdot SSQ(CPUE)$$

Ec. 131

$$SSQ(C,E,CPUE,IR) = SSQ(C) + \lambda_1 \cdot SSQ(E) + \lambda_2 \cdot SSQ(CPUE) + \lambda_3 SSQ(IR)$$

Ec. 132

$$SSQ(C,CPUE,IR) = SSQ(C) + \lambda_2 \cdot SSQ(CPUE) + \lambda_3 SSQ(IR)$$

Ec. 133

Tal que,

$$SSQ(C) = \sum_{it} \left(\varepsilon 1_{i,t}\right)^2$$

Ec. 134

$$SSQ(E) = \lambda_1 \sum_{t} \left(\varepsilon 2_{t}\right)^2$$

Ec. 135

$$SSQ(CPUE) = \lambda_2 \sum_{t} \left(\varepsilon 3_{t}\right)^2$$

Ec. 136

$$SSQ(IR) = \lambda_3 \sum_{t} \left(\varepsilon 4_{t}\right)^2$$

Ec. 137

$$\lambda_1 = \frac{\mathrm{var}\left[\ln(C_{i,t})\right]}{\mathrm{var}\left[E_t\right]}$$

Ec. 138

$$\lambda_2 = \frac{\mathrm{var}\left[\ln(C_{i,t})\right]}{\mathrm{var}\left[\ln(CPUE_t)\right]}$$

Ec. 139

$$\lambda_3 = \frac{\mathrm{var}\left[\ln(C_{i,t})\right]}{\mathrm{var}\left[\ln(IR_t)\right]}$$

Ec. 140

Expresiones análogas se pueden proponer para la proporción a la talla en el desembarque, reemplazando $C_{i,t}$ por $p_{i,t}$ en las Ec. 130-133 y Ec. 138-140.

6. APLICACIÓN DE ACT A LOS DATOS DE COMPOSICIÓN DE TALLAS DE LA CAPTURA POR REGIONES

6.2. Evaluación de stock por regiones mediante ACTn

En el marco del presente proyecto se efectuó una evaluación del recurso loco a nivel nacional por regiones, para la temporada 1996. El modelo usado en este caso correspondió a un ACT ampliado a 3 temporadas de pesca. Junto a esta evaluación se incluye un capítulo previo que denominamos "Preparación de Datos" cuyos aspectos metodológicos, resultados y conclusiones se encuentran en el Anexo 4, al igual que en el caso del modelo de evaluación.

Durante 1997, se efectuó una evaluación del recurso loco para la X y XI región con ACT que incluyó una nueva temporada constituyéndose en una modelo para 4 temporadas y que incluyó el cálculo de CTP, dentro de un marco de cooperación entre la Universidad Austral, ECOfish Consultores y la Subsecretaría de Pesca. Los aspectos metodológicos, resultados y conclusiones se consignan en la Anexo 5.

6.2. Evaluación de stock por macrozonas mediante ACTG

Una evaluación de los stock de locos a nivel nacional por macrozonas, comprometida entre los objetivos del presente proyecto, se efectuó durante 1997. Aún cuando, las macrozonas propuestas por Guiñez et. al (1992) en base a una diferenciación genética de las poblaciones de loco a lo largo de la costa chilena, no corresponden a la división actual usada en el manejo de esta pesquería y por otra parte no tiene aceptación general entre los genetistas (ver Gallardo & Carrasco, 1996). El modelo de evaluación usado fue el Análisis de Captura generalizado ACTG , cuyos aspectos metodológicos se encuentran ampliamente discutidos en el capitulo 3 del presente informe. Los resultados de su aplicación a las macrozonas se entregan en el Anexo 6.

7. RESUMEN Y CONCLUSIONES

1. Se propone y desarrolla en detalle una metodología general para la formulación de modelos de evaluación de stock pesqueros y se demuestra su utilidad en el recurso loco.
2. Se desarrollan cuatro tipo de modelos de evaluación para el recurso loco (ACTn, ACTG, AST y ASTV) que permiten estimar su abundancia y tasas de explotación a partir de datos de composición de tallas de la captura. Tres de ellos (ACTn, ACTG y AST), además de su formulación teórica, se resuelven computacionalmente en Excel y Matlab y se aplican a datos reales de esta especie a nivel regional y por macrozonas.
3. ASTV constituye un avance teórico en la dirección de un modelo de evaluación más realista que los disponibles para este recurso basado en el seguimiento de cohortes verdaderas en talla sujetas a mortalidad por pesca selectiva dependiente de la talla. El modelo fue formulado de manera continua, resuelto analíticamente y discretizado para los efectos del cálculo, pero no se implementó computacionalmente por estar fuera de los alcances de este proyecto.
4. Se desarrolló una metodología de validación de modelos que comprendió sus supuestos, procedimiento de estimación e hipótesis estadísticas. Esta metodología sirvió para evaluar el desempeño de ACTG y AST.
5. Se elaboraron programas de cálculo de varianzas por métodos analíticos y remuestreo para ACTG y AST.
6. Debido a lo vasto del tema de la investigación de este proyecto y a la dificultad de prever con certeza todos sus resultados, algunos aspectos merecen mayor estudio y desarrollo. A este respecto cabe señalar la conveniencia de:
    - continuar con la etapa de validación e implementación computacional del modelo ASTV,
    - evaluar la eficiencia de los métodos analíticos y de remuestreo usados para calcular varianzas,
    - comparar ACTG y AST con otros modelos (por ejemplo los modelos de Sullivan et al. (1990), Parrack, 1992 y otros) usando el método de validación de este estudio.

8. BIBLIOGRAFIA

Beverton , R.J.H. & S. J. Holt. 1957. On the dynamics of exploited fish populations. Ministry Agriculture, Fisherie and Foods. Fishery Investigations Series, London, England 2(19): 553 pp.

Bustos, E., H. Robotham, E. Lara & E. Pacheco. 1986. Edad y crecimiento de *Concholepas concholepas* (Gastropoda-Muricidae) y consideraciones de la ecuación de von Bertalanffy .Invest. Pesq. (Chile). 33:33-45.

Fournier, D. A. and P. A. Breen. 1983. Estimation of abalone mortality rates with growth analysis. Trans. Amer. Fish. Soc. 112:403-411.

Gallant, R. Nonlinear statistical models. John Wiley & Sons. New York

Gallardo M H. & J.I. Carrasco. 1996. Genetics cohesiveness among populations of *Concholepas concholepas* (Gastropoda, Muricidae) in Southern Chile. J. Exp. Mar. Biol. Ecol., vol 197:237-249.

Guiñez, R., M.V. Gómez & J.C. Castilla. 1992. Diferenciación genética poblacional en *Concholepas concholepas* (Brugière, 1789)(Gastropoda, Muricidae) en su área de distribución centro-norte. Biol. Pesq. Vol.21,31-41.

Jones, R. 1981. The use of length composition data in fish stock assessment (with note on VPA and Cohort Analysis). FAO(Food and Agriculture Organization of the United Nations). Fisherie Circular 734.

Kimura, D. K. 1989. Variability, tuning, and simulation for the Doubleday-Deriso catch-at-age model. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 46: 941-949.

Lotka, A.J. 1956. Elements of Mathematical Biology, Dover: New York.

Parrack, M. L. 1992. Estimating stock abundance from size data. Fishery Bulletin, U. S. 90: 302-325.

Punt A. E. & D. S. Butterworth. 1987. Variance Estimates for Fisheries Assessment:Their Importance and How Best to Evaluate Them. P.145-162. *In* S.J. Smith, J.J.Hunt and D. Rivard [ed.] Risk evaluation and biological reference points for fisheries management. Can. Spec.Publ. Fish.Aquat.Sci.120.

Schnute, J. T. 1994. A general framework for developing sequential fisheries models. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 51:1676-1688.

Schnute, J. T. and D. Fournier. 1980. A new approach to length-frequency analysis: growth structure. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 37:1337-1351.

Schnute, J. T. and L. J. Richards. 1995. The influence of error on population estimates from catch-age models. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 52:2063-2077.

Sullivan, P. J. , H. L. Lai and V. F. Gallucci. 1990. A catch-at-length analysis that incorporates a stochastic model of growth. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 47: 184-188-

VanSickle, J., 1977. Analysis of a distributed-parameter population model based on physiological age. J. theor. Biol. 64:571-586.

ANEXOS

ANEXO 1. ANALISIS DE CUOTAS AUTORIZADAS.....1 – 4

ANEXO 2. ASENTAMIENTO DE LOCOS EN LOS ROQUERIOS INTERMAREALES DE LA X REGION.....1 – 6

ANEXO 3. METODO DELTA.....1 – 4

ANEXO 4. EVALUACION DE STOCKS REGIONALES MEDIANTE ACT III PARA LA TEMPORADA 1996.....1 – 50

ANEXO 5. EVALUACION INDIRECTA RECURSO LOCO, MEDIANTE ACT Y CALCULO DE CTP PARA LA TEMPORADA 1997 EN LA X Y XI REGIONES.....1 – 19

ANEXO 6. EVALUACION DE STOCK POR MACROZONAS MEDIANTE ACTG PARA LA TEMPORADA 1997.....1 – 6

ANEXO 7. VARIANTES DEL MODELO ACTG.....1- 7

ANEXO 8. PROGRAMAS EN MATLAB.....1 - 49

ANEXO 1: ANALISIS DE CUOTAS AUTORIZADAS

1. Análisis de cuotas autorizadas por región y año

En la figura 1 se aprecia como patrón general que las cuotas han bajado notoriamente en 1995 , respecto de 1993 (levantamiento de la veda). Durante 1994 en la III, IV y XI región se autorizó una cuota mayor respecto del año anterior, pero en 1995 estas bajaron siguiendo la tendencia de las demás regiones. Las explicaciones a este fenómeno están fundadas en que el stock explotable a nivel nacional a sufrido una disminución promedio del 15 % durante primer año de explotación (abundancia explotable de 1994 respecto de 1993), y que durante 1995 no se evidenció una recuperación sustancial del stock debido a que este disminuyó en un 10 % respecto de 1994 y un 23 % respecto de 1993. Esto a llevado que la autoridad adopte una política más conservadora, al aplicar niveles de mortalidad por pesca más moderados durante 1994 y 1995, consecuente con los principios de conservación establecidos en la normativa vigente. En la figura 2 se observa que en la X Región ha ocurrido un caída notoria de las abundancias estimadas, lo cual sin duda es producto de la alta presión de pesca ejercida en esta zona. También es oportuno mencionar que en esta región la cuota ha sufrido una de las mayores reducciones, en virtud a que su desembarque representa más del 50 % del total nacional.

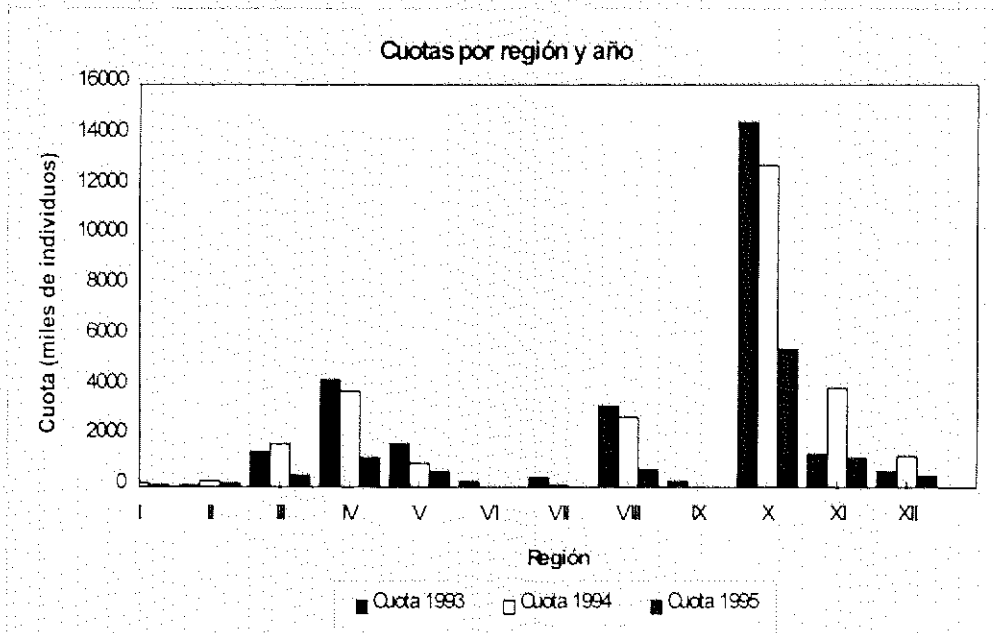


Figura 1. Cuota autorizada (N° locos/buzo) por región y año.

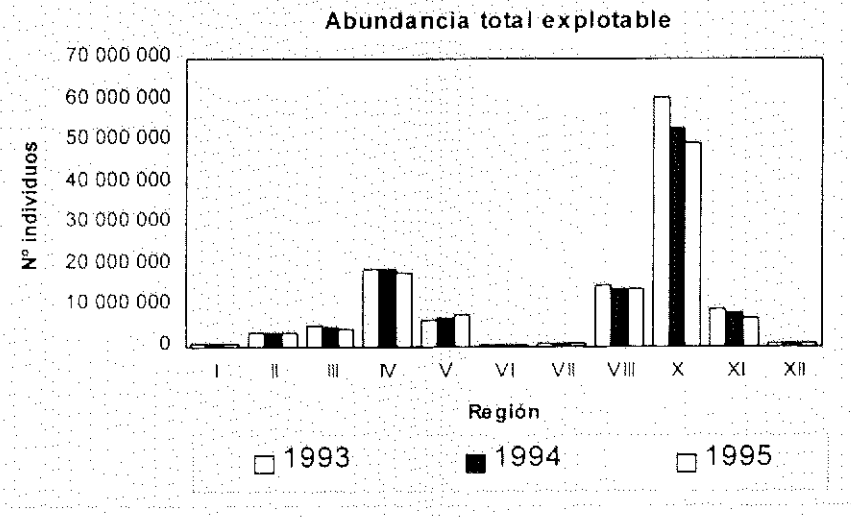


Figura 2. Abundancia total explotable estimada por ACT(s) para los años 1993, 1994 y 1995.

2. Precio de venta

En la figura 3 se muestra los precios promedios de venta en pesos por unidad de loco, para los años 1993, 1994 y 1995. Los precios producidos en 1993, principalmente durante la temporada de invierno son notablemente más altos que los registrados durante 1994, y 1995. A inicios de la temporada de pesca de 1994 existía en forma generalizada buenas expectativas de precios por unidad de loco a nivel nacional; sin embargo, en la mayoría de las regiones los precios por unidad no alcanzaron los niveles de 1993, lo cual produjo una caída del esfuerzo y de las capturas en 1995. A partir de 1994 los precios se han estabilizado en un valor promedio de $350 la unidad a nivel nacional.

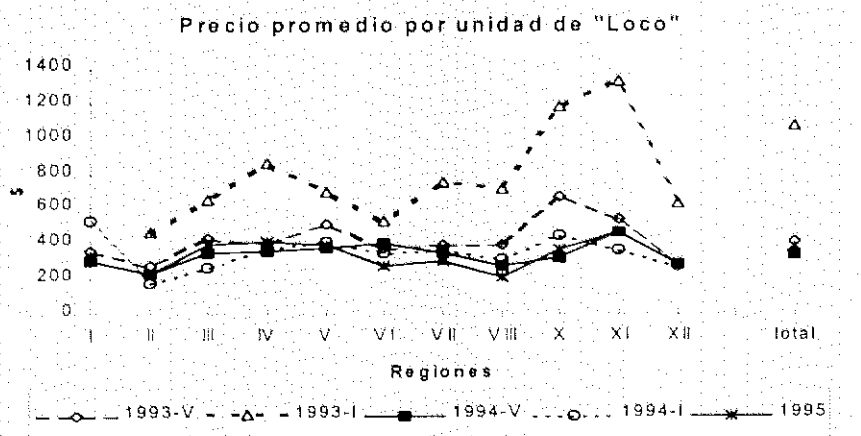


Figura 3. Precio promedio ($) de la unidad de loco por región para los años 1993, 1994 y 1995.

3. Cumplimiento de las Cuotas

En la figura 4 se observa que en ninguna región se alcanzó el cumplimiento de la cuota asignada para la temporada 1995, lo cual puede deberse al poco interés manifestado por los pescadores en capturar locos debido a los bajos precios observados durante 1994 y en esta temporada. Una consecuencia directa de esta situación se vio reflejada en los pocos Certificados de Autorización de Cuota Individual retirados (Figura 5).

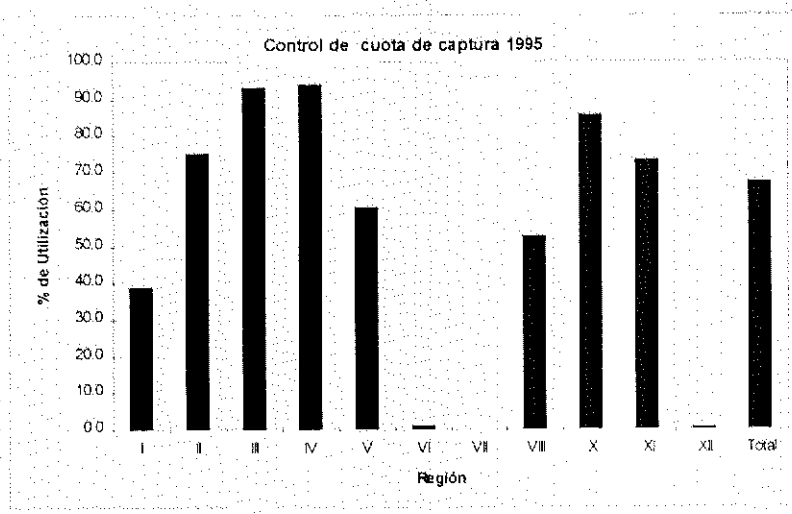


Figura 4. Utilización de la cuota por región durante la temporada 1995.

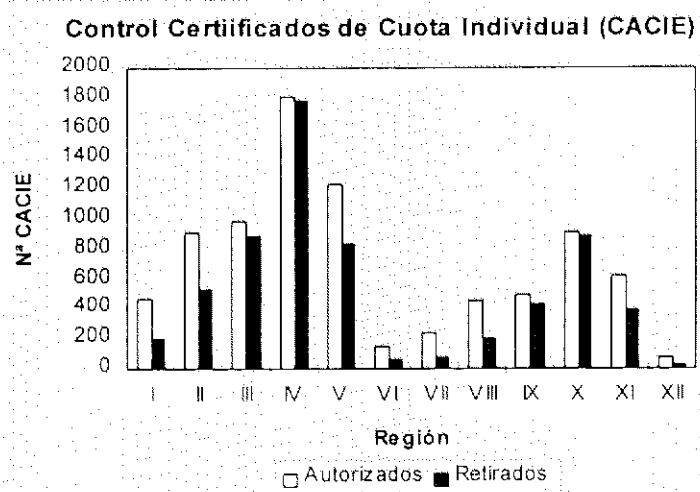


Figura 5. Certificados Asignación de Cuota Individual autorizados y retirados durante la temporada de pesca 1995.

4. Relación entre CTP y cuota

Se encontró una relación lineal simple significativa entre la Captura Total Permisible (CTP) determinada a partir de la $F_{0.1}$ y la cuota total asignada (Figura 6).

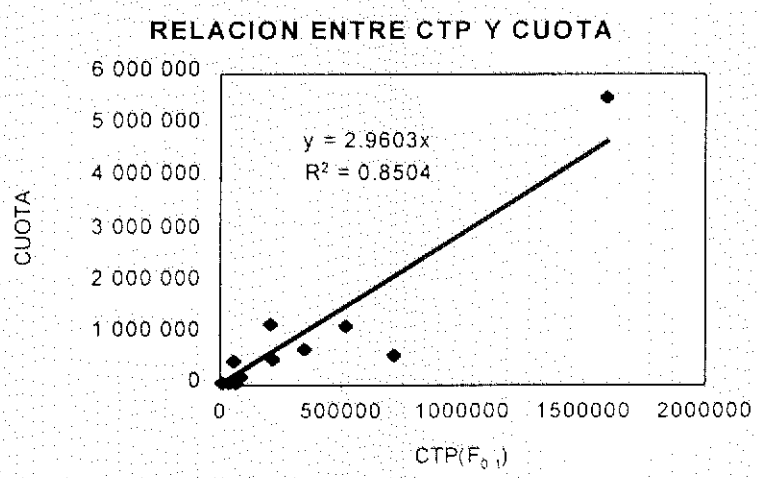


Figura 6. Relación entre CTP($F_{0.1}$) y Cuota, ambas medidas en Nº de individuos, en la pesquería del loco para el año 1995 incluyendo todas las regiones.

5. Relación entre Cuota y Desembarques

Una clara dependencia lineal se observa entre la cuota otorgada y los desembarques, para los datos regionales entre 1993 y 1994 (Figura 7). Por lo tanto, la cuota asignada puede ser una buena indicadora de los desembarques reales que se van a producir durante una temporada; aún cuando falta tener un mayor conocimiento del porcentaje no reportado de desembarque que se produce irremediablemente cada año.

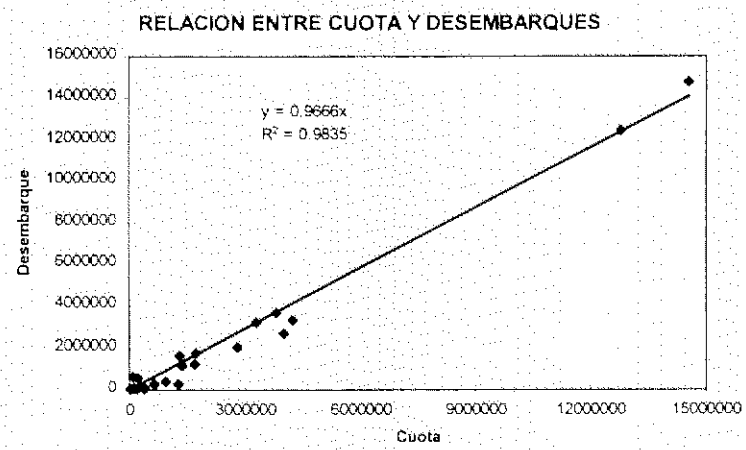


Figura 7. Relación entre cuota (Nº de ejemplares) y desembarque (Nº de ejemplares), para datos regionales correspondientes a los años 1993 y 1994.

ANEXO 2: ASENTAMIENTO DE *Concholepas concholepas* EN LOS ROQUERÍOS INTERMAREALES DE LA X REGIÓN

El asentamiento de *Concholepas concholepas* en los roquerios intermareales ha sido estudiado en varias localidades de nuestro país (Coquimbo, Valparaíso, Concepción y Valdivia). En la costa de Valdivia, en los últimos diez años, se han desarrollado varias investigaciones relacionadas con este fenómeno y los factores que estarían regulando su variabilidad espacial y temporal (Moreno y Reyes 1988, Moreno et al. 1993 a y b, Reyes y Moreno 1990 y Moreno et al. en preparación).

Sin embargo, se carece de esta información para zonas en nuestro país de mayor importancia pesquera, como por ejemplo la costa oeste de la Isla de Chiloé. En las evaluaciones de la pesquería de este recurso se ha encontrado que gran parte de las biomasas de loco extraídos en la X Región corresponden a roquerios de la zona de Chiloé.

Es así que, como objetivos de este estudio, se propuso muestrear el asentamiento de *C. concholepas* en dos roquerios de esta Isla, uno en el extremo norte y otro en el extremo sur. A la vez, se consideraron para el muestreo 3 zonas de la costa valdiviana como áreas de comparación de la variabilidad espacial de este proceso, y los registros del asentamiento de esta especie durante los últimos 7 años (1990-1996) en la Reserva Marina de Mehuin para analizar su variabilidad temporal en dicha área.

Este estudio incluye los valores de asentamiento de *Concholepas concholepas* obtenidos durante a) muestreos realizados en roquerios costeros de 5 localidades de la X Región durante junio, julio y septiembre de 1996, y b) muestreos en el tiempo (1990 a 1996) realizados en la Reserva Marina de Mehuin.

Asentamiento en el espacio

Durante los meses de junio y julio se realizaron muestreos de postasentados de la cohorte de 1996 *de C. concholepas* en los roquerios costeros de Cheuque, Reserva Marina de Mehuin y Pichicullin (localidades ubicadas a 90 y 75 Km NO de Valdivia, respectivamente) y en septiembre en Guabún (70 Km al NO de Ancud, Chiloé) e Isla Laitec (SO de Quellón, Chiloé) (Figura 1).

Los muestreos consistieron en recolectar ejemplares de la cohorte de 1996 (tallas menores a 15 mm de Longitud Total (LT)) del interior de cuadrantes de $1m^2$ de área. El número total de cuadrantes muestreados por localidad fue de 10 en la costa Valdiviana y 12 en Chiloé. La búsqueda se realizó con ayuda de linternas alógenas y pinzas metálicas de punta fina. Los especimenes encontrados se contabilizaron (densidad por m^2) y midieron (estructura de talla), para posteriormente ser devueltos a su ambiente. Los valores obtenidos en cada localidad se promediaron para tener el número por cuadrante, y se calculó la desviación estándar para describir la variabilidad que podría presentar este proceso entre cuadrantes.

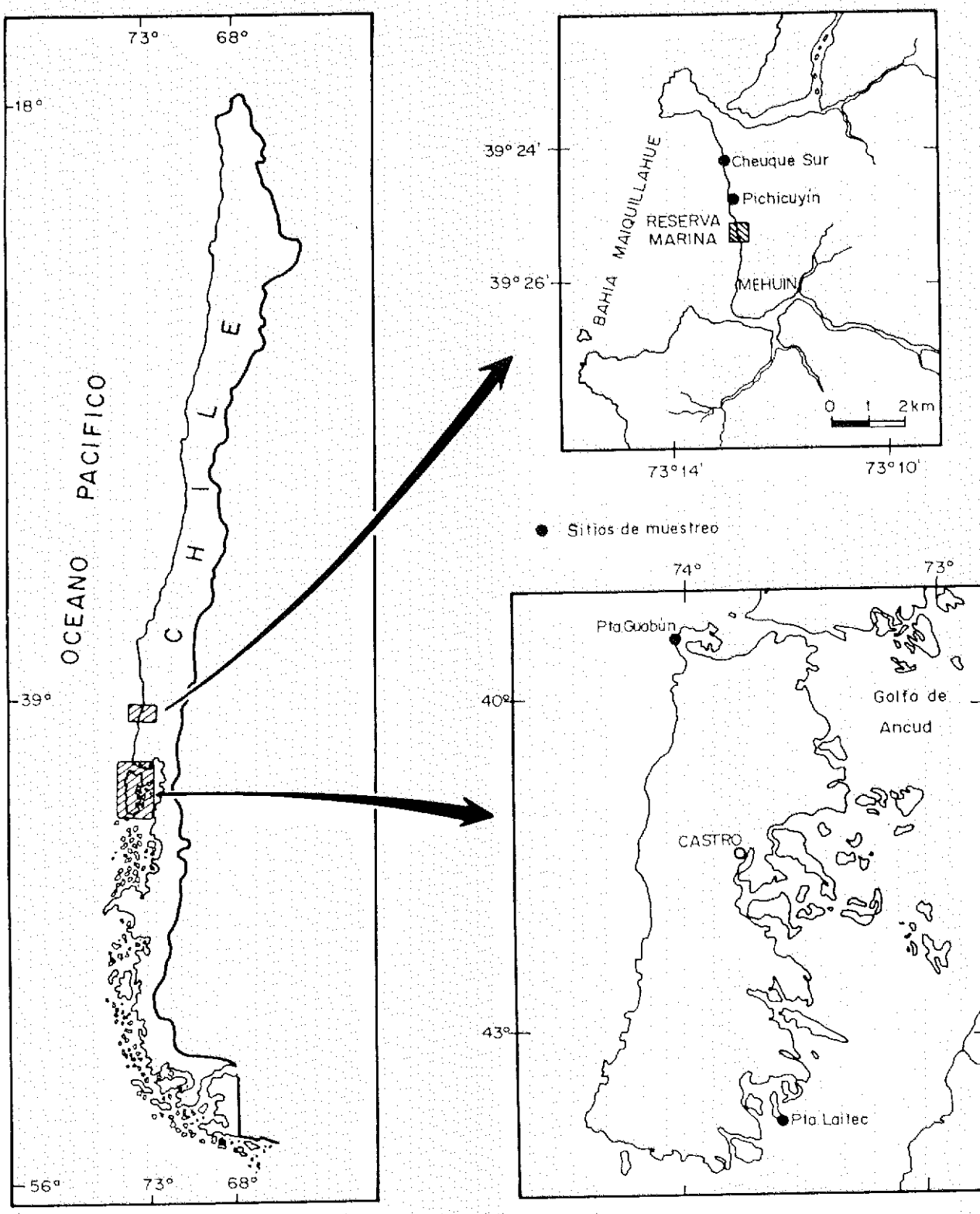


Figura 1. Localización geográfica de los cinco sitios de muestreo de postasentados de Concholepas concholepas *en la X Región, Chile*

La densidad de postasentados de loco en los 5 roquerios intermareales fue en promedio menor a 15 indiv./m^2 por zona. En 4 de los 5 puntos muestreados se encontraron valores menores a 5 indiv./m^2, existiendo densidades similares en la Reserva Marina (Valdivia) y Guabún (Isla de Chiloé) y mayor variabilidad entre cuadrantes en Pichicullin (Valdivia). Cheuque (Valdivia) fue el que presentó la más alta densidad, registrándose hasta 26 indiv./m^2 en uno de los 10 cuadrantes muestreados (Figura 2).

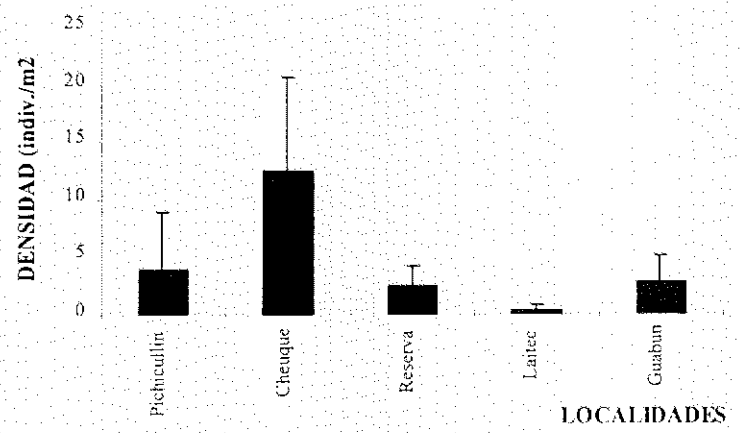


Figura 2. Densidad de Asentamiento de Concholepas concholepas en cinco roquerios intermareales de la X Región. Los valores son promedios con su desviación estandar

El roquerío que presentó el valor más bajo fue Laitec, cuyas densidades de postasentados en 4 de los 12 cuadrantes revisados no superó los 2 indiv./m^2 , en tanto que los 8 restantes no presentaron representantes de la cohorte de 1996 (Figura 3). En general en esta zona se encontraron altas densidades (20 $\pm$ 12 indiv./m^2) de ejemplares de la cohorte de 1995 y de tallas mayores.

La estructura de tallas de los ejemplares muestreados en los cinco roquerios visitados se muestran en la figura 3. Los individuos recolectados en la Reserva Marina y Pichicullin durante junio presentaron tallas entre los 1.8 mm (LT) y 3.0 mm (LT), los que corresponden a recién asentados (sensu Reyes y Moreno, 1990). En tanto que los locos recolectados en Cheuque al mes siguiente del muestreo realizado en la Reserva Marina y Pichicullin presentaron tallas entre los 2.5 y 9.0 mm (LT), lo que indica que hay individuos recién asentados y un número mayor de ejemplares que llegaron a este roquerío algunos meses antes.

En cuanto a los representantes de la cohorte 1996 presentes en los roquerios de la Isla de Chiloé durante el muestreo realizado en septiembre, se observa que en Guabún las tallas están entre los 4.0 y 13 mm (LT) y en la Isla Laitec los pocos ejemplares encontrados midieron entre 13 y 15 mm (LT). Por lo que el asentamiento en ambos lugares ocurrió meses antes de este muestreo.

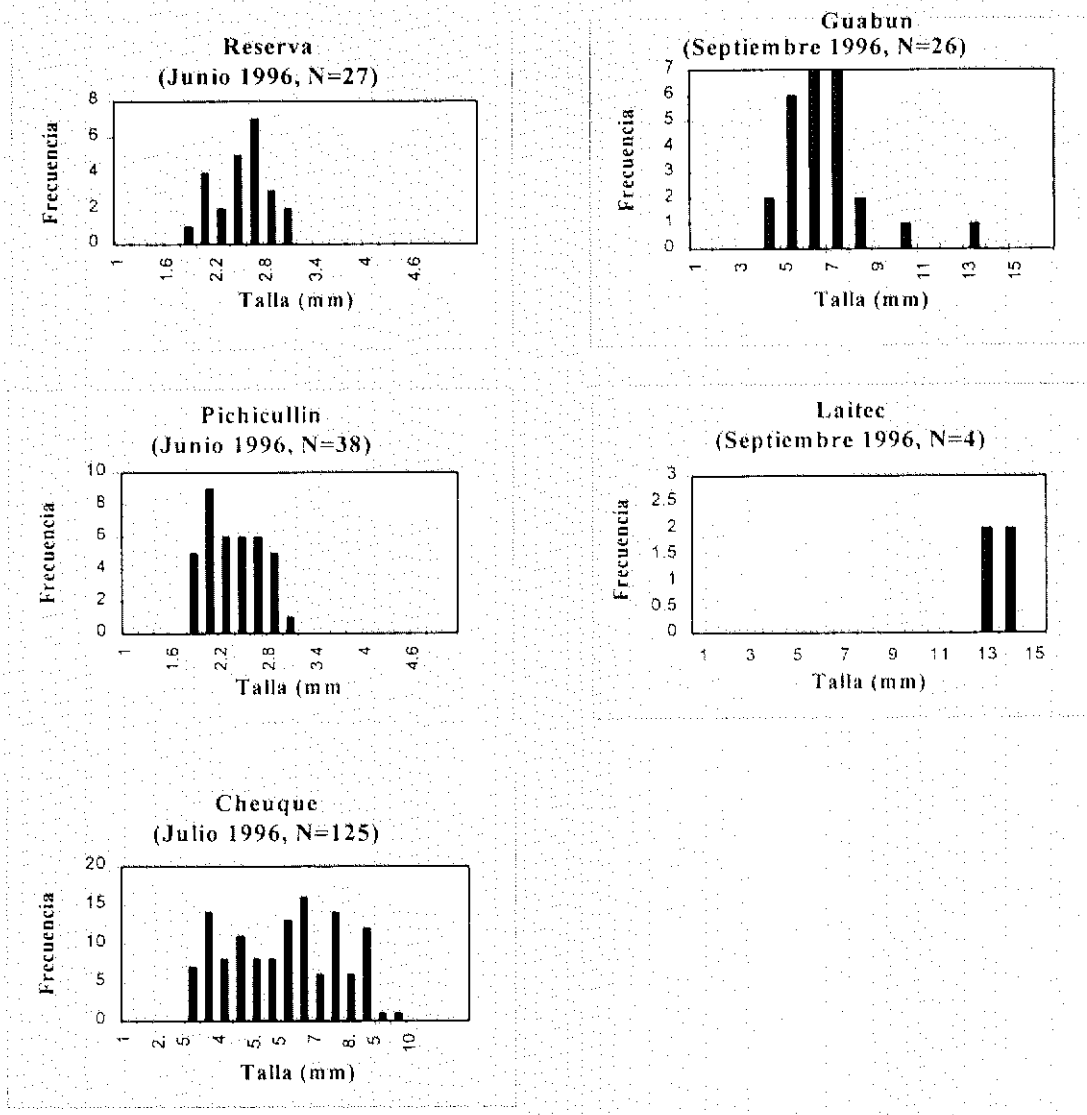


Figura 3. Estructura de tallas de la cohorte de 1996 de Concholepas concholepas en cinco roquerios intermareales de la X Región.

Asentamiento en el tiempo (estudio largo plazo)

Los muestreos de postmetamórficos (< 3.0 mm LT) se realizaron quincenalmente en la Reserva Marina, roquerio ubicado en la localidad de Mehuin a 75 Km al NO de Valdivia (Figura 1), en el período comprendido entre enero de 1990 y septiembre de 1996. Las áreas monitoreadas corresponden a 45 cuadrantes fijos de 1 m^2 cada uno, distribuidos con el objetivo de cubrir todos los tipos de ambiente del intermareal del sitio de estudio. En cada visita se removieron los asentados del período anterior al muestreo. De tal

manera que en el muestreo siguiente se recogieron los individuos asentados durante el intervalo muestral más aquellos que se desplazaron de zonas cercanas.

Los valores obtenidos en cada muestreo se sumaron para obtener el total anual por cuadrante. Posteriormente los datos de los 45 cuadrantes muestreados por año se promediaron para tener el total anual acumulado por cuadrante, y se calculó la desviación estandar para describir la variabilidad de este proceso entre cuadrantes (Figura 4).

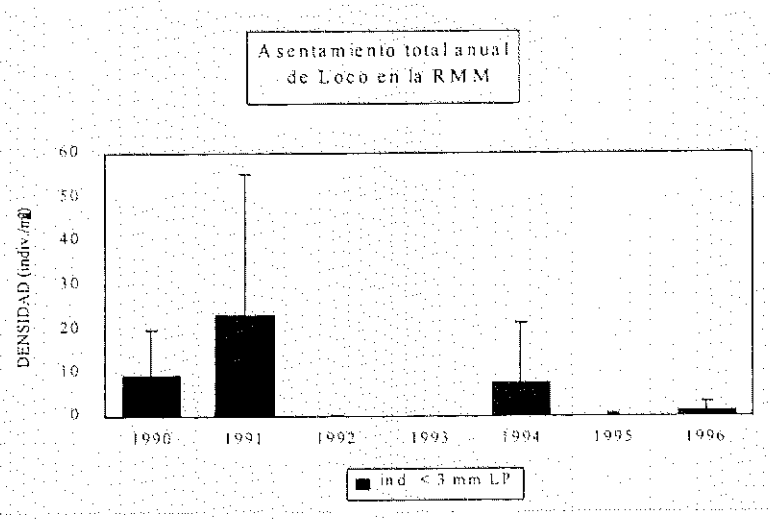


Figura 4. Densidad acumulada (total anual) promedio (45 cuadrantes) de asentamiento de Concholepas concholepas en la Reserva Marina de Mehuin, durante el período 1990-1996

Los valores de densidad anual de postmetamórficos en la RMM presentaron gran variabilidad interanual. Es así que hubo años, como por ejemplo 1992 y 1993, en que no se encontraron ejemplares menores de 3.0 mm (LP) en toda el área. En tanto que, durante 1991 se registró el valor promedio más alto (22 indiv. /año en un cuadrante de 1 m^2) y también los valores más extremos entre cuadrantes (0 a 55 indiv. /año por cuadrante de 1 m^2). Durante 1995 y 1996 se registraron valores bajos, los que no sobrepasan los 5 indiv. /año en un cuadrante de 1 m^2.

Si comparamos los bajos valores de densidad de postasentados registrados para la RMM durante los dos últimos años con los encontrados en los 5 sitios de estudio, con la salvedad que estos últimos sólo se obtuvieron de un muestreo por lugar en un instante de ocurrencia del proceso, observamos que con la excepción de Cheuque todos los roquerios presentaron asentamientos pobres.

Discusión y conclusiones

El asentamiento de *C. concholepas* de los 5 roquerios de la X Región muestreados para este estudio presentó gran variabilidad en magnitud tanto espacial como temporal. Es así que al comparar la abundancia total encontrada entre localidades se obtuvieron valores tan extremos como 4 individuos en un total de 12 áreas de 1 m^2 en Laitec y 125 individuos en 10 áreas de la misma dimensión en Cheuque. A su vez, al comparar el momento en que comenzó el asentamiento en cada localidad, después de observar la estructura de tallas encontrada en cada lugar, se observa que en Laitec habría ocurrido tempranamente ya que las tallas observadas se corresponden con las de individuos que se están

recolectando en la actualidad (para otro estudio simultáneo) en los roquerios de la Reserva Marina y Cheuque, quienes habrían arribado a dichos roquerios recién en junio probablemente.

Al comparar estos resultados con los obtenidos por Moreno et al. (1993a) en su estudio del asentamiento de esta especie por dos años consecutivos en 5 roquerios de la costa de Valdivia se observa gran similitud, ya que en dicha investigación también se encontró una gran variabilidad de un año para otro.

Tales diferencias espaciales y temporales podrían ser el resultado de diferencias en la cantidad de larvas y el momento en que habrían arribado a los 5 sitios estudiados, así como también a diferencias en a magnitud y factores causales de la mortalidad postasentamiento de estas larvas. Estos factores requieren de futuros estudios que consideren variables asociadas a los mecanismos de transporte de las larvas hacia los roquerios, así como de aquellos que regulen la sobrevivencia de éstas en el plancton. A la vez que se debe considerar el análisis de la variabilidad de la oferta alimentaria, de los potenciales competidores (por ej. postmetamórficos de *Nucella* sp) y de los depredadores (aves, moluscos y crustáceos) y su relación con la sobrevivencia de los postasentados del loco para cada lugar.

Como una actividad anexa a este estudio se tomaron algunos datos de abundancia de las potenciales presas para el loco en cada sitio muestreado, aunque aun no se han realizado los análisis definitivos se puede decir que con excepción del roquerio de la Isla Laitec en todos los sitios se encontraron Mitílidos presentes en altas abundancias. Esto estaria indicando que la presencia de estos bivalvos sería uno de los factores importantes en la sobrevivencia de los postasentados en dichos lugares. Sin embargo, al carecer de información de mediciones de otros factores y de lo que ocurre con la abundancia de la presa durante todo el tiempo que se prolonga el asentamiento no se pueden hacer conclusiones definitivas al respecto.

Referencias

Moreno, C. A. & A. E. Reyes (1988) Densidad de *Concholepas concholepas* en la Reserva Marina de Mehuin: evidencias de fallas en el reclutamiento. Biología Pesquera (Chile) 17: 31-38.

Moreno, C. A., A. E. Reyes y G Asencio (1993b) Habitat and movements of the recruits of *Concholepas concholepas* (Mollusca; Muricidae) in the rocky intertidal of southern Chile. Journal of Experimental Marine Biology and Ecology 171: 51-61.

Moreno, C. A., G. Asencio y S. Ibañez (1993a) Patrones de asentamiento de *Concholepas concholepas* (Bruguière) (Mollusca: Muricidae) en la zona intermareal rocosa de Valdivia, Chile. Revista Chilena de Historia Natural 66: 93-101.

Reyes, A. E. y C. A. Moreno (1990) Asentamiento y crecimiento de los primeros estadios bentónicos de *Concholepas concholepas* (Mollusca, Muricidae) en el intermareal rocoso de Mehuin, Chile. Revista Chilena de Historia Natural 63: 157-163.

ANEXO 3. MÉTODO DELTA

Sea, $d(\theta)$ una función

$$d: R^p \rightarrow R^m$$

Ec. 1

continua en el espacio euclideano R^p con derivadas parciales continuas de orden-2 en una esfera abierta que contiene $\hat{\theta}_n$ y θ.

Definamos una sucesión de estimadores $\{\hat{\theta}_n\}$ del parámetro θ en RP. En estas condiciones, es posible probar que cualquier estimador del parámetro θ_j con varianza finita v(θ_j), es acotado en probabilidad por la raíz cuadrada de su momento de segundo orden en torno al origen (Fuller, 1976). Es decir, dado

$$\hat{\theta}_n \in R^p \ , \ n \in N \ni \forall \varepsilon > 0, \exists \ M(\varepsilon)$$

$$\wedge \ P\left(\left|\hat{\theta}_{j,n}\right| \geq M(\varepsilon) r_n\right) \leq \varepsilon ; \ j = 1,2,\ldots,p$$

Ec. 2

entonces,

$$\hat{\theta}_n = \mathrm{O}_p(r_n).$$

Ec. 3

Así, Fuller demuestra que para cualquier componente j de $\hat{\theta}_n$ en **RP**, $\hat{\theta}_{j,n}$, tal que

$$E\left[\hat{\theta}_{j,n}^2\right] = \mathrm{O}(r_n^2)$$

Ec. 4

entonces,

$$\hat{\theta}_{j,n} = \mathrm{O}_p(r_n)$$

Ec. 5

es decir, si la esperanza del momento de segundo orden de $\hat{\theta}_{j,n}$ es acotada en probabilidad, también lo es $\hat{\theta}_{j,n}$.

Puesto que, $\hat{\theta}_n$ es consistente por ser estimador de mínimos cuadrados de θ, se puede escribir que

$$\hat{\theta}_n = \theta + \mathrm{O}_p(r_n)$$

Ec. 6

Por otra parte, puesto que $\hat{\theta}_n$ está en R^p y el vector $d(\theta)$ es una función continua con derivadas parciales continuas de orden-2, entonces, por el teorema de Taylor se puede expresar como

$$d(\hat{\theta}_n) = d(\theta) + \left[\sum_{j=1}^{p}\left(\frac{\partial d(\ddot{\theta})}{\partial \hat{\theta}_j}\right)(\hat{\theta}_{j,n} - \theta_j)\right] + \left[\mathrm{R}_n\left(\hat{\theta}_n, \theta\right)\right]$$

Ec.7

donde,

$$\mathrm{R}_n\left(\hat{\theta}_n, \theta\right) = \sum_{j=1}^{p}\sum_{i=1}^{p}\frac{\partial d(\ddot{\theta})}{\partial \hat{\theta}_i \partial \hat{\theta}_i}(\hat{\theta}_{j,n} - \theta_j)(\hat{\theta}_{i,n} - \theta_i)$$

Ec. 8

y $\ddot{\theta}$ está en el segmento que une $\hat{\theta}_n$ y θ. Luego,

$$\underset{(m\times 1)}{d(\hat{\theta}_n) - d(\theta)} = \underset{(m\times 1)}{\left[\sum_{j=1}^{p}\left(\frac{\partial d(\ddot{\theta})}{\partial \hat{\theta}_j}\right)(\hat{\theta}_{j,n} - \theta_j)\right]} + \underset{(m\times 1)}{\left[\mathrm{R}_n\left(\hat{\theta}_n, \theta\right)\right]}$$

Ec. 9

Premultiplicando por la transpuesta del vector de desvíos de la abundancia y luego, operando en el miembro derecho de la Ec. 9 se obtiene

$$\underset{(m\times 1)}{\left(d(\hat{\theta}_n)-d(\theta)\right)}\left(d(\hat{\theta}_n)-d(\theta)\right)' = \underset{(m\times p)}{\mathbf{D}}\ \underset{(p\times 1)}{(\hat{\theta}_n-\theta)'}\ \underset{(1\times p)}{(\hat{\theta}_n-\theta)}\ \underset{(p\times m)}{\mathbf{D}'} +$$

$$+\underset{(m\times 1)}{\left[R_n(\hat{\theta}_n,\theta)\right]}\underset{(1\times m)}{\left[R_n(\hat{\theta}_n,\theta)\right]'} + 2\ \underset{(m\times p)}{\mathbf{D}}\ \underset{(p\times 1)}{(\hat{\theta}_n-\theta)'}\underset{(1\times m)}{\left[R_n(\hat{\theta}_n,\theta)\right]'}$$

Ec. 10

donde,

$$\underset{(m\times p)}{\mathbf{D}}\ \underset{(p\times 1)}{(\hat{\theta}_n-\theta)'} = \underset{(m\times 1)}{\left[\sum_{j=1}^{n}\left(\frac{\partial d(\ddot{\theta})}{\partial\hat{\theta}_j}\right)\underset{(1\times 1)}{(\hat{\theta}_{j,n}-\theta_j)}\right]}$$

Ec. 11

y D es la matriz de derivadas parciales del estimador de abundancia evaluadas en $\ddot{\theta}$,

$$\underset{(m\times p)}{\mathbf{D}} = \underset{(m\times p)}{\left[\frac{\partial d(\hat{\theta})}{\partial\hat{\theta}_j}\right]}$$

Ec. 12

Aplicando el operador esperanza a la Ec. 10 se deduce la expresión:

$$E\left[\underset{(m\times 1)}{\left(d(\hat{\theta}_n)-d(\theta)\right)}\underset{(m\times 1)}{\left(d(\hat{\theta}_n)-d(\theta)\right)'}\right]=\underset{(m\times p)}{\mathbf{D}}\;E\left[\underset{(p\times 1)}{(\hat{\theta}_n-\theta)'}\underset{(1\times p)}{(\hat{\theta}_n-\theta)}\right]\underset{(p\times m)}{\mathbf{D}'}+$$

$$+E\left[\underset{(m\times 1)}{\left[\mathrm{R}_n\left(\hat{\theta}_n,\theta\right)\right]}\underset{(1\times m)}{\left[\mathrm{R}_n\left(\hat{\theta}_n,\theta\right)\right]}\right]+2\underset{(m\times p)}{\mathbf{D}}\;E\left[\underset{(p\times 1)}{(\hat{\theta}_n-\theta)'}\underset{(1\times m)}{\left[\mathrm{R}_n\left(\hat{\theta}_n,\theta\right)\right]'}\right]$$

Ec. 13

Dado que los residuos $\mathbf{R_n}$ son acotados en probabilidad por lo anteriormente dicho, los términos segundo y tercero del miembro derecho de la Ec. 14 son nulos. Por lo tanto, se tiene que

$$E\left[\underset{(m\times 1)}{\left(d(\hat{\theta}_n)-d(\theta)\right)}\underset{(m\times 1)}{\left(d(\hat{\theta}_n)-d(\theta)\right)'}\right]=\underset{(m\times p)}{\mathbf{D}}\;E\left[\underset{(p\times 1)}{(\hat{\theta}_n-\theta)'}\underset{(1\times p)}{(\hat{\theta}_n-\theta)}\right]\underset{(p\times m)}{\mathbf{D}'}$$

Ec. 14

$$\underset{(m\times m)}{\mathbf{V}(d(\hat{\theta}))}=\underset{(m\times p)}{\mathbf{D}}\;\underset{(p\times p)}{\mathbf{V}(\hat{\theta})}\;\underset{(p\times m)}{\mathbf{D}'}$$

Ec. 15

$\mathbf{V}(\hat{\theta})$, es la matriz de varianzas-covarianzas de $\hat{\theta}$.

Referencias

Fuller W A. 1976. Introduction to statistical time series. Wiley & Son, New York.

ANEXO 4: EVALUACION DE STOCK REGIONALES MEDIANTE ACT III PARA LA TEMPORADA 1996.

1. Preparación de los datos

Desembarques por región y años

Las mejores estimaciones de los desembarques totales por región (incluidas las incautaciones ocurridas cada año), obtenidos desde los datos proporcionados por el Servicio Nacional de Pesca y el Instituto de Fomento pesquero, entregados al Fondo de Investigación Pesquera, se muestran en la tabla 1. Los resultados de los desembarques totales del año 1993 y 1994, corresponden a las cifras definitivas entregadas por el SERNAPESCA.

Tabla 1. Desembarques totales (incluidas incautaciones) por región y año.

REGION	1993	1994	1995
I	194 589	116 969	146 089
II	639 938	575 437	132 962
III	1 176 842	1 752 496	506 841
IV	3 298 499	3 667 963	1 118 725
V	1 236 854	381 829	376 248
VI	39 040	40 046	9 528
VII	65 979	53 406	4 640
VIII	3 199 030	2 027 988	385 930
IX	78 612	24 234	180
X	14 712 764	12 453 576	4 214 132
XI	1 613 144	2 693 330	1 485 517
XII	263 785	304 476	6 229
total	26 519 076	24 091 750	8 387 021

Para el año 1995, los desembarques corresponden a cifras preliminares vigentes a la fecha de confección de este informe. En el caso de las regiones I, II, III, IV, V, VIII y XII, tanto el IFOP, SERNAPESCA tienen cifras similares. En cambio, para las regiones VI, VII, X y XI los valores finales fueron calculados mediante las cifras entregadas por IFOP, adicionándosele los decomisos efectuados por SERNAP, la Armada y Carabineros de Chile durante el período analizado. En el caso de la X Región se adicionaron 2910 unidades provenientes de esta Región y decomisadas en la Región Metropolitana por SERNAPESCA, y el desembarque de 180 unidades de locos ocurrido en la IX Región.

Generación de las Composiciones de tallas por regiones y macrozonas

Las composiciones de tallas regionales entregadas por IFOP fueron expandidas a la captura total consolidada (Tabla 2). Los resultados de esta expansión para los años 1993, 1994 y 1995, se entregan en la Tabla 3 y 4 a intervalos de 1 mm.

Una composición de tallas alternativa a la entregada por IFOP, puede ser generada mediante el usó del Análisis de Correspondencia (ANCOR) a nivel de procedencias e intervalos de talla por procedencia (ver "Suavizamiento de las composiciones de tallas por región").

Tabla 2. Capturas consolidadas finales utilizadas para obtener las estructuras de talla por región, año y macrozona.

REGION	1993	1994	1995
I	194 589	116 969	146 069
II	639 938	575 437	132 962
III	1 176 842	1 752 496	506 841
IV	3 298 499	3 667 963	1 118 725
V	1 236 854	381 829	376 248
VI	39 040	40 046	9 528
VII	65 979	53 405	4 640
VIII	3 199 030	2 027 988	385 930
X	14 791 376	12 477 810	4 214 312
XI	1 613 144	2 693 330	1 485 517
XII	263 785	304 476	6 229
total	26 519 076	24 091 750	8 387 021

Nota: Para 1995 la VI,VII,X y XI según IFOP

Tabla 3. Composiciones de tallas en la captura de macrozona 1 y 2 durante las temporadas de pesca 1993, 1994 Y 1995

	MACROZONA 1			MACROZONA 2								
	I REGION			II REGION			III REGION			IV REGION		
Lt	93	94	95	93	94	95	93	94	95	93	94	95
80	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
81	0	0	0	13	0	0	0	0	0	0	0	0
82	1534	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
83	1573	0	0	13	0	0	0	0	0	0	0	0
84	1631	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
85	1651	0	0	50	0	0	0	0	0	0	0	0
86	1732	0	0	37	0	0	0	0	0	0	0	0
87	1811	24	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
88	1895	0	0	50	0	0	0	16	0	0	0	0
89	2678	0	0	150	0	0	0	0	0	0	0	0
90	3663	48	0	1630	0	0	68	64	43	201	64	0
91	4252	72	0	1049	0	0	0	37	0	472	0	0
92	5049	241	0	2441	0	0	18	302	0	743	426	0
93	5849	218	39	3499	0	0	159	303	0	606	350	0
94	6647	641	93	4474	0	0	547	553	0	1753	714	94
95	7666	1251	364	8827	57	0	931	2493	53	3832	4297	112
96	8681	1610	248	13359	57	0	2175	7367	224	4578	1779	236
97	9702	2613	829	18115	0	0	3336	12435	256	8474	8458	368
98	10792	4333	1929	31796	181	99	4870	19873	1014	14593	10359	1543
99	11884	6538	2006	27013	543	99	8986	29896	1001	26562	21357	2254
100	12974	10909	4790	54031	12104	634	28404	88984	9776	87177	105808	18277
101	11845	7342	5786	31469	16034	1231	33157	66920	5793	66950	73862	17240
102	10713	8269	10877	43340	25828	1645	53969	103862	9545	105741	106930	19288
103	9584	7389	13160	41106	29631	2976	48306	112780	9256	119493	115638	27658
104	8229	6997	7552	30139	33364	2925	37688	121314	13457	143090	138314	38137
105	6872	6726	7629	33472	33244	3243	38455	129773	17971	149869	153163	44926
106	5518	5487	7467	29105	31087	4398	44175	92556	18418	132640	152251	51553
107	5158	4550	10495	20234	26344	4018	51965	102405	19612	136762	146715	53613
108	4796	6757	8605	25131	28181	4760	49259	95415	19727	139685	169329	57501
109	4457	4806	5344	21960	33075	6441	43363	80032	18374	161638	163364	59914
110	4018	5512	6700	24324	34207	8746	52529	92693	23528	198577	225165	69228
111	3594	4354	5716	13914	25486	6630	37567	57864	18160	136870	156833	63868
112	3171	3681	7343	17692	30915	8897	47111	79145	22713	162556	191521	64245
113	2745	3034	5935	10266	24593	5362	36888	52671	23403	133533	134560	57572
114	2316	2589	3439	11475	23523	6637	38863	48535	23362	139196	166605	57711
115	1890	2218	3059	12595	26286	8956	45184	52008	25693	148793	176503	59290
116	1677	1983	3617	12497	29533	8171	50205	59504	24862	125979	138851	47978
117	1461	1660	3393	9048	20173	5588	36865	39540	23570	107998	130289	49328
118	1248	1457	2339	9231	16225	5733	33865	36599	19899	101450	148034	47013
119	1107	1313	1829	8003	16305	4515	29436	24258	20303	97736	122280	42496
120	964	1262	2168	9858	16905	2658	30035	30393	22592	112499	130954	38843
121	823	893	1239	6758	9764	2439	25395	28091	5455	69841	74087	18514
122	826	987	1681	8159	7505	2393	27172	23433	16092	71929	76183	18581
123	332	510	1278	6308	6691	3224	22646	14213	9793	57569	59264	15097
124	237	423	767	4741	5717	4271	22172	12546	16118	50194	57287	12749
125	267	434	991	6758	5073	4043	24295	12493	10343	51150	54367	13139
126	160	229	627	2696	2881	3564	17787	7495	12177	40290	39566	10616
127	93	252	418	2488	3466	3295	15203	7763	9620	30675	31560	7807
128	92	285	503	2619	1701	3676	15114	6662	7993	28782	32300	7056
129	67	236	294	2775	2374	2255	13211	4903	5321	23448	20329	5611
130	85	153	279	3237	1629	1280	14144	5036	6529	24860	27999	6985
131	55	129	93	2375	1625	1340	6921	3170	1765	13284	14239	3773
132	27	101	271	1849	722	1968	10008	3413	1557	10399	13898	3554
133	0	42	139	656	57	1762	7697	2566	943	9667	12333	2287
134	0	68	31	429	1549	2165	6383	1692	1873	8987	11351	1972
135	0	42	170	803	296	1178	6050	1443	372	7646	7141	1865
136	0	35	31	1168	685	1446	4657	616	1586	6547	5625	1741
137	0	54	170	266	476	1318	3031	830	148	4350	3301	1082
138	0	0	0	470	403	1318	2433	81	43	3045	3713	1039
139	0	0	0	156	296	915	2534	583	1813	1761	1194	771
140	0	35	62	123	229	329	2063	275	100	2873	1978	850
141	0	0	0	0	67	470	1063	244	0	816	510	255
142	0	0	0	143	67	176	1047	267	0	939	828	241
143	0	0	0	0	67	159	932	69	0	783	309	71
144	0	0	31	470	0	98	497	132	0	618	402	76
145	0	35	0	470	134	0	1215	0	183	505	343	0
146	0	0	0	47	67	0	218	132	0	174	110	22
147	0	0	0	0	0	0	335	283	0	293	0	0
148	0	0	0	0	0	0	182	0	0	230	65	21
149	0	0	0	0	0	0	280	0	0	119	7	12
150	0	0	0	0	0	0	69	0	0	0	15	12
151	0	0	0	0	0	0	0	0	0	185	0	0
152	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
153	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
154	0	0	0	0	0	0	0	132	0	0	0	0
155	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
156	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
total	194589	116969	146069	639938	575437	132962	1176842	1752496	506841	3298499	3667963	1118725

Tabla 4. Composiciones de tallas del desembarque de la macrozona 3 por región durante 1993,1994 y 1995

Li	V REGION			VI REGION			VII REGION (**)			VIII REGION (*)			X REGION (**)			XI REGION (**)			XII REGION(*)		
	93	94	95	93	94	95	93	94	95	93	94	95	93	94	95	93	94	95	93	94	95
80	0	0	0	0	0	0	2	0	0	341	126	0	0	0	0	0	0	0	21	0	0
81	0	0	0	0	0	0	7	0	0	0	57	0	0	0	0	0	3	0	0	0	0
82	0	0	0	0	0	0	5	0	0	0	56	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
83	0	0	0	0	0	0	7	0	0	0	105	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
84	0	0	0	0	0	0	31	0	0	8	646	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
85	0	0	0	0	0	0	12	0	0	9	4216	0	0	0	0	0	30	0	98	0	0
86	0	0	0	0	0	0	15	0	0	18	2336	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
87	0	0	0	0	0	0	4	0	0	0	6268	0	0	0	0	0	0	0	38	0	0
88	0	0	0	0	0	0	3	0	0	0	3379	0	0	0	0	0	0	0	14	0	0
89	0	0	0	0	0	0	24	0	0	545	10849	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
90	28	0	0	3	5	3	64	0	0	1151	7037	0	495	93	389	61	30	826	64	0	12
91	74	0	0	12	3	0	98	0	0	597	6317	0	313	527	247	23	53	1090	0	92	0
92	207	0	0	0	8	3	112	0	0	1382	5291	0	32	582	579	95	247	1596	179	160	23
93	162	0	0	12	0	0	98	0	0	3497	5305	0	662	397	552	91	2156	3043	91	357	12
94	408	0	4	133	8	2	173	0	28	4378	12536	448	1094	1335	498	167	721	3756	188	676	21
95	1500	37	10	31	22	19	198	0	0	8593	24949	2379	2666	1685	694	263	867	6776	764	1467	35
96	2531	78	38	209	59	79	236	0	42	11571	21398	1618	2733	4259	1129	255	4473	8392	1082	2534	226
97	5140	229	66	287	49	76	292	0	55	16370	27169	2852	4670	1864	2535	695	1508	11190	996	2742	143
98	10437	655	133	211	89	123	430	0	13	26313	25113	4754	8241	11992	6640	1208	4662	16825	4622	5156	214
99	12791	1536	197	980	113	128	1122	0	97	41192	46687	5486	8559	14474	7130	3160	7107	19964	2394	6694	509
100	46617	9221	1737	1200	584	289	3220	2039	434	94769	167309	18529	103829	152619	111094	7374	30406	44322	13375	17752	334
101	41729	8482	3197	2172	737	728	2436	1029	58	58103	69873	9037	72983	99287	81449	6532	29790	37027	7242	10980	554
102	65638	12998	6208	2560	1138	354	2390	1392	63	167815	83832	10490	239710	188934	127374	12060	44151	45893	9246	16050	440
103	67373	15299	11424	1364	1634	442	3094	1406	35	137012	88093	13182	159933	196296	132764	16533	50940	46647	8475	12366	283
104	73638	17377	14790	2194	1764	625	2945	1388	133	140846	81289	17597	210291	321158	162977	25160	70243	50673	8044	14394	393
105	73580	19718	18945	1991	1923	589	3118	2943	184	163045	112986	28730	306332	342279	174574	26892	75678	47891	14095	16146	309
106	71609	15958	17833	2849	1922	415	2793	1716	52	148600	77215	17805	273031	369987	169798	26260	77639	47549	9590	15522	357
107	62614	17920	21605	2512	2332	614	2899	1704	48	149516	76792	17513	329572	383348	200568	35110	99812	57829	9010	10679	191
108	69243	20186	28029	2532	2519	492	3225	1710	112	179190	78990	17336	394988	539917	204040	35878	92915	56321	8891	12343	297
109	59179	19248	17663	1994	2207	474	3496	1114	108	159872	71817	16669	384112	425801	181241	41762	102353	60121	9297	14694	226
110	69801	22733	24761	1687	2604	592	3651	3298	235	209823	119570	32012	699356	680129	271802	51227	125780	61420	16063	15365	178
111	52982	17554	17267	2238	2066	521	2735	1462	148	131932	63896	14565	473138	514498	215954	44250	131157	61171	7423	12488	145
112	66577	21065	20393	2413	2287	492	3297	1914	83	188538	96971	19834	570863	614095	210697	53332	137721	60248	13389	11827	714
113	38214	18799	25643	794	2399	423	2625	1393	57	132898	72694	13427	580257	554038	171345	51940	133197	54903	7938	7627	274
114	45681	17468	18156	1278	2006	438	2356	1891	75	118518	59713	13521	586939	542791	169746	63356	139372	61025	7442	10252	262
115	42022	19099	16835	1233	1878	353	2415	2930	115	119814	77325	21751	693067	502322	167016	58270	98732	54488	12951	11275	83
116	38544	14942	13266	1102	1532	312	2085	1592	98	122305	49365	11081	587904	463264	141128	57099	96823	53283	8209	8238	60
117	31822	14001	14399	848	1575	285	1936	1574	72	105776	49783	10179	574211	391022	151256	61334	90177	43859	7354	6480	35
118	32686	15554	14801	784	1585	234	1936	1860	40	102434	60171	10570	603830	521540	127275	52044	73158	47954	7542	6517	48
119	23393	11202	9072	733	1123	238	1402	1419	42	67958	39526	7039	525458	360403	107600	58646	80817	45442	4863	4832	35
120	23640	10456	10909	605	989	130	1849	2986	345	81330	49124	12470	716782	484784	146174	56258	78886	36098	9464	7950	71
121	17393	6243	6808	353	651	123	1193	494	22	53445	19726	3410	505332	318307	75811	50949	61392	36614	4938	4249	60
122	21533	7023	7412	366	606	82	1380	1048	77	49927	31660	4129	548883	350661	88262	55616	65757	30367	6758	5474	48
123	11644	3011	5660	193	459	14	895	876	28	49747	23148	3326	483743	308743	68321	49016	52223	28014	4066	5858	71
124	10611	4314	4240	81	327	62	807	787	33	39159	13931	3388	452827	315329	68708	60238	54579	25678	3674	3483	48
125	11202	4095	3990	148	239	55	167	1390	244	39395	24169	4897	475160	298085	57697	48730	47800	22220	5905	3609	35
126	8635	2616	3943	86	379	29	443	510	16	27627	26186	3379	410770	254131	49525	50837	43857	18751	4347	3056	71
127	7141	2293	2596	113	334	21	420	311	1	20290	19497	1840	391911	209852	48729	45294	43830	21402	2119	1938	23
128	4637	2112	2321	55	79	0	579	660	53	22908	9738	2044	331225	232003	47260	41414	37794	20498	3230	1943	48
129	1339	1114	1208	135	60	10	460	267	1	17438	13749	1128	266082	154464	45714	35531	28711	12581	1460	996	23
130	4383	1381	2016	16	63	3	278	1942	356	13384	16464	1339	340479	223741	45276	41333	41452	18151	4552	1818	35
131	2791	841	909	29	32	0	44	113	7	7627	7134	412	209075	117249	21295	32242	26264	13103	1314	1122	0
132	2602	838	981	24	20	0	31	394	18	8562	8167	142	212479	141772	27287	37372	31483	12634	1231	786	0
133	1467	348	836	13	13	0	51	306	78	4835	7631	135	184298	99477	21999	22640	21406	7132	1320	647	0
134	911	375	595	63	30	10	29	316	18	4742	4771	0	156853	94631	16874	26240	28048	7200	697	813	0
135	910	373	697	17	15	5	39	559	140	2029	7470	67	144832	95775	11677	20453	27723	7883	1336	818	12
136	713	227	496	0	10	0	0	104	0	2884	4188	0	114487	79853	12276	22780	23608	6292	602	1169	0
137	540	187	421	0	6	0	19	249	33	1673	2287	0	94452	59974	8923	13353	21577	5315	721	275	0
138	511	172	525	0	0	0	34	201	63	1346	3962	0	66743	65549	7681	14014	21446	5627	614	493	0
139	166	69	259	0	0	0	13	11	0	1046	2981	0	52543	40212	7353	14278	24061	6208	449	275	0
140	292	98	295	0	0	0	9	935	192	1227	5890	0	69870	60409	8616	15306	25110	9160	615	571	0
141	182	48	157	0	0	0	0	25	18	1533	322	0	48598	29430	4057	10025	18912	2947	347	90	0
142	101	72	182	0	0	0	0	381	32	328	2627	0	43953	34958	4361	7646	18628	3624	663	176	0
143	98	26	193	0	0	0	0	122	40	93	16	0	36963	38318	4785	6451	12571	1525	91	94	0
144	163	9	18	0	0	0	0	70	0	699	4	0	29148	26232	1389	7374	18377	3171	285	162	0
145	13	34	158	0	0	0	0	299	527	658	570	0	20919	24720	2501	4459	10756	2644	263	135	0
146	13	22	158	0	0	0	0	0	12	134	0	0	17873	19903	1730	4932	18971	2134	269	36	0
147	14	17	41	0	0	0	5	0	17	250	0	0	13820	19135	1848	2348	9993	701	148	56	0
148	0	22	58	0	0	0	0	1	12	35	0	0	9491	15101	862	3224	7395	3330	143	28	0
149	0	4	17	0	0	0	0	0	17	54	0	0	8751	11501	2753	2132	12898	406	101	63	0
150	0	0	72	0	0	0	0	0	0	0	0	0	9267	8698	2767	2167	10763	1117	178	14	0
151	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3713	3420	1521	1639	4571	233	38	7	0
152	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	7080	6403	1478	1225	4030	406	70	7	0
153	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3937	5748	483	1731	2102	420	70	0	0
154	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2580	4771	142	661	1286	32	701	19	0
155	0	0	17	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1293	3772	1294	539	2816	467	0	7	0
156	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	620	4093	258	238	3802.0293	0	0	0	0
157	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2017	2759	1332	185	3165.19817	128	0	14	0
158	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	670	3419	221	268	3430.01496	170	0	0	0
159	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3293	0	159	1844.41873	188	0	0	0
160	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	687	2780	219	246	3353.40597	116	0	0	0
161	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	225	1428	0	379	0	31	0	0	0
162	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	94	680	0	743	958.166575	0	0	0	0
163	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	240	0	0	0	458.8713	65	0	0	0
164	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	225	0	0	0	0	0
165	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	208	243	0	0	80.4239141	0	0	0	0
166	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	525	23	0	0	0	0	0	0	0
167	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	28.3792586	0	0	0	0
168	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	158	0	0	0	0	98	0	0	0
169	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
170	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	807	0	0	0	0	0	0	0	0
171	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	158	0	0	0	80.4239141	98	0	0	0
172	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
173	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	28.0960339	0	0	0	0
174	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	648	0	0	0	0	0	0	0	0
175	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	208	0	0	0	0	0	0
Total	1236854	381829	376248	39837	40046	9528	65979	53836	4640	3139030	2072988	385930	14791376	12477810	4214312	3613144	2693130	1485517	253785	308476	6229

Rendimiento y esfuerzo

La figura 1 muestra el rendimiento promedio anual y por región, medido como el Nº de ejemplares capturados por hora de buceo, en ella se puede apreciar que en las regiones III, IV, X , XI y XII (en cuyo conjunto representan alrededor del 90% del desembarque nacional) ha ocurrido una caída del rendimiento. La excepción a esta tendencia lo marca la II Región, la cual ha registrado un aumento progresivo desde 1993, al igual que su

abundancia explotable estimada. Al analizar el rendimiento promedio anual nacional se observa una disminución a través del tiempo, desde 1993, lo cual representa un patrón generalizado.

El esfuerzo aplicado en la extracción de la cuota asignada, ha tenido una tendencia variable aumentado notoriamente en algunas regiones desde 1993 a 1994 y disminuyendo en 1995, lo cual ha sido un patrón general en todas las regiones (Figura 2).

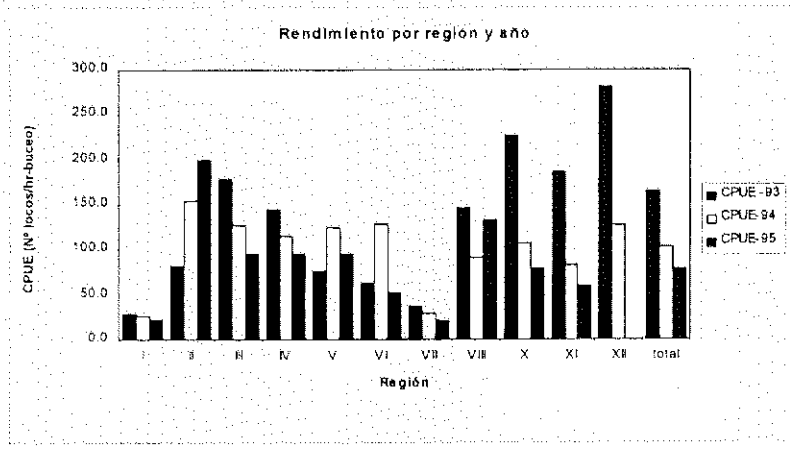


Figura 1. Rendimiento promedio (Nº locos capturados/hr-buceo) por región y año.

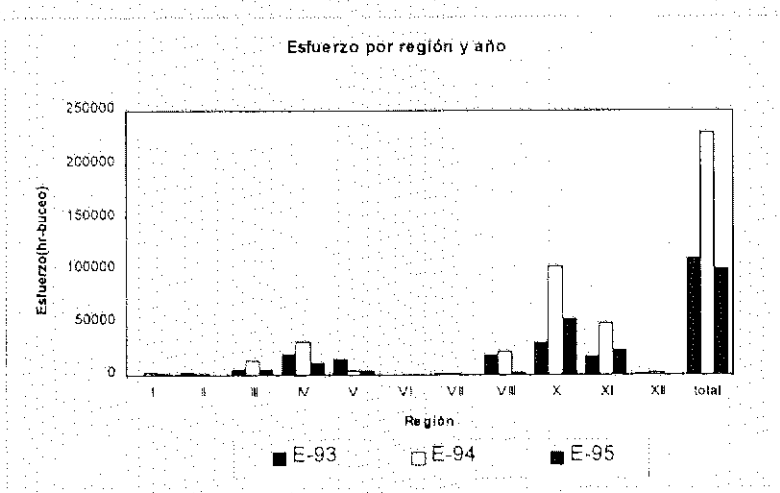


Figura 2. Esfuerzo promedio (hr-buceo) por región y año.

Suavizamiento de las composiciones de tallas por regiones y macrozonas

Un análisis de las composiciones de tallas al interior de cada región fue realizado con el fin de eliminar la variabilidad debido a causas irrelevantes, entendiéndose como tal aquellas variaciones que no aparecen relacionadas con la estructura fundamental de los datos según el método estadístico multivariante conocido con el nombre de Análisis de Correspondencias (ANCOR) (Lebart y Fenelón, 1973). La idea que motivó esta actividad fue explorar las posibles causas de la variabilidad observada entre las procedencias por región y comprobar la factibilidad de suavizar las composiciones de tallas filtrando parte

de la variación que explican cierto número de factores extraídos de la tabla de correspondencias asociada a cada región. Se buscó de esta manera un camino alternativo al suavizamiento que se ha venido realizando hasta ahora mediante promedios móviles y la manipulación de la amplitud del intervalo de tallas.

El problema

Las procedencias entre si pueden ser más o menos parecidas respecto de las composiciones de tallas de sus capturas, dependiendo:

- de los procesos que determinan el crecimiento, la mortalidad y el reclutamiento en esos lugares
- del patrón de explotación de los pescadores específico del lugar debido a selectividad y/o disponibilidad diferencial, y
- del efecto que puede producir el muestreador al seleccionar la muestra.

A fin de indagar sobre la existencia de posibles patrones de variabilidad en las composiciones de tallas entre las procedencias, regiones, temporadas, etc., que pudieran explicarse por los factores antes mencionados, se procedió al análisis de composiciones de tallas mediante ANCOR.

Debido a que no fue posible disponer del método en los programas estadísticos de uso habitual fue necesario desarrollar un programa *ad hoc*. El listado completo del programa y sus subrutinas codificado en lenguaje MATLAB® se entrega en el Anexo.

El uso del programa ANCOR se ilustra a continuación con las composiciones de tallas por procedencia de la X Región.

Datos de entrada

1. La matriz de datos K son las frecuencias absolutas por intervalo de tallas de las procedencias. La matriz K es de "n" filas por "p" columnas donde las filas corresponden a las procedencias y las columnas a los intervalos de talla, cuya amplitud queda a juicio del usuario. La amplitud mínima en este caso está limitada por la precisión de la medición (1 mm), pudiendo agruparse en intervalos mayores de 3 o más mm de ancho.

   Suele ocurrir, cuando se eligen intervalos estrechos, que en las tallas mayores, de manera intercalada, algunas categorías no presenten individuos y sea necesario construir una clase "+" con la cola de la distribución. A este respecto debe tenerse presente que ANCOR muestra resultados muy estables cuando se agrupan categorías próximas que son parecidas. Esta cualidad, una característica de ANCOR, es conocida como la "equivalencia distribucional" del método (Lebart y Fénelon, 1973, pág. 231).

   En el contexto del problema las procedencias son las observaciones y los intervalos de tallas las variables.

2. La matriz K está contenida en un archivo ".m", el cual contiene además el nombre de las procedencias, "nobs", y el vector de nombres de los intervalos de talla, "nvar". Ambos tipos de arreglos son una columna con variables de caracteres de longitud fija encerrada entre comillas simples (').

3. Para obtener el vector de nombres de las procedencias por regiones se usó la función "nombre.m", la cual tiene como argumentos: 1) una lista de códigos maestros (codma.m), 2) la lista de nombres de la procedencias (proced.m) y la lista de códigos de la región de interés(ej. cod10.m) en este caso particular. Las dos primeras listas deben reunir todos los códigos y nombres de las procedencias que se han usado hasta la fecha de modo que a cada código de procedencia le corresponda un único nombre y viceversa.

4. Para invocar a la función nombre es necesario que en el espacio de trabajo estén cargadas las listas que usa como argumentos. Desde la ventana de comandos de Matlab ejecutar:

```
codma;
proced;
cod10
```

y luego,

```
nobs=nombre(cod10,codma,proced)
nobs =
Capitanes
Corona
Cucao
Chepu
Duhatao
Farellones
Guabún
La Horca
Lar
Las Negras
Metalqui
Mutrico
Pinihuil
Canal Chacao
Pta. Chocoi
Roca Parga
Pta. Quillahua
Is. Doña Sebastiana
Rio Blanco
Corcovado
Islas Chauques
Ayacara
Isla Tic-Toc
Ayentema
Isla Guafo
Isla Guapiquilan
Pta. Inio
Isla Laitec
Isla San Pedro
Yelcho
Bonifacio
Pta. Colun
Hueicolla
Huiro
Lamehuapi (IX Region)
Pta. Chaguay
Pta. Galera
Pinulo
Pupelde
R10-Inn
Pucatrique
```

```
R10-2nn
R10-3nn
Pta. Llesquehue
Pta. Condor
Rada El Manzano
Huellelhue
Caleta Milagro
Paleria
Cabo Quedal
Pta. Toro
Bahia San Pedro
Tril-Tril
Llancura (Bahia Mansa)
```

Ejecución de ANCOR

1. Para comenzar una sesión de trabajo con ANCOR desde la ventana de comandos de Matlab es necesario ejecutar el comando "cd" con la ruta correspondiente para situarse en el subdirectorio donde se encuentra el programa y los datos. Luego se llama al programa principal por su nombre: "ancor" y se espera la aparición del menú en la parte superior izquierda de frente a la pantalla.

El menú ofrece las opciones:

- Ejecutar. Cómputos básicos de ANCOR.
- Tablas de resultados. Contribuciones absolutas y relativas de las variables y observaciones a los factores en R^n y R^p.
- Gráficos. De la contribución a la varianza total de cada factor, del porcentaje acumulado de la varianza total, representaciones de las observaciones (procedencias) y las variables en los dos primeros ejes factoriales de R^n y R^p, respectivamente.
- Reconstrucción de los datos. De la matriz de frecuencias absolutas (K) y relativas (P) a partir de los factores significativos (porcentaje acumulado de la varianza < 75%).
- Salir. Para abandonar el programa ANCOR.

2. Los cálculos deben comenzar con la opción "Ejecutar" que habilita a las demás con excepción de "Salir". Al pulsar la tecla "Ejecutar" con ratón se llama al subprograma "ejancor" que responde pidiendo el nombre del archivo de datos. Después de entrar el nombre, el subprograma se ejecuta y vuelve el control al menú del programa principal, quedando dispuesto para entregar los resultados.

3. Las tablas principales de resultados se obtienen eligiendo la opción "Tabla de resultados" que pone en acción el subprograma "tabresu". Una salida típica se ilustra a continuación:

Tabla 5. Contribuciones absolutas y relativas de las observaciones a los factores significativos

Li	pnd	d^2	CA1	CR1	CA2	CR2
92	0.00	8.76	1.29	0.10	13.89	0.83
95	0.01	2.82	2.19	0.04	61.72	0.95
98	0.09	0.13	16.83	0.72	1.60	0.06
101	0.20	0.05	15.38	0.83	2.90	0.13
104	0.16	0.02	2.33	0.51	2.15	0.37
107	0.17	0.01	0.00	0.00	2.21	0.44
110	0.14	0.03	7.33	0.85	0.06	0.01
113	0.09	0.06	8.19	0.82	0.01	0.00
116	0.06	0.04	1.00	0.20	1.48	0.24
119	0.04	0.09	4.50	0.79	0.08	0.01
122	0.03	0.41	13.16	0.67	1.12	0.05
125	0.01	0.29	3.61	0.48	0.00	0.00
128	0.01	0.94	9.68	0.75	1.25	0.08
131	0.00	0.46	0.12	0.04	2.34	0.63
134	0.00	1.22	2.16	0.58	0.11	0.02
137	0.00	4.40	4.88	0.48	0.78	0.06
140	0.00	19.00	6.80	0.47	1.76	0.10
143	0.00	16.18	0.55	0.09	6.54	0.85

Tabla 6. Contribuciones absolutas y relativas de las observaciones a los factores significativos

Procedencias	pnd	d^2	CA1	CR1	CA2	CR2
Siciliana	0.07	0.21	16.59	0.63	0.02	0.00
Argolla	0.62	0.01	0.27	0.03	6.07	0.49
Camarones Norte	0.08	0.11	10.26	0.61	4.65	0.22
Punta Madrid	0.06	0.68	8.41	0.11	79.59	0.87
Tatito	0.05	0.66	44.37	0.72	9.20	0.12
Caleta Chica	0.12	0.15	20.10	0.57	0.47	0.01

Aplicación del Análisis de Correspondencias a las primeras 5 regiones del país

Datos

Los datos de estructura de tallas por procedencia , agrupadas a 1 mm, obtenidas por IFOP, para cada una de las regiones fueron agrupadas a intervalos de 3 mm y se confeccionó la Matriz K d "n" procedencias y "p" intervalos de talla o clases de tamaños.

Resultados

I Región

Tabla 7. Contribuciones absolutas y relativas de las variables (intervalos de talla) a los factores significativos

Li	pnd	d^2	CA1	CR1	CA2	CR2
92	0.00	8.76	1.29	0.10	13.89	0.83
95	0.01	2.82	2.19	0.04	61.72	0.95
98	0.09	0.13	16.83	0.72	1.60	0.06
101	0.20	0.05	15.38	0.83	2.90	0.13
104	0.16	0.02	2.33	0.51	2.15	0.37
107	0.17	0.01	0.00	0.00	2.21	0.44
110	0.14	0.03	7.33	0.85	0.06	0.01
113	0.09	0.06	8.19	0.82	0.01	0.00
116	0.06	0.04	1.00	0.20	1.48	0.24
119	0.04	0.09	4.50	0.79	0.08	0.01
122	0.03	0.41	13.16	0.67	1.12	0.05
125	0.01	0.29	3.61	0.48	0.00	0.00
128	0.01	0.94	9.68	0.75	1.25	0.08
131	0.00	0.46	0.12	0.04	2.34	0.63
134	0.00	1.22	2.16	0.58	0.11	0.02
137	0.00	4.40	4.88	0.48	0.78	0.06
140	0.00	19.00	6.80	0.47	1.76	0.10
143	0.00	16.18	0.55	0.09	6.54	0.85

Tabla 8. Contribuciones absolutas y relativas de las observaciones (procedencias) a los factores significativos.

Procedencias	pnd	d^2	CA1	CR1	CA2	CR2
Siciliana	0.07	0.21	16.59	0.63	0.02	0.00
Argolla	0.62	0.01	0.27	0.03	6.07	0.49
Camarones Norte	0.08	0.11	10.26	0.61	4.65	0.22
Punta Madrid	0.06	0.68	8.41	0.11	79.59	0.87
Tatito	0.05	0.66	44.37	0.72	9.20	0.12
Caleta Chica	0.12	0.15	20.10	0.57	0.47	0.01

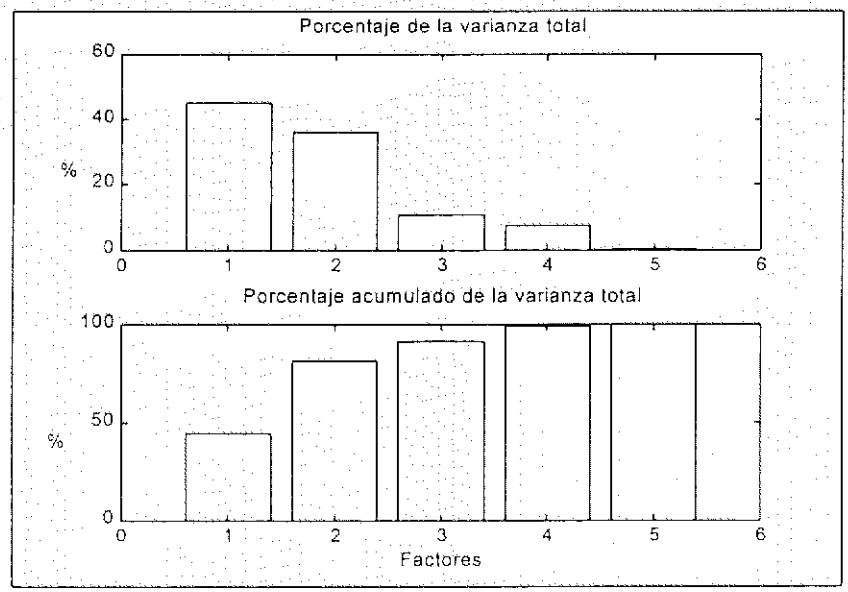


Figura 3. Varianza total explicada por los factores significativos en forma individual y acumulada.

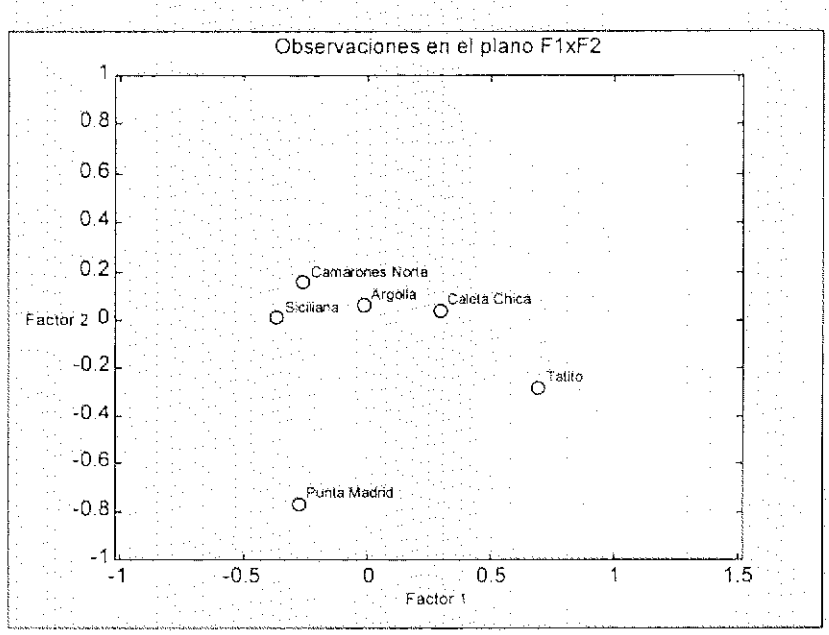


Figura 4. Representación de las procedencias (observaciones) en el plano formado por los dos primeros factores.

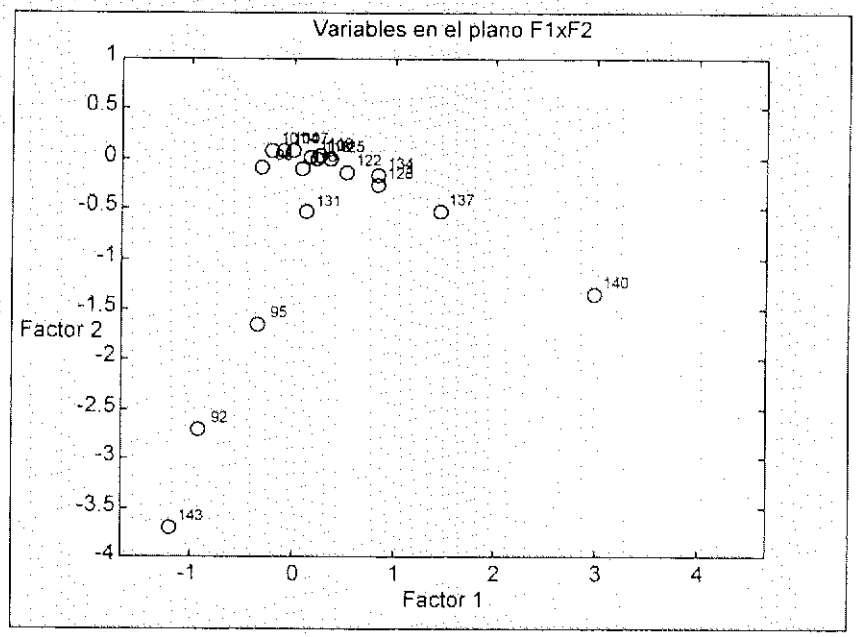


Figura 5. Representación de las variables (clases de tamaños) en el plano de los dos primeros factores.

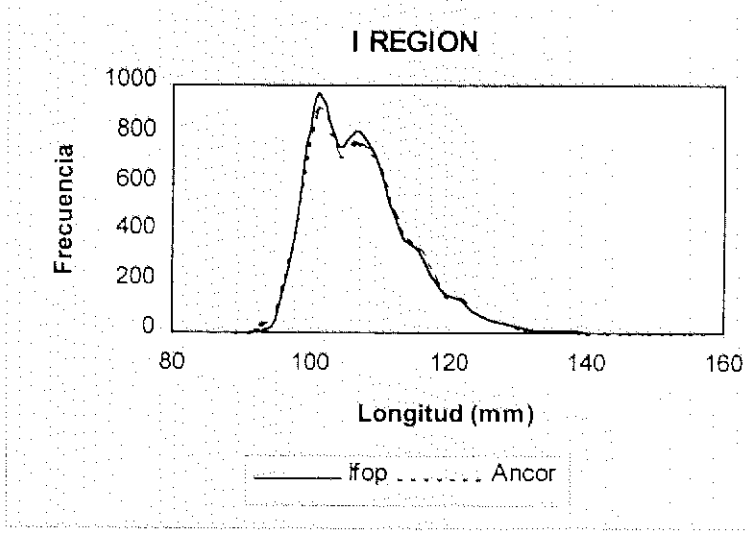


Figura 6. Estructura de tallas estimada por IFOP y estimadas por ANCOR mediante dos Factores significativos cuya varianza acumulada explican el 90% de la varianza entre clases de tamaño por procedencia.

II Región

Tabla 9. Contribuciones absolutas y relativas de las variables (Intervalos de talla) a los factores significativos.

Li	pnd	d^2	CA1	CR1	CA2	CR2
98	0.01	0.39	1.67	0.65	6.41	0.25
101	0.04	0.11	4.42	0.86	0.71	0.01
104	0.08	0.20	16.09	0.95	7.76	0.05
107	0.11	0.08	6.55	0.68	27.30	0.29
110	0.10	0.16	14.75	0.88	19.13	0.12
113	0.13	0.01	0.65	0.36	3.99	0.23
116	0.14	0.01	0.08	0.06	7.11	0.52
119	0.07	0.00	0.07	0.23	0.15	0.05
122	0.07	0.04	2.32	0.82	0.00	0.00
125	0.08	0.18	15.90	1.00	0.09	0.00
128	0.05	0.17	9.60	0.97	0.03	0.00
131	0.04	0.16	5.59	0.89	5.10	0.08
134	0.04	0.34	12.50	0.96	0.01	0.00
137	0.03	0.35	8.83	0.90	4.30	0.04
140	0.01	0.30	0.94	0.39	11.79	0.49
143	0.00	0.46	0.06	0.07	6.14	0.78

Tabla 10. Contribuciones absolutas y relativas de las observaciones (procedencias) a los factores significativos

Procedencias	pnd	d2	CA1	CR1	CA2	CR2
Guanillos	0.13	0.13	15.87	0.84	13.80	0.07
Tortola	0.39	0.04	11.58	0.74	38.11	0.25
Ballena	0.23	0.10	22.40	0.94	2.72	0.01
Cifuncho	0.10	0.11	8.25	0.71	11.43	0.10
La Colorada	0.15	0.29	41.90	0.92	33.93	0.08

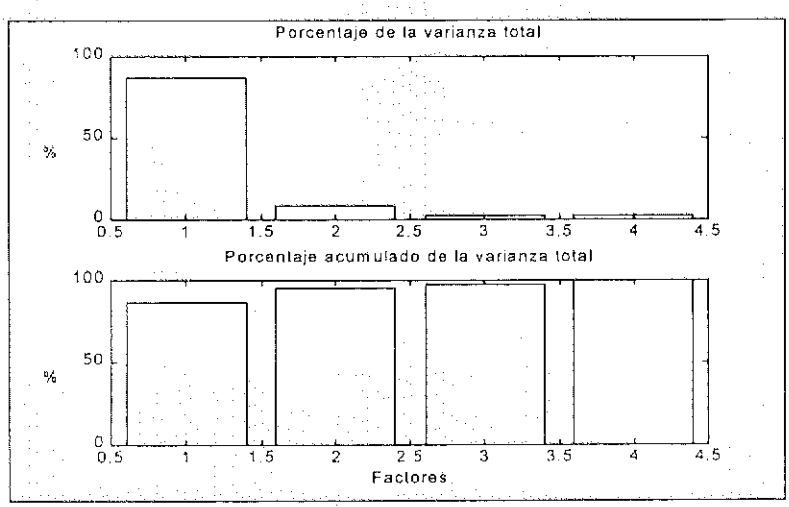


Figura 7. Varianza total explicada por los factores significativos en forma individual o acumulada.

III Región

Tabla 11.Contribuciones absolutas y relativas de las variables (Intervalos de talla) a los factores significativos.

Li	pnd	d^2	CA1	CR1	CA2	CR2
89	0.00	2.46	0.08	0.25	0.31	0.67
92	0.00	10.01	10.03	0.63	0.92	0.04
95	0.02	1.90	62.23	0.93	3.12	0.03
98	0.05	0.19	9.07	0.65	4.05	0.19
101	0.10	0.04	0.08	0.01	6.92	0.72
104	0.11	0.02	0.70	0.17	3.49	0.58
107	0.15	0.02	1.02	0.21	2.24	0.31
110	0.14	0.04	5.30	0.58	4.53	0.33
113	0.13	0.08	8.83	0.62	3.08	0.14
116	0.10	0.04	0.16	0.03	4.32	0.49
119	0.08	0.10	0.49	0.04	16.40	0.84
122	0.06	0.18	0.67	0.04	22.39	0.86
125	0.04	0.32	0.73	0.04	24.50	0.86
128	0.01	0.80	0.61	0.06	0.11	0.01
131	0.01	0.57	0.00	0.00	0.81	0.08
134	0.00	1.15	0.01	0.00	2.11	0.21
137	0.00	1.22	0.00	0.00	0.18	0.32
140	0.00	5.61	0.01	0.00	0.52	0.11

Tabla 12. Contribuciones absolutas y relativas de las observaciones (procedencias) a los factores significativos.

Procedencias	pnd	d^2	CA1	CR1	CA2	CR2
Arrecife Beta	0.29	0.11	17.43	0.35	47.44	0.64
Los Toyos	0.04	0.34	16.17	0.71	0.14	0.00
Las Cruces	0.00	0.33	0.27	0.25	0.60	0.37
Punta Lobos	0.30	0.03	0.30	0.02	8.40	0.37
La Peña	0.15	0.05	0.26	0.02	9.59	0.52
Playa Brava	0.02	2.17	60.60	0.87	11.20	0.11
Tongoy	0.14	0.07	0.08	0.01	10.14	0.47
Corrales	0.02	0.44	0.25	0.02	10.92	0.62
Las Barras	0.01	0.62	0.85	0.16	0.28	0.04
Playa Blanca	0.00	2.10	3.72	0.36	0.67	0.04
Locita	0.02	0.18	0.07	0.01	0.60	0.07

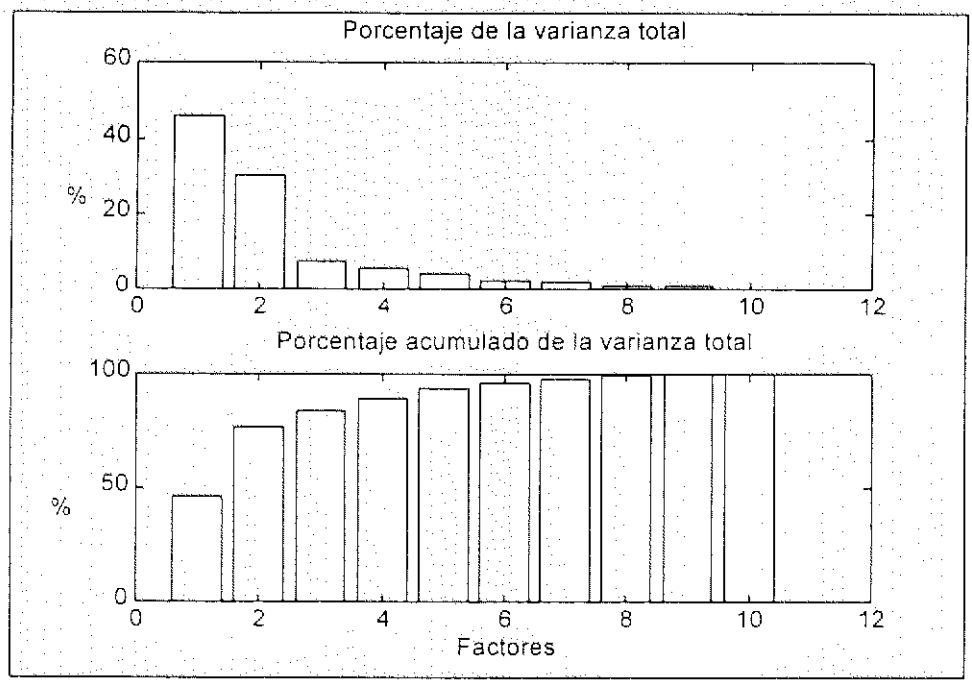


Figura 11. Varianza total explicada por los factores significativos en forma individual y acumulada

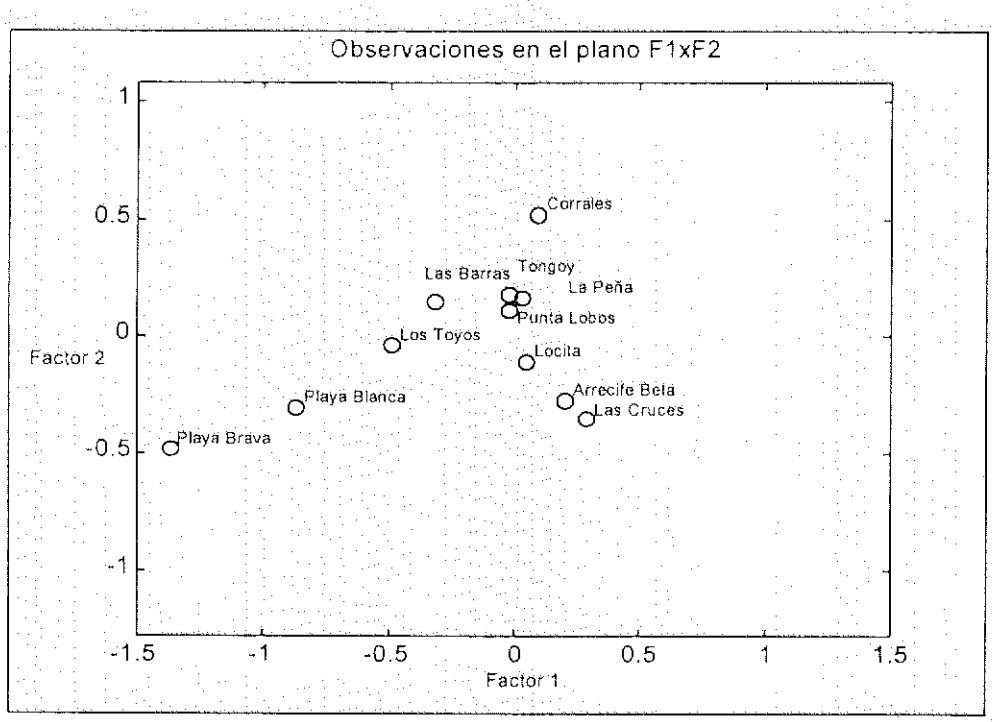


Figura 12. Representación de las observaciones o procedencias en el plano formado por los dos primeros factores.

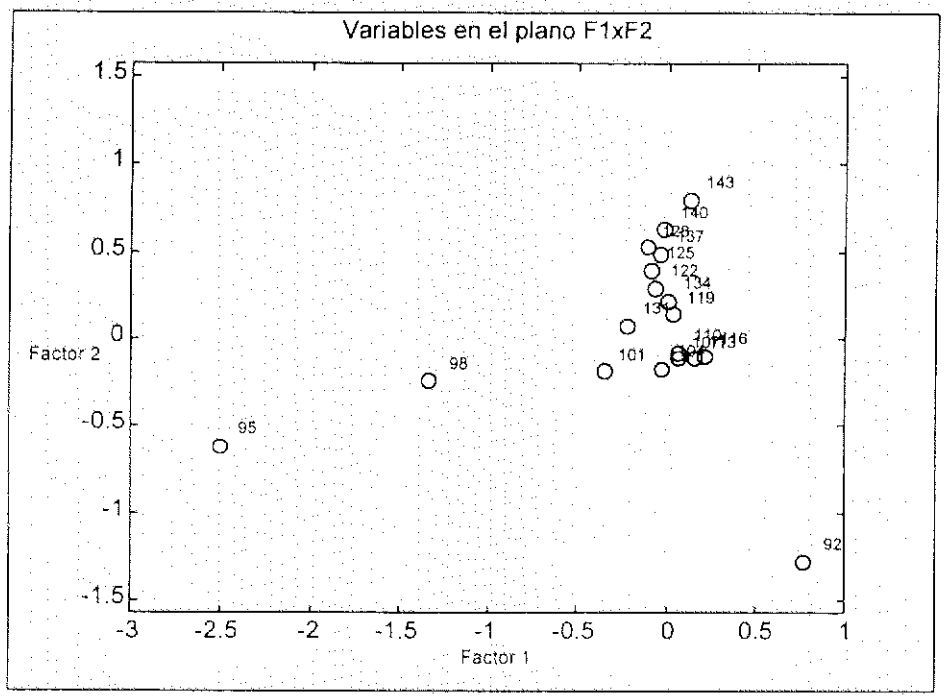


Figura 13. Representación de las variables o clases de tamaños en el plano de los dos primeros factores.

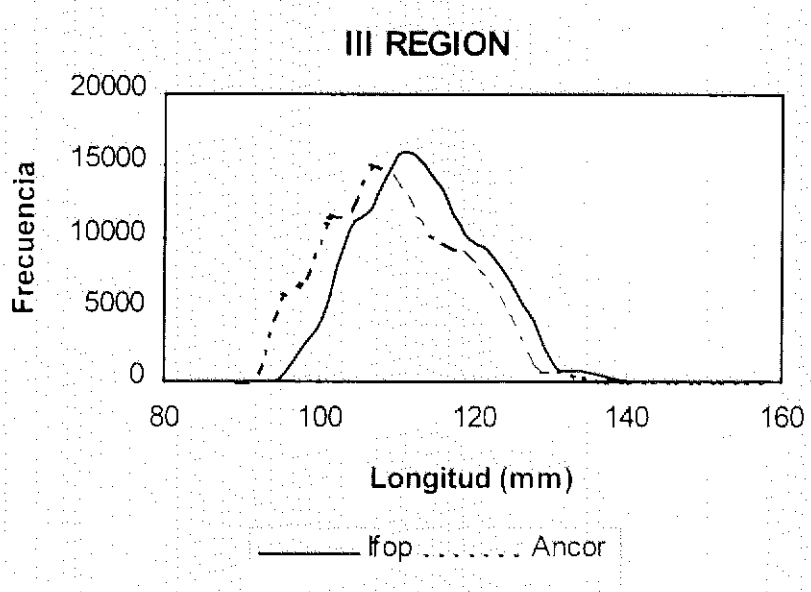


Figura 14. Estructura de tallas estimada por IFOP y estimadas por ANCOR mediante dos Factores significativos cuya varianza acumulada explican el 90% de la varianza entre clases de tamaño por procedencia.

Tabla 13. Contribuciones absolutas y relativas de las variables (Intervalos de talla) a los factores significativos.

Li	pnd	d^2	CA1	CR1	CA2	CR2
92	0.00	19.78	0.01	0.00	0.27	0.03
95	0.00	5.30	0.11	0.04	1.63	0.09
98	0.02	0.38	1.04	0.16	0.42	0.01
101	0.06	0.16	3.56	0.43	3.33	0.07
104	0.12	0.12	6.68	0.52	23.72	0.31
107	0.15	0.09	8.73	0.71	10.77	0.15
110	0.18	0.03	2.47	0.62	0.17	0.01
113	0.16	0.02	0.58	0.22	2.71	0.17
116	0.13	0.05	0.15	0.03	30.48	0.88
119	0.08	0.15	7.68	0.71	11.68	0.18
122	0.04	0.61	19.97	0.88	3.75	0.03
125	0.03	0.82	19.34	0.93	0.90	0.01
128	0.02	0.89	11.18	0.79	7.58	0.09
131	0.01	1.29	8.01	0.80	0.89	0.01
134	0.01	1.74	5.73	0.74	1.10	0.02
137	0.00	2.46	3.40	0.59	0.51	0.01
140	0.00	2.22	1.28	0.53	0.03	0.00
143	0.00	9.60	0.07	0.06	0.00	0.00
146	0.00	84.92	0.01	0.00	0.05	0.00
149	0.00	17.52	0.01	0.03	0.00	0.00

Tabla 14. Contribuciones absolutas y relativas de las observaciones (procedencias) a los factores significativos.

Procedencias	pnd	d^2	CA1	CR1	CA2	CR2
Apolillado	0.00	1.66	3.63	0.61	0.06	0.00
Isla Chungungo	0.01	0.15	0.09	0.14	0.14	0.04
Isla Dama	0.11	0.11	9.68	0.95	0.54	0.01
Isla choros	0.10	0.02	0.00	0.00	2.54	0.28
Isla Gaviota	0.24	0.07	9.94	0.66	28.42	0.32
la ballena	0.00	1.18	3.49	0.87	0.12	0.01
Las Bateas	0.00	0.44	0.02	0.11	0.13	0.10
El Sauce	0.00	0.07	0.00	0.01	0.00	0.00
Casa Piedra	0.00	2.22	0.09	0.04	0.22	0.02
Casa del Cura	0.00	0.16	0.10	0.17	0.34	0.10
Maiten Sur	0.01	1.41	5.60	0.87	0.86	0.02
Ventanas	0.00	0.04	0.00	0.00	0.12	0.19
Pta. Choro	0.05	0.14	5.14	0.78	3.12	0.08
Barrancones	0.00	0.27	0.01	0.19	0.05	0.13
El toro	0.00	1.19	1.72	0.90	0.09	0.01
Fraile	0.00	0.40	0.95	0.79	0.00	0.00
La Cruz	0.00	0.89	0.09	0.42	0.14	0.11
La Peña	0.00	0.43	0.10	0.50	0.02	0.02
La Mina	0.00	0.26	0.08	0.43	0.01	0.01
Martitas	0.00	0.24	0.13	0.74	0.03	0.03
Placetones	0.00	0.27	0.69	0.71	0.54	0.09
Totoralillo Sur	0.05	0.09	2.77	0.66	0.12	0.00
Arrayán	0.00	0.29	0.19	0.55	0.09	0.04
Morel	0.01	0.73	2.95	0.63	5.71	0.20
El Pejerrey	0.00	0.81	1.21	0.78	0.42	0.04
Punta negra	0.00	0.17	0.06	0.26	0.17	0.12
San Lorenzo	0.00	1.11	0.03	0.01	0.06	0.00
El Submarino	0.01	0.42	1.72	0.72	0.12	0.01
Tres Puntas	0.01	0.08	0.04	0.10	0.00	0.00
Zapallo	0.00	0.10	0.08	0.27	0.07	0.04
El Cobre	0.00	1.07	0.21	0.10	0.11	0.01
Conchillas	0.00	0.14	0.05	0.23	0.44	0.32
Isla Pajaros	0.05	0.15	4.77	0.76	0.68	0.02
La Vaca Echada	0.00	0.40	0.11	0.37	0.01	0.01
Morro Grueso	0.00	0.50	0.11	0.31	0.02	0.01
La Mostaza	0.00	0.26	0.01	0.08	0.05	0.07
Potrerillos	0.00	0.11	0.03	0.60	0.07	0.21
Yerbas Buenas	0.00	0.09	0.12	0.62	0.00	0.00
R4-1nn	0.03	0.15	0.46	0.10	1.18	0.04
El Tilgo	0.00	0.09	0.11	0.41	0.37	0.22
Panucillo	0.00	2.84	1.56	0.40	0.46	0.02
Isla Chata	0.00	0.07	0.01	0.07	0.07	0.06
Roca Penitente	0.00	0.21	0.12	0.24	0.07	0.02
Baja del Chancho	0.00	0.18	0.02	0.34	0.11	0.31
Bajo Rumueldo	0.00	0.15	0.03	0.08	0.37	0.17
Los Porotos	0.00	0.16	0.15	0.64	0.00	0.00
Area Manejo Chungungo	0.10	0.20	11.82	0.65	28.04	0.26
Cachinina	0.00	0.30	0.13	0.42	0.08	0.04
Agua Salada	0.00	1.19	3.74	0.88	0.28	0.01
El Teniente	0.00	1.63	4.06	0.89	0.00	0.00
Hornillo	0.01	1.08	3.66	0.80	0.00	0.00
El Peñon	0.01	1.40	8.93	0.95	0.02	0.00
Punta de Pérez	0.01	0.81	5.75	0.79	0.81	0.02
Desempeño	0.00	0.15	0.05	0.25	0.01	0.01
Isla Huevo	0.09	0.06	0.90	0.21	8.83	0.34
El Durazno	0.03	0.16	1.58	0.36	9.09	0.35
Isla del Perro	0.02	0.12	0.82	0.47	2.41	0.23
Islas Verdes	0.01	0.12	0.04	0.04	1.91	0.34
Mariposas	0.00	0.07	0.00	0.02	0.25	0.16

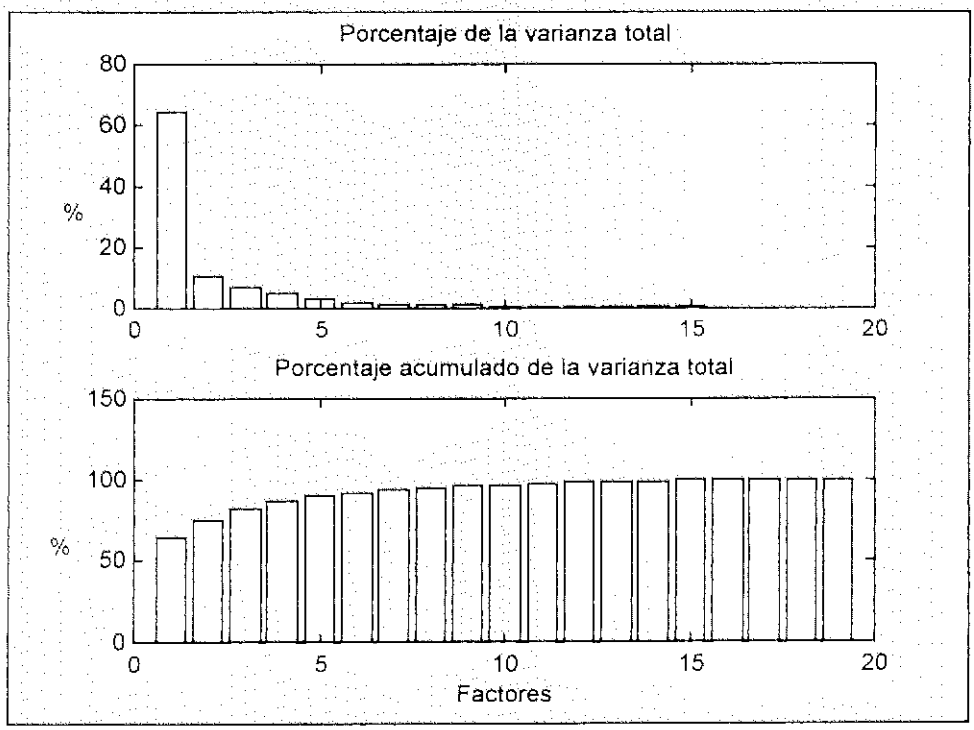


Figura 15. Varianza total explicada por los factores significativos en forma individual y acumulada.

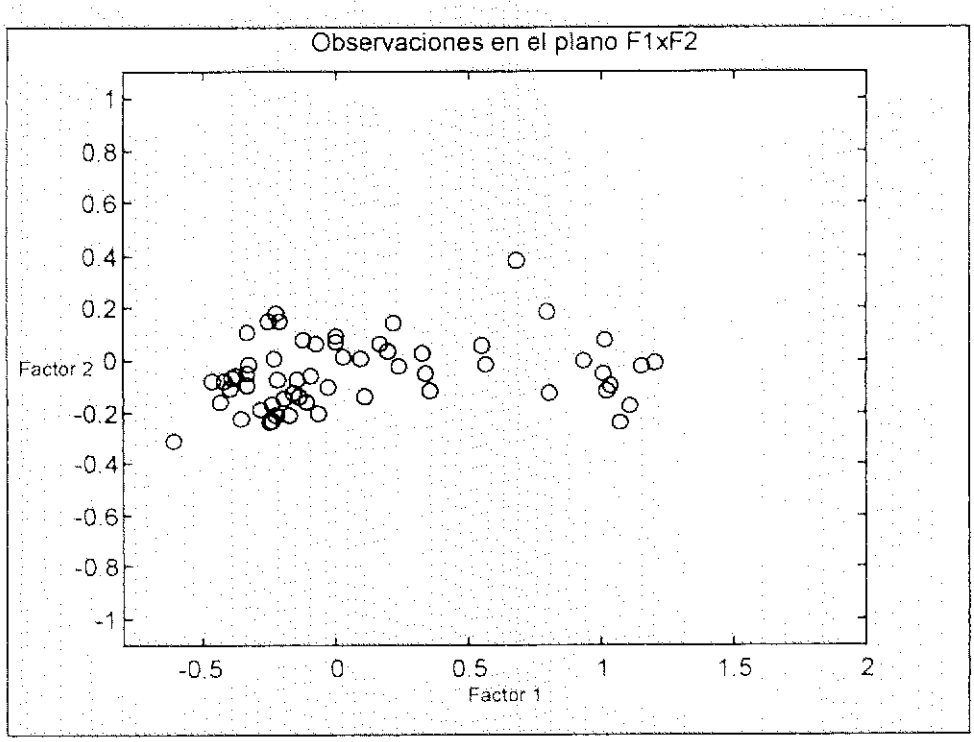


Figura 16. Representación de las observaciones o procedencias en el plano formado por los dos primeros factores. Los nombres de las procedencia se han omitido para ver con mayor claridad la nube de puntos.

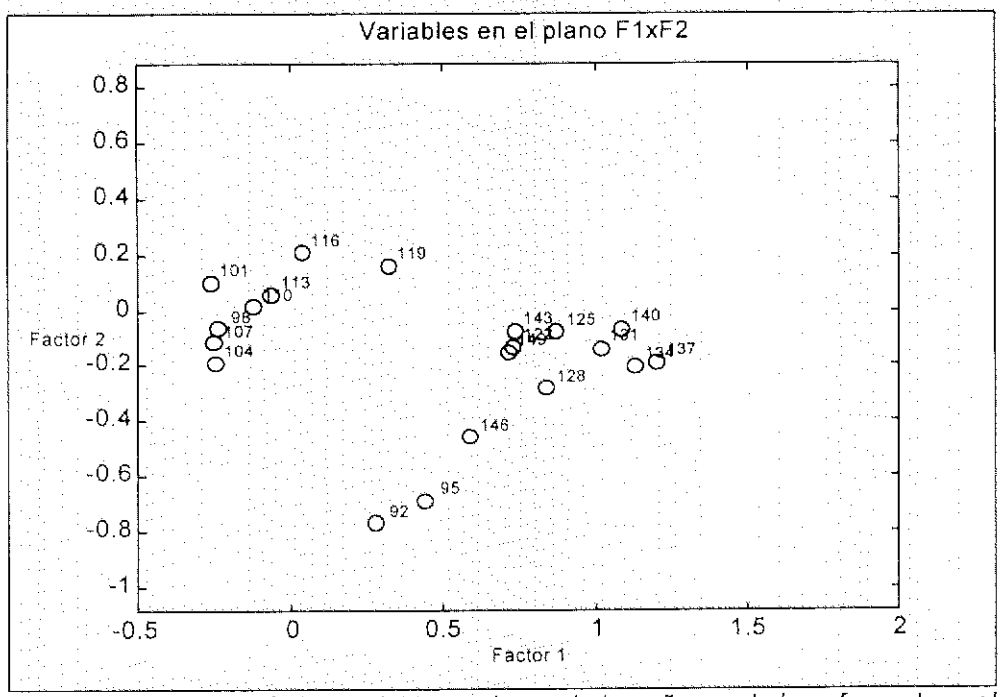


Figura 17. Representación de las variables o clases de tamaño en el plano formado por los dos primeros factores

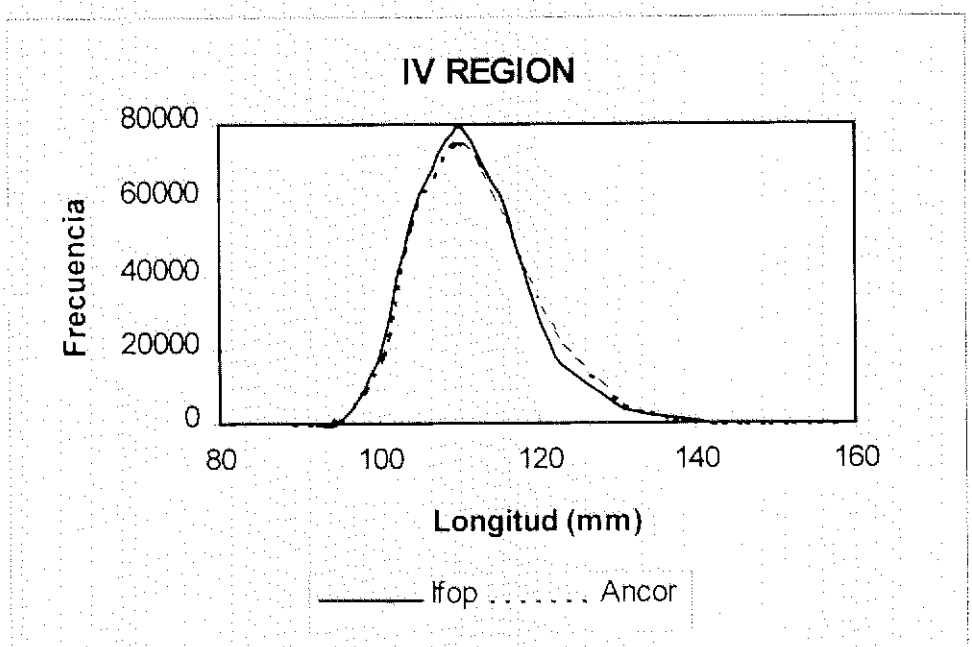


Figura 18. Estructura de tallas estimada por IFOP y estimadas por ANCOR mediante dos Factores significativos cuya varianza acumulada explican el 90% de la varianza entre clases de tamaño por procedencia.

V Región

Tabla 15. Contribuciones absolutas y relativas de las variables (Intervalos de talla) a los factores significativos.

Li	pnd	d^2	CA1	CR1	CA2	CR2
92	0.00	427.60	0.10	0.03	16.75	0.92
95	0.00	29.94	0.44	0.05	39.69	0.91
98	0.01	1.16	3.40	0.33	30.49	0.59
101	0.06	0.26	10.19	0.86	2.47	0.04
104	0.14	0.18	20.14	0.98	0.46	0.00
107	0.18	0.12	15.72	0.93	3.89	0.05
110	0.17	0.00	0.40	0.62	0.23	0.07
113	0.16	0.04	3.20	0.69	0.28	0.01
116	0.11	0.09	7.41	0.89	0.00	0.00
119	0.07	0.12	7.05	0.99	0.02	0.00
122	0.05	0.16	5.39	0.87	0.06	0.00
125	0.03	0.22	4.82	0.97	0.05	0.00
128	0.02	0.46	5.03	0.88	0.57	0.02
131	0.01	0.86	3.86	0.75	0.95	0.04
134	0.01	1.60	5.05	0.82	1.02	0.03
137	0.00	2.03	3.48	0.66	1.32	0.05
140	0.00	2.21	1.39	0.45	0.76	0.05
143	0.00	2.43	1.44	0.74	0.45	0.05
146	0.00	2.20	0.31	0.25	0.29	0.05
149	0.00	5.83	1.00	0.90	0.21	0.04
152	0.00	5.83	0.18	0.90	0.04	0.04

Tabla 16. Contribuciones absolutas y relativas de las observaciones (procedencias) a los factores significativos.

Procedencias	pnd	d^2	CA1	CR1	CA2	CR2
Horcón	0.16	0.02	0.52	0.17	3.09	0.20
Pichicuy	0.48	0.03	9.02	0.76	1.48	0.02
Tebo	0.04	0.14	4.21	0.84	0.11	0.00
Punta Loros	0.11	0.08	3.18	0.44	0.61	0.02
Punta de Bucalemu	0.00	11.11	2.67	0.13	91.41	0.86
Area Manejo Quintay	0.06	0.17	3.57	0.48	0.06	0.00
Los molles	0.15	0.65	76.83	0.99	3.24	0.01

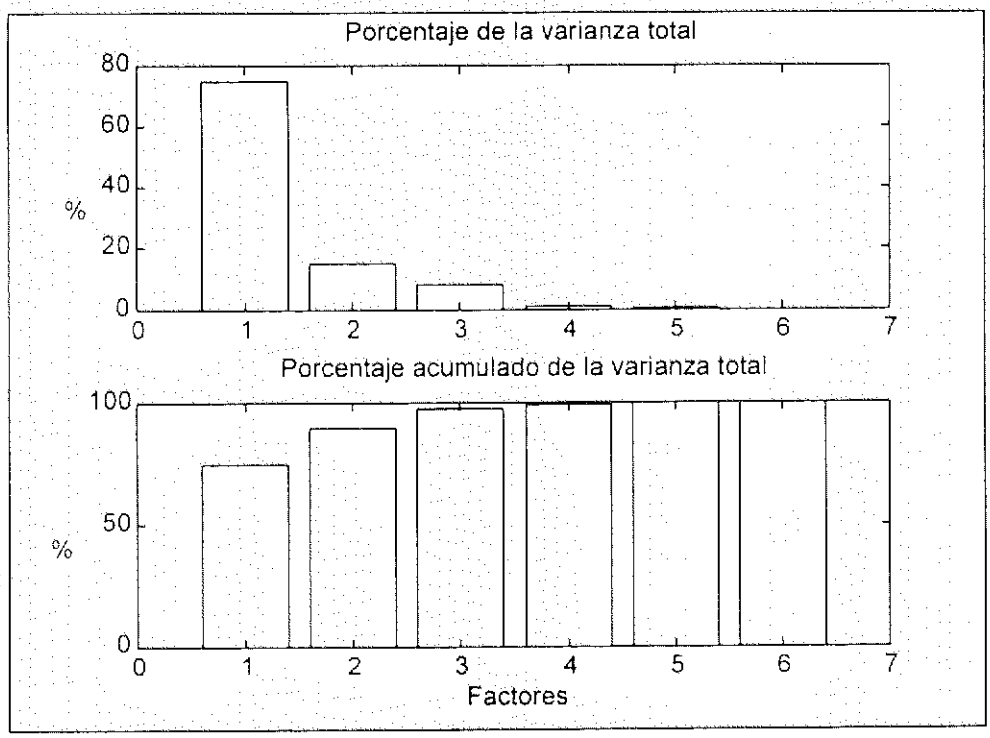


Figura 19. Varianza total explicada por los factores significativos en forma individual y acumulada.

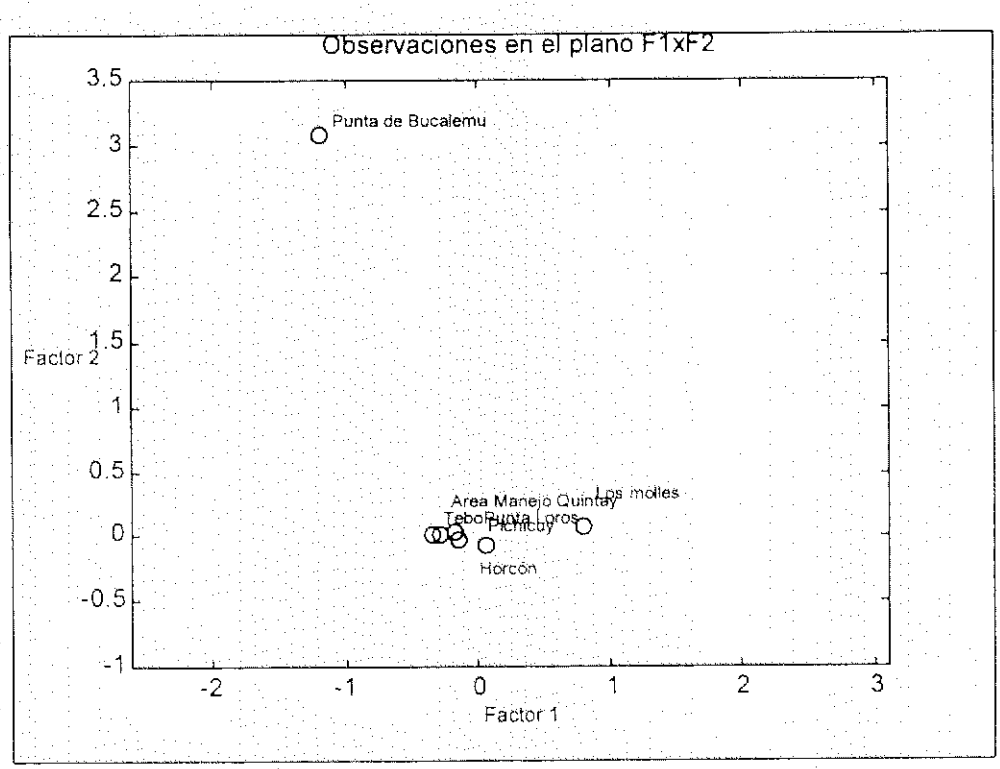


Figura 20. Representación de las observaciones o procedencias en el plano formado por los dos primeros factores.

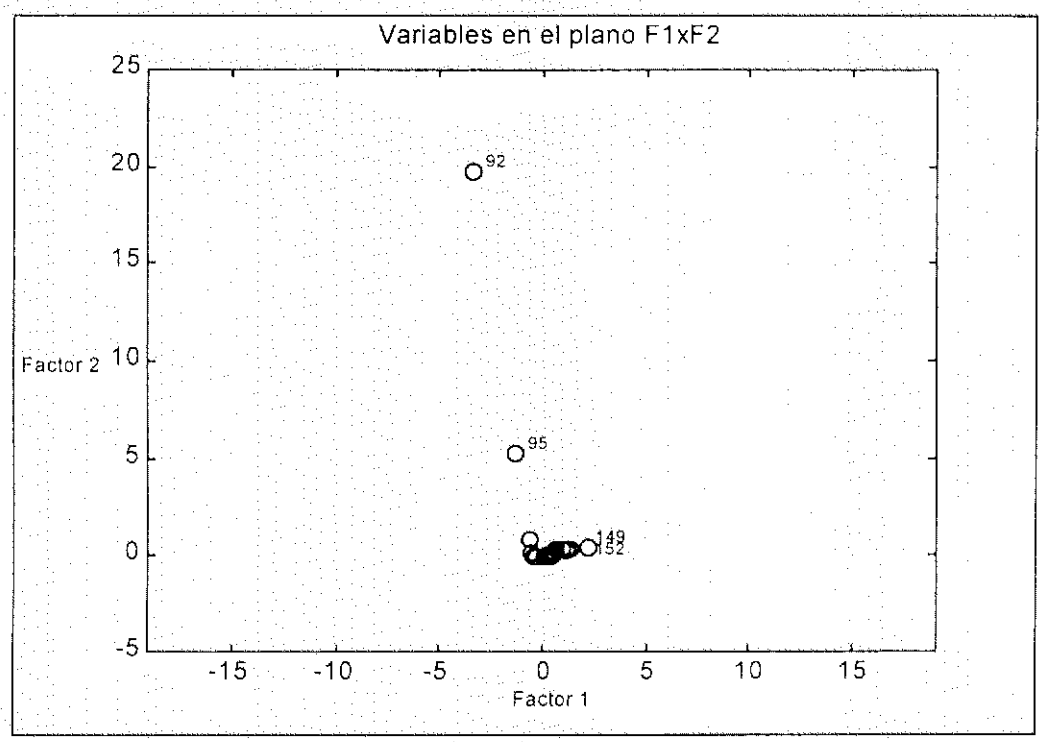


Figura 21. Representación de las variables o clases de tamaños en el plano formado por los dos primeros factores.

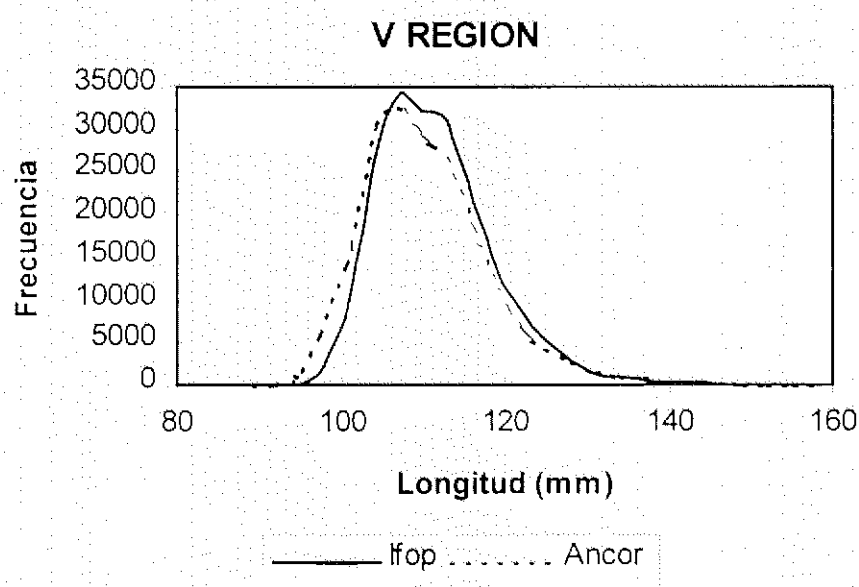


Figura 22. Estructura de tallas estimada por IFOP y estimadas por ANCOR mediante dos Factores significativos cuya varianza acumulada explican el 90% de la varianza entre clases de tamaño por procedencia.

Tabla 17. Estructuras de tallas finales por región según IFOP y calculadas por ancor mediante el uso de 2 factores significativos.

	I REGION		II REGION		III REGION		IV REGION		V REGION	
Li	Ifop	Ancor	Ifop	Ancor	Ifop	Ancor	Ifop	Ancor	Ifop	Ancor
89	0	0	0	0	0	5	0	0	0	0
92	4	11	0	0	9	372	38	52	2	119
95	48	96	0	0	114	5512	286	396	68	1134
98	456	474	57	61	2523	7007	8831	8326	2079	7709
101	966	909	400	374	5241	11121	25685	22542	10679	16526
104	753	714	717	700	10572	11693	53871	53113	26429	30120
107	813	775	1016	1050	12100	15116	68439	65548	34191	32911
110	658	657	909	801	15799	13687	78968	75376	31999	29413
113	416	423	1162	1121	15430	11234	69860	67001	31082	26696
116	311	332	1267	1231	13484	9743	57756	54196	21769	18562
119	174	173	660	661	10300	8941	36997	38782	13733	11587
122	124	138	676	694	8941	6851	18582	23871	8875	6646
125	68	69	747	800	6851	4209	12641	16589	5397	4418
128	36	43	493	522	4211	1062	7866	10811	2944	2772
131	17	23	346	384	904	777	3845	5313	1398	1523
134	8	9	328	358	813	396	2230	3214	910	962
137	6	8	243	278	422	19	1162	1698	617	806
140	2	4	70	61	21	29	539	744	326	465
143	1	3	15	11	39	0	60	76	189	238
146	0	0	0	0	0	0	18	24	132	202
149	0	0	0	0	0	0	10	13	45	52
152	0	0	0	0	0	0	0	0	8	9
155	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
158	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

2. Análisis de Captura a la Talla con Tres Temporadas (ACT III).

Modelo de evaluación.

La abundancia y la mortalidad por pesca por intervalos de talla al primero de enero de 1993, 1994 , 1995 y 1996 se estimaron mediante el modelo ACT III, el cual es una versión modificada del Modelo de Análisis de Captura a la Talla (ACT II) desarrollado por Zuleta *et. al.*,(1994a, 1994b), adaptado para realizar la evaluación de stock con información de tres temporadas extractivas anuales. Basicamente, el modelo precitado se basa en los mismos supuestos e hipótesis que el anterior. Para obtener mayores detalles sobre su formulación se recomienda consultar el informe citado.

El programa ACT III fue codificado sin restricciones en lenguaje MATLAB (ver cap. 4.3) para WINDOWS versión 4.2 (op. cit.).

Parámetros de entrada

Los parámetros L_∞, K, M no son estimados por ACT III y deben suponerse conocidos o calcularse a partir de otras fuentes de información. En esta evaluación los valores para estos tres parámetros se tomaron los valores disponibles de ajustes anteriores con ACT II (Zuleta *et. al.*, 1995).

Tabla 18. Parametros biológicos usados en la evaluación de stocks de "Loco" por región.

Región	Linf. (mm)	K (mm/año)	M (1/año)
I	155.2	0.152	0.166
II	157.8	0.149	0.161
III	168.2	0.160	0.230
IV	168.0	0.144	0.146
V	168.0	0.161	0.230
VI	168.0	0.144	0.146
VII	172.0	0.100	0.159
VIII	172.0	0.100	0.159
X	176.0	0.123	0.143
XI	175.1	0.130	0.147
XII	176.0	0.123	0.142

Datos usados en la evaluación

Los datos usados en esta evaluación corresponden a los desembarques totales de los año 1993, 1994 y 1994 (Tabla 2) y las estructuras de tallas por macrozona y región que se muestran en las tablas 3 y 4.

Resultados.

Las tablas que se presentan a continuación resumen los resultados de la evaluación de stock por regiones. En cada región se probaron distintos parámetros iniciales, seleccionándose como resultado final aquel que entregó la suma de cuadrados residuales (SSQ) menor.

I REGION

Tabla 19. Parámetros fijos.

Linf	155.2
K	0.152
M	0.166
Prom.móvil	11

Tabla 20. Parámetros estimables.

Parámetros	iniciales	estimados
R	200000	482533
F0	0.7	0.554
F1	0.56	0.335
F2	0.3	0.162
F3	0.5	0.17
a	10	10.839
b	0.5	0.069
c	0.5	1.113
SSQ	2.17E+09	

Tabla 21. Mortalidades y abundancias a la talla de 1993.

Talla (mm)	*Ct93 (ind.)*	*Fo*dt*	*Zo*dt*	*Ft93*dt1*	*Zt93*dt1*	*Nt93 (ind.)*
88	57650	0.2346	0.4006	0.0051	0.011	482533
97	74657	0.385	0.551	0.0083	0.0142	299833
105	32565	0.4757	0.6417	0.0103	0.0162	165146
112	11929	0.5175	0.6835	0.0112	0.0171	85130
118	3513	0.5358	0.7018	0.0115	0.0175	42584
124	843	0.5442	0.7102	0.0117	0.0176	21020
128	190	0.5482	0.7142	0.0118	0.0177	10312
132	68	0.5503	0.7163	0.0119	0.0178	5043
135	8	0.5531	0.7191	0.0119	0.0178	4901
88+	181423					1116502

Tabla 22. Mortalidades y abundancias a la talla de 1994.

Talla (mm)	*Ct94 (ind.)*	*Ft94*dt2*	*Zt94*dt2*	*Nt94 (ind.)*
88	13364	0.0135	0.0463	482533
97	48825	0.0222	0.0549	362028
105	32807	0.0274	0.0602	191866
112	13962	0.0298	0.0626	112968
118	5093	0.0309	0.0636	62372
124	1797	0.0313	0.0641	33291
128	631	0.0316	0.0643	17192
132	259	0.0317	0.0645	8625
135	52	0.0319	0.0646	8409
88+	116790			1279284

Tabla 23. mortalidades y abundancias a la talla de 1995 y proyección del stock al 1° de enero de 1996.

Talla (mm)	*Ct95 (ind.)*	*Ft95*dt3*	*Zt95*dt3*	*Nt95 (ind.)*	*No96 (ind.)*
88	7550	0.0152	0.0502	482533	482533
97	52928	0.0249	0.0599	371877	411574
105	48711	0.0307	0.0658	251521	274755
112	22835	0.0334	0.0685	139428	139533
118	8684	0.0346	0.0696	88434	86852
124	3335	0.0352	0.0702	51516	50247
128	1182	0.0354	0.0704	28400	27628
132	474	0.0356	0.0706	14881	14528
135	120	0.0357	0.0708	14842	14670
88+	145819			1443432	1502320

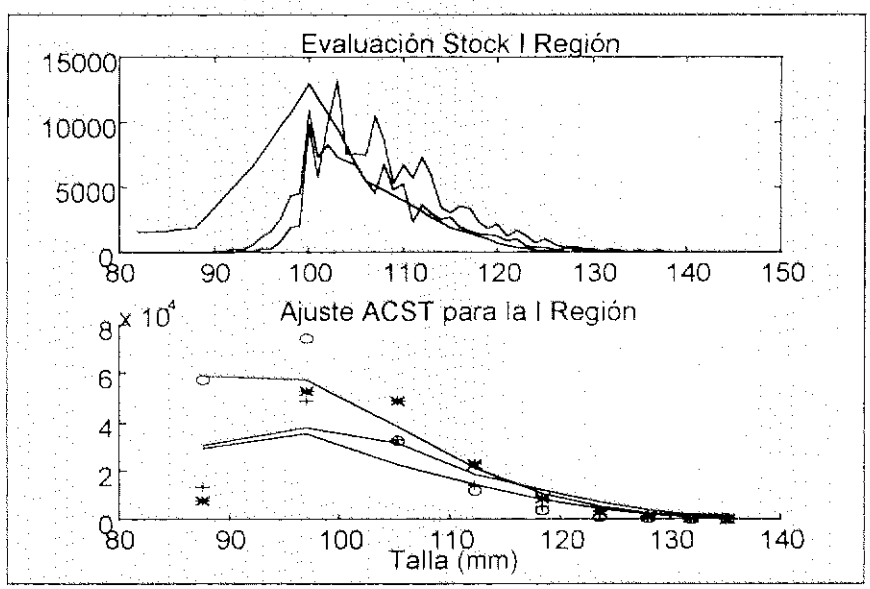


Figura 23. Ajuste final a las capturas observadas ("o" : 1993, "+" : 1994 y "" : 1995).*

II REGION

Tabla 24. Parámetros fijos.

Linf	157.8
K	0.149
M	0.161
Prom.móvil	3

Tabla 25. Parámetros estimables.

Parámetros	iniciales	estimados
R	300000	948078
F0	0.7	0.587
F1	0.56	0.552
F2	0.3	0.387
F3	0.5	0.044
a	110	34.855
b	11	1.878
c	0.5	0.637
SSQ	1.17E+10	

Tabla 26. Mortalidades y abundancias a la talla de 1993.

Talla (mm)	*Ct93 (ind.)*	*Fo*dt*	*Zo*dt*	*Ft93*dt1*	*Zt93*dt1*	*Nt93 (ind.)*
96	294448	0.3813	0.5423	0.0128	0.0185	948078
105	156664	0.5367	0.6977	0.018	0.0237	510018
112	70122	0.5748	0.7358	0.0192	0.025	249057
119	40182	0.5836	0.7446	0.0195	0.0253	118805
124	15696	0.586	0.747	0.0196	0.0253	56357
129	8640	0.5867	0.7477	0.0196	0.0254	26692
133	2518	0.587	0.748	0.0196	0.0254	12635
136	1098	0.5871	0.7481	0.0196	0.0254	5980
139	218	0.5872	0.7482	0.0196	0.0254	2830
142	511	0.5872	0.7482	0.0196	0.0254	1339
144	195	0.5872	0.7482	0.0196	0.0254	1231
96+	590292					1933022

Tabla 27. Mortalidades y abundancia total a la talla de 1994.

Talla (mm)	*Ct94 (ind.)*	*Ft94*dt2*	*Zt94*dt2*	*Nt94 (ind.)*
96	148323	0.0496	0.0813	948078
105	214252	0.0698	0.1016	559628
112	134970	0.0747	0.1065	302537
119	53720	0.0759	0.1077	153202
124	14695	0.0762	0.108	67316
129	5246	0.0763	0.1081	34813
133	2248	0.0763	0.1081	15455
136	1247	0.0763	0.1081	8662
139	347	0.0764	0.1081	4180
142	119	0.0764	0.1081	2237
144	35	0.0764	0.1081	1596
96+	575202			2097704

Tabla 28. Mortalidades y abundancia a la talla de 1995 y proyección del stock al 1º de enero 1996

Talla (mm)	*Ct95 (ind.)*	*Ft95*dt3*	*Zt95*dt3*	*Nt95 (ind.)*	*No96 (ind.)*
96	13049	0.0061	0.04	948078	948078
105	33779	0.0085	0.0425	574389	704351
112	35679	0.0091	0.0431	354112	304176
119	17810	0.0093	0.0433	204239	147577
124	15522	0.0093	0.0433	99318	87615
129	7159	0.0093	0.0433	45362	46344
133	5318	0.0093	0.0433	23000	26040
136	3279	0.0093	0.0433	11368	11632
139	1056	0.0093	0.0433	6647	6530
142	266	0.0093	0.0433	3482	3376
144	20	0.0093	0.0433	2748	3240
96+	132937			2272743	2288959

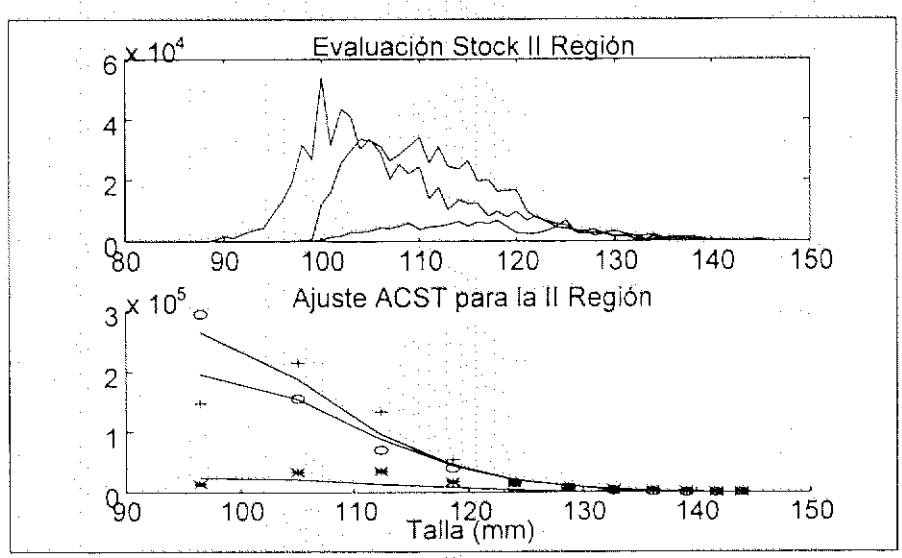


Figura 24. Ajuste final a las capturas observadas ("o" : 1993, "+" : 1994 y "" : 1995).*

III REGION

Tabla 29. Parámetros fijos.

Linf	168
K	0.16
M	0.23
Prom.móvil	3

Tabla 30. Parámetros estimables.

Parámetros	iniciales	estimados
R	1 200 000	2 043 591
F0	0.200	0.544
F1	1.000	0.733
F2	1.200	1.425
F3	0.400	0.193
a	110.000	64.995
b	11.000	5.449
c	0.500	0.536
SSQ	18262740000	

Tabla 31. Mortalidades y abundancias a la talla de 1993.

Talla (mm)	*Ct93 (ind.)*	*Fo*dt*	*Zo*dt*	*Ft93*dt1*	*Zt93*dt1*	*Nt93 (ind.)*
88	61149	0.0387	0.2687	0.0018	0.010	2043591
100	490463	0.4175	0.6475	0.0220	0.028	1292566
110	328837	0.5365	0.7665	0.0256	0.034	637418
119	180719	0.5434	0.7734	0.0260	0.034	295153
126	76067	0.5440	0.7740	0.0260	0.034	136158
132	27853	0.5440	0.7740	0.0260	0.034	62792
138	8700	0.5440	0.7740	0.0260	0.034	28957
142	2129	0.5440	0.7740	0.0260	0.034	25405
88+	1175917					4522040

Tabla 32. Mortalidades y abundancias a la talla de 1994.

Talla (mm)	*Ct95 (ind.)*	*Ft95*dt3*	*Zt95*dt3*	*Nt95 (ind.)*
88	175533	0.0200	0.0654	2043591
100	990786	0.2157	0.2611	1588067
110	422186	0.2772	0.3226	642537
119	123975	0.2808	0.3262	247193
126	30996	0.2811	0.3264	91669
132	6829	0.2811	0.3265	48136
138	1361	0.2811	0.3265	27988
142	377	0.2811	0.3265	348873
88+	1752043			5038054

Tabla 33. Mortalidades y abundancias a la talla de 1995 y proyección del stock al 1° enero 1996.

Talla (mm)	*Ct95 (ind.)*	*Ft95*dt3*	*Zt95*dt3*	*Nt95 (ind.)*	*No96 (ind.)*
88	13213	0.0029	0.0514	2043591	2043591
100	165351	0.0313	0.0798	1648240	1558041
110	193182	0.0402	0.0887	912568	498158
119	94803	0.0407	0.0892	260816	183782
126	33380	0.0407	0.0893	55268	102769
132	5094	0.0408	0.0893	12972	50604
138	1624	0.0408	0.0893	16864	34452
142	156	0.0408	0.0893	43260	50679
88+	506803			4993579	4522076

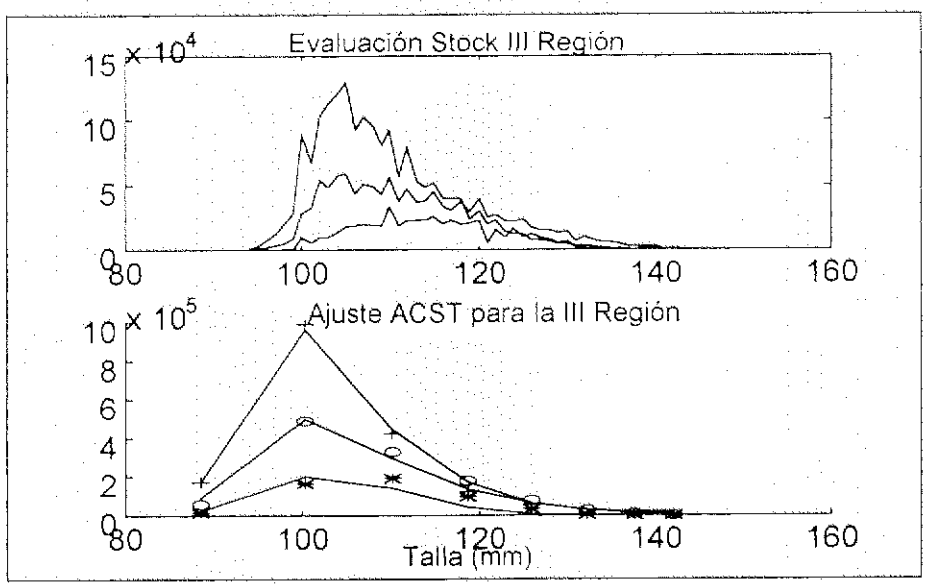


Figura 25. Ajuste final a las capturas observadas ("o" : 1993, "+" : 1994 y "" : 1995).*

IV REGION

Tabla 34. Parámetros fijos.

Linf	168
K	0.144
M	0.146
Prom.móvil	3

Tabla 38. Mortalidades y abundancias a la talla de 1995 y proyección del stock al 1° enero 1996.

Talla (mm)	Ct95 (ind.)	Ft95*dt3	Zt95*dt3	Nt95 (ind.)	No96 (ind.)
92	80705	0.0036	0.0324	5566527	5566527
103	466838	0.0189	0.0477	4591364	4589303
111	397399	0.0353	0.0641	2838340	2740165
119	120966	0.0408	0.0696	1088710	917553
126	37598	0.0422	0.071	318016	280114
131	10695	0.0426	0.0714	99264	95169
136	3798	0.0427	0.0715	52695	50273
140	618	0.0428	0.0716	28145	29782
144	54	0.0428	0.0716	13689	14743
147	31	0.0428	0.0716	5817	6316
150	2	0.0428	0.0716	3639	3946
92+	1118704			14606206	14293891

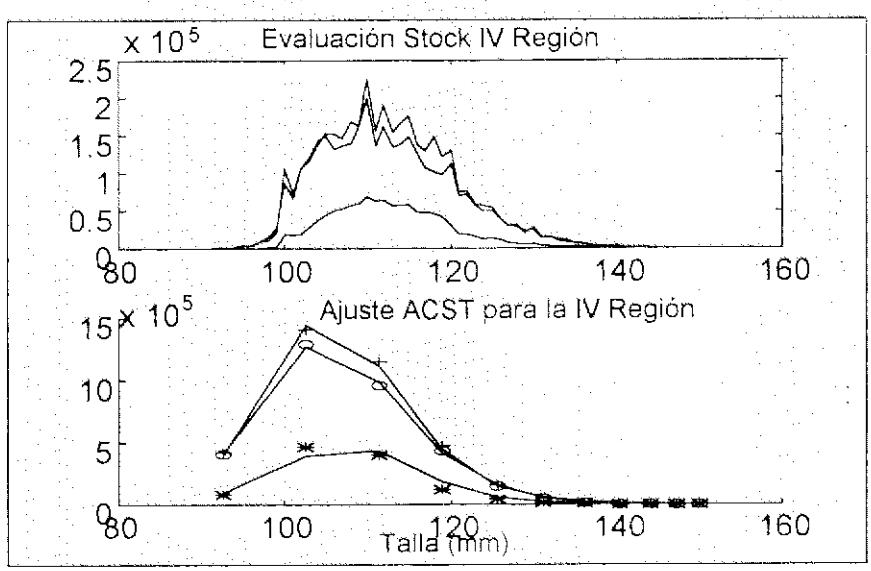


Figura 26. Ajuste final a las capturas observadas ("o" : 1993, "+" : 1994 y "" : 1995).*

V REGION

Tabla 39. Parámetros fijos.

Linf	168
K	0.161
M	0.23
Prom.móvil	3

Tabla 35. Parámetros estimables.

Parámetros	iniciales	estimados
R	2 000 000	5 566 527
F0	0.300	0.893
F1	0.700	1.001
F2	0.600	0.957
F3	0.600	0.217
a	110.000	53.475
b	11.000	6.570
c	0.500	0.488
SSQ	1.86E+10	

Tabla 36. Mortalidades y abundancias a la talla de 1993.

Talla (mm)	*Ct93 (ind.)*	*Fo*dt*	*Zo*dt*	*Ft93*dt1*	*Zt93*dt1*	*Nt93 (ind.)*
92	404283	0.0746	0.2206	0.0030	0.0082	5566527
103	1292986	0.3938	0.5398	0.0157	0.0209	3805836
111	958736	0.7363	0.8823	0.0294	0.0346	1869143
119	433278	0.852	0.9980	0.0340	0.0392	730058
126	146195	0.8807	1.0267	0.0352	0.0404	265282
131	44198	0.8885	1.0345	0.0355	0.0407	94648
136	12179	0.891	1.0370	0.0356	0.0408	33595
140	3212	0.892	1.0380	0.0356	0.0408	11904
144	1011	0.8924	1.0384	0.0356	0.0408	4215
147	364	0.8925	1.0385	0.0356	0.0408	1492
150	27	0.8927	1.0387	0.0356	0.0408	855
92+	3296469					12383555

Tabla 37. Mortalidades y abundancias a la talla de 1994.

Talla (mm)	*Ct94 (ind.)*	*Ft94*dt2*	*Zt94*dt2*	*Nt94 (ind.)*
92	416910	0.0028	0.008	5566527
103	1409525	0.015	0.0202	4484240
111	1153236	0.0281	0.0333	2182814
119	476522	0.0325	0.0377	790835
126	151013	0.0336	0.0388	257801
131	47035	0.0339	0.0391	103446
136	10405	0.034	0.0392	43824
140	2060	0.034	0.0392	18603
144	464	0.0341	0.0393	7551
147	53	0.0341	0.0393	2784
150	2	0.0341	0.0393	1699
92+	3667225			13460124

Tabla 40. Parámetros estimables.

Parámetros	iniciales	estimados
R	1000000	1842706
F0	0.3	1.235
F1	0.5	1.904
F2	0.6	0.354
F3	0.6	0.322
a	110	78.384
b	11	20.99
c	0.5	0.281
SSQ	7.21E+09	

Tabla 41. Mortalidades y abudancias a la talla de 1993.

Talla (mm)	*Ct93 (ind.)*	*Fo*dt*	*Zo*dt*	*Ft93*dt1*	*Zt93*dt1*	*Nt93 (ind.)*
94	362439	0.1588	0.3888	0.0087	0.0169	1842706
105	570471	0.6899	0.9199	0.0379	0.046	957829
114	227345	1.0817	1.3117	0.0594	0.0675	313833
122	59687	1.193	1.423	0.0655	0.0737	79956
129	13008	1.2213	1.4513	0.067	0.0752	18998
135	2273	1.2297	1.4597	0.0675	0.0757	4432
140	592	1.2326	1.4626	0.0676	0.0758	1028
144	105	1.2338	1.4638	0.0677	0.0759	238
147	0	1.2349	1.4649	0.0678	0.076	78
94+	1235920					3219098

Tabla 42. Mortalidades y abundancia a la talla de 1994.

Talla (mm)	*Ct94 (ind.)*	*Ft94*dt2*	*Zt94*dt2*	*Nt94 (ind.)*
94	76225	0.009	0.0544	1842706
105	181233	0.0391	0.0844	1185791
114	96784	0.0613	0.1066	310299
122	22174	0.0676	0.1129	69283
129	4236	0.0692	0.1145	16237
135	874	0.0696	0.115	4798
140	202	0.0698	0.1152	1729
144	76	0.0699	0.1152	350
147	1	0.0699	0.1153	168
94+	381805			3431361

Tabla 43. Mortalidades y abundancia a la talla de 1995 y proyección del stock al 1º de enero de 1996.

Talla (mm)	*Ct95 (ind.)*	*Ft95*dt3*	*Zt95*dt3*	*Nt95 (ind.)*	*No96 (ind.)*
94	50637	0.0087	0.0573	1842706	1842706
105	198806	0.0379	0.0865	1230723	1473322
114	93170	0.0595	0.108	511589	837846
122	24489	0.0656	0.1141	68970	178081
129	5806	0.0672	0.1157	7978	39291
135	2135	0.0676	0.1161	2685	10009
140	707	0.0678	0.1163	2099	3272
144	353	0.0678	0.1164	946	1274
147	4	0.0679	0.1164	343	367
94+	376107			3668039	4386168

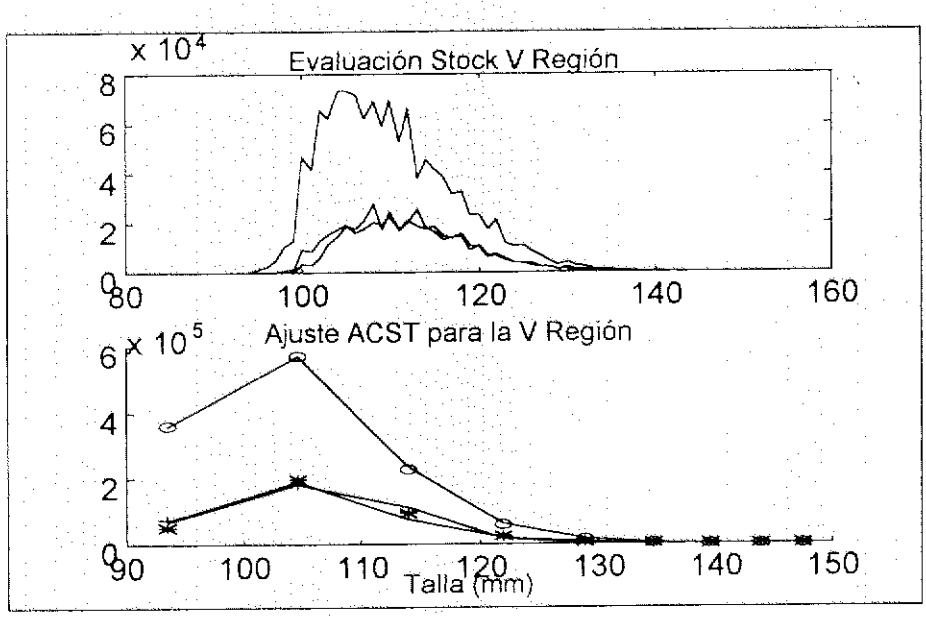


Figura 27. Ajuste final a las capturas observadas ("o" : 1993, "+" : 1994 y "" : 1995).*

VI REGION

Tabla 44. Parámetros fijos.

Linf	154.8
K	0.142
M	0.145
Prom.móvil	11

Tabla 45. Parámetros estimables.

Parámetros	iniciales	estimados
R	200000	176413
F0	0.8	0.997
F1	0.9	0.394
F2	0.7	0.277
F3	0.5	0.045
a	20	30.182
b	0.1	0.682
c	1	0.813
SSQ	7.19E+06	

Tabla 46. Mortalidades y abundancia a la talla de 1993.

Talla (mm)	*Ct93 (ind.)*	*Fo*dt*	*Zo*dt*	*Ft93*dt1*	*Zt93*dt1*	*Nt93 (ind.)*
84	449	0.0185	0.1635	0.0003	0.0054	176413
94	7714	0.1287	0.2737	0.0018	0.007	141772
102	14401	0.4609	0.6059	0.0065	0.0116	91323
109	9920	0.7926	0.9376	0.0111	0.0163	42210
115	4303	0.9311	1.0761	0.0131	0.0182	15422
120	1505	0.9743	1.1193	0.0137	0.0189	5145
125	436	0.9882	1.1332	0.0139	0.0191	1668
129	194	0.9931	1.1381	0.014	0.0191	536
132	77	0.9951	1.1401	0.014	0.0191	172
135	28	0.9959	1.1409	0.014	0.0192	55
138	9	0.9968	1.1418	0.014	0.0192	27
84+	39036					474743

Tabla 47. Mortalidades y abundancias a la talla de 1994.

Talla (mm)	*Ct94 (ind.)*	*Ft94*dt2*	*Zt94*dt2*	*Nt94 (ind.)*
84	81	0.001	0.0296	176413
94	4069	0.0071	0.0357	153001
102	12738	0.0253	0.0539	116563
109	12506	0.0434	0.072	66884
115	6960	0.051	0.0796	28076
120	2650	0.0534	0.082	9668
125	733	0.0541	0.0827	3166
129	211	0.0544	0.083	1071
132	66	0.0545	0.0831	297
135	23	0.0546	0.0832	82
138	8	0.0546	0.0832	39
84+	40045			555260

Tabla 48. Mortalidades y abundancia a la talla de 1995 y proyección del stock al 1º de enero de 1996

Talla (mm)	*Ct95 (ind.)*	*Ft95*dt3*	*Zt95*dt3*	*Nt95 (ind.)*	*No96 (ind.)*
84	79	0.0002	0.0308	176413	176413
94	1553	0.0012	0.0318	156630	157269
102	3315	0.0044	0.035	129323	132831
109	2650	0.0075	0.0381	90937	92601
115	1304	0.0088	0.0394	50705	48500
120	458	0.0092	0.0398	21161	18833
125	125	0.0093	0.0399	7267	6260
129	31	0.0094	0.04	2430	2170
132	7	0.0094	0.04	781	767
135	4	0.0094	0.04	196	207
138	2	0.0094	0.04	74	80
84+	9528			635917	635931

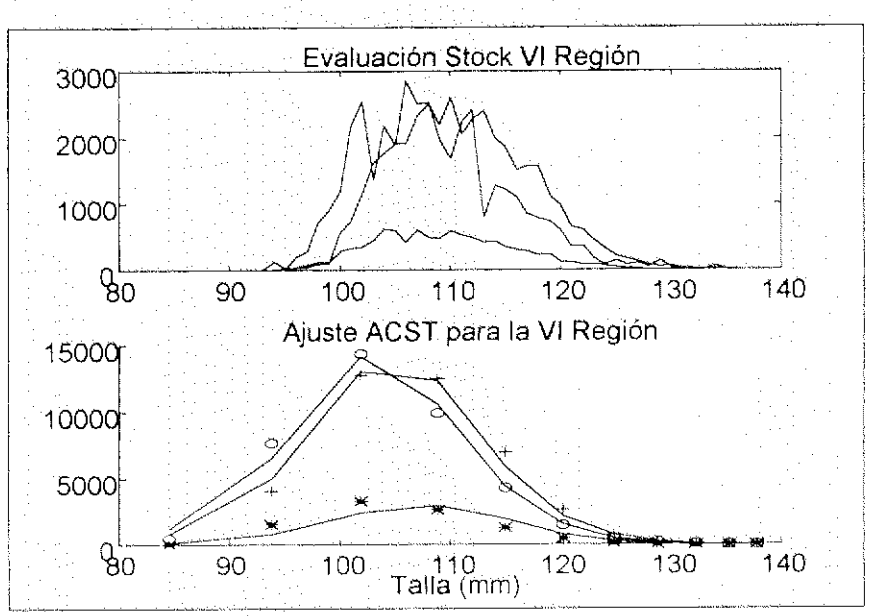


Figura 28. Ajuste final a las capturas observadas ("o" : 1993, "+" : 1994 y "" : 1995).*

VII REGION

Tabla 49. Parámetros fijos.

Linf	172
K	0.1
M	0.159
Prom.móvil	3

Tabla 50. Parámetros estimables.

Parámetros	iniciales	estimados
R	200000	154730
F0	0.5	0.627
F1	12	0.404
F2	5	0.242
F3	0.3	0.015
a	110	74.888
b	11	27.222
c	0.5	0.217
SSQ	9.15E+06	

Tabla 51. Mortalidades y abundancias a la talla de 1993.

Talla (mm)	*Ct93 (ind.)*	*Fo*dt*	*Zo*dt*	*Ft93*dt1*	*Zt93*dt1*	*Nt93 (ind.)*
98	18458	0.2118	0.3708	0.0049	0.0105	154730
105	20215	0.3682	0.5272	0.0085	0.0141	98758
112	13057	0.4862	0.6452	0.0112	0.0168	54951
118	7211	0.553	0.712	0.0127	0.0184	27877
123	2661	0.5871	0.7461	0.0135	0.0191	13447
127	1086	0.6044	0.7634	0.0139	0.0195	6322
132	125	0.6135	0.7725	0.0141	0.0197	2933
136	77	0.6185	0.7775	0.0142	0.0199	1351
139	18	0.6214	0.7804	0.0143	0.0199	620
142	0	0.6232	0.7822	0.0143	0.02	284
145	4	0.6265	0.7855	0.0144	0.02	244
98+	62912					361517

Tabla 52. Mortalidades y abundancias a la talla de 1994.

Talla (mm)	*Ct94 (ind.)*	*Ft94*dt2*	*Zt94*dt2*	*Nt94 (ind.)*
98	10369	0.0161	0.0475	154730
105	14209	0.028	0.0594	116899
112	10909	0.037	0.0684	67377
118	7366	0.0421	0.0735	35939
123	3670	0.0447	0.0761	17728
127	2969	0.046	0.0774	9252
132	1340	0.0467	0.0781	4491
136	845	0.0471	0.0785	2409
139	864	0.0473	0.0787	1093
142	383	0.0475	0.0788	516
145	109	0.0477	0.0791	450
98+	53033			410884

Tabla 53. Mortalidades y abundancias a la talla de 1995 y proyección del stock al 1° de enero de 1996

Talla (mm)	Ct95 (ind.)	Ft95*dt3	Zt95*dt3	Nt95 (ind.)	No96 (ind.)
98	1038	0.0012	0.0369	154730	154730
105	798	0.002	0.0378	119944	127625
112	456	0.0027	0.0384	85100	90785
118	528	0.003	0.0388	47812	49922
123	324	0.0032	0.039	25286	25260
127	422	0.0033	0.0391	13262	12429
132	207	0.0034	0.0391	7187	5555
136	169	0.0034	0.0392	3843	2786
139	190	0.0034	0.0392	2052	1382
142	121	0.0034	0.0392	946	202
145	86	0.0034	0.0392	846	419
92+	4339			461008	471095

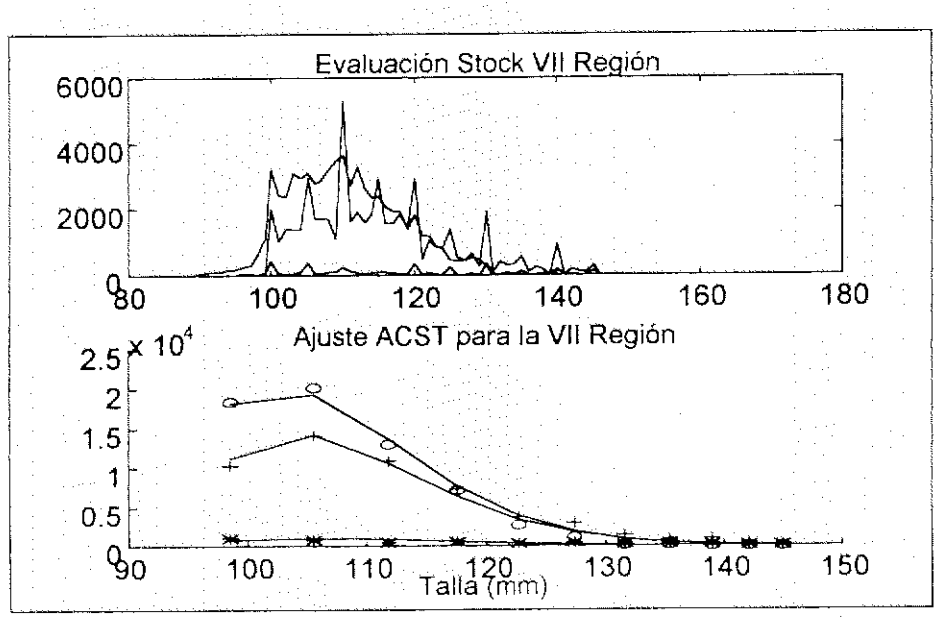


Figura 29. Ajuste final a las capturas observadas ("o" : 1993, "+" : 1994 y "" : 1995).*

VIII REGION

Tabla 54. Parámetros fijos.

Linf	172
K	0.1
M	0.159
Prom.móvil	7

Tabla 55. Parámetros estimables.

Parámetros	iniciales	estimados
R	8000000	4029866
F0	0.6	0.586
F1	1.2	1.177
F2	0.7	0.641
F3	0.12	0.109
a	22	22.5
b	0.1	0.105
c	1	1.15
SSQ	3.75E+10	

Tabla 56. Mortalidades y abundancias a la talla de 1993.

Talla (mm)	*Ct93 (ind.)*	*Fo*dt*	*Zo*dt*	*Ft93*dt1*	*Zt93*dt1*	*Nt93 (ind.)*
90	115019	0.0299	0.1889	0.0021	0.0078	4029866
98	723576	0.1406	0.2996	0.01	0.0157	3156579
105	1031635	0.3603	0.5193	0.0257	0.0314	2095941
112	713888	0.513	0.672	0.0366	0.0423	1155275
117	362107	0.5653	0.7243	0.0404	0.046	574749
123	157677	0.58	0.739	0.0414	0.0471	276516
127	59526	0.5842	0.7432	0.0417	0.0474	131782
132	19629	0.5856	0.7446	0.0418	0.0475	62631
135	5168	0.5863	0.7453	0.0419	0.0475	57913
90+	3188225					11541252

Tabla 57. Mortalidades y abundancias a la talla de 1994.

Talla (mm)	*Ct94 (ind.)*	*Ft94*dt2*	*Zt94*dt2*	*Nt94 (ind.)*
90	174080	0.0064	0.0378	4029866
98	536320	0.0303	0.0617	3358306
105	536773	0.0777	0.1091	2087123
112	369178	0.1106	0.142	913003
117	191629	0.1219	0.1533	378639
123	88890	0.1251	0.1564	182412
127	46110	0.126	0.1573	101944
132	23883	0.1263	0.1576	61984
135	9704	0.1264	0.1578	82135
90+	1976567			11195412

Tabla 58. Mortalidades y abundancias a la talla de 1995 y proyección del stock al 1° de enero de 1996.

Talla (mm)	*Ct95 (ind.)*	*Ft95*dt3*	*Zt95*dt3*	*Nt95 (ind.)*	*No96 (ind.)*
90	19790	0.0012	0.037	4029866	4029866
98	97603	0.0059	0.0416	3445769	3408764
105	124563	0.015	0.0508	2319035	2494819
112	83420	0.0214	0.0572	929019	1370610
117	38999	0.0236	0.0594	175257	480776
123	15549	0.0242	0.06	14551	165329
127	5219	0.0244	0.0602	21771	82680
132	715	0.0245	0.0602	37335	49361
135	34	0.0245	0.0603	105025	97718
90+	385892			11077628	12179923

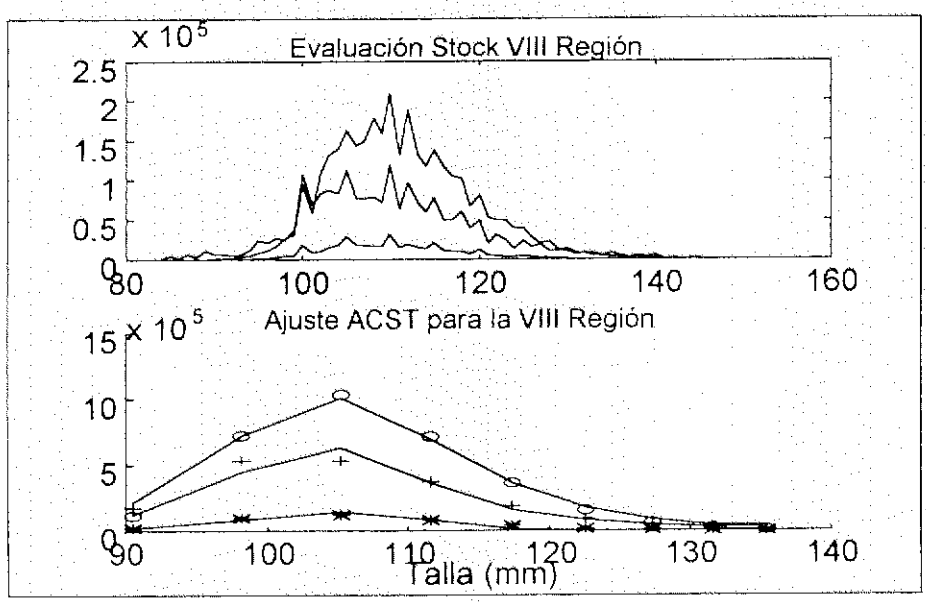


Figura 30. Ajuste final a las capturas observadas ("o" : 1993, "+" : 1994 y "" : 1995).*

X REGION

Tabla 59. Parámetros fijos.

Linf	176
K	0.123
M	0.143
Prom.móvil	2

Tabla 60. Parámetros estimables.

Parámetros	iniciales	estimados
R	8000000	19323701
F0	0.3	0.443
F1	0.7	0.861
F2	0.6	0.762
F3	0.6	0.212
a	110	34.29
b	11	1.042
c	0.5	0.744
SSQ	1.52E+12	

Tabla 61. Mortalidades y abundancias a la talla de 1993.

Talla (mm)	*Ct93 (ind.)*	*Fo*dt*	*Zo*dt*	*Ft93*dt1*	*Zt93*dt1*	*Nt93 (ind.)*
89	56306	0.0105	0.1535	0.0007	0.0058	19323701
99	1941804	0.0843	0.2273	0.0058	0.0109	15972994
108	4503842	0.2768	0.4198	0.0192	0.0243	11557552
116	3988153	0.399	0.542	0.0276	0.0327	7145271
123	2409862	0.4318	0.5748	0.0299	0.035	4087962
129	1161756	0.4396	0.5826	0.0304	0.0355	2291824
134	429695	0.4416	0.5846	0.0306	0.0357	1278613
139	178481	0.4422	0.5852	0.0306	0.0357	712403
143	70947	0.4424	0.5854	0.0306	0.0357	396767
147	26814	0.4425	0.5855	0.0306	0.0357	220944
151	13844	0.4425	0.5855	0.0306	0.0357	123028
154	3786	0.4425	0.5855	0.0306	0.0357	68504
156	2124	0.4425	0.5855	0.0306	0.0357	38143
158	763	0.4425	0.5855	0.0306	0.0357	21238
160	336	0.4425	0.5855	0.0306	0.0357	11826
162	199	0.4425	0.5855	0.0306	0.0357	6585
164	340	0.4425	0.5855	0.0306	0.0357	3666
165	239	0.4426	0.5856	0.0306	0.0357	4672
89+	14789291					63265693

Tabla 62. Mortalidades y abundancias a la talla de 1994.

Talla (mm)	Ct94 (ind.)	Ft94*dt2	Zt94*dt2	Nt94 (ind.)
89	74315	0.0036	0.0318	19323701
99	2492570	0.0286	0.0569	16785326
108	4272379	0.0940	0.1222	12223662
116	2767413	0.1355	0.1637	6145036
123	1533464	0.1467	0.1749	2750411
129	711385	0.1493	0.1775	1461923
134	316441	0.1500	0.1782	984490
139	152831	0.1502	0.1784	739559
143	82037	0.1503	0.1785	465141
147	35952	0.1503	0.1785	283847
151	16232	0.1503	0.1785	169121
154	10303	0.1503	0.1785	95119
156	5608	0.1503	0.1785	56381
158	4980	0.1503	0.1785	31379
160	1509	0.1503	0.1785	17838
162	139	0.1503	0.1785	10010
164	174	0.1503	0.1785	5563
165	43	0.1503	0.1785	6760
90+	12477775			61555267

Tabla 63. Mortalidades y abundancias a la talla de 1995 y proyección del stock al 1º enero de 1996.

Talla (mm)	Ct95 (ind.)	Ft95*dt3	Zt95*dt3	Nt95 (ind.)	No96 (ind.)
89	49409	0.0011	0.0333	19323701	19323701
99	1320294	0.0091	0.0413	17177977	17230036
108	1524785	0.0298	0.0620	13233844	12793380
116	768858	0.0430	0.0752	6882658	7117156
123	325027	0.0466	0.0787	1922983	3023294
129	140010	0.0474	0.0796	303619	1089284
134	45278	0.0476	0.0798	267616	671803
139	19983	0.0477	0.0798	494631	597968
143	7148	0.0477	0.0799	500232	525177
147	7047	0.0477	0.0799	351447	342915
151	2858	0.0477	0.0799	229159	221890
154	1918	0.0477	0.0799	138439	136850
156	1156	0.0477	0.0799	81429	75918
158	208	0.0477	0.0799	48373	45447
160	16	0.0477	0.0799	27296	23630
162	0	0.0477	0.0799	15604	14616
164	0	0.0477	0.0799	8746	8835
165	0	0.0477	0.0799	10470	10836
89+	4213995			61018224	63252736

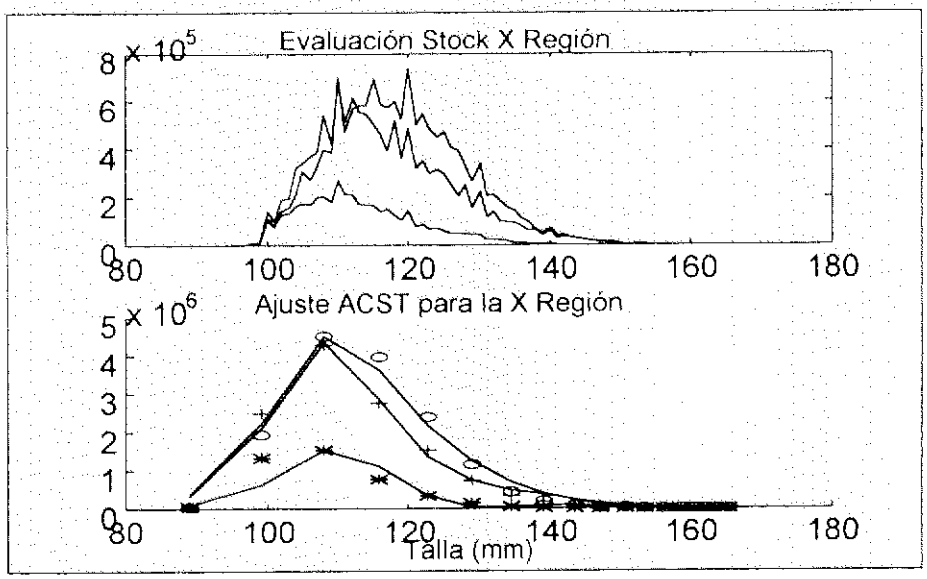


Figura 31. Ajuste final a las capturas observadas ("o" : 1993, "+" : 1994 y "" : 1995).*

XI REGION

Tabla 64. Parámetros fijos.

Linf	175
K	0.13
M	0.147
Prom.móvil	3

Tabla 65. Parámetros estimables.

Parámetros	iniciales	estimados
R	4500000	2170869
F0	0.3	0.301
F1	0.7	0.554
F2	0.6	1.271
F3	0.6	0.56
a	110	127.71
b	11	45.365
c	0.5	0.222
SSQ	5.38E+10	

Tabla 66. Mortalidades y abundancias a la talla de 1993.

Talla (mm)	Ct93 (ind.)	Fo*dt	Zo*dt	Ft93*dt1	Zt93*dt1	Nt93 (ind.)
88	6632	0.0092	0.1562	0.0006	0.0058	2170869
99	206431	0.1029	0.2499	0.0067	0.0120	1771965
108	432670	0.2521	0.3991	0.0165	0.0217	1280962
116	399078	0.2928	0.4398	0.0192	0.0244	842132
124	282211	0.2995	0.4465	0.0196	0.0249	540660
130	154723	0.3008	0.4478	0.0197	0.0249	345712
135	72152	0.3012	0.4482	0.0197	0.0250	220877
140	33283	0.3013	0.4483	0.0197	0.0250	141090
144	13428	0.3013	0.4483	0.0197	0.0250	90119
148	6481	0.3013	0.4483	0.0197	0.0250	57561
151	3129	0.3013	0.4483	0.0197	0.0250	36765
154	889	0.3013	0.4483	0.0197	0.0250	23482
157	481	0.3013	0.4483	0.0197	0.0250	14998
159	670	0.3013	0.4483	0.0197	0.0250	9580
161	612	0.3013	0.4483	0.0197	0.0250	6119
163	202	0.3013	0.4483	0.0197	0.0250	3908
164	30	0.3013	0.4483	0.0197	0.0250	6967
88+	1613102					7563766

Tabla 67. Mortalidades y abundancias a la talla de 1994.

Talla (mm)	Ct94 (ind.)	Ft94*dt2	Zt94*dt2	Nt94 (ind.)
88	33542	0.0077	0.0367	2170869
99	602536	0.0856	0.1146	1878176
108	869456	0.2098	0.2388	1358607
116	494931	0.2436	0.2726	736168
124	259065	0.2492	0.2782	384493
130	151862	0.2503	0.2793	224288
135	109643	0.2506	0.2796	165745
140	72205	0.2507	0.2797	129066
144	45842	0.2507	0.2797	93557
148	26255	0.2507	0.2797	66554
151	8679	0.2507	0.2797	44329
154	8627	0.2507	0.2797	29190
157	6220	0.2507	0.2797	19607
159	3029	0.2507	0.2797	12598
161	945	0.2507	0.2797	7732
163	328	0.2507	0.2797	4779
164	15	0.2507	0.2797	9236
88+	2693180			7334994

Tabla 68. Mortalidades y abundancias a la talla de 1995 y proyección del stock al 1° enero de 1996.

Talla (mm)	*Ct95 (ind.)*	*Ft95*dt3*	*Zt95*dt3*	*Nt95 (ind.)*	*No96 (ind.)*
88	85721	0.0039	0.0369	2170869	2170869
99	445762	0.0430	0.0761	1923354	1907190
108	463253	0.1054	0.1385	1485677	1138285
116	262863	0.1225	0.1555	822880	436482
124	121682	0.1253	0.1584	299571	215262
130	51149	0.1258	0.1589	90897	111922
135	29529	0.1260	0.1590	61823	64628
140	13620	0.1260	0.1591	83175	50061
144	7069	0.1260	0.1591	85122	50738
148	2696	0.1260	0.1591	71211	42577
151	839	0.1260	0.1591	53387	35960
154	420	0.1260	0.1591	36614	31811
157	332	0.1260	0.1591	25151	18349
159	156	0.1260	0.1591	16997	11945
161	50	0.1260	0.1591	10601	8539
163	28	0.1260	0.1591	6328	6057
164	1	0.1260	0.1591	12249	12200
89+	1485170			7255906	6312875

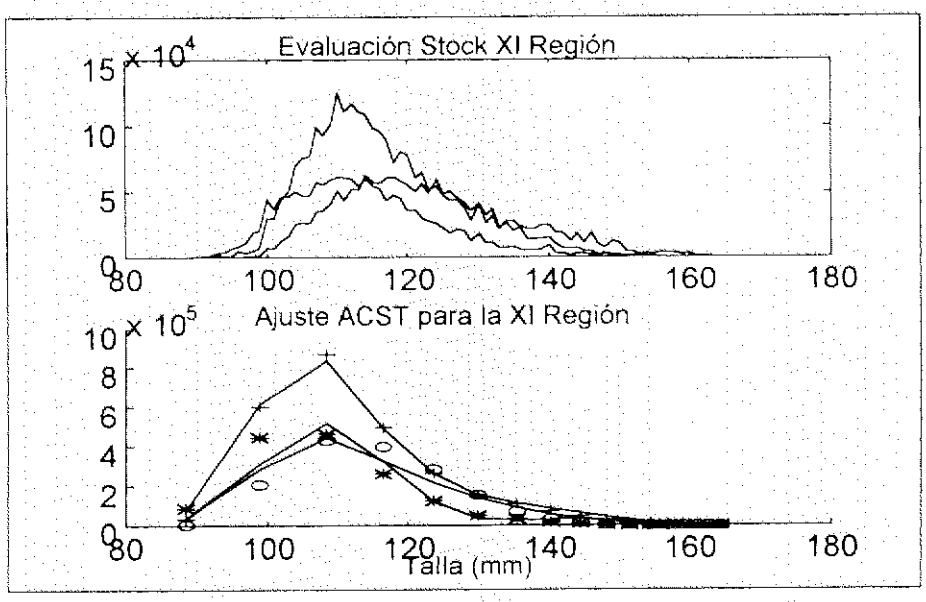


Figura 32. Ajuste final a las capturas observadas ("o" : 1993, "+" : 1994 y "" : 1995).*

XII REGION

Tabla 69. Parámetros fijos.

Linf	176
K	0.123
M	0.142
Prom.móvil	7

Tabla 70. Parámetros estimables.

Parámetros	iniciales	estimados
R	800000	338292
F0	0.5	0.587
F1	0.8	0.944
F2	1.4	1.311
F3	0.08	0.067
a	37	26.874
b	0.42	0.231
c	0.96	1.024
SSQ	4.11E+08	

Tabla 71. Mortalidades y abundancias a la talla de 1993.

Talla (mm)	*Ct93 (ind.)*	*Fo*dt*	*Zo*dt*	*Ft93*dt1*	*Zt93*dt1*	*Nt93 (ind.)*
88	10408	0.029	0.171	0.0017	0.0067	338292
98	76527	0.2355	0.3775	0.0135	0.0185	257154
107	82352	0.5085	0.6505	0.0291	0.0341	153810
115	49826	0.5754	0.7174	0.0329	0.038	77616
122	26074	0.5854	0.7274	0.0335	0.0385	37690
128	10369	0.587	0.729	0.0336	0.0386	18196
134	3205	0.5874	0.7294	0.0336	0.0386	17326
88+	258761					900084

Tabla 72. Mortalidades y abundancias a la talla de 1994.

Talla (mm)	Ct94 (ind.)	Ft94*dt2	Zt94*dt2	Nt94 (ind.)
88	17757	0.0128	0.0408	338292
98	113311	0.1037	0.1317	285920
107	95132	0.2239	0.2519	157510
115	46222	0.2534	0.2814	62312
122	20862	0.2578	0.2858	24233
128	6475	0.2585	0.2865	10130
134	2558	0.2587	0.2867	19140
88+	302317			897537

Tabla 73. Mortalidades y abundancias a la talla de 1995 y proyección del stock al 1° enero de 1996.

Talla (mm)	Ct95 (ind.)	Ft95*dt3	Zt95*dt3	Nt95 (ind.)	No96 (ind.)
88	816	0.0007	0.0327	338292	338292
98	2931	0.0060	0.0380	292561	287132
107	1629	0.0130	0.0450	186836	154622
115	480	0.0147	0.0467	67062	55878
122	289	0.0150	0.0470	11141	14414
128	76	0.0150	0.0470	-1642	3020
134	7	0.0151	0.0470	14005	18128
88+	6 228			908 255	871 486

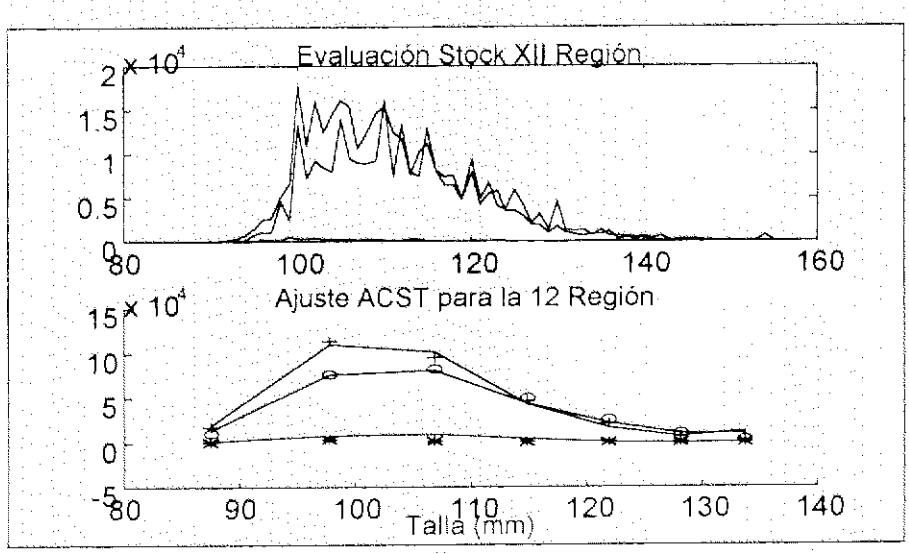


Figura 33. Ajuste final a las capturas observadas ("o" : 1993, "+" : 1994 y "" : 1995).*

Tabla 74. Stock totales estimados en nº de individuos y % de variación de 1996 respecto de 1995.

Región	Stock total (ind.) 1993	1994	1995	1996	% variación 1995-1996
I	1 116 503	1 279 283	1 443 432	1 502 319	4.1
II	1 933 022	2 097 705	2 272 744	2 288 959	0.7
III	4 522 040	5 038 054	4 993 579	4 522 076	-9.4
IV	12 383 554	13 460 123	14 606 207	14 293 892	-2.1
V	3 219 098	3 431 361	3 668 039	4 386 168	19.6
VI	474 743	555 259	635 917	635 930	0.0
VII	361 517	410 885	461 008	471 095	2.2
VIII	11 541 254	11 195 413	11 077 629	12 358 198	11.6
X	63 265 693	61 555 266	61 018 225	63 252 736	3.7
XI	7 563 765	7 334 994	7 255 907	6 323 712	-12.8
XII	900 084	897 537	908 255	871 486	-4.0
TOTAL	107 281 273	107 255 880	108 340 942	110 906 571	2.4

Conclusiones

En muchas regiones (e.g. I, II, V, VI, VII, VIII y X) se advierte que los tamaños totales del stock han aumentado en 1996 respecto de 1995 (Tabla 74), en algunas más marcado que en otras, similar situación se observó en la evaluación del año anterior. Estos resultados se anteponen a la declinación esperada en los stocks regionales a causa de la explotación sostenida. Este comportamiento puede reflejar la particular situación del reclutamiento constante. En efecto si se pone atención a cada cohorte, los sobrevivientes de un año al siguiente disminuyen por pesca y mortalidad natural, sin embargo esta declinación es compensada por los individuos que ingresan al primer intervalo de tallas. Esto pone de manifiesto que una de las limitaciones más importante para estimar en mejor forma el tamaño del stock está en la dificultad de estimar adecuadamente el reclutamiento. Esfuerzos, para resolver este problema se han llevado a cabo en la X región dentro del marco de este proyecto, principalmente en lo que dice con la tarea de generar índices auxiliares de reclutamiento, a partir de una estimación relativa de la magnitud del asentamiento de individuos al intermareal, el cual se ha encontrado con una gran variabilidad de un año a otro (ver Anexo 2), lo cual concuerda con los resultados encontrados por Moreno et. al (1993).

Dentro del marco de la evaluación propiamente tal, una de las mayores dificultades encontradas estuvo en el ajuste del modelo; debido principalmente, a la menor magnitud de las capturas del año 1995 comparadas con los años anteriores (e.g. Regiones II,VII y XII, ver Figuras 24, 29 y 33, respectivamente), lo cual produjo en muchas corridas cohortes con valores negativos. Estas dificultades pueden deberse a que el modelo operó en forma libre sin ningún tipo de restricciones. Si se programa el modelo en una planilla cálculo como Ecxel, se puede ir estimando los parámetros por etapas, lo cual puede facilitar la tarea de estimación, sin embargo puede que no refleje en toda su magnitud la situación de stock, ni la calidad de los datos. Con respecto a esto último, en algunas regiones como la I, VI y XII, para obtener un resultado razonablemente bueno, el promedio móvil utilizado en el suavizado (para disminuir la gran variabilidad de los datos) fue bastante alto.

Otro aspecto importante, que también hay que considerar en el ajuste del modelo, es el cambio notable observado en el patrón de explotación de algunas regiones (I, II, VI, VII y XII, ver Figuras 23, 24, 28, 29 y 33, respectivamente). Uno de los supuestos básicos del ACTII y ACT III es la constancia del patrón de explotación, de allí que un alejamiento significativo de los datos de este supuesto dificultaría una buena estimación. El incluir un patrón de explotación por cada año introduciría un excesivo número de parámetros al modelo y haría imposible su estimación (Zuleta et al. 1995).

Finalmente, algunos de los resultados encontrados en esta evaluación pueden ser discutibles, principalmente en lo que se refiere a los tamaños de algunos stock regionales. Sin embargo, se observa una tendencia de recuperación de los stock a través del país o en el caso más conservador a una estabilidad. Es probable que esta recuperación observada en algunas regiones no se deba únicamente al efecto del reclutamiento constante en el modelo de evaluación, sino que también sea producto de la política más conservadora y protectora adoptada por la autoridad. No olvidar que las cuotas han venido bajando consistentemente desde 1994.

Referencias.

Lebart, L. et J-P Fénelon. 1973. Statistique et Informatique Appliquées. Dunod.

Moreno, C.A., G. Asencio & S. Ibañez. 1993. Patrones de asentamiento de *Concholepas concholepas* (Bruguière) (Mollusca, Muricidae) en la zona intermareal rocosa de Valdivia, Chile. Rev. Chil. Hist. Nat. 66:93-101.

Zuleta A, CA Moreno & PS Rubilar (1994). Monitoreo de la Pesquería y Evaluación indirecta del stock de "Loco" (I a XII Regiones). Pre-informe Final: Nuevo Modelo de Evaluación de los Stocks del Recurso "Loco". Centro de Evaluación y Manejo de Recursos Pesqueros (CEMARP). Universidad Austral de Chile - Instituto de Fomento Pesquero.

Zuleta A, CA Moreno, PS Rubilar & L Vergara (1994). Nuevo modelo de evaluación de los stocks del recurso "Loco". Informe Técnico CEMARP-UACH Nº 2:24 pp. (Subcontrato IFOP).

Zuleta A., PS Rubilar, CA Moreno & L A Vergara (1995). Monitoreo y evaluación indirecta del recurso Loco (Informe de Avance). Informe Técnico UACH. Subcontrato IFOP. 57

ANEXO 5: EVALUACION INDIRECTA RECURSO LOCO, MEDIANTE ACT Y CALCULO DE CTP PARA LA TEMPORADA 1997 EN LA X Y XI REGION.

1. Introduccion

El Instituto de Ecología de la Universidad Austral de Chile desarrolló, durante 1993 y 1994, dos modelos de evaluación de stock en tallas (ACTI y ACTII), con financiamiento del Fondo de Investigación Pesquera (FIP), para estimar la abundancia y mortalidad de las poblaciones regionales de loco en el país. El aumento de nuevas temporadas de pesca hace inaplicable los modelos anteriores, por lo tanto a solicitud de la Subsecretaría de Pesca el modelo ACTII ha sido ampliado a cuatro temporadas de manera que incorpore la información existente y permita evaluar la poblaciones de loco a nivel nacional, generándose el ACST IV, el cual mantiene las mismos supuestos del análisis de captura a la talla ACTII.

El ACTII fue desarrollado previéndose que el supuesto de equilibrio (uno de los supuestos básicos del ACTI) no se podía continuar sosteniendo en las temporadas siguientes. Asimismo, resultaba necesario disponer de un método que hiciera uso de la información de las dos temporadas de pesca y abriera la posibilidad de aprovechar la serie de composiciones de tallas que se acumularan a futuro. Para ese efecto, se creó un nuevo modelo basado en el seguimiento de cohortes verdaderas en tallas[1], a partir de la condición inicial de equilibrio, manteniendo el supuesto de reclutamiento estacionario, pero permitiendo mortalidad por pesca variable entre las temporadas.

En este informe se entregan los resultados de la aplicación del ACST IV, a las composiciones de tallas acumuladas entre los años 1993 a 1996 para la X y XI región. Al igual que su predecesor, este modelo incluye un procedimiento basado en tallas para calcular la CTP en función del tamaño de stock proyectado a comienzo del año y un nivel recomendable de mortalidad por pesca ($F_{0,1}$ o F_{max}) determinado mediante el modelo de Y/R de Thompson & Bell.

2. Metodología

2.1 Notación

l_i talla a comienzo del intervalo i [mm]

ρ coeficiente de Brody [exp(año^{-1})]

K constante de crecimiento de la ecuación de von Bertalanffy [año^{-1}]

---

[1] Se trata de un enfoque análogo al Análisis Secuencial de Capturas para reconstruir las cohortes que pasan por la pesquería, sólo que éstas se siguen a través de las tallas y no de las edades como suele ocurrir en este tipo de modelos. Debe tenerse presente también que ACTII a diferencia de otros modelos basados en la ecuación de captura, como por ejemplo el Análisis de la Población Virtual o el Análisis de la Reducción del Stock, no resuelve la ecuación, sino la estima buscando reducir al mínimo los residuales entre la predicción de la captura y su valor observado.

L_∞ talla asintótica [mm]

R reclutamiento al intervalo de talla inicial

$N_{i,j}$ abundancia en el intervalo de talla i a comienzos del año j [# individuos]

$C_{i,j}$ número de individuos en el intervalo de talla i capturados en el año j [# individuos]

$N(l_i)$ número de individuos a la talla l_i [# individuos]

M tasa instantánea de mortalidad natural [año^{-1}]

r_i selectividad (o reclutamiento parcial) del intervalo de talla i[2]

F_0 tasa instantánea de mortalidad por pesca histórica de los intervalos de talla completamente reclutados [año^{-1}]

F_j tasa instantánea de mortalidad por pesca del año j de los intervalos de tallas completamente reclutados [año^{-1}]

F_{rec} tasa de mortalidad por pesca recomendada según el punto biológico de referencia adoptado como política de manejo [año^{-1}]

$F_{0.1}$ tasa instantánea de mortalidad por pesca a la cual se logra un 10 % del incremento marginal del rendimiento por recluta de una pesquería incipiente [año^{-1}]

$F_{máx}$ tasa instantánea de mortalidad por pesca a la cual se logra el rendimiento por recluta máximo [año^{-1}]

Δt intervalo de tiempo transcurrido entre el comienzo de las dos temporadas [año]

δt_j duración de la temporada de pesca en el año j

a, b, c parámetros de la ecuación de selectividad

2.2 Modelo de evaluación

La abundancia y la mortalidad por pesca por intervalos de tallas al primero de enero de 1993 , 1994, 1995 y 1996 se estimaron mediante una actualización del modelo de Análisis de Captura Secuencial en Tallas (ACT II)(A. Zuleta, Moreno C. y P. Rubilar, 1994) usándose las composiciones de tallas de las cuatro temporadas extractivas autorizadas desde 1993 a la fecha. Antes de analizarlas, estas composiciones de tallas se consolidaron para obtener las composiciones representativas de los años 1993 a 1996.

Los aspectos más importantes del modelo se describen a continuación. Para obtener mayores detalles sobre su formulación se recomienda consultar el informe citado.

2 La relación de la selectividad, o el reclutamiento parcial, respecto de la edad o la talla suele denominarse patrón de explotación.

2.2.1 Estructura del stock

La población se supone compuesta de n intervalos de tallas

$$[l_1, l_2), [l_2, l_3), \ldots, [l_i, l_{i+1}), \ldots, [l_{n-1}, l_n), [l_n, L_\infty)$$

que representan las cohortes anuales presentes en el stock cuyos extremos siguen la relación de crecimiento de von Bertalanffy

$$l_{i+1} = L + \rho\, l_i \tag{1}$$

donde

$$\rho = \exp(-\Delta t\, K) \tag{2}$$

$$L = L_\infty (1 - \rho) \tag{3}$$

La estructura de tallas que se adopte depende del intervalo de tiempo Δt empleado para hacer el seguimiento de las cohortes. En este caso, el intervalo de la proyección de las cohortes y el cálculo de la CTP aconsejan elegir Δt = 1 año.

Por otra parte, para evitar que la captura por intervalo de talla varíe por otras causas que no sean los procesos de la dinámica poblacional y el muestreo es conveniente que el tamaño mínimo del intervalo sea mayor que la precisión empleada en la medición de la talla. Para Δt = 1 la mayoría de los intervalos, recorriéndolos en orden ascendente suelen tener amplitudes mayores a 1 mm que es la precisión aceptada en esta especie. Sin embargo, hacia los intervalos superiores, la ecuación (1) muestra que para valores admisibles del coeficiente de Brody, es decir valores comprendidos entre 0 y 1, la amplitud de los intervalos de tallas se reducirá al punto que, a partir de uno de ellos, todos los siguientes serán inevitablemente más estrechos que lo recomendable. En este caso el problema se resuelve confundiendo en un solo intervalo terminal dos o más intervalos contiguos, hasta alcanzar el tamaño que cumple la condición deseada.

2.2.2 Abundancias

Las abundancias de la estructura de tallas del primer año se obtienen mediante la ecuación

$$N_{1,1} = R$$

$$N_{i,1} = R \exp\left[-\left(\sum_{j=1}^{i-1} Z_j + \frac{(F_i + F_1)}{2} \right) \Delta t \right] \quad ; \quad i = 2, 3, \ldots, n \tag{4}$$

donde $F_1 = r_1\, F_0$.

Esta es una reparametrización en R y aproximación de la versión exponencial de la ecuación cuya forma original es

$$N_{i,1} = N(l_1)\prod_{j=1}^{i-1}\left(\frac{(L_\infty - l_{j+1})}{(L_\infty - l_j)}\right)^{\frac{r_j F_0 + M}{K}-1} \frac{K(L_\infty - l_i)\left(1-\left(\frac{L_\infty - l_{i+1}}{L_\infty - l_i}\right)^{\frac{r_i F_0 + M}{K}}\right)}{r_i F_0 + M}$$

$$i = 1,2,3,\ldots,n-1$$

(5)

Los sobrevivientes a los años siguientes, hasta el penúltimo intervalo, se obtienen como

$$N_{1,2} = N_{1,3} = \cdots N_{1,j} = R \qquad j = 2,3,\cdots m$$
$$N_{i,j} = \left(N_{i-1,j-1} - C_{i-1,j-1}\right)\exp\left(-M(\Delta t - \delta_{j-1})\right) \quad ; \quad i = 2,3,\ldots,n-1$$

(6)

mientras el último intervalo se recibe los sobrevivientes del intervalo anterior y del propio

$$N_{n,j} = \left(\left(N_{n-1,j-1} + N_{n,j-1}\right) - \left(C_{j-1} + C_{n,j-1}\right)\right)\exp\left(-M(\Delta t - \delta_{j-1})\right)$$

(7)

2.2.3 Mortalidades por pesca

Las mortalidades por pesca para cada intervalo se estiman multiplicando un patrón de explotación común para los cuatro años por la mortalidad por pesca del intervalo completamente reclutado

$$F_{i,j} = r_i \widetilde{F}_j \quad ; \quad i = 1,2,\ldots,n \qquad j = 1,2,\ldots,m$$

(8)

El patrón de explotación se supone logístico y determinado por tres parámetros

$$r_i = \frac{1}{\left(1+\exp\left(\widetilde{a} - \widetilde{b}\left(l_i - l_1\right)^{\widetilde{c}}\right)\right)}$$

(9)

2.2.4 Estimación de parámetros

Los parámetros $\widetilde{R}, \widetilde{F}_0, \widetilde{F}_1, \widetilde{F}_2, \widetilde{F}_3, \widetilde{F}_4, \widetilde{a}, \widetilde{b}, \widetilde{c}$ fueron estimados minimizando la suma de cuadrados

$$SSQ = \sum_{j=1}^{2}\sum_{i=1}^{n}\left(C_{i,j} - \tilde{C}_{i,j}\right)^2 \tag{10}$$

sin restricciones mediante el programa ACT IV codificado en lenguaje MATLAB para WINDOWS versión 4.2 (op. cit.).

2.2.5 Parámetros de entrada

Los parámetros L_∞ , K, M no son estimados por ACST IV y deben suponerse conocidos o calcularse a partir de otras fuentes de información. En este caso se usaron loss mismos valores de las evaluaciones pasadas.

2.3 Puntos biológicos de referencia

Las CTP se basan en estrategias de explotación constante $F_{0.1}$ y F_{max} calculadas según una versión en tallas del modelo de Thompson & Bell. El procedimiento usado es el mismo de las evaluaciones anteriores , para mayor información ver Zuleta et al. 1995.

2.4 Proyección del stock y cálculo de CTP

El tamaño del stock al 1ro de enero de 1997se obtuvo proyectando el stock estimado al 1ro de enero de 1996 mediante las ecuaciones (5) y (6) y suponiendo el reclutamiento constante.

El cálculo de la CTP se efectuó aplicando la ecuación de captura

$$C_{i,97} = \frac{N_{i,97}\left(1 - \exp\left(-\left(M + r_i F_{rec}\right)\right)\right)}{M + r_i F_{rec}} \tag{12}$$

para cada edad y luego sumando a través de las edades.

$$CTP_{97} = \sum_{i=1}^{n} C_{i,97} \tag{13}$$

En la mortalidad por pesca recomendada, F_{rec} , se usaron valores de las estrategias de explotación constante $F_{0.1}$ y F_{max} .

2.5 Datos

2.5.1 Composiciones de tallas

La información usada en la evaluación corresponde al monitoreo de las actividades extractivas de las temporadas 1993, 1994, 1995,1996 a nivel nacional realizada por el IFOP; complementada con las estadísticas de desembarque realizada por SERNAPESCA y los decomisos realizados por la Armada y Carabineros de Chile. Las capturas totales (Tabla1) fueron expandidas mediante la estructura de talla de la muestreada para cada temporada. Las composiciones de tallas resultante de la X y XI región para los años 1993, 1994, 1995 y 1996 se entrega en la Tabla 2 a intervalos de 1 mm.

2.5.2 Reestructuración de las composiciones de tallas

Las composiciones de tallas a intervalos de 1 mm fueron reorganizadas en intervalos desiguales, como lo requiere el método para hacer el seguimiento de las cohortes en periodos anuales. Las frecuencia originales al mm fueron interpoladas a la décima de mm y luego acumuladas dentro de los límites de los nuevos intervalos calculados con la ecuación (1) de la sección 2.1.2. Las composiciones de talla resultantes de la reestructuración se presentan en la primera columna de las tablas que contienen los resultados de la evaluación de stock .

• Tabla 1. Desembarques totales del recurso Loco en la X y XI región

PESQUERIA DEL RECURSO "LOCO" *Desembarques totales anuales corregidos [en número]* *Incluidos los decomisos (*)*				
REGION	**1993**	**1994**	**1995**	**1996**
X	13 883 081	12 107 755	4 657 766	3 394 488
XI	2 521 439	3 063 385	1 042 064	1 032 000

(*) Informados por SERNAPesca el 12/2/97.

• Tabla 2. Composiciones de tallas en la captura de la X y XI región durante las temporadas de pesca de 1993, 1994, 1995 y 1996

	X Región				XI Región			
L [mm]	C 93	C 94	C 95	C 96	C 93	C 94	C 95	C 96
85	0	0	0	0	0	34	0	0
86	0	0	0	0	0	0	0	0
87	0	0	0	0	0	0	0	0
88	0	0	0	0	0	0	0	0
89	0	0	0	0	0	0	0	263
90	652	90	430	235	96	34	580	56
91	482	511	273	520	36	60	765	104
92	30	565	639	911	147	281	1 119	726
93	621	386	610	648	127	2 452	2 135	282
94	1 026	1 292	550	1 820	261	820	2 635	1 250
95	2 502	1 635	768	9 698	409	986	4 753	3 818
96	2 567	4 133	1 469	6 506	399	5 088	5 887	4 324
97	4 383	3 749	2 803	7 598	1 086	3 990	7 850	4 532
98	7 738	11 636	7 339	16 594	1 889	5 302	13 206	9 071
99	8 034	14 046	7 880	27 697	2 126	8 083	14 004	9 129
100	97 454	135 469	122 685	131 648	11 527	34 577	31 091	63 342
101	68 501	96 343	90 020	97 751	10 240	33 883	25 974	48 998
102	131 131	183 331	140 777	120 189	18 850	50 217	32 193	58 227
103	150 133	190 474	146 734	122 444	25 841	57 939	32 719	49 049
104	197 378	311 633	180 126	158 166	39 327	79 897	35 547	78 581
105	287 521	332 128	192 944	176 994	42 034	86 076	33 595	65 965
106	256 266	359 014	187 665	139 044	41 045	88 306	33 355	52 906
107	309 334	371 978	221 672	167 991	54 878	113 526	40 566	58 262
108	370 650	523 924	225 510	198 561	56 079	105 681	39 508	55 693
109	360 525	411 233	200 313	164 329	65 276	116 418	42 174	48 645
110	656 410	659 959	300 402	213 709	80 071	143 062	43 085	60 031
111	444 084	499 240	238 678	146 362	69 165	126 429	42 911	33 828
112	535 057	595 883	232 868	152 783	83 361	133 895	42 263	38 608
113	544 625	537 607	189 375	145 391	81 186	126 475	38 513	24 600
114	550 897	533 488	187 608	140 425	99 030	124 627	42 808	31 481
115	648 631	487 424	184 591	143 388	91 080	112 298	38 223	27 520
116	551 802	449 525	155 979	91 992	89 250	110 126	37 377	28 678
117	538 950	379 426	167 172	104 837	95 868	102 567	30 766	22 187
118	564 123	506 073	140 668	97 787	96 979	83 210	33 639	19 414
119	493 191	349 714	113 396	74 965	91 667	91 921	31 877	10 950
120	691 539	470 407	161 511	77 053	87 934	89 725	25 322	20 624
121	474 302	308 867	83 791	49 542	79 637	70 055	25 684	9 862
122	515 178	340 262	97 550	52 019	88 486	74 792	21 302	13 046
123	454 038	291 824	75 510	50 192	76 615	59 398	19 651	6 842
124	425 020	305 978	75 938	39 849	94 155	62 078	18 013	8 914
125	445 982	289 244	63 769	52 331	76 167	54 368	15 587	6 927
126	385 546	246 594	54 736	32 699	79 462	49 883	13 154	5 005
127	367 845	202 658	53 304	20 940	70 797	49 852	15 013	7 860
128	310 885	244 530	52 233	21 963	64 733	42 988	14 379	3 944
129	249 743	149 883	50 524	14 107	55 537	32 655	8 825	3 115
130	319 571	217 108	50 040	26 270	64 574	47 148	12 733	6 836

Continuación Tabla 2...

	X Región				XI Región			
L [mm]	C 93	C 94	C 95	C 96	C 93	C 94	C 95	C 96
131	196 236	113 763	23 535	11 476	50 396	29 872	7 788	2 401
132	199 431	137 568	30 158	11 418	58 415	35 809	8 161	4 316
133	172 974	96 527	24 314	8 034	35 388	24 348	5 003	1 548
134	146 471	91 824	18 649	11 662	41 014	31 902	5 051	3 031
135	135 939	92 935	12 906	9 884	31 968	31 531	5 530	2 729
136	107 456	77 484	13 567	6 513	35 606	26 842	4 413	1 639
137	88 652	58 195	9 862	5 818	20 872	24 542	3 728	943
138	62 644	63 606	8 490	5 510	21 904	24 393	3 947	2 332
139	49 316	39 018	8 127	4 691	22 317	27 367	4 355	802
140	65 580	58 617	9 522	5 601	23 924	28 560	6 425	2 114
141	38 088	28 615	4 484	1 233	15 669	21 510	2 068	411
142	41 254	33 921	4 820	2 711	11 952	21 187	2 542	1 215
143	29 062	33 300	5 288	1 468	10 084	14 298	1 070	671
144	27 358	25 454	1 535	2 688	11 526	20 902	2 224	633
145	19 634	23 988	2 764	1 439	6 970	12 234	1 854	632
146	16 775	19 313	1 912	1 147	7 708	21 577	1 497	793
147	12 971	18 548	2 042	768	3 670	11 366	491	103
148	8 909	14 654	952	1 674	5 040	8 411	2 336	390
149	8 214	13 101	3 042	333	3 332	14 671	285	342
150	7 759	8 440	3 058	866	3 387	12 241	783	86
151	3 485	3 319	1 681	328	2 561	5 200	163	0
152	6 570	6 215	1 633	0	1 914	4 583	285	215
153	3 695	5 577	534	531	2 705	2 391	295	263
154	2 421	4 630	157	0	1 031	3 738	36	0
155	1 214	3 660	1 430	0	842	3 203	327	0
156	582	3 972	263	77	373	4 324	0	263
157	1 893	2 677	1 473	0	290	3 600	90	0
158	629	1 378	244	307	419	3 901	119	78
159	0	3 196	0	360	249	2 098	132	0
160	645	2 698	242	0	384	3 814	82	553
161	211	1 385	0	0	592	0	22	0
162	89	660	0	0	1 160	1 089	0	0
163	225	0	0	0	0	522	46	0
164	0	0	0	0	352	0	0	0
165	195	237	0	0	0	46	0	0
166	493	23	0	0	0	0	0	0
167	0	0	0	0	0	32	0	0
168	149	0	0	0	0	0	69	0
169	0	0	0	0	0	0	0	0
170	757	0	0	0	0	0	0	0
171	149	0	0	0	0	46	69	0
172	0	0	0	0	0	0	0	0
173	0	0	0	0	0	32	0	0
174	608	0	0	0	0	0	0	0
175	0	0	229	0	0	0	0	0
Total	13 883 081	12 107 755	4 657 766	3 394 488	2 521 439	3 063 385	1 042 064	1 032 000

3. Resultados

Las tablas que se presentan a continuación resumen los resultados de la evaluación de stock para la X y XI Región, los puntos biológicos de referencia y las CTP calculadas. Se probaron distintos parámetros iniciales, seleccionándose como resultado final aquel que entregó la suma de cuadrados residuales (SSQ) menor.

3.1 X región.

3.1.1 Evaluación de stock

Tabla Xa. Parámetros fijos.

Parámetro	
L_∞	176.000
K	0.1230
M	0.1430
Δt	1
δt_1	0.0384
δt_2	0.1973
δt_3	0.2250
δt_4	0.2250
Prom. móvil	5

Tabla Xb. Parámetros estimables.

Parámetros	*Iniciales*	*Estimados*
R	15167411	14556056
F0	0.498	0.468
F1	1.484	1.333
F2	1.535	1.418
F3	0.419	0.457
F4	0.206	0.211
a	21.49	32.362
b	0.48	1.116
c	0.81	0.714
SSQ		2.2725E+12

Tabla Xc. Mortalidades y abundancias a la talla de 1993.

L	C_{93}	$Fo^*\Delta t$	$Zo^*\Delta t$	$F_{93}{}^*\delta t_1$	$Z_{93}{}^*\delta t_1$	N_{93}
88	33 049	0.0080	0.1510	0.0009	0.0064	14 556 056
98	1 461 009	0.0572	0.2002	0.0063	0.0118	12 211 489
107	4 016 568	0.2128	0.3558	0.0233	0.0288	9 247 394
115	3 840 958	0.3730	0.5160	0.0408	0.0463	5 979 989
122	2 510 322	0.4388	0.5818	0.0480	0.0535	3 453 893
128	1 206 584	0.4585	0.6015	0.0502	0.0557	1 911 431
134	489 113	0.4644	0.6074	0.0508	0.0563	1 044 358
139	192 789	0.4664	0.6094	0.0510	0.0565	568 342
143	76 990	0.4672	0.6102	0.0511	0.0566	308 865
147	30 406	0.4675	0.6105	0.0512	0.0566	167 763
150	13 778	0.4677	0.6107	0.0512	0.0567	91 101
153	5 454	0.4677	0.6107	0.0512	0.0567	49 465
156	2 062	0.4678	0.6108	0.0512	0.0567	26 857
158	924	0.4678	0.6108	0.0512	0.0567	14 581
160	98	0.4678	0.6108	0.0512	0.0567	17 590
Total	13 880 105					49 649 174

Tabla Xd. Mortalidades y abundancias a la talla de 1994.

L	C_{94}	$F_{94} * \delta t_2$	$Z_{94} * \delta t_2$	N_{94}
88	43 397	0.0048	0.0330	14 556 056
98	1 948 282	0.0342	0.0624	12 657 188
107	4 157 508	0.1273	0.1555	9 369 330
115	2 848 601	0.2231	0.2513	4 558 804
122	1 645 750	0.2625	0.2907	1 864 223
128	777 129	0.2742	0.3025	822 347
134	348 021	0.2778	0.3060	614 293
139	169 172	0.2790	0.3072	483 911
143	86 693	0.2795	0.3077	327 304
147	41 134	0.2797	0.3079	202 085
150	17 386	0.2797	0.3080	119 710
153	10 623	0.2798	0.3080	67 389
156	6 894	0.2798	0.3080	38 357
158	4 043	0.2798	0.3080	21 610
160	652	0.2798	0.3081	27 147
Total	12 105 286			45 729 754

Tabla Xd. Mortalidades y abundancias a la talla de 1995.

L	C_{95}	$F_{95} * \delta t_3$	$Z_{95} * \delta t_3$	N_{95}
88	32 449	0.0018	0.0339	14 556 056
98	1 226 192	0.0126	0.0447	12 938 861
107	1 763 382	0.0467	0.0789	9 547 599
115	936 337	0.0819	0.1141	4 646 635
122	407 057	0.0964	0.1285	1 524 743
128	180 583	0.1007	0.1328	194 781
134	60 524	0.1020	0.1341	40 314
139	25 848	0.1024	0.1346	237 396
143	9 662	0.1026	0.1348	280 607
147	7 257	0.1027	0.1348	214 518
150	4 299	0.1027	0.1349	143 498
153	2 005	0.1027	0.1349	91 228
156	1 361	0.1027	0.1349	50 609
158	438	0.1027	0.1349	28 051
160	22	0.1027	0.1349	13 958
Total	4 657 417			44 508 855

Tabla Xd. Mortalidades y abundancias a la talla de 1996.

L	C_{96}	$F_{96} * \delta t_4$	$Z_{96} * \delta t_4$	N_{96}
88	64 801	0.0008	0.0330	14 556 056
98	1 096 787	0.0058	0.0380	13 000 014
107	1 282 760	0.0216	0.0538	10 483 955
115	584 198	0.0379	0.0700	6 967 616
122	229 511	0.0446	0.0767	3 321 071
128	78 103	0.0466	0.0787	1 000 436
134	34 220	0.0472	0.0793	12 708
139	13 698	0.0474	0.0795	0
143	5 834	0.0474	0.0796	189 356
147	2 711	0.0475	0.0796	242 522
150	896	0.0475	0.0797	185 519
153	288	0.0475	0.0797	124 596
156	334	0.0475	0.0797	79 863
158	255	0.0475	0.0797	44 082
160	32	0.0475	0.0797	48 996
Total	3 394 427			50 256 790

3.1.2 Puntos biológicos de referencia

Tabla Xe. Parámetros de entrada.

Parámetro	
Talla de reclutamiento	90
Número de intervalos	86
Ancho del intervalo	1
N° Reclutas (=1 para Y/R)	1
Rango de F (Fmin:dF:Fmax)	0:0.1:1.5
K	0.123
Linf	176
M	0.143
a	32.362
b	1.116
c	0.714
Factor de condición (q)	0.001487
Coef. de alometría (b)	2.627107

Tabla Xf. Análisis de rendimiento y biomasa por recluta.

F	*Y(g)*	*B(g)*	*LMED*
0.0	0.00	3976.648	129.80
0.1	170.13	2266.976	120.20
0.2	218.31	1643.206	115.20
0.3	237.08	1329.326	112.00
0.4	245.67	1141.827	109.90
0.5	249.96	1017.140	108.40
0.6	252.19	927.921	107.20
0.7	253.33	860.610	106.30
0.8	253.86	807.763	105.60
0.9	254.04	764.967	104.90
1.0	254.00	729.446	104.40
1.1	253.83	699.369	104.00
1.2	253.58	673.478	103.60
1.3	253.27	650.882	103.20
1.4	252.94	630.929	102.90
1.5	252.59	613.132	102.70

Tabla Xg. Estrategias de explotación.

$F_{0.1}$	0.1796
F_{max}	0.9265

3.1.3 CTP de 1997

Tabla Xh. Proyección del stock al 1ro de enero de 1997.

Talla (mm)	N_{97}
88	14 556 056
98	12 556 192
107	10 246 710
115	7 892 766
122	5 495 324
128	2 664 878
134	794 418
139	0
143	0
147	158 694
150	207 683
153	159 966
156	107 726
158	68 911
160	80 408
Total	54 989 730

Tabla Xi. CTP.

Talla (mm)	$CTP(F_{0.1})$	$CTP(F_{max})$
88	41 764	214 106
98	254 299	1 255 280
107	749 863	3 300 429
115	982 863	3 874 503
122	795 479	3 003 718
128	401 581	1 497 396
134	121 140	449 987
139	0	0
143	0	0
147	24 346	90 258
150	31 871	118 144
153	24 551	91 008
156	16 535	61 291
158	10 578	39 208
160	12 343	45 751
Total	3 467 212	14 041 079

3.2 XI Región

3.2.1 Evaluación de stock

Tabla XIa. Parámetros fijos.

Parámetros	
L_∞	175.100
K	0.1300
M	0.1470
Δt	1
δt_1	0.0384
δt_2	0.1973
δt_3	0.2250
δt_4	0.2250
Prom. móvil	3

Tabla XIb. Parámetros estimables.

Parámetros	*Iniciales*	*Estimados*
R	4 000 000	2 551 333
F0	0.324	0.283
F1	1.019	0.807
F2	1.894	1.409
F3	0.617	0.462
F4	0.800	0.360
a	30.259	50.009
b	1.021	4.359
c	0.723	0.522
SSQ		1.9596E+11

Tabla XIc. Mortalidades y abundancias a la talla de 1993.

L (mm)	C_{93}	$Fo^*\Delta t$	$Zo^*\Delta t$	$F_{93}{}^*\delta t_1$	$Z_{93}{}^*\delta t_1$	N_{93}
88	10 369	0.0092	0.1562	0.0010	0.0066	2 551 333
99	322 660	0.0824	0.2294	0.0090	0.0147	2 103 961
108	676 290	0.2187	0.3657	0.0239	0.0296	1 562 470
116	632 025	0.2699	0.4169	0.0295	0.0352	1 056 517
124	432 872	0.2802	0.4272	0.0307	0.0363	692 749
130	244 854	0.2824	0.4294	0.0309	0.0366	451 401
135	111 584	0.2830	0.4300	0.0310	0.0366	293 734
140	50 203	0.2831	0.4301	0.0310	0.0366	191 069
144	21 384	0.2832	0.4302	0.0310	0.0366	124 274
148	9 734	0.2832	0.4302	0.0310	0.0366	80 826
151	4 980	0.2832	0.4302	0.0310	0.0366	52 567
154	1 335	0.2832	0.4302	0.0310	0.0366	34 188
157	757	0.2832	0.4302	0.0310	0.0366	22 235
159	735	0.2832	0.4302	0.0310	0.0366	41 679
Total	2 519 780					9 259 002

Tabla XId. Mortalidades y abundancias a la talla de 1994.

L (mm)	C_{94}	$F_{94} * \delta t_2$	$Z_{94} * \delta t_2$	N_{94}
88	38 150	0.0090	0.0380	2 551 333
99	685 322	0.0809	0.1099	2 206 016
108	988 916	0.2146	0.2436	1 546 491
116	568 763	0.2649	0.2939	769 364
124	288 832	0.2750	0.3040	368 536
130	175 516	0.2772	0.3062	225 620
135	124 356	0.2777	0.3067	179 319
140	79 688	0.2779	0.3069	158 140
144	53 309	0.2779	0.3069	122 298
148	28 693	0.2779	0.3069	89 327
151	10 234	0.2780	0.3070	61 721
154	9 814	0.2780	0.3070	41 314
157	6 960	0.2780	0.3070	28 523
159	2 652	0.2780	0.3070	54 194
Total	3 061 204			8 402 196

Tabla XIIe. Mortalidades y abundancias a la talla de 1995.

L (mm)	C_{95}	$F_{95} * \delta t_3$	$Z_{95} * \delta t_3$	N_{95}
88	60 133	0.0034	0.0364	2 551 333
99	312 695	0.0303	0.0633	2 233 463
108	324 964	0.0803	0.1133	1 351 439
116	186 147	0.0991	0.1321	495 516
124	83 605	0.1028	0.1359	178 274
130	36 340	0.1037	0.1367	70 833
135	20 639	0.1039	0.1369	44 528
140	9 168	0.1039	0.1370	48 846
144	5 068	0.1039	0.1370	69 720
148	1 780	0.1039	0.1370	61 310
151	602	0.1039	0.1370	53 885
154	289	0.1039	0.1370	45 756
157	234	0.1039	0.1370	27 995
159	88	0.1039	0.1370	17 713
Total	1 041 754			7 250 610

Tabla XIIIf. Mortalidades y abundancias a la talla de 1996.

L (mm)	C_{96}	$F_{96} * \delta t_4$	$Z_{96} * \delta t_4$	N_{96}
88	54 835	0.0026	0.0357	2 551 333
99	526 430	0.0236	0.0567	2 222 959
108	284 936	0.0626	0.0957	1 713 949
116	100 146	0.0773	0.1103	915 949
124	34 930	0.0802	0.1133	276 058
130	16 530	0.0808	0.1139	84 475
135	7 145	0.0810	0.1141	30 779
140	3 490	0.0810	0.1141	21 317
144	1 662	0.0811	0.1141	35 406
148	519	0.0811	0.1141	57 690
151	365	0.0811	0.1141	53 120
154	244	0.0811	0.1141	47 545
157	277	0.0811	0.1141	40 572
159	260	0.0811	0.1141	73 052
Total	1 031 769			8 124 202

3.2.2 Puntos biológicos de referencia

Tabla XIe. Parámetros de entrada.

Parámetro	
Talla de reclutamiento	85
Número de intervalos	89
Ancho del intervalo	1
N° Reclutas (=1 para Y/R)	1
Rango de F (Fmin:dF:Fmax)	0:0.1:1.5
K	0.13
Linf	175.1
M	0.147
a	50.009
b	4.359
c	0.522
Factor de condición (q)	0.000149
Coef. de alometría (b)	3.089204

Tabla XIf. Análisis de rendimiento y biomasa por recluta.

F	*Y(g)*	*B(g)*	*LMED*
0.0	0.000	3637.397	127.3
0.1	157.596	1961.990	117.3
0.2	197.116	1364.678	111.9
0.3	209.888	1072.367	108.5
0.4	214.196	902.363	106.2
0.5	215.313	792.054	104.6
0.6	215.107	714.863	103.3
0.7	214.333	657.787	102.3
0.8	213.325	613.784	101.5
0.9	212.235	578.731	100.9
1.0	211.140	550.068	100.3
1.1	210.073	526.124	99.9
1.2	209.050	505.765	99.5
1.3	208.079	488.195	99.1
1.4	207.159	472.838	98.8
1.5	206.290	459.271	98.5

Tabla XIg. Estrategias de explotación.

F0.1	0.1611
Fmax	0.5243

3.2.3 CTP de 1995

Tabla XIh. Proyección del stock al 1ro de enero de 1997.

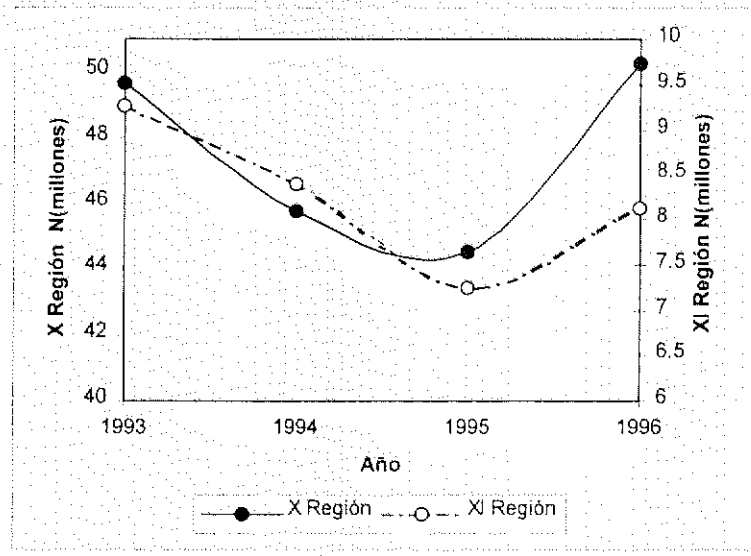
$L(mm)$	N_{97}
88	2 551 333
99	2 151 601
108	1 429 942
116	1 214 897
124	697 684
130	205 864
135	57 568
140	19 933
144	15 160
148	29 022
151	49 321
154	45 518
157	40 819
159	97 592
Total	8 606 254

Tabla XIi. CTP.

Talla (mm)	$CTP(F_{0.1})$	$CTP(F_{max})$
89	12 320	39 860
99	91 710	283 720
108	155 770	444 860
116	161 100	447 020
124	95 780	264 260
130	28 470	78 440
135	7 970	21 970
140	2 760	7 610
144	2 100	5 790
148	4 020	11 080
151	6 840	18 830
154	6 310	17 380
157	5 660	15 590
159	13 530	37 270
Total	594 340	1 693 680

• Tabla 3. Resumen de CTP's estimada para la X y XI Región en 1997, utilizando las estrategias de explotación $F_{0.1}$ y $F_{máx}$.

Región	$F_{0.1}$	*CTP (Nº indiv.)*	F_{max}	*CTP (Nº indiv.)*
X	0.1749	3 467 212	0.7991	14041079
XI	0.1612	594 340	0.5258	1693680



• Figura 1. *Tamaños totales estimados por ACST IV de los stock de Loco de la X y XI regiones para los años 1993 a 1996.*

4. Discusión y conclusiones

1. La evaluación indirecta de los stock de Loco para la X y XI regiones fue realizada mediante una versión modificada del Análisis de Captura a la talla para dos temporadas(ACT-II) desarrollado por Zuleta *et al.*, 1995. El modelo en cuestión fue ampliado a cuatro temporadas. Una copia de este modelo programado en MATLAB, fue entregada al Sr. Darío Rivas de la Subsecretaría de Pesca, el cual participó de las modificaciones antes señaladas.

2. En ambas regiones el ACST IV estima que los tamaños totales del stock sufrieron una disminución hasta 1995 , respecto de 1993 y que en 1996 estos han experimentado una recuperación (Figura 1). Este comportamiento puede deberse a una recuperación real experimentada por los stock's en el período de estudio o posiblemente al supuesto de reclutamiento constante (en el caso de que este subestimando el reclutamiento). En efecto, si se pone atención a cada cohorte, los sobrevivientes de un año al siguiente disminuyen a causa de la pesca y la mortalidad natural, sin embargo esta declinación es compensada por los individuos que ingresan al primer intervalo de tallas. Esto pone de manifiesto que la limitación más importante para estimar adecuadamente el stock es la dificultad para estimar adecuadamente el reclutamiento.

   Este problema irá disminuyendo a medida que la serie vaya creciendo y sea factible disponer de cohortes completas en las composiciones de tallas, sin embargo, persistirá la incertidumbre en la estimación de los reclutamientos de los años más recientes, de la misma forma que acontece con los modelos tales como el Análisis de la Población Virtual. Análogamente, la manera más directa y satisfactoria de resolver este problema consiste en generar índices auxiliares de reclutamiento a partir por ejemplo de una estimación relativa de la magnitud del asentamiento de individuos al intermareal a escala regional.

Experiencias realizadas en distintas localidades de la X Región demuestran la factibilidad de introducir este tipo de índices (Moreno, et al. 1993).

3. En ambas regiones, principalmente, se observaron cambios importantes en el patrón de explotación que dificultaron el ajuste del modelo. Uno de los supuestos básicos del ACST IV es la constancia del patrón de explotación de allí que alejamientos significativos de los datos de este supuesto no permitirán buenas estimaciones. Por el momento este problema no tiene una solución fácil, porque hacer variable el patrón año a año agregaría un número excesivo de parámetros al modelo y haría casi imposible su estimación.

   La acumulación de años en la serie puede hacer menos sensible las estimaciones a este tipo de variaciones si ellas ocurren de manera aleatoria, pero no eliminan del todo ya que pueden darse tendencias en la intencionalidad de los pescadores que causen corrimientos sistemáticos en los parámetros de posición del patrón de explotación (en su media y varianza).

   Aunque el problema no tiene una solución por el momento, se vislumbran algunas vías de análisis que merecen considerarse a futuro. Una de ellas sería investigar de que manera los factores económicos y la abundancia relativa de las clases de tallas influyen en la forma que el pescador selecciona los tamaños y modifica su patrón de explotación. En una segunda fase del estudio, se podría analizar la manera como introducir esta información en el modelo sin agregar un excesivo número de parámetros.

4. En la X región, al proyectar sus stock a comienzos de 1996 y 1997 se observa la desaparición de algunas cohortes intermedias de su estructura. Este fenómeno puede deberse a un debilitamiento de la estructura de la población debido fallas en el reclutamiento de las cohortes en el pasado (Moreno y Reyes 1988).

   Si hubieran ocurrido fallas del asentamiento en el pasado, el crecimiento diferencial de las cohortes contiguas podrían con el transcurso del tiempo enmascarar la debilidad subyacente de la estructura de tallas, de la misma forma que los suavizamiento de la estructura también pueden haber contribuido a ello. Sin embargo, existen evidencias obtenidas durante el proyecto Sectorial Loco que fallas de asentamiento han sido registradas simultáneamente entre Concepción, Valdivia (Mehuín) y Chiloé, abarcando más o menos la zona que comprenden las regiones afectadas.

5. Consecuentemente con lo anterior, la detección de fenómenos en esta pesquería como los indicados precedentemente constituyen un hecho ya señalado por Zuleta *et al.* (1995), que amerita la adopción de un enfoque precautorio en la administración de este recurso, específicamente en la adopción de estrategias de explotación adecuadas en el corto plazo.

   Al respecto, sin menoscabo de haber estimado los valores de referencia y las respectivas CTP bajo los criterios $F_{0.1}$ y $F_{máx}$, desde una perspectiva técnico-biológica se concluye que el criterio de explotación de $F_{máx}$ no es aconsejable, aún cuando la situación actual en que se encuentran los stocks del recurso indican una recuperación.

   En efecto, la curva de rendimiento tiende a presentar un máximo asintótico, con lo cual $F_{máx}$ alcanza a valores altos de mortalidad, lo cual se estima inapropiado para la situación de conservación que se reporta.

Como puede verse en la Tabla Resumen Final (N° 3), emplear $F_{máx}$ implicaría aplicar altos niveles de explotación sobre stocks con grupos de talla comercial disminuídos por la explotación pasada. Frente a ésto, el criterio $F_{0.1}$ se adecua mejor al enfoque precautorio considerado más apropiado para las actuales circunstancias que atraviesa este recurso, en el corto plazo.

Asimismo, sobre la base de los exitosos asentamientos detectados en 1991 (Moreno *et. al*, 1993), al menos para la zona de la X Región, es posible esperar en el presente y/o próximo año el ingreso de grupos de talla fuertes.

5. Referencias

Jones, R. 1984. Assessing the effects of changes in explotation pattern using length composition data. FAO Fisheries Technical Paper. N° 256.

Moreno, C. A., Ascencio, G. y S. Ibañez. 1993. Patrones de asentamiento de Concholepas concholepas (Bruguière) (Mollusca: Muricidae) en la zona intermareal rocosa de Valdivia, Chile. Revista de Historia Natural. 66:93-101 p.

Moreno, C. A. y A. Reyes. 1988. Densidad de Concholepas concholepas (Bruguière) (Mollusca: Muricidae) en la Reserva Marina de Mehuín: evidencias de fallas en el reclutamiento. Biología Pesquera. 17:31-38 p.

Zuleta A, CA Moreno & PS Rubilar (1994). Monitoreo de la Pesquería y Evaluación indirecta del stock de "Loco" (I a XII Regiones). Pre-informe Final: Nuevo Modelo de Evaluación de los Stocks del Recurso "Loco". Centro de Evaluación y Manejo de Recursos Pesqueros (CEMARP). Universidad Austral de Chile - Instituto de Fomento Pesquero.

Zuleta, A. P. Rubilar & C.A. Moreno. 1995. Monitoreo y Evaluación indirecta del recurso Loco 1995. Informe Final. Informe técnico UACH-SUBPESCA

ANEXO 6. EVALUACIÓN DE STOCKS POR MACROZONAS MEDIANTE ACTG PARA LA TEMPORADA 1997.

Objetivos:

Este anexo entrega los resultados de la aplicación del modelo ACTG a composiciones de tallas acumuladas entre el ano 1993 y1996, a las macrozonas identificadas por Guinez et al. a lo largo de la costa chilena.

Metodologia

Los aspectos relevantes de este modelo se encuentran ampliamente detallados y discutidos en la sección 3 del presente informe e incluye en su estructura el calculo de varianzas analíticas (asintóticas) y varianzas por boostrap de los parámetros y funciones.

Datos

La información usada en la evaluación proviene del monitoreo de las actividades extractivas 1993, 1994 , 1995 y 1996 a nivel regional. Para obtener la estructura de tallas de cada macrozona se procedió a sumar el número de individuos por intervalo de talla entre las regiones que involucra cada región. El numero por cada intervalo de talla fue obtenido previamente por la expansión de la muestra a la captura total registrada en cada región.

A continuación, la composición de talla resultante a intervalos de 1 mm fue reorganizada en intervalos desiguales, como se requiere para hacer el seguimiento de las cohortes en periodos anuales.

Tabla 1. Capturas totales en numero de individuos para cada macrozona

	C_{93} [ind.]	C_{94} [ind.]	C_{95} [ind.]	C_{96} [ind.]
Macrozona 1	181 423	117 006	145 839	602 938
Macrozona 2	5 618 288	6 491 261	1 758 521	7 742 286
Macrozona 3	21 298 357	17 928 685	6 500 732	6 120 918

Resultados

Macrozona 1.

La abundancia del stock explotable, el reclutamiento y la mortalidad por pesca anual estimadas mediante ACTG para la Macrozona 1. Los datos de entrada se muestran en la tabla 2. Los resultados de la evaluación indican una mortalidad por pesca excesivamente alta para el año 1996 (Tabla 3).

Tabla 2. Datos de entrada para la evaluación del Macrozona 1.

```
% Años de la serie
%  year = 93:96;

% Capturas a la talla. Primera columna son los extremos de los
% intervalos de talla [mm]. El último intervalo es 135+.

 C=[
   88     57650     13389      7570     32769
   97     74657     48914     52928    201674
  105     32565     32867     48711    196351
  112     11929     13989     22835     97887
  118      3513      5103      8684     45550
  124       843      1801      3335     19247
  128       190       632      1182      6959
  132        68       259       474      2028
  135         8        52       120       373 ];

% Indice de cpue [#/hr. Buceo].
 CPUE = [29.57    27.12   22.61   48.34];

% Parámetros fijos.
 M = 0.166; % [1/año].
 Phi = [0.014  0.1973  0.225  0.225]; % Duración de la temporada de pesca en fracciones de año.

% Parámetros iniciales.
N0=[
      4538100
      1984800
       658600
       202420
        63763
        14022
         3792
         1106
           10 ];
R = [2.8982e+006   2.6951e+006   3.5424e+006];
F = [29   0.9   0.6   0.8];
s = [13   5.6];
q = 5.36E-05;

% Ponderador de la suma de cuadrados
 lambda =3.6745;
```

Tabla 3. Evaluación de Stock de la Macrozona1 que comprende la I región.

Año	Reclutas [ind.]	Stock [ind.]	Mort. F [año^{-1}]
93	343 400	697 600	0.44
94	244 800	715 100	0.38
95	193 000	682 500	0.35
96	158 500	624 900	29.67

Macrozona 2.

La aplicación del modelo ACTG a esta macrozona, cuyos datos de entrada se muestran en la tabla 4 , presentó problemas de acondicionamiento, observándose que dentro de esta división existen tendencias opuestas en la variación de la serie de CPUE. Es así,

como a medida que la CPUE disminuye en la III y IV Región, en la II región esta aumenta desde 1993 a 1996. Las mortalidades por pesca estimadas para el primer y último año de la serie presentan valores extremadamente altos (Tabla 5.), aún cuando el stock sigue la tendencia de la CPUE Global.

Tabla 4. Parámetros de entrada de la Macrozona 2

```
% Años de la serie
%  year = 93:96;

% Capturas a la talla. Primera columna son los extremos de los
% intervalos de talla [mm]. El último intervalo es 150+.

C=[
    88      405082      255749       26156      207501
   100     2202159     2720213      554655     2081929
   109     1695402     2199579      705970     2807406
   117      846588      943960      311082     1870960
   124      320137      269650      116666      585325
   130      105986       79540       30454      136271
   136       30182       17794       11644       35232
   140        8835        3530        1661       14504
   144        3114        1129         201        2976
   147         775         115          31         172
   150          28           2           1          10 ];

% Indice de cpue [#/hr. buceo].
 CPUE = [144.22 119.67 90.94 67.62];

% Parámetros fijos.
 M = 0.161; % [1/año].
 phi = [0.037 0.1973 0.225 0.225]; % Duración de la temporada de pesca en fracciones de año.

% Parámetros iniciales.
N=[
    39048000
    14846000
     4419900
     1367500
      719530
      242760
       59658
       13941
        2817
         325
          24 ];

R = [5.8569e+006   5.0495e+006   7.2706e+006];
F = [10.462   9.820   2.666   0.866];
s = [13   5.6];
q = 5.36E-06;

% Ponderador de la suma de cuadrados
 lambda = 3.82;
```

Tabla 5. Evaluación de stock para la Macrozona 2, que comprende desde la II a IV regiones.

Año	Reclutas [ind.]	Stock [ind.]	Mort. F [año^{-1}]
93	6 288 000	16 560 000	34.05
94	5 324 000	14 900 000	2.33
95	2 744 000	12 250 000	0.52
96	2 376 000	11 600 000	30.72

Macrozona 3.

La evaluación de stock esta macrozona se pudo realizar completa , es decir además de estimar los tamaños poblacionales por año, se pudo calcular mediante la vía analítica las varianzas de estos estimadores (Tablas 8 y 9) . Los datos de entrada usados se muestran en la Tabla 6. En este caso se obtuvo una buena y rápida convergencia del algoritmo de estimación, lo cual se refleja en que los parámetros estimados presentan valores dentro de los rangos conocidos para ellos. Por otro lado esta macrozona, presentó un patrón más claro de variación de la CPUE, con una alta predominancia de la estructura de talla de la X región cuya captura constituye aproximadamente el 70 % de la captura de esta macrozona, lo cual parece favorecer ampliamente la convergencia y acondicionamiento del modelo.

Tabla 6. Datos de entrada para la evaluación de la macrozona 3.

```
% Años de la serie.
%  year = 93:96;

% Capturas a la talla. Primera columna son los extremos de los
% intervalos de talla [mm]. El último intervalo es 160+.
C=[
    88      162171      240799       88766      157763
    98     3329946     3424932     1735290     2122101
   107     6493559     6059170     2421006     2272619
   115     5339340     3930848     1297514     1011043
   122     3294784     2149510      555484      354270
   128     1570494     1028317      238649      118503
   134      649248      508341       86151       49173
   139      270176      277455       40977       20306
   143      108792      148478       16368        8300
   147       44343       78886       10529        3631
   150       20978       34128        5233        1299
   153        8533       20011        2413         568
   156        3094       15174        1625         614
   158        1880        8742         591         507
   160        1019        3804         136         221 ];

% Indice de cpue [#/hr. buceo].
 CPUE = [171.11   112.89   84.74   87.31];

% Parámetros fijos.
 M = 0.143; % [1/año].
 phi = [0.044   0.1973   0.225   0.225]; % Duración de la temporada de pesca en fracciones de año.
```

Continuación Tabla 6....

```
% Parámetros iniciales.
N0 = [
       15867000
       17904000
       15148000
        8949700
        4170300
        1944200
         855080
         377460
         186410
         105010
          63105
          26597
           9088
           3955
           2264 ];
R = [1.9302e+007   2.7099e+007   5.3615e+007];
F = [1.7017e+001   9.7710e+000   2.1487e+000   8.9150e-001];
s = [13   5.6];
q = 5.36E-04;

% Ponderador de la suma de cuadrados
 lambda = 3.67;
```

Los tamaños de stock, la magnitud del reclutamiento y los valores de la mortalidad por pesca anual estimados para esta macrozona se muestran en la tabla 7, obviamente estos valores son considerados realistas, si se tiene en cuenta que la X región aporta un 70 % al stock de la macrozona y que en la ultima evaluación con ACT4 la X región presentó tamaños de stock entre los 44 y 50 millones de ejemplares (Ver Anexo 4 de este informe).

Tabla 7. Evaluación de stock de la macrozona 3

Año	Reclutas [ind.]	Stock [ind.]	Mort. F [año^{-1}]
93	14 170 000	60 910 000	0.780
94	15 390 000	52 450 000	2.112
95	17 750 000	43 160 000	0.688
96	33 570 000	65 420 000	0.315

Tabla 8. Error estándar del reclutamiento, stock explotable y mortalidad por pesca F, estimada mediante el método analítico para la macrozona 3.

Año	Reclutas [ind.]	Stock [ind.]	Mort. F [año^{-1}]
93	4 799 000	9 384 000	0.087
94	7 555 000	13 640 000	0.312
95	13 450 000	23 110 000	0.326
96	36 250 000	55 200 000	0.235

Tabla 9. Coeficiente de variación del Reclutamiento, stock explotable y mortalidad por pesca estimada para la macrozona 3.

Año	Reclutas [ind.]	Stock [ind.]	Mort. F [año^{-1}]
93	0.339	0.154	0.111
94	0.491	0.260	0.148
95	0.758	0.536	0.473
96	1.080	0.844	0.745

La aplicación del modelo ACTG a las macrozonas del país indican que en cierta forma estas agrupaciones no favorecen la aplicación de este modelo, principalmente probado con datos de la X región

ANEXO 7. Variantes del modelo ACTG.

ACTG1.

Supuestos:

1. Pesca ocurre en un periodo (ϕ) distinto a la mortalidad natural (1-ϕ).
2. Reclutamiento se produce instantáneamente a comienzo de año.
3. Mortalidad natural constante.
4. Tasa de explotación separable.
5. Mortalidad por pesca variable entre años de la serie.
6. Selectividad (o patrón de explotación) a la talla constante a través de los años.
7. Stock inicial en equilibrio (F histórica = 0).
8. Reclutamiento constante para los años de la serie.

Parámetros

$$\Theta = \left\{ [R]_{2-m}^{0}, [R]_1^T, [F_t]_1^T, I_{50\%}, rango, q \right\} \quad \Omega = \left\{ M, l_1, [\phi_t]_1^T \right\}$$

Patrón de explotación

$$r_i = \frac{1}{1 + e^{\frac{(I_{50\%} + h - l_i)\, 2\ln(3)}{rango}}}$$

Momentos

$$N_i^* = \sum_{i=1}^{m} r_i N_{i,t}$$

$$u_{i,t} = \frac{r_i N_{i,t}}{\sum_{i=1}^{m} r_i N_{i,t}}$$

Dinámica de estados

$i = 1$

$$N_{i,t} = \begin{cases} R e^{-M(i-1)} & 1 \le i \le m-1 \\ R \dfrac{e^{-M(m-1)}}{1 - e^{-M}} & i = m \end{cases}$$

$i \ge 2$

$$N_{i,t} = \begin{cases} R & i = 1 \\ (N_{i-1,t-1} - u_{i-1,t-1} N_{t-1}^* (1 - e^{-F_{t-1}\phi_{t-1}})) e^{-M(1-\phi_{t-1})} & 1 < i \le m-1 \\ (N_{i-1,t-1} + N_{i,t-1} - (u_{i-1,t-1} + u_{i,t-1}) N_{t-1}^* (1 - e^{-F_{t-1}\phi_{t-1}})) e^{-M(1-\phi_{t-1})} & i = m \end{cases}$$

Observaciones

$$C_{i,t} = u_{i,t} N_t^* (1 - e^{-F_t \phi_t})$$

$$U_t = q N_t^* \left(1 + \frac{(1 - e^{-F_t \phi_t})}{2}\right)$$

Hipótesis estadísticas

$$C_{i,t} = \hat{C}_{i,t}\, \varepsilon_{i,t} \quad ; \quad \varepsilon_{i,t} \sim \text{lognormal}(\hat{C}, \sigma_i^2)$$

$$U_t = \hat{U}\, \varepsilon_t \quad ; \quad \varepsilon_t \sim \text{lognormal}(\hat{U}, \sigma_t^2)$$

Función objetivo

$$SST(\Theta) = SSC + \lambda\, (SSU)$$

$$\lambda = \frac{\text{var}\left[\ln(C_{i,t})\right]}{\text{var}\left[\ln(U_t)\right]}$$

ACTG2

Supuestos:

1. Pesca ocurre en un período (ϕ) distinto a la mortalidad natural (1-ϕ).
2. Reclutamiento se produce instantáneamente a comienzo de año.
3. Mortalidad natural constante
4. Tasa de explotación separable
5. Mortalidad por pesca variable entre años de la serie.
6. Selectividad (o patrón de explotación) a la talla es constante a través de los años.
7. Stock inicial en equilibrio (F histórica > 0).
8. Reclutamiento constante para los años de la serie.

Parámetros

$$\Theta = \left\{ [R]_{2-m}^{0}, [R]_{1}^{T}, [F_0]_{1-m}^{0}, [F_t]_{1}^{T}, l_{50\%}, rango, q \right\} \quad \Omega = \left\{ M, l_1, [\phi_t]_1^T \right\}$$

Patrón de explotación

$$r_i = \frac{1}{1 + e^{(l_{50\%} - l_i - 1)\frac{2\ln(3)}{rango}}}$$

Momentos

$$N_t^* = \sum_{i=1}^{m} r_i N_{i,t}$$

$$u_{i,t} = \frac{r_i N_{i,t}}{\sum_{i=1}^{m} r_i N_{i,t}}$$

Dinámica de estados

$t = 1$

$$N_{i,t} = \begin{cases} R e^{-(i-1)(M + r_i F_0)} & 1 \le i \le m-1 \\ R \dfrac{e^{-(m-1)(M + r_i F_0)}}{1 - e^{-M}} & i = m \end{cases}$$

$t \ge 2$

$$N_{i,t} = \begin{cases} R & i = 1 \\ (N_{i-1,t-1} - u_{i-1,t-1} N_{t-1}^* (1 - e^{-F_{t-1} \phi_{t-1}})) e^{-M(1-\phi_{t-1})} & 1 < i \le m-1 \\ (N_{i-1,t-1} + N_{i,t-1} - (u_{i-1,t-1} + u_{i,t-1}) N_{t-1}^* (1 - e^{-F_{t-1} \phi_{t-1}})) e^{-M(1-\phi_{t-1})} & i = m \end{cases}$$

Observaciones

$$C_{i,t} = u_{i,t} N_t^* (1 - e^{-F_t \phi_t})$$

$$U_t = q N_t^* (1 + \frac{(1 - e^{-F_t \phi_t})}{2})$$

Hipótesis estadísticas

$$C_{i,t} = \hat{C}_{i,t} \varepsilon_{i,t} \quad ; \quad \varepsilon_{i,t} \sim \text{lognormal}(\hat{C}, \sigma_c^2)$$

$$U_t = \hat{U}_t \varepsilon_t \quad ; \quad \varepsilon_t \sim \text{lognormal}(\hat{U}, \sigma_U^2)$$

Función objetivo

$$SSI(\Theta) = SSC + \lambda (SSU)$$

$$\lambda = \frac{\text{var}\left[\ln(C_{i,t})\right]}{\text{var}\left[\ln(U_t)\right]}$$

ACTG3

Supuestos:

1. Pesca ocurre en un periodo (ϕ) distinto a la mortalidad natural (1-ϕ).
2. Reclutamiento se produce instantáneamente a comienzo de año.
3. Mortalidad natural constante.
4. Tasa de explotación separable.
5. Mortalidad por pesca variable entre años de la serie.
6. Selectividad (o patrón de explotación) a la talla constante a través de los años.
7. Stock inicial en equilibrio (F histórica = 0).
8. Reclutamiento variable para los años de la serie, excepto el primero.

Parámetros

$$\Theta = \left\{ [R]_{2:m}^{1}, [R_t]_2^T, [F_t]_1^T, l_{50\%}, rango, q \right\} \quad \Omega = \left\{ M, l_1, [\phi_t]_1^T \right\}$$

Patrón de explotación

$$r_i = \frac{1}{1 + e^{(l_{50\%} + (l_i - l_1)) \frac{2\ln(3)}{rango}}}$$

Momentos

$$N_t^* = \sum_{i=1}^{m} r_i N_{i,t}$$

$$u_{i,t} = \frac{r_i N_{i,t}}{\sum_{i=1}^{m} r_i N_{i,t}}$$

Dinámica de estados

$t = 1$

$$N_{i,1} = \begin{cases} R e^{-M(i-1)} & 1 \le i \le m-1 \\ R \dfrac{e^{-M(m-1)}}{1 - e^{-M}} & i = m \end{cases}$$

$t \ge 2$

$$N_{i,t} = \begin{cases} R_t & i = 1 \\ (N_{i-1,t-1} - u_{i-1,t-1} N_{t-1}^* (1 - e^{-F_{t-1}\phi_{t-1}})) e^{-M(1-\phi_{t-1})} & 1 < i \le m-1 \\ (N_{i-1,t-1} + N_{i,t-1} - (u_{i-1,t-1} + u_{i,t-1}) N_{t-1}^* (1 - e^{-F_{t-1}\phi_{t-1}})) e^{-M(1-\phi_{t-1})} & i = m \end{cases}$$

Observaciones

$$C_{i,t} = u_{i,t} N_t^* (1 - e^{-F_t \phi_t})$$

$$IL_t = q N_t^* (1 + \frac{(1 - e^{-F_t \phi_t})}{2})$$

Hipótesis estadísticas

$$C_{i,t} = \hat{C}_{i,t} \varepsilon_{i,t} \quad ; \quad \varepsilon_{i,t} \sim \text{lognormal}(\hat{C}, \sigma_C^2)$$

$$IL_t = \hat{IL}_t \varepsilon_t \quad ; \quad \varepsilon_t \sim \text{lognormal}(\hat{IL}, \sigma_{IL}^2)$$

Función objetivo

$$SST(\Theta) = SSC + \lambda (SSIL)$$

$$\lambda = \frac{\text{var}\{\ln(C_{i,t})\}}{\text{var}\{\ln(IL_t)\}}$$

ACTG4

Supuestos:

1. Pesca ocurre en un periodo (ϕ) distinto a la mortalidad natural (1-ϕ).
2. Reclutamiento se produce instantáneamente a comienzo de año.
3. Mortalidad natural constante.
4. Tasa de explotación separable.
5. Mortalidad por pesca variable entre años de la serie.
6. Selectividad (o patrón de explotación) a la talla constante a través de los años.
7. Stock inicial en equilibrio (F histórica > 0).
8. Reclutamiento variable para los años de la serie, excepto el primero.

Parámetros

$$\Theta = \left\{ [R]_{2\to m}^{1}, [R_t]_{2}^{T}, [F_0]_{2\to m}^{0}, [F_t]_{1}^{T}, l_{50\%}, rango, q \right\} \quad \Omega = \left\{ M, l_i, [\phi_t]_{1}^{T} \right\}$$

Patrón de explotación

$$r_i = \frac{1}{1 + e^{\frac{2\ln(3)}{rango}(l_{50\%} - l_i)}}$$

Momentos

$$N_t^* = \sum_{i=1}^{m} r_i N_{i,t}$$

$$v_{i,t} = \frac{r_i N_{i,t}}{\sum_i r_i N_{i,t}}$$

Dinámica de estados

$t = 1$

$$N_{i,1} = \begin{cases} R e^{-(i-1)(M + r_i F_1)} & 1 \le i \le m-1 \\ \dfrac{R}{1 - e^{-M}} e^{-(m-1)(M + r_m F_1)} & i = m \end{cases}$$

$t \ge 2$

$$N_{i,t} = \begin{cases} R_t & i = 1 \\ (N_{i-1,t-1} - u_{i-1,t-1} N_{t-1}^* (1 - e^{-F_{t-1} r_{i-1}})) e^{-M(1-\phi_{t-1})} & 1 < i \le m-1 \\ (N_{i-1,t-1} + N_{i,t-1} - (u_{i-1,t-1} + u_{i,t-1}) N_{t-1}^* (1 - e^{-F_{t-1} r_{i-1}})) e^{-M(1-\phi_{t-1})} & i = m \end{cases}$$

Observaciones

$$C_{i,t} = u_{i,t} N_t^* (1 - e^{-F_t \phi_t})$$

$$U_t = q N_t^* (1 + \frac{(1 - e^{-F_t \phi_t})}{2})$$

Hipótesis estadísticas

$$C_{i,t} = \hat{C}_{i,t} \varepsilon_{i,t} \quad \varepsilon_{i,t} \sim \text{lognormal}(0, \sigma_c^2)$$

$$U_t = \hat{U}_t \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{lognormal}(0, \sigma_U^2)$$

Función objetivo

$$SST(\Theta) = SSC + \lambda (SSU)$$

$$\lambda = \frac{\text{var}\left[\ln(\hat{C}_{i,t})\right]}{\text{var}\left[\ln(\hat{U}_t)\right]}$$

ACTG5.

Supuestos:

1. Pesca ocurre en un período (ϕ) distinto a la mortalidad natural (1-ϕ).
2. Reclutamiento se produce instantáneamente a comienzo de año.
3. Mortalidad natural constante.
4. Tasa de explotación separable.
5. Mortalidad por pesca variable entre años de la serie.
6. Selectividad (o patrón de explotación) a la talla constante a través de los años.
7. Stock inicial en estado de no-equilibrio (F histórica = 0).
8. Reclutamiento variable para los años de la serie.

Parámetros

$$\Theta = \left\{ \left[R_t\right]_{2-m}^{0}, \left[R_t\right]_1^T, \left[F_t\right]_1^T, l_{50\%}, rango, q \right\} \quad \Omega = \left\{ M, l_1, \left[\phi_t\right]_1^T \right\}$$

Patrón de explotación

$$r_i = \frac{1}{1 + e^{-(l_{50\%} - l_i)\frac{2\ln(3)}{rango}}}$$

Momentos

$$N_t^* = \sum_{i=1}^{m} r_i N_{i,t}$$

$$u_{i,t} = \frac{r_i N_{i,t}}{\sum_{i=1}^{m} r_i N_{i,t}}$$

Dinámica de estados

$t = 1$

$$N_{i,1} = \begin{cases} R_{2-i} e^{-M(i-1)} & 1 \le i \le m-1 \\ R_{2-i} \dfrac{e^{-M(m-1)}}{1 - e^{-M}} & i = m \end{cases}$$

$t \ge 2$

$$N_{i,t} = \begin{cases} R_t & i = 1 \\ (N_{i-1,t-1} - u_{i-1,t-1} N_{i-1}^* (1 - e^{-F_{t-1}\phi_{t-1}})) e^{-M(1-\phi_{t-1})} & 1 < i \le m-1 \\ (N_{i-1,t-1} + N_{i,t-1} - (u_{i-1,t-1} + u_{i,t-1}) N_{i-1}^* (1 - e^{-F_{t-1}\phi_{t-1}})) e^{-M(1-\phi_{t-1})} & i = m \end{cases}$$

Observaciones

$$C_{i,t} = u_{i,t} N_t^* (1 - e^{-F_t \phi_t})$$

$$U_t = q N_t^* (1 + \frac{(1 - e^{-F_t \phi_t})}{2})$$

Hipótesis estadísticas

$$C_{i,t} = \hat{C}_{i,t}\, \varepsilon_{i,t} \quad ; \quad \varepsilon_{i,t} \sim \text{lognormal}(\hat{C}, \sigma_C^2)$$

$$U_t = \hat{U}\, \varepsilon_t \quad ; \quad \varepsilon_t \sim \text{lognormal}(\hat{U}, \sigma_U^2)$$

Función objetivo

$$SST(\Theta) = SSC + \lambda\, (SSU)$$

$$\lambda = \frac{\text{var}\left[\ln(C_{i,t})\right]}{\text{var}\left[\ln(U_t)\right]}$$

ACTG6.

Supuestos:

1. Pesca ocurre en un periodo (ϕ) distinto a la mortalidad natural (1-ϕ).
2. Reclutamiento se produce instantáneamente a comienzo de año.
3. Mortalidad natural constante.
4. Tasa de explotación separable.
5. Mortalidad por pesca variable entre años de la serie.
6. Selectividad (o patrón de explotación) a la talla constante a través de los años.
7. Stock inicial en estado de no- equilibrio (F histórica > 0).
8. Reclutamiento variable para los años de la serie.

Parámetros

$$\Theta = \left\{ \left[R_t\right]_{2-m}^{y}, \left[R_t\right]_1^{y}, \left[F_0\right]_{1-m}^{0}, \left[F_t\right]_1^{y}, l_{50\%}, rango, q \right\} \quad \Omega = \left\{ M, l_\infty, \left[\phi_t\right]_1^{y} \right\}$$

Patrón de explotación

$$r_i = \frac{1}{1 + e^{-\frac{(l_{50\%} - l_i - 1)2\ln(3)}{rango}}}$$

Momentos

$$N_t^* = \sum_{i=1}^{m} r_i N_{i,t}$$

$$u_{i,t} = \frac{r_i N_{i,t}}{\sum_{i=1}^{m} r_i N_{i,t}}$$

Dinámica de estados

$t = 1$

$$N_{i,t} = \begin{cases} R_{2-i} e^{-(i-1)(M + r_i F_0)} & 1 \le i \le m-1 \\ R_{2-m} \dfrac{e^{-(m-1)(M + r_i F_0)}}{1 - e^{-M}} & i = m \end{cases}$$

$t \ge 2$

$$N_{i,t} = \begin{cases} R_t & i = 1 \\ (N_{i-1,t-1} - u_{i-1,t-1} N_{t-1}^* (1 - e^{-F_{t-1}\phi_{t-1}})) e^{-M(1-\phi_{t-1})} & 1 < i \le m-1 \\ (N_{i,t-1} + N_{i-1,t-1} - (u_{i-1,t-1} + u_{i,t-1}) N_{t-1}^* (1 - e^{-F_{t-1}\phi_{t-1}})) e^{-M(1-\phi_{t-1})} & i = m \end{cases}$$

Observaciones

$$C_{i,t} = u_{i,t} N_t^* (1 - e^{-F_t \phi_t})$$

$$U_t = q N_t^* (1 + \frac{(1 - e^{-F_t \phi_t})}{2})$$

Hipótesis estadísticas

$$C_{i,t} = \hat{C}_{i,t}\, \varepsilon_{i,t} \quad ; \quad \varepsilon_{i,t} \sim \text{lognormal}(\hat{C}, \sigma_C^2)$$

$$U_t = \hat{U}\, \varepsilon_t \quad ; \quad \varepsilon_t \sim \text{lognormal}(\hat{U}, \sigma_U^2)$$

Función objetivo

$$SST(\Theta) = SSC + \lambda\, (SSU)$$

$$\lambda = \frac{\text{var}\left[\ln(C_{i,t})\right]}{\text{var}\left[\ln(U_t)\right]}$$

ACTG7

Supuestos:

1. Pesca ocurre en un período (ϕ) distinto a la mortalidad natural ($1-\phi$).
2. Reclutamiento se produce instantáneamente a comienzo de año.
3. Mortalidad natural constante.
4. Tasa de explotación separable.
5. Mortalidad por pesca variable entre años de la serie.
6. Selectividad (o patrón de explotación) a la talla constante a través de los años.
7. Stock inicial en estado de no-equilibrio.
8. Reclutamiento variable para los años de la serie.

Parámetros

$$\Theta = \left\{ \left[N_{i,1}\right]_1^m, \left[R_t\right]_2^T, \left[F_t\right]_2^T, l_{50\%}, rango, q \right\} \quad \Omega = \left\{ M, l_1, \left[\phi_t\right]_2^T \right\}$$

Patrón de explotación

$$r_i = \frac{1}{1 + e^{\frac{(l_{50\%} + \frac{rango}{2} - l_i)2\ln(3)}{rango}}}$$

Momentos

$$N_t^* = \sum_{i=1}^{m} r_i N_{i,t}$$

$$u_{i,t} = \frac{r_i N_{i,t}}{\sum_{i=1}^{m} r_i N_{i,t}}$$

Dinámica de estados

$t = 1$

$$N_{i,1} = \left\{ N_i \quad i = 1, \ldots, m \right.$$

$t \geq 2$

$$N_{i,t} = \begin{cases} R_t & i = 1 \\ (N_{i-1,t-1} - u_{i-1,t-1} N_{t-1}^* (1 - e^{-F_{t-1}\phi_{t-1}})) e^{-M(1-\phi_{t-1})} & 1 < i \leq m-1 \\ (N_{i,t-1} + N_{i-1,t-1} - (u_{i-1,t-1} + u_{i,t-1}) N_{t-1}^* (1 - e^{-F_{t-1}\phi_{t-1}})) e^{-M(1-\phi_{t-1})} & i = m \end{cases}$$

Observaciones

$$C_{t,t} = u_{i,t} N_t^* (1 - e^{-F_t \phi_t})$$

$$U_t = q N_t^* (1 + \frac{(1 - e^{-F_t \phi_t})}{2})$$

Hipótesis estadísticas

$$C_{i,t} = \hat{C}_{i,t}\, \varepsilon_{i,t} \quad ; \quad \varepsilon_{i,t} \sim \text{lognormal}(\hat{C}, \sigma_C^2)$$

$$U_t = \hat{U}\, \varepsilon_t \quad ; \quad \varepsilon_t \sim \text{lognormal}(\hat{U}, \sigma_U^2)$$

Función objetivo

$$SST(\Theta) = SSC + \lambda\, (SSU)$$

$$\lambda = \frac{\text{var}\left[\ln(C_{i,t})\right]}{\text{var}\left[\ln(U_t)\right]}$$

ANEXO 8. PROGRAMAS EN MATLAB

1. Programa de Análisis de Correspondencias

Listado de Subprogramas.

```
%ANCOR: Función de ANCOR
%          Análisis de Correspondencias
%
%             (por: A. Zuleta)
%
%  Según: Lebart, L. y J-P. Fénelon. 1973. Statistique
%       et Informatique Appliquées. Dunod.
%=========================================================


% Nombre de los subprogramas
%_____________________

% ejancor: Ingreso de datos y cálculos básicos del Análisis de Correspondencias
% tabresu: Tablas de resultados
% gráfico : Salidas gráficas en el espacio de los factores más importantes
% reconst: Reconstrucción de las tablas de correspondencias y datos originales


% Nombre de las variables
%_____________________

% opcion        : Opciones del menú
% subprog       : Subprogramas

echo off
clear,clc
while 1
        clc
        opcion=menu('ANCOR','Ejecutar','Tabla de resultados''Gráficos','Reconstrucción de
datos','Salir');
    subprog =['ejancor'
            'tabresu'
                'grafico'
                'reconst'
                'salir  '];
        if opcion==5,break,end
    subprog = subprog(opcion,:);
    eval(subprog)
end
```

```
% EJANCOR: Subprograma de ANCOR
%============================

% Nombre de las variables
%_____________________

% K:          Tabla de frecuencias absolutas
% k:          Frecuencia absoluta total
% n:          Número de filas de K (observaciones)
% p:          Número de columnas de K (variables)
% P:          Tabla de correspondencias de (nxp)
% pi y pj:    Frecuencias relativas marginales para filas y columnas
% R:          Matriz de datos transformada, tal que R'R=S
% S:          Matriz a diagonalizar relacionada con la matriz de covarianzas
% U:          Matriz de vectores propios de S. Vectores propios en columnas
% V:          Matriz de vectores propios de RR'
% D:          Matriz diagonal de valores propios de S
% FACi:       Coordenadas del punto "i" sobre los factores
% FACj:       Coordenadas del punto "j" sobre los factores
% CAi y CAj:  Contribuciones absolutas de los puntos "i" y "j"
% CRi y CRj:  Contribuciones absolutas de los puntos "i" y "j"
% I:          Indice para reordenar valores y vectores propios
% Z:          Variable temporal para el reordenamiento de valores propios
% q:          Número de factores significativos
% por:        Porcentaje de la varianza total que explica cada factor
% cumpor:     Porcentaje acumulado de la varianza total
% di y dj:    Cuadrado de la distancia respecto del origen de los puntos "i" y "j"
% datos:      Variable de caracteres que contiene el nombre de la tabla K

% Ingreso de datos y construcción de la tabla de correspondencias
%_____________________________________________________________

% Llama a la tabla de datos y averigua sus dimensiones
datos=input('Archivo de datos ? ','s');
eval(datos)
[n,p]=size(K);

% Calcula frecuencias relativas de la tabla de correspondencias (pág. 222)
k=sum(sum(K));
P=K/k;

% Calcula frecuencias relativas marginales (pág. 222)
pi=sum(P');
pj=sum(P);

% Construcción, diagonalización de S y organización de resultados
%_____________________________________________________________

% Calcula S a partir de la matriz de datos transformados R (págs. 235-236)
R=P./sqrt(pi'*pj);
S=R'*R;

% Diagonaliza S
```

```
[U,D]=eig(S);
% Reordena los valores propios de D en orden decreciente y las
% columnas de U asociadas a dichos valores y elimina valor y vector
% propio del factor que explica dispersión nula
[Z,I]=sort(diag(-D));
U=U(:,I);
D=diag(-Z);
U(:,1)=[];
D=D(2:p,2:p);
if n<p
        U(:,n:p)=[];
        D=D(1:n-1,1:n-1);
end

% Calcula vectores propios en el espacio de las observaciones (pág. 237)
V=(R*U)*inv(sqrt(D));

% Explicación de la varianza total y factores significativos
%_____________________________________________________

% Porcentaje de la varianza total que explica cada factor
por=100*diag(D)/trace(D);

% Porcentaje acumulado de la varianza total
cumpor=cumsum(por);

% Cuenta el número de factores significativos que acumulan
% no menos del 75% de la varianza total de la información
q=sum(cumpor<95);

% Cálculo de factores y contribuciones
%_____________________________________

% Coordenadas de un punto "j" sobre los factores del espacio de las observaciones (págs. 236-
238)
FACj=(U./sqrt(pj'*ones(1,rank(R)-1)))*sqrt(D);

% Contribuciones absolutas del punto "j" a los factores del espacio de las observaciones (pág. 249)
CAj=contria(FACj,pj,p,D);

% Contribuciones relativas del punto "j" a los factores del espacio de las observaciones (pág. 250)
[CRj,dj]=contrir(FACj,pj,p,S);

% Coordenadas de un punto "i" sobre los factores del espacio de las variables (págs. 236-238)
FACi=(P./(pi'*ones(1,p)))*FACj*inv(sqrt(D));


% Contribuciones absolutas de un punto "i" a los factores en el espacio de las variables (pág. 249)
CAi=contria(FACi,pi,p,D);

% Contribuciones relativas de un punto "i" a los factores en el espacio de las variables (pág. 250)
[CRi,di]=contrir(FACi,pi,p,R*R');
```

```
% GRAFICO: Subprograma de ANCOR
%============================


% Nombre de las variables
%_____________________

% FACi:          Coordenadas del punto "i" sobre los factores
% FACj:          Coordenadas del punto "j" sobre los factores
% cumpor:        Porcentaje acumulado de la varianza total

% Cierra todas las ventanas
close all

% Representación en el espacio de los factores
%_____________________________________________

% Observaciones en el espacio de los dos primeros factores no triviales
figure(1)
set(1,'name','ANCOR: Representación de las observaciones','numbertitle','off')
plot(FACi(:,1),FACi(:,2),'wo');
text(FACi(:,1)+.08,FACi(:,2)+.08,nobs,'Fontsize',9);
axis([-2 2.5 -1 3.5]);
title('Observaciones en el plano F1xF2')
xlabel('Factor 1')
ylabel('Factor 2')
axis('equal')

% Variables en el espacio de los dos primeros factores no triviales
figure(2)
set(2,'name','ANCOR: Representación de las variables','numbertitle','off')
plot(FACj(:,1),FACj(:,2),'wo');
text(FACj(:,1)+.15,FACj(:,2)+.15,nvar,'Fontsize',9);
axis([-15 15 -5 25]);
title('Variables en el plano F1xF2')
xlabel('Factor 1')
ylabel('Factor 2')
axis('equal')

% Porcentaje de la varianza total
figure(3)
set(3,'name','ANCOR: Explicación de la varianza total','numbertitle','off')
subplot(211)
bar((1:rank(R)-1),por');
title('Porcentaje de la varianza total')
%xlabel('Factores')
ylabel('%')

% Porcentaje acumulado de la varianza total
figure(3)
subplot(212)
bar((1:rank(R)-1),cumpor');
title('Porcentaje acumulado de la varianza total')
```

```
xlabel('Factores')
ylabel('%')

% INTABUL: Función de ANCOR
%=========================

% Nombre de las variables
%_____________________

% A y B: Matrices cuyas columnas se van a intercalar
% q: Número de columnas de cada matriz a intercalar


function TAB=intabul(A,B,q)
for i=1:q
        TAB=[];
        TAB(:,[1:2:2*q-1])=A(:,1:q);
        TAB(:,[2:2:2*q])=B(:,1:q);
end


%TABRESU: Subprograma de ANCOR
%============================

% Nombre de las variables
%_____________________

% K:        Matriz de frecuencias absolutas
% P:        Matriz de correspondencias de (nxp)
% pi y pj:  Frecuencias relativas marginales para filas y columnas
% di y dj:  Cuadrado de la distancia respecto del origen de los puntos "i" y "j"
% CAi y CAj: Contribuciones absolutas de los puntos "i" y "j"
% CRi y CRj: Contribuciones absolutas de los puntos "i" y "j"
% D:        Matriz diagonal de valores propios de S
% U:        Matriz de vectores propios de S. Vectores propios en columnas
% V:        Matriz de vectores propios de RR'
% por:      Porcentaje de la varianza total que explica cada factor
% cumpor:   Porcentaje acumulado de la varianza total
% q:        Número de factores significativos
% TABK:     Tabla de frecuencias absolutas
% TABP:     Tabla de frecuencias relativas
% TABCONj:  Tabla de contribuciones de las variables a los factores significativos
% TABCONi:  Tabla de contribuciones de las observaciones a los factores significativos
% TABU:     Tabla de vectores y valores propios en el espacio de las variables
% TABV:     Tabla de vectores y valores propios en el espacio de las observaciones
% formato:  Formato de impresión de las tablas
% rotulo:   Encabezado de las tablas
% linea:    Linea demarcatoria de las tablas
% nobs:           Nombres de las observaciones
% nvar:     Nombres de las variables

% Nombre de las funciones
%_____________________
```

```
% intabul: Intercala "q" primeras columnas de dos matrices

% Tabulación
%_____
% Datos
TABK=[[K sum(K')'];[sum(K) sum(sum(K))]];
TABP=100*[[P sum(P')'];[sum(P) sum(sum(P))]];

% Contribuciones
TABCONj=[pj' dj intabul(CAj,CRj,q)];
TABCONi=[pi' di intabul(CAi,CRi,q)];

% Vectores y valores propios
TABU=[U(:,1:q);diag(D(1:q,1:q))';por(1:q)';cumpor(1:q)'];
TABV=[V(:,1:q);diag(D(1:q,1:q))';por(1:q)';cumpor(1:q)'];


% Impresión
%_____

% Formatos y rótulos de las tablas
formato='      %6.3f %6.2f ';
for i=1:q
        formato=[formato '%6.2f %6.2f '];
end
formato=[formato '\n'];
rotulo1='          pnd    d^2';
rotulo2='                      pnd    d^2';
for i=1:q
        rotulo1=[rotulo1 '   CA' num2str(i) '   CR' num2str(i)];
        rotulo2=[rotulo2 '   CA' num2str(i) '   CR' num2str(i)];
end
linea1 ='_____';
linea2 ='_____';
for i=1:q
        linea1=[linea1 '_____'];
        linea2=[linea2 '_____'];
end
% Contribuciones de las variables
disp(' ')
disp(' ')
disp('              ANALISIS DE CORRESPONDENCIAS')
disp(' ')
disp(' ')
disp('        Contribuciones absolutas y relativas de las')
disp('        variables a los factores significativos.')
disp(' ')
disp(linea1)
disp(rotulo1)
disp(linea1)
disp(' ')
%fprintf(formato,TABCONj')
for j=1:p
        fprintf([nvar(j,:) formato],TABCONj(j,:))
```

```
end

        end
disp(linea1)

% Contribuciones de las observaciones
disp(' ')
disp(' ')
disp('                ANALISIS DE CORRESPONDENCIAS')
disp(' ')
disp(' ')
disp('        Contribuciones absolutas y relativas de las')
disp('        observaciones a los factores significativos.')
disp(' ')
disp(linea2)
disp(rotulo2)
disp(linea2)
disp(' ')
%fprintf(formato,TABCONi')
for i=1:n
        fprintf([nobs(i,:) formato],TABCONi(i,:))
end
        end
disp(linea2)
function nom=nombre(scod,scodma,snom)
        scod(:,1:2)=[];
        scodma(:,1:2)=[];
        cod=str2num(scod);
        codma=str2num(scodma);
        for i=1:length(cod)
                k(i)=find(codma==cod(i));
        end
        nom=snom(k,:);


% RECONST: Subprograma de ANCOR
%==============================

% Nombre de las variables
%_____________________

% K:            Tabla de frecuencias absolutas
% k:            Frecuencia absoluta total
% P:            Tabla de correspondencias de (nxp)
% pi y pj:      frecuencias relativas marginales para filas y columnas
% R:            Matriz de datos transformada, tal que R'R=S
% U:            Matriz de vectores propios de S. Vectores propios en columnas
% V:            Matriz de vectores propios de RR'
% D:            Matriz diagonal de valores propios de S
% Rest:         Tabla R estimada
% Pest:         Tabla P estimada
% Kest:         Tabla K estimada
% q:            Factores significativos
```

```
% TABKe:     Tabulación de frecuencias absolutas reconstruidas
% TABPe:     Tabulación de frecuencias relativas reconstruidas


% Reconstitución de las tablas de frecuencias relativas y absolutas
%_____________________________________________________________

% Reconstruye la tabla R inicial para el factor que explica dispersión nula
Re=sqrt(pi'*pj);

% Agrega la contribución de los factores significativos (pág. 239)
for i=1:q;
        Re=Re+sqrt(D(i,i))*(V(:,i)*U(:,i)');
end

% Reconstruye la tabla P (pág. 239)
Pe=Re.*sqrt(pi'*pj);
% Reconstruye la tabla K
Ke=Pe*k;

% Tabula resultados
TABKe=[[Ke sum(Ke')'];[sum(Ke) sum(sum(Ke))]];
TABPe=100*[[Pe sum(Pe')'];[sum(Pe) sum(sum(Pe))]];

% Guarda las tablas en formato "wk1"
sK=input('Guardar la tabla K con el nombre...? ','s');
sP=input('Guardar la tabla P con el nombre...? ','s');
wk1write(sK,TABKe);
wk1write(sP,TABPe);


% CONTRIR: Función de ANCOR
%==========================

% Nombre de las variables
%_____________________

% CR: Contribución relativa de un punto a los factores
% FAC: Coordenadas del punto sobre el factor
% peso: Frecuencia relativa marginal que pondera al punto
% p: Número de variables
% S: Matriz a diagonalizar relacionada con la matriz de covarianzas
% d: Cuadrado de la distancia respecto del origen del punto

function [CR,d]=contrir(FAC,peso,p,S)
d=(diag(S)./peso')-1;
CR=(FAC.^2)./(d*ones(1,rank(S)-1));


% CONTRIA: Función de ANCOR
%==========================

% Nombre de las variables
%_____________________
```

```
% CA: Contribución absoluta de un punto a los factores
% FAC: Coordenadas del punto sobre el factor
% peso: Frecuencia relativa marginal que pondera al punto
% p: Número de variables
% D: Matriz diagonal de valores propios

function CA=contria(FAC,peso,p,D)
CA=100*((FAC.^2).*(peso'*ones(1,rank(D))))*inv(D)
```

2. Análisis de Composición de Tallas para tres temporadas (ACT III)

Listado de subprogramas

ACT.M

```
echo off

% ACTIII Análisis de composición de tallas para tres temporadas.
%       Modelo basado en la proyección de cohortes verdaderas.

    clc
    while 1
        clc
        help menu1
        opciones=['linput  '
                  'simplex '
                  'newton  '];
        opcion=input('Elija opcion :');
        if ((opcion<=0)|(opcion>3))
            break
        end
        opciones=opciones(opcion,:);
        eval(opciones)
    end
```

MENU1.M

```
clc
%-------------------------------------------------
%  Análisis de composición de tallas (ACT III)
%
%  Menú de Evaluación de Stocks:
%
%       1)  Ingreso de datos y parámetros
%       2)  Ajuste No Lineal (Simplex)
%
%       0)  Salir
%-------------------------------------------------
```

MENU2.M

```
clc
%-------------------------------------------------
% Análisis de composición de tallas (ACT III)
%
%  Menú de Ingreso de datos (.dat) y parámetros (keyb):
%
%       1)  Directo del teclado
%       2)  De un archivo ASCII (file.dat)
```

```
%       3)  De un archivo MATLAB (file.mat)
%
%       0)  Salir de este menú
%-------------------------------------------------
```

FILASC.M

```
muestra=input('¿ Archivo de la muestra ? ','s');
        nreg=input(' Región N°  :','s');
        K    =input(' K .....: ');
        Linf  =input(' Linf .....: ');
        M    =input(' M .....: ');
        deltat=input(' Ingrese lapso entre temporadas (en años).: ');
        delta1=input(' Ingrese duración 1° temporada (en años)..: ');
        delta2=input(' Ingrese duración 2° temporada (en años)..: ');
        delta3=input(' Ingrese duración 3° temporada (en años)..: ');
        eval(['load ' muestra]);
        [m1 n1]=size(muestra);
        ldata = eval(muestra(1:n1-4));
        subplot(211),plot(ldata(:,1),ldata(:,2:4))
        title(['Evaluación Stock ',nreg,' Región'])
        xlabel('Talla (mm)')
        ylabel('Número')
        while 1
                resp=input(' Suaviza la distribución (s/n) ?.....: ','s');
                if resp=='s'
                        grado=input(' Ingrese grado del promedio móvil..... ');
                        d=ldata(2,1)-ldata(1,1);
                        [lmid,llmid,c1,c2,c3]=suavint(ldata,grado,d);
                        subplot(212),plot(llmid,[c1,c2,c3])
                        xlabel('Talla (mm)')
                        ylabel('Número')
                        [m2 n2]=size(llmid);
                        l=[inter(llmid(1),llmid(m2),K,Linf,deltat);Linf];
                        [m3 n3]=size(l);
                        f=zeros(m3-1,3);
                        for i=1:m3-1
                                j=find(l(i)<llmid&llmid<=l(i+1));
                                f(i,1)=sum(c1(j));
                                f(i,2)=sum(c2(j));
                                f(i,3)=sum(c3(j));
                        end
                        capo=f(:);
                else
                        % interpolación de datos (no disponible)
                end
                break
        end
        par = input(' Parámetros iniciales [R F0 F1 F2 F3 a b c]: ');
        eval(['save ', muestra(1:n1-4)])
```

FILCON.M

```
echo off
clc
% FILCON  Ingreso de datos por consola al ACT2.

        muestra  = input(' Nombre del archivo ?  ','s');
        nint  = input(' Número de intervalos ?   ');
        lr  =input('¿ lr ?.....: ');
        K   =input('¿ K ?.....: ');
        Linf=input('¿ Linf ?....: ');
        M   =input('¿ M ?.....: ');
        deltat=input(' Ingrese lapso entre temporadas (en años).: ');
        delta1=input(' Ingrese duración 1° temporada (en años)...: ');
        delta2=input(' Ingrese duración 2° temporada (en años)...: ');
        delta3=input(' Ingrese duración 3° temporada (en años)...: ');
        rho   = exp(-K*deltat);
        u     = 0:nint-1;
        l     = [Linf*(1-rho.^u')+rho.^u'*l(1);Linf];
        for j=1:3
                for i=1:nint
                        capo(i,j) = input([' Frecuencia..
                ('num2str(round(l(i))),...
                '-'num2str(round(l(i+1))),')...
                ?   ']);
                end
        end
        par = input(' Parám. iniciales [R F0 F1 F2 F3 a b c]:');
        eval(['save ', muestra])
```

FILMAT.M

```
echo off
clc
% FILMAT  Ingreso de datos al ACTII desde archivo "mat"
%       Opción útil para reingresar datos una vez cargados
%         mediante FILASC.

     muestra = input('Archivo de datos ?   ','s');
     eval(['load ', muestra]);
        while 1
        resp=input(' Modifica parámetros ? (s/n) :','s');
                if resp=='n'
                break
                elseif resp=='s'
                        disp(' ')
                        disp('Parámetros actuales:')
                        disp(' ')
                        fprintf('1) R    = %9.0f\n',par(1))
                        fprintf('2) F0   = %9.3f\n',par(2))
                        fprintf('3) F1   = %9.3f\n',par(3))
                        fprintf('4) F2   = %9.3f\n',par(4))
                        fprintf('5) F3   = %9.3f\n',par(4))
                        fprintf('6)  a   = %9.3f\n',par(5))
                        fprintf('7)  b   = %9.3f\n',par(6))
```

```
                fprintf('8)  c   = %9.3f\n\n',par(7))
                if exist('SSQ')
                        disp('SSQ:')
                        fprintf(' %e\n\n',SSQ);
                        keyboard
                else
                        keyboard
                end
                break
        end
end
```

Listado de funciones

SUAVINT.M

```
function [lmid,llmid,c111,c222,c333]=suavint(ldata,n,d)
%       [m,n]=size(ldata);
%       for i=2:n
%       A(i)=find(ldata(:,i)>0)
%       end
%       C(i)=ldata(min(A(i)):maxA(i)),i);
        i=find(ldata(:,2)>0);
        j=find(ldata(:,3)>0);
        k=find(ldata(:,4)>0);
        c1=ldata(min(i):max(i),2);
        c2=ldata(min(j):max(j),3);
        c3=ldata(min(k):max(k),4);
        pond=ones(1,n)/n;
        c11=conv(pond,c1);
        c22=conv(pond,c2);
        c33=conv(pond,c3);
        a=(n-1)/2*d;
        licom=ldata(min(i),1)-a;
        lifin=ldata(max(i),1)+a;
        ljcom=ldata(min(j),1)-a;
        ljfin=ldata(max(j),1)+a;
        lkcom=ldata(min(k),1)-a;
        lkfin=ldata(max(k),1)+a;
        limid=[licom:lifin]'-d/2;
        ljmid=[ljcom:ljfin]'-d/2;
        lkmid=[lkcom:lkfin]'-d/2;
        lcom=max([licom-d/2,ljcom-d/2,lkcom-d/2]);
        lfin=min([lifin-d/2,ljfin-d/2,lkfin-d/2]);
        c11=c11(find(limid>=lcom&limid<=lfin));
        c22=c22(find(ljmid>=lcom&ljmid<=lfin));
        c33=c33(find(lkmid>=lcom&lkmid<=lfin));
        lmid=[lcom:lfin]';
        llmid=[lcom:.1:lfin]';
        c111=interp1(lmid,c11,llmid)/10;
        c222=interp1(lmid,c22,llmid)/10;
```

```
        c333=interp1(lmid,c33,llmid)/10;
```

SELEC.M

```
% SELEC  Calcula el patrón de explotación tipo arrastre.
%       Usa la función logística de tres parámetros:
%
%          r(l)=1/(1+exp(a-b*l^c)).

function r=selec(l,a,b,c)
       [n,m]=size(l);
       lmid=l(1:n-1)+diff(l)/2;
       r=ones(size(lmid))./(1+exp(a-b*lmid.^c));
```

SIMPLEX.M

```
echo off
clc
% SIMPLEX  Mínimos cuadrados no lineales para ACST por el
%         método simplex de Nelder Mead


      global capo l M Linf K deltat delta1 delta2 delta3 ploth texth nreg

%       ---- Gráfico de los datos ----

      [n,m]= size(capo);
      [p,q]= size(par');
      Capo = reshape(capo,n/3,3);
      figure(1)
      cla reset
      hold on
      plot(l(1:n/3,1),Capo(:,1),'o',l(1:n/3,1),Capo(:,2),'+',l(1:n/3,1),Capo(:,3),'*','EraseMode','none');
      title(['Ajuste ACST ',nreg,' Región']);
      xlabel('Talla (mm)');
      ylabel('Número');
      ploth=plot(l(1:n/3,1),Capo,'EraseMode','xor');
      echo on
      pause %pulse una tecla para continuar
      echo off

%       ---- Despliegue de parámetros iniciales ----
      disp('-------------------------------------------------------')
      disp('  ANALISIS DE COMPOSICION DE TALLAS (ACT III)')
      disp('                  VERSION 1.0')
      disp('           A. Zuleta (1996) - ECOFISH')
      disp('-------------------------------------------------------')
      disp(' ')
      disp(['EVALUACION DEL STOCK DE LA ',nreg,' REGION'])
      disp('PARAMETROS DE LA EVALUACION:')
      fprintf('Linf      = %9.3f\n',Linf)
      fprintf('K         = %9.3f\n',K)
```

```
fprintf('M         = %9.3f\n',M)
fprintf('Prom.movil = %9.3f\n\n',grado)
disp('PARAMETROS INICIALES:')
fprintf('R    = %9.0f\n',par(1))
fprintf('F0   = %9.3f\n',par(2))
fprintf('F1   = %9.3f\n',par(3))
fprintf('F2   = %9.3f\n',par(4))
fprintf('F3   = %9.3f\n',par(5))
   fprintf('a    = %9.3f\n',par(6))
fprintf('b    = %9.3f\n',par(7))
fprintf('c    = %9.3f\n\n',par(8))

%     ---- Minimización ----

%      options(2)=0.1;
      options(14)=10000;
      par  = fmins('resid',par',options,[],M,Linf,K);
      SSQ  = resid(par,M,Linf,K);

%      ---- Gráfico del ajuste final ----

      capp = capest(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2,delta3);
      Capp = reshape(capp,n/3,3);
      figure(1)
      plot(l(1:n/3,1),Capp(:,1),'y',l(1:n/3,1),Capp(:,2),'m',l(1:n/3,1),Capp(:,3),'c');
      title(['Ajuste ACST para la ',nreg,' Región']);
      xlabel('Talla (mm)');
      ylabel('Número');
%      v=axis;
%      xl=(v(1)+v(2))/1.85;
%      yc=v(4)/2;
%      text('position',[xl,yc],'string',['Residual= ' num2str(SSQ)])
%      texth=text('position',[xl,yc],'string',['Residual= ' num2str(ssq)])
%       echo on
%       pause %continuar?(ENTER)
%       echo off

%      ---- Matriz de varianza-covarianza ----

      sigma2= SSQ/(n-p);
      X=jacob(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2,delta3);
      COVAR=sigma2*inv(X'*X);

%      ---- Despliegue de resultados ----

      disp('PARAMETROS ESTIMADOS:')
      fprintf('1) R    = %9.0f\n',par(1))
      fprintf('2) F0   = %9.3f\n',par(2))
      fprintf('3) F1   = %9.3f\n',par(3))
      fprintf('4) F2   = %9.3f\n',par(4))
      fprintf('4) F3   = %9.3f\n',par(5))
      fprintf('5) a    = %9.3f\n',par(6))
      fprintf('6) b    = %9.3f\n',par(7))
      fprintf('7) c    = %9.3f\n',par(8))
```

```
fprintf('SSQ     = %e\n\n',SSQ);

[N,F]=nfest(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2,delta3);
Z=F+M;
talla=l(1:length(l)-1);

% ----------Cálculo de N a inicios del '96----------
%      n4(2:ll-1,1)=(N(1:ll-2,2)-Capo(1:ll-2,2))*exp(-M*(1-delta2));
%      n4(ll,1)=(N(ll-1,2)+N(ll,2)-Capo(ll-1,2)-Capo(ll,2))*exp(-M*(1-delta2));

%      n4(lz-1,1)=(N(lz-2,2)-Capo(ii-2,2))*exp(-M*(deltat-delta2));
%      if n4(n-2,1)<0, n4(n-2,1)=0;,end

lz=size(N,1);
n4(1,1)=par(1);
for ii=2:lz-1
      n4(ii,1)=(N(ii-1,2)-Capo(ii-1,2))*exp(-M*(deltat-delta3));
      if n4(ii,1)<0, n4(ii,1)=0;,end
end
n4(lz,1)=(N(lz-1,2)+N(lz,2)-Capo(lz-1,2)-Capo(lz,2))*exp(-M*(deltat-delta3));
if n4(lz,1)<0, n4(lz,1)=0;,end
%-----------------------------------
echo on
pause %pulse una tecla para continuar
echo off
disp('-------------------------------------------------------------------------')
disp('  L        Ct93    Fo*dt     Zo*dt    Ft93*dt1   Zt93*dt1      Nt93    ')
disp('-------------------------------------------------------------------------')
for i=1:n/3
   fprintf('%4.0f',talla(i));
   fprintf('    %9.0f',Capo(i,1));
   fprintf('    %1.4f',F(i,1)*deltat);
   fprintf('    %1.4f',Z(i,1)*deltat);
   fprintf('    %1.4f',F(i,2)*delta1);
   fprintf('    %1.4f',Z(i,2)*delta1);
   fprintf('    %9.0f\n',N(i,1));
end
disp('-------------------------------------------------------------------------');
fprintf('         %9.0f', sum(Capo(:,1)))
fprintf('                                    %9.0f\n', sum(N(:,1)))
disp('-------------------------------------------------------------------------')
disp(' ')
   disp('-------------------------------------------------')
disp('  L          Ct94   Ft94*dt2   Zt94*dt2     Nt94  ')
disp('-------------------------------------------------')
for i=1:n/3
   fprintf('%4.0f',talla(i));
   fprintf('    %9.0f',Capo(i,2));
   fprintf('     %1.4f',F(i,3)*delta2);
   fprintf('     %1.4f',Z(i,3)*delta2);
   fprintf(' %9.0f\n',N(i,2));
end
disp('-------------------------------------------------');
fprintf('         %9.0f',sum(Capo(:,2)))
```

```
fprintf('                    %9.0f\n',sum(N(:,2)))
disp('-----------------------------------------------')
   disp(' ')
disp('-------------------------------------------------------');
disp(' L        Ct95  Ft95*dt3  Zt95*dt3      Nt95     No96' )
disp('-------------------------------------------------------')
for i=1:n/3
   fprintf('%4.0f',talla(i));
   fprintf('   %9.0f',Capo(i,3));
   fprintf('   %1.4f',F(i,4)*delta3);
   fprintf('   %1.4f',Z(i,4)*delta3);
   fprintf('  %9.0f',N(i,3));
   fprintf('  %9.0f\n',n4(i,1));
end
disp('-------------------------------------------------------')
fprintf('        %9.0f',sum(Capo(:,3)))
fprintf('                    %9.0f',sum(N(:,3)))
fprintf(' %9.0f\n',sum(n4(:,1)))
disp('-------------------------------------------------------')
while 1
      resp=input('¿ Graba resultados ? (s/n) :','s');
      if resp=='s'
            archivo=input(' Nombre archivo resultados ACST (res*.mat):','s');
            eval(['save ',archivo])
      elseif resp=='n'
      end
      break
end
echo on
pause %pulse una tecla para terminar
echo off
```

RESID.M

```
function ssq=resid(par,M,Linf,K)
   global capo l deltat delta1 delta2 delta3 ploth texth
   capp = capest(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2,delta3);
   ssq  = sum((capo-capp).^2);
   [n,m]= size(capo);
   Capp = reshape(capp,n/3,3);
   Capo = reshape(capo,n/3,3);
   set(ploth,'ydata',Capp(:,1),'color','y');
   set(ploth,'ydata',Capp(:,2),'color','m');
   set(ploth,'ydata',Capp(:,3),'color','c');
   set(texth,'string',['Residual= ' num2str(ssq)]);
   drawnow
```

CAPEST.M

```
function Cap=capest(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2,delta3)
      global l capo
      [n,m]=size(l);
```

```
[N,F]=nfest(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2,delta3);
Cap(1:n-1,1)=(1-exp(-F(:,2)-M)).*N(:,1).*F(:,2)./(F(:,2)+M);
   Cap(n:2*(n-1),1)=(1-exp(-F(:,3)-M)).*N(:,2).*F(:,3)./(F(:,3)+M);
   Cap(2*(n-1)+1:3*(n-1),1)=(1-exp(-F(:,4)-M)).*N(:,3).*F(:,4)./(F(:,4)+M);
```

INTER.M

```
function l=inter(lcom,lfin,K,Linf,deltat)
        rho=exp(-K*deltat);
        L=Linf*(1-rho);
        i=1;
        l(1)=lcom;
        l(2)=L+rho*l(1);
        while   (l(i)<lfin&(l(i+1)-l(i))>0.1)
                i=i+1;
                l(i+1)=L+rho*l(i);
        end
        l(i:i+1)=[];
        l=l';
%       l=[lcom,lcom+cumsum(round(10*diff(l))/10)]';
```

JACOB.M

```
function J=jacob(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2, delta3)
        h=sqrt(eps)*abs(par).*sign(par);
        cap1=capest(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2, delta3);
        [m,n]=size(par);
        for i=1:n
                p(1)=par(1)+h(i)*(i==1);
                p(2)=par(2)+h(i)*(i==2);
                p(3)=par(3)+h(i)*(i==3);
                p(4)=par(4)+h(i)*(i==4);
                p(5)=par(5)+h(i)*(i==5);
                p(6)=par(6)+h(i)*(i==6);
                p(7)=par(7)+h(i)*(i==7);
                p(8)=par(8)+h(i)*(i==8);
        cap2=capest(p,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2,delta3);
        J(:,i)=(cap2-cap1)./h(i);
        end
```

LINPUT.M

```
echo off
% LINPUT Ingreso de datos al ACTII.
%       Permite ingreso desde achivos "m" , ascii y
%       "mat".

    clc
    while 1
        clc
        help menu2
        opciones=['filcon'
```

```
                'filasc'
                'filmat'];
        opcion=input('Elija opcion :');
        if ((opcion<=0)|(opcion>3))
            break
        end
        opciones=opciones(opcion,:);
        eval(opciones)
    end
```

NFEST.M

```
function [N,F]=nfest(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2,delta3)
    global l capo
    [n,m]=size(l);
      r=selec(l,par(6),par(7),par(8));
      F=r*par(2);
     Z=F+M;
      Ft1=r*par(3);
      Ft2=r*par(4);
     Ft3=r*par(5);
      SUMZ=cumsum(Z);

      Nt1(1)=par(1);

      Nt1(2:n-2,1)=par(1)*exp(-deltat*(SUMZ(1:n-3)+(F(2:n-2)-F(1))/2));
   if Nt1(2:n-2,1)<0, Nt1(2:n-2,1)=0;,end

      Nt1(n-1)=par(1)*exp(-deltat*(SUMZ(n-2)-Z(1)/2))/(Z(n-1)*deltat);
      if Nt1(n-1)<0, Nt1(n-1)=0;,end

      Nt2(1)=par(1);

      Nt2(2:n-2,1)=(Nt1(1:n-3)-capo(1:n-3))*exp(-M*(deltat-delta1));
   if Nt2(2:n-2,1)<0, Nt2(2:n-2,1)=0;,end

      Nt2(n-1)=(Nt1(n-2)+Nt1(n-1)-capo(n-2)-capo(n-1))*exp(-M*(deltat-delta1));
      if Nt2(n-1)<0, Nt2(n-1)=0;,end

      Nt3(1)=par(1);

      Nt3(2:n-2,1)=(Nt2(1:n-3)-capo(1:n-3))*exp(-M*(deltat-delta2));
   if Nt3(2:n-2,1)<0, Nt3(2:n-2,1)=0;,end

      Nt3(n-1)=(Nt2(n-2)+Nt2(n-1)-capo(n-2)-capo(n-1))*exp(-M*(deltat-delta2));
      if Nt3(n-1)<0, Nt3(n-1)=0;,end

      N=[Nt1 Nt2 Nt3];
      F=[F Ft1 Ft2 Ft3];
```

3. Programa de Análisis de Composición de Tallas para cuatro temporadas (ACT IV)

Listado de subprogramas

ACT4.M

```
echo off

% ACTIII Análisis de composición de tallas para cuatro temporadas.
%
    clc
    while 1
        clc
        help menu1
        opciones=['linput  '
                  'simplex '
                  'newton  '];
        opcion=input('Elija opcion :');
        if ((opcion<=0)|(opcion>3))
            break
        end
        opciones=opciones(opcion,:);
        eval(opciones)
    end
```

FILASC.M

```
    muestra=input('¿ Archivo de la muestra ? ','s');
    nreg=input(' Región N°  :','s');
    datos;
    eval(['load ' muestra]);
    [m1 n1]=size(muestra);
    ldata = eval(muestra(1:n1-4));
    subplot(211),plot(ldata(:,1),ldata(:,2:5))
    title(['Evaluación Stock ',nreg,' Región'])
    xlabel('Talla (mm)')
    ylabel('Número')
    while 1
        resp=input(' Suaviza la distribución (s/n) ?.....: ','s');
        if resp=='s'
            grado=input(' Ingrese grado del promedio móvil.....: ');
            d=ldata(2,1)-ldata(1,1);
            [lmid,llmid,c1,c2,c3,c4]=suavint(ldata,grado,d);
            subplot(212),plot(llmid,[c1,c2,c3,c4])
            xlabel('Talla (mm)')
            ylabel('Número')
            [m2 n2]=size(llmid);
            I=[inter(llmid(1),llmid(m2),K,Linf,deltat);Linf];
```

```
                    [m3 n3]=size(l);
                    f=zeros(m3-1,4);
                    for i=1:m3-1
                            j=find(l(i)<llmid&llmid<=l(i+1));
                            f(i,1)=sum(c1(j));
                            f(i,2)=sum(c2(j));
                            f(i,3)=sum(c3(j));
                            f(i,4)=sum(c4(j));
                    end
                    capo=f(:);
            else
                    % interpolación de datos (no disponible)
            end
            break
    end
    par = input(' Parámetros iniciales [R F0 F1 F2 F3 F4 a b c]: ');
    eval(['save ', muestra(1:n1-4)])

echo off
clc
```

FILCON.M

```
%  Ingreso de datos por consola al ACT4.


    muestra  = input(' Nombre del archivo ?  ','s');
    nint  = input(' Número de intervalos ?   ');
    lr  =input('¿ lr ?.....: ');
    K   =input('¿ K ?.....: ');
    Linf=input('¿ Linf ?...: ');
    M   =input('¿ M ?.....: ');
    deltat=input(' Ingrese lapso entre temporadas (en años).: ');
    delta1=input(' Ingrese duración 1° temporada (en años)...: ');
    delta2=input(' Ingrese duración 2° temporada (en años)...: ');
    delta3=input(' Ingrese duración 3° temporada (en años)...: ');
    delta4=input(' Ingrese duración 4° temporada (en años)...: ');
    rho   = exp(-K*deltat);
    u     = 0:nint-1;
    l     = [Linf*(1-rho.^u')+rho.^u'*l(1);Linf];
    for j=1:2
            for i=1:nint
                    capo(i,j) = input([' Frecuencia...
            (',num2str(round(l(i))),...
            '-',num2str(round(l(i+1))),')...
            ?   ']);
            end
    end
    par = input(' Parám. iniciales [R F0 F1 F2 F3 F4 a b c]:');
    eval(['save ', muestra])
```

FILMAT.M

```
echo off
clc
% FILMAT  Ingreso de datos al ACT4 desde archivo "mat"
%       Opción útil para reingresar datos una vez cargados
%         mediante FILASC.

      muestra = input('Archivo de datos ?   ','s');
      eval(['load ', muestra]);
         while 1
         resp=input(' Modifica parámetros ? (s/n) :','s');
                  if resp=='n'
                  break
                  elseif resp=='s'
                           disp(' ')
                           disp('Parámetros actuales:')
                           disp(' ')
                           fprintf('1) R    = %9.0f\n',par(1))
                           fprintf('2) F0   = %9.3f\n',par(2))
                           fprintf('3) F1   = %9.3f\n',par(3))
                           fprintf('4) F2   = %9.3f\n',par(4))
                           fprintf('5) F3   = %9.3f\n',par(5))
                           fprintf('6) F4   = %9.3f\n',par(6))
                           fprintf('7)  a   = %9.3f\n',par(7))
                           fprintf('8)  b   = %9.3f\n',par(8))
                           fprintf('9)  c   = %9.3f\n\n',par(9))
                           if exist('SSQ')
                                    disp('SSQ:')
                                    fprintf(' %e\n\n',SSQ);
                                    keyboard
                           else
                                    keyboard
                           end
                           break
                  end
         end
```

MENU1.M

```
clc
%-----------------------------------------------
%  Análisis de Captura Secuencial en Tallas (ACT4)
%
%  Menú de Evaluación de Stocks:
%
%       1)  Ingreso de datos y parámetros
%       2)  Ajuste No Lineal (Simplex)
%
%       0)  Salir
%-----------------------------------------------
```

MENU2.M

```
clc
%-------------------------------------------------
%  Análisis de Captura Secuencial en Tallas (ACT4)
%
%  Menú de Ingreso de datos (.dat) y parámetros (keyb):
%
%        1)  Directo del teclado
%        2)  De un archivo ASCII (file.dat)
%        3)  De un archivo MATLAB (file.mat)
%
%        0)  Salir de este menú
%-------------------------------------------------
```

LINPUT.M

```
echo off
% LINPUT Ingreso de datos al ACT IV.
%       Permite ingreso desde achivos "m" , ascii y
%         "mat".


      clc
      while 1
            clc
            help menu2
            opciones=['filcon'
                  'filasc'
                  'filmat'];
            opcion=input('Elija opcion :');
            if ((opcion<=0)|(opcion>3))
                  break
            end
            opciones=opciones(opcion,:);
            eval(opciones)
      end
```

SIMPLEX.M

```
echo off
clc
% SIMPLEX  Mínimos cuadrados no lineales para ACT4 por el
%         método simplex de Nelder Mead

      global capo l M Linf K deltat delta1 delta2 delta3 ploth texth nreg

%       ---- Gráfico de los datos ----

      [n,m]= size(capo);
```

```
[p,q]= size(par');
   Capo = reshape(capo,n/4,4);
figure(1)
cla reset
hold on

plot(l(1:n/4,1),Capo(:,1),'o',l(1:n/4,1),Capo(:,2),'+',l(1:n/4,1),Capo(:,3),'*',l(1:n/4,1),Capo(:,4),'x','Erase
Mode','none');
   title(['Ajuste ACST ',nreg,' Región']);
   xlabel('Talla (mm)');
   ylabel('Número');
   ploth=plot(l(1:n/4,1),Capo,'EraseMode','xor');
   echo on
   pause %pulse una tecla para continuar
   echo off

%    ---- Despliegue de parámetros iniciales ----
   disp('------------------------------------------------------')
   disp('  ANALISIS DE CAPTURAS SECUENCIALES EN TALLAS (ACT4)  ')
   disp('            VERSION 1.0  ECOFISH - 1997              ')
   disp('------------------------------------------------------')
   disp(' ')
   disp(['EVALUACION DEL STOCK DE LA ',nreg,' REGION'])
   disp('PARAMETROS DE LA EVALUACION:')
   fprintf('Linf      = %9.3f\n',Linf)
   fprintf('K         = %9.3f\n',K)
   fprintf('M         = %9.3f\n',M)
   fprintf('Prom.movil = %9.3f\n\n',grado)
   disp('PARAMETROS INICIALES:')
   fprintf('R    = %9.0f\n',par(1))
   fprintf('F0   = %9.3f\n',par(2))
   fprintf('F1   = %9.3f\n',par(3))
   fprintf('F2   = %9.3f\n',par(4))
   fprintf('F3   = %9.3f\n',par(5))
      fprintf('F4   = %9.3f\n',par(6))
      fprintf('a    = %9.3f\n',par(7))
      fprintf('b    = %9.3f\n',par(8))
      fprintf('c    = %9.3f\n\n',par(9))

%    ---- Minimización ----
%      options(2)=0.1;
      options(14)=200;
      par  = fmins('resid',par',options,[],M,Linf,K);
      SSQ  = resid(par,M,Linf,K);
      MSE=SSQ/(n-p);

%    ---- Matriz de varianza-covarianza de los parámetros ----
%      Donde:covar=Matriz de covarianza,s2par=Varianza de los parámetros,
%      DSpar=desviación estandar de los parámetros
      J=jacob(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2,delta3, delta4);
      [Q R]=qr(J,0);
      Rinv=R\eye(size(R));
      xtxinv=Rinv*Rinv';
      covar=xtxinv*MSE;
```

```
        s2par=diag(covar);
        DSpar=sqrt(s2par);
        correl=covar./sqrt(s2par*s2par');

%       ---- Gráfico del ajuste final ----
        capp = capest(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2,delta3,delta4);
         Capp = reshape(capp,n/4,4);
        figure(1)

        plot(l(1:n/4,1),Capp(:,1),'y',l(1:n/4,1),Capp(:,2),'m',l(1:n/4,1),Capp(:,3),'c',l(1:n/4,1),Capp(:,4),'
        r');
      title(['Ajuste ACST para la ',nreg,' Región']);
      xlabel('Talla (mm)');
      ylabel('Número');

%       ---- Despliegue de resultados ----

      disp('PARAMETROS ESTIMADOS:')
      fprintf('1) R    = %9.0f\n',par(1))
      fprintf('2) F0   = %9.3f\n',par(2))
      fprintf('3) F1   = %9.3f\n',par(3))
      fprintf('4) F2   = %9.3f\n',par(4))
      fprintf('4) F3   = %9.3f\n',par(5))
      fprintf('5) F4   = %9.3f\n',par(6))
      fprintf('6) a    = %9.3f\n',par(7))
      fprintf('7) b    = %9.3f\n',par(8))
      fprintf('8) c    = %9.3f\n',par(9))
      fprintf('SSQ     = %e\n\n',SSQ);

      [N,F]=nfest(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2,delta3,delta4);
      Z=F+M;
      talla=l(1:length(l)-1);

% ----------Cálculo de N a inicios del '97----------

      lz=size(N,1);
      n5(1,1)=par(1);
      for ii=2:lz-1
            n5(ii,1)=(N(ii-1,4)-Capo(ii-1,4))*exp(-M*(deltat-delta4));
            if n5(ii,1)<0, n5(ii,1)=0;,end
      end
      n5(lz,1)=(N(lz-1,4)+N(lz,4)-Capo(lz-1,4)-Capo(lz,4))*exp(-M*(deltat-delta4));
      if n5(lz,1)<0, n5(lz,1)=0;,end
%-------------------------------------

%       matriz de covarianza de funciones de los parámetros

        g=grad(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2,delta3, delta4);
        covarf=trace((g*g')*covar);

      echo on
      pause %pulse una tecla para continuar
      echo off
      disp('-----------------------------------------------------------------')
```

```
disp(' L       Ct93    Fo*dt    Zo*dt   Ft93*dt1  Zt93*dt1     Nt93   ')
disp('-------------------------------------------------------------------')
for i=1:n/4
   fprintf('%4.0f',talla(i));
   fprintf('    %9.0f',Capo(i,1));
   fprintf('    %1.4f',F(i,1)*deltat);
   fprintf('    %1.4f',Z(i,1)*deltat);
   fprintf('    %1.4f',F(i,2)*delta1);
   fprintf('    %1.4f',Z(i,2)*delta1);
   fprintf('    %9.0f\n',N(i,1));
end
disp('-------------------------------------------------------------------');
fprintf('         %9.0f', sum(Capo(:,1)))
fprintf('                                    %9.0f\n', sum(N(:,1)))
disp('-------------------------------------------------------------------')
disp(' ')
   disp('-----------------------------------------------')
disp(' L          Ct94   Ft94*dt2   Zt94*dt2     Nt94  ')
disp('-----------------------------------------------')
for i=1:n/4
   fprintf('%4.0f',talla(i));
   fprintf('    %9.0f',Capo(i,2));
   fprintf('    %1.4f',F(i,3)*delta2);
   fprintf('    %1.4f',Z(i,3)*delta2);
   fprintf(' %9.0f\n',N(i,2));
end
disp('-----------------------------------------------');
fprintf('         %9.0f',sum(Capo(:,2)))
fprintf('                    %9.0f\n',sum(N(:,2)))
disp('-----------------------------------------------')
   disp(' ')
disp('-----------------------------------------------');
disp(' L       Ct95     Ft95*dt3   Zt95*dt3      Nt95   ')
disp('-----------------------------------------------')
for i=1:n/4
   fprintf('%4.0f',talla(i));
   fprintf('    %9.0f',Capo(i,3));
   fprintf('    %1.4f',F(i,4)*delta3);
   fprintf('    %1.4f',Z(i,4)*delta3);
   fprintf('  %9.0f\n',N(i,3));
end
disp('-----------------------------------------------------------')
fprintf('         %9.0f',sum(Capo(:,3)))
fprintf('                    %9.0f\n',sum(N(:,3)))
disp('-----------------------------------------------------------')
   disp('-----------------------------------------------------------');
disp(' L          Ct96  Ft96*dt4  Zt96*dt4      Nt96     Nt97'  )
disp('-----------------------------------------------------------')
for i=1:n/4
   fprintf('%4.0f',talla(i));
   fprintf('    %9.0f',Capo(i,4));
   fprintf('    %1.4f',F(i,5)*delta4);
   fprintf('    %1.4f',Z(i,5)*delta4);
   fprintf('  %9.0f',N(i,4));
```

```
    fprintf('  %9.0f\n',n5(i,1));
end
disp('-------------------------------------------------------')
fprintf('        %9.0f',sum(Capo(:,4)))
fprintf('                  %9.0f',sum(N(:,4)))
fprintf(' %9.0f\n',sum(n5(:,1)))
disp('-------------------------------------------------------')
s2par
   DSpar
   while 1
      resp=input('¿ Graba resultados ? (s/n) :','s');
      if resp=='s'
            archivo=input(' Nombre archivo resultados ACST (res*.mat):','s');
            eval(['save ',archivo])
      elseif resp=='n'
      end
      break
end
echo on
pause %pulse una tecla para terminar
echo off
```

Listado de funciones

|SUAVINT.M

```
function [lmid,llmid,c111,c222,c333,c444]=suavint(ldata,n,d)
%       [m,n]=size(ldata);
%       for i=2:n
%       A(i)=find(ldata(:,i)>0)
%       end
%       C(i)=ldata(min(A(i)):maxA(i)),i);
        i=find(ldata(:,2)>0);
        j=find(ldata(:,3)>0);
        k=find(ldata(:,4)>0);
        l=find(ldata(:,5)>0);
        c1=ldata(min(i):max(i),2);
        c2=ldata(min(j):max(j),3);
        c3=ldata(min(k):max(k),4);
        c4=ldata(min(l):max(l),5);
        pond=ones(1,n)/n;
        c11=conv(pond,c1);
        c22=conv(pond,c2);
        c33=conv(pond,c3);
        c44=conv(pond,c4);
        a=(n-1)/2*d;
        licom=ldata(min(i),1)-a;
        lifin=ldata(max(i),1)+a;
        ljcom=ldata(min(j),1)-a;
        ljfin=ldata(max(j),1)+a;
        lkcom=ldata(min(k),1)-a;
        lkfin=ldata(max(k),1)+a;
```

```
lhcom=ldata(min(l),1)-a;
lhfin=ldata(max(l),1)+a;
limid=[licom:lifin]'-d/2;
ljmid=[ljcom:ljfin]'-d/2;
lkmid=[lkcom:lkfin]'-d/2;
lhmid=[lhcom:lhfin]'-d/2;
lcom=max([licom-d/2,ljcom-d/2,lkcom-d/2,lhcom-d/2]);
lfin=min([lifin-d/2,ljfin-d/2,lkfin-d/2,lhfin-d/2]);
c11=c11(find(limid>=lcom&limid<=lfin));
c22=c22(find(ljmid>=lcom&ljmid<=lfin));
c33=c33(find(lkmid>=lcom&lkmid<=lfin));
c44=c44(find(lhmid>=lcom&lhmid<=lfin));
lmid=[lcom:lfin]';
llmid=[lcom:.1:lfin]';
c111=interp1(lmid,c11,llmid)/10;
c222=interp1(lmid,c22,llmid)/10;
c333=interp1(lmid,c33,llmid)/10;
c444=interp1(lmid,c44,llmid)/10;
```

RESID.M

```
function ssq=resid(par,M,Linf,K)
   global capo l deltat delta1 delta2 delta3 delta4 ploth texth
   capp = capest(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2,delta3,delta4);
   ssq  = sum((capo-capp).^2);
   [n,m]= size(capo);
   Capp = reshape(capp,n/4,4);
   Capo = reshape(capo,n/4,4);
   set(ploth,'ydata',Capp(:,1),'color','y');
   set(ploth,'ydata',Capp(:,2),'color','m');
   set(ploth,'ydata',Capp(:,3),'color','c');
   set(ploth,'ydata',Capp(:,4),'color','r');
   set(texth,'string',['Residual= ' num2str(ssq)]);
   drawnow
```

CAPEST.M

```
function Cap=capest(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2,delta3, delta4)
      global l capo
      [n,m]=size(l);
      [N,F]=nfest(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2,delta3,delta4);
      Cap(1:n-1,1)=(1-exp(-F(:,2)-M)).*N(:,1).*F(:,2)./(F(:,2)+M);
         Cap(n:2*(n-1),1)=(1-exp(-F(:,3)-M)).*N(:,2).*F(:,3)./(F(:,3)+M);
         Cap(2*(n-1)+1:3*(n-1),1)=(1-exp(-F(:,4)-M)).*N(:,3).*F(:,4)./(F(:,4)+M);
         Cap(3*(n-1)+1:4*(n-1),1)=(1-exp(-F(:,5)-M)).*N(:,4).*F(:,5)./(F(:,5)+M);
```

INTER.M

```
function l=inter(lcom,lfin,K,Linf,deltat)
         rho=exp(-K*deltat);
         L=Linf*(1-rho);
         i=1;
         l(1)=lcom;
         l(2)=L+rho*l(1);
```

```
    while   (l(i)<lfin&(l(i+1)-l(i))>0.1)
            i=i+1;
            l(i+1)=L+rho*l(i);
    end
    l(i:i+1)=[];
    l=l';
```

NFEST.M

```
function [N,F]=nfest(par,M,Linf,K,deltat,delta1,delta2,delta3,delta4)
    global l capo
    [n,m]=size(l);
      r=selec(l,par(7),par(8),par(9));
      F=r*par(2);
    Z=F+M;
      Ft1=r*par(3);
      Ft2=r*par(4);
    Ft3=r*par(5);
      Ft4=r*par(6);
      SUMZ=cumsum(Z);

%   Calcula Nt93
      Nt1(1)=par(1);

      Nt1(2:n-2,1)=par(1)*exp(-deltat*(SUMZ(1:n-3)+(F(2:n-2)-F(1))/2));
    if Nt1(2:n-2,1)<0, Nt1(2:n-2,1)=0;,end

      Nt1(n-1)=par(1)*exp(-deltat*(SUMZ(n-2)-Z(1)/2))/(Z(n-1)*deltat);
      if Nt1(n-1)<0, Nt1(n-1)=0;,end

%   Calcula Nt94
      Nt2(1)=par(1);

      Nt2(2:n-2,1)=(Nt1(1:n-3)-capo(1:n-3))*exp(-M*(deltat-delta1));
    if Nt2(2:n-2,1)<0, Nt2(2:n-2,1)=0;,end

      Nt2(n-1)=(Nt1(n-2)+Nt1(n-1)-capo(n-2)-capo(n-1))*exp(-M*(deltat-delta1));
      if Nt2(n-1)<0, Nt2(n-1)=0;,end

%   Calcula Nt95
      Nt3(1)=par(1);

      Nt3(2:n-2,1)=(Nt2(1:n-3)-capo(n:2*n-4))*exp(-M*(deltat-delta2));
    if Nt3(2:n-2,1)<0, Nt3(2:n-2,1)=0;,end

      Nt3(n-1)=(Nt2(n-2)+Nt2(n-1)-capo(2*n-2)-capo(2*n-1))*exp(-M*(deltat-delta2));
      if Nt3(n-1)<0, Nt3(n-1)=0;,end

%   Calcula Nt96
      Nt4(1)=par(1);

      Nt4(2:n-2,1)=(Nt3(1:n-3)-capo(2*n-1:3*n-5))*exp(-M*(deltat-delta3));
    if Nt4(2:n-2,1)<0, Nt4(2:n-2,1)=0;,end
```

```
Nt4(n-1)=(Nt3(n-2)+Nt2(n-1)-capo(3*n-4)-capo(3*n-3))*exp(-M*(deltat-delta3));
if Nt4(n-1)<0, Nt4(n-1)=0;,end


N=[Nt1 Nt2 Nt3 Nt4];
F=[F Ft1 Ft2 Ft3 Ft4];
```

SELEC.M

```
% SELEC  Calcula el patrón de explotación tipo arrastre.
%       Usa la función logística de tres parámetros:
%
%          r(l)=1/(1+exp(a-b*l^c)).

function r=selec(l,a,b,c)
        [n,m]=size(l);
        lmid=l(1:n-1)+diff(l)/2;
        r=ones(size(lmid))./(1+exp(a-b*lmid.^c));
```

ARRASTRE.M

```
function r=arrastre(l,a,b,c)
          [n,m]=size(l);
      lmid=l(1:n-1)+diff(l)/2;
          r=ones(size(lmid))./(1+exp(a-b*lmid.^c));
```

ENMALLE.M

```
function r=enmalle(l,a,b)
          [n,m]=size(l);
      lmid=l(1:n-1)+diff(l)/2;
      r=lmid.^a.*exp(-b*lmid)/max(lmid.^a.*exp(-b*lmid));
```

4. Programa de Análisis de Captura a la Talla Generalizado ACTG

Listado de Subprogramas

ACTG.M

```
clc,clear

% ACTG Estimación no lineal del stock mediante el
% modelo de Análisis de Composición de Tallas Generalizado.

% Supuestos:
% - Stock inicial sin estructura de talla estable,
% - Reclutamiento variable,
% - Mortalidad natural (M) constante entre tallas y años,
% - Mortalidad por pesca separable.

% Observaciones:
% - Capturas a la talla,
% - CPUE por temporadas anuales.

% Parámetros estimables directamente (i=1,2,...m; t=1,2,...,n):
% - Stock inicial [N(i,1)],
% - Reclutamientos anuales al primer intervalo de tallas [N(1,t)],
% - Mortalidades por pesca por temporada [F(t)],
% - Parametros de patrón de explotación logístico [L50%,rango],
% - Coeficiente de capturabilidad [q].

% Parámetros indirectamente estimables:
% - Abundancia total a comienzo de año [N(t)],
% - Mortalidad por pesca anual [F(t)*phi(t)] donde phi(t) es la duración
%   de la temporada anual como fracción del año,
% - La tasa de explotación anual [h(t)], etc.

% Parámetros fijos:
% - Mortalidad natural (M),
% - Duración de la temporada de pesca [phi(t)].

% Programa principal
% Llama archivo de datos.
 archivo = input('Archivo de datos...? ','s');
 eval([archivo]);

% Extrae vector de talla y matriz de capturas de los datos ingresados.
 L = C(:,1);
 C(:,1) = [];
 [m,n] = size(C);

% Construcción del vector de parámetros iniciales.
 parest0=[N0(:);R(:);F(:);s(:);q];
 parest0 = log(parest0);

% Construcción de vector de parámetros fijos.
```

```
parfij = [M;phi(:)];


while 1
        opcion = ['n_m'
                  'l_s'
                  'l_s'
                  'van'
                  'vbo'];
    clc
        help opmenu
        nop = input('Elija opción : ');
        if ((nop <= 0) | (nop > 12))
                break
        end
        opcion = opcion(nop,:);
        eval(opcion)
end
clc
```

N_M.M

```
% N_M. Método simplex de búsqueda de Nelder y Mead.

 options(1) = 0;          % 0:no despliega resultados, 1: despliega resultados
 options(2) = 1e-6;       % precisión de cálculo de los parámetros a estimar
 options(3) = 1e-6;       % precisión de cálculo de la suma de cuadrados total

 parest = fmins('sst',parest0,options,[],C,CPUE,parfij,L,m,n,lambda,0);

 % Resultados: reclutamientos, abundancia total anual, y mortalidad por pesca del período anual.
 varnom = ['  Reclutas'
           '  Stock   '
           '  Mort. F '];
 varcaso = ['93'
            '94'
            '95'
            '96'];
 N = fmodel(exp(parest),parfij,L,m,n,0);
 RES = [N(1,:)',sum(N)',parfij(2:n+1).*exp(parest(m+n:m+2*n-1))];
 tblwrite(RES,varnom,varcaso)
```

L_S.M

```
% LS. Método de mínimos cuadrados: Levenberg-Marquard o Gauss-Newton.

 options(1) = 1;          % 0:no despliega resultados, 1: despliega resultados
 options(2) = 1e-6;       % precisión de cálculo de los parámetros a estimar
 options(3) = 1e-6;       % precisión de cálculo de la suma de cuadrados total
 if nop == 2
   options(5) = 0;        % L-M
 else
   options(5) = 1;    % G-N
 end
 parest = leastsq('funrsd',parest0,options,[],C,CPUE,parfij,L,m,n,lambda);
```

```
% Resultados: reclutamientos, abundancia total anual, y mortalidad por pesca del periodo anual.
varnom = ['  Reclutas'
          '  Stock   '
          '  Mort. F '];
varcaso = ['93'
           '94'
           '95'
           '96'];
N = fmodel(exp(parest),parfij,L,m,n,0);
RES = [N(1,:)',sum(N)',parfij(2:n+1).*exp(parest(m+n:m+2*n-1))];
tblwrite(RES,varnom,varcaso)
```

VAN.M

```
% Cálculo de varianzas por el método Delta
[COV,CORR,EES] = covar(parest,parfij,C,CPUE,L,m,n,lambda);
CV = EES./RES;
tblwrite(EES,varnom,varcaso)
tblwrite(CV,varnom,varcaso)
```

VBO.M

```
% Cálculo de varianzas por bootstrap
nboot = input('Número de muestras... ');
[covar,corr,media,ees,cv,parboot,resboot]=resam(nboot,parest,C,CPUE,parfij,L,m,n,lambda);
tblwrite(ees,varnom,varcaso)
tblwrite(cv,varnom,varcaso)
save bootres parboot,resboot
```

OPMENU.M

```
%              --- Menu ---
%
%              1)    Simplex
%              2)    Levenberg-Marquard
%              3)    Gauss-Newton
%              4)    Error estándar y cv asintóticos
%              5)    Error estándar y cv por bootstrap
%
%              0)    Salir
```

Listado de funciones

FMODEL.M

```
function [N,Nv,u,h] = fmodel(parest,parfij,L,m,n,year)

% Función FMODEL calcula el número y proporción a la talla en el stock,
% la abundancia y tasa de explotación anual.

% m: número de intervalos de tallas.
% n: número de años.

% Inicialización
 N = zeros(m,n);
```

```
 Nv = zeros(1,n);
 u = zeros(m,n);
 h = zeros(1,n);
 s = zeros(1,n);

% Asignación de variables a los parámetros ingresados
 N(:,1) = parest(1:m);
 N(1,2:n) = parest(m+1:m+n-1)';
 F = parest(m+n:m+2*n-1);
 L50 = parest(m+2*n);
 rango = parest(m+2*n+1);
 M = parfij(1);
 phi = parfij(2:n+1);

% Patrón de explotación
 r = patron(L50,rango,L);

% Número a comienzo de año
 for t = 1:n
    if t == 1
      Nv(t) = r'*N(:,t);
      u(:,t) = r.*N(:,t)/Nv(t);
      h(t) = 1-exp(-F(t)*phi(t));
      s(t) = exp(-M*(1-phi(t)));
    else

    N(:,t) = [N(1,t);(N(1:m-2,t-1)-u(1:m-2,t-1)*Nv(t-1)*h(t-1))*s(t-1);(N(m-1,t-1)+N(m,t-1)-(u(m-1,t-
1)+u(m,t-1))*Nv(t-1)*h(t-1))*s(t-1)];
    Nv(t) = r'*N(:,t);
    u(:,t) = r.*N(:,t)/Nv(t);
    h(t) = 1-exp(-F(t)*phi(t));
    s(t) = exp(-M*(1-phi(t)));
    end
 end
 if year ~= 0
    N = N(:,year);
 end
```

GMODEL.M

```
function yfit = gmodel(parest,parfij,L,m,n,year)
% Función GMODEL predice las observaciones de captura a la talla
% y cpue anuales.

% Reconvierte parámetros a su escala original.
 parest = exp(parest);

% Calcula abundancias, proporciones a la talla y tasas de explotación.
 [N,Nv,u,h] = fmodel(parest(1:m+2*n+1),parfij,L,m,n,year);

% Predice capturas y cpue.
 c = u.*(ones(m,1)*(Nv.*h));
 q = parest(m+2*n+2);
 cpue = q*Nv.*(1-h/2);
```

```
% Construye vector columna de observaciones esperadas.
 yfit = [log(c(:)+1);log(cpue(:)+1)];
```

FUNRSD.M

```
function e = funrsd(parest0,C,CPUE,parfij,L,m,n,lambda)
% Calcula función de residuales: 'fun' para el programa LEASTSQ.

% Construye vector columna de observaciones.
 i=find(isnan(CPUE));
 CPUE(i) = [];
 y = [log(C(:));log(CPUE(:))];

% Cálculo de residuales
 yfit = gmodel(parest0,parfij,L,m,n,0);
 yfit(m*n+i) = [];
 e = (y-yfit);

% Pondera los residuales de la cpue por la raiz cuadrada de lambda.
 e(m*n+1:n*(m+1)-length(i)) = sqrt(lambda)*e(m*n+1:n*(m+1)-length(i));
```

JACOB.M

```
function J=jacob(model,beta,X,L,m,n,year)

% calcula jacobiano de GMODEL o FMODEL.

 p=length(beta);
 for k = 1:p,
    delta = zeros(size(beta));
    delta(k) = sqrt(eps)*beta(k);
      evalstr1 = [model,'(beta,X,L,m,n,year)'];
      evalstr2 = [model,'(beta+delta,X,L,m,n,year)'];
    yfit = eval(evalstr1);
    yplus = eval(evalstr2);
    J(:,k) = (yplus - yfit)/(sqrt(eps)*beta(k));
 end
```

SST.M

```
function [sse,rms,e] = sst(parest0,C,CPUE,parfij,L,m,n,lambda,year)
% Calcula suma de cuadrados totales: suma de cuadrados de capturas
% más suma de cuadrados de la cpue y residuales.

% Construye vector columna de observaciones.
 i=find(isnan(CPUE));
 CPUE(i) = [];
 y = [log(C(:));log(CPUE(:))];

% Cálculo de residuales
 yfit = gmodel(parest0,parfij,L,m,n,year);
 yfit(m*n+i) = [];
 e = y-yfit;
```

```
% Cálculo de la suma de cuadrados totales y suma de cuadrados medios.
 ssc = e(1:m*n)'*e(1:m*n);
 sscpue = e(m*n+1:n*(m+1)-length(i))'*e(m*n+1:n*(m+1)-length(i));
 sse = ssc+lambda*sscpue;
 nobs = n*(m+1)-length(i);
 npar = m+2*n+2;
 rms = sse/(nobs-npar);
```

COVAR.M

```
function [COV,CORR,EES] = covar(parest,parfij,C,CPUE,L,m,n,lambda)

% Cuadrados medios.
 [sse,rms,e] = sst(parest,C,CPUE,parfij,L,m,n,lambda,0);

% Jacobiano calculado usando la regla de la cadena.
 J = jacob('gmodel',parest,parfij,L,m,n,0);
 G = diag(ones(m+2*n+2,1)./exp(parest));
 J = J*G;

% Matrices de covarianzas y correlaciones.
 [Q R] = qr(J,0);
 Rinv = R\eye(size(R));
 xtxinv = Rinv*Rinv';
 COV = xtxinv*rms;
 CORR = COV./sqrt(diag(COV)*diag(COV)');

% Error estándar de los reclutamientos.
 VAR = diag(COV);
 esR = sqrt([VAR(1);VAR(m+1:m+n-1)]);

% Error estándar de los stocks anuales
 u = ones(1,m);
 varN = zeros(n,1);
 esN = zeros(n,1);
 for t = 1:n
    DN = zeros(m,m+2*n+2);
    COVN = zeros(m,m);
    if t == 1
      varN(t) = u*COV(1:m,1:m)*u';
      esN(t) = sqrt(varN(t));
    else
      DN = jacob('fmodel',exp(parest),parfij,L,m,n,t);
      COVN = DN*COV*DN';
      varN(t) = u*COVN*u';
      esN(t) = sqrt(varN(t));
    end
 end
% Error estándar de las mortalidades por pesca para el período anual.
 phi = parfij(2:n+1);
 varF = (phi.^2).*VAR(m+n:m+2*n-1);
 esF = sqrt(varF);

% Matriz de errores estándar.
 EES = [esR,esN,esF];
```

RESAM.M

```
function
[covar,corr,media,ees,cv,parboot,resboot]=resam(nboot,parest,C,CPUE,parfij,L,m,n,lambda)

% Bootstrap

% Residuales y predicción base
y = [log(C(:));log(CPUE(:))];
yfit = gmodel(parest,parfij,L,m,n,0);
e = y-yfit;

% Inicialización
parboot = zeros(nboot,m+2*n+2);
RESboot = zeros(nboot,3*n);

% Remuestreo
bootsam = zeros(m*n,nboot);
for i = 0:n:n*m
   if i==0
     bootsam = unidrnd(n,n,nboot);
   elseif i < n*m
     bootsam = [bootsam;unidrnd(n,n,nboot)+i];
   else
     bootsam = [bootsam;unidrnd(n,n,nboot)];
   end
end
E = e*ones(1,nboot);
Yfit = yfit*ones(1,nboot);
bootdata = exp(Yfit+E(bootsam));

% Simulación
 options(1) = 0;          % 0:no despliega resultados, 1: despliega resultados
 options(2) = 1e-6;       % precisión de cálculo de los parámetros a estimar
 options(3) = 1e-6;       % precisión de cálculo de la suma de cuadrados total
 options(5) = 0;      % 1-->G-N, 0-->L-M

t = 0;
for iter = 1:nboot
   t0 = clock;
   C = reshape(bootdata(1:m*n,iter),m,n);
   CPUE = bootdata(m*n+1:n*(m+1),iter);
   par = leastsq('funrsd',parest,options,[],C,CPUE,parfij,L,m,n,lambda);
   N = fmodel(exp(par),parfij,L,m,n,0);
   RES = [N(1,:),sum(N),parfij(2:n+1)'.*exp(par(m+n:m+2*n-1))'];
   parboot(iter,:) = par';
   resboot(iter,:) = RES;
   t=t+etime(clock,t0);
   tesp = nboot*t/iter;
   tfalta = (tesp-t)/60;
   disp(' iteración  Demora (min)')
   disp([iter,tfalta])
end
```

```
% Estadísticas
covar = cov(parboot);
corr = corrcoef(parboot);
media = reshape(mean(resboot),n,3);
ees = sqrt(reshape(var(resboot,1),n,3));
cv = ees./media;
```

PATRON.M

```
% PATRON  Calcula el patrón de explotación logístico.

function r = patron(L50,rango,L)

        r = ones(size(L))./(1+exp((L50+L(1)-L)*2*log(3)/rango));
```

Archivo de datos de prueba

```
% Datos de entrada para ACT_G
%
%       X Región
% Años de la serie
%  year = 93:96;
% Capturas a la talla. Primera columna son los extremos de los
% intervalos de talla [mm]. El último intervalo es 160+.
 C =
[  88      33049      43397      32449      64801
   98    1461009    1948282    1226192    1096787
  107    4016568    4157508    1763382    1282760
  115    3840958    2848601     936337     584198
  122    2510322    1645750     407057     229511
  128    1206584     777129     180583      78103
  134     489113     348021      60524      34220
  139     192789     169172      25848      13698
  143      76990      86693       9662       5834
  147      30406      41134       7257       2711
  150      13778      17386       4299        896
  153       5454      10623       2005        288
  156       2062       6894       1361        334
  158        924       4043        438        255
  160         98        652         22         32];

% Indice de cpue [#/hr. buceo].
 CPUE = [226.66 134.49  95.74  91.7];
% Parámetros fijos.
 M = 0.143; % [1/año].
 phi = [0.0384  0.1973  0.225  0.225]; % Duración de la temporada de pesca en fracciones de año.

% Parámetros iniciales.

N0 = [10967114
      12531472
      10671756
       6637310
```

```
          3068912
          1379308
           596058
           282586
           123276
            67597
            41610
            13004
             3522
             1317
              169];
R = [1.23E+07  1.23E+07  1.23E+07];
F = [23.462  9.820   2.666  0.866];
s = [13  5.6];
q = 5.36E-06;

% Ponderador de la suma de cuadrados
 lambda = 5.39
```

5. Programa de Análisis Secuencial a la Talla (AST)

Listado de Subprogramas

AST.M

```
clc,clear

% AST Estimación no lineal del stock mediante el
% modelo de Análisis Secuencial en Tallas.

% Programa principal

% Llama archivo de datos.
 archivo = input('Archivo de datos...? ','s');
 eval([archivo]);

% Extrae vector de talla y matriz de capturas de los datos ingresados.
 talla = C(:,1);
 C(:,1) = [];

% Construcción del vector de parámetros iniciales.
 par=[Ni1(:);N1t(:);F(:);s(:);q1;q2;a;b];

% Construcción del vector de parámetros fijos.
 nyear = length(year);
 parfij = [M;phi(:);K;Linf;t0;d;lambda1;lambda2;nyear];

while 1
        opcion = ['n_m1'
                  'l_s1'
                  'l_s1'
                  'van1'
```

```
                    'vbo1'];
    clc
        help opmenu
        nop = input('Elija opción : ');
        if ((nop <= 0) | (nop > 12))
                break
        end
        opcion = opcion(nop,:);
        eval(opcion)
end
clc
```

N_M1.M

```
% N_M. Método simplex de búsqueda de Nelder y Mead.

 options(1) = 1;                    % 0: no despliega resultados, 1: despliega resultados
 options(2) = 1e-6;       % precisión de cálculo de los parámetros a estimar
 options(3) = 1e-6;       % precisión de cálculo de la suma de cuadrados total

 parest = fmins('sst1',log(par),options,[],C,CPUE,IR,talla,edad,parfij);

 % Resultados: reclutamientos, abundancia total anual, y mortalidad por pesca del período anual.
 varnom = ['  Reclutas  '
           '  Stock     '
           '  Stock vul.'
           '  Mort. F   '];
 varcaso = ['93'
            '94'
            '95'
            '96'];
 [n,nv]= fast1(exp(parest),talla,edad,parfij);
 nedad = length(edad);
 RES = [[exp(parest(1));exp(parest(nedad+1:nedad+nyear-
1))],sum(n)',nv',parfij(2:nyear+1).*exp(parest(nedad+nyear:nedad+2*nyear-1))];
 tblwrite(RES,varnom,varcaso)
```

L_S1.M

```
% LS. Método de mínimos cuadrados: Levenberg-Marquard o Gauss-Newton.

 options(1) = 1;          % 0:no despliega resultados, 1: despliega resultados
 options(2) = 1e-6;       % precisión de cálculo de los parámetros a estimar
 options(3) = 1e-6;       % precisión de cálculo de la suma de cuadrados total

 if nop == 2
   options(5) = 0;        % L-M
 else
   options(5) = 1;    % G-N
 end
 parest = leastsq('funrsd1',log(par),options,[],C,CPUE,IR,talla,edad,parfij);

 % Resultados: reclutamientos, abundancia total anual, y mortalidad por pesca del período anual.
 varnom = ['  Reclutas  '
```

```
                ' Stock      '
                ' Stock vul.'
                ' Mort. F    '];
 varcaso = ['93'
            '94'
            '95'
            '96'];
 [n,nv]= fast1(exp(parest),talla,edad,parfij);
 nedad = length(edad);
 RES = [[exp(parest(1));exp(parest(nedad+1:nedad+nyear-
1))],sum(n)',sum(nv)',parfij(2:nyear+1).*exp(parest(nedad+nyear:nedad+2*nyear-1))];
 tblwrite(RES,varnom,varcaso)
```

VAN1.M

```
 % Cálculo de varianzas por el método Delta
 [COV,CORR,EES] = covar1(parest,C,CPUE,IR,talla,edad,parfij);
 CV = EES./RES;
 tblwrite(EES,varnom,varcaso)
 tblwrite(CV,varnom,varcaso)
```

VBO1.M

```
 % Cálculo de varianzas por bootstrap
 nboot = input('Número de muestras... ');
 [covar,corr,media,ees,cv,parboot,resboot] = resam1(nboot,parest,C,CPUE,IR,parfij,talla,edad);
 tblwrite(ees,varnom,varcaso)
 tblwrite(cv,varnom,varcaso)
 save bootres parboot,resboot
```

OPMENU.M

```
%              --- Menu ---
%
%              1)   Simplex
%              2)   Levenberg-Marquard
%              3)   Gauss-Newton
%              4)   Error estándar y cv asintóticos
%              5)   Error estándar y cv por bootstrap
%
%              0)   Salir
```

Listado de funciones

FAST1.M

```
function [y1,y2,y3,y4,y5,y6]=fast1(par,talla,edad,parfij,nout,time)

nedad=length(edad);
ntalla=length(talla);
nyear=parfij(length(parfij));
```

```
Ni1=par(1:nedad);
N1t=par(nedad+1:nedad+nyear-1);
F=par(nedad+nyear:nedad+2*nyear-1);
L50=par(nedad+2*nyear);
rango=par(nedad+2*nyear+1);
a=par(nedad+2*nyear+4);
b=par(nedad+2*nyear+5);
M=parfij(1);
phi=parfij(2:nyear+1);
K=parfij(nyear+2);
Linf=parfij(nyear+3);
t0=parfij(nyear+4);
d=parfij(nyear+5);

P=claveinv(talla,edad,K,Linf,t0,d,a,b);
Pinv=pinv(P);
rtalla=patron(L50,rango,talla);
redad=P'*rtalla;
U=diag(ones(1,nedad-1),-1); U(nedad,nedad)=1;
R=diag(redad(1:nedad));
h=1-exp(-F(:).*phi(:));

n=zeros(ntalla,nyear);
cero=zeros(nedad-1,1);
for i=1:nyear
        if i==1
                n(:,i)=P*Ni1(:);
        else
                Snat=U*exp(-M*(1-phi(i-1)));
                S=Snat*(eye(nedad,nedad)-R*h(i-1));
                T=P*S*Pinv;
                n(:,i)=T*n(:,i-1)+P*[N1t(i-1);cero];
        end
end

nv=(rtalla*ones(1,nyear)).*n;

N01=Ni1(1:5).*exp(((1:5)'+4)*M);
N02=N1t*exp(5*M);
N0=[flipud(N01);N02];

if (nargout==1)
        if (nout==1)
                y1=n(:,time);
        elseif (nout==2)
                y1=nv(:,time);
        end
else
        y1=n;
        y2=nv;
        y3=N0;
        y4=R;
        y5=P;
```

```
        y6=h;
end
```

GAST1.M

```
function [yfit,c,cpue,ir]=gast1(par,talla,edad,parfij)

ntalla=length(talla);
nedad=length(edad);
nyear=parfij(length(parfij));

par=exp(par);

[n,nv,N0,R,P,h]=fast1(par,talla,edad,parfij);

c=zeros(ntalla,nyear);
for i=1:nyear
        H=R*h(i);
        c(:,i)=(P*H*pinv(P))*n(:,i);
end

q1=par(nedad+2*nyear+2);
q2=par(nedad+2*nyear+3);

nvtot=sum(nv);
cpue=q1*nvtot'.*(1+h/2);
ir=q2*N0;

yfit=[log(c(:)+1);log(cpue(:));log(ir(:))];
```

FUNRSD1.M

```
function e = funrsd1(par,C,CPUE,IR,talla,edad,parfij)
% Calcula función 'fun' para ser usada en LEASTSQ.

 [m,n]=size(C);
 nyear=parfij(length(parfij));
 o=length(IR);

 i1=find(isnan(CPUE));
 CPUE(i1) = [];
 i2=find(isnan(IR));
 IR(i2) = [];
 y = [log(C(:)+1);log(CPUE(:));log(IR(:))];

% Cálculo de residuales
 yfit = gast1(par,talla,edad,parfij);
 i=[i1+m*n;i2+(m+1)*n];
 yfit(i) = [];
 e = (y-yfit);

% Pondera los residuales de la cpue por la raíz cuadrada de lambda.
 lambda1=parfij(nyear+6);
 lambda2=parfij(nyear+7);
```

```
 e(m*n+1:n*(m+1)-length(i1)) = sqrt(lambda1)*e(m*n+1:n*(m+1)-length(i1));
 e(n*(m+1)-length(i1)+1:n*(m+1)+o-length(i)) = sqrt(lambda2)*e(n*(m+1)-length(i1)+1:n*(m+1)+o-
length(i));
```

JACOB1F.M

```
function J=jacob1f(model,beta,X,talla,edad,nout,time)

% calcula jacobiano de fast1.m

 p=length(beta);
 for k = 1:p,
    delta = zeros(size(beta));
    delta(k) = sqrt(eps)*beta(k);
      evalstr1 = [model,'(beta,talla,edad,X,nout,time)'];
      evalstr2 = [model,'(beta+delta,talla,edad,X,nout,time)'];
    yfit = eval(evalstr1);
    yplus = eval(evalstr2);
    J(:,k) = (yplus - yfit)/(sqrt(eps)*beta(k));
 end
```

JACOB1G.M

```
function J=jacob1g(model,beta,X,talla,edad)

% calcula jacobiano de gast1.m

 p=length(beta);
 for k = 1:p,
    delta = zeros(size(beta));
    delta(k) = sqrt(eps)*beta(k);
      evalstr1 = [model,'(beta,talla,edad,X)'];
      evalstr2 = [model,'(beta+delta,talla,edad,X)'];
    yfit = eval(evalstr1);
    yplus = eval(evalstr2);
    J(:,k) = (yplus - yfit)/(sqrt(eps)*beta(k));
 end
```

SS1.M

```
function [sse,rms,e] = sst1(par,C,CPUE,IR,talla,edad,parfij)
% Calcula suma de cuadrados totales: suma de cuadrados de capturas
% más suma de cuadrados de la cpue y residuales.

 [m,n] = size(C);
 o = length(IR);

 i1 = find(isnan(CPUE));
 CPUE(i1) = [];
 i2 = find(isnan(IR));
 IR(i2) = [];
 y = [log(C(:)+1);log(CPUE(:));log(IR(:))];
```

```
 yfit = gast1(par,talla,edad,parfij);
 i = [i1+m*n,i2+(m+1)*n];
 yfit(i) = [];
 e = (y-yfit);

% Cálculo de la suma de cuadrados totales y suma de cuadrados medios.
 ssc = e(1:m*n)'*e(1:m*n);
 sscpue = e(m*n+1:n*(m+1)-length(i1))'*e(m*n+1:n*(m+1)-length(i1));
 ssir = e(n*(m+1)-length(i1)+1:n*(m+1)+o-length(i))'*e(n*(m+1)-length(i1)+1:n*(m+1)+o-length(i));
 lambda1 = parfij(n+6);
 lambda2 = parfij(n+7);
 sse = ssc+lambda1*sscpue+lambda2*ssir;
 nobs = n*(m+1)+o-length(i);
 npar = m+2*n+5;
 rms = sse/(nobs-npar);
```

COVAR1.M

```
function [COV,CORR,EES] = covar1(par,C,CPUE,IR,talla,edad,parfij)

 nedad = length(edad);
 ntalla = length(talla);
 nyear = parfij(length(parfij));

% Cuadrados medios.
 [sse,rms] = sst1(par,C,CPUE,IR,talla,edad,parfij);

% Jacobiano calculado usando la regla de la cadena.
 J = jacob1g('gast1',par,parfij,talla,edad);
 G = diag(ones(nedad+2*nyear+5,1)./exp(par));
 J = J*G;

% Matrices de covarianzas y correlaciones.
 [Q R] = qr(J,0);
 Rinv = R\eye(size(R));
 xtxinv = Rinv*Rinv';
 COV = xtxinv*rms;
 CORR = COV./sqrt(diag(COV)*diag(COV)');

% Error estándar de los reclutamientos.
 VAR = diag(COV);
 esR = sqrt([VAR(1);VAR(nedad+1:nedad+nyear-1)]);

% Error estándar de los stocks anuales
 u = ones(1,ntalla);
 varntot = zeros(nyear,1);
 esntot = zeros(nyear,1);
 for t = 1:nyear
    Dn = zeros(ntalla,nedad+2*nyear+5);
    COVn = zeros(ntalla,ntalla);
    Dn = jacob1f('fast1',exp(par),parfij,talla,edad,1,t);
    COVn = Dn*COV*Dn';
    varntot(t) = u*COVn*u';
```

```
    esntot(t) = sqrt(varntot(t));
  end

 % Error estándar de los stocks vulnerables
  u = ones(1,ntalla);
  varnvtot = zeros(nyear,1);
  esnvtot = zeros(nyear,1);
  for t = 1:nyear
     Dnv = zeros(ntalla,nedad+2*nyear+5);
     COVnv = zeros(ntalla,ntalla);
     Dnv = jacob1f('fast1',exp(par),parfij,talla,edad,2,t);
     COVnv = Dnv*COV*Dnv';
     varnvtot(t) = u*COVnv*u';
     esnvtot(t) = sqrt(varnvtot(t));
  end

% Error estándar de las mortalidades por pesca para el período anual.
  phi = parfij(2:nyear+1);
  varF = (phi.^2).*VAR(nedad+nyear:nedad+2*nyear-1);
  esF = sqrt(varF);

% Matriz de errores estándar.
  EES = [esR,esntot,esnvtot,esF];
```

RESAM1.M

```
function
[covar,corr,media,ees,cv,parboot,resboot]=resam1(nboot,parest,C,CPUE,IR,parfij,talla,edad)

% Bootstrap

nedad = length(edad);
ntalla = length(talla);
nyear = parfij(length(parfij));
nir = length(IR);

% Residuales y predicción base
y = [log(C(:)+1);log(CPUE(:));log(IR(:))];
yfit = gast1(parest,talla,edad,parfij);
e = y-yfit;

% Inicialización
parboot = zeros(nboot,nedad+2*nyear+5);
RESboot = zeros(nboot,4*nyear);

% Remuestreo
bootsam = zeros(ntalla*nyear,nboot);
for i = 0:nyear:nyear*(ntalla+1)
   if i==0
      bootsam = unidrnd(nyear,nyear,nboot);
   elseif i < nyear*ntalla
      bootsam = [bootsam;unidrnd(nyear,nyear,nboot)+i];
   elseif i==nyear*ntalla
      bootsam = [bootsam;unidrnd(nyear,nyear,nboot)];
```

```
    else
      bootsam = [bootsam;unidrnd(nir,nir,nboot)];
    end
  end
  E = e*ones(1,nboot);
  Yfit = yfit*ones(1,nboot);
  bootdata = exp(Yfit+E(bootsam));

  % Simulación
   options(1) = 1;          % 0:no despliega resultados, 1: despliega resultados
   options(2) = 1e-4;       % precisión de cálculo de los parámetros a estimar
   options(3) = 1e-4;       % precisión de cálculo de la suma de cuadrados total
   options(5) = 0;      % 1-->G-N, 0-->L-M
   options(16) = 1e-12;

  t = 0;
  for iter = 1:nboot
     t0 = clock;
     C = reshape(bootdata(1:ntalla*nyear,iter),ntalla,nyear);
     CPUE = bootdata(ntalla*nyear+1:nyear*(ntalla+1),iter);
     IR = bootdata(nyear*(ntalla+1)+1:nyear*(ntalla+1)+nir,iter);
     par = leastsq('funrsd1',parest,options,[],C,CPUE,IR,talla,edad,parfij);
     [n,nv,N0,R,P,h]=fast1(exp(par),talla,edad,parfij);
     RES = [[exp(par(1));exp(par(nedad+1:nedad+nyear-
1))],sum(n)',sum(nv)',parfij(2:nyear+1).*exp(parest(nedad+nyear:nedad+2*nyear-1))];
     parboot(iter,:) = par';
     resboot(iter,:) = RES(:)';
     t=t+etime(clock,t0);
     tesp = nboot*t/iter;
     tfalta = (tesp-t)/60;
     disp(' iteración  Demora (min)')
     disp([iter,tfalta])
  end

  % Estadísticas
  covar = cov(parboot);
  corr = corrcoef(parboot);
  media = reshape(mean(resboot),nyear,4);
  ees = sqrt(reshape(var(resboot,1),nyear,4));
  cv = ees./media;
```

CLAVEINV.M

```
function P=claveinv(Lc,edad,K,Linf,t0,d,a,b);

nedad=length(edad);
ntalla=length(Lc);
Lmed=Linf*(1-exp(-K*d*(edad(:)-0.5-t0))).^(1/d);
Lmed=ones(ntalla,1)*Lmed';
estd=a+b*sqrt(edad(:));
estd=ones(ntalla,1)*estd';
w=Lc(2)-Lc(1);
```

```
Lsup=(Lc(:)+w/2)*ones(1,nedad);
Linf=(Lc(:)-w/2)*ones(1,nedad);

p1=normcdf(Linf,Lmed,estd);
p2=normcdf(Lsup,Lmed,estd);
P=p2-p1;
pmarg=sum(P);
P=P./(ones(ntalla,1)*pmarg);
```

PATRON.M

```
% PATRON  Calcula el patrón de explotación logístico.

function r = patron(L50,rango,L)

      r = ones(size(L))./(1+exp((L50-L)*2*log(3)/rango));
```

Archivo de datos de prueba

DATX.M

```
% Datos de entrada para AST
%
%       X Región

% Años de la serie
 year = 93:96;

% Vector de edades
 edad = 5:13;

% Capturas a la talla. Primera columna son los extremos de los
% intervalos de talla [mm]. El último intervalo es 174+.
 C = [91.5      1240      1202      1215      1666
      94.5      4422      3413      1744     12166
      97.5     15649     20115     10505     30698
     100.5    185371    253371    199583    257096
     103.5    509956    706388    423115    400799
     106.5    908935   1095612    544940    484029
     109.5   1478368   1643867    657083    576599
     112.5   1623458   1682631    597996    444536
     115.5   1865910   1515379    477890    375805
     118.5   1700699   1272965    381131    277589
     121.5   1790997   1153752    310209    178614
     124.5   1411730    914157    194726    142372
     127.5   1133906    714986    145014     75602
     130.5    815636    495445    112285     51853
     133.5    552822    335880     66160     31114
     136.5    353771    235602     32876     22215
     139.5    189156    166170     23650     15802
     142.5    115496     98766     13203      5412
     145.5     67940     70855      5620      5274
```

```
148.5    32062    47717    5463    2775
151.5    18980    18523    5766    1194
154.5     7810    14291    1919     531
157.5     3307     8271    1791     384
160.5      912     7501     219     360
163.5      334      680       0       0
166.5      733      266       0       0
169.5      965        0       0       0
172.5      158        0       0       0
175.5      648        0       0       0];

% Indice de cpue [#/hr. buceo].
 CPUE = [226.66 134.49 95.74 91.7];

% Indice de reclutamiento [proporción de individuos <=30 mm] en el intermareal-
 IR = [0.17 0.3 0.27 0.09 0.11 0.09 0.33 0.2];

% Parámetros fijos.
 M = 0.143; % [1/año].
 phi = [0.0356 0.1973 0.225 0.225]; % Duración de la temporada de pesca en fracciones de año.
 K = 0.34771;
 Linf = 189.3919;
 t0 = -5.068905;
 d = 0.4;
 lambda1 = 14;
 lambda2 = 20;

% Parámetros iniciales.
 Ni1 = [ 7072771
         5387232
        11260797
        10860952
         5935325
         1932719
          900000
          500000
          135104];

 N1t = [6405104 20777687 12535054];
 F = [46.6725 16.5589 8.6993 5.0438];
 s = [110 3];
 q1 = 9.63622E-06;
 q2 = 7.80518E-09;
 a = 1;
 b = 2;
```