

Patrones espaciales del atún aleta amarilla (*Tunnus albacares*) en el Océano Pacífico Oriental: una exploración de perfiles de concentración

Spatial patterns of the yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the Eastern Pacific Ocean: an exploration of concentration profiles

A. Sosa-López¹
H.G. Manzo-Monroy^{2*}

Centro EPOMEX

¹ Universidad Autónoma de Campeche
Av. Agustín s/n
Campeche, CP 24030, México

² Facultad de Ciencias Marinas
Universidad Autónoma de Baja California
Carretera Tijuana-Ensenada km. 103
Ensenada, B.C., Mexico
*E-mail: manzo@uabc.mx

Recibido en agosto de 2001; aceptado en agosto de 2002

Resumen

Se estudio la distribución espacial de abundancia de atún aleta amarilla (*Thunnus albacares*) en el Océano Pacífico Oriental, a partir de las capturas comerciales de la flota atunera mexicana. Se obtuvieron perfiles de concentración de 1992 a 1996 como indicadores de la relación entre captura por unidad de esfuerzo (CPUE) y abundancia de peces. Se definieron “unidades” de resolución espacial y temporal por medio de una semivariograma y análisis de correlación de series, respectivamente, obteniendo para los datos de captura resoluciones unitarias de un 1×1 grado (espacial) y un mes (temporal), para posteriormente estandarizarlos con una regresión robusta. Se identificaron patrones de distribución espacial y, por medio de Modelos Aditivos Generalizados, se estimaron valores de captura. Con estas estimaciones se definió una matriz espacio-temporal de CPUE con 60 meses y 1029 sitios. Nueve patrones temporales explicaron más del 80% de la variabilidad. Se analizó cada patrón temporal y se definieron regiones espaciales con CPUEs homogéneas. Las similitudes entre CPUE y perfiles de concentración (area de cobertura) sugieren que la relación CPUE-abundancia relativa no es directamente proporcional, lo que indica procesos de hiperagotamiento. Se discuten también las implicaciones de éste en el manejo de la pesquería.

Palabras clave: Atún aleta amarilla, Oceano Pacífico Oriental, patrones espaciales, perfiles de concentración, modelos aditivos generalizados

Abstract

The spatial distribution of the yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) abundance in the Eastern Pacific Ocean was studied from commercial catches by the Mexican tuna-fishing fleet. Concentration profiles were carried out as indicators of a relationship between catch-per-unit effort (CPUE) and fish abundance for the period from 1992 to 1996. Spatial and temporal resolution “units” were defined by means of a semi-variogram and serial correlation analyses, respectively. The unit resolutions obtained for catch data were 1×1 degree (spatial) and monthly (temporal). Catch values were standardized by means of robust regression. Fish resource spatial distribution patterns were identified and estimated catch-values were obtained with Generalized Additive Models. From these estimates, a CPUE time-space matrix CPUE was defined with 60 months and 1029 locations. Nine time-space patterns explained more than 80% of the variability. Individual spatial patterns were analyzed and spatial regions were defined with homogeneous CPUE values. Similarities between the CPUE and the concentration profiles (covered area) suggest that the CPUE-relative abundance relationship is not directly proportional which indicates hyperdepletion processes. Fishery management implications are also discussed in this study.

Key words: Yellowfin tuna, Eastern Pacific Ocean, spatial patterns, concentration profiles, generalized additive models.

Introducción

La pesquería de atún en el Pacífico es una de las más importantes de México debido a sus grandes volúmenes de

Introduction

The tuna fishery in the Pacific is one of the most important in Mexico due to its huge catch volumes (more than 140,000

captura (más de 140,000 toneladas por año; CIAT, 1997), además de las divisas que genera su aprovechamiento. Las zonas donde se realiza la mayor actividad de la flota atunera mexicana han sido tradicionalmente, la costa occidental de Baja California, la boca del Golfo de California, las islas Marias y Revillagigedo, así como las aguas al suroeste de Guerrero y Michoacán, consideradas como zonas de gran abundancia de atún (Ortega-García, 1997).

En este sentido y debido a la importancia socio-económica que reviste la pesquería del atún, el gobierno mexicano tomó la iniciativa de implementar a partir de 1992 el Programa Nacional de Aprovechamiento del Atún y Protección de los Delfines (PNAAPD), el cual tiene como parte de sus actividades, el desarrollo de un subprograma de observadores a bordo de las embarcaciones atuneras. Esto ha permitido generar una amplia base de datos de la pesquería, que hace posible realizar análisis más precisos y confiables del estado de la pesquería, así como también resolver algunas interrogantes "clásicas" de la ciencia pesquera como, por ejemplo, si la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) es proporcional a la abundancia del recurso, relación que aún es asumida en estudios recientes (Trigueros-Salmerón y Ortega-García, 2001). Al respecto, la relación no proporcional entre la CPUE y la abundancia ha sido reconocida y aceptada desde la década de 1950 a la fecha (Beverton y Holt, 1957; Harley *et al.*, 2001).

En este sentido, Paloheimo y Dickie (1964) revisaron las primeras utilidades de los datos de CPUE y argumentaron la importancia del entendimiento tanto de la distribución espacial de los peces, como de la ubicación del esfuerzo de pesca para interpretar los datos de CPUE.

En la mayoría de los casos la captura y el esfuerzo están distribuidos heterogéneamente en el espacio por lo que, al calcular la abundancia relativa, ésta puede ser sobre o subestimada debido al supuesto de proporcionalidad (homogeneidad espacial) en la relación que existe entre la CPUE y la abundancia. Para entender como se relacionan las capturas con el esfuerzo, es primordial identificar como se distribuye espacialmente la densidad del recurso (Perfiles de Concentración; Clark, 1982; Hilborn y Walters, 1992) a partir de la concentración de la CPUE a través del área de pesca, y de esta forma conocer la relación que existe entre las tasas de captura y la abundancia del recurso. Con base en lo anterior, Clark (1982, 1985) describe dos tipos de relaciones no proporcionales entre la CPUE y la abundancia, las cuales se encuentran asociadas a Perfiles de Concentración específicos y a una distribución espacial heterogénea del recurso. La primera relación no proporcional, se presenta cuando la CPUE permanece alta a medida que la abundancia disminuye, lo cual se denomina hiperestabilidad, y puede conducir a una sobrestimación de la abundancia y a una subestimación de la mortalidad por pesca (Crecco y Overholtz, 1990). Por el contrario, cuando la CPUE declina más rápido que la abundancia, la relación es conocida como hiperagotamiento (fig. 1).

Una aproximación para el análisis de las posibles relaciones entre CPUE y abundancia ha sido a través del análisis de la

tons by year; CIAT, 1997), besides the currency flow generated by its exploitation. Traditionally, the zones where most of the Mexican tuna fleet activity takes place has been the west coast of Baja California, the mouth of the Gulf of California, the Marias Islands and the Revillagigedo Archipelago, as well as the waters southwest of Guerrero and Michoacan which are considered high abundance tuna fish zones (Ortega-García, 1997). In this sense and due to the socio-economic importance of the tuna fishery, the Mexican government implemented since 1992 the *Programa Nacional de Aprovechamiento del Atún y Protección de los Delfines* (PNAAPD), which has as part of its activities, the development of a sub-program of observers on board tuna fishing vessels. This has generated a wide fishery database that makes possible to perform more precise and reliable analyses about the state of the tuna fishery, as well as to solve some "classic" questions about fishery science as, for example, whether the catch-per-unit effort (CPUE) is proportional to fish abundance, relationship that is still assumed in recent studies (Trigueros-Salmerón and Ortega-García, 2001). At this respect, the non-proportional relationship between CPUE and abundance has been recognized and accepted since the 1950's decade until present (Beverton and Holt, 1957; Harley *et al.*, 2001).

In this sense, Paloheimo and Dickie (1964) reviewed the first uses of the CPUE data and pointed out the importance of understanding so much the spatial distribution of fish, as the location of the fishing effort, in order to interpret CPUE data.

In most of the cases, catch and effort are heterogeneously distributed in space, therefore, relative abundance can be either over- or under-estimated, due to the assumption of proportionality (spatial homogeneity) in the relationship between CPUE and abundance. To understand how catches relate with the effort, it is necessary to identify how the resource's density distributes spatially (Concentration Profiles; Clark, 1982; Hilborn and Walters, 1992) from the CPUE concentration throughout the fishing area, and thereby to understand the relationship between the catch rates and the resource's abundance. Based on this, Clark (1982, 1985) describes two kinds of non-proportional relationships between CPUE and abundance which are associated with specific concentration profiles and with a heterogeneous spatial distribution of the resource. The first non-proportional relationship is present when the CPUE remains high while the abundance decreases, which is named as hyperstability and can drive to an abundance overestimation and to a fishing-associated mortality underestimation (Crecco and Overholtz, 1990). On the contrary, when the CPUE drops faster than the abundance, the relationship is known as hyperdepletion (fig. 1).

The analysis of the spatial distribution of catches and effort has been an approach in the analysis of the possible relationships between the CPUE and the abundance, using spatial interpolation methods or "geostatistics" that allow analyzing the variability and the spatial stratification exhibited by the populations (Sullivan, 1991; Simard *et al.*, 1992). According to the literature consulted, studies using geostatistical techniques

distribución espacial de las capturas y el esfuerzo, empleando para tal efecto métodos de interpolación espacial o "geoestadísticos", los cuales permiten analizar la variabilidad y estratificación espacial que presentan las poblaciones (Sullivan, 1991; Simard *et al.*, 1992). Según literatura consultada, no se han efectuado aún estudios con aplicación de técnicas geoestadísticas para analizar el recurso atún aleta amarilla (AAA), sin embargo, existen aproximaciones de regionalización (Punsly, 1987; Méndez, 1995) basadas en datos provenientes de las capturas comerciales.

Las primeras aplicaciones de técnicas geostatísticas para el análisis de la distribución espacial de poblaciones marinas se inician a mediados de los ochentas con trabajos como los de Conan (1985), quien aplicó este tipo de técnicas para calcular la abundancia de moluscos bivalvos. Smith (1990) estimó la abundancia de peces (abadejo, *Gadus morhua*) a partir de datos de arrastre, e investiga las consecuencias de usar modelos estadísticos para la estimación de la abundancia media de una población. Sullivan (1991) calculó la densidad de la pesquería de mero (*Theragra chalcogramma*) a partir de datos hidroacústicos, y utiliza modelos geoestadísticos para tal efecto. Simard *et al.* (1992) analizó las limitaciones del uso del "kriging" para estimar la biomasa y patrones de distribución espacial de camarón (*Pandalus borealis*). Otros estudios con datos de muestreos experimentales también han aplicado técnicas geoestadísticas para estimaciones de abundancia, aunque su aplicación ha sido menos frecuente (Freire *et al.* 1992; Simard *et al.* 1993; González-Gurrirán *et al.*, 1992; Vignaux, 1996).

La aplicación de técnicas geoestadísticas para el análisis espacial de recursos pelágicos también ha mostrado buenos resultados según literatura consultada (Petitgas, 1993; Marshall y Petitgas, 1993; Maravelias *et al.*, 1996; Bahri y Freón, 2000), lo cual sugiere la viabilidad del uso de dichas técnicas en especies de alta movilidad y amplia distribución. Al respecto, en estudios sobre AAA del océano Pacífico Oriental, cuando se realizan estimaciones de la abundancia relativa (CIAT, 1997), se ha reconocido que dichas estimaciones se ven influenciadas por la variación temporal que presentan las tasas de captura, así como la variación de una zona a otra (Punsly, 1987) lo cual pudiese tener implicaciones de sobre o subestimación de la abundancia relativa.

Con base en lo anterior el objetivo del presente trabajo fue identificar los patrones de distribución espacial del recurso atún aleta amarilla en el Océano Pacífico Oriental, como elemento de análisis de la relación entre la CPUE y la abundancia, basándonos en el concepto de Perfiles de Concentración.

Material y métodos

Datos

La serie de datos utilizada en este estudio proviene de las actividades diarias de la flota atunera mexicana en el Océano

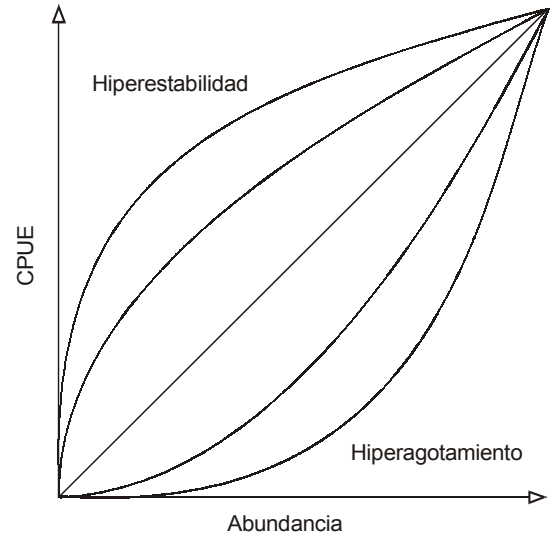


Figura 1. Posibles relaciones no proporcionales entre CPUE y abundancia, adaptado de Hilborn y Walters, 1992. La diagonal indica proporcionalidad.
Figure 1. Possible non-proportional relations between CPUE and abundance, adapted from Hilborn and Walters, 1992. The diagonal indicates proportionality.

to analyze the yellowfin tuna (YFT) resource have not been performed yet, however, there are regionalization attempts (Punsly, 1987; Méndez, 1995) based on data from commercial catches.

The first applications of geostatistical techniques for the analysis of the spatial distribution of marine populations begun at the middle eighties with works by Conan (1985) in which he applied this kind of techniques to calculate bivalve mollusk abundance. Smith (1990) estimated the abundance of fishes (cod, *Gadus morhua*) from trawling data, and researched the consequences of using statistical models for the estimation of the mean abundance of a population. Sullivan (1991) calculated the density of the walleye pollock (*Theragra chalcogramma*) from hydroacoustic data and used geostatistical models for this. Simard *et al.* (1992) analyzed the limitations of the use of kriging to estimate the biomass and spatial distribution patterns of shrimps (*Pandalus borealis*). Other studies with data from experimental samplings have applied geostatistical techniques too, in order to estimate the abundance, although their application has been less frequent (Freire *et al.* 1992; Simard *et al.* 1992; González-Gurrirán *et al.*, 1993; Vignaux, 1996).

The application of geostatistical techniques for the spatial analysis of pelagic resources has also shown good results according to the literature consulted (Petitgas, 1993; Marshall and Petitgas, 1993; Maravelias *et al.*, 1996; Bahri and Freón, 2000), which suggests the viability of using such techniques in species with high-mobility and wide distribution. In this respect, in studies about the YFT in the Eastern Pacific Ocean (EPO), when estimations of the relative abundance are carried out (CIAT, 1997), it has been recognized that such estimations are influenced by the seasonal variation showed by the catch rates as well as from one zone to another (Punsly, 1987) which

Pacífico Oriental (OPO) durante los años 1992 a 1996, los cuales fueron generados por el PNAAPD, así como por la Comisión Inter-Americana del Atún Tropical (CIAT). Las unidades de registro son los lances asociados a sus respectivos volúmenes capturados, ambos georeferenciados durante cada viaje realizado por las embarcaciones "menores" con capacidad de acarreo menor a 680 toneladas cortas (1 tonelada corta = 907 kg) y embarcaciones "mayores", con capacidad de acarreo mayor a 680 toneladas cortas.

En lo referente a las características estadísticas de los datos, es importante destacar la gran variabilidad observada en los volúmenes de captura de los lances efectuados en un mismo punto y fecha, así como la heterogeneidad espacial observada en la distribución de los lances. Esta condición de alta variabilidad nos condujo a evaluar en primera instancia la correlación espacial y temporal de las capturas, así como el efecto de la capacidad de carga de las embarcaciones, lo cual se describe cuando se habla de "unidad mínima de resolución espacio-temporal" y "estandarización de volúmenes de captura", respectivamente.

Con base en lo anterior se generó una matriz general, a partir de la cual se identificaron patrones espaciales intranuales, a través de modelos de interpolación (Modelos Aditivos Generalizados), evaluando su consistencia interanual mediante la extracción de componentes principales. Por último, se obtuvieron los perfiles de concentración a partir de la identificación de estratos (áreas con niveles espacialmente homogéneos de CPUE) por cada patrón espacial interanual, explorándose la relación CPUE-abundancia.

Variabilidad espacio-temporal de los lances y capturas

Como se menciona previamente, debido a la gran variabilidad observada entre los volúmenes de las capturas para una mismo punto geográfico en un mismo día, fue necesario determinar un "radio de influencia espacio-temporal" entre los datos de capturas, denominado en este trabajo "unidad mínima de resolución espacio-temporal". Para determinar dicha unidad de resolución temporal mínima, se analizó la variación diaria (t) de las capturas (x_t), de los lances sobre AAA (y_t) y las capturas por lance (z_t), de las embarcaciones menores durante el año 1992, debido a que éste tipo de embarcaciones realizan viajes de menor duración y de menor cobertura espacial. Las series de tiempo (x_t, y_t, z_t) fueron analizadas mediante una función de autocorrelación $\rho(k)$ que permitió describir la dependencia de la serie de cada variable pesquera:

$$\gamma(k) = E(x_t - \mu)(x_{t+k} - \mu); k = 0, \pm 1, \pm 2 \quad (1)$$

$$\rho(k) = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)} = \frac{\gamma(k)}{\sigma_x^2} \quad (2)$$

El análisis espacial consistió en identificar la distancia de correlación espacial mínima en cada uno de los períodos de

could have implications of over- or under-estimation of the relative abundance.

Based on the above stated, the aim of this work was to identify the spatial distribution patterns of the YFT resource yellowfin tuna in the Eastern Pacific Ocean, as an element of analysis of the relationship between CPUE and abundance, stemming on the concentration profile concept.

Materials and methods

Data

The series of data used in this study come from the daily activities of the Mexican tuna fleet in the EPO from 1992 to 1996, which were generated by PNAAPD as well as by the Inter-American Tropical Tuna Commission (IATTC). The record units are the sets associated with the respective catch volumes, both georeferenced during each trip by small vessels with carrying capacities of less than 680 short tons (1 short ton = 907 kg), and big vessels with carrying capacities greater than 680 short tons.

About the statistical characteristics of the data, it is important to point out the high variability observed in the catch volumes of the sets made on the same spot and date, as well as the spatial heterogeneity observed in the set distribution. This high variability drove us to evaluate in first instance, the spatial and temporal correlation of the catches as well as the effect of the carrying capacity of the vessels, which are described later as "minimal spatio-temporal resolution unit" and "catch volume standardization", respectively.

Based on the above mentioned, a general matrix was generated from which spatial interannual patterns were identified by means of interpolation models (Generalized Additive Models), evaluating its interannual consistency by the extraction of principal components. Finally, the concentration profiles were obtained from the identification of strata (areas with spatially homogeneous CPUE levels) by each interannual spatial pattern, exploring in this way the CPUE-abundance relationship.

Spatio-temporal variability of sets and catches

As was mentioned previously, due to the high variability observed between catch volumes for the same geographical spot in the same day, it was necessary to determine a "spatio-temporal influence radius" among catch data, which was named as the "minimal spatio-temporal resolution unit". In order to determine such minimal resolution unit, the daily variability (t) of YFT catches (x_t), sets (y_t) and catches per set (z_t) of the small vessels during 2002 was analyzed given that this kind of vessels make shorter journeys with a shorter spatial scope too. The time-series (x_t, y_t, z_t) were analyzed by an autocorrelation function $\rho(k)$, which allowed to describe the serial dependency for each fishing variable:

$$\gamma(k) = E(x_t - \mu)(x_{t+k} - \mu); k = 0, \pm 1, \pm 2 \quad (1)$$

tiempo a través de la aplicación de variogramas robustos a los datos de log (captura/lance) georeferenciados; con base en la función descrita por Cressie y Hawkins (1980):

$$2\gamma(h) = \frac{\left(\frac{1}{N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} |Z(x_i) - Z(x_i + h)|^{1/2} \right)^4}{0.457 + \frac{0.494}{|N(h)|}} \quad (3)$$

donde el variograma $2\gamma(h)$ es un medio del valor esperado de la diferencia al cuadrado entre dos puntos a una distancia h . Z_{xi} denota el logaritmo de la captura por lance en el punto i (longitud y latitud), y la diferencia entre dos variables (captura por lance) es expresada como una función de la distancia euclidiana h , entre dos puntos x y $x + h$. El valor de N_h representa el número de observaciones a cada distancia h .

La estructura espacial de la variable estudiada fue analizada a través de un modelo variográfico, el cual para el presente estudio fue el modelo esférico (González-Gurrirán *et al.*, 1993):

$$2\gamma(h) = C_0 + C_1((3/2)(h/a) - (1/2)(h/a)^3) \quad (4)$$

donde C_0 = “efecto pepita” (variabilidad a distancias cercanas), C_1 = “umbral” o asíntota menos el “efecto pepita”, donde el “umbral” es el valor de semi-varianza alcanzado con un valor de $h = a$ (rango, distancia a la cual el variograma alcanza el umbral C), y representa la distancia máxima a la cual los efectos espaciales son detectables (Simard *et al.*, 1992).

Los modelos fueron ajustados a cada variograma estimado a través de “mínimos cuadrados ponderados” (MCP), aproximación descrita por Cressie (1986) que presenta la forma

$$\sum_{i=1}^H N(h_i) \left(\frac{\overline{\gamma(h_i)}}{\gamma(h_i)} - 1 \right)^2 \quad (5)$$

donde H es el número de distancias discretas en el variograma. Cada residuo al cuadrado se ponderó de acuerdo a $N(h_i)$, el número de pares de puntos usados para calcular $\gamma(h_i)$, y el inverso de $\gamma(h_i)^2$.

En principio se realizaron mensualmente pruebas variográficas con los valores de CPUE grado⁻² de las embarcaciones menores; sin embargo, estos análisis generaron variogramas erráticos debido a las propiedades de los datos (elevada frecuencia de lances con capturas igual a cero). Por consiguiente, de acuerdo con Simard *et al.* (1992), antes de realizar el análisis variográfico se aplicaron transformaciones logarítmicas del CPUE grado⁻², lo cual minimizó la gran variabilidad entre observaciones y permitió modelar la estructura espacial por cada uno de los meses.

$$\rho(k) = \frac{\gamma(k)}{\gamma(0)} = \frac{\gamma(k)}{\sigma_x^2} \quad (2)$$

The spatial analysis consisted on identifying the minimal spatial correlation distance in each of the time periods by applying robust variograms to georeferenced log (catch/set) data, based on to the function described by Cressie and Hawkins (1980):

$$2\gamma(h) = \frac{\left(\frac{1}{N(h)} \sum_{i=1}^{N(h)} |Z(x_i) - Z(x_i + h)|^{1/2} \right)^4}{0.457 + \frac{0.494}{|N(h)|}} \quad (3)$$

where the variogram $2\gamma(h)$ is one half of the expected value of the squared difference between two spots at a distance h . Z_{xi} denotes the logarithm of the catch per set in the i -th spot (longitude and latitude) and the difference between two variables (catch per set) is expressed as a function of the Euclidian distance h , between two spots x and $x + h$. The N_h value represents the number of observations at each distance h .

The spatial structure of the studied variable was analyzed by means of a variographic model, which for the present study was the spherical model (González-Gurrirán *et al.*, 1993):

$$2\gamma(h) = C_0 + C_1((3/2)(h/a) - (1/2)(h/a)^3) \quad (4)$$

where C_0 = “nugget effect” (variability at close distances); C_1 = the “threshold” or asymptote less the “nugget effect”, where the “threshold” is the semi-variance value reached with a value of $h = a$ (range, distance at which the variogram reaches the threshold, C), and represents the maximum distance at which two spatial effects are detectable (Simard *et al.*, 1992).

Models were fitted to each estimated variogram by means of “weighted least squares” (WLS) on the approach described by Cressie (1986) of the form:

$$\sum_{i=1}^H N(h_i) \left(\frac{\overline{\gamma(h_i)}}{\gamma(h_i)} - 1 \right)^2 \quad (5)$$

where H is the number of discrete distances in the variogram. Each squared residual was weighted according to $N(h_i)$, the number of spot pairs used to calculate $\gamma(h_i)$ and the $\gamma(h_i)^2$ inverse.

In the beginning, variographic tests were done monthly with the values of CPUE degree⁻² of the small vessels; however, these analyses generated erratic variograms due to the properties of the data (very frequent zero-catch sets). Consequently, according to Simard *et al.* (1992), logarithmic transformations of the CPUE degree⁻² were applied before performing the variographic analyses, thus minimizing the high

Los resultados observados en términos de unidad espacio-temporal se aplicaron a todo el período de estudio, lográndose hacer comparaciones interanuales y generándose dos matrices (capturas y lances) por categoría de embarcación (60 meses × 1029 cuadrantes de un grado cuadrado).

Debido a que el éxito de la captura obtenida por lance (CPUE) difiere en magnitud de un tipo de embarcación a otra, se optó por encontrar la relación entre los valores de CPUE provenientes de ambos tipos de embarcaciones, bajo las mismas condiciones espacio-temporales, suponiendo que la capacidad de carga de las embarcaciones es el factor que más contribuye a la variabilidad de las capturas. Por lo tanto, la CPUE obtenida por las embarcaciones menores fue transformada a valores de CPUE de embarcaciones mayores. El principal supuesto consistió en que el esfuerzo se encuentra concentrado en zonas de alta densidad de organismos y, por consiguiente, la CPUE de cada tipo de embarcación presenta una relación directa bajo las mismas condiciones espacio-temporales.

La transformación consistió en seleccionar la CPUE de ambos tipos de embarcaciones que coincidieron en posición geográfica y tiempo, analizando posteriormente la serie de datos seleccionada por medio de una “regresión robusta” (Rosseeuw, 1987):

$$\sum_{i=1}^q r_{(i)}^2(\beta) \quad (6)$$

donde: $r_{(i)}^2(\beta)$, es el i -ésimo residuo ordenado y el valor de q representa una fracción > 0.5 del valor de n (número de observaciones).

Patrones Espaciales

La estimación del valor esperado de CPUE en una localidad específica se realizó por medio de Modelos Aditivos Generalizados (MAGs), bajo el supuesto de que los datos presentan una distribución de Poisson no-homogénea (Swartzman *et al.*, 1992). Los MAGs son una generalización no-paramétrica de la regresión lineal múltiple en donde, en nuestro caso, el CPUE grado⁻² está en función únicamente de la localización espacial (longitud y latitud). La “fracción de suavizamiento” utilizada fue seleccionada a un valor de 0.2, la cual correspondió al valor mínimo de la suma de cuadrados de los residuales. Es importante destacar que un “valor de suavizamiento” igual a 1.0 es equivalente a una regresión lineal simple (Hastie y Tibshirani, 1986). En el presente estudio, el logaritmo del valor esperado de biomasa (Z^*) fue expresado como la suma de funciones de “suavizamiento” de las covariables X_1 (= longitud) y X_2 (= latitud):

$$E(Z^*/X_1, \dots) = S_0 + S_1(X_1) + S_2(X_2) \quad (7)$$

donde S_j representa las funciones de “suavizamiento” de las covariables, bajo el supuesto de que los datos calculados

variability among observations and allowing to model the spatial structure throughout each one of the months.

The observed results in terms of spatio-temporal unit were applied to the whole study period, achieving to perform inter-annual comparisons, thus generating two matrices (catches and sets) per vessel category (60 months × 1029 quadrants of one squared degree).

Given that the catch per shot (CPUE) success magnitude differs from one kind of vessels to another, we decided to find the relationship between the CPUE values from both vessel categories under the same spatio-temporal conditions, assuming that the vessel’s carrying capacity is the factor that contributes the most to the catch variability. Therefore, the CPUE obtained by small vessels was transformed to CPUE values of big vessels. The main assumption consisted on the effort being focused on zones with high-density of organisms, so the CPUE of each kind of vessel shows a direct relationship under the same spatio-temporal conditions.

The transformation consisted on selecting the CPUE of both kinds of vessels that coincided in geographical position and time, and then the selected data series was analyzed by a “robust regression” (Rosseeuw, 1987):

$$\sum_{i=1}^q r_{(i)}^2(\beta) \quad (6)$$

where: $r_{(i)}^2(\beta)$ is the i -th ordinate residual and the q value represents a fraction > 0.5 of the value n (number of observations).

Spatial patterns

The estimation of the expected CPUE value for a specific locality was analyzed by means of Generalized Additive Models (GAMs), under the assumption that data show a non-homogeneous Poisson-like distribution (Swartzman *et al.*, 1992). The GAMs are a non-parametric generalization of the multiple linear regression where, in our case the CPUE degree⁻² is only a function of the spatial location (longitude and latitude). The “smoothing fraction” used was chosen at a value of 0.2, which corresponded to the minimum value of the sum of the squared residuals. It is important to point out that the “smoothing value” equal to 1.0 is equivalent to a simple linear regression (Hastie and Tibshirani, 1986). In this study, the logarithm of the expected biomass value (Z^*) was expressed as the sum of “smoothing” functions of the co-variables X_1 = longitude and X_2 = latitude:

$$E(Z^*/X_1, \dots) = S_0 + S_1(X_1) + S_2(X_2) \quad (7)$$

where S_j represents the “smoothing” functions of the co-variables under the assumption that the calculated data (catch per set) follow a Poisson distribution. Before performing the estimations by the GAMs, differences among quadrants with and without effort were established, assigning them a CPUE value below the minimum which belonged to the 50% of the

(captura por lance) siguen una distribución de Poisson. Antes de realizar estimaciones mediante MAGs se establecieron diferencias entre cuadrantes, con y sin esfuerzo, asignándoseles un valor de CPUE por debajo del mínimo, el cual correspondió al 50% de la captura por lance mínima registrada durante el período de estudio (0.332 ton). Para tener una medición del nivel de ajuste de los MAGs, calculamos un pseudo-coeficiente de determinación R^2 (Swartzman *et al.*, 1992) como la fracción de la desviación (medición de la variabilidad explicada, análoga a la suma de cuadrados en un análisis de regresión convencional) total explicada por los MAGs.

Los patrones espaciales más significativos durante los cinco años fueron identificados a través de un análisis factorial basado en la extracción de componentes principales (en el análisis, cada componente principal corresponde a un patrón espacial). La matriz empleada para tal efecto consistió en valores de CPUE estimados por MAGs obtenidos bajo el nivel de resolución espacio-temporal determinado previamente. El análisis de factores se basa en utilizar combinaciones lineales de p variables (meses) para explicar series de n observaciones (posiciones geográficas). La idea principal fue considerar que los 60 meses son todos de la forma

$$X_i = a_i F + e_i \quad (8)$$

donde $i = 1, 2, 3, \dots, p$, X_i es el i -ésimo vector con media igual a cero y desviación estándar igual a uno, a_i es una constante, F es un valor de “factor” de media igual a cero y desviación estándar igual a uno para las 1029 posiciones geográficas, y e_i es el error asociado a X_i , que es específico solamente para el i -ésimo mes. El criterio de selección del número de patrones espaciales consistió en la variabilidad total explicada ($\geq 80\%$).

Perfiles de concentración

Se definieron estratos con valores homogéneos de CPUE mediante la aplicación de “modelos de árboles de regresión” (Breiman *et al.*, 1984), los cuales fueron ajustados utilizando el procedimiento conocido como “partición binaria recursiva”, en donde la variable de respuesta (CPUE) se divide a lo largo de ejes de coordenadas de las variables o explicativas (longitud-latitud). El nivel de significancia, así como la selección del número de estratos, se realizó por validación cruzada y su contribución a la varianza total.

Se contrastaron gráficamente los valores esperados de CPUE por unidad de área para cada estrato vs el área de cobertura de cada estrato, obteniéndose los “perfiles de concentración” para cada uno de los patrones espaciales. Con el objeto de hacer comparaciones entre patrones espaciales y sus respectivos perfiles de concentración, los valores esperados de CPUE y áreas de cobertura fueron normalizados en z (media = 0 y desviación estándar = 1) y posteriormente contrastados gráficamente.

minimum catch per set registered (0.332 ton) during the study period. To obtain a measure of the fitting level of the GAMs, we calculated a pseudo-coefficient of determination R^2 (Swartzman *et al.*, 1992) as the total deviance fraction (measurement of the explained variability, analogous to the sum of squares in a conventional regression analysis) explained by the GAMs.

The most significant spatial patterns during the five years were identified by a “factorial analysis” based on the extraction of principal components (in the analysis, each principal component belongs to a spatial pattern). The matrix used for this, consisted in CPUE values estimated by the GAMs which were obtained with the spatio-temporal resolution level previously determined. The factor analysis is based on the linear combinations of p variables (months) to explain series of n observations (geographic positions). The main idea was to consider that all the 60 months are of the form:

$$X_i = a_i F + e_i \quad (8)$$

where: $i = 1, 2, 3, \dots, p$; X_i is the i -th vector with mean equal to zero and standard deviation equal to one, a_i is a constant, F is the “factor” value that has a mean equal to zero and standard deviation equal to one for the 1029 geographic positions, and e_i is the error associated to X_i that is specific for the i -th month only. The selection criterion of the number of spatial patterns consisted in the total explained variability ($\geq 80\%$).

Concentration profiles

Strata with homogeneous CPUE values were defined by applying “tree regression models” (Breiman *et al.*, 1984) which were fitted using the process known as “recursive binary partition”, where the response variable (CPUE) divides throughout the variables’ coordinate axis (longitude-latitude). The significance level and the selection of the number of strata were done by crossed validation and their contribution to the total variance.

The expected CPUE values per area unit were graphically contrasted for each stratum vs the scope area of each substratum, thus obtaining the “concentration profiles” for each of the spatial patterns. With the aim of making comparisons between spatial patterns and their respective concentration profiles, the expected CPUE and scope area values were normalized as z (mean = 0 and standard deviation = 1) and then contrasted graphically.

Results

Spatio-temporal CPUE structure

The daily variations of the number of sets and the catches during 1992 were low during the second half of the year (fig. 2), which is an important condition since this was consistent with the following years when high catches and number of sets

Resultados

Estructura espacio-temporal de la CPUE

Las variaciones diarias en el número de lances y las capturas fueron bajas durante la segunda mitad de 1992 (fig. 2), la cual es una condición importante, debido a que fue consistente con los años posteriores, observándose también elevadas capturas y gran número de lances en la primera mitad del año, con una disminución hacia el segundo semestre. En el caso de la variación diaria en el número de lances, la correlación de las series fue significativa ($P < 0.05$) hasta los 27 días, y en el de la variación diaria de las capturas lo fue hasta los 31 días (fig. 3). Los coeficientes resultantes del análisis variográfico ajustado al modelo esférico (tabla 1) sugieren como distancia mínima de correlación espacial la observada para el mes de noviembre, ya que fue en ese mes cuando se presentó el rango mínimo ($a = 0.98$ grados) en el variograma. En algunos casos (marzo, abril, septiembre y diciembre) el proceso de variabilidad espacial no se ajustó al modelo esférico (tabla 1). Esto fue debido al comportamiento errático observado en los variogramas durante esos meses. Bajo el criterio variográfico y de autocorrelación, los datos de capturas y lances fueron agrupados en cuadrantes de 1×1 grados, por mes y por categoría de embarcación.

El modelo lineal obtenido a través del análisis de regresión robusta (fig. 4) entre los valores de CPUE generados por ambas categorías de embarcaciones fue significativo, con coeficientes $b_0 = 0.198878$ y $b_1 = 1.148952$ ($r^2 = 0.87$). Los coeficientes obtenidos a partir del análisis de regresión robusta fueron aplicados en la transformación de los valores de CPUE. Con base en la relación encontrada, se obtuvo una matriz de

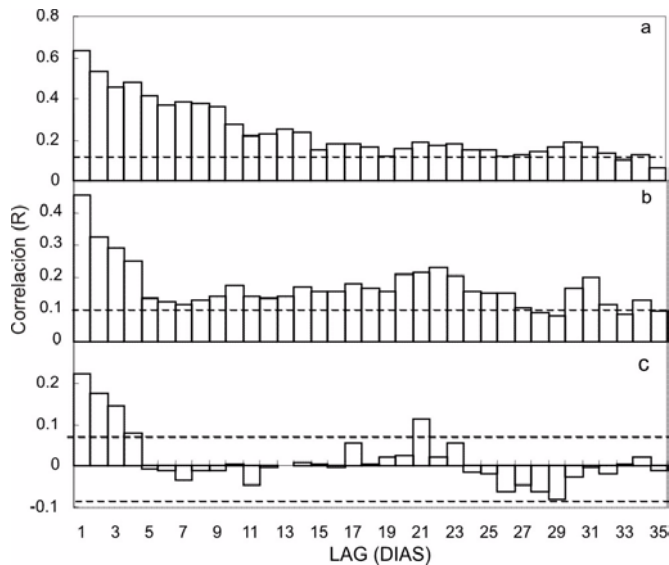


Figura 3. Autocorrelación de las series de tiempo correspondientes a: número de lances (a), volúmenes de captura (b) y captura por lance (c), realizados por las embarcaciones menores durante 1992.

Figure 3. Auto-correlation of the time-series corresponding to number of sets (a), catch volumes (b) and catch per set (c) carried out by small vessels during 1992.

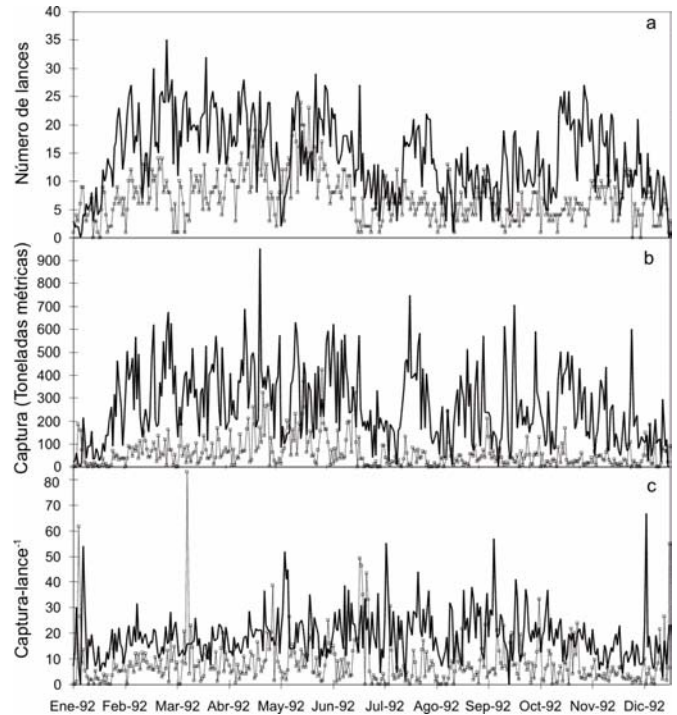


Figura 2. Variación diaria de: número de lances (a), volúmenes de captura en toneladas cortas (b), y captura por lance (c) en embarcaciones menores (líneas punteadas) y mayores (líneas continuas) durante 1992.

Figure 2. (a) Daily variation in the number of sets, (b) catch volumes in short tones and (c) catch per set carried out by small (dashed) and big (solid) vessels during 1992.

were observed too in the first half of the year, with a reduction by the second semester. In the case of the daily variation in the number of sets, the serial correlation was significant ($P < 0.05$) up to 27 days and, in the daily variation of catches it was up to 31 days (fig. 3). The resulting coefficients of the variographic analysis fitted to the spherical model (table 1) suggest as minimal spatial correlation distance that observed for November since this was the month when the minimal variogram range was present ($a = 0.98$ degree). In some cases the spatial variability process did not fit to the spherical model, as occurred in March, April, September and December (table 1), this due to the erratic behavior observed in the variograms during these months. Under the variographic and autocorrelation criterion, the data of catches and sets were grouped in quadrants of 1×1 degree by month and by vessel category.

The linear model obtained by the robust regression analysis (fig. 4) between CPUE values generated by both vessel categories was significant with coefficients $b_0 = 0.198878$ and $b_1 = 1.148952$ ($r^2 = 0.87$). The coefficients obtained from the robust regression analysis were applied in the transformation of the CPUE values. Based on the relationship found, a matrix of data with CPUE values was obtained (60 months \times 1029 one-degree² quadrants). The GAMs showed significant fittings ($R^2 > 0.75$, $P < 0.05$) throughout the 60 months, and nine spatial patterns could be identified from the calculated CPUE values which contributed with more than 80% of the spatial variability

Tabla 1. Parámetros del modelo variográfico esférico aplicado a datos georeferenciados de $\log[\text{captura lance}^{-1}]$ realizados por embarcaciones menores durante 1992. C_0 = efecto pepita; C_1 = umbral o asíntota del modelo esférico; a = rango.

Table 1. Parameters of the spherical variographic model applied to $\log[\text{catch set}^{-1}]$ georeferenced data of sets carried out by small vessels during 1992. C_0 = nugget effect; C_1 = threshold or asymptote of the spherical model; a = range.

Mes	Número de datos	Parámetros del modelo esférico		
		C_0	C_1	a
1	139	0.88	3.61	7.33
2	262	0.9	0.47	10.37
3	220	–	–	–
4	339	–	–	–
5	389	2.28	0.65	2.28
6	224	0.54	1.28	1.56
7	178	0.64	0.43	3.49
8	160	1.99	1.67	13.04
9	165	–	–	–
10	156	1.1	6.86	9.7
11	200	1.68	0.89	0.98
12	179	–	–	–

datos con valores de CPUE (60 meses \times 1029 cuadrantes de un grado²). Los MAGs mostraron ajustes significativos ($R^2 > 0.75$, $P < 0.05$) a lo largo de los 60 meses, identificándose nueve patrones espaciales a partir de los valores calculados de CPUE, los cuales contribuyeron con más del 80% a la variabilidad espacial durante los 60 meses. Los meses que resultaron asociados a cada patrón espacial se integraron mediante el promedio de los valores mensuales estimados de CPUE mediante MAGs.

Los patrones espaciales (fig. 5) muestran las distribuciones de abundancia más significativas de atún aleta amarilla en el OPO, en donde el orden de importancia de cada patrón está relacionado con su contribución a la variabilidad total durante el período de estudio (tabla 2). Con base en lo anterior, el primer patrón espacial fue el más representativo, con altas densidades de capturas entre 10°–12°N y 115°–125°W. Por otra parte, el patrón espacial número nueve, que fue el menos representativo, mostró las mayores capturas en la región adyacente al Golfo de Tehuantepec, frente a las costas de Guatemala, entre 10°–15°N y 90°–95°W. Los valores más altos de CPUE se observaron principalmente entre 8°–12°N, con excepción de los patrones siete y ocho, los cuales mostraron altos valores de CPUE entre 0°–10°S.

En la figura 6 se presentan los resultados de la aplicación de los modelos de árboles de regresión para cada patrón espacial, mostrándose el número de estratos identificados y su respectiva área de cobertura. Los niveles estimados de CPUE promedio por estrato (fig. 7) mostraron de manera consistente una alta heterogeneidad espacial en todos los patrones

Tabla 2. Parámetros del Análisis de Factores basado en la CPUE grado⁻² estimada mediante modelos aditivos generalizados.

Table 2. Parameters of the Factor Analysis based on the CPUE degree⁻² estimated by means of generalized additive models.

Factores (patrones espaciales)	Valores propios	Contribución a la varianza	
		Total	Acumulada
1	11.4802	0.1960	0.1960
2	10.3951	0.1779	0.3739
3	6.3226	0.1100	0.4840
4	3.9903	0.0712	0.5552
5	3.5472	0.0638	0.6190
6	3.2661	0.0586	0.6777
7	2.9852	0.0544	0.7321
8	2.6981	0.0496	0.7818
9	1.7673	0.0341	0.8160

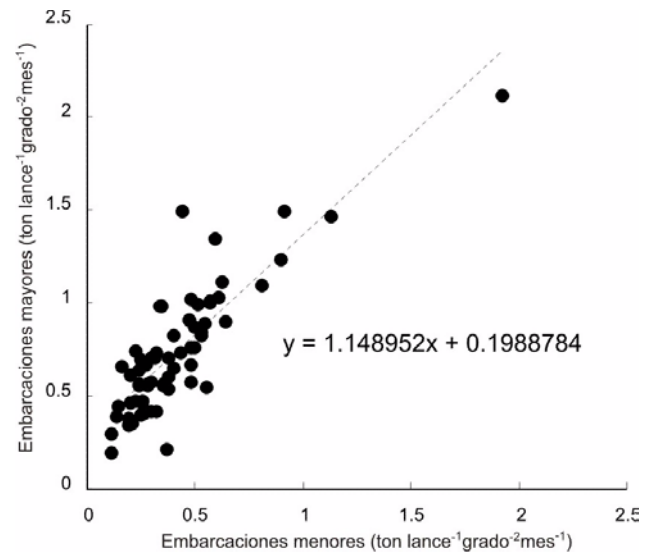


Figura 4. Regresión robusta entre datos de captura de atún aleta amarilla por tipo de embarcación.

Figure 4. Robust regression between yellowfin tuna catch data by vessel kind.

during the 60 months. The months associated with every spatial pattern were integrated by means of the average of the CPUE values estimated monthly by the GAMs.

The spatial patterns (fig. 5) show the most significant distributions of yellowfin tuna along the EPO, where the importance order of each pattern is related to its contribution to the total variability during the study period (table 2). Based on this, the first spatial pattern was the most representative, with high catch densities between 10°–12°N and 125°–115°W. On the other hand, the spatial pattern number nine, which was the less representative, showed high catches in the region by the Gulf of Tehuantepec, in front of the coast of Guatemala,

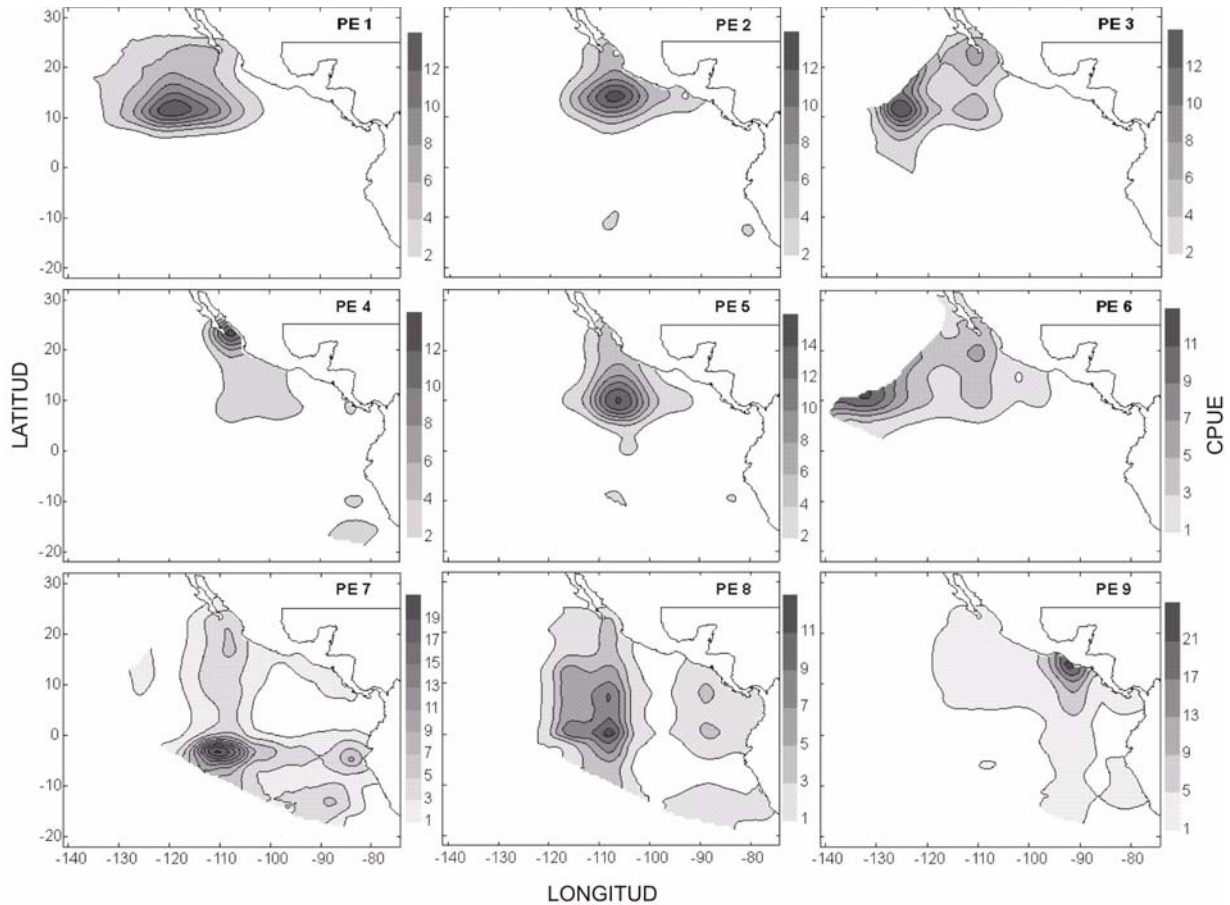


Figura 5. Patrones espaciales (PE-1 a PE-9) identificados a partir del análisis factorial. Las isolíneas representan valores calculados de CPUE.
Figure 5. Spatial patterns (PE-1 to PE-9) identified from the factorial analysis. Isolines represent calculated values of CPUE.

espaciales identificados. Asimismo, los patrones espaciales con mayor cobertura espacial (patrones espaciotemporales 4, 7, 8 y 9) en el OPO presentaron el mayor número de estratos, contrariamente a los patrones espaciales con menor cobertura espacial, los cuales estuvieron menos estratificados. Los estratos con mayor área (674 grados², en el patrón espacial 2) se asociaron a niveles promedio más bajos de CPUE (0.69, en el patrón espacial 2), localizados al sur del ecuador (0°). De modo inverso, los valores promedio más altos de CPUE (16.86, en el patrón espacial 7) correspondieron a estratos con áreas de cobertura menores (36 grados², en el patrón espacial 7). En las estimaciones realizadas mediante MAGs, los valores máximos de CPUE en todos los estratos fueron inferiores a los valores máximos observados y, contrariamente, los valores mínimos calculados mediante MAGs fueron inferiores a los valores de CPUE observados.

Perfiles de Concentración

Los perfiles de concentración de cada patrón espacial (fig. 8) presentaron diferentes comportamientos. Los valores de área de cobertura normalizada fluctuaron entre -1.54 (9 grados²) y 3.5 (674 grados²). Por otra parte, en los valores normalizados de CPUE se observó una fluctuación entre -1.05 (0.16) y 1.96

between 10°–15°N and 95°–90°W. The highest CPUE values were observed mainly between 8°–12°N, except for the patterns seven and eight that showed high CPUE values between 0°–10°S.

In figure 6 are shown the results of applying the tree regression models for each spatial pattern, showing the number of identified strata and their respective scope area. The mean CPUE levels estimated by stratum (fig. 7) showed in a consistent way the high spatial heterogeneity through the different spatial patterns identified. As well, the spatial patterns with greater spatial scope in the EPO (spatio-temporal patterns 4, 7, 8 and 9) showed the highest number of strata, contrary to the spatial patterns with less scope, which were less stratified. The strata with the largest area (674 degrees², in the spatial pattern 2) were associated with the lowest mean CPUE levels (0.69, in the spatial pattern 2), located south the equator (0°). In an opposite way, the highest mean CPUE values (16.86, in the spatial pattern 7) belonged to strata with lower scope areas (36 degrees², in the spatial pattern 7). In the estimations done by GAMs, the maximum CPUE values in all the strata were lower than the maximum values observed and, contrarily, to the minimum values calculated by GAMs were lower than the observed CPUE values.

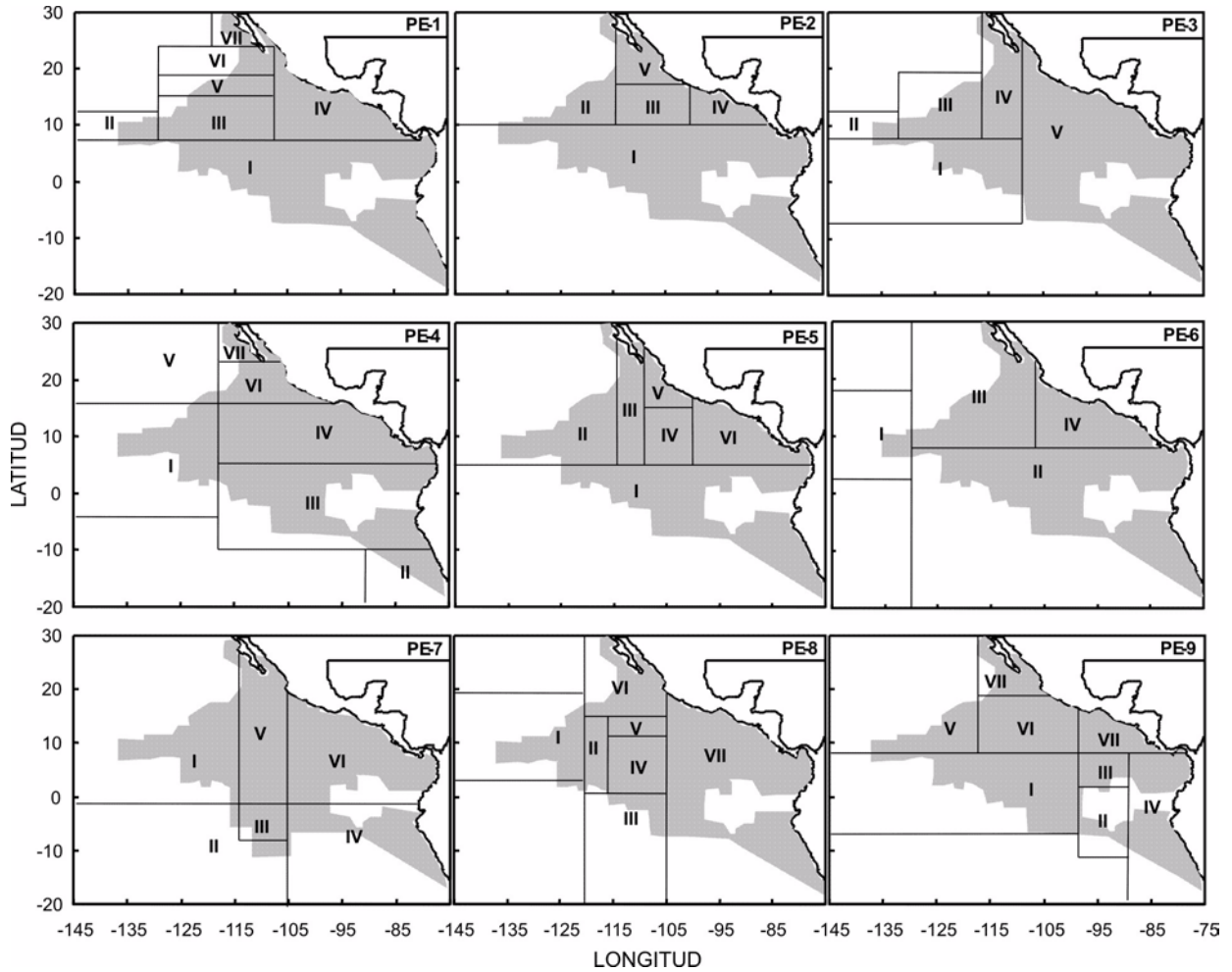


Figura 6. Estratificación espacial de la CPUE por patrón espacial (PE-1 a PE-9), resultado del análisis de "árboles de regresión". El área sombreada representa la zona de operación de la flota atunera mexicana.

Figure 6. Spatial stratification of the CPUE by spatial pattern (PE-1 to PE-9) resulting from the tree regression analysis. The shaded area represents the operation area of Mexican tuna fishing fleet.

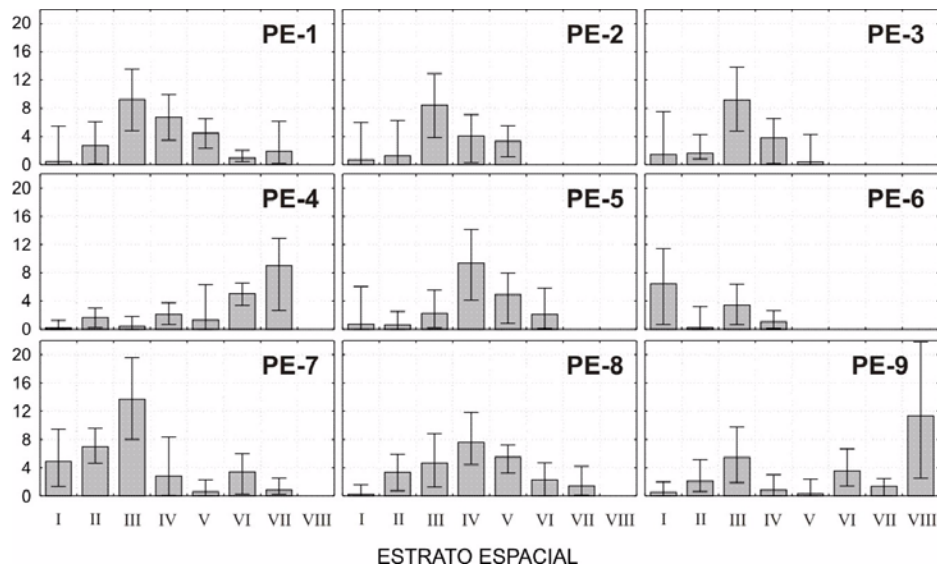


Figura 7. Estimación promedio de CPUE por estrato y patrón espacial (PE-1 a PE-9), resultado del análisis de árboles de regresión. Las líneas verticales indican valores máximos de CPUE.

Figure 7. Mean estimation of the CPUE by stratum and spatial pattern (PE-1 to PE-9) resulting from the tree regression analysis. The vertical lines indicate maximum CPUE values.

(16.86). Los dos primeros perfiles de concentración mostraron similitudes en su comportamiento, observándose la CPUE más baja asociada a un estrato con la mayor área de cobertura y, posteriormente, una disminución en las áreas de cobertura conforme se incrementaron los valores de CPUE. El tercer perfil de concentración mostró dos picos de área de cobertura máxima asociados a valores bajos ($z = -0.97$) e intermedios ($z = 0.14$) de CPUE, respectivamente, semejantes a los perfiles de concentración 6 y 7. Los perfiles de concentración 5, 8 y 9, mostraron un solo pico de área de cobertura mayor a 300 grados² ($z > 1.5$).

Discusión

En estudios previos sobre atún aleta amarilla (Punsly, 1987; CIAT, 1997), en los que se utilizaron escalas de tiempo y espacio, se empleó por convención el trimestre como escala temporal comparativa para cada año, agrupándose los datos en cuadrantes de 5° × 5°. Esto supone que, a esta escala de comparación, las variables se encuentran espacio-temporalmente relacionadas. El grado de resolución espacio-temporal fue un aspecto fundamental en este estudio, dado que

Concentration profiles

The concentration profiles of each spatial pattern (fig. 8) showed different behaviors. The normalized scope area values fluctuated between -1.54 (9 degrees²) and 3.5 (674 degrees²). On the other hand, in the normalized CPUE values, a fluctuation between -1.05 (0.16) and 1.96 (16.86) was observed. The first two concentration profiles showed similarities in their behavior, showing the lowest CPUE associated with a stratum with the largest scope area and, then, a reduction in the scope areas as the CPUE values increase. The third concentration profile showed two peaks of maximum scope area associated with low ($z = -0.97$) and intermediate ($z = 0.14$) CPUE values, respectively, similar to the concentration profiles 6 and 7. The concentration profiles 5, 8 and 9 only showed one scope area peak greater than 300 degrees² ($z > 1.5$).

Discussion

In previous studies about the yellowfin tuna (Punsly, 1987; CIAT, 1997) where time and space scales were used, by convention the quarter was set as comparative temporal scale for

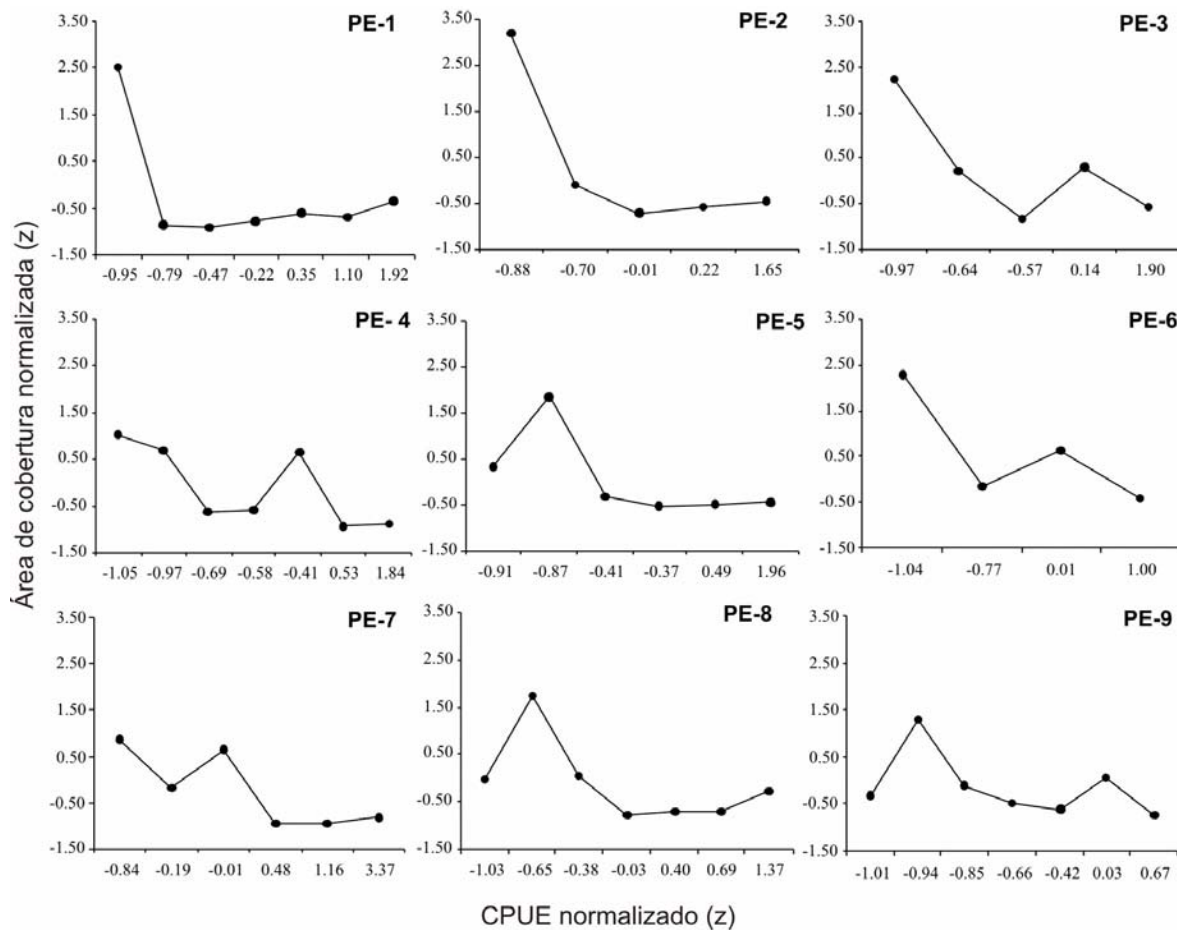


Figura 8. Perfiles de Concentración de la pesquería de atún aleta amarilla por patrón espacial.
Figure 8. Concentration Profiles of the yellowfin tuna fishery by spatial pattern.

éste se considera el criterio base para analizar la tendencia general espacial de la CPUE y minimizar las altas variaciones observadas en los niveles de captura entre lances contiguos. Esto permitió analizar la información en una escala espacio-temporal a la cual los valores de CPUE se encontraron autocorrelacionados. En este caso, el análisis variográfico se toma como indicador de la distancia a la cual las variables se encuentran espacialmente correlacionadas, esto es, el “rango” con base en el cual se seleccionó un área de resolución de $1^\circ \times 1^\circ$ (tabla 1).

En la evaluación de la pesquería de AAA en el OPO, frecuentemente se emplean los datos de captura y esfuerzo para estimar la abundancia relativa de este recurso a través de modelos lineales generalizados (Allen y Punsly, 1984). Sin embargo, la contribución de distintos factores operativos atribuibles a diferencias en la eficacia de la flota pesquera ha generado la necesidad de estandarizar el esfuerzo de pesca. En este trabajo se utilizó como unidad de esfuerzo los lances ya que éstos se encontraron asociados directamente a una posición geográfica, a diferencia de otras medidas de esfuerzo como el tiempo de búsqueda o pesca, con las cuales es menos factible definir una posición geográfica específica. En este sentido es viable suponer que las concentraciones altas en número de lances por unidad de área que se presentan sean en zonas de alta densidad de organismos, y que la variabilidad en los niveles de captura por lance esté fundamentalmente en función de la temporada del año, las zonas de pesca y el tipo de embarcación (Hilborn y Walters, 1992). La posición geográfica de cada lance permitió analizar en forma más precisa la dinámica espacial del AAA en el OPO, identificándose los cambios espaciales del esfuerzo en términos de densidad de lances, lo cual contrasta con estudios donde se omite el efecto espacial al utilizar otras medidas de esfuerzo no georeferenciadas (Salthaug, 2001).

Ambos tipos de embarcaciones mostraron una distribución agregada de sus lances en el OPO. Sin embargo, en las embarcaciones menores se observó una clara distribución cercana a la costa así como un área de cobertura menor e incluida dentro del radio de acción de las embarcaciones mayores, las cuales presentan una distribución oceánica y más amplia en el OPO.

Con respecto al análisis de la relación entre valores de CPUE por tipo de embarcación realizado en el presente estudio, también se han llevado a cabo otros análisis similares al estudiar la pesquería de atún en el OPO (Broadhead, 1962), comparándose CPUEs (captura por día de pesca) de los barcos rederos y de carnada, mediante análisis de regresión lineal y exponenciales bajo las mismas condiciones espaciales (5°) y temporales (mes), en los que se han encontrado mejores ajustes con regresiones exponenciales, aunque con regresiones lineales estadísticamente significativas. En el presente trabajo se realizó un análisis semejante al de Broadhead (1962), no obstante, las condiciones espaciales y temporales estuvieron definidas de acuerdo a la unidad mínima de resolución espacial, asumiéndose que en las zonas y meses donde coinciden ambas categorías de embarcaciones existe una relación directa,

each year, grouping the data in $5^\circ \times 5^\circ$ quadrants. This supposes that, under this comparison scale, the variables are spatio-temporally related. The degree of spatio-temporal resolution was a fundamental aspect in this study since it is considered as the base criterion to analyze the general special tendency of the CPUE and to minimize the high variations observed in the levels of catch among neighboring sets. This allowed to analyze the information in a spatio-temporal scale at which the CPUE values were found auto-correlated. In this case the variographic analysis is taken as an indicator of the distance at which the variables are spatially correlated, this is, the “range” on which base a $1^\circ \times 1^\circ$ resolution area was chosen (table 1).

In the evaluation of the fishery of the YFT in the EPO, catch and effort data are frequently used to estimate the relative abundance of this resource by means of generalized linear models (Allen and Punsly, 1984). However, the contribution of different operative factors attributable to the differences in the efficacy of the fishing fleet has generated the need of standardizing the fishing effort. In this work, sets were used as effort unit since they were found to be directly associated to a geographical position. This effort unit is different to other effort measures such as searching or fishing times with which is less likely to define a specific geographic position. In this sense it is feasible to assume that the high concentrations in the number of sets per unit area occur in zones of high density of organisms and that the variability in the levels of catch per set is basically a function of the season of the year, the fishing zones and the kind of vessel (Hilborn and Walters, 1992). The geographic position of each set allowed to analyze more precisely the dynamic of the YFT population in the EPO, identifying spatial effort changes in terms of set density, which contrasts with studies where the spatial effect is omitted by using other non-georeferenced effort measures (Salthaug, 2001).

Both kinds of vessels showed an aggregate distribution of their sets in the EPO. However, in small vessels a clear distribution closer to the shore was observed, as well as a lower scope area included within the action radius of big vessels that show an oceanic and broader distribution in the EPO.

In comparison with the analysis of the relationship between CPUE values by kind of vessel done in this study, similar analyses have also been done by studying the tuna fishery in the EPO (Broadhead, 1962), comparing CPUEs (catch per fishing day) of net and bait vessels by means of linear regression and exponential analyses, under the same spatial (5°) and temporal (month) conditions in the EPO, finding better fittings with exponential regressions, although with statistically significant linear regressions. In the present work, a similar analysis to that of Broadhead (1962) was done, nevertheless the spatial and temporal conditions were defined according to the minimal unit of spatial resolution, assuming that in the zones and months when both vessel categories coincide there is a direct relationship determined by the coincidence in the same high fish density zones.

The spatial distribution of the tuna fleet could be influenced by two main factors: the fleet aims to achieve maximum catch

determinada por la coincidencia en las mismas zonas de altas densidades de peces.

La distribución espacial de la flota atunera podría estar influenciada por dos factores principales: se busca maximizar los rendimientos de captura, como una función de ingresos y costos, y al mismo tiempo reducir el impacto de la mortalidad incidental de delfines. Las capturas de AAA en el OPO están relacionadas principalmente a lances efectuados sobre cardúmenes asociados a delfines (Méndez-Gómez-Humaran, 1995). Los campos estacionales de la calidad del hábitat para diferentes tipos de delfines asociados a los cardúmenes de atún concuerdan con las tres principales áreas determinadas en este trabajo: en la boca del Golfo de California, en la banda latitudinal a lo largo de los 10°N y, en menor magnitud, a lo largo del ecuador, desde la costa hasta aproximadamente los 120°W. En la banda de los 10°N se presenta la termoclina a poca profundidad. Así, también la distribución estacional de la flota atunera en esta banda se encuentra ligada a la presencia de giros anticiclónicos de mesoescala (Manzo-Monroy, en prensa).

En los primeros cuatro patrones espaciales, los mayores niveles de capturas se ubicaron a lo largo de los 8° y 15°N, observándose asimismo que en todos los patrones espaciales los estratos de mayor captura fueron consistentes (fig. 5) en su ubicación (10°–15°N).

Perfiles de concentración y su relación con la abundancia relativa del recurso

Los patrones de variación observados en los perfiles de concentración (fig. 8) no pertenecen exactamente a alguna de las clases propuestas por Clark (1985) y Hilborn y Walters (1992), sin embargo, los perfiles de concentración más importantes en términos de contribución a la variabilidad espaciotemporal total (Perfiles de Concentración, 1 y 2) presentan un nivel de densidad mínimo (0.45 y 0.69 CPUE grado⁻², respectivamente) con una área de cobertura de 568 y 674 grados², respectivamente.

Comparativamente los perfiles antes descritos se podrían asociar al perfil genérico tipo I y al perfil espacial observado para la pesquería de barrilete (*Katswonus pelamis*), descritos ambos por Hilborn y Walters (1992) asociados principalmente a un comportamiento de hiperagotamiento entre la CPUE y la abundancia relativa.

Debido a que los peces presentan concentraciones espaciales con diferentes densidades, el perfil de concentración describe la cobertura espacial de las diferentes densidades. En este sentido, en el presente trabajo se encontró la presencia de extensas áreas de cobertura donde los niveles de CPUE son relativamente los más bajos, en comparación con altos niveles de CPUE en áreas más reducidas. Por lo tanto, la resultante entre la relación CPUE-tamaño de estrato, parece indicar alta eficiencia de la pesquería en términos de selección de áreas con altos volúmenes de captura.

El comportamiento difusivo de las poblaciones de AAA (redistribución intranual en el espacio) contribuyó de manera importante en el proceso espacial ya que condiciona en forma

yieldas as a function of costs and benefits and to reduce the impact of the incidental mortality of dolphins. The catches of YFT in the EPO are associated mainly to sets done over schools related to dolphins (Méndez-Gómez-Humaran, 1995). The seasonal fields of the habitat quality for different kinds of associated dolphins to the tuna schools coincide with the three main areas determined in this work: the mouth of the Gulf of California, the latitudinal belt along 10°N and, in a lower magnitude, along the equator from the shore up to approximately 120°W. In the 10°N belt, the thermocline is at a low depth. In this way, the seasonal distribution of the tuna fleet is linked to the presence of mesoscale anticyclonic gyres (Manzo-Monroy, in press).

In the first four spatial patterns, the highest catch levels were located along the 8° and 15°N, finding as well that in all the spatial patterns the strata with highest catches were consistent (fig. 5) in its location (10°–15°N).

Concentration profiles and their relationship with the relative abundance of the resource

The variation patterns observed in the concentration profiles (fig. 8) do not belong exactly to any of the classes proposed by Clark (1985) and Hilborn and Walters (1992); however, the most important concentration profiles in terms of their contribution to the total spatio-temporal variability (concentration profiles 1 and 2) show a minimal density level (0.45 and 0.69 CPUE degree⁻², respectively) with a scope area of 568 and 674 degrees², respectively.

Comparatively, the previously described profiles could associate to both, the generic profile type I and the spatial profile observed for the skipjack tuna (*Katswonus pelamis*) fishery described both by Hilborn and Walters (1992) associated mainly to a hyperdepletion behavior between CPUE the relative abundance.

Given that fishes show spatial concentrations with different densities, the concentration profile describes the spatial scope of the different densities. In this sense, in the present work the presence of wide scope areas was found where the CPUE levels are relatively lower in comparison to high CPUE levels in smaller areas. Therefore, the result between the relationship CPUE-stratum size seems to indicate the high efficiency of the fishery in terms of the selection of areas with high catch volumes.

The diffusive behavior in the YFT populations (intra-annual redistribution in space) contributed majorly to the spatial process since it directly conditions the fishery dynamics, which was detected due to the diversity of patterns as well as by the notorious predominance of some spatial patterns.

The concentration profiles of each of the spatial patterns indicated how the fishing process can suffer modifications, in terms of space and time, that affect the CPUE-abundance relationship of the resource. It is common to use the CPUE as a relative abundance index, assuming a directly proportional relationship that implies that the catchability coefficient is spatially constant and, therefore, the distribution of the

directa la dinámica pesquera, lo cual se pudo constatar debido a la diversidad de patrones, así como a la predominancia notoria de algunos tipos de patrones espaciales.

Los perfiles de concentración de cada uno de los patrones espaciales indicaron de qué manera el proceso de pesca puede sufrir modificaciones, en términos de espacio-tiempo, que repercuten en la relación CPUE-abundancia del recurso. Es común emplear el CPUE como un índice de abundancia relativa asumiendo una relación directamente proporcional, lo que implica que el coeficiente de capturabilidad es constante espacialmente y, por lo tanto asumiendo también una distribución homogénea del recurso a lo largo de la zona de pesca. De aquí que la utilidad del tipo de perfil de concentración consiste en probar la hipótesis de la calidad de la CPUE como índice de abundancia. En este sentido, los perfiles de concentración de los patrones espaciales de mayor importancia (1, 2 y 3) sugieren hiperagotamiento, esto es, la CPUE disminuye más rápidamente que la abundancia del recurso, mostrando semejanza con el perfil de concentración tipo I (Hilborn y Walters, 1992). En el caso de los perfiles de concentración 4, 7 y 9, las implicaciones con respecto a la relación abundancia-CPUE son similares al perfil de concentración observado por Hilborn y Walters (1992) para la pesquería de anchoveta en el Pacífico, lo cual lo relacionan con un comportamiento de hiperestabilidad en el que la CPUE se mantiene a niveles altos y, sin embargo, la abundancia del recurso disminuye a un ritmo mayor.

La condición de hiperagotamiento sugerida por los perfiles de concentración 1, 2 y 3, consiste en una caída de la CPUE mucho más rápida que la de la abundancia; la población parece ser agotada, no obstante que la abundancia no presenta una caída tan pronunciada como la CPUE. Un mecanismo que puede operar dentro de un área específica para generar este tipo de relación, es un comportamiento diferencial de los peces en respuesta al proceso de extracción, ocasionando agotamiento en una pequeña pero muy vulnerable agregación de peces, dejando lugares mucho menos vulnerables en zonas contiguas, esto es, una respuesta a la distribución heterogénea del recurso en el área de pesca. En contraste, el comportamiento "hiperestable" podría esperarse sobre una escala espacial pequeña, cuando los tiempos de extracción son prolongados. Esto último ocurre en casi todas las pesquerías donde la búsqueda es muy eficiente, en la que las mayores concentraciones del esfuerzo ocurren en áreas donde existe más abundancia del recurso y los peces permanecen concentrados a medida que declina la abundancia.

La relación no proporcional entre CPUE y abundancia relativa sugerida por el tipo de perfiles de concentración observados en este trabajo evitaría subestimaciones de biomasa, las cuales ocurren cuando se considerara una relación directamente proporcional entre CPUE y abundancia relativa.

Agradecimientos

Los autores agradecen a CONACYT la beca a A. Sosa-López, así como al Programa Nacional de Aprovechamiento

resource is homogeneous throughout the fishing zone. In this way, the usefulness of the concentration profile consists in testing the hypothesis of the CPUE as an abundance index. In this sense, the concentration profiles of the spatial patterns of greater importance (1, 2 and 3) suggest hyperdepletion, that is, the CPUE drops faster than the abundance of the resource showing to be similar to the concentration profile of Type I (Hilborn and Walters, 1992). In the case of the concentration profiles 4, 7 and 9, the implications in respect of the abundance-CPUE relationship are similar to the concentration profile observed by Hilborn and Walters (1992) for the anchovy fishery in the Pacific and related to a hyperstability behavior in which the CPUE remains at high levels, nonetheless the abundance of the resource reduces at a faster rhythm.

The hyperdepletion condition suggested by the concentration profiles 1, 2 and 3 consists in a faster CPUE drop than the abundance drop. The population seems to be depleted, nevertheless the abundance do not show a severe reduction as the CPUE. A mechanism that could operate within a specific area to generate this kind of relationship is the differential behavior of the fishes in response to the extraction process, causing a depletion in a small but highly vulnerable fish aggregation and leaving less vulnerable places in nearby zones; this is, in response to the heterogeneous distribution of the resource in the fishing area. In contrast, the hyperstable behavior could be expected over a small spatial scale, when extraction times are long. The previous occurs in almost all the fisheries where searching is highly efficient, then the greatest effort concentrations of the effort occur in areas where there is more abundance of the resource and the fishes remain concentrated as the abundance reduces.

The non-proportional relationship between CPUE and relative abundance suggested by the kind of concentration profiles observed in this work would avoid biomass underestimations that occur when a directly proportional relationship between CPUE and the relative abundance is considered.

Acknowledgments

The authors thank CONACYT the scholarship for A. Sosa-López, as well as to the Programa Nacional de Aprovechamiento del Atún y Protección de los Delfines of the Instituto Nacional de la Pesca and the InterAmerican Commission of Tropical Tuna for the acces to their database. Thanks also to C. Medina-Hernández for his help in editing this work.

English translation by Adrián R. López-González.

del Atún y Protección de los Delfines del Instituto Nacional de la Pesca y a la Comisión Interamericana del Atún Tropical, por permitirles el acceso a su base de datos. Agradecen también a C. Medina-Hernández por su apoyo en la edición del presente trabajo.

Referencias

- Allen, R. y Punsly, R. (1984). Proporciones de Captura como índices de abundancia del atún aleta amarilla *Thunnus albacares*, en el Océano Pacífico Oriental. Boletín CIAT, 18(4): 303–379.
- Bahri, T. and Freón P. (2000). Spatial structure of coastal pelagic schools descriptors in the Mediterranean Sea. Fish. Res., 48: 157–166.
- Beverton, R. J. and Holt, S.J. (1957). On the dynamics of exploited fish populations. Fish. Invest. Series. II. Mar. Fish. G.B. Minist. Agric. Fish. Food, 19: 533.
- Breiman, L., Friedman, J.H., Olsen, R.A. and C.J. Stone. (1984). Classification and Regression Trees. Wadsworth International Group, Belmont CA. 352 pp.
- Broadhead, C.G. (1962). Recent changes in the efficiency of vessels fishing for yellowfin tuna in the Eastern Pacific Ocean. Inter-Amer. Trop. Tuna. Comm., Bull. 6(7): 283–332.
- CIAT. (1997). Reporte Anual 1995 de la Comisión Interamericana de Atún Tropical. La Jolla CA. USA. 334 pp.
- Clark, C.W. (1982). Concentration profiles and the production and management of marine fisheries. In: W. Eichorn, R. Henn, K. Neuman, and R. W. Shepard (eds.). Economic Theory of Natural Resources. Physica-Verlag, Wurzburg-Wein, pp. 97–112.
- Clark, C.W. (1985). Bioeconomic Modelling and Fisheries Management. Wiley, New York. 291 pp.
- Conan, G.Y. (1985). Assesment of shellfish stocks by geostatistical techniques. ICES C.M. 1985/K:30. 19p.
- Crecco, V. and Overholtz, W.J. (1990). Causes of density-dependent catchability for Georges Bank haddock *Melanogrammus aeglefinus*. Can J. Fish. Aquat. Sci., 47: 385–394.
- Cressie, N. (1986). Kriging non-stationary data. J. Am. Stat. Soc., 81: 625–634.
- Cressie, N. and Hawkins, D.M. (1980). Robust estimation of the variogram, I.J.Int. Assoc. Math. Geol. 12: 115–125.
- Davis J.C. (1986). Statistics and Data Analysis in Geology. 2nd Ed. Jhon Wiley & Sons, Inc. New York, USA. 646 pp.
- Freire, J., González-Gurrirán, E. and Olaso, I. (1992). Spatial distribution of *Munida intermedia* and *M. sarsi* (Crustacea: Anomura) on the Galacian continental shelf (NW Spain): application of geostatistical analysis. Estuar. Coast. Shelf Sci., 35: 637–648.
- González-Gurrirán, E., Freire, J. and Fernández, L. (1993). Geostatistical analysis of spatial distribution of *Liocarcinus depurator*, *Macropipus tuberculatus* and *Polybius hendlowii* (Crustacea: Brachyura) over the Glacian continental Shelf (NW Spain). Mar. Biol., 115: 453–461.
- Harley, S.J., Myers, R.A. and Dunn, A. (2001). Is catch-per-unit-effort proportional to abundance?. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 58: 1760–1772.
- Hastie, T. and Tibshirani, R. (1986). Generalized additive models. Stat. Sci. 1: 297–318.
- Hilborn, R. and Walters, J.C. (1992). Quantitative Fisheries Populations Assesment. Chapman and Hall, London. 570 pp.
- Maravelias, C.D., Reid, D.G., Simmonds, E.J. and Haralabous, J. (1996). Spatial analysis and mapping of acoustic survey data in the presence og high local varability: geostatistical application to North Sea Herring (*Clupea herengus*). Can. J. Fish. Aquat. Sci., 53: 1497–1505.
- Marshall, E. and Petitgas, P. (1993). Precision of acoustic fish abundance esrtimates: separating the number of schools from de biomass in the schools. Aquat. Living Resour., 6: 211–219.
- Méndez-Gómez-Humaran, I. (1995). Análisis exploratorio de la pesquería del atún aleta amarilla (*Thunnus albacares*) en el Océano Pacífico Oriental (1992). Tesis de Maestría. Universidad Autónoma de Baja California. México. 74 pp.
- Ortega-García, S., Casas-Valdés, M. y González-Ramírez, P.G. (1997). Aspectos industriales y portuarios de la pesquería de atún en México. Acta Mexicana de Ciencia y Tecnología, 18(43): 119–128.
- Paloheimo, J.E. and Dickie, L.M. (1964). Abundance and fishing succes. J. Cons. Int. Explor. Mer., 155: 152–163.
- Petitgas, P. (1993). Use of a disjunctive kriging to model areas of high pelagic fish density in acoustic fisheries surveys. Aquat. Living Resour., 6: 201–209.
- Punsly, R. (1987). Estimación de la abundancia anual relativa del atún aleta amarilla *Thunnus albacares*, en el Océano Pacífico Oriental durante 1970-1985. Bulletin IATTC, 19(3): 265–306.
- Rosseeuw, P.J. and Leroy, A.M. (1987). Robust Regression and Outlier Detection. Wiley, New York. 323 pp.
- Salthaug, A. y Godø, O.R. (2001). Standardisation of comercial CPUE. Fish. Res., 49(3): 271–281.
- Simard, Y., Legendre, P., Lavoie, G. and Marcotte, D. (1992). Mapping, estimating biomass, and optimizing sampling programs for spatially autocorrelated data: case study of the northern shrimp (*Pandalus borealis*). Can. J. Fish. Aquat. Sci., 49(1): 32–45.
- Smith, S.J. (1990). Use of statistical models for the estimation of abundance from groundfish trawl survey data. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 47: 894–903.
- Sullivan, P.J. (1991). Stock abundance estimation using depht-dependent trends and spatially correlated variation. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 48(9): 1691–1703.
- Swartzman, G., Huang, C. and Kaluzny, S. (1992). Spatial analysis of Bering Sea groundfish survey data using generalizad additive models. Can J. Fish. Aquat. Sci., 49(7): 1366–1378.
- Trigueros-Salmerón, J.A. and Ortega-García, S. (2001). Spatial and seasonal variation of relative abundance of the skipjack tuna *Katswonus pelamis* (Linnaeus, 1758) in the Eastern Pacific Ocean during 1970-1995. Fish. Res., 49: 227–232.
- Vignaux, M. (1996). Analysis of spatial structure in fish distribution using commercial catch and effort data from the New Zealand hoki fishery. Can. J. Fish. Aquat. Sci., 53(5): 963–973.