

Estimación estocástica de la capturabilidad y el reclutamiento del calamar gigante *Dosidicus gigas* (D'Orbigny, 1835) del Golfo de California, México

Stochastic estimation of the catchability and recruitment of the jumbo squid *Dosidicus gigas* (D'Orbigny, 1835) from the Gulf of California, Mexico

Enrique Morales-Bojórquez*
Manuel O. Nevárez-Martínez

Instituto Nacional de la Pesca
Laboratorio de Dinámica de Poblaciones del Pacífico Norte,
CRIP-La Paz. Carretera a Pichilingue s/n Km. 1, CP. 23020
La Paz, Baja California Sur, México
*E-mail: embojorq@ipn.mx

Instituto Nacional de la Pesca, CRIP-Guaymas
Calle 20 Sur 605, Col. La Cantera, C.P. 85400
Guaymas, Sonora, México

Recibido en marzo de 2001; aceptado en febrero de 2002

Resumen

En este trabajo se analizó el desempeño de un modelo de extracción sucesiva con dos diferentes enfoques (determinístico y estocástico), para comparar las hipótesis de error de observación en los datos de captura por unidad de esfuerzo (*CPUE*), y el error de proceso en el modelo, así como su efecto sobre las estimaciones de reclutamiento y capturabilidad en la pesquería de calamar gigante del Golfo de California, México. Los resultados mostraron una subestimación de la capturabilidad (q) con el enfoque determinístico. El error de observación mostró un sesgo en q (+31%) más grande que en el reclutamiento (+8%), mientras que la simulación Monte Carlo estimó un sesgo negativo para q y sesgo positivo en el reclutamiento. El cálculo del valor esperado de la capturabilidad ($E(\hat{q}_{CPUE/Ct})$) fue de 2.8×10^{-4} , mientras que los intervalos de confianza con el modelo determinístico fueron $3.3 \times 10^{-4} < q < 4.1 \times 10^{-4}$, mostrando que la estimación de $E(\hat{q}_{CPUE/Ct})$ no se encontraba dentro de estos intervalos de confianza. $E(\hat{q}_{CPUE/Ct})$ ajustó el modelo a los datos, describiendo la tendencia del índice de *CPUE* a través del tiempo, y sus implicaciones en el manejo de la pesquería de calamar gigante.

Palabras clave: error de proceso, error de observación, simulación Monte Carlo, riesgo.

Abstract

In this paper a depletion model with two different approaches (stochastic and deterministic) was analyzed, in order to compare the observation error hypothesis in the catch-per-unit effort (*CPUE*) data, and the process error in the model, as well as its effect on the recruitment and catchability estimates in the jumbo squid fishery from the Gulf of California, Mexico. Results showed an underestimation of the catchability (q) when the deterministic approach was used. The observation error showed a bias in q (+31%) higher than in recruitment (+8%), while a Monte Carlo simulation estimated a negative bias for q , and a positive bias in recruitment. The computation of the expected value of catchability ($E(\hat{q}_{CPUE/Ct})$) was 2.8×10^{-4} , while the confidence intervals with the deterministic model were $3.3 \times 10^{-4} < q < 4.1 \times 10^{-4}$, showing that the estimate of $E(\hat{q}_{CPUE/Ct})$ was not within these confidence intervals. $E(\hat{q}_{CPUE/Ct})$ fitted the model to the data, describing the trend of the *CPUE* index in time, and its implications in the management of the jumbo squid fishery.

Key words: process error, observation error, Monte Carlo simulation, risk.

Introducción

La pesquería de calamar gigante (*Dosidicus gigas* D'Orbigny, 1835) del Golfo de California, México (fig. 1) ha sido evaluada con datos de captura por unidad de esfuerzo (*CPUE*) por Morales-Bojórquez *et al.* (1997) y Hernández-

Introduction

The jumbo squid fishery (*Dosidicus gigas* D'Orbigny, 1835) from the Gulf of California, Mexico (fig. 1) has been evaluated, using catch-per-unit effort (*CPUE*) data by Morales-Bojórquez *et al.* (1997) and Hernández-Herrera *et al.* (1998).

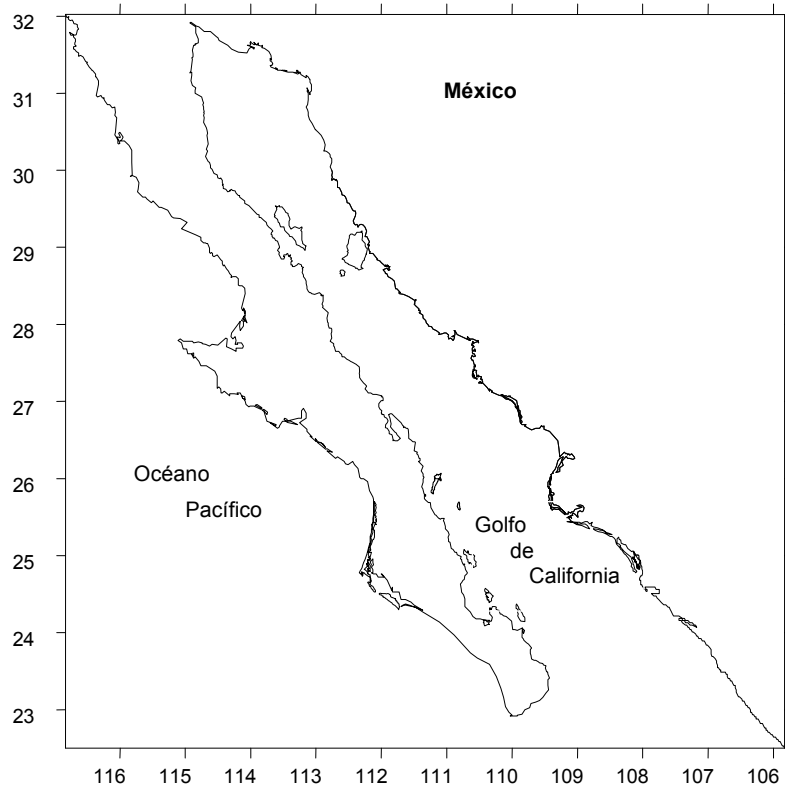


Figura 1. Zona de estudio en el Golfo de California, México.
Figure 1. Study area in the Gulf of California, Mexico.

Herrera *et al.* (1998), en cuyos casos, las observaciones de *CPUE* se supusieron sin error. En términos generales, cuando se trabaja con métodos de extracción sucesiva, el procedimiento usual de ajuste es a través de un modelo lineal, considerando como tradicionales los modelos de Leslie y Davis (1939), De Lury (1947), Ricker (1975) o Rosenberg *et al.*, (1990).

El método más reconocido para la evaluación de calamares es el basado en el propuesto por Rosenberg *et al.* (1990), sin embargo, éste también supone la *CPUE* como un índice de abundancia del recurso, asumiendo que es una medida sin error. Las implicaciones de esta suposición tienen consecuencias inmediatas sobre dos importantes cantidades usadas para fines de manejo que, de acuerdo con Rosenberg *et al.* (1990) son: el reclutamiento, y el coeficiente de capturabilidad, q . Gould y Pollock (1997) y Gould *et al.* (1997) mostraron el efecto de la medición del error en datos de *CPUE*, y contrastaron hipótesis sobre la forma de la distribución del error, considerando el clásico ajuste lineal de los modelos de Leslie y Davis (1939) y de De Lury (1947) vs la estimación de máxima verosimilitud de q y el tamaño inicial de la población.

Los principales supuestos de Gould y Pollock (1997) son los siguientes: (a) la captura tiene una probabilidad tipo Poisson con respecto al esfuerzo, es decir, todos los individuos tienen la misma probabilidad de captura por unidad de esfuerzo, entendida como q ; (b) las unidades de esfuerzo

In such cases, *CPUE* observations were assumed without error. In general terms, when working with depletion methods, fitting is usually done by means of a linear model, considering as traditional the models by Leslie and Davis (1939), De Lury (1947), Ricker (1975) or Rosenberg *et al.* (1990).

The most known method to evaluate squids is the depletion model by Rosenberg *et al.* (1990), however, they take *CPUE* as an abundance index, assuming that it is an errorless measure. The implications of this assumption have immediate consequences on two important quantities used for management purposes that are, according to Rosenberg *et al.* (1990): the recruitment and the catchability coefficient, q . Gould and Pollock (1997) and Gould *et al.* (1997) showed the effect of measurement error in *CPUE* data, and contrasted hypotheses about the shape of the error distribution, considering the classical linear fit of the models by Leslie and Davis (1939) and by De Lury (1947) vs the maximum likelihood of q and the initial population size.

The main assumptions by Gould and Pollock (1997) are: (a) the catch has a Poisson-like probability in respect to the effort, this is, all individuals have the same catch-per-unit effort probability, understood as q ; (b) effort units are independent and additive; and (c) the total catch is known. Under this

son independientes y aditivas; y (c) toda la captura es conocida. Bajo estos supuestos, la probabilidad de captura es $p = 1 - \exp^{-qf}$, de tal forma que la distribución conjunta de las capturas está dada por:

$$g\{n_i\} = \prod_{i=1}^s \binom{N-x_i}{n_i} p_i^{n_i} h_i^{N-x_i+1} \quad (1)$$

Esta forma de distribución conjunta tiene la siguiente implicación:

$$\in \binom{n_i}{x_i} = (N-x_i)p_i \quad (2)$$

bajo el supuesto de que p_i es un valor pequeño, entonces $p \approx qf_i$. En esta forma, se encuentra el modelo de regresión conocido:

$$\in = \left(\frac{Y_i}{x_i}\right) \approx qN - qx_i \quad (3)$$

donde $Y_i = \binom{n_i}{f_i} = CPUE$ en la i -ésima muestra, qN es la ordenada al origen y $-q$ es la pendiente.

El análisis estricto del error en el modelo lo muestran Gould *et al.* (1997) cuando suponen lo siguiente:

$$\in = \left(\frac{Y_i}{x_i}\right) \approx qN - qx_i + \varepsilon, \quad \varepsilon \approx N(0, \sigma^2) \quad (4)$$

Esta aproximación es bastante obvia, dado que el modelo es lineal, por lo cual la forma del error tiene una distribución normal. Sin embargo, Gould *et al.* (1997) muestran que el error en x_i tiene la siguiente condición:

$$\lambda_i = x_i \delta_i,$$

$$\delta_i \approx N(0, \sigma_\delta^2)$$

En este caso, el dato simulado (λ_i) del índice x_i supone una distribución normal de x_i , lo cual es cuestionable ya que Punt y Hilborn (1996) y Hilborn y Walters (1992) reconocen la forma de la distribución de $CPUE$ como lognormal, lo que evita sesgos y desviaciones amplias en los parámetros del modelo. En este trabajo se adopta este criterio y se supone lognormal, con lo cual se aumentó la precisión y el desempeño del modelo. El objetivo de este trabajo fue analizar el desempeño de un modelo de extracción sucesiva con dos diferentes enfoques (determinístico y estocástico), para medir su efecto sobre las estimaciones de la capturabilidad y reclutamiento en la pesquería de *D. gigas* del Golfo de California, México.

Material y métodos

Se analizó la información de los desembarques de calamar gigante en el Puerto de Guaymas, Sonora. La información

assumptions, the catch probability is $p = 1 - \exp^{-qf}$, in such a way that the joint distribution of the catches is given by:

$$g\{n_i\} = \prod_{i=1}^s \binom{N-x_i}{n_i} p_i^{n_i} h_i^{N-x_i+1} \quad (1)$$

This joint distribution has the next implication:

$$\in \binom{n_i}{x_i} = (N-x_i)p_i \quad (2)$$

assuming that p_i is a small value, then $p \approx qf_i$. In this way, the known regression model is found by:

$$\in = \left(\frac{Y_i}{x_i}\right) \approx qN - qx_i \quad (3)$$

where $Y_i = \binom{n_i}{f_i} = CPUE$ in the i -th sample, qN is the y -intercept and $-q$ is the slope.

Gould *et al.* (1997) show the strict analysis of the error in the model by supposing the following:

$$\in = \left(\frac{Y_i}{x_i}\right) \approx qN - qx_i + \varepsilon, \quad \varepsilon \approx N(0, \sigma^2) \quad (4)$$

This approximation is quite obvious, given that the model is linear so the error has a normal distribution. However, Gould *et al.* (1997) show that the error in x_i has the next condition:

$$\lambda_i = x_i \delta_i,$$

$$\delta_i \approx N(0, \sigma_\delta^2)$$

In this case, the simulated datum (λ_i) of the x_i index assumes a normal x_i distribution, which is questionable since Punt and Hilborn (1996) and Hilborn and Walters (1992) recognize the distribution type of the $CPUE$ as lognormal; this avoids bias and wide deviations in the parameters of the model. In this paper this criterion is adopted and log-normality is assumed, adding to the accuracy and performance of the model. The aim of this paper was to analyze the performance of a depletion model with two different approaches (deterministic and stochastic), in order to measure its effect over the catchability and recruitment in the *D. gigas* fishery of the Gulf of California, Mexico.

Material and methods

Information of the landings of the jumbo squid at Guaymas, Sonora, was analyzed. The information corresponded to

correspondió a los registros de la flota artesanal (localmente conocida como flota de pangas). El periodo comprendió 24 quincenas (1 año), desde la quincena del 6 al 19 de abril de 1997, hasta la quincena del 3 al 16 de mayo de 1998. Los registros de captura (número de individuos) y el esfuerzo utilizado como noches de pesca, fueron usados para estimar el índice de abundancia relativo de la pesquería, en este caso la *CPUE*. Para la pesquería de calamar gigante en Sonora, la *CPUE* se considera como un índice adecuado, ya que Hernández-Herrera *et al.* (1998) mostraron que la pesquería está sustentada en una sola cohorte dominante, la cual se recluta en mayo. Aunque adicionalmente existen dos cohortes más (Morales-Bojórquez *et al.*, 2001b), el comportamiento en su conjunto es muy parecido al de la cohorte reclutada, incluso en lo que respecta a la capturabilidad. Por lo tanto, la *CPUE* es un índice razonablemente adecuado de abundancia relativa.

Modelo

Se utilizó el modelo de extracción propuesto por Rosenberg *et al.* (1990) y aplicado por Morales-Bojórquez *et al.* (1997) en la pesquería de calamar gigante. Este modelo tiene la siguiente forma:

$$CPUE_t = qN_0e^{-(t-0.5)M} - q \sum_{i=0}^{t-1} C_i e^{-(t-1)M} \quad (5)$$

donde q = coeficiente de capturabilidad, N_0 = reclutamiento en número de individuos, M = mortalidad natural (constante) y C_i = captura acumulada en número de individuos para cada unidad de tiempo t . Para este análisis $M = 0.202$ por quincena (Hernández-Herrera *et al.*, 1998), que fue estimado con el método Silliman descrito por Ricker (1975) y Morales-Bojórquez *et al.* (1997).

Análisis de Riesgo

El modelo anterior es completamente determinístico, y supone que el índice de *CPUE* y la variable independiente C_i están medidos sin error, sin embargo, ésta es una suposición cuestionable (Hilborn y Walters, 1992). Con este enfoque, se analizó una hipótesis de error de observación (Hilborn y Walters, 1992; Polacheck *et al.*, 1993; Morales-Bojórquez, 1999). El error de observación fue analizado bajo tres distintos enfoques, en cuyos casos, se consideraron los siguientes supuestos en la medición de la *CPUE* y de C_i :

(a) Error de observación en el índice de *CPUE*

El dato simulado del índice de *CPUE* se construyó a partir de datos simulados de captura (C_{sim}) y esfuerzo (f_{sim}), donde:

$$C_{sim} = C_i e^{\left(\varepsilon - \frac{\sigma_\varepsilon^2}{2}\right)}; \varepsilon \approx N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (6)$$

records of the artisanal fleet (locally known as panga fleet) for a period comprehending 24 fortnights (1 year), since that from April 6 to 19, 1997, until the fortnight from May 3 to 16, 1998. Catch records (number of individuals) and the effort exerted as fishing nights were used to estimate the fishery's relative abundance index, in this case, *CPUE*. For the fishery of the jumbo squid in Sonora, the *CPUE* is considered as a suitable index since Hernández-Herrera *et al.* (1998) showed that this fishery is supported by a single dominant cohort that recruits in May. Even though there are two additional cohorts (Morales-Bojórquez *et al.*, 2001b), their behavior is similar to the recruited one, even in respect to the catchability, therefore, the *CPUE* is a reasonably suitable index of relative abundance.

Model

The depletion model proposed by Rosenberg *et al.* (1990) and applied by Morales-Bojórquez (1997) to the jumbo squid fishery was used. This model has the following form:

$$CPUE_t = qN_0e^{-(t-0.5)M} - q \sum_{i=0}^{t-1} C_i e^{-(t-1)M} \quad (5)$$

where q = catchability coefficient, N_0 = recruitment in number of individuals, M = natural mortality (constant) and C_i = accumulated catch in number of individuals for each time-unit, t . For this analysis $M = 0.202$ per fortnight (Hernández-Herrera *et al.*, 1998), which was estimated using the Silliman method described by Ricker (1975) and Morales-Bojórquez *et al.* (1997).

Risk analysis

The previous model is completely deterministic and assumes that the *CPUE* index as well as the independent variable C_i are measured without error, nevertheless this is a questionable assumption (Hilborn and Walters, 1992). With this approach, an observation error hypothesis (Hilborn and Walters, 1992; Polacheck *et al.*, 1993; Morales-Bojórquez, 1999) was analyzed under three different approaches, in which cases, the following assumptions were considered in measuring both the *CPUE* and the C_i :

(a) Observation error in the *CPUE* index

The simulated *CPUE* index datum was built from simulated data of catch (C_{sim}) and effort (f_{sim}), where:

$$C_{sim} = C_i e^{\left(\varepsilon - \frac{\sigma_\varepsilon^2}{2}\right)}; \varepsilon \approx N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (6)$$

$$f_{sim} = f_i e^{\left(\delta - \frac{\sigma_\delta^2}{2}\right)}; \delta \approx N(0, \sigma_\delta^2) \quad (7)$$

En este caso, la matriz de covarianza cumple la condición de que $\text{cov}(\varepsilon, \delta) = 0$ (Gould *et al.*, 1997).

Para estimar los valores de N_0 y q , sus respectivas distribuciones de frecuencias, y las mediciones estadísticas de parámetros tales como la media, la desviación estándar, el sesgo y el porcentaje de sesgo, se construyó el índice simulado de la CPUE ($CPUE_{sim}$), que fue estimado a partir de C_{sim}/f_{sim} . Para calcular los parámetros, se sustituyó la secuencia completa de las 24 quincenas como variable dependiente en el modelo de Rosenberg *et al.* (1990), por 48,000 datos simulados de C_{sim} y 48,000 datos simulados de f_{sim} , estimando así el índice $CPUE_{sim}$. Posteriormente, una secuencia aleatoria de $CPUE_{sim}$ para las 24 quincenas se utilizó para hacer 2,000 simulaciones para el error de observación en el modelo estocástico, de la siguiente forma:

$$\frac{C_i e^{\left(\varepsilon - \frac{\sigma_\varepsilon^2}{2}\right)}}{f_i e^{\left(\delta - \frac{\sigma_\delta^2}{2}\right)}} = q N_0 e^{-(t-0.5)M} - q \sum_{i=0}^{t-1} C_i e^{-(t-1)M} \quad (8)$$

(b) Error de observación en el índice CPUE y C_i

En este caso se utilizó una simulación Monte Carlo (Hilborn y Walters, 1992; Punt y Hilborn, 1996; Hilborn y Mangel, 1997) sustituyendo C_{est}/f_{est} como variable dependiente con las condiciones del inciso (a), y sustituyendo a la variable

independiente $X_i = \sum_{i=0}^{t-1} C_i e^{-(t-1)M}$ por

$$X'_i = \sum_{i=0}^{t-1} C_i e^{\left(\varepsilon - \frac{\sigma_\varepsilon^2}{2}\right)} e^{-(t-1)M}; \varepsilon \approx N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

de tal forma que el modelo de Rosenberg *et al.* (1990) fue expresado como:

$$\frac{C_i e^{\left(\varepsilon - \frac{\sigma_\varepsilon^2}{2}\right)}}{f_i e^{\left(\delta - \frac{\sigma_\delta^2}{2}\right)}} = q N_0 e^{-(t-0.5)M} - q \sum_{i=0}^{t-1} C_i e^{\left(\varepsilon - \frac{\sigma_\varepsilon^2}{2}\right)} e^{-(t-1)M} \quad (9)$$

Para estimar N_0 y q , así como la distribución de frecuencias de los parámetros, se realizaron 2,000 simulaciones Monte Carlo de acuerdo con lo descrito en el inciso (a). Para evitar autocorrelación entre $CPUE_{sim}$ y C_{sim} se estimaron 48,000 datos simulados adicionales de C_{sim} para sustituir la variable independiente, agrupados en 2,000 bloques de 24 periodos quincenales cada uno.

$$f_{sim} = f_i e^{\left(\delta - \frac{\sigma_\delta^2}{2}\right)}; \delta \approx N(0, \sigma_\delta^2) \quad (7)$$

In this case, the covariance matrix accomplishes the condition that $\text{cov}(\varepsilon, \delta) = 0$ (Gould, *et al.*, 1997).

To estimate the values of N_0 and q , their corresponding frequencies distributions and the statistical measures of parameters such as the mean, the standard deviation, the bias and the bias percentage, the CPUE simulated index ($CPUE_{sim}$) was built, which was estimated from C_{sim}/f_{sim} . To calculate the parameters, the complete sequence of 24 fortnights was substituted as dependent variable in the Rosenberg *et al.* model (1990), by 48,000 C_{sim} and 48,000 f_{sim} simulated data, thus estimating the $CPUE_{sim}$ index. Afterwards, a random $CPUE_{sim}$ sequence for the 24 fortnights was used to perform 2,000 simulations for the error in the observation in the stochastic model in the following way:

$$\frac{C_i e^{\left(\varepsilon - \frac{\sigma_\varepsilon^2}{2}\right)}}{f_i e^{\left(\delta - \frac{\sigma_\delta^2}{2}\right)}} = q N_0 e^{-(t-0.5)M} - q \sum_{i=0}^{t-1} C_i e^{-(t-1)M} \quad (8)$$

(b) Observation error in the CPUE index and C_i

In this case a Monte Carlo simulation was used (Hilborn and Walters, 1992; Punt and Hilborn, 1996; Hilborn and Mangel, 1997), substituting C_{est}/f_{est} as dependent variable with the conditions in (a), and substituting the independent variable

$X_i = \sum_{i=0}^{t-1} C_i e^{-(t-1)M}$ by:

$$X'_i = \sum_{i=0}^{t-1} C_i e^{\left(\varepsilon - \frac{\sigma_\varepsilon^2}{2}\right)} e^{-(t-1)M}; \varepsilon \approx N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

in such a way that the Rosenberg *et al.* model (1990) was expressed as:

To estimate N_0 and q , as well as the parameters' frequencies distribution, 2,000 Monte Carlo simulations were performed according to the description in (a). To avoid autocorrelation between $CPUE_{sim}$ and C_{sim} , 48,000 additional simulated C_{sim} data were estimated to substitute the independent variable, grouped together in 2,000 blocks of 24-fortnight-periods each.

(c) Error de proceso (ρ) y tasa de confianza

El error de proceso (ρ) se define como las diferentes fuentes de variación que modifican el ajuste del modelo a los datos (Polacheck *et al.*, 1993; Punt y Hilborn, 1996; Morales-Bojórquez, 1999). Para el modelo determinístico de Rosenberg *et al.* (1990) ρ fue estimada como:

$$\rho = CPUE_t - qN_0e^{-(t+0.5)M} + q \sum_{i=0}^{t-1} C_i e^{-(t-1)M}; \rho = N(0, \sigma_\rho^2) \quad (10)$$

En este caso, la suposición es muy simple, porque el modelo de Rosenberg *et al.* (1990) se puede resolver en forma lineal. Retomando las suposiciones del inciso (a), entonces las mediciones son independientes, y por consiguiente $cov(\epsilon, \rho) = 0$. En este caso sólo se estimó el valor de la pendiente (q), considerando la siguiente relación:

$$E(\hat{q}_{CPUE/C_i}) = \frac{\sigma_\rho^2}{\sigma_\rho^2 + \sigma_\epsilon^2} q \quad (11)$$

donde $E(\hat{q}_{CPUE/C_i}) =$ Coeficiente de capturabilidad esperado. La ecuación anterior también se define como la tasa de confianza del parámetro.

Resultados

Los parámetros estimados para el modelo determinístico de Rosenberg *et al.* (1990) fueron $N_0 = 9.6 \times 10^6$ ($4.4 \times 10^6 - 14.7 \times 10^6$), mientras que $q = 3.7 \times 10^{-4}$ ($4.1 \times 10^{-4} - 3.3 \times 10^{-4}$) con $r^2 = 0.84$ ($P < 0.05$). Estos cálculos del modelo determinístico (ec. 5) fueron la referencia para las simulaciones con error de observación en el índice de CPUE, y en el error de observación en el índice de CPUE y C_i (simulación Monte Carlo). Las estimaciones de los parámetros, y las mediciones de error asociadas a éstos, se encuentran en la tabla 1.

La distribución de frecuencias de los parámetros N_0 y q para el error de observación, de acuerdo con los datos simulados del índice de CPUE mostraron una distribución lognormal (fig. 2) con $\sigma_\epsilon^2 = 21,170$, observándose un mayor sesgo en el valor de q en comparación con N_0 (tabla 1). Bajo la hipótesis de error de observación, el parámetro más sensible es q , que tiene una desviación estándar casi tan grande como su estimado (tabla 1). El ajuste del modelo determinístico de Rosenberg *et al.* (1990) mostró ser un mal ajuste, ya que el modelo tuvo una subestimación de todos los puntos observados después de la quincena 6 (fig. 3a). Sin embargo, los ajustes a los parámetros q y N_0 realizados con la simulación de error de observación, mostraron una mayor subestimación que el modelo determinístico (fig. 3b), de esta forma, la confianza en los parámetros es nula y la hipótesis se descarta.

En lo que respecta a la simulación Monte Carlo (error de medición en CPUE y C_i), los parámetros q y N_0 mostraron

(c) Process error (ρ) and confidence rate

The process error (ρ) is defined as the several variation sources that modify the model fit to data (Polacheck *et al.*, 1993; Punt and Hilborn, 1996; Morales-Bojórquez, 1999). For the deterministic model by Rosenberg *et al.* (1990), ρ was estimated as:

In this case, the assumption is quite simple because the model by Rosenberg *et al.* (1990) can be solved linearly. Taking again the assumptions stated in (a), then the measures are independent and, consequently, $cov(\epsilon, \rho) = 0$. In this case only the slope value (q) was estimated considering the next relation:

$$E(\hat{q}_{CPUE/C_i}) = \frac{\sigma_\rho^2}{\sigma_\rho^2 + \sigma_\epsilon^2} q \quad (11)$$

where $E(\hat{q}_{CPUE/C_i}) =$ expected catchability coefficient. The last equation is also defined as the confidence rate of the parameter.

Results

The parameters estimated by the deterministic model by Rosenberg *et al.* (1990) were $N_0 = 9.6 \times 10^6$ ($4.4 \times 10^6 - 14.7 \times 10^6$), meanwhile $q = 3.7 \times 10^{-4}$ ($4.1 \times 10^{-4} - 3.3 \times 10^{-4}$ with $r^2 = 0.84$ ($P < 0.05$). These deterministic model calculations (eq. 5) were the reference for the estimations with the observation error in the CPUE index besides the observation error in the CPUE index and C_i (Monte Carlo simulation). The estimations of the parameters and their associated error measures are in table 1.

The frequencies distribution of the parameters N_0 and q for the observation error, according to the simulated data of the CPUE index, showed a lognormal distribution (fig. 2) with $\sigma_\epsilon^2 = 21,170$, showing a greater bias in the value of q compared to N_0 (table 1). Under the observation error hypothesis, the most sensitive parameter is q , which shows a standard deviation almost as large as the estimated one (table 1). The fit of the deterministic model by Rosenberg *et al.* (1990) showed to be wrong since the model yielded an underestimation of all the points observed after the 6th fortnight (fig. 3a). However, the fits to the parameters q and N_0 obtained with the observation error simulation showed a greater underestimation than the deterministic model (fig. 3b), therefore, the confidence of the parameters is useless and the hypothesis is rejected.

In respect to the Monte Carlo simulation (measure error in CPUE and C_i), the parameters q and N_0 showed negative and

Tabla 1. Estimaciones de capturabilidad y reclutamiento para *D. gigas*. Los valores positivo y negativo de la simulación Monte Carlo indican la tendencia del sesgo del parámetro estimado.

Table 1. Catchability and recruitment estimations for *D. gigas*. Positive and negative values of the Monte Carlo simulation indicate the trend of the estimated parameter bias.

	Modelo Determinístico		Error Observación		Simulación Monte Carlo	
	Capturabilidad	Reclutamiento	Capturabilidad	Reclutamiento	Capturabilidad	Reclutamiento
Estimado	3.7×10^{-4}	9.6×10^6	3.5×10^{-4}	9.9×10^6		
Mediana					$3.4 \times 10^{-4} (-)$	$12.8 \times 10^6 (+)$
Media			5.1×10^{-4}	10.7×10^6		
Sesgo			1.6×10^{-4}	8.1×10^5		
% sesgo			31%	8%		
Desviación estándar	4.1×10^{-5}	5.1×10^6	3.1×10^{-4}	5.1×10^6		

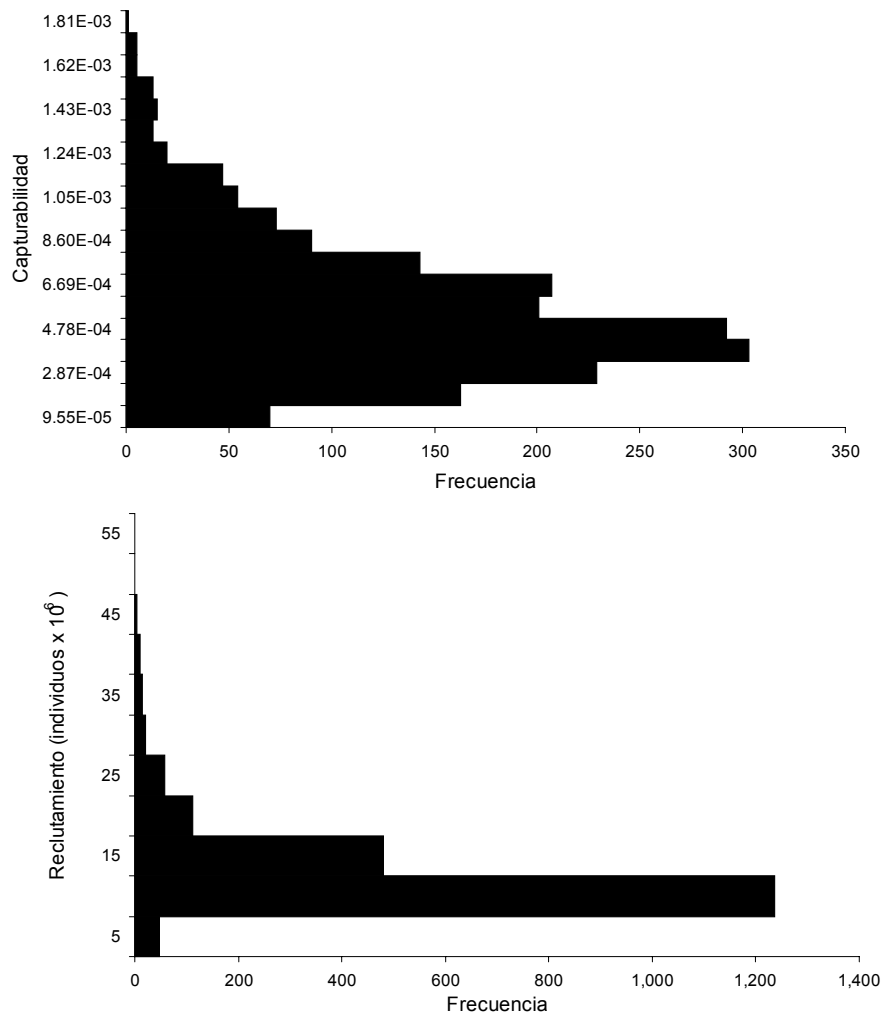


Figura 2. Distribución de frecuencias de la capturabilidad y el reclutamiento de *D. gigas* usando el error de observación.
Figure 2. Catchability and recruitment frequencies distribution for *D. gigas* using the observation error.

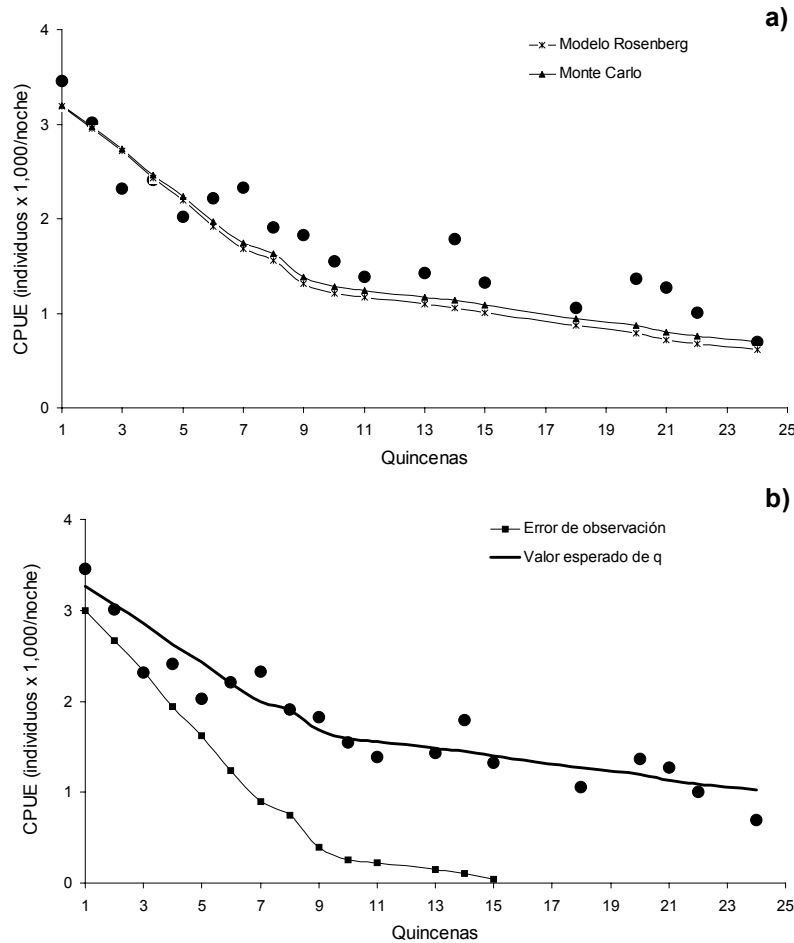


Figura 3. (a) Ajuste del modelo determinístico de Rosenberg *et al.* (1990) y con la simulación Monte Carlo. **(b)** Ajuste con el error de observación y con la estimación de $E(\hat{q}_{CPUE/C_i})$.
Figure 3. (a) Fit of the deterministic model by Rosenberg *et al.* (1990) and with the Monte Carlo simulation. **(b)** Fit with the observation error and with the estimation of $E(\hat{q}_{CPUE/C_i})$.

sesgos negativo y positivo, respectivamente (tabla 1). La distribución de frecuencias de las simulaciones de q y N_0 también se observaron con distribución lognormal (fig. 4). Estas mediciones fueron comparadas con los valores del modelo determinístico de Rosenberg *et al.* (1990), el ajuste y comparación entre ambos modelos se observa en la figura 3a. En este caso, la simulación Monte Carlo solamente tuvo un efecto en el levantamiento de la pendiente (q) de la línea. Sin embargo, el ajuste es aun impreciso, así que los resultados no soportan la hipótesis de error de medición en el índice de CPUE y C_i .

Para la estimación de la hipótesis del error de proceso en el modelo de Rosenberg *et al.* (1990), $\sigma_p^2 = 93,924$, así que la tasa de confianza para $E(\hat{q}_{CPUE/C_i}) = 2.89 \times 10^{-4}$. De esta forma, con σ_e^2 y σ_p^2 el ajuste de la pendiente del modelo a los datos observados se muestra en la figura 3b (valor esperado de captu-rabilidad). Comparativamente con el modelo determinístico y la simulación Monte Carlo (fig. 3a), así como con el modelo que analizó el error de observación (fig. 3b), el error de

positive bias, respectivamente (table 1). The frequencies distributions of the q and N_0 simulations also showed lognormal distributions (fig. 4). These measures were compared to the values of the deterministic model by Rosenberg *et al.* (1990); the fit and the comparison between both models are shown in figure 3a. In this case, the Monte Carlo simulation just had the effect of rising the slope (q). However, the fit is still inaccurate, therefore the results do not bear the hypothesis of the measure error in the CPUE index and C_i .

For the estimation of the process error hypothesis in the model by Rosenberg *et al.* (1990), $\sigma_p^2 = 93,924$, so the confidence rate for $E(\hat{q}_{CPUE/C_i}) = 2.89 \times 10^{-4}$. In this way, with σ_e^2 and σ_p^2 the fit of the model's slope to the observed data is shown in figure 3b (expected catchability value). Comparatively with the deterministic model and the Monte Carlo simulation (fig. 3a), as well as with the model that analyzed the

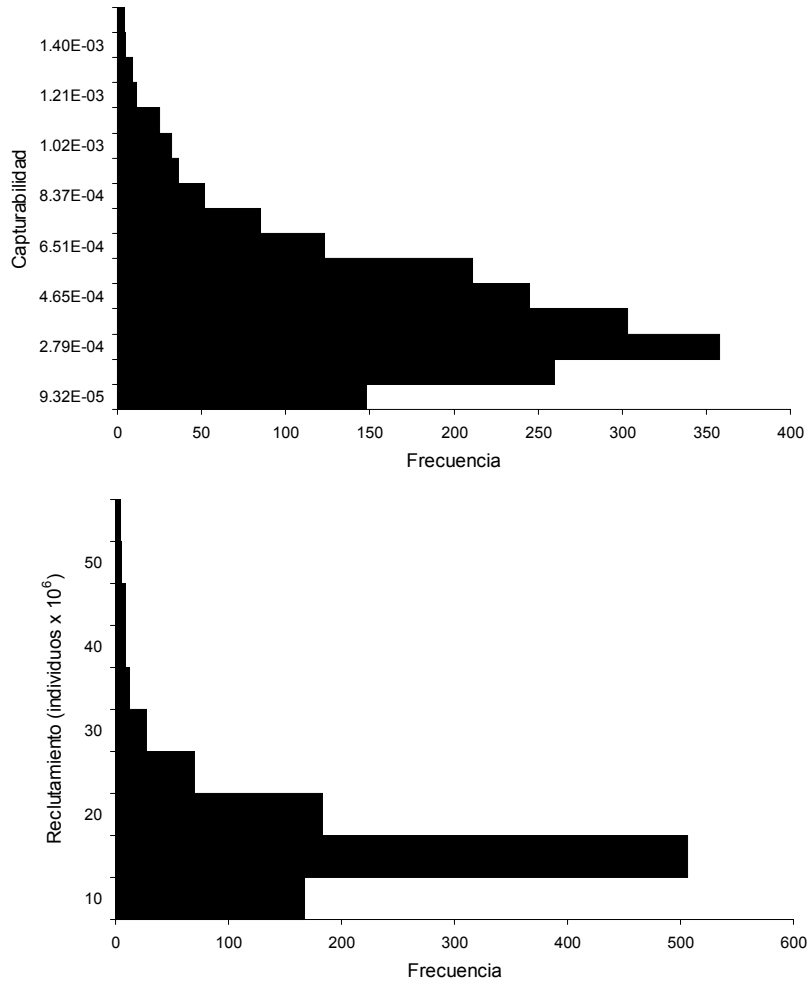


Figura 4. Distribución de frecuencias de la capturabilidad y el reclutamiento de *D. gigas* usando la simulación Monte Carlo.
Figure 4. Catchability and recruitment frequencies distribution for *D. gigas* using the Monte Carlo simulation.

proceso tuvo un efecto significativo ($r^2 = 0.91$, $P < 0.05$) en q para corregir la subestimación del modelo. De esta forma, se observó un efecto del error de proceso en la variante estocástica propuesta para el modelo de Rosenberg *et al.* (1990), aplicada a la estimación de q y N_0 en la pesquería del calamar gigante.

Discusión

El mayor problema con los modelos que usan índices de la pesquería es la confianza del índice, en términos del error asociado a la medición (Hilborn y Walters, 1992). Polacheck *et al.* (1993) demostraron que la fuente de variación más importante en los modelos que usan la *CPUE* es el error de observación. El problema principal es la forma en que importantes cantidades de manejo en pesquerías son subestimadas o sobrestimadas. En cualquiera de los casos, los puntos de referencia biológicos y las recomendaciones de las evaluaciones pueden estar ligadas a riesgos muy altos (Francis y Shotton, 1997; Harley *et al.*, 2001).

observation error (fig. 3b), the process error had a significant effect ($r^2 = 0.91$, $P < 0.05$) in q to correct the underestimation of the model. In this way, a process error effect was observed on the stochastic variant proposed for the depletion model by Rosenberg *et al.* (1990), applied to the estimation of q and N_0 in the jumbo squid fishery.

Discussion

The greatest problem with the models that use fishery indices is the statistical confidence in the index, in terms of the measurement-associated error (Hilborn and Walters, 1992). Polacheck *et al.* (1993) showed that the most important variation source in the models using the *CPUE* is the observation error. The main problem is the way in which important management quantities are under- or overestimated. Whichever the case, the biological reference points and the recommendations of the assessments can be linked to very high risks (Francis and Shotton, 1997; Harley *et al.*, 2001).

En el caso de la pesquería de calamar gigante, Morales-Bojórquez *et al.* (1997) realizaron estimaciones de reclutamiento y capturabilidad, usando el modelo determinístico de Rosenberg *et al.* (1990). El ajuste mostró una subestimación de las primeras 10 semanas de información, en donde el valor estimado de la pendiente (q) presentó una caída. En este trabajo, se observó el mismo comportamiento de q , sólo que la subestimación fue observada a partir de la quincena 6 (fig. 3a). De esta forma, se planteó la confrontación de hipótesis en la estructura del error en los datos y en el modelo, para corregir el valor de q , ya que el comportamiento observado con el modelo determinístico indicaba cambios en el valor de la pendiente a través del tiempo, lo cual implica que la capturabilidad no es constante (Ricker, 1975; Hilborn y Walters, 1992).

El ajuste del modelo bajo la hipótesis del error de observación en C_i mostró la subestimación más amplia, en comparación con la simulación Monte Carlo, la cual mostró un ajuste casi idéntico al modelo determinístico de Rosenberg *et al.* (1990). Para ambas estimaciones se concluye que el error en la subestimación de la capturabilidad no se encuentra en la medición del índice de CPUE y de C_i (fig. 3a). Sin embargo, la estimación de $E(\hat{q}_{CPUE/C_i})$ que considera el efecto del error de proceso en el modelo de Rosenberg *et al.* (1990), mostró una elevación de la pendiente que ajustó mejor el modelo a los datos observados. Evidentemente, $E(\hat{q}_{CPUE/C_i})$ es una solución estocástica al problema de la caída de la pendiente, pero al mismo tiempo hace clara la importancia de la medición del error en el modelo.

Algunos mecanismos que teóricamente pueden causar variabilidad en la capturabilidad son el comportamiento de las especies objetivo (Penn, 1975; Arreguín-Sánchez, 1996), los factores ambientales (Hill, 1985), el área de la población, la distribución relativa del recurso y la flota (Winters y Wheeler, 1985), la abundancia (MacCall, 1976), efectos de denso dependencia y la pesca por diferentes flotas (Arreguín-Sánchez y Pitcher, 1999), así como el comportamiento del cardumen (Ye y Mohamed, 1999). La influencia de estos eventos en nuestro caso, puede considerarse como una fuente de error asociada al modelo (error de proceso). En este caso, dado que la pesquería está sustentada en una cohorte anual que tiene reclutamiento en mayo (Hernández-Herrera *et al.*, 1998; Nevárez-Martínez *et al.*, 2000), las recomendaciones tienen efecto inmediato sobre la dinámica de la población y sobre la elección de políticas de pesca de este recurso, el cual es principalmente explotado por la flota camaronera como una alternativa rentable (Morales-Bojórquez y López-Martínez, 1999; Morales-Bojórquez *et al.*, 2001a).

Aunque la fuente de variación en q es desconocida para el modelo determinístico de Rosenberg *et al.* (1990), para *D. gigas*, la evaluación formal del riesgo usando el ruido en el modelo (Francis y Shotton, 1997) ha permitido mejorar el ajuste a los datos observados. La correcta estimación de la capturabilidad tendrá efecto inmediato sobre la estimación del escape (K) y de los puntos de referencia en la pesquería (Nevárez-Martínez y Morales-Bojórquez, 1997), y dado que K

In the case of the jumbo squid fishery, Morales-Bojórquez *et al.* (1997) carried out recruitment and catchability estimations using the deterministic model by Rosenberg *et al.* (1990). The fit showed an underestimation of the first 10 weeks of information, in which the estimated slope value (q) decreased. In this work, the same behavior of q was observed, however the underestimation was observed from the 6th fortnight (fig. 3a). In this way, the hypothesis confrontation was set of the error structure in both, data and model, to correct the q value, since the behavior observed with the deterministic model indicated changes in the slope value through time, which implies that catchability is not constant (Ricker, 1975; Hilborn and Walters, 1992).

The fit of the model under the hypothesis of observation error in C_i showed the broadest underestimation when compared to the Monte Carlo simulation, which showed a fit almost identical to the deterministic model by Rosenberg *et al.* (1990). For both estimations the conclusion is that the error in the catchability underestimation is not in the measurement of CPUE and C_i (fig. 3a). However, the estimation of $E(\hat{q}_{CPUE/C_i})$ that considers the process error effect on the model by Rosenberg *et al.* (1990), showed a slope rise that fitted in a better way the model to the observed data. Evidently, $E(\hat{q}_{CPUE/C_i})$ is a stochastic solution to the slope decrease problem but, at the same time, it makes clear the importance of measuring the error in the model.

Some mechanisms that, in theory, can cause variability in the catchability are the behavior of the objective species (Penn, 1975; Arreguín-Sánchez, 1996), the environmental factors (Hill, 1985), the population area, the relative distribution of resource and fleet (Winters and Wheeler, 1985), the abundance (MacCall, 1976), density-dependent effects and fishing by different fleets (Arreguín-Sánchez and Pitcher, 1999), as well as the schooling behavior (Ye and Mohamed, 1999). The influence of these events, in our case, can be considered as an error source associated to the model (process error). In this case, given that the fishery is sustained in an annual cohort that recruits in May (Hernández-Herrera *et al.*, 1998; Nevárez-Martínez *et al.*, 2000), the recommendations have an immediate effect on the population dynamics and on choosing fishing policies for this resource, which is mainly exploited by the shrimp fleet as a profitable alternative (Morales-Bojórquez and López-Martínez, 1999; Morales-Bojórquez *et al.*, 2001a).

Even though the variation source in q is unknown for the deterministic model by Rosenberg *et al.* (1990), for *D. gigas* the formal risk evaluation using the noise in the model (Francis and Shotton, 1997) has allowed improving the fit to the observed data. The correct estimation of the catchability will have an immediate effect on the estimation of the escape (K) and of reference points in the fishery (Nevárez-Martínez and Morales-Bojórquez, 1997), and given that K is defined as $K = \exp^F$, where $F = qf$ (Beddington *et al.*, 1990), the

está definida como $K = \exp^F$, donde $F = qf$ (Beddington *et al.*, 1990), la subestimación en q afectaba necesariamente la asignación de licencias durante la temporada de pesca, incrementando también el riesgo en el manejo.

En el caso de Rosenberg *et al.* (1990), las estimaciones del índice utilizado en su modelo corresponden a información independiente de la pesquería, a través del uso de observadores a bordo de embarcaciones seleccionadas. Para *D. gigas* la información para el índice es obtenida a partir de información de la propia pesquería (CPUE), lo cual da mayor grado de incertidumbre a los datos (Harley *et al.*, 2001). Desde esta perspectiva, la metodología propuesta para incluir la estocasticidad en el modelo de Rosenberg *et al.* (1990) puede ayudar a corregir el error en la estimación de importantes parámetros que se asocian con el correcto manejo de la pesquería. Dado que el valor estimado de $E(\hat{q}_{CPUE/Ci})$ se encontraba fuera de los intervalos de confianza del modelo determinístico, la confrontación de hipótesis de error de proceso vs observación no contribuyó por sí misma a un mejor ajuste del modelo, sin embargo, aportó información sobre la varianza del índice ($\sigma_{\epsilon}^2, \sigma_{\delta}^2$), de la captura (σ_{ϵ}^2) y del modelo (σ_{ρ}^2), mejorando el valor de q a través de $E(\hat{q}_{CPUE/Ci})$, lo cual implica que es necesario un mayor conocimiento del error del modelo. De esta manera, podremos comprender mejor el efecto de la pesca (σ_{δ}^2), a fin de cumplir de mejor manera con el objetivo de manejo establecido para *D. gigas* (Nevárez-Martínez y Morales-Bojórquez, 1997; Hernández-Herrera *et al.*, 1998; Morales-Bojórquez *et al.*, 2001a).

Agradecimientos

Deseamos expresar nuestro agradecimiento a dos árbitros, quienes realizaron valiosas sugerencias que mejoraron este trabajo. Al Proyecto Calamar del Centro Regional de Investigación Pesquera de Guaymas, por facilitar la información de captura y esfuerzo.

Referencias

- Arreguín-Sánchez, F. (1996). Catchability: a key parameter for fish stock assessment. *Rev. Fish Biol. Fish.*, 6: 221-242.
- Arreguín-Sánchez, F. and Pitcher, T. (1999). Catchability estimates and their application to the red grouper (*Epinephelus morio*) fishery of the Campeche Bank, Mexico. *Fish. Bull.*, 97: 746-757.
- Beddington, J.R., Rosenberg, A.A., Crombie, J.A. and Kirkwood, G. P. (1990). Stock assessment and the provision of management advice for the short fin squid fishery in Falkland Island waters. *Fish. Res.*, 8: 351-365.
- De Lury, D.B. (1947). On the estimation of biological populations. *Biometrics*. 3: 145-167.
- Francis, R.I.C.C. and Shotton, R. (1997). "Risk" in fisheries management: a review. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 54: 1699-1715.
- Gould, W.R. and Pollock, K.M. (1997). Catch-effort maximum likelihood estimation of important population parameters. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 54: 890-897.

underestimation in q necessarily affected the allocation of licences during the fishing season, increasing also the management risk.

In the case of Rosenberg *et al.* (1990), the estimates of the index used in their model correspond to independent information of the fishery, obtained by means of observers on board selected boats. For *D. gigas*, the information for the index is obtained from information of the fishery (CPUE), giving the data a greater uncertainty level (Harley *et al.*, 2001). From this perspective, the proposed methodology to include the stochasticity in the model by Rosenberg *et al.* (1990) can help correcting the error in the estimation of important parameters associated to the proper management of the fishery. Given that the estimated value of $E(\hat{q}_{CPUE/Ci})$ was out of the deterministic model's confidence intervals, the confrontation of the hypothesis of process error vs observation did not contributed itself to a better fit of the model, nevertheless it provided information about the variances of the index ($\sigma_{\epsilon}^2, \sigma_{\delta}^2$), the catch (σ_{ϵ}^2) and the model (σ_{ρ}^2), improving the value of q through $E(\hat{q}_{CPUE/Ci})$, which implies that a better knowledge of the model error is required. Thus, we will be able to better understand, the fishing effect (σ_{δ}^2) in order to accomplish in a better way, the management objective established for *D. gigas* (Nevárez-Martínez and Morales-Bojórquez, 1997; Hernández-Herrera *et al.*, 1998; Morales-Bojórquez *et al.*, 2001a).

Acknowledgements

We wish to express our gratitude to two referees who made valuable suggestions that improved this work. To the Squid Project of the Centro Regional de Investigación Pesquera in Guaymas, for facilitating the catch and effort information.

English translation by Adrián R. López-González.

- Gould, W.R., Stefanski, L.A. and Pollock, K.M. (1997). Effect of measurement error on catch-effort estimation. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 54: 898-906.
- Harley, S.J., Myers, R. and Dunn, A. (2001). Is catch-per-unit effort proportional to abundance. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 58: 1760-1772.
- Hernández-Herrera, A., Morales-Bojórquez, E., Cisneros-Mata, M. A., Nevárez-Martínez, M.O. and Rivera-Parra, G.I. (1998). Management strategy for the giant squid (*Dosidicus gigas*) fishery in the Gulf of California, Mexico. *CalCOFI Rep.*, 39: 212-218.
- Hilborn, R. and Walters, C. (1992). Quantitative Fisheries Stock Assessment. Choice, Dynamics and Uncertainty. Chapman-Hall, New York. 570 pp.
- Hilborn, R. and Mangel, M. (1997). The Ecological Detective. Confronting Models with Data. Monographs in Population Biology. Princeton Academic Press. 315 pp.
- Hill, B.J. (1985). Effect of temperature on duration of emergence, speed of movement, and catchability of the prawn *Penaeus*

- esculentus*. In: P. C. Rothlisberg, B. J. Hill, and D. J. Staples (eds.), Proceedings of the second Australian National prawn seminar. Simpson Halligan, Brisbane, Australia, pp. 77-83.
- Leslie, P.H. and Davis, D.H. (1939). An attempt to determine the number of rats in a given area. *J. Animal Ecol.*, 8: 94-113.
- MacCall, A.D. (1976). Density dependence of catchability coefficient in the California Pacific sardine, *Sardinops sagax caerulea*, purse seine fishery. *CalCOFI Rep.*, 18: 136-48.
- Morales-Bojórquez, E. (1999). Análisis del error de proceso y de observación en la estimación del reclutamiento de la sardina del Pacífico, *Sardinops sagax caeruleus* (Girard), en la costa suroeste de la Península de Baja California, México. *Ciencias Marinas*, 25(4): 597-608.
- Morales-Bojórquez, E., Cisneros-Mata, M.A., Nevárez-Martínez, M. O. and Hernández-Herrera, A. (2001a). Review of stock assessment and fishery research for *Dosidicus gigas* in the Gulf of California, Mexico. *Fish. Res.*, 54: 83-94.
- Morales-Bojórquez, E., Hernández-Herrera, A., Nevárez-Martínez, M.O., Díaz De León, J., Rivera, G.I. y Ramos, A. (1997). Abundancia poblacional del calamar gigante (*Dosidicus gigas*) en las costas de Sonora, México. *Océánides*, 12(2): 90-96.
- Morales-Bojórquez, E. and López-Martínez, J. (1999). The brown shrimp fishery in the Gulf of California, Mexico. *CalCOFI Rep.*, 40: 28.
- Morales-Bojórquez, E., Martínez-Aguilar, S., Arreguín-Sánchez, F. and Nevárez-Martínez, M.O. (2001b). Estimations of catchability-at-length for the jumbo squid (*Dosidicus gigas*) in the Gulf of California, Mexico. *CalCOFI Rep.*, 42: 167-171.
- Nevárez-Martínez, M.O. y Morales-Bojórquez, E. (1997). El escape proporcional y el uso del punto de referencia biológico $F_{\%BR}$, para la explotación del calamar gigante, *Dosidicus gigas*, del Golfo de California. *Océánides*, 12(2): 97-105.
- Nevárez-Martínez, M.O., Hernández-Herrera, A., Morales-Bojórquez, E., Balmori-Ramírez, A., Cisneros-Mata, M.A., and Morales-Azpeitia, R. (2000). Biomass and distribution of the jumbo squid (*Dosidicus gigas* d'Orbigny, 1835) in the Gulf of California, Mexico. *Fish. Res.*, 49: 129-140.
- Penn, J.W. (1975). The behavior and catchability of some commercial exploited penaeids and their relationship to stock and recruitment. In: J. A. Gulland and B. J. Rothschild (eds.), *Penaeid Shrimps: Their Biology and Management*. Fishing News Books, Farnham, Surrey. pp. 173-186.
- Polacheck, T., Hilborn R. and Punt, A.E. (1993). Fitting surplus production models: comparing methods and measuring uncertainty. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 50: 2597-2607.
- Punt, A.E. and Hilborn, R. (1996). *Biomass Dynamic Models. User's Manual*. FAO Computerized Information Series (Fisheries). FAO. No. 10. 62 pp.
- Ricker, W.E. (1975). Computation and interpretation of biological statistics of fish populations. *Bull. Fish. Res. Board Can.*, 191: 382 pp.
- Rosenberg, A.A., Kirkwood, G.P., Crombie, J.A. and Beddington, J. R. (1990). The assessment of stocks of annual squid species. *Fish. Res.*, 8: 335-350.
- Winters, G.H. and Wheeler, J.P. (1985). Interaction between stock area, stock abundance, and catchability coefficient. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.*, 42: 989-998.
- Ye, Y. and Mohammed, H.M.A. (1999). An analysis of variation in catchability of green tiger prawn, *Penaeus semisulcatus*, in waters off Kuwait. *Fish. Bull.*, 97: 702-712.