

ANALISIS RETROSPECTIVO DE LA EVALUACION DE MERLUZA COMUN (*MERLUCCIUS GAYI*) UTILIZANDO ANALISIS SECUENCIAL DE LA POBLACION SINTONIZADO

RETROSPECTIVE ANALYSIS OF THE ASSESSMENT OF THE CHILEAN HAKE (*MERLUCCIUS GAYI*) BY USING A TUNING SEQUENTIAL POPULATION ANALYSIS

Luis Cubillos, Pamela Sobarzo y Hugo Arancibia

RESUMEN

Se realiza un análisis retrospectivo de la evaluación de stock del recurso merluza común de la zona centro-sur de Chile (30° S-40° S), con el objeto de identificar sesgos en la evaluación que se realiza anualmente mediante el Análisis Secuencial de la Población (ASP) con proceso de sintonización *ad hoc*, utilizando la captura por unidad de esfuerzo como información auxiliar. El análisis muestra una consistente sobreestimación de la mortalidad por pesca de los reclutas y de las edades más jóvenes en cada año terminal y, por ende, una subestimación de la abundancia para esas mismas edades, lo que es consecuencia de la estimación del patrón de explotación para el año terminal. Un procedimiento de estimación de varianza del ASP, utilizando una forma paramétrica del método bootstrap, demuestra que el patrón de explotación en el año terminal tiene una gran incidencia sobre los resultados de la evaluación. Se recomienda mejorar la calidad de la información auxiliar y además evaluar la posibilidad de estimar la mortalidad por pesca del año más reciente, separadamente para cada clase de edad, siendo necesario para ello utilizar datos de esfuerzo de pesca, u otro índice auxiliar como abundancia relativa obtenidas de evaluaciones directas.

Palabras claves: Evaluación de stock, análisis retrospectivo, merluza común, zona centro-sur (Chile).

ABSTRACT

A retrospective analysis of the stock assessment of the Chilean hake resource off central-southern Chile (30°S-40°S) is carried out. The objective is to identify bias in the annual stock assessment by using an *ad hoc* tuning Sequential Population Analysis (SPA), which considers catch per unit effort data as auxiliary information. The retrospective analysis showed a consistent overestimation of the fishing mortality for the recruits and younger ages for each terminal year and, therefore, an underestimation of the abundance for the same ages. This is due to the exploitation pattern, estimated for the most recent year. A procedure to estimate variance from the SPA, using a parametric form of the bootstrap method, showed that the exploitation pattern in the terminal year has a great incidence on the results of the evaluation. It is recommended to improve the auxiliary information and to consider the possibility of estimating the fishing mortality separately for each age class in the most recent year, being necessary to use fishing effort data or another abundance index as obtained from surveys.

Key words: Stock assessment, retrospective analysis, Chilean hake, central-southern area (Chile).

Fecha de recepción: 23 - 11 - 93. Fecha de aceptación: 1 - 9 - 94.

INTRODUCCION

La merluza común (*Merluccius gayi*) es el más importante recurso demersal explotado en la zona centro-sur de Chile, principalmente entre

Los Vilos (31° 55'S) por el norte, y Corral (39° 50'S) por el sur, tanto en forma artesanal como industrial. La evolución histórica del desembarque de merluza común, comprendida entre 1940 y 1976, revela etapas sucesivas de desarrollo, crecimiento, estabilidad, fluctuación y declinación. Sin embargo, a contar de 1976 se identifica una nueva etapa de estabilidad en los

desembarques, en torno a las 30 mil toneladas anuales, para posteriormente exhibir un nuevo período de crecimiento a partir de 1988, situación que se mantiene hasta 1992 (Fig. 1).

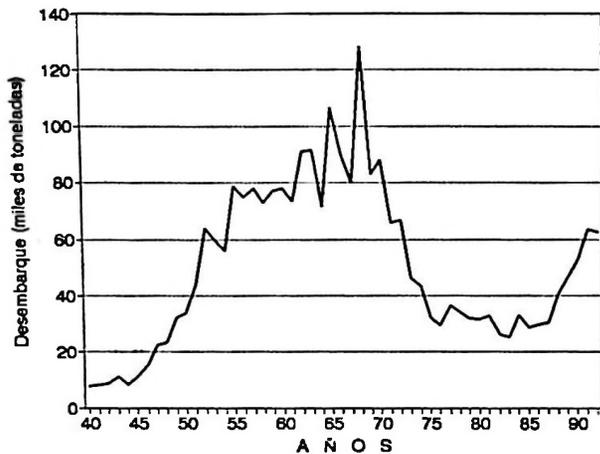


Figura 1. Evolución histórica del desembarque de merluza común en la zona centro-sur de Chile (Fuente: Servicio Nacional de Pesca).

Historic evolution of the Chilean hake landings in central-southern Chile (Source: Servicio Nacional de Pesca).

La evaluación del stock de merluza común se realiza anualmente mediante el Análisis Secuencial de la Población (ASP; Gulland, 1965, Megrey, 1989), y desde 1991 se considera información auxiliar para estabilizar y calibrar los resultados del ASP (Payá *et al.*, 1992; 1993; Arancibia & Cubillos, 1993). La información auxiliar utilizada para calibrar el ASP corresponde a la captura por unidad de esfuerzo, expresada en toneladas por hora de arrastre del grupo de embarcaciones de 1.250 a 2.500 HP del motor principal, las cuales debido a su gran autonomía tienen acceso a una mayor área geográfica de distribución del recurso, permitiendo buscar sus concentraciones. De esta manera, si bien la información auxiliar no da cuenta de un índice estandarizado, el rendimiento de estas embarcaciones reflejaría de mejor forma las variaciones de la abundancia relativa del recurso en un área más amplia, lo que no ocurre con las embarcaciones más pequeñas que están restringidas a un área de operación muy cercana a sus puertos bases (Bustos *et al.*, 1991; Payá *et al.*, 1992).

No obstante lo anterior, la evaluación de stock, realizada anualmente mediante una me-

todología vigente como el ASP, puede presentar notables sesgos en las estimaciones de biomasa y mortalidad por pesca, incluso cuando se considera la mejor información auxiliar para estabilizar y calibrar los resultados del ASP. Una forma de identificar probables sesgos en la evaluación de stock, consiste en realizar un análisis retrospectivo, donde la evaluación de stock más reciente se considera como la mejor aproximación de la verdadera situación del stock (Sinclair *et al.*, 1990; ICES 1991). En este contexto, el objetivo de este trabajo es realizar tal análisis, considerando un procedimiento de sintonización *ad hoc* del ASP similar al que se ha utilizado en evaluaciones pasadas (Payá *et al.*, 1992; 1993; Arancibia & Cubillos, 1993).

En otras palabras, se desea determinar si el algoritmo de sintonización *ad hoc* del ASP a utilizar es adecuado para evaluar al recurso merluza común de Chile centro-sur, a través del análisis del grado de consistencia de las evaluaciones realizadas con una misma técnica. Cabe señalar que la principal característica del ASP, con el proceso de sintonización *ad hoc* implementado, supone que los datos de captura y mortalidad natural están libres de error. De esta manera, la estocasticidad sólo se supone presente en las relaciones utilizadas en el proceso de sintonización. Esta aclaración es de fundamental importancia para el proceso de estimación de varianza que se utiliza en este trabajo, en base a lo propuesto por Butterworth *et al.* (1990).

MATERIALES Y METODOS

Datos básicos

Los datos básicos utilizados en este trabajo están referidos principalmente al período 1975-1992 y corresponden a la captura por unidad de esfuerzo de las embarcaciones de 1.250 a 2.500 HP del motor principal (Fig. 2); la captura en número de ejemplares por grupos de edad y los pesos promedio por grupo de edad, que fueron obtenidos de Payá *et al.* (1993) en base a estimaciones pertenecientes al Instituto de Fomento Pesquero.

La opción analítica en el presente trabajo considera a la población de merluza común como globalmente homogénea en cuanto a sus

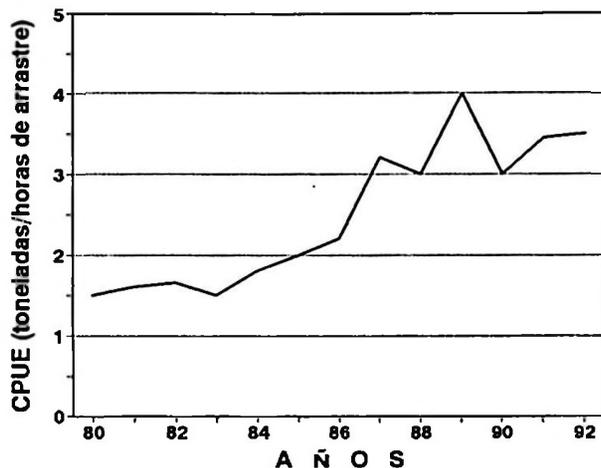


Figura 2. Evolución de la captura por unidad de esfuerzo estimada para la merluza común en base al grupo de embarcaciones de 1.250 a 2.500 HP (Bustos *et al.*, 1990; 1991; Payá *et al.*, 1992; 1993).

Evolution of the catch per unit of effort estimated for the Chilean hake according to the group of boats between 1,250 to 2,500 HP (Bustos *et al.*, 1990; 1991; Payá *et al.*, 1992; 1993).

procesos básicos de producción, a pesar de las características diferenciales en el crecimiento y mortalidad natural de machos y hembras (Arancibia & Cubillos, 1993).

Análisis Secuencial de la Población

El Análisis Secuencial de la Población (ASP), formulado por Gulland (1965), es una herramienta analítica que permite reconstruir la abundancia absoluta de una población, por edad, en años previos (Pope, 1972; Gulland, 1965; Mesnil, 1980; Megrey, 1989). El ASP se basa en la ecuación de captura de Baranov y en la ecuación de sobrevivencia de una cohorte (Ricker, 1975; Beverton & Holt, 1956), las que se expresan respectivamente por

$$C_{a,t} = \frac{F_{a,t} N_{a,t} [1 - \exp \{ - (F_{a,t} + M) \}]}{F_{a,t} + M} \quad (1)$$

$$N_{a+1,t+1} = N_{a,t} \exp \{ - (F_{a,t} + M) \} \quad (2)$$

donde los siguientes datos deben estar disponibles:

$C_{a,t}$ = matriz de captura en número de ejemplares a la edad a en el año t ; donde $a = 1, 2, \dots, m$; y $t = 1, 2, \dots, n$.

M = tasa de mortalidad natural, supuesta constante entre edades y años.
para estimar:

$N_{a,t}$ = matriz del número de ejemplares que había en el mar a la edad a y a comienzos del año t ; y,

$F_{a,t}$ = matriz de la mortalidad por pesca para la edad a durante el año t .

Se destaca que para estimar $N_{a,t}$ y $F_{a,t}$ la ecuación (1) se divide por la ecuación (2), para obtener el algoritmo básico que permite resolver el ASP, i.e.

$$\frac{C_{a,t}}{N_{a+1,t+1}} = \frac{F_{a,t} [\exp (F_{a,t} + M) - 1]}{(F_{a,t} + M)} \quad (3)$$

Sin embargo, la ecuación (3) no tiene una solución analítica y debe ser resuelta numéricamente dado un valor de $N_{a+1,t+1}$ obtenido a través de la ecuación (1) y aplicada a la edad más vieja y año más reciente, suponiendo un valor razonable de F . De esta manera el ASP trabaja hacia atrás a partir de la edad más vieja y año más reciente, donde usualmente se especifican los valores terminales de cada cohorte que en términos de la mortalidad por pesca son

$F_{m,t} : t = 1, 2, \dots, n-1$ (para la edad más vieja, m); y,

$F_{a,n} : a = 1, 2, \dots, m$ (para el año más reciente, n).

Según Butterworth *et al.* (1990), "en la ausencia de información adicional (o supuestos), estos F terminales podrían caer, en principio, en el rango $[0, \infty]$, y por lo tanto la correspondiente estimación histórica de la abundancia sería arbitraria a estos datos de entrada al método". Para evitar tal subjetividad, es necesario contar con un algoritmo objetivo que permita resolver el ASP, tal como el proceso de sintonización que se describe a continuación y que ha sido utilizado, con leves modificaciones, en evaluaciones previas de merluza común por Payá *et al.* (1993) y Arancibia & Cubillos (1993).

Proceso de sintonización *ad hoc* del ASP

Un proceso de sintonización *ad hoc* para resolver el ASP, consiste en aprovechar la propiedad autocorrectiva del ASP para "ajustar" iterativamente los F terminales, y se basa en

dos etapas: (a) estabilización del ASP y estimación del patrón de explotación edad-específico; y (b) calibración de los resultados del ASP con información auxiliar independiente (esfuerzo de pesca, captura por unidad de esfuerzo, otros).

En este trabajo, el proceso de estabilización consistió en estimar iterativamente la mortalidad por pesca de la edad más vieja ($F_{m,t}$) bajo el supuesto de que el patrón de explotación edad-específico (S_a , o selectividad) es constante en las edades más viejas; es decir, se supone que $p+1$ edades más viejas son igualmente vulnerables a la pesquería, i.e.

$$S_{m-p} = S_{m-p+1} = \dots = S_{m-1} = S_m,$$

lo cual es de gran utilidad para estimar la mortalidad por pesca de la edad más vieja. En este trabajo, se consideró un promedio geométrico dado por

$$\hat{F}_{m,t} = \left[\prod_{a=m-p}^{m-1} F_{a,t} \right]^{\frac{1}{p}} \quad (4)$$

donde p indica el número de edades más viejas adyacentes a la terminal m .

En el caso de la mortalidad por pesca del año más reciente ($F_{a,n}$), primero se calculó el patrón de explotación edad-específico promedio para el año n (S_a^n), i.e.

$$S_a^n = \frac{S_a}{\text{máx} [\bar{S}_a]} \quad (5.1)$$

donde

$$S_a = \left[\prod_{t=n-k}^{n-1} S_{a,t} \right]^{\frac{1}{k}} \quad (5.2)$$

y

$$S_{a,t} = \frac{F_{a,t}}{\text{máx} [F_{a,t}]} \quad (5.3)$$

donde k representa el número de años más recientes considerados en la estimación del patrón de explotación para el año más reciente (S_a^n), cuya varianza se estima por

$$\hat{\sigma}_{S_a}^2 = \frac{1}{k-1} \sum_{t=n-k}^{n-1} [\text{Ln} (S_{a,t}) - \text{Ln} (S_a)]^2 \quad (6)$$

Una vez obtenido S_a^n , éste se multiplica por la mortalidad por pesca de las edades completamente vulneradas del año más reciente (F_n), i.e.

$$\hat{F}_{a,n} = \bar{S}_a^n \hat{F}_n \quad (7)$$

Las ecuaciones (4) a (7) se aplican en ASP sucesivos hasta lograr estabilidad en los resultados. Sin embargo, debido a que F_n en la ecuación (7) es aún incierto, éste se debe calibrar utilizando información auxiliar. Para calibrar F_n se utilizó la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) bajo el supuesto de que la biomasa vulnerable (B_v) de merluza común y la CPUE son directamente proporcionales. En este contexto, la B_v se calcula para cada año mediante la siguiente ecuación:

$$B_{v,t} = \sum_{a=1}^{a=m} N_{a,t} w_{a,t} S_{a,t} \quad (8)$$

donde $S_{a,t}$ se estima para cada año a través de la ecuación (5.3). Posteriormente, se calcula la pendiente de la siguiente relación entre la B_v y la CPUE (exceptuando el año más reciente), con intercepción igual a cero:

$$\beta = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} B_{v,t} \text{CPUE}_t}{\sum_{t=1}^{n-1} \text{CPUE}_t^2} \quad (9)$$

Se destaca que no es necesario que esta relación cubra desde el primer año que considera el ASP. En este estudio, los datos de CPUE comienzan en 1980 (Fig. 2), y la ecuación (9) se aplicó a partir de este año. Luego, a través de β y la CPUE del año más reciente (n) se estima la correspondiente biomasa vulnerable, i.e.

$$\hat{B}_{v_n} = \beta \text{CPUE}_n \quad (10)$$

la que se utiliza con la B_v estimada desde el ASP a partir de F_n y S_a^n (ecuación 7), para obtener un nuevo valor de F_n para las edades completamente vulneradas en el último año, i.e.

$$\hat{F}_n = \hat{F}_n \left(\frac{B_{v_n}}{B_{v_n}} \right) \quad (11)$$

A partir de este nuevo valor de F_n , y por supuesto de F_{na} (ecuación 7), se vuelve a iniciar el proceso de estabilización del ASP hasta que las biomásas vulnerables estimadas de la regresión y desde el ASP converjan a un valor muy próximo.

Análisis retrospectivo

Se utilizó el proceso de sintonización descrito previamente para evaluar al recurso merluza común considerando los siguientes años terminales: 1983, 1984, 1985, 1986, 1987, 1988, 1989, 1990, 1991 y 1992. Estas 10 evaluaciones de stock se analizaron de acuerdo a los procedimientos descritos por Sinclair *et al.* (1990) e ICES (1991), y que consiste en graficar en el tiempo la abundancia de reclutas, de las edades parcialmente vulneradas y de las edades completamente vulneradas, así como la correspondiente mortalidad por pesca promedio para estos mismos grupos de edad.

Como se puede observar, cada evaluación de stock termina en un año j (1983, 1984, ... 1991) y contiene diferentes años hacia atrás. En este contexto, para analizar la consistencia de la técnica de evaluación entre años, las estimaciones de abundancia (N) y mortalidad por pesca (F) en cada año terminal j se compararon con respecto a las estimaciones obtenidas para los años j a partir del año más reciente (último año disponible denominado $T = 1992$). Con este propósito se calculó las siguientes desviaciones logarítmicas amplificadas por 100:

$$100 \ln \left(\frac{N_{a,j}}{N_{a,T}^T} \right) \quad (12.1)$$

y

$$100 \ln \left(\frac{F_{a,j}}{F_{a,T}^T} \right) \quad (12.2)$$

Posteriormente, la frecuencia de las desviaciones logarítmicas calculadas por edad, se ordenó considerando los siguientes límites inferiores de intervalos: 70, 50, 30, 10, -10, -30, -50 y -70. Luego, las desviaciones se agruparon en los grupos de edad de reclutas, parcialmente vulneradas, y completamente vulneradas. También se calculó el promedio de las desviaciones

y la desviación estándar, donde el promedio es una medida del sesgo. Otro indicador fue el cálculo de "blunder" que indica la frecuencia de errores "grandes" (y "pequeños"); es decir, la ocurrencia de desviaciones absolutas sobre (o bajo) el 50%. Se destaca que una desviación de 50 corresponde a 1,65 veces el valor de la evaluación más reciente ($T=1992$).

Procedimiento para la estimación de varianza

El procedimiento utilizado para estimar la varianza se basa en Butterworth *et al.* (1990), y consiste en una forma paramétrica del método bootstrap de Efron (1982, 1985). El procedimiento consiste en tomar un número de valores alternativos, e igualmente probables, de la matriz de mortalidad por pesca ($F_{a,t}^R$), los que se generan utilizando una forma paramétrica de la distribución del error, donde $R = 1, 2, \dots, R_{\max}$ es número relativamente elevado (≥ 100). Butterworth *et al.* (1990) utilizaron datos de esfuerzo de pesca para sintonizar el ASP, razón por la cual el procedimiento descrito por ellos no es aplicable para el proceso de sintonización *ad hoc* implementado en este trabajo. La principal diferencia ocurre en el cálculo del patrón de explotación y en la calibración utilizada, de tal manera que las modificaciones utilizadas en este trabajo se describen a continuación.

Una vez que el ASP se encuentra estabilizado y calibrado, los valores alternativos de la mortalidad por pesca en el año más reciente (n) se generan aleatoriamente a partir de la estructura del error del patrón de explotación, i.e.

$$\bar{S}_a^R = \bar{S}_a \exp(\epsilon_{a,n}^R) \quad (13)$$

para $a = 1, \dots, m$; donde $\epsilon_{a,n}^R$ se elige al azar desde $N[0; (\sigma'_{sa})^2]$, y

$$(\hat{\sigma}_{sa}^R)^2 = \frac{\hat{\sigma}_{sa}^2}{k} + \sigma_{sa}^2 = \frac{k+1}{k} \hat{\sigma}_{sa}^2 \quad (14)$$

Los valores alternativos e igualmente probables del patrón de explotación (S_a^R) son adecuadamente re-escalados (ver ecuación 5.1.) para calcular valores alternativos de mortalidad por pesca por edad en el año más reciente, i.e.

$$F_{a,n}^R = \hat{F}_n \left(\frac{\bar{S}_a^R}{\max[S_a^R]} \right) = \hat{F}_n \bar{S}_a^{-R} \quad (15)$$

Sin embargo, debido a que F_n depende de la relación entre la Bv y la CPUE, valores alternativos e igualmente probables de F_n (F_n^R) se generaron considerando que

$$\hat{Bv}_n^R = \beta CPUE_n + \varepsilon_t^R$$

para luego obtener

$$F_n^R = \hat{F}_n \left(\frac{Bv_n}{\hat{Bv}_n^R} \right)$$

donde ε_t^R se eligió al azar desde $N[0, \sigma_{Bv}^2]$, y

$$\sigma_{Bv}^2 = \sigma_{Bv, CPUE}^2 \left(1 + 1/n + CPUE_n^2 / \sum_{t=1}^{n-1} CPUE_t^2 \right)$$

En este procedimiento de estimación de varianzas, valores alternativos de la mortalidad por pesca para las edades más viejas ($F_{m,t}^R$) se generaron de acuerdo a las ecuaciones dadas por Butterworth *et al.* (1990).

Parámetros básicos utilizados en las evaluaciones

En la ejecución de cada ASP se consideró la mortalidad natural (M) estimada en $0,3 \text{ año}^{-1}$ para ambos sexos por Arancibia & Cubillos (1993), la que se consideró constante entre edades y años. El parámetro p de la ecuación (4) se fijó en 4, y la edad 13 en las capturas se consideró como la más vieja (m), en tanto el cálculo del patrón de explotación consideró los 4 años más recientes ($k=4$ en la ecuación 5.2 y 6). Además, en cada evaluación se agrupó las siguientes edades: 2 como la edad de reclutas; edades 3 a 8 como parcialmente vulneradas y edades 9 a 13 como completamente vulneradas. Finalmente, en la estimación de varianzas mediante el bootstrap paramétrico, se consideró $R_{\max} = 150$.

RESULTADOS

La evaluación más reciente del recurso merluza común (año terminal 1992), se muestra en la Figura 3 y la calibración con la información auxiliar se muestra en la Figura 4. Se observa así que la abundancia numérica del stock 3+ presentó una tendencia creciente desde cerca de 600 millones de ejemplares en 1975, hasta

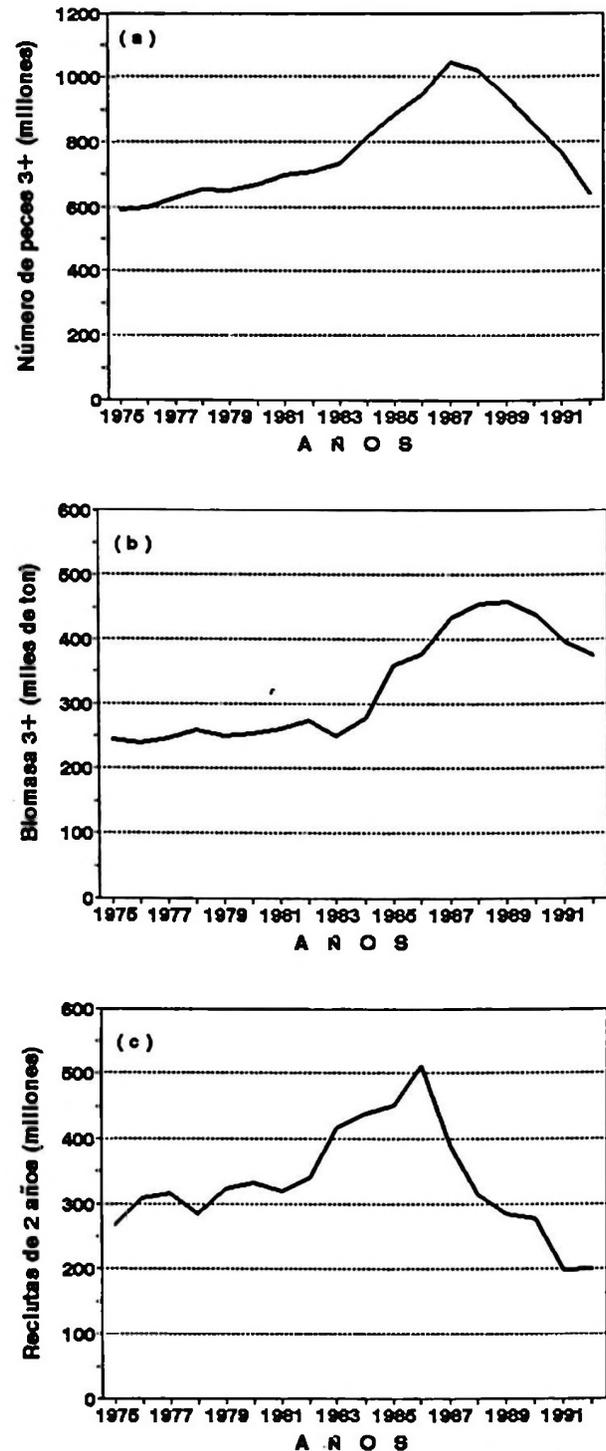


Figura 3. Evaluación más reciente de merluza común utilizando el Análisis Secuencial de la Población sintonizado: (a) abundancia en número de peces, (b) biomasa, y (c) reclutas. Periodo 1975-1992.

Most recent assessment of the Chilean hake using the tuning Sequential Population Analysis: (a) abundance in number of fishes, (b) biomass, and (c) recruits. Period: 1975-1992.

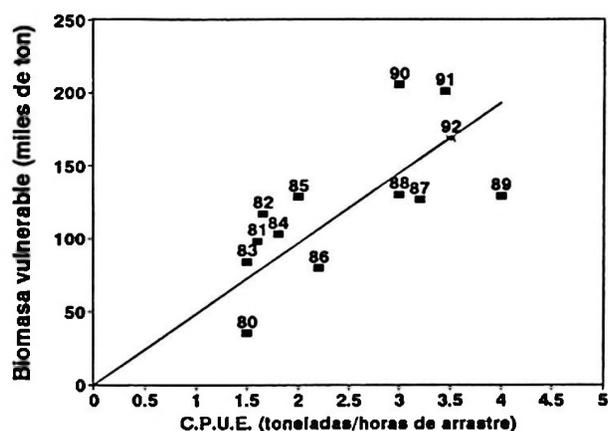


Figura 4. Relación entre la biomasa vulnerable de merluza común y la captura por unidad de esfuerzo de las embarcaciones de 1.250 a 2.500 HP, utilizada en la calibración de la mortalidad por pesca (F_p) en 1992.

Relationship between the vulnerable biomass of the Chilean hake and the catch per unit of effort of the trawlers between 1,250 and 2,500 HP, as used for the calibration of the fishing mortality (F_p) in 1992.

alcanzar un máximo sobre los 1000 millones de peces en 1987 y 1988, para luego iniciar una tendencia decreciente hasta alcanzar casi a 600 millones de individuos en 1992 (Fig. 3a). La biomasa del stock 3+, en cambio, presenta una estabilización entre 1975 y 1984, con alrededor de 250 mil toneladas anuales, y posterior a 1984 una etapa de crecimiento hasta alcanzar una

estabilización en niveles cercanos a 450 mil toneladas entre 1988 y 1990 (Fig. 3b). La abundancia de reclutas, por otra parte, muestra que el reclutamiento se mantuvo por sobre los 250 millones de peces entre 1975 y 1990, siendo aquellos reclutamientos de 1991 y 1992 (ca. 200 millones) los más bajos de todo el período (Fig. 3c); destaca además, las clases anuales más fuertes reclutadas entre 1983 y 1987 sobre los 400 millones de ejemplares (Fig. 3c).

El análisis retrospectivo de la evaluación del recurso merluza común, a través de las desviaciones logarítmicas de la abundancia numérica y de la mortalidad por pesca de cada año terminal con respecto al año más reciente, se muestra en las Tablas 1 y 2, en tanto las Figuras 5 y 6 muestran los resultados de las evaluaciones pasadas utilizando el ASP sintonizado (para mayor claridad, las evaluaciones de los años terminales 1983 a 1986 no se muestran en las figuras).

El promedio de la razón de las desviaciones logarítmicas de la abundancia muestra un sesgo hacia la subestimación en cada año terminal, particularmente de los reclutas (edad 2) y de los peces de edad 3 donde en 6 de los 9 años las desviaciones son mayores a 50 en valor absoluto (Tabla 1). El grupo de edades parcialmente vulneradas presenta las mayores desviaciones en el intervalo $[-30 < p \leq -10]$ y $[p \leq -70]$. El grupo de edades completamente vulneradas, en cam-

Tabla 1. Frecuencia de las desviaciones logarítmicas de la abundancia (N) en el análisis retrospectivo de merluza común (R = edad de nuevos reclutas; PV = edades parcialmente vulneradas; CV = edades completamente vulneradas; d.s. = desviación estándar).

Frequency of logarithmic deviations of the abundance (N) in retrospective analysis of the Chilean hake (R = recruits; PV = ages partially vulnerable; CV = fully vulnerable ages; d.s. = standard deviation).

	E D A D												Total	Grupos de edad		
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13		R	PV	CV
70 < p	0	1	0	0	0	0	0	1	0	3	2	1	8	0	1	7
50 < p ≤ 70	1	0	1	0	0	0	0	0	2	0	0	0	4	1	1	2
30 < p ≤ 50	1	1	1	2	1	1	3	0	1	0	0	1	12	1	9	2
10 < p ≤ 30	0	0	1	1	1	2	0	2	1	1	1	1	11	0	5	6
-10 < p ≤ 10	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	2	0	2	0
-30 < p ≤ -10	0	2	1	2	3	2	1	2	1	1	1	4	20	0	11	9
-50 < p ≤ -30	2	1	2	1	2	1	2	1	2	2	2	0	18	2	9	7
-70 < p ≤ -50	0	0	1	2	0	1	1	2	0	1	2	1	11	0	5	6
p ≤ -70	5	4	2	0	1	2	2	1	2	1	1	1	22	5	11	6
"blunder"																
p > 50	6	5	4	2	1	3	3	4	4	5	5	3	45	6	18	21
p < 50	3	4	5	7	8	6	6	5	5	4	4	6	63	3	36	24
Total	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	108	9	54	45
Promedio	-76	-36	-24	-12	-18	-23	-24	-16	-21	+0	-6	-10	-22	-76	-23	-11
d.s.	94	69	51	43	37	44	55	49	71	70	79	54	19	0	8	8

Tabla 2. Frecuencia de las desviaciones logarítmicas de la mortalidad por pesca (F) en el análisis retrospectivo de merluza común (R = edad de nuevos reclutas; PV = edades parcialmente vulneradas; CV = edades completamente vulneradas; d.s. = desviación estándar).

Frequency of logarithmic deviations of the fishing mortality (F) in retrospective analysis of the Chilean hake (R = recruits; PV = partially vulnerable ages; CV = fully vulnerable ages; d.s. = standard deviation).

	E D A D													Total	Grupos de edad		
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	R		PV	CV	
70 < p	5	4	2	1	1	2	2	2	2	1	2	2	26	5	12	9	
50 < p ≤ 70	0	0	1	2	1	1	2	1	0	1	1	1	11	0	7	4	
30 < p ≤ 50	2	1	3	0	3	2	1	1	2	2	2	1	20	2	10	8	
10 < p ≤ 30	0	2	0	2	1	1	1	2	1	1	1	2	14	0	7	7	
-10 < p ≤ 10	1	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	3	1	2	0	
-30 < p ≤ -10	0	1	2	2	1	2	0	1	1	1	1	0	12	0	8	4	
-50 < p ≤ -30	0	0	0	0	1	1	2	1	1	0	0	1	7	0	4	3	
-70 < p ≤ -50	1	1	1	1	0	0	1	0	1	1	0	0	7	1	4	2	
p ≤ -70	0	0	0	0	0	0	0	1	1	2	2	2	8	0	0	8	
"blunder"																	
p > 50	6	5	4	4	2	3	5	4	4	5	5	5	52	6	23	23	
p < 50	3	4	5	5	7	6	4	5	5	4	4	4	56	3	31	22	
Total	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	108	9	54	45	
Promedio	80	41	29	21	26	29	27	17	19	-2	9	11	26	80	29	11	
d.s.	90	60	49	44	42	49	61	59	77	65	87	68	20	0	7	8	

bio, presenta desviaciones que se distribuyen más uniformemente. En el caso de la mortalidad por pesca, los resultados muestran un comportamiento inverso a los obtenidos para la abundancia (Tabla 5), reconociéndose un fuerte sesgo hacia la sobreestimación de la mortalidad por pesca a la edad 2 y 3, con desviaciones sobre 50 en valor absoluto. En promedio, la mortalidad por pesca a la edad 2 en cada año terminal es sobreestimada en 2,23 veces la mortalidad por pesca estimada con la evaluación de stock más reciente. Por otra parte, el grupo de edades parcialmente vulneradas presenta una mayor frecuencia de desviaciones positivas, lo que indica sobreestimación de la mortalidad por pesca. Sin embargo, en las edades 9 a 13 las desviaciones logarítmicas indican una tendencia a la subestimación de la mortalidad por pesca en cada año terminal.

De acuerdo con las Figuras 5 y 6, se puede apreciar que los años 1990 y 1991 se asocian con una subestimación de la abundancia y una sobreestimación de la mortalidad por pesca; en cambio, los años 1987 a 1988 presentan en general una sobreestimación de la abundancia y subestimación de la mortalidad por pesca. El resto de los años (1983 a 1986), no mostrados en las figuras, presentaron en general una subestimación de la abundancia y una sobreestimación de la mortalidad por pesca, siempre con respecto a la evaluación de stock más reciente.

En la abundancia (Fig. 5) se observa una marcada inconsistencia entre años, lo que se asocia a una pobre convergencia retrospectiva. En la edad 2, de reclutamiento, se observa una consistente subestimación de la abundancia de reclutas en cada año terminal, excepto en 1990 y 1991 (Fig. 5a). En las edades parcialmente vulneradas, nuevamente la convergencia retrospectiva de la abundancia es baja (Fig. 5b); mientras que en las edades completamente vulneradas, ocurre una mejor convergencia retrospectiva (Fig. 5c).

En la mortalidad por pesca ocurre una mejor convergencia retrospectiva, tanto a la edad de reclutamiento como en los grupos de edades parcial y completamente vulneradas (Fig. 6), donde los cambios en la tendencia, de un año a otro, son consistentemente estimados. En la edad de reclutamiento se observa que entre 1983 y 1992 la mortalidad por pesca se ubica en niveles más bajos que aquellos del período 1975-1982 (Fig. 6a), situación que se podría deber al establecimiento, en 1982, de un tamaño de malla de 100 mm para el copo de las redes de arrastre en 1982.

En las edades parcialmente vulneradas, la mortalidad por pesca exhibe una tendencia decreciente entre 1975 y 1986, para luego iniciar una tendencia creciente hasta 1992 (Fig. 6b). Finalmente, en las edades completamente vulneradas, la mortalidad por pesca exhibió valores altos en los años 1975 a 1977 y en

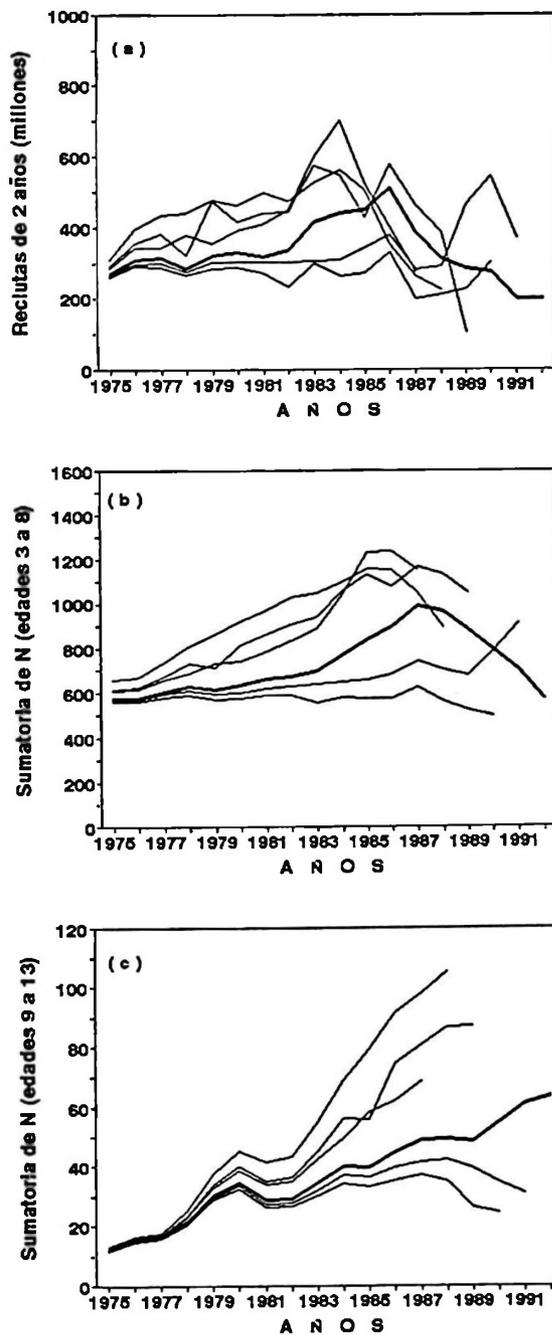


Figura 5. Análisis retrospectivo de la evaluación de merluza común utilizando el Análisis Secuencial de la Población sintonizado, considerando como años terminales a 1987, 1988, 1989, 1990 y 1991, comparados con 1992 (línea gruesa); (a) abundancia de reclutas, (b) abundancia de las edades parcialmente vulneradas (millones de peces), y (c) abundancia de las edades completamente vulneradas (millones de peces).

Retrospective analysis of the assessment of the Chilean hake by using the tuning Sequential Population Analysis, considering as terminal the years 1987, 1988, 1989, 1990 and 1992 and compared with 1992 (heavy line); (a) abundance of recruits, (b) abundance of the partially vulnerable ages (millions of fishes), and (c) abundance of the fully vulnerable ages (millions of fishes).

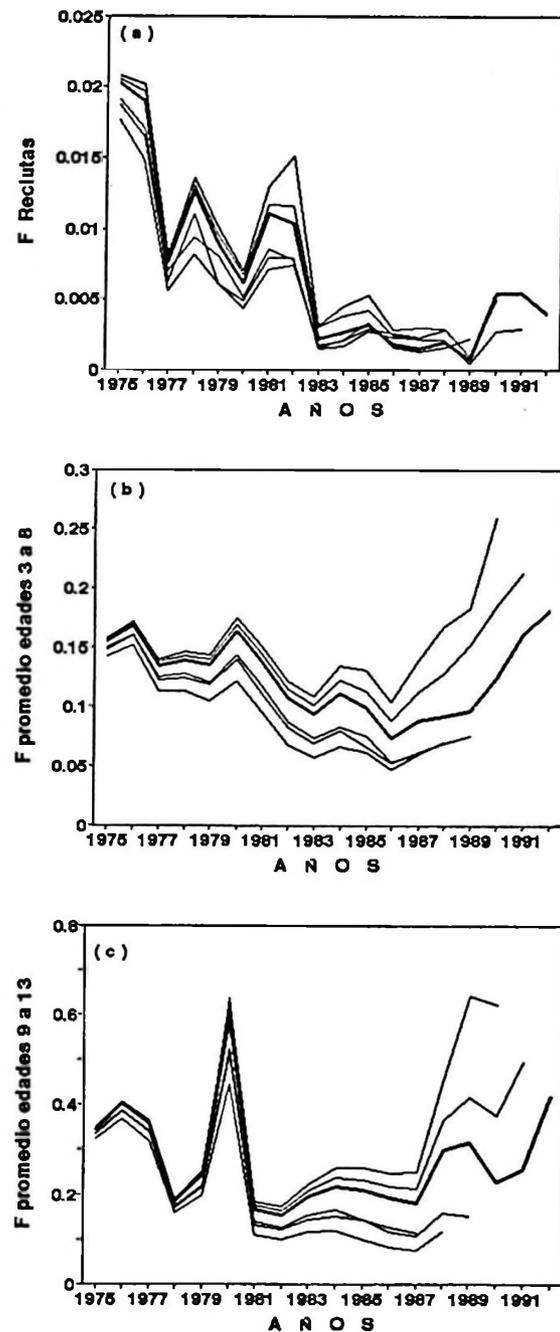


Figura 6. Análisis retrospectivo de la evaluación de merluza común utilizando el Análisis Secuencial de la Población sintonizado, considerando como años terminales a 1987, 1988, 1989, 1990 y 1991, comparados con 1992 (línea gruesa); (a) mortalidad por pesca de reclutas, (b) mortalidad por pesca promedio de las edades parcialmente vulneradas, y (c) mortalidad por pesca promedio de las edades completamente vulneradas.

Retrospective analysis of the assessment of the Chilean hake by using the tuning Sequential Population Analysis, considering as terminal the years 1987, 1988, 1989, 1990 and 1992 and compared with 1992 (heavy line); (a) fishing mortality of recruits, (b) average fishing mortality of the partially vulnerable ages, and (c) average fishing mortality of the fully vulnerable ages.

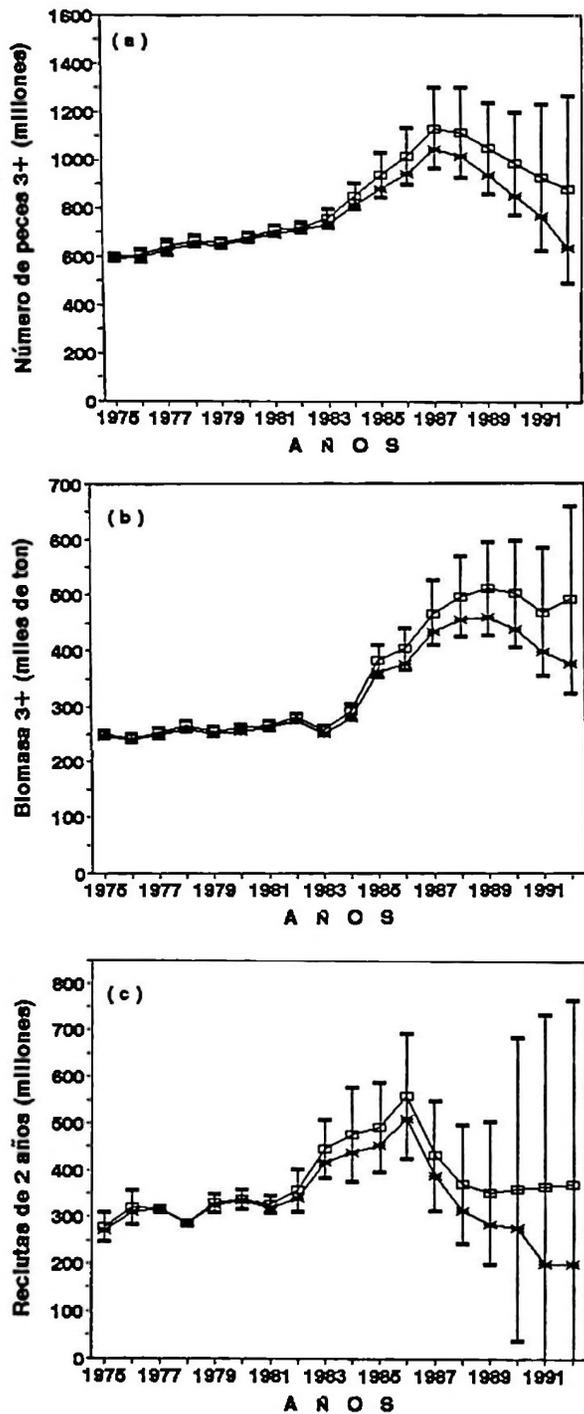


Figura 7. Promedios del bootstrap ($R_{m\acute{a}x} = 150$; cuadrado vacıo), comparados con la evaluaci3n realizada a 1992 (asterisco) con el Análisis Secuencial de la Poblaci3n sintonizado; (a) abundancia, (b) biomasa y (c) reclutas. Las lıneas verticales y terminadas en una pequeıa barra horizontal representan mas/menos un error estandar.

Bootstrap average ($R_{max} = 150$; empty square) compared with the 1992 stock assessment (asterisk) using the tuning Sequential Population Analysis; (a) abundance, (b) biomass and (c) recruits. The vertical lines finished in a small horizontal bar represent \pm one standard error.

1980; entre 1981 y 1987, la mortalidad por pesca se estabiliza, para luego exhibir una tendencia alcista (Fig. 6c).

La escasa convergencia retrospectiva del ASP sintonizado, particularmente de la abundancia, esta relacionada con la sobre o subestimaci3n de la mortalidad por pesca en cada aıno terminal, lo que es funci3n tanto de la estimaci3n del patr3n de explotaci3n como de la calibraci3n de F_n , utilizando la CPUE. En este contexto y con el objeto de averiguar la incidencia de estos factores en la evaluaci3n de stock mas reciente, se aplic3 la tecnica del bootstrap. Los resultados se muestran en la Figura 7, donde se aprecia que la desviaci3n estandar del bootstrap (que es una estimaci3n del error estandar) es mayor en los aınos mas recientes que en los primeros aınos de la serie, lo que se puede apreciar mejor a traves del coeficiente de variaci3n (Tabla 3).

El promedio del bootstrap result3 ser ma-

Tabla 3. Promedios del bootstrap y coeficientes de variaci3n, entre parentesis, asociados al proceso de sintonizaci3n del Análisis Secuencial de la Poblaci3n (B = biomasa del stock 3+; N = numero de peces en el stock 3+; R = reclutamiento, numero de peces de edad 2).

Bootstrap average and variation coefficient, in parenthesis, associated to the tuning process of the Sequential Population Analysis (B = biomass 3+ of the stock; N = number of 3+ fishes in the stock; R = recruits, number of 2 year old fishes).

AÑO	B (miles de t)	N (millones)	R (millones)
1975	248,7 (2,95)	599,1 (2,60)	277,6 (10,80)
1976	242,8 (3,13)	607,1 (4,10)	319,4 (11,41)
1977	252,0 (3,61)	641,8 (4,99)	316,2 (2,02)
1978	264,1 (3,67)	665,9 (3,66)	285,6 (2,17)
1979	254,0 (3,41)	657,4 (2,84)	329,3 (5,99)
1980	259,4 (3,15)	682,2 (3,03)	336,3 (6,44)
1981	265,1 (2,87)	708,6 (2,96)	327,6 (5,73)
1982	278,9 (2,80)	722,9 (2,89)	357,6 (12,68)
1983	256,3 (3,48)	758,7 (4,87)	444,9 (13,83)
1984	289,4 (4,65)	852,5 (6,22)	476,3 (20,93)
1985	381,0 (7,45)	940,2 (10,09)	492,8 (19,42)
1986	402,4 (9,30)	1017,1 (11,64)	559,1 (23,97)
1987	466,2 (12,37)	1132,9 (14,73)	432,2 (27,41)
1988	495,1 (14,52)	1114,9 (16,53)	370,3 (34,24)
1989	509,5 (16,37)	1050,2 (18,03)	353,0 (43,31)
1990	500,1 (18,76)	986,5 (21,42)	361,5 (89,48)
1991	468,3 (24,18)	929,9 (32,55)	366,1 (100,83)
1992	489,5 (34,11)	882,2 (43,87)	368,7 (107,86)

yor que la estimación original en los años más recientes (Fig. 7), lo que es una medida de sesgo (Deriso *et al.*, 1985). En otras palabras, los promedios del bootstrap están indicando cierto sesgo hacia la subestimación de la abundancia y biomasa en la evaluación de stock más reciente de merluza común.

DISCUSION

La evaluación del recurso merluza común al año 1992, utilizando el Análisis Secuencial de la Población (ASP) con el proceso de sintonización *ad hoc* descrito en este trabajo, es consistente con aquella efectuada por Payá *et al.* (1993), quienes realizaron la evaluación de merluza común considerando machos y hembras, separadamente.

Por otra parte, los resultados obtenidos en este trabajo, orientados a determinar si el ASP con el proceso de sintonización utilizado, es adecuado para evaluar al recurso merluza común de Chile centro-sur, muestran patrones retrospectivos similares a aquéllos obtenidos por Sinclair *et al.* (1990) para diferentes stocks del Atlántico Noroccidental y a aquéllos obtenidos por el grupo de trabajo del ICES para varios stocks del Mar del Norte, utilizando diferentes métodos de sintonización (ICES 1991).

En el caso de la merluza común, sin embargo, se encuentra una escasa convergencia retrospectiva, particularmente de la abundancia, lo que se asocia con la sobre y subestimación de la mortalidad por pesca (F_n) en cada año terminal. La sobre o subestimación de F_n es función tanto del patrón de explotación (S_a^n) como del valor de CPUE utilizado en la calibración. En el patrón retrospectivo de las evaluaciones, se identificó que los años terminales de 1990 y 1991 generaron una sobreestimación de F_n y los años 1987 a 1989 se asociaron con una subestimación de F_n . Al respecto, se debe considerar la calidad de la CPUE utilizada, ya que ésta no da cuenta de un índice de abundancia estandarizado, lo que podría generar importantes sesgos en el proceso de calibración.

No obstante la sobre o subestimación de F_n , el análisis retrospectivo mostró una consistente subestimación de la abundancia de reclutas (edad 2) y de las edades más jóvenes (edades 3 y 4), lo que se relaciona directamente con la

sobreestimación de la mortalidad por pesca para esas mismas edades. Sin duda, la sobreestimación de la mortalidad por pesca a la edad de reclutamiento y la escasa convergencia retrospectiva de su abundancia, se debe a la estimación del patrón de explotación para el año más reciente.

Lo anterior se corrobora a través de las estimaciones de varianza, donde se observó que la mayor incidencia de variabilidad ocurre en los años más recientes, lo que se asocia con la estimación del patrón de explotación. En efecto, debido a que el escalar F_n , obtenido desde la calibración, solamente aumenta o disminuye al vector de explotación (S_a) determinado, la incidencia de este último es mayor en la distribución de F_n en las distintas edades del año más reciente. Es así como se observó que la estimación de la abundancia de reclutas es menos precisa en el último año, con errores estándar mayores entre 1985 y 1992, justamente cuando se especifica la mortalidad por pesca para las edades menores a los 9 años de edad en 1992, lo que demuestra la mayor incidencia del patrón de explotación sobre las edades parcialmente vulneradas.

Por otra parte, el supuesto utilizado para estimar la mortalidad por pesca a la edad más vieja en cada año (i.e. que $p+1$ edades son igualmente vulnerables), resulta adecuado para la merluza común dado el bajo coeficiente de variación que ocurre en el período 1975-81 (<6%). En otras palabras, el promedio geométrico estimado a partir de las 4 edades más viejas adyacentes (9 a 12) resulta ser prácticamente insesgado, ya que cualquier desviación importante (positiva o negativa) que lo haya afectado se reflejaría en una mayor variabilidad en los resultados del bootstrap.

Otro resultado interesante lo constituye la mayor biomasa y abundancia promedio obtenidas desde el bootstrap. De acuerdo a Deriso *et al.* (1985), la diferencia entre el promedio del bootstrap y la estimación original es una medida de sesgo, en este caso debido a una incorrecta estimación de S_a en las edades parcialmente vulneradas. En este contexto, la sobreestimación de la mortalidad por pesca (y subestimación de la abundancia) en la edad de reclutamiento y adyacentes, identificada por el análisis retrospectivo, también debería manifestarse en la evaluación más reciente (1992). De acuerdo a lo anterior, si se considera que el promedio del bootstrap da cuenta de una mejor aproxima-

ción de la verdadera situación del stock de merluza común en 1992, la desviación logarítmica entre la abundancia de reclutas estimada para el año más reciente y el promedio del bootstrap, llega a ser de -56,95, la cual es similar a aquélla promedio obtenida a través del análisis retrospectivo (-76, ver Tabla 1).

Finalmente, el análisis retrospectivo ilustra una característica importante del ASP. Esto es, fluctuaciones o cambios en la tendencia de un año al otro son estimados consistentemente, particularmente en la mortalidad por pesca. Frente a estas circunstancias, se debe evaluar la posibilidad de mejorar la calidad de la información auxiliar utilizada para calibrar el ASP, y considerar, además, que la mortalidad por pesca para el año terminal sea estimada separadamente para cada clase de edad. Un proceso

objetivo de sintonización de este tipo podría implementarse considerando datos de esfuerzo de pesca estándar. Por otra parte, la factibilidad de realizar evaluaciones directas de biomasa, a partir de cruceros de investigación, ayudaría a clarificar la verdadera situación del recurso y podría proveer de información auxiliar adicional (índices de reclutamiento y otros) para mejorar las evaluaciones indirectas del recurso, y la consecuente estimación de capturas permisibles.

AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen las sugerencias y opiniones de dos árbitros anónimos, las cuales ayudaron a mejorar y clarificar algunos aspectos de este trabajo.

LITERATURA CITADA

- ARANCIBLA, H. & L. CUBILLOS. 1993. Evaluación del stock de merluza común (*Merluccius gayi*) de Chile centro-sur en el período 1975-1991, por análisis de población virtual. Investigaciones Marinas, Valparaíso, 21: 23-41.
- BEVERTON, R. J. H. & S. J. HOLT. 1956. A review of methods for estimating mortality rates in fish populations, with especial references to sources of bias in catch sampling. Rapp. P.V. Réun. Cons. Int. Explor. Mer, 140: 67-83.
- BUSTOS, R., M. AGUAYO, J. SATELER & C. VERA. 1990. Diagnóstico de las principales pesquerías nacionales demersales (peces). Zona centro-sur. Estado de situación del recurso. Corporación de Fomento de la producción/Instituto de Fomento Pesquero (AP 90/9), Santiago, 94 p.
- BUSTOS, R., M. AGUAYO, J. SATELER, J. DONOSO, S. AVILES & C. VERA. 1991. Diagnóstico de las principales pesquerías demersales (peces). Zona centro-sur. Estado de situación y perspectivas del recurso. Corporación de Fomento de la Producción/Instituto de Fomento Pesquero (SGI-IFOP 91/7), Santiago, 62 p.
- BUTTERWORTH, D.S., G. HUGHES & F. STRUMPFER. 1990. VPA with *ad hoc* tuning: implementation for disaggregated fleet data, variance estimation, and application to the Namibian stock of Cape horse mackerel *Trachurus trachurus capensis*. S. Afr. J. mar. Sci. (9):327-357.
- DERISO, R.B., T.J. QUINN II & P.R. NEAL. 1985. Catch-age analysis with auxiliary information. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 42:815-824.
- EFRON, B. 1982. The jackknife, the bootstrap and other resampling plans. SIAM Monograph N° 38.
- EFRON, B. 1985. Bootstrap confidence intervals for a class of parametric problems. Biometrika 72(1):45-58.
- GULLAND, J.A. 1965. Estimation of mortality rates. Annex to the report of the Arctic Fisheries Working Group. Cons. Int. Explor. Mer C.M. 1965/3: 9 p.
- ICES. 1991. The working group on methods of fish stock assessments. International Council for the Exploration of the Sea. C.M. 1991/Assess 25: 147 p.
- MEGREY, B.A. 1989. Review and comparisons of age-structured stock assessment models from theoretical and applied points of view. American Fisheries Society Symposium, 6: 8-48.
- MESNIL, B. 1980. Théorie et pratique de l'analyse de cohortes. Rev. Trav. Inst. Peches marit., 44(2):119-155.
- PAYÁ, I., J. SATELER, J.M. DONOSO & S. MORA. 1992. Diagnóstico de las principales pesquerías nacionales 1991. Pesquerías demersales peces. Zona centro-sur. Estado de situación y perspectivas del recurso (SGI-IFOP 92/3). Corporación de Fomento de la Producción/Instituto de Fomento Pesquero, 52 p.
- PAYÁ, I., J. SATELER, J.M. DONOSO & S. MORA. 1993. Diagnóstico de las principales pesquerías nacionales 1992. Pesquerías demersales peces. Zona centro-sur. Estado de situación y perspectivas del recurso (SGI-IFOP 93/2). Corporación de Fomento de la Producción/Instituto de Fomento Pesquero, 41 p.
- POPE, J.G. 1972. An investigation of the accuracy of virtual population analysis using cohort analysis. ICNAF Res. Bull., (9): 65-74.
- RICKER, W.E. 1975. Computation and interpretation of biological statistics of fish populations. Bull. Fish. Res. Board. Can. 191, 382 p.
- SINCLAIR, A., D. GASCON, R. O'BOYLE, D. RIVARD & S. GAVARIS. 1990. Consistency of some Northwest Atlantic groundfish stock assessment. NAFO SCR Doc. 90/96 p.