

Relaciones entre capturas, esfuerzo pesquero y surgencia costera en la pesquería de sardina del Oriente de Venezuela

Pierre Fréon

Ecólogo pesquero

Ramón Guzmán

Biólogo pesquero

Rubén Aparicio

Oceanógrafo físico

Introducción

En las áreas de surgencia (afloramiento) costeras se encuentran los stocks más importantes de especies pelágicas pequeñas, cuyas fluctuaciones de abundancia dependen del nivel de explotación y de las fluctuaciones en el reclutamiento. Este último, a su vez, depende de una serie de eventos (Anderson, 1988; Bakun, 1985; Hutchings, 1992). La intensidad del transporte de Ekman inducido por el viento está estrechamente ligada al éxito del reclutamiento (Bakun y Parrish, 1980; Fréon, 1983; Parrish *et al.*, 1983; Csirke y Sharp, 1983; Pauly y Tsukayama, 1987; Wyatt y Larrañeta 1988; Kawasaki *et al.*, 1990; Cury y Roy, 1991; Payne *et al.*, 1992). Dos vías distintas de modelación han sido empleadas para cuantificar

estas relaciones: los modelos estructurales, los cuales requieren datos de capturas por clase de edad (Nelson *et al.*, 1977; Parrish y MacCall, 1978), y los modelos globales, más reduccionistas, los cuales usan datos de capturas totales (Fréon, 1986; Cury y Roy, 1987; Laloë, 1988; Die *et al.* 1990).

En el oriente de Venezuela la línea de costa tiene una orientación Este – Oeste y los vientos predominantes soplan desde el Este durante todo el año, con una marcada variación estacional en su intensidad (Aparicio y Contreras, este volumen). En esta región se encuentran varias especies de peces pelágicos costeros, de las cuales *Sardinella aurita* representa la mayor parte de la biomasa (Cárdenas, este volumen). Una pesquería artesanal de sardina con redes de tipo “chinchorros” existe en el área desde los años 1940 (Martin y González, 1960; Méndez-Arocha, 1963; Griffiths y Simpson, 1968; Huq, este volumen). En esta pesquería, la talla mínima legal de captura es de 15 cm de longitud total, permitiéndose un porcentaje del 30% de individuos inferiores a esta talla ; con un 10% de individuos de tallas menores a 12 cm. Mendoza *et al.* (este vol.) determinaron que 50% de los individuos de 16,7 cm, o sea de un poco menos de un año de edad, estaban reclutados. La duración promedio de vida de la sardina es corta, del orden de cinco años, y el crecimiento es muy rápido. A los dos años de edad la longitud total es de 24 cm, y en los tres años siguientes se estima que el crecimiento es de un centímetro. El 50% de las hembras alcanza la primera madurez sexual a un año de edad (19,5 cm).

La importancia de la pesquería, así como las fluctuaciones del recurso y su relación con eventos ambientales indujeron a la realización del presente trabajo, cuyo objetivo es no sólo el estudio de estas variaciones a través de la modelación de la pesquería, sino también el de contribuir al conocimiento de la ecología del recurso. El mismo se basa en la aplicación de modelos globales de producción incluyendo una variable ambiental. Se debe subrayar el relativo bajo nivel de calidad de los datos (baja confiabilidad, disponibilidad de una sola unidad de esfuerzo e incertidumbre sobre la representatividad del índice de abundancia),

■ Materiales y métodos

En este análisis se usaron promedios sobre una base mensual de las siguientes estadísticas e información:

- Velocidad del viento y dirección promedio en siete estaciones meteorológicas costeras. Cuatro estaciones se ubican fuera de la zona de estudio: La Orchila (1958–1984), Maiquetía (1951–1988), Güiría (1951–1986) y Tobago (1969–1990). Estas se comparan con las tres estaciones ubicadas dentro de la zona: Cumaná (1969–1990), Carúpano (1979–1989) y Punta de Piedras en la Isla de Margarita (1973–1989 para la velocidad y 1975–1989 para la dirección). En ésta última estación, no existen datos para el periodo de agosto 1985 a febrero 1986, los cuales fueron estimados de la manera siguiente: 1985, predicción con un modelo ARMA; 1986, predicción con una regresión empírica entre velocidad del viento V , temperatura del aire T y evaporación E , establecida a partir de los datos mensuales de enero y febrero de la serie completa: $V = E + T - T^2$ ($r^2 = 68\%$; esta relación no es tan buena cuando se consideran los meses de fin de año, fuera de la temporada de los alisios). Las series de datos crudos de Güiría y Carúpano presentan un salto abrupto a partir de noviembre 1984 y julio 1982, respectivamente, lo cual no se puede explicar de manera satisfactoria (Fréon y Ans, este volumen). Se supone que estos cambios corresponden a un cambio de unidad de medición, pasando de metros por segundo a nudos por hora. Aunque no se pudo comprobar este cambio con los responsables de las estaciones, se decidió aplicar el factor de conversión entre las dos unidades de velocidad (0,514) a los periodos correspondientes.
- Capturas totales de cinco zonas de pesca existente en el oriente durante el periodo 1973–1989;

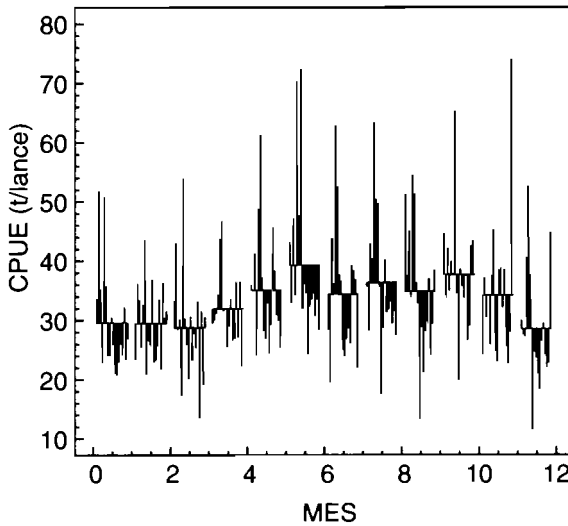


Figura 1
Patrón de estacionalidad de la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) promedio no ponderada entre 1973 y 1989.

Seasonal pattern of mean unweighted catch per unit of effort (CPUE) between 1973 and 1989.

en gran medida al modo operativo de los chinchorros. Este arte (cuyas dimensiones varían de acuerdo al sector de pesca donde se opera, oscilando entre 170 y 1080 m de largo y entre 8 y 40 m de alto) no cierra por la parte inferior y una vez capturado el cardumen, se traslada o “remolca” con dos o más embarcaciones hacia zonas abrigadas de menor profundidad para el confinamiento de la captura. En este caso, el chinchorro puede permanecer calado varios días con el cardumen en su interior, hasta que se le retire la captura (Guzmán *et al.*, 1998 ; Huq, este vol.).

La masa promedio de los cardúmenes capturados puede relacionarse con la abundancia de la población si existe una relación funcional entre estas variables (Bakun, 1989; Fréon, 1989; Petitgas y Lévenez, 1996; Fréon y Misund, 1998). En el caso de la sardina de Venezuela, Guzmán *et al* (este volúmen) discuten esta posibilidad y concluyen que se puede considerar la captura promedio por lance como índice de abundancia, a pesar de alguna incertidumbre al respecto.

Se observa una estacionalidad en los datos, tanto de los vientos (Aparicio y Contreras, este volúmen), como de la pesquería, aunque menos evidente en este último caso, dado a una variabilidad interanual más marcada (Fig. 1). En consecuencia, se agruparon los datos de la manera siguiente (Tabla 1):

- "año pesquero i ": de abril del año i hasta marzo del año $i + 1$;
- "año ambiental i ": de noviembre del año $i-1$ hasta octubre del año i .

Las capturas de un año de pesca se obtuvieron por la suma de las observaciones de las cinco zonas de pesca durante 12 meses. La *CPUE* promedio anual es el valor promedio ponderado por mes y por zona de pesca, lo que se considera como el mejor índice de abundancia disponible (Guzmán *et al.* este volúmen).

Los datos de viento fueron procesados en varias formas. En primer lugar, se computó la velocidad promedio durante los dos meses de intensidad máxima (marzo y abril) en cada una de las siete estaciones, con fines de estimar la variabilidad espacial del viento. Luego, se hicieron varios intentos para obtener un índice de afloramiento representativo.

Bakun (1973) considera el transporte horizontal superficial de Ekman como el mejor índice de surgencia costera inducida por el viento (ISCIV). En el Oriente de Venezuela, en primera aproximación parece lógico considerar una orientación Este-Oeste de la costa y usar la componente zonal del viento (Aparicio y Contreras, este volúmen). Sin embargo, la línea de costa es bastante irregular al Oeste de la zona (Golfo de Cariaco y Golfo de Santa Fe) y al Norte se encuentran las Islas de Margarita, Coche y Cubagua, las cuales pueden favorecer afloramientos en distintos puntos de acuerdo a la dirección prevaleciente del viento (Este, Nor-Este o Sur-Este). Por ejemplo, en el Golfo de Cariaco no hay relaciones entre las fluctuaciones interanuales del ISCIV y las mediciones directas de surgencia a través de los cambios en los perfiles verticales de temperatura y nutrientes, y los lugares de afloramiento cambian de acuerdo a la dirección del viento (ver síntesis, éste volúmen). Por lo tanto, se considera como índice de afloramiento (V_i), un valor que corresponde a la integración, a lo largo del "año ambiental" i , de la velocidad del viento estimado suficiente para generar una surgencia significativa, de manera de integrar fuera de la temporada de vientos alisios los valores que pudiesen generar el fenómeno de surgencia:

$$V_i = (V_{i,j} - U) > 0; (V_{i+1,j} - U) > 0 \quad (1)$$

donde j representa el mes y U un umbral de velocidad escogido de manera arbitraria, levemente por debajo del valor promedio de velocidad del viento en la estación considerada: $3,5 \text{ m s}^{-1}$ para Cumaná y $4,8 \text{ m s}^{-1}$ para Punta de Piedras (este umbral elimina todos los datos estimados en el año ambiental 1985, y en 1986 los datos estimados contribuyen con solo 13% del valor promedio). No hay certeza acerca de la representatividad de este índice para todas las zonas, debido a las indicaciones de variabilidad espacial que veremos a continuación. Las demás series de datos disponibles no fueron usadas porque provienen de estaciones meteorológicas lejanas (La Orchila, Maiquetía, Güiría, Tobago) o no cubren un lapso de tiempo suficiente (Carúpano), además de la incertidumbre que tenemos acerca de la unidad de medición en dos de estas estaciones (Güiría y Carúpano).

Estos datos se procesaron por medio del sistema-experto CLIMPROD (Fréon *et al.*, 1993) y del algoritmo ACE (Alternating Conditional Expectation) de Breiman y Friedman (1985) en su última versión, la cual permite forzar la transformación de la variable dependiente para que resulte monótonica. Además, se tomó en cuenta las limitaciones de este algoritmo en caso de una serie limitada de datos (Fréon *et al.* 1992). CLIMPROD permite escoger un modelo global de producción incluyendo el efecto de una variable ambiental, ajusta este modelo, intenta una “validación estadística” por medio del método del jackknife (que permite estimar de manera poco sesgada los valores de r^2 , y los intervalos de confianza de los parámetros), y presenta los resultados en forma gráfica y numérica. El algoritmo ACE nos da las representaciones gráficas de las transformaciones óptimas de las variables dependientes e independientes que permiten obtener el error cuadrático mínimo. Debido al bajo número de observaciones anuales usualmente disponible y a la ausencia de independencia entre $CPUE$ y esfuerzo o entre capturas y esfuerzo, los coeficientes de determinación obtenidos con CLIMPROD en distintos stocks a nivel mundial resultan generalmente elevados y por lo tanto no se tomó en cuenta su valor absoluto.

Resultados

La comparación de las siete series de datos de vientos promedios anuales o bimensuales de marzo y abril (meses de alisios más intensos) muestra correlaciones débiles o inexistentes (Fig. 2 y 3): las relaciones más consistentes se observan entre las estaciones más cercanas entre sí (Cumaná y Punta de Piedras; 50 Km), y las dos estaciones de Occidente (Maiquetía y La Orchila). Los valores de Güiría son mucho más bajos que en las demás estaciones en razón de su ubicación dentro del Golfo de Paria. Si no se toma en cuenta esta última estación, existe en casi todas las series una tendencia al

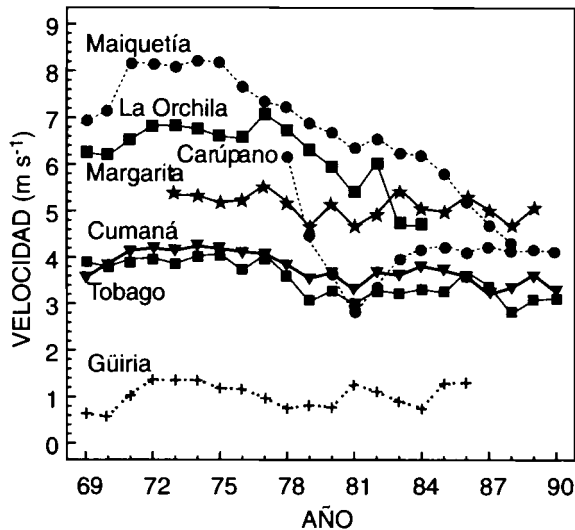
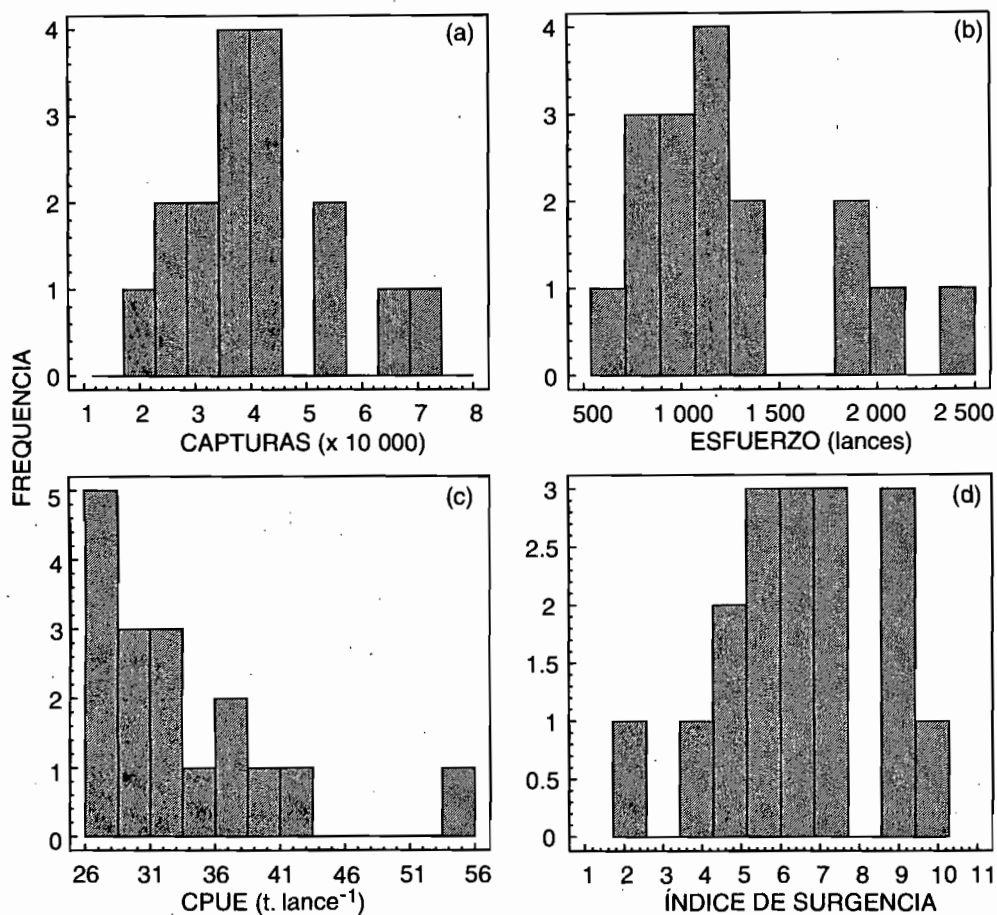


Figura 2

Series temporales de la velocidad anual promedio del viento en distintas estaciones meteorológicas costeras de Venezuela de 1969 hasta 1990 (valores de Carúpano y Güiría multiplicados por 0,514 a partir del 1/7/82 y del 1/11/84 respectivamente en razón de un cambio probable de unidad de medición; ver texto).

Temporal series of average annual wind speed in different venezuelan coastal meteorological stations from 1969 to 1990 (values from Carúpano and Güiría multiplied by a factor .514 from 07/01/82 and 11/1/84 respectively considering probable change of measurement unit; see text).



■ Figura 4

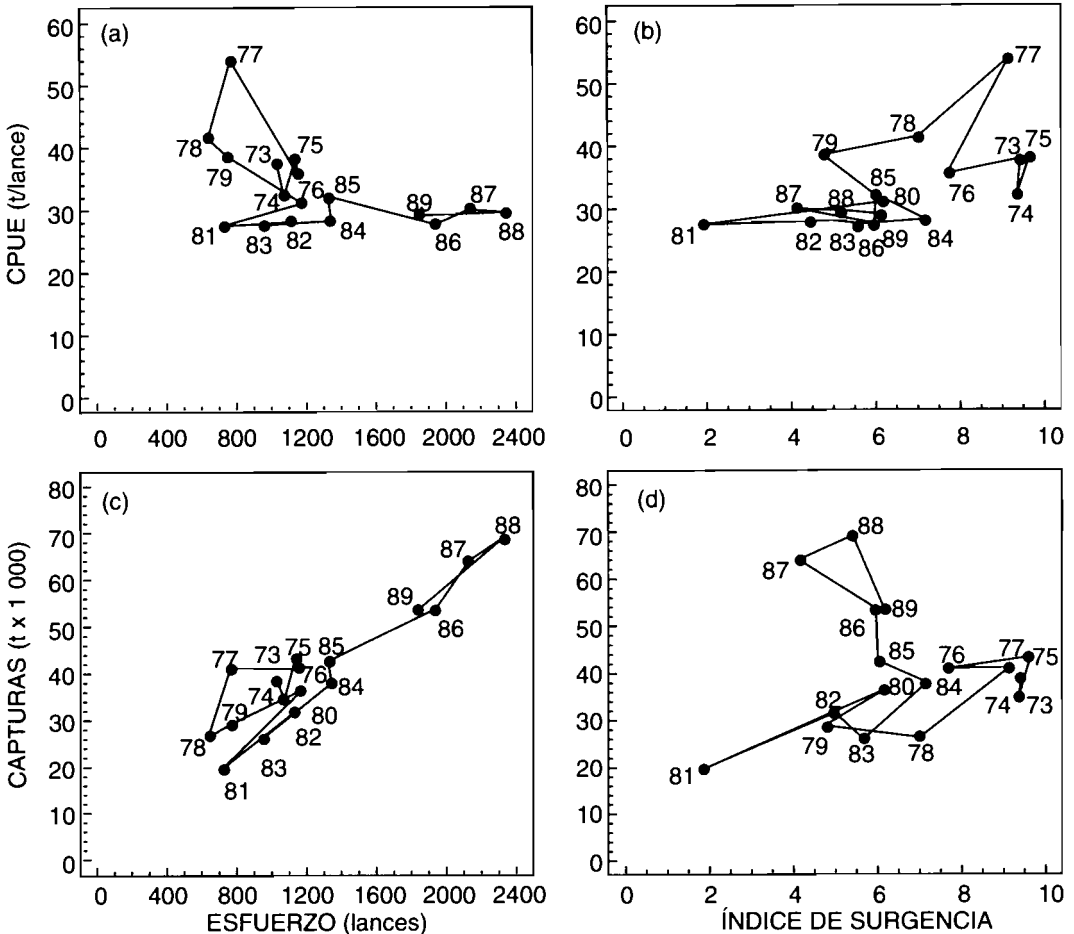
Histogramas de distribución de frecuencia de los valores de esfuerzo pesquero, captura, captura por unidad de esfuerzo (CPUE) por "año pesquero" e índice de surgencia por "año ambiental" entre 1973 y 1989 (ver texto).

Frequency distribution histograms of fishing effort, catch and catch per unit of effort (CPUE) per "fishing year" and upwelling index per "environmental year" between 1973 and 1989 (see text).

de ser una especulación producto del relativo desconocimiento al respecto en esta etapa de nuestro trabajo.

Los gráficos presentados por CLIMPROD (Fig. 4) muestran una distribución de las cuatro variables no demasiado alejada de una distribución normal, salvo para la CPUE cuya distribución es

asimétrica y presenta un punto relativamente excéntrico en el año 1977. La relación entre *CPUE* y esfuerzo parece exponencial negativa (esencialmente en razón de los altos valores de *CPUE* en 1977 y 1978), o por lo menos monótonica (Fig. 5a). La relación entre el índice de surgencia y los residuos de la precedente relación (figura no presentada) no es muy clara, pero también pareciera ser monótonica. El modelo escogido por CLIMPROD fue entonces



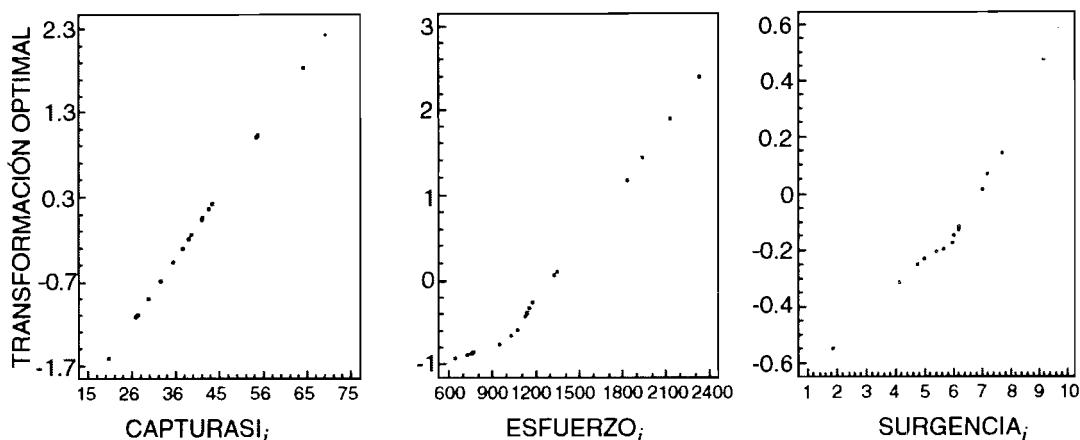
■ Figura 5

Relaciones bivariadas entre esfuerzo pesquero, captura por unidad de esfuerzo (*CPUE*) por "año pesquero", capturas y el índice de surgencia por "año ambiental" entre 1973 y 1989.

Bivariate relations between fishing effort, catch per unit of effort (CPUE) per "fishing year", catch and upwelling index per "environmental year" between 1973 and 1989.

dependiente, año i), E_i y V_i (variables independientes año i) muestra transformaciones de tipo lineal creciente para $CPUE_i$ y V_i , y de tipo no lineal decreciente para E_i (Fig. 6). Para esta última variable la contribución a la regresión (bajo rango de la transformación) es mucho menor que la de V_i , y la forma de la transformación se acerca a una función de tipo $1/E_i$. La forma $1/E_i$ puede significar o bien una total independencia entre la captura C y el esfuerzo ($C/E = f(1/E)$), que no es el caso, o bien que la relación entre estas dos variables no es parabólica, como es el caso usual, sino lineal con un origen distinto de cero, lo cual se evidencia en la figura 5c. Para verificar estos puntos aplicamos el algoritmo a la variable dependiente C_i (capturas en el año i), usando otra vez E_i y V_i como variables independientes (Fig. 7). En este caso todas las transformaciones son de tipo lineal creciente con una fuerte contribución de E_i , y el valor de r^2 es de 95%. Sin embargo, se debe recordar que la unidad de esfuerzo corresponde más o menos al número de entregas de pescado a las plantas, y que por lo tanto no es independiente de las capturas.

Finalmente, se aplicó varias veces el ACE sobre C_i y dos, tres o



■ Figura 7

Transformaciones óptimas por el algoritmo ACE de la captura por "año pesquero" (variable dependiente), del esfuerzo por "año pesquero" y del índice de surgencia por "año ambiental" (variables independientes), sin desplazamiento. Se hicieron otros ensayos del ACE con desplazamiento (ver texto).

ACE algorithm optimal unlagged transformations of catch per "fishing year" (dependent variable), of fishing effort per "fishing year" and of upwelling index per "environmental year" (independent variables). Lagged ACE trials were also performed (see text).

Variable independiente	Coficiente	Error estándar	Valor de t	Nivel de significación
CONSTANTE	-1.190,63	4 801,82	-0,248	0,8078
ESFUERZO _i	25,35	2,14	11,855	0,0000
SURGENCIA _i	1.502,07	517,54	2,902	0,0116

$R^2 = 91,0 \%$
 R^2 (ajustado por los 16 grados de libertad) = 89,7%
 Coeficiente de skewness de los residuos = 0,50
 Coeficiente de kurtosis = 1,63
 Coeficiente de autocorrelación de los residuos = 0,183
 Prueba de Durbin-Watson = 1,630

▮ Tabla 2

Resultado de la regresión lineal múltiple entre las capturas por "año de pesca" (variable dependiente), el esfuerzo durante un "año de pesca" y el índice de surgencia durante un "año ambiental" (variables independientes).

Results of multiple linear regression analysis between catch per "fishing year" (dependent variable), fishing effort during a "fishing year" and upwelling index during an "environmental year" (independent variables).

cuatro de las siguientes variables independientes, combinadas en distintas formas y suponiendo un efecto retrasado del esfuerzo y/o del índice de afloramiento: V_i , V_{i-1} , V_{i-2} y E_i , E_{i-1} , E_{i-2} . Los resultados (no presentados) indican que los efectos mayores de E y de V no exhiben retraso. Sin embargo se nota también unas transformaciones lineales de V_{i-2} , pero con una baja contribución, mientras las transformaciones de V_{i-1} , E_{i-1} y de E_{i-2} no tienen formas interpretables o más bien tienen una contribución casi nula. Este resultado puede ser indicativo de que la masa capturada por lance no es un buen índice de abundancia en el caso de esta pesquería.

En consecuencia, en lugar de usar un modelo global de producción se calculó una regresión lineal múltiple de la forma:

$$C_i = a + bE_i + cV_i \quad (3)$$

El coeficiente de determinación es 90% y los tres coeficientes de regresión son diferentes de zero de manera significativa ($p < 0,05$). Varias pruebas estadísticas indican que esta regresión es válida (análisis de varianza, análisis de los residuos; ver tabla 2 y figura 8). Sin embargo, se debe recordar que esta regresión no es un verdadero modelo que pueda ser usado para la evaluación del stock.

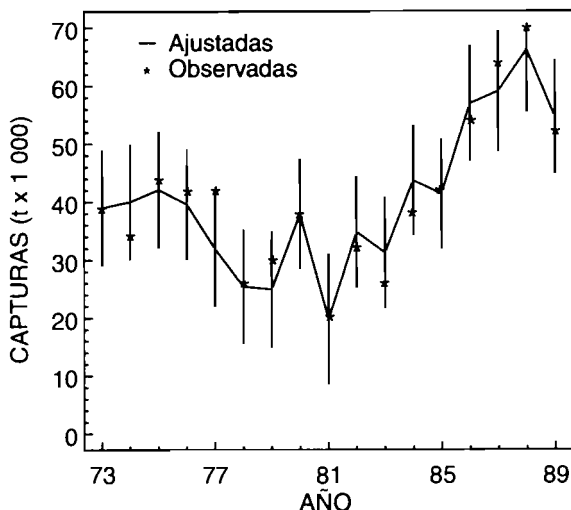


Figura 8

Series temporales de capturas por "año pesquero" observadas y ajustadas por la regresión múltiple considerando el esfuerzo por "año pesquero" y el índice de surgencia por "año ambiental" como variables independientes; las barras verticales representan el intervalo de confianza de las predicciones a 95%.

Temporal series of catch per "fishing year" observed and adjusted by multiple regression using fishing effort per "fishing year" and upwelling index per "environmental year" as independent variables; vertical bars represent 95% confidence intervals of predicted values.

Discusión

Se considera que la unidad de esfuerzo nominal presenta poca tendencia en el tiempo, dado que el arte de pesca y las embarcaciones no cambiaron mucho durante el período de estudio, sino en la zona de Carúpano donde se usaron artes más eficientes resultando en un aumento significativo del esfuerzo desde 1984 (Guzmán *et al.*, este volumen). Lo anterior tiene como consecuencia una sobrestimación de la *CPUE* en los últimos años. Por otra parte, la imposibilidad de obtener una unidad de esfuerzo tomando en cuenta el tiempo de búsqueda de los cardúmenes es un factor limitante del análisis (ver Guzmán *et al.*, este volumen, para una discusión al respecto).

Si se considera que el stock de sardina del oriente venezolano está sub-explotado, es normal tener una relación casi lineal y creciente entre capturas y esfuerzo porque los datos están ubicados en la parte izquierda de la parábola de producción. En tal caso, los modelos globales no son capaces de determinar el punto de inflexión de esta parábola (correspondiente a la captura máxima sostenible, *MSY*) o la subestiman. En el caso de modelos incluyendo una variable climática el problema es de la misma naturaleza (Fréon, 1986). Esto podría explicar el valor no significativo del parámetro c del modelo de producción escogido por CLIMPROD (ecuación 2). No obstante, otra interpretación podría ser que la captura por lance no es un índice de abundancia válido en esta pesquería por un motivo biológico o técnico que traería como consecuencia una falta de relación lineal entre dicho índice y la abundancia. El motivo biológico puede ser que la disminución de abundancia se traduzca principalmente en una disminución del número de cardúmenes y no en su masa o tamaño promedio. El motivo técnico puede ser la selección por los pescadores de cardúmenes de talla óptima para la venta o la captura parcial de cardúmenes muy grandes. Sin embargo, se debe notar que si tal selección existe debería atañer principalmente a los cardúmenes pequeños, pues el modo de pesca y de venta permite la captura de cardúmenes muy grandes, hasta 200 toneladas, sin saturación de la unidad de pesca. En tal caso, la forma $1/E_i$ de la transformación óptima del esfuerzo por el algoritmo ACE podría resultar en un sesgo en la estimación del tamaño promedio de los cardúmenes a través de la captura por lance: cuando en promedio el tamaño es inferior a un cierto umbral, los pescadores seleccionarían los cardúmenes más grandes que quedan disponibles en la zona. Pero es posible que los pescadores venezolanos, al igual que lo observado en Senegal (Fréon, 1989), cambien este umbral de acuerdo a los cambios en la abundancia. En este caso, incluso si la variación de biomasa se traduce exclusivamente en una disminución del número de cardúmenes y no de su masa promedio, este fenómeno de selección con umbral variable llevaría a una relación positiva entre abundancia y masa promedio de los cardúmenes capturados.

El valor elevado (90%) del coeficiente de determinación de la regresión múltiple entre la captura, el esfuerzo y el índice de surgencia (ecuación 3), no se puede considerar como prueba de la

validez de la regresión porque la relación entre captura y esfuerzo es trivial, en particular cuando la unidad de esfuerzo usada no permite observar esfuerzo sin capturas, al contrario de las unidades convencionales. Sin embargo, esta regresión permite confirmar la influencia positiva del índice de surgencia, cuyo coeficiente de regresión es significativo ($p = 0,012$). La relación encontrada entre la *CPUE* promedio de un año pesquero y el índice de surgencia durante un año ambiental es sin desfase. Sin embargo esto no significa necesariamente un efecto del ambiente únicamente sobre la capturabilidad, por las siguientes razones: por un lado existe en nuestro juego de datos un desfase de cinco meses entre el año ambiental y el año de pesca, lo cual permite una posible influencia de la surgencia sobre la mortalidad natural y la tasa de crecimiento, por otro lado hemos comprobado que no había relación directa entre la *CPUE* mensual y la velocidad del viento, ni siquiera entre las anomalías de estas dos variables. Contrario a lo observado en relación a la *CPUE*, Trujillo (1980) señaló una aparente relación negativa sin desfase entre la captura mensual en el Golfo de Cariaco y la velocidad del viento en Cumaná de 1968 a 1977. Esta relación inversa no se observa en los datos de los años siguientes, tanto a nivel del Golfo como en las demás zonas de pesca. Tampoco se encontró relaciones entre el esfuerzo y la velocidad del viento a escala mensual ($r = 0,09$).

Este desfase en el efecto positivo del viento a corto plazo sobre el índice de abundancia, significa que el efecto del ambiente no correspondería a una reacción inmediata de los cardúmenes a los cambios físicos del ambiente (temperatura, turbidez, corriente), sino mas bien a una respuesta a la abundancia de presas (plancton) que podría influir sobre el tamaño de los cardúmenes. En caso de fuerte abundancia planctónica la competencia entre los individuos dentro del cardumen disminuye, sobre todo en la parte posterior del mismo, lo que permite la formación de grandes cardúmenes sin mayores inconvenientes. En fin, se debe recordar que el bajo nivel de significación estadística de la relación con retraso a largo plazo (dos o tres años) entre el índice de surgencia y la *CPUE* no significa necesariamente una ausencia de influencia sobre el reclutamiento; esta influencia podría estar enmascarada por una interacción entre los efectos de la surgencia y del caudal del Orinoco (Fréon *et al.*, este volumen).

Conclusión

Estos resultados tienen que ser comprobados una vez sean mejor conocidos los factores potenciales de variabilidad en la pesquería: período crítico de la influencia del afloramiento (reproducción, larvas, juveniles, post-reclutas), tipo de influencia del ambiente (mortalidad natural, crecimiento, capturabilidad), aspectos técnicos y socioeconómicos, etc.

A pesar de estas limitaciones, los resultados, basados en los datos disponibles, no indican que el stock se encuentra sobrexplotado (por lo menos hasta el año 1989) e indican que la intensidad de la surgencia influye notablemente sobre la captura en los meses siguientes, aunque se desconoce el mecanismo exacto. La hipótesis más probable es un aumento del tamaño de los cardúmenes en los años de fuerte surgencia debida a una mayor abundancia de plancton. Sin embargo, no se puede descartar la posibilidad de un efecto con retraso de la surgencia, la cual podría también actuar sobre el reclutamiento y/o después, influir sobre las tasas de mortalidad natural y de crecimiento.

Referencias

- ANDERSON, J. T., 1988 — A review of size dependent survival during the period of pre-recruit stages of fish in relation to recruitment. *J. NW. Atl. Fish. Sci.* 8: 55–66
- APARICIO CASTRO R. y CONTRERAS R. (este volumen) — Indices de surgencia costera inducida por el viento para la region nor-oriental de Venezuela.
- BAKUN A., 1973 — *Coastal upwelling indices, west coast of North America, 1946–1971*. U.S. Dept. Commer. NOAA Tech. Rep. NMFS SSRF-671: 103 p.
- BAKUN, A., 1985 — *Comparative studies and the recruitment problem: searching for generalizations*. Rep. Calif. coop. oceanic Fish Invest., 26: 30–40.
- BAKUN, A., 1989 — Mechanisms for density-dependent growth in Peruvian anchoveta: alternatives to impact on the regional-scale food

- supply. In: Pauly D., MUCK P. MENDO J. and TSUKAYAMA I., *The Peruvian upwelling ecosystem: dynamics and interactions*: 235–243.
- BAKUN A. y PARRISH, R. H., 1980 — Environmental inputs to fishery population models for eastern boundary current regions, p. 67–104. In: Sharp G.D. (rapporteur). Workshop on the effects of environmental variation on the survival of larval pelagic fishes. Intergovernmental Oceanographic Commission. Rep. 28: 323 p.
- BREIMAN L. y FRIEDMAN J. H., 1985 — Estimating optimal transformation for multiple regression and correlation. *J. Am. Stat. Assoc.* 80: 580–619.
- CÁRDENAS, J., (este volumen) — Distribución y cuantificación de la biomasa íctica del mar nororiental Venezolano, con énfasis especial en la sardina, determinadas por medios hidroacústicos.
- CSIRKE, J. y SHARP, G. D. (Eds), 1983 — Proceedings of the expert consultation to examine changes in abundance and species composition of neritic fish resources. *FAO Fish. Rep.* 291(3): 1047–1064.
- CURY, Ph. y ROY, C. 1987 — Upwelling et pêche des espèces pélagiques côtières de Côte-d'Ivoire: une approche globale. *Oceanol. Acta*, 10 (3): 347–357.
- CURY, Ph. et ROY, C. (Eds), 1991 — *Pêcheries Ouest-Africaines: variabilité, instabilité et changements*. Paris, Orstom: 525 p.
- DIE, D. J., RESTREPO, V. R. y FOX, W. W. J., 1990 — Equilibrium production models that incorporate fished area. *Trans. Am. Fish. Soc.*, 19 (3): 445–454.
- FRÉON P., 1983 — Production models as applied to sub-stocks depending on upwelling fluctuations In: Sharp G. D. and Csirke J. (ed.). *Proceedings of the expert consultation to examine changes in abundance and species composition of neritic fish resources*. *FAO Fish. Rep.* 291 (3): 1027–1064.
- FRÉON P. 1986 — *Introduction of environmental variables into global production models*. In: Long Term Changes in Marine Fishes Populations, Wyatt and M.G. Larrañeta (eds). Vigo, 18–21 nov. 1986: 481–526.
- FRÉON P. y ANS L. (este volumen) — Comparación de datos éólicos de las estaciones meteorológicas costeras con datos marítimos de oportunidad.
- FRÉON, P., KIEWCINSKI, B. y LOPEZ, D. 1992 — Utilité du système expert CLIMPROD pour la connaissance du déterminisme du recrutement. *Bull. Inst. Océanogr.* Paris, 68: 193–210.
- FRÉON, P. 1989 — *Seasonal and interannual variations of the mean catch per set in the senegalese sardine fisheries: fish behaviour or fishing strategy?* In: Long-term Variability of Pelagic Fish Populations and their Environment. Kawasaki, T., Tanaka, S., Toba, Y. and Taniguchi, A. (Eds). Pergamon Press: 135–145.
- FRÉON, P. y MISUND, O. A. 1998 — *Dynamics of pelagic fish distribution and behaviour: effects on fisheries and stock assessment*. Fishing News Books, Blackwell, London: 348 p.
- FRÉON, P., MULLON, C. et PICHON, G. 1993 — *CLIMPROD: Experimental interactive software for choosing and fitting surplus production models including environmental variables*. *FAO Computerized Information Series fisheries*, 5: 76 p.
- FRÉON P., KATABI M., MENDOZA J. y GUZMÁN R. (este volumen) — Una estrategia de reproductiva inesperada: el caso del ciclo de vida de *Sardinella aurita* de las costas de

Venezuela y sus relaciones con la surgencia costera.

GRIFFITHS R. C. y SIMPSON G., 1968 — *The present status of the sardine and tuna fisheries of Venezuela. Proceedings of the 20th annual session of the Gulf and Caribbean Fisheries Institute, University of Miami*: 159–177.

GUZMÁN, R., FRÉON, P. y MENDOZA, J. (este volumen) — La pesquería de sardina el Oriente de Venezuela, su variabilidad espacio-temporal período 1973–1989.

GUZMÁN, R., GÓMEZ, G. y PENOTT, M. 1998 — Aspectos biológicos y pesquería de la sardina (*Sardinella aurita*) en el golfo de Cariaco, Venezuela. *Zootécnia Trop.*, 16(2): 149–162.

HUO M. F. (este volumen) — Estado del conocimiento biológico pesquero de la sardina (*Sardinella aurita*, Valenciennes, 1847) en el oriente de Venezuela.

HUTCHINGS, L. 1992 — Fish harvesting in a variable, productive environment – searching for rules or searching for exceptions? *S. Afr. J. mar. Sci.* 12: 297–318.

KAWASAKI, T., TANAKA, S., TOBA, Y. and TANIGUCHI, A. (Eds) 1990 — *Long-term Variability of Pelagic Fish Populations and their Environment*. Pergamon Press: 402 p.

LALOE F., 1988 — Un modèle global avec quantité de biomasse inaccessible liée aux conditions environnementales: application aux données de la pêche ivoir-ghanéenne de *Sardinella aurita*. *Aquatic Living Resources* 1: 289–298.

MARTIN F. S. y GONZALEZ G. G., 1960 — Observaciones y notas sobre la explotación de la sardina *Clupanodon pseudohispanicus* (Poey), in Venezuela. Proceedings of

the world scientific meeting on the biology of sardines and related species. *FAO*: 855–876.

MENDEZ-ARROCHA A., 1963 — *La pesca en Margarita*. Fundacion La Salle de Cienc. Nat., ser. Monografias, 7: 267 p.

MENDOZA, J., P. FRÉON y GUZMÁN R. (este vol.). Estimaciones de crecimiento, mortalidad y biomasa explotada de la sardina (*Sardinella aurita*) en el oriente Venezolano por medio de frecuencias de longitudes.

NELSON W. R., INGHAM M. C. y SCHAAF W. E., 1977 — Larval transport and year-class strength of atlantic menhaden, *Brevoortia tyrannus*. *Fish. Bull. (U.S.)* 75 (1): 23–41.

PARRISH R. H. y MACCALL A., 1978 — *Climatic variation and exploitation in the pacific mackerel fishery*. Calif. Dept. Fish and Game, *Fish Bull.*, 167: 110 p.

PARRISH R. H., BAKUN A., HUSBY D. M. y NELSON C. S., 1983 — Comparative climatology for selected environmental processes in relation to eastern boundary current pelagic fish reproduction. In: Sharp G. D. and Csirke J. (ed.). *Proceedings of the expert consultation to examine changes in abundance and species composition of neritic fish resources*: 731–777. *FAO Fish. Rep.* 291 (3): 557–1224.

PAULY D. y TSUKAYAMA I. (Eds) 1987 — *The Peruvian anchoveta and its upwelling ecosystem: three decade of changes*. ICLARM studies and reviews 15: 351 p.

PAYNE A. I. L., Brink K.H., Mann K.H. y Hilborn, H. (Eds) 1992 — Benguela Trophic Functioning. *S. Afr. J. mar. Sci.* 12.

PETITGAS, P. y LEVENEZ, J. J. 1996 — Spatial organization of pelagic fish: Echogram structure, spatio-temporal condition, and biomass in

Senegalese waters. *ICES J. Mar. Sci.* 53: 147–153.

TRUJILLO H. 1980 — *Fluctuaciones de la velocidad y dirección de los vientos y su relación con las variaciones mensuales de las capturas y producción potencial de sardina (Sardinella anchovia).*

Informe Técnico Ministerio Agricultura y Cria 77: 26 p.

WYATT T. y LARRAÑETA M. G. (Eds), 1988 — *International Symposium on Long Term Changes in Marine Fish Populations, Vigo (España) 1986.* Consejo Superior de Investigaciones Científicas: 554 p.



La sardina (*Sardinella aurita*)

Su medio ambiente y explotación
en el Oriente de Venezuela

The sardine (*Sardinella aurita*)

*Its environment and exploitation
in Eastern Venezuela*

Editores científicos/Scientific editors

Pierre Fréon

Jeremy Mendoza

IRD
Editions