

ARTÍCULO / ARTICLE

Índice de abundancia relativa de la raya volantín entre isla Choros (29° 16' S) y punta Refugio (42° 10' S) como una contribución al manejo de su pesquería en Chile

Relative abundance index of yellownose skate between Chile's Isla Choros (29° 16' S) and Punta Refugio (42° 10' S) as a contribution to its stock management

Javier Legua Delgado^{1*}

0000-0001-6539-6745

javier.legua@ifop.cl

Cristian Canales Ramírez²

0000-0002-4249-274X

cristian.canales.r@pucv.cl

Luis La Cruz Aparco¹

0000-0002-2208-4538

luis.lacruz@ifop.cl

1. Instituto de Fomento Pesquero, Departamento de Evaluaciones Directas, Blanco 839, Valparaíso, Chile.
2. Pontificia Universidad Católica de Valparaíso, Laboratorio de Dinámica de Poblaciones Marinas y Modelamiento Estadístico (Dimare), Valparaíso, Chile.

* Autor de correspondencia / Corresponding author

Recibido / Received: 11/10/2023

Aceptado / Accepted: 02/08/2024

Citación / Citation: Legua, J.; Canales, C.; La Cruz, L. 2025. Índice de abundancia relativa de raya volantín entre isla Choros (29° 16' S) y punta Refugio (42° 10' S) como una contribución al manejo de su pesquería en Chile. Bol. Invest. Mar. Cost., 54(1): 71-92

RESUMEN

En muchas pesquerías y en particular las de datos limitados, la CPUE no es un buen indicador de la abundancia debido a múltiples factores operacionales que inciden en la variabilidad de la capturabilidad. Con el fin de estimar una señal anual de abundancia CPUE de un recurso pesquero de datos limitados, analizamos los de la raya volantín (*Zearaja chilensis*) recopilados como fauna acompañante en las campañas hidroacústicas de merluza común (*Merluccius gayi*) (1993-2019) frente a Chile centro-sur (29° 10' S - 42° 10' S). La información operacional es analizada por medio de Modelos Aditivos Generalizados (GAM) y Modelos Lineales Generalizados (GLM). Los resultados indican que *Z. chilensis* presenta notables áreas de densidad y una mayor frecuencia de presencia de esta especie entre 300 y 425 m de profundidad. El modelo de CPUE mostró que la profundidad es el efecto fijo más importante en su variabilidad, mientras el efecto año resultó ser determinante en un modelo binomial de la proporción de lances positivos. El estudio sugiere que este tipo de índices sean considerados en el manejo de esta pesquería, ya sea en modelos de evaluación de stock, o como índices empíricos para el ajuste anual de las capturas o esfuerzo de pesca.

Palabras claves: *Zearaja chilensis*, GLM, aproximación delta lognormal, índice de abundancia, patrón espacial.

ABSTRACT

In many fisheries, particularly those with limited data, CPUE is not a good indicator of abundance due to multiple operational factors that influence variability in catchability. In order to estimate an annual CPUE abundance signal of a data-limited fishery resource, in this paper we analyze the yellownose skate (*Zearaja chilensis*) accompanying fauna data collected in the common hake (*Merluccius gayi*) hydroacoustic surveys (1993-2019) off south-central Chile (29° 10' S - 42° 10' S). Operational information is analyzed by means of Generalized Additive Models (GAM) and Generalized Linear Models (GLM). The results indicate that *Z. chilensis* presents notable density zones and a higher frequency of presence of this species between 300 m and 425 m depth. The CPUE model showed that depth is the most important fixed effect in its variability, while the year effect proved to be determinant in a binomial model of the proportion of positive hauls. The study suggests that this type of indices be considered in the management of this fishery, either in stock assessment models, or as empirical indices for the annual adjustment of catches or fishing effort.

Keywords: *Zearaja chilensis*, GLM, lognormal delta approximation, abundance index, spatial pattern.

INTRODUCCIÓN

El manejo pesquero es “el proceso integrado de recopilación de información, análisis, planificación, consulta, toma de decisiones, asignación de recursos y formulación e implementación, con el cumplimiento, según sea necesario, de las regulaciones o reglas que rigen las actividades pesqueras a fin de asegurar la productividad continua de los recursos y el logro de otros objetivos pesqueros” (Cochrane, 2002).

Para realizar un manejo adecuado de los recursos pesqueros la determinación de índices de abundancia es uno de los desafíos de mayor importancia en pesquerías, esto es, poder contar con un valor que sea confiable y proporcional al tamaño de la población y por lo tanto capaz de reflejar las tendencias y respuestas frente a cambios en el régimen de manejo (Hilborn y Walters, 1992). Existen varias técnicas para la generación de índices de abundancia; en una revisión del contexto internacional, se considera que cuando la información de la pesquería cuenta con datos limitados se opta por una combinación de técnicas para mejorar la reconstrucción de índices de abundancia (Chen *et al.*, 2004; Ye y Dennis, 2009; Chang *et al.*, 2017; Setyadji y Fahmi, 2020). La presente investigación centra su problemática, en el uso de índices de abundancia de la raya volantín [*Zearaja chilensis* (Guichenot, 1848)] que se distribuye principalmente entre las regiones de Coquimbo y Magallanes. La raya volantín es un pez cartilaginoso de hábitat bentónico que mora en la plataforma continental, principalmente en fondos de fango, en profundidades que varían entre 30 y 300 m.

El manejo pesquero de las rayas bajo condiciones de datos limitados es una problemática. Sin embargo, el presente estudio focaliza el interés de contribuir al desarrollo sostenible de la actividad, así poder interpretar, con datos independientes de la pesquería, un indicador que contribuya al manejo integrado de su pesquería. Es necesario mencionar las causas que originan el problema de manejo pesquero en rayas, asociados a su evaluación de stock (Pérez, 2019) referente a la evaluación de su estatus: (i) Sobre captura descartada y subregistrada; y problemas de identificación de la especie, (ii) Las estadísticas se sustentan en desembarques regionales, pudiendo contener sesgo según procedencia respecto al área de explotación, (iii) carencia de información independiente de la pesquería, (iv) incertidumbre sobre la estructura de stock. En las actuales condiciones de la raya volantín, registradas por el Instituto de Fomento Pesquero (IFOP), en sesiones de comités

INTRODUCTION

Fishery management is “the integrated process of information collection, analysis, planning, consultation, decision-making, resources allocation, formulation, and implementation, in compliance, as required, with the regulations or rules governing fishing activities, in order to ensure the continuous productivity of resources and the achievement of other fisheries objectives” (Cochrane, 2002).

For an adequate management of fishery resources, determining abundance indices constitutes one of fisheries' most significant challenges, *i.e.*, having a value that is reliable, proportional to the population size, and, therefore, able to reflect tendencies and responses in the face of management regime changes (Hilborn and Walters, 1992). There are various techniques for generating abundance indices. In a review of the international context, it is considered that, when a fishery's information has limited data, a combination of techniques is employed to improve the reconstruction of abundance indices (Chen *et al.*, 2004; Ye and Dennis, 2009; Chang *et al.*, 2017; Setyadji and Fahmi, 2020). This research focuses on the use of abundance indices for the yellownose skate [*Zearaja chilensis* (Guichenot, 1848)], which is mainly distributed between the regions of Coquimbo and Magallanes. The yellownose skate is a benthic, cartilaginous fish that inhabits the continental shelf, mainly in muddy bottoms, at depths varying between 30 and 300 m.

The fishery management of these skates under limited-data conditions constitutes an issue. However, this study focuses its interest on enriching the sustainable development of this activity, with the purpose of being able to interpret, with the fishery's independent data, an indicator that contributes to its integrated management. It is necessary to mention the causes of the issue of yellownose skate fishery management, which are associated with stock assessment (Pérez, 2019), regarding to the evaluation of its status: (i) discarded and underrecorded overfishing as well as species identification issues; (ii) the fact that statistics rely on regional landings and may be biased regarding their origin with respect to the exploitation area; (iii) the lack of independent information from the fishery; (iv) uncertainty regarding the structure of the stock. The current conditions of the yellownose skate, as recorded by the Fisheries Promotion Institute (IFOP) in scientific committee sessions, correspond to overexploitation and overfishing. In addition, given the difficulties and issues

científicos, su estado es sobreexplotado y en sobrepesca. Y debido a las dificultades o problemas asociados a su evaluación, el comité científico de esta pesquería advirtió que los datos emanados del estatus deben ser tomados con precaución. Por lo cual, se hace necesario desarrollar un índice que pueda ser utilizado como un proxy de la abundancia, en ausencia de una evaluación de stock. Dentro del marco teórico propuesto, la investigación se desarrolla con información proveniente de cruceros de evaluación directa de merluza común. Donde se analiza la fauna acompañante referente a las especies de interés del estudio, sus áreas de presencia y/o ausencia y focos de mayor importancia en su gradiente latitudinal y temporal. Se utiliza la técnica de la modelación estadística, con aplicación de modelos lineales generales (GLM). Estos, se emplean cada vez más en aplicaciones orientadas a estimación de índices anuales de abundancia (Large, 1992; Goñi *et al.*, 1999; Punt *et al.*, 2000; Ye *et al.*, 2001; Horn, 2003; Campbell, 2004, 2015; Maunder y Punt, 2004; Carruthers *et al.*, 2011) dado que permiten integrar de forma relativamente simple los diferentes factores que influyen sobre las variaciones de la captura por unidad de esfuerzo. Por lo cual, son utilizados para realizar la estimación del índice de la especie a estudiar.

ÁREA DE ESTUDIO

Diseño y cobertura de crucero

El área de estudio de merluza común comprendió desde límite sur de la región de Atacama (29° 10' S) hasta la región de los Lagos, sur Punta Estaquillas (41° 30' S) y en algunos años hasta Punta Manuel (42° 10' S) (Figura 1). Los cruceros de merluza común, efectuados en su totalidad por el IFOP, han seguido en general un diseño de muestreo tipo sistemático, con transectos perpendiculares a la costa chilena con una separación latitudinal de 18.52 km entre sí.

MATERIALES Y MÉTODOS

Colecta de datos biológicos-pesqueros y análisis

Se emplearon los datos históricos de los cruceros de evaluación directa de merluza común desde 1993 hasta 2019 (23 años). La fuente de datos corresponde a bitácoras de pesca de cada crucero, proporcionada por el IFOP, que contiene información del código de proyecto, nombre de buque, fecha de lance, número de lance, hora de calado, hora de virado, duración del lance,

associated with their evaluation, the scientific committee of this fishery warned that the status data must be taken with caution. Therefore, it is necessary to develop an index that can be used as a proxy of abundance in the absence of a stock assessment. Within the proposed theoretical framework, this research is conducted with information from direct assessment cruises for common hake, wherein the accompanying fauna is analyzed with regard to the study's species of interest, as well as its areas of presence and/or absence and the most relevant hotspots in its latitudinal and temporal gradient. The statistical modeling technique is used, applying general linear models (GLMs). These have been increasingly used in applications aimed at estimating annual abundance indices (Large, 1992; Goñi *et al.*, 1999; Punt *et al.*, 2000; Ye *et al.*, 2001; Horn, 2003; Campbell, 2004, 2015; Maunder and Punt, 2004; Carruthers *et al.*, 2011), as they enable a relatively simple integration of the different factors influencing variations in the catch per unit effort (CPUE), which is why they are used to estimate the index of the species under study.

STUDY AREA

Survey design and coverage

The common hake study area spanned from the southern end of the region of Atacama (29° 10' S) to the region of Los Lagos, south of Punta Estaquillas (41° 30' S), also reaching Punta Manuel (42° 10' S) in some years (Figure 1). The common hake surveys, all of them carried out by the IFOP, have generally followed a systematic sampling design, with transects perpendicular to the Chilean coast and a latitudinal separation of 18.52 km.

MATERIALS AND METHODS

Biological-fisheries data collection and analysis

Historical data from direct assessment cruises for common hake between 1993 and 2019 (23 years). The data source corresponds to the fishing logs of each survey, as provided by the IFOP, containing the following information: project code, vessel name, haul date, haul number, casting time, retrieval time, haul duration, haul geographic location, trawling speed, haul depth (m), bottom

posición geográfica del lance, velocidad de arrastre, profundidad del lance (m), profundidad fondo (m), altura boca red (m), captura de la especie principal (kg), captura de la fauna acompañante (kg), captura estandarizada (CE) y captura por unidad de área (CPUA) (Lillo *et al.*, 2017; Molina *et al.*, 2020).

depth (m), net opening height (m), main species catch (kg), bycatch (kg), standardized catch (CE), and catch per unit area (CPUA) (Lillo *et al.*, 2017; Molina *et al.*, 2020).

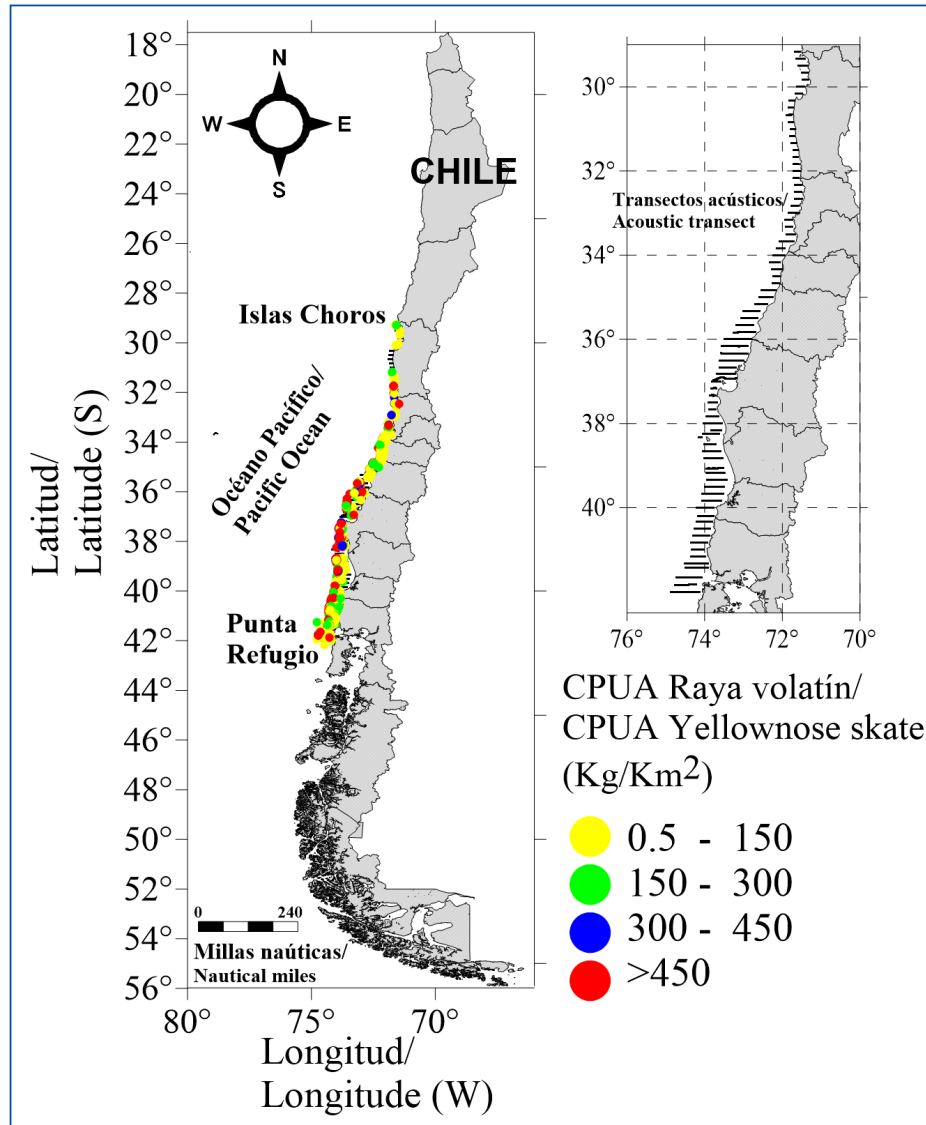


Figura 1. Localización del área de estudio y la CPUA (kg/km^2) de la raya volatín durante los cruceros de evaluación acústica de la merluza común entre 1993-2019.

Figure 1. Location of the study area and CPUA (kg/km^2) of the yellownose skate during the common hake acoustic surveys of 1993-2019.

Se analizaron 3615 lances de pesca realizados durante 26 proyectos hidroacústicos ejecutados en general en el segundo semestre (julio-agosto-septiembre) de cada año, seleccionando 797 lances con capturas positivas de raya volatín. La captura de raya volatín ha mostrado un decremento desde 2001 a 2019, exceptuando 2016, al igual que la CPUA nominal, similar a lo ocurrido en la proporción de lances positivos (Figura 2).

We analyzed 3615 hauls carried out in 26 hydroacoustic projects, which were generally executed during the second semester (July-August-September) of each year. We selected 797 hauls with positive yellownose skate catches, which showed a decrease between 2001 and 2019, except for 2016. This was also the case for the nominal CPUA and is similar to what occurred with the proportion of positive hauls (Figure 2).

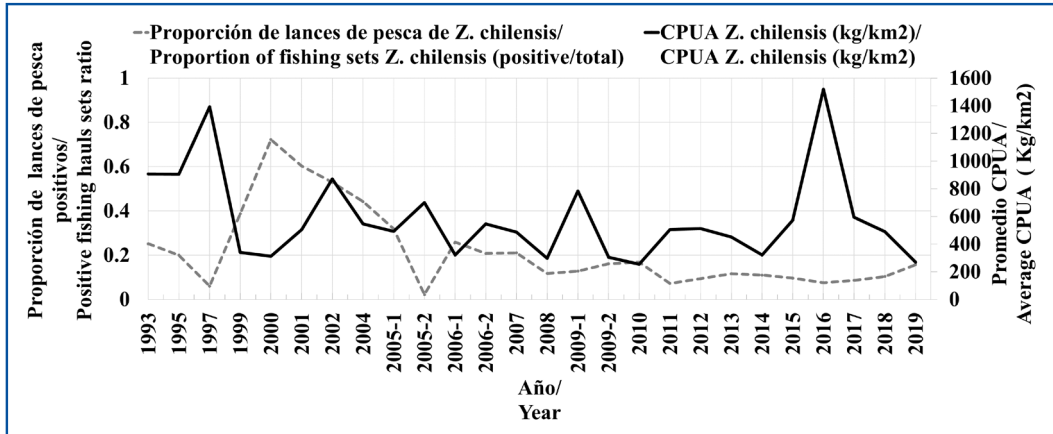


Figura 2. Proporción (probabilidad) de lances de pesca con capturas mayores a cero y la variación anual de la CPUE nominal de la raya volantín en las evaluaciones acústicas de la merluza común. Año_1: crucero de invierno, Año_2: crucero de otoño.

Figure 2. Proportion (probability) of fishing hauls with a catch greater than zero and annual variation of the nominal CPUE (t/mn²) for yellownose skate in acoustic surveys of common hake. Year_1: winter survey, Year_2: autumn survey.

Análisis de los registros de presencia y ausencia

El análisis exploratorio de los datos se realizó en R (R Core Team, 2020). En cada crucero se analizó la información de raya volantín, se estratificó la presencia y ausencia de las especies en forma temporal (por año), espacial (por latitud, longitud y profundidad). Obteniendo una proporción de probabilidad definida como presencia por cada año evaluado. Además, se realizaron histogramas para observar la distribución de la profundidad de la especie, los cuales fueron agrupados cada 25 m.

Centro de masa (CG) e inercia (I) de los recursos estudiados

La posición media o centro de gravedad de la distribución de los recursos y la inercia se calcularon mediante la expresión (Wuillez et al., 2007):

$$CG_i = \frac{\int x_i Z(x_i) dx}{\int Z(x_i) dx} \quad (1)$$

$$I_i = \frac{\int (x_i - CG_i)^2 Z(x_i) dx}{\int Z(x_i) dx} \quad (2)$$

donde x_i representa la posición espacial de la muestra y $Z(x_i)$ la densidad en el punto i .

Captura por unidad de área (CPUA) nominal

El análisis consistió en adecuar los cálculos de la CPUA nominal para cada crucero y año. Para ello se dejó la CPUA en unidades estándar kg/km². Se separaron los registros positivos de las especies, a partir de esta información la variable CPUA (kg/km²)

Presence and absence records analysis

The exploratory data analysis was performed in R (R Core Team, 2020). For each survey, the information on the yellownose skate was analyzed, and the presence and absence of the species were stratified temporally (by year) and spatially (by latitude, longitude, and depth), obtaining a probability proportion defined as the presence for each year evaluated. In addition, histograms were elaborated to visualize the depth distribution of the species, which were grouped every 25 m.

Center of mass (CG) and inertia (I) of the studied resources

The mean position or center of gravity of the distribution of the resource and their inertia were calculated by means of the following expression (Wuillez et al., 2007):

$$CG_i = \frac{\int x_i Z(x_i) dx}{\int Z(x_i) dx} \quad (1)$$

$$I_i = \frac{\int (x_i - CG_i)^2 Z(x_i) dx}{\int Z(x_i) dx} \quad (2)$$

where x_i represents the spatial of the sample and $Z(x_i)$ the density at the point i .

Nominal catch per unit area (CPUA)

The analysis consisted of adapting the nominal CPUA calculations for each survey and year. To this effect, the CPUA was expressed in standard units (kg/km²), and the positive records of the species were separated. Based on this information, the CPUA

fue transformada aplicando el logaritmo natural \ln ($CPUA + 1$). Se realizaron análisis temporales, espaciales y batimétricos a partir de la densidad. Fueron empleados dos enfoques, el primero consistió en modelar a través de modelos aditivos generalizados (GAM), las variables aditivamente sin interacción. Lo que se buscó fue representar mediante su tendencia, la relación de la densidad en función de sus predictores. La respuesta en los predictores batimétricos, latitudinales y espaciales fue el logaritmo de la captura por unidad de área nominal. El segundo enfoque, a través de GAM, fue modelar la densidad con interacción latitudinal, sumando la variable profundidad. Así fue posible obtener el predicho del modelo y realizar para cada modelo un mapa temporal – espacial. Los modelos GAM, fueron realizados en R (www.r-project.org) versión RStudio 1.3, utilizando el paquete *mgcv* (Wood, 2021 -versión 1.8) con la función *gam*, y para obtener los mapas fue necesario la utilización de los paquetes *fields* (Nychka et al., 2021 - versión 12.5) y *MBA* (Finley et al., 2017 - versión 0.09).

Modelación estadística y supuestos

Los modelos lineales generales (GLM) se utilizan en aplicaciones conducentes a estimación de índices anuales de abundancia (Carruthers et al., 2011) dado que permiten integrar los diversos factores que influyen sobre las variaciones de la captura por unidad de esfuerzo. La razón fundamental para desagregar la variabilidad de la CPUA consiste en aislar los efectos que la explican, de manera que cada uno aporte con información de forma independiente. El producto final es la obtención de un indicador de la abundancia, en este caso independiente de la presión pesquera, el cual es utilizado en modelación como una variable de interés en el status de los recursos (Canales y Arana, 2010).

Modelación de la CPUA

Para la modelación, se utilizó la base de datos del crucero de evaluación hidroacústica de la merluza común, con la inclusión de la presencia de raya volantín. Para ello, se realizó un “subset” de la base de datos original, para crear la base de datos de merluza común, con la presencia de raya volantín en las capturas. El modelo básico utilizado fue el GLM, donde el número de individuos está relacionado con otras variables medidas a través de supuestos de distribución. Como distribuciones del error a menudo se considera una distribución gamma o normal para la variable transformada vía la función de enlace logarítmica (η), lo cual puede ser sugerida a priori si la pendiente de regresión lineal entre la media y varianza de la CPUA es igual a dos y su intercepto cero (Stefánsson, 1996;

variable (kg/km^2) was transformed using the natural logarithm \ln ($CPUA+1$). Temporal, spatial, and bathymetric analyses were conducted based on density. Two approaches were employed, the first of which consisted of modeling the variables additively without interaction through generalized additive models (GAMs). We sought to represent, by means of its trend, the relationship of density as a function of its predictors. The response in the bathymetric, latitudinal, and spatial predictors was the logarithm of the nominal CPUA. The second approach, which used GAMs, involved modeling the density with latitudinal interaction, adding the depth variable. Thus, it was possible to obtain the model prediction and elaborate a temporal-spatial map. The GAMs were formulated in R (www.r-project.org), version RStudio 1.3., using the *mgcv* package (Wood, 2021, version 1.8) with the *gam* function. In addition, to obtain the maps, it was necessary to employ the *fields* (Nychka et al., 2021, version 12.5) and *MBA* (Finley et al., 2017, version 0.09) packages.

Statistical modeling and assumptions

GLMs are used in applications involving the estimation of annual abundance indices (Carruthers et al., 2011), as they allow integrating the diversity of factors influencing the variations in the CPUE. The fundamental reason for disaggregating the variability of the CPUA consists of isolating the effects that explain it, so that each of them contributes them with information independently. The final product is an abundance indicator that, in this case, is independent of fishing pressure and is employed in modeling as a variable of interest regarding the status of the resources (Canales and Arana, 2010).

CPUA modeling

For modeling, the database of the hydroacoustic assessment survey for the common hake was used, including the presence of the yellownose skate. To this effect, a subset of the original database was elaborated in order to create the common hake database, with the presence of yellownose skate in the catches. The basic model used was the GLM, where the number of individuals is related to other variables measured through distribution assumptions. As error distributions, a gamma or normal distribution is often considered for the variable transformed via the log-link function (η), which can be suggested *a priori* if the linear regression slope between the mean and the variance of the CPUA is equal to two and its intercept is zero (Stefánsson, 1996; Brynjarsdóttir and Stefánsson, 2004). The general linear model for the CPUA is:

Brynjarsdóttir y Stefánsson, 2004). El modelo lineal general para la CPUA es:

$$\log(\widehat{CPUA}) = x\theta \quad (3)$$

El estimador de la CPUA es:

$$\widehat{CPUA} = e^{x\theta} \quad (4)$$

donde θ es el vector de parámetros y x es la matriz de variables explicatorias. Para la modelación estadística se utilizó el programa R (R Core Team, 2020).

Efectos explicatorios

La variable de interés o de respuesta es la CPUA. No obstante, y si bien esta responde al cociente de dos variables aleatorias, para este caso: captura y área, la CPUA en sí misma es otra variable aleatoria cuya función de distribución de probabilidad (fdp) es distinta de las correspondientes fdp de las variables aleatorias captura y área (Canales y Arana, 2010). De acuerdo con las variables seleccionadas, se realizaron siete modelos según la ecuación (3) por tipo de crucero (Tabla 2). La contribución de los efectos en el modelo fue evaluada mediante Análisis de Devianza y confirmados por un análisis “paso a paso” basado en los cambios del Criterio de Información de Akaike (AIC). Se utilizó la función en R “stepAIC” de la librería “Mass”, la cual excluye e incluye secuencialmente los efectos a partir del modelo con más bajo AIC. El criterio para la selección del mejor modelo correspondió a “AIC”, su “devianza explicada” y el test de verosimilitud, para lo cual, se programó en primera instancia, la función “stepAIC” en donde, se probaron tres métodos de inclusión de variables “backward”, “forward” y “both”. Cabe señalar que el AIC es un criterio ampliamente utilizado para la selección de modelos, cuya fórmula pondera la log-verosimilitud del modelo ($\log L$) con el número de parámetros (p) en la forma:

$$AIC = -2\log L + 2p \quad (5)$$

Además, se calculó el porcentaje de la devianza explicada de cada modelo según la siguiente ecuación:

$$\text{Porcentaje devianza explicada} = \frac{\text{Devianza modelo nulo} - \text{Devianza residual}}{\text{Devianza modelo nulo}} \times 100 \quad (6)$$

Se seleccionó un modelo, que representó a la CPUA de raya volantín, para lo cual, se utilizó el test de razón de verosimilitud (Faraway, 2006), que comparó las discrepancias que produjeron los modelos contrastados. Así, “ ΔD ” representó el delta de la devianza de los modelos comparados, el cual sigue una distribución

$$\log(\widehat{CPUA}) = x\theta \quad (3)$$

The CPUA estimator is:

$$\widehat{CPUA} = e^{x\theta} \quad (4)$$

where is the vector of parameters and is the matrix of explanatory variables. For statistical modeling, the R software was used (R Core Team, 2020).

Explanatory effects

The variable of interest or response is the CPUA. Nevertheless, and although it responds to the quotient of two random variables (in this case, catch and area), the CPUA is another random variable whose probability distribution function (fdp) is different to the corresponding fdp of the random variables for catch and area (Canales and Arana, 2010). According to the selected variables, seven models were elaborated based on Equation (3) per survey type (Table 2). The contribution of the effects to the model was evaluated by means of a deviance analysis and confirmed by a *step-by-step* analysis based on the changes in the Akaike Information Criterion (AIC). The *stepAIC* function from R’s *Mass* library was used, which sequentially includes and excludes the effects based on the model with the lowest AIC. The criterion for selecting the best model considered the AIC, its explained deviance, and a likelihood test, for which the *stepAIC* function was first programmed, testing three variable inclusion methods: *backward*, *forward*, and *both*. It is worth noting that the AIC is a widely used criterion for selecting models, whose formula weights the log-likelihood of the model ($\log L$) with the number of parameters (p) as follows:

$$AIC = -2\log L + 2p \quad (5)$$

Furthermore, the percent explained deviance of each model was calculated according to the following equation:

$$\text{Percent explained deviance} = \frac{\text{Null model deviance} - \text{Residual deviance}}{\text{Null model deviance}} \times 100 \quad (6)$$

We selected a model representing the CPUA of the yellownose skate, for which we employed the likelihood ratio test (Faraway, 2006) to compare the discrepancies produced by the contrasted models. Thus, ΔD represented the delta deviance of the compared models, which follows an asymptotic chi-squared distribution and evaluates whether the inclusion of the terms in the model m_1 significantly reduces the discrepancy value with respect to the model m_0 .

asintótica Chi cuadrado y evalúa si la inclusión de los términos del modelo m_1 , reducen significativamente el valor de discrepancia con respecto al modelo m_0 .

Modelación de la presencia y ausencia

Según Aitchison (1955) y Stefánsson (1996), los datos sin captura son modelados de manera independiente a los datos positivos siguiendo el modelo Delta, donde un estimador del valor esperado de la densidad poblacional responde a un modelo de mezclas dado por:

$$E(P) = \hat{\pi} \times \hat{\mu} \quad (7)$$

donde $\hat{\pi}$ corresponde al estimador de la probabilidad de captura y $\hat{\mu}$ el valor que toma el estimador de la variable positiva de la CPUA. Lo anterior se analizó mediante un GLM (McCullagh y Nelder, 1989), según:

$$\eta(\mu) = x\beta \quad (8)$$

$$\eta(\mu) = \beta_0 + \sum_j \beta_j x_j \quad (9)$$

donde β_0 es la gran media, β es el vector de parámetros y x la matriz de diseño con variables binarias según presencia o ausencia del j -ésimo efecto. En este caso, la variable modelada (μ) corresponde ya sea a la CPUA por lance, o la proporción de lances con captura. En esta expresión, η es una función de transformación de la variable conocida como función de enlace.

Probabilidad de captura

La probabilidad de captura puede ser modelada mediante la regresión logística (Stefánsson, 1996), considerando que los datos de lances con presencia o ausencia de captura puede ser asimilados a un ensayo tipo Bernoulli de medidas 0/1. En estos casos, el modelo o función de enlace usual es la función "logit", de manera que la probabilidad de valores en las capturas diferente a cero depende de una combinación lineal de un subconjunto de los factores considerados:

$$\log \left[\frac{\hat{\pi}}{1 - \hat{\pi}} \right] = x\beta \quad (10)$$

De manera que el estimador $\hat{\pi}$ de queda de la forma:

$$\hat{\pi} = \frac{e^{x\beta}}{1 + e^{x\beta}} \quad (11)$$

Modeling presence and absence

According to Aitchison (1995) and Stefánsson (1996), zero-catch data are modeled independently from the positive ones by following the Delta model, where an estimator of the expected population density value responds to a mixture model given by:

$$E(P) = \hat{\pi} \times \hat{\mu} \quad (7)$$

where $\hat{\pi}$ corresponds to the catch probability estimator and $\hat{\mu}$ to the value taken by the estimator for the positive variable of the CPUA. The above was analyzed by means of a GLM (McCullagh and Nelder, 1989), according to:

$$\eta(\mu) = x\beta \quad (8)$$

$$\eta(\mu) = \beta_0 + \sum_j \beta_j x_j \quad (9)$$

where β_0 is the grand mean, β is the vector of parameters, and x is the design matrix binary variables according to the presence or absence of the j -th effect. In this case, the modeled variable (μ) corresponds to either the CPUA per haul or the proportion of hauls with catches. In this expression, η is a variable transformation function known as a link function.

Catch probability

Catch probability can be modeled through logistic regression (Stefánsson, 1996), considering that the data from hauls with the presence or absence of catches can be assimilated to a Bernoulli trial with 0/1 measures. In these cases, the usual model or link function is the *logit* function, so that the probability of non-zero-catch values depends on a linear combination of a subset of the factors considered:

$$\log \left[\frac{\hat{\pi}}{1 - \hat{\pi}} \right] = x\beta \quad (10)$$

Such that the estimator $\hat{\pi}$ of takes the following form:

$$\hat{\pi} = \frac{e^{x\beta}}{1 + e^{x\beta}} \quad (11)$$

En esta investigación el criterio utilizado para lances nulos son los que efectivamente no tienen pesca de las especies en estudio. Esto debido al bajo número de valores no cero en las bitácoras de pesca.

RESULTADOS

Presencia de la raya volantín en cruceros de evaluación directa

Entre 1993 y 2019, en la evaluación directa de merluza común, se registraron un total de 3615 lances, siendo 797 (22 %) lances positivos para la raya volantín. Se visualizaron tres períodos de tiempo en la serie histórica, uno entre 1997 y 2000 (tres cruceros realizados) donde la proporción de lances en 2000 fue históricamente la máxima alcanzando más de 70 % de presencia (cabe indicar que la CPUA en ese período fue baja, **Figura 2**), el segundo período, entre 2001 y 2005, con el valor de proporción mínima histórica a la fecha en torno a 2 %. Luego el tercer y último período, que comprende entre 2006 y 2018, la proporción se eleva a 26 % y encuentra una estabilidad en 2008 hasta 2018 entorno a 10 % de positividad.

A nivel batimétrico, para la raya volantín los lances con registro de captura se concentraron entre 50 y 600 m de profundidad, donde la mayor frecuencia de lances positivos de la especie se evidenció entre 225 y 350 m en torno 468 muestras con 58.7 % lances positivos; seguido del rango 50-200 m con 30.3 % con 242 muestras; para finalizar con el rango 375 - 600 m con 87 muestras que representan 10.9 % de las muestras positivas (**Tabla 1**).

Tabla 1. Frecuencia en número de los lances positivos de la raya volantín por estrato de profundidad (m).

Estrato de profundidad / Stratum depth	Frecuencia / Frequency	Representación porcentual / Percentage representation
50-74	5	0.63
75-99	33	4.14
100-124	35	4.39
125-149	65	8.16
150-174	63	7.90
175-199	41	5.14
200-224	78	9.79
225-249	68	8.53

In this research, the criterion used for null hauls corresponded to those that effectively had no catch of the studied species. This, due to the low number of non-zero values in the fishing logs.

RESULTS

Presence of the yellownose skate in direct assessment cruises

Between 1993 and 2019, in direct common hake surveys, a total of 3615 hauls were recorded, with 797 (22 %) being positive for the yellownose skate. Three time periods were visualized in the historical series: one between 1997 and 2000 (three surveys performed), in which the proportion of hauls in 2000 reached the historical maximum, with a presence above 70 % (it is worth indicating that the CPUA for that period was low, **Figure 2**); the second between 2001 and 2005, with the minimum historical proportion value to date (around 2 %); and the third spanning from 2008 to 2018, with a positiveness of around 10 %.

At the bathymetric level, for the yellownose skate, the hauls with recorded catches concentrated around 50 and 600 m deep, with the highest positive haul frequency evidenced between 225 and 350 m, *i.e.*, around 468 samples with 58.7 % positive hauls. This was followed by the 50-200 m range, with 30.3 % for 242 samples; and by the 375-600 m range, with 87 samples representing 10.9 % of the positive samples (**Table 1**).

Table 1. Frequency in number of positive yellownose skate hauls per depth stratum (m).

Estrato de profundidad / Stratum depth	Frecuencia / Frequency	Representación porcentual / Percentage representation
250-274	69	8.66
275-299	23	2.89
300-324	92	11.54
325-349	80	10.04
350-374	58	7.28
375-399	13	1.63
400-424	48	6.02
425-449	17	2.13
450-474	5	0.63
475-499	2	0.25
500-524	1	0.13
575-599	1	0.13
Total general / Grand total	797	100

Centros de gravedad e inercia de raya volantín

El centro de gravedad de la raya volantín se distribuyó entre cabo Carranza (35° 38' S) y alrededor de caleta Mansa (40° 38' S) con el centro de gravedad global de la distribución en Punta Manuel (38° 28.4' S) presentando una inercia latitudinal de 2.54° y longitudinal de 0.72°. Se puede observar el centro de gravedad anual con mayor detalle en [Figura 3](#).

Caracterización temporal-espacial y batimétrica de la distribución de raya volantín a partir de la CPUA a través de modelos aditivos generalizados (GAM)

La representación de un GAM para cada crucero y la raya volantín permitió la representación gráfica (temporal-espacial) del modelo más apropiado. Se construyeron dos modelos, el primero para mostrar la relación de la densidad con la profundidad, el gradiente latitudinal y los cambios a través de los años (aditivamente sin interacción). El siguiente fue con interacción latitudinal – anual, que obtuvieron como producto, los predichos de la CPUA (kg/km²) a través de los años en sus gradientes latitudinales y así fue posible la creación de un mapa temporal-espacial de los predichos de cada modelo GAM.

Centers of gravity and inertia for the yellownose skate

The yellownose skate's center of gravity was distributed between Cape Carranza (35° 38' S) and Mansa Cove (40° 38' S), with the distribution's global center of gravity at Punta Manuel (38° 28.4' S), exhibiting a latitudinal inertia of 2.54° and a longitudinal one of 0.72°. The center of gravity can be visualized in more detail in [Figure 3](#).

Temporal-spatial and bathymetric characterization of the yellownose skate's distribution based on its CPUA by means of GAMs

The use of a GAM for each survey and the yellownose skate allowed for a graphic representation (temporal-spatial) of the most appropriate model. Two models were built: the first aimed to show the relationship between density, depth, the latitudinal gradient, and changes over the years (additively, without interaction); and the second involved the latitudinal-annual interaction. As a result, the CPUA predictions (kg/km²) over the years were obtained with regard to their latitudinal gradients, which enabled the creation of a temporal-spatial for the prediction of each GAM.

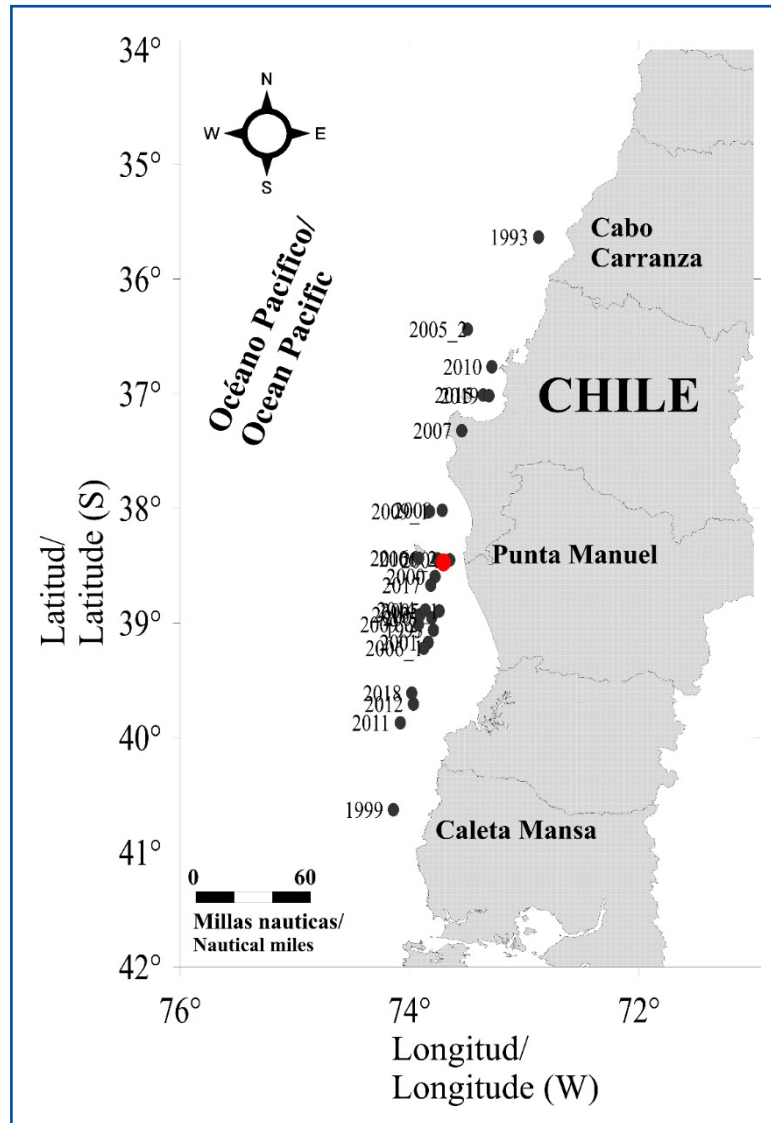


Figura 3. Centro de gravedad (punto de color rojo) de la raya volantín durante los cruceros de evaluación acústica de la merluza común entre 1993-2019.

Figure 3. Center of gravity (red point) of the yellownose skate during acoustic surveys of the common hake between 1993 and 2019.

Los resultados mostraron que el rango de profundidad asociado a las mayores densidades fue entre 300 y 400 m. Adicionalmente, se logra apreciar que existe una relación directa entre la profundidad y la densidad, con un intervalo de confianza que aumenta en las colas de la distribución hacia los extremos inferiores y superiores de la profundidad. Latitudinalmente, las mayores densidades se encuentran desde aproximadamente 35-36° S hacia el sur. A través de los años se puede apreciar que entre 1993 y 1997 se encontraron las mayores densidades del recurso, manteniendo densidades bajas y fluctuantes hasta 2010 aproximadamente. Luego de ese periodo existe una tendencia positiva de la densidad hasta el final del periodo evaluado (Figura 4). En el global, durante el periodo evaluado (1993-2019) se observó un patrón de mayores densidades desde 35° S hacia el sur. Los registros de densidades

The results showed that the depth range associated with the highest densities was 300-400 m. In addition, a direct relationship between depth and density was observed, with a confidence interval that increases at the tails of the distribution towards the lower and upper extremes of depth. Latitudinally, the highest densities are found from about 35-36° S southward. Over the years, note that, between 1993 and 1997, the highest densities of the resource were found, with low and fluctuating densities until approximately 2010. After this period, a positive density trend was observed until the end of the evaluated period (Figure 4). Overall, during the evaluated period (1993-2019), a pattern of higher densities was observed from 35° S southward. The density

que traspasaron el norte de 35° S, y que presentaron un gradiente de densidades continuos entre 30° y 41° S, fueron solamente durante los períodos 1993-1997 y 2013-2019 (Figura 5).

records that extended north of 35° S and exhibited a continuous density gradient between 30° and 41° S occurred only during the 1993-1997 and 2013-2019 periods (Figure 5).

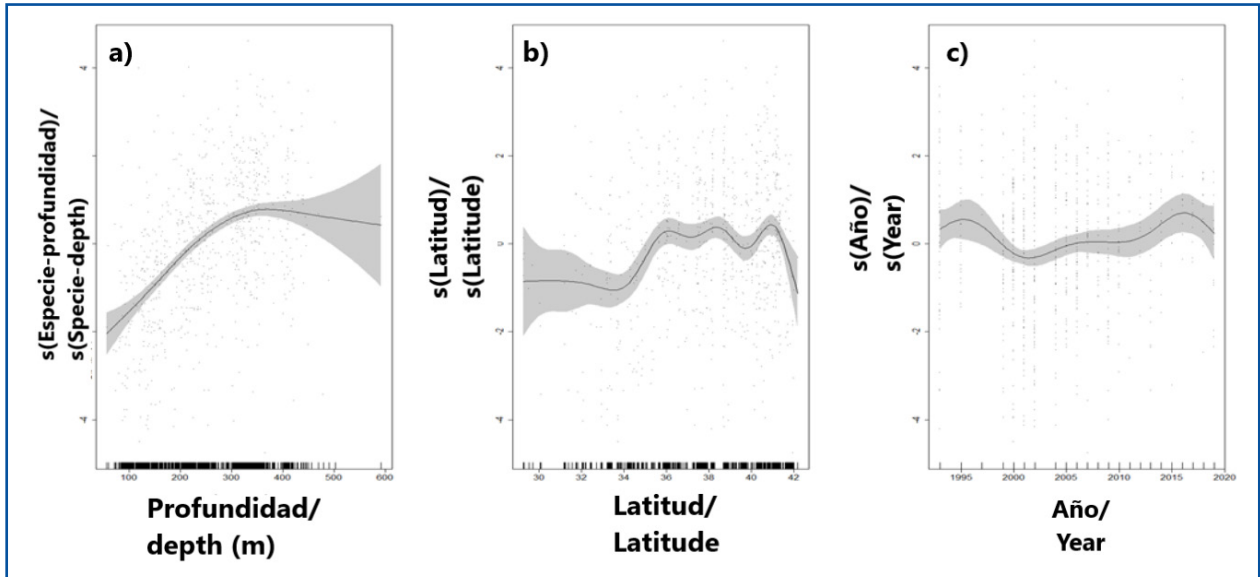


Figura 4. Relación entre \ln CPUA (kg/km^2) y la (a) profundidad (m), (b) latitud (°) y (c) año, de la raya volántin obtenidas mediante modelos aditivos generalizados (GAM).

Figure 4. Relationship between \ln CPUA (kg/km^2) and (a) depth (m), (b) latitude (°), and (c) year for the yellownose skate, as obtained through GAMs.

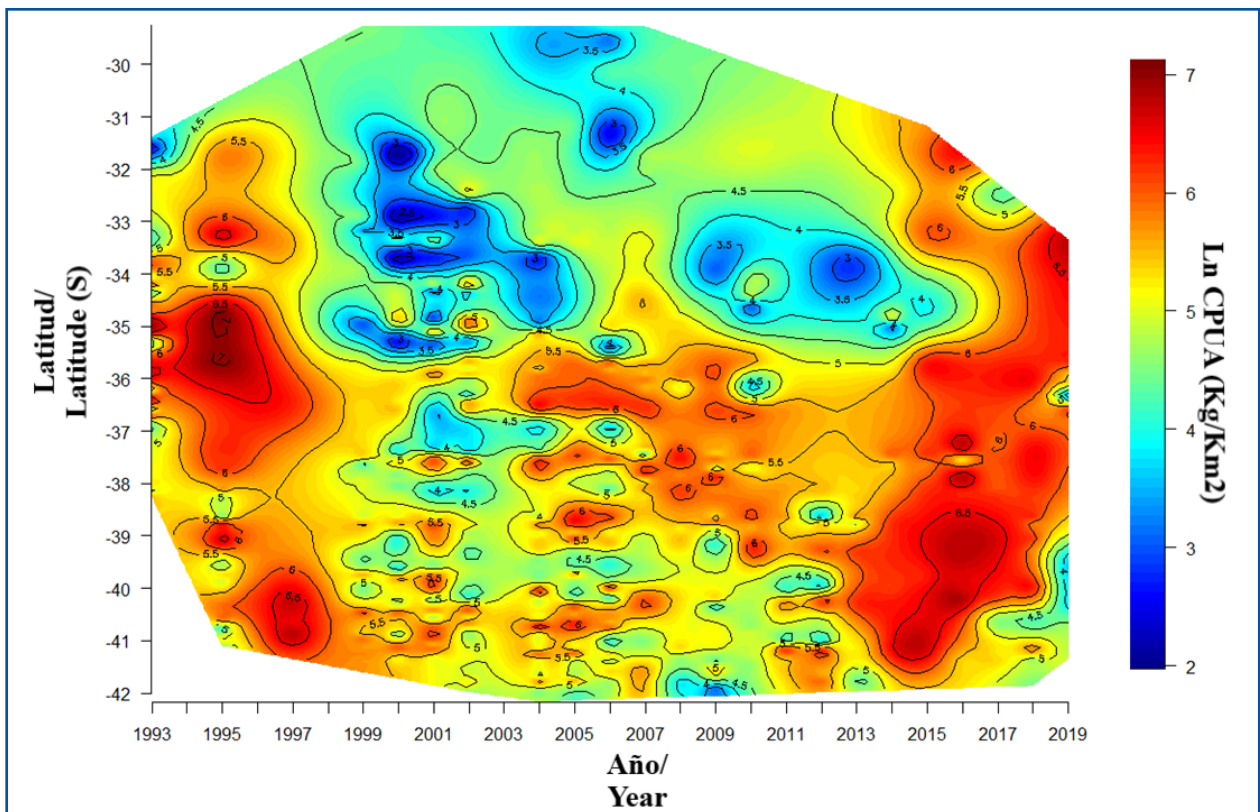


Figura 5. Predicción de \ln CPUA (kg/km^2) de la raya volántin mediante modelos aditivos generalizados (GAM) durante las evaluaciones acústicas de la merluza común.

Figure 5. \ln CPUA (kg/km^2) of the yellownose skate as predicted through GAMs during acoustic surveys of the common hake.

Modelación de la captura por unidad de área

Los modelos programados, con la función “*glm*” la familia “*Gamma*” y función de enlace “*log*”, donde el factor “*Año*”, correspondió a los años de evaluación de merluza común en las campañas hidroacústicas desde 1993 a 2019, el factor “*Zona*”, correspondió a las zonas de administración de raya volantín: NUP (unidad de pesquería norte), UP (unidad de pesquería) y SUP (unidad de pesquería sur); la “*Profundidad*”, correspondió al rango de profundidad, en $R_1 = 0 - 149$ m, $R_2 = 150$ m – 299 m y $R_3 = > 300$ m. El criterio para la selección del mejor modelo correspondió a “AIC”, su “devianza explicada” y el test de verosimilitud, donde el horizonte saturado correspondió al modelo 7. Según la función “*stepAIC*” y el método de evaluación “*Backward*”, con inicio de un modelo saturado, entregó una iteración que se detiene en el modelo 6, donde el AIC final corresponde a 11084.22. Para los siguientes dos métodos, “*Forward*” y “*Both*”, el modelo adecuado con menor AIC es el modelo 4, cada uno con AIC = 11125.99. Además, se incluyó un test de razón de verosimilitud entre el modelo 4 y el 6, donde el resultado, de la inclusión de los términos del modelo 6 reduce significativamente el valor de residuos con respecto al 4. Se obtuvo un $p < 0.05$; se puede afirmar que efectivamente el modelo 6 sobre el 4 tiene una influencia superior en la explicación de la CPUA de raya volantín, por lo tanto, es el más adecuado (Tabla 2 y 3). El modelo seleccionado, según los criterios, fue el 6, con un índice de Akaike = 11084.22 y un porcentaje de la devianza explicada de 37.24 %. Así, el modelo seleccionado, con su análisis de devianza y test χ^2 para cada parámetro, se muestran en la Tabla 4.

Tabla 2. Modelos lineales generales programados incluyendo la presencia de raya volantín en las capturas. Variable respuesta de la CPUA (kg/km²), familia “*Gamma*”, enlace “*log*”. Profundidad = rango batimétrico; Zona = subzona administrativa. AIC y porcentaje de desviación explicada para los 7 modelos evaluados, sin inclusión por pasos.

Modelo / Model	Modelo programado / Models programmed	Grados de libertad / Degrees of freedom	AIC / AIC	% de la devianza explicada / % Explained Deviance
1	CPUA ~ Año / CPUA ~ Year	27	11366.68	7.99
2	CPUA ~ Año + Profundidad / CPUA ~ Year + Depth	29	11194.53	22.72
3	CPUA ~ Año + Zona / CPUA ~ Year + Zone	29	11320.22	12.43
4	CPUA ~ Año + Zona + Profundidad / CPUA ~ Year + Zone + Depth	31	11125.99	28.17
5	CPUA ~ Año + Zona + Profundidad + (Año * Zona) / CPUA ~ Year + Zone + Depth + (Year * Zone)	66	11108.90	34.28
6	CPUA ~ Año + Zona + Profundidad + (Año * Profundidad) / CPUA ~ Year + Zone + Depth + (Year * Depth)	76	11084.22	37.24
7	CPUA ~ Año + Zona + Profundidad + (Año * Profundidad) + (Año * Zona) / CPUA ~ Year + Zone + Depth + (Year * Depth) + (Year * Zone)	111	11096.42	40.90

Catch per unit area model

The models were programmed with the *glm* function, the *Gamma* family, and the *log* link function, where the *Year* factor corresponded to the years during which the common hake was evaluated in hydroacoustic surveys from 1993 to 2019; the *Zone* factor corresponded to the yellownose skate management areas: NUP (northern fishery unit), UP (fishery unit), and SUP (southern fishery unit); and the *Depth* factor corresponded to the depth range, namely $R_1 = 0 - 149$ m, $R_2 = 150$ m – 299 m, and $R_3 = > 300$ m. The criteria for selecting the best model were its AIC, its explained deviance, and the likelihood test, where the saturated horizon corresponded to model 7. The *stepAIC* function and the *Backward* evaluation method, starting with a saturated model, provided an iteration process that stopped at model 6, whose final AIC was 11 084.22. For the *Forward* and *Both* methods, the adequate model with the lowest AIC was model 4, with both models yielding AIC = 11 125.99. In addition, a likelihood ratio test between models 4 and 6 was included, wherein including the terms of model 6 resulted in a significant reduction in the value of the residuals with respect to model 4. $p < 0.05$ was obtained, which is why it can be stated that model 6 indeed has a greater influence than model 4 in explaining the CPUA of the yellownose skate; ergo, it is the most suitable (Tables 2 and 3). The model selected according to the criteria was number 6, with an Akaike index of 11084.22 and a percent explained deviance of 37.24 %. This model, along with its deviance analysis and χ^2 test for each parameter, is shown in Table 4.

Table 2. General linear models programmed while including the presence of yellownose skate in the catches. CPUA response variable (kg/km²), *Gamma* family, *log* link. Depth = bathymetric range; zone = administrative subzone. AIC and percent explained deviance for the seven models evaluated without stepwise inclusion.

Tabla 3. Resultados del “Paso AIC” con el inicio de un modelo saturado correspondiente al modelo 7 y un modelo simple correspondiente al modelo 1, las salidas representan el AIC inicial y final según los tres métodos “Hacia atrás”, “Hacia adelante” y “Ambos”, evaluado.

	Método / Method	Modelo / Model	Modelo programado / Models programmed	AIC inicial / Initial AIC
Modelo inicial / Initial model	Hacia atrás / Backward	7	CPUA~ Año + Zona + Profundidad + (Año * Profundidad) + (Año * Zona) / CPUA~ Year + Zone + Depth + (Year * Depth) + (Year * Zone)	11096.42
	Hacia adelante / Forward	1	CPUA~ Año / CPUA~ Year	11366.68
	Ambos / Both	1	CPUA~ Año / CPUA~ Year	11366.68
Modelo final / Final model	Hacia atrás / Backward	6	CPUA~ Año + Zona + Profundidad + (Año * Profundidad) / CPUA~ Year + Zone + Depth + (Year * Depth)	11084.22 (*)
	Hacia adelante / Forward	4	CPUA ~ Año + Zona + Profundidad / CPUA ~ Year + Zone + Depth	11125.99
	Ambos / Both	4	CPUA ~ Año + Zona + Profundidad / CPUA ~ Year + Zone + Depth	11125.99

(*) obtiene el AIC más bajo por el método hacia atrás.

(*) obtains the lowest AIC through the Backward method.

Tabla 4. Resumen del modelo 6, análisis de desviación 6 y evaluación con la prueba de χ^2 para cada parámetro del modelo, junto con su significancia.

Variable	Df	Devianza delta / Delta Deviance	Df residuales / Df residuals	Devianza residual / Residuals deviance	Prueba χ^2 / Test χ^2
Nulo / Null	796	1860.1			
Año / Year	25	148.677	771	1711.4	1.43E-07
Zona / Zone	2	82.617	769	1628.8	2.65E-10
Profundidad /Depth	2	292.729	767	1336	< 2.20E-16
Año * Profundidad / Year * Depth	45	168.71	722	1167.3	7.65E-05

Table 4. Summary of the deviance analysis for model 6 and test χ^2 results for each model parameter, together with its significance.

Modelación de la probabilidad de captura

Para modelar la probabilidad de captura de raya volantín en cruceros de merluza común se utilizó la base total de los lances en cada campaña; así se utilizó el valor “0” para indicar que en el lance n, no existió la presencia de raya volantín y “1” para indicar la presencia de la especie. El modelo fue desarrollado para la captura por unidad de área en función del año, se modeló un tipo “binomial” con función de enlace “logit”.

En la **Tabla 5**, junto al cálculo del índice de abundancia para cada año, con el modelo seleccionado (modelo 6) del apartado “Modelación de la captura por unidad de área”. El índice de abundancia de la raya volantín en campañas históricas de merluza común desde 1993 a 2019, se muestran junto a la abundancia relativa en la **Figura 6**.

Catch probability model

To model the catch probability for the yellownose skate in common hake surveys, the total haul base of each campaign was employed; the 0 value was used to indicate that, in haul n, there was no presence of yellownose skate; and 1 was used to indicate the presence of the species. The model was developed for the catch per unit area as a function of the year. A binomial model was built with the *logit* link function.

Table 5 shows the abundance index of each year, calculated with the selected model (6) presented in the subsection titled *Modeling the catch per unit area*. **Figure 6** shows the abundance index of the yellownose skate in historical campaigns for the common hake between 1993 and 2019, alongside the relative abundance.

Tabla 5. Probabilidad, CPUA-modelo 6 y abundancia de la raya volatín en las evaluaciones acústicas de la merluza común.

Table 5. Probability, CPUA model 6, and abundance of the yellownose skate in common hake acoustic surveys.

Año / Year	Probabilidad / Probability	CPUA estimada-modelo 6 / CPUA estimated- model 6	Abundancia relativa de la raya volatín (kg/km ²) / Relative abundance yellownose skate (kg/km ²)	Índice de abundancia (%) / Abundance index (%)
1993	0.11	908.98	96.31	3.49
1995	0.20	1033.24	206.65	7.50
1997	0.06	1426.44	85.80	3.11
1999	0.39	331.28	128.16	4.65
2000	0.54	317.76	171.49	6.22
2001	0.44	528.53	232.40	8.43
2002	0.53	814.49	431.20	15.64
2004	0.44	496.61	219.51	7.96
2005_1	0.32	444.94	141.86	5.15
2005_2	0.02	503.81	11.03	0.40
2006_1	0.26	326.25	85.01	3.08
2006_2	0.21	548.55	114.62	4.16
2007	0.21	456.85	96.18	3.49
2008	0.12	302.65	35.61	1.29
2009_1	0.13	837.98	110.99	4.03
2009_2	0.16	277.00	44.62	1.62
2010	0.17	272.35	46.12	1.67
2011	0.07	505.34	36.62	1.33
2012	0.09	524.62	49.42	1.79
2013	0.12	442.85	51.56	1.87
2014	0.10	339.29	34.93	1.27
2015	0.10	519.68	49.97	1.81
2016	0.08	1475.11	111.91	4.06
2017	0.09	688.36	59.62	2.16
2018	0.10	508.01	52.68	1.91
2019	0.16	331.07	52.11	1.89

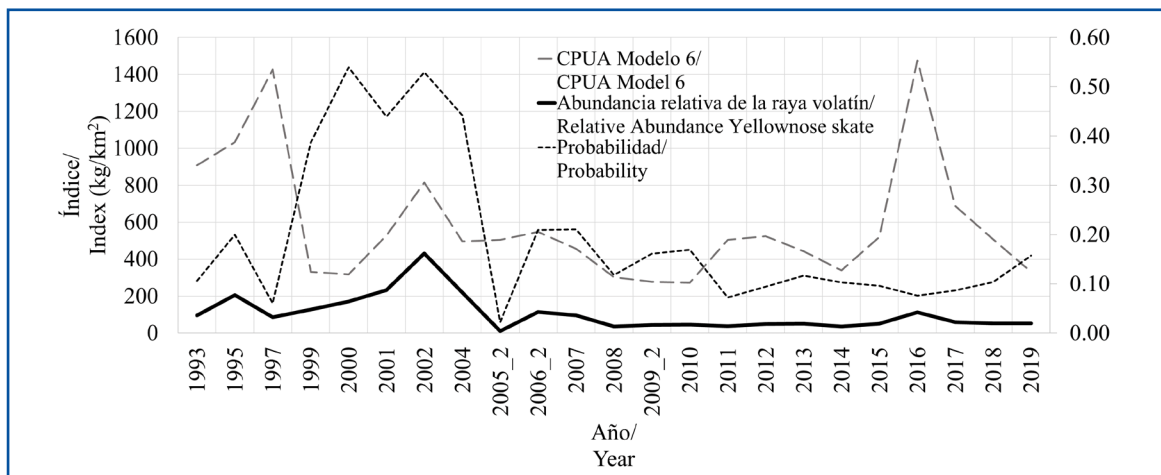


Figura 6. Abundancia relativa de raya volatín en los estudios históricos de la merluza común desde 1993 a 2019 (plomo). Además, se acompaña con la captura por unidad de área estimada por el modelo 6 (línea gris); y la probabilidad del modelo binomial (línea discontinua).

Figure 6. Relative abundance of yellownose skate in historical common hake surveys from 1993 to 2019 (gray line), in addition to the catch per unit area estimated by model 6 (black) and the probability of the binomial model (dashed line).

DISCUSIÓN

En ecología marina un tema relevante es la dinámica natural de las poblaciones en el espacio y tiempo. Los cambios en la distribución persistentes, podrían modificar el flujo genético, las interacciones entre especies y las funciones de los ecosistemas y dar lugar a impactos socioeconómicos (Barange *et al.*, 2014; Blamey *et al.*, 2015; Pecl *et al.*, 2017; Ortega-Cisneros *et al.*, 2018). Por lo cual, comprender los cambios en la distribución de la fauna marina puede aportar información importante en la gestión pesquera. En el contexto global, del patrón espacial de distribución de la raya volatín se aprecian dos focos importantes de abundancia, uno al norte de los 35° S, más escaso y de mayor preponderancia observado en la información analizada de crustáceos, y otro cercano de mayor continuidad desde los 38° S. Ambos con discontinuidades a través de los años, pero apreciable y recurrente a nivel macro en la predicción GAM de la **Figura 5**. Una posible hipótesis a estos focos de importancia, estaría relacionada con la disponibilidad de alimento de la especie.

Según Belleggia *et al.* (2016), en un análisis de contenidos estomacales para la misma especie en el océano Atlántico, el nivel trófico varía según el tamaño, el sexo, estado de madurez, profundidad y área y sus principales ítems alimentarios está dominado por peces siendo *Patagonotothen ramsayi* y *Merluccius hubbsi* los principales. Lamilla *et al.* (2016) para el océano Pacífico encontraron que los principales ítems alimentarios de raya volatín entre San Antonio y Valdivia, son los crustáceos y peces óseos, siendo *Sebastes oculatus*, *Heterocarpus reedi* y *Merluccius gayi*, los que presentan los mayores porcentajes de importancia relativa. Justamente según los estudios de evaluación directa de merluza común (Sergio Lillo Vega. Instituto de Fomento Pesquero. Valparaíso, Chile. 2022. Com. Pers), hacia el sur de la latitud 38° S, la fauna de crustáceos se hace más escasa, particularmente existiría un cambio de dieta, aparentemente de raya volatín, porque desde Puerto Montt a Punta Arenas, la preferencia dietaria de raya volatín son peces (Lamilla *et al.*, 2016). Una hipótesis, que explicaría focos de importancia latitudinal, sería entonces, la disponibilidad de alimento de preferencia, en la dieta para la especie. En este sentido, en el presente estudio se aborda la dinámica de la distribución de las especies utilizando interpolaciones anuales mediante técnicas GAM y *Kriging*, con productos de mapas temporales-espaciales, a fin de comprender su patrón espacial de distribución; así la presencia de raya volatín

DISCUSSION

A relevant topic in marine ecology is the natural dynamics of populations in space and time. Persistent distribution changes could modify the genetic flow, the interactions between species, and the functions of ecosystems, giving rise to socioeconomic impacts (Barange *et al.*, 2014; Blamey *et al.*, 2015; Pecl *et al.*, 2017; Ortega-Cisneros *et al.*, 2018). Therefore, understanding the changes in the distribution of marine fauna may provide important information for fisheries management. In the global context, only two relevant abundance foci are observed in the spatial distribution pattern of the yellownose skate: one north of 35° S, which is more sparse and more prevalent in the analyzed crustacean data; and another one nearby, with greater continuity starting at 38° S. Both of them exhibit discontinuities over the years, but are visible and recurrent at the *macro* level in the GAM prediction of **Figure 5**. A likely hypothesis for these relevant foci is related to the availability of the species' food.

As noted by Belleggia *et al.* (2016) in an analysis of the stomach context of the same species in the Atlantic Ocean, the trophic level varies according to size, sex, state of maturity, depth, and area. The main food items of this species are dominated by fish, where *Patagonotothen ramsayi* and *Merluccius hubbsi* are the main elements. As for the Pacific Ocean, Lamilla *et al.* (2016) found the main food items of the yellownose skate between San Antonio and Valdivia to be crustaceans and bony fish, with *Sebastes oculatus*, *Heterocarpus reedi*, and *Merluccius gayi* exhibiting the highest relative importance percentages. Precisely, according to studies involving the direct assessment of the common hake (Sergio Lillo Vega. Instituto de Fomento Pesquero. Valparaíso, Chile. 2022. Pers. Com.), south of latitude 38° S, the crustacean fauna becomes scarcer. There could be a dietary shift, apparently for the yellownose skate, since, from Puerto Montt to Punta Arenas, its diet preference is fish (Lamilla *et al.*, 2016). One hypothesis that would explain the latitudinal importance foci is the availability of the preferred food for the species' diet. In this vein, this study addresses the distribution dynamics of the species through annual interpolations via GAM and *Kriging* techniques, producing temporal-spatial maps, in order to understand its spatial distribution pattern. Thereupon, the presence of yellownose skate in the catches recorded in common hake campaigns is generally scarce, with a global average presence contribution of 22 % for the studied period. The mean observed density for the positive data is 584.8 kg/km².

en las capturas de las campañas de merluza común es en general escasa, con un aporte promedio de presencia del 22 % global para el periodo de estudio. La media de la densidad observada de los datos positivos es de 584.8 kg/km².

El centro de gravedad global de la distribución de raya volantín en los cruceros de merluza común se centró en cuadra de Punta Manuel, a 17.2 km al SE de isla Mocha (38° 28.4' S - 73° 42' O), con una inercia latitudinal de 2.54° y longitudinal de 0.72°. El centro de masa se concentra desde cabo Carranza (35° 38' S) hasta bahía Mansa (40° 38' S); mientras que, la información de raya volantín va desde isla Choros (29° 16' S) hasta Punta Refugio (42° 10' S). Referente a la profundidad, la mayor frecuencia con positividad en los lances de pesca estuvo centrada entre 300 y 425 m. La información es concordante con lo obtenido por [Bustamante et al. \(2014\)](#) quienes analizaron los patrones biogeográficos de fauna cartilaginosa con información de campañas independientes de la pesquería entre los años 2006 y 2007, ellos indicaron que *Z. chilensis* concurrió entre las latitudes 33.2° y 38.7° S con mayor abundancia al sur del 36.4° S. Por estrato de profundidad sus mayores frecuencias de ocurrencia estuvieron entre 200 y 299 m, seguido de 300 y 399 m.

[Lamilla et al. \(2016\)](#) realizaron un estudio de las unidades poblacionales de la raya volantín y raya espinosa en Chile entre Valparaíso y Punta Arenas (con información de cinco localidades: San Antonio, Valdivia, Puerto Montt, Aysén y Punta Arenas); a través de la identificación y caracterización genética, utilizando marcadores mitocondriales, donde diferenciaron al menos tres stock o unidades de manejo para la raya volantín y dos stocks para raya espinosa. Se destaca, dentro de sus hallazgos en *Z. chilensis*, la alta diversidad haplotípica o diferencia, entre individuos de aguas interiores (Puerto Montt -Aysén) e individuos de aguas exteriores (San Antonio, Valdivia). Posiblemente, los resultados de los microsátélites (los que no fueron concluyentes en la separación de estas localidades), tenga relación con los resultados de este trabajo. El presente estudio, mostro una continuidad entre el 35° al 41° S, observada para *Z. chilensis*, lo que ratifica que los marcadores mitocondriales serían los únicos, que pudiesen obtener resultados concluyentes en un estudio de unidad poblacional, además a que existiría mezcla entre una misma especie, por unidad de manejo o unidad administrativa, ya que una sola hembra portadora de huevos traspase una localidad para obtener mezcla entre unidades de manejo.

The global center of gravity for the distribution of the yellownose skate in common hake surveys was located near Punta Manuel, 17.2 km southeast of Mocha Island (38° 28.4' S - 73° 42' O), with a latitudinal inertia of 2.54° and a longitudinal one of 0.72°. The center of mass is concentrated from Cape Carranza (35° 38' S) to Mansa Bay (40° 38' S), while the information on the yellownose skate goes from Choros Island (29° 16' S) to Punta Refugio (42° 10' S). Regarding depth, the highest positive haul frequency was around 300 and 425 m. This information is consistent with that obtained by [Bustamante et al. \(2014\)](#), who analyzed the biogeographical patterns of cartilaginous fauna with data from independent campaigns of the fishery between 2006 and 2007. These authors indicated that *Z. chilensis* was found between latitudes 33.2° and 38.7° S, with a greater abundance south of 36.4° S. By depth stratum, its highest occurrence frequencies were between 200 and 299 m, followed by the 300-399 m range.

[Lamilla et al. \(2016\)](#) studied the population units of the yellownose and thorny skates in Chile between Valparaíso and Punta Arena (with information from five locations: San Antonio, Valdivia, Puerto Montt, Aysén, and Punta Arenas) using genetic identification and characterization via mitochondrial markers. These authors distinguished at least three stocks or management units for the yellownose skate and two for the thorny skate. Among their findings for *Z. chilensis*, a haplotypic diversity was observed, or the difference between individuals from interior waters (Puerto Montt-Aysén) and those from exterior waters (San Antonio, Valdivia). It is likely that the results from microsattellites (which were non-conclusive in separating these locations) are related to those of this work. This study showed continuity between 35° and 41° S for *Z. chilensis*, which confirms that mitochondrial markers are the only ones that could obtain conclusive results in a population unit study. In addition, there could be mixing within the same species between management or administrative units, as a single egg-bearing female may cross from one location to another, causing management units to mix with each other.

Existen dificultades, en torno a la estimación de índices de abundancia obtenidos a partir de datos provenientes de la flota comercial, ya que la flota centra su actividad en áreas de altas densidades de la población objetivo (Paesch, 2018). Por ello, es importante obtener índices de abundancia de fuentes independientes de la pesca, como son las campañas de investigación. Sin embargo, estas estimaciones también pueden presentar sesgos debido a la distribución contagiosa de estas especies, a la accesibilidad a las zonas más costeras o rocosas y a las observaciones con valores cero (Hansen *et al.*, 2003, 2009).

En este trabajo, se desarrolló el método de aproximación delta (Aitchison, 1955; Pennington, 1983), para estimar índices de abundancia en recursos pesqueros (Stefánsson, 1996; Lynch *et al.*, 2012; Thorson *et al.*, 2015; Ruarte *et al.*, 2017; Paesch, 2018). Los resultados para el GLM log normal con datos positivos, indican que el modelo 6, fue el modelo que representó la densidad de raya volantín con una devianza explicada del 37.24 % y un AIC de 11084.22 con todos los factores significativos y una devianza residual con el modelo inicial de 1860.1 la que se reduce significativamente al ir agregando los factores año, zona y profundidad; hasta finalizar en una devianza residual de 1167.3. Se aprecia en la **Tabla 2** que el factor *Rango batimétrico*, es el que causa la mayor disminución de la devianza, a su vez, es el más significativo e importante en el modelo. Por otro lado, al adicionar la interacción entre *Año - Rango de Profundidad*, causa una significativa reducción a la devianza final del modelo. Por lo cual, se podría inferir que el efecto de la variable *Profundidad* en la especie es uno de los más importantes y significantes.

Paesch (2018) realizó una aproximación delta de la densidad de la especie (t/mn^2) para estudiar los índices de abundancia de *Z. chilensis* y otros recursos, en la zona común de pesca Argentino-Uruguay sobre datos independientes de la pesquería entre 1992-2012 (nueve cruceros de investigación), obtuvieron en el modelo binomial, $Proporción \sim Año + Estrato + Temperatura fondo + \epsilon$, una explicación del 39 % de la devianza total y que los *Estratos* explican el 87.56 % de la devianza. Para el modelo log-normal, $Densidad \sim Año + Estrato + \epsilon$, el modelo general, explico el 24 % de la devianza, el porcentaje explicado por cada variable es *Año* un 51.75 % y *Estrato* un 48.25 %. El índice de abundancia resultante varió entre 0.1 y 0.4. También, Stefánsson (1996) analizó datos de abundancia en peces de fondo, utilizando la aproximación delta, donde hace referencia a dos conceptos claves para entender las tablas de devianza de los modelos

There are difficulties regarding the estimation of abundance indices from data provided by the commercial fleet, as it focuses its activities in areas with a high density of the target population (Paesch, 2018). Therefore, it is important to obtain abundance indices from sources independent of fishing, such as research campaigns. However, these estimations may also be biased due to the patchy distribution of these species, to the accessibility of more coastal or rocky zones, and to zero-value observations (Hansen *et al.*, 2003, 2009).

This work employed the delta approximation method (Aitchison, 1955; Pennington, 1983) to estimate abundance indices for fishery resources (Stefánsson, 1996; Lynch *et al.*, 2012; Thorson *et al.*, 2015; Ruarte *et al.*, 2017; Paesch, 2018). The results for the log-normal GLM with positive data indicate that model 6 represented the density of the yellownose skate with an explained deviance of 37.24 % and an AIC of 11084.22 with all significant factors, as well as a residual deviance of 1860.1 with respect to the initial model, which decreases significantly as the year, zone, and depth factors are included, for a final residual deviance of 1167.3. **Table 2** shows that the *Bathymetric range* factor entails the greatest deviance decrease while being the most significant and relevant in the model. On the other hand, incorporating the *Year - Depth Range* interaction causes a significant reduction in the model's final deviance. Therefore, it can be inferred that the effect of the *Depth* variable on the species is one of the most important and significant.

Paesch (2018) performed a delta approximation of species density (t/mn^2) to study the abundance indices of *Z. chilensis* and other resources in the Argentinian-Uruguayan common fishing zone using independent fishery data for the 1992-2012 period (nine research surveys), obtaining $Proportion \sim Year + stratum Fund temperature + \epsilon$ in the binomial model, as well as a 39 % explanation of the total deviance, noting that the *Strata* explain 87.56 % of the deviance. For the log-normal model, $Density \sim Year + Stratum + \epsilon$, the general model explained 24 % of the deviance. The percentage explained by the *Year* is 51.75 %, while, for the *Stratum*, this value is 48.52 %. The resulting abundance index varied between 0.1 and 0.4. Furthermore, Stefánsson (1996) analyzed abundance data on bottom fish using delta approximation, referring to two key concepts to understand the deviance tables of the models: "the importance of the variable is determined in terms of the proportion of the variance reduction", and, "in some cases, the significance explains that it is better

“la importancia de la variable se determina en términos de la proporción de la reducción de la varianza” y la “significancia en algunos casos, explica que, es mejor dejar fuera del modelo una variable estadísticamente significativa, si la cantidad de variación explicada por la variable es pequeña en comparación con la complejidad que agrega” dentro de su análisis, la adición del factor profundidad es altamente significativo en los modelos analizados, y adicionar las zonas o regiones estadísticas (de importancia y significancia para el modelo), sin la adición de la profundidad no es factible, debido a que no se captura toda la información intrínseca de la profundidad.

La metodología de aproximación delta, comparada con otras técnicas para estimar índices de abundancia, ha sido utilizada exitosamente (Lynch *et al.*, 2012), ya que es apropiada y precisa para el estudio de especies altamente migratorias; así como mejora la precisión de los hábitats verticales en las zonas de pesca. Cordo (2010) indicó que la aproximación delta para estimar la abundancia del recurso abadejo con datos de campañas de investigación también resultó ser una de las más adecuadas, en comparación con la media muestral. Por otro lado, Ingram *et al.* (2008) realizó una serie anual de biomasa desovante de atún rojo (*Thunnus thynnus*) en el golfo de México con información independiente de la pesquería, desarrollada mediante modelos delta-lognormales (DL), modelos delta lognormales con ceros inflados (ZIDL), y además con la distribución delta Pennington (PDD). La comparación de los distintos modelos presentó estadígrafos y patrones de abundancia similares.

La tendencia del índice de la raya volantín desde 1993 hasta 2019, mostró un desempeño similar al estimado de la densidad con datos positivos, destacando para el periodo 2002 una abundancia relativa de 219.51 kg/km² y una probabilidad de éxito de captura del 53 %, la mayor obtenida para el periodo analizado. Esta señal resultó similar a los desembarques oficiales del Sernapesca (Servicio Nacional de Pesca y Acuicultura), quienes obtuvieron desembarques totales de raya volantín, de más de 3000 t para el mismo periodo. El índice obtenido, sigue la señal de los rendimientos de esta pesquería durante los últimos 10 años. Las tendencias generales, entre índice de abundancia relativa y biomasa total del modelo de evaluación de raya volantín son similares. Asimismo, la evaluación de stock muestra que desde 2000 la biomasa ha estado variando sin mayor tendencia (Pérez, 2019), lo cual es similar a lo reportado en el índice de abundancia, esta variabilidad podría responder a aspectos bio-oceanográficos,

to leave a statistically significant variable out of the model if its explained variation is small in comparison with the complexity it introduces”. Within his analysis, the addition of the depth factor is highly significant in the analyzed models, and adding zones or statistical regions (which hold significance and relevance for the model) without incorporating depth is not feasible, since the entirety of the intrinsic information of depth is not captured.

The delta approximation methodology, in comparison with other techniques to estimate abundance indices, has been successfully employed (Lynch *et al.*, 2012), as it is appropriate and accurate for studying highly migratory species and it improves the precision of vertical habitats in fishing zones. Cordo (2010) indicated that using delta approximation to estimate the abundance of the *Genypterus blacodes* with data from research campaigns also turned out to be among the most adequate options in comparison with the sample mean. On the other hand, Ingram *et al.* (2008) constructed an annual series of the spawning biomass of red tuna (*Thunnus thynnus*) in the Gulf of Mexico with independent fishery data. This was done by means of delta-lognormal models (DL), delta-lognormal models with inflated zeros (ZIDL), and the Pennington delta distribution (PDD). The comparison of the different models provided similar statistical measures and abundance patterns.

The trend of the yellownose skate’s index from 1993 to 2019 showed a performance similar to that of the density estimate with positive data, highlighting, for 2002, a relative abundance of 219.51 kg/km² and a catch success probability of 53 %, the highest obtained for the analyzed period. This pattern turned out to be similar to the landings of Sernapesca (the National Fishing and Aquaculture Service), which reported total yellownose skate landings of over 3000 t for the same period. The obtained index follows the pattern of this fishery’s yields during the last 10 years. The general trends between the relative abundance index and the total biomass of the yellownose skate evaluation model are similar. Likewise, the stock evaluation shows that, starting in 2000, the biomass has been varying with no significant trend (Pérez, 2019), which is similar to that reported for the abundance index. This variability may respond to bio-oceanographic aspects, food availability, and spawning migration, among others. Thus, these results may be used for evaluating the stock of the species.

disponibilidad de alimento, migraciones por desove, entre otros). De tal forma que estos resultados pueden ser empleados en la evaluación de stock de la especie.

En este estudio, no se utilizaron variables que pueden estar relacionadas con factores que influyan sobre las densidades de la especie, como, por ejemplo, época del año, estructura de tallas y estado reproductivo, que podrían explicar las variaciones del índice de abundancia de esta especie de una manera más robusta, así como las variables ambientales. Pero debido, a que la especie analizada, forma parte de la fauna acompañante durante las campañas hidroacústicas, solamente se encontrarían disponibles las variables bio-oceanográficas de las campañas dirigidas a la especie principal. También se sugiere adicionar al análisis las campañas hidroacústicas de crustáceos demersales en su contexto histórico, importante pieza de información para adicionar al índice global de abundancia. Se debe tener especial cuidado, con lo relacionado al arte de pesca. Durante las campañas hidroacústicas de la merluza común, se utiliza el arrastre de fondo; por lo que se sugiere verificar en futuros estudios, si efectivamente, el uso de la red de arrastre de fondo es el adecuado para obtener la confiabilidad en la estimación de los índices de abundancia de la raya volatín. Sin embargo, al no contar con campañas de evaluación específicas para la raya volatín en Chile, este estudio resulta ser una alternativa confiable para estimar índices de abundancia para la evaluación del stock.

CONCLUSIONES

La presencia de la raya volatín durante los cruceros de evaluación acústica de la merluza, presentaron una distribución amplia en el gradiente latitudinal, mostrando sus mayores concentraciones hacia el sur de 35° S, el centro de masa de la especie se ubicó a 20 km frente a Punta Manuel. Mientras que, verticalmente presentó una mayor abundancia entre los 225 y 350 m de profundidad. El índice de abundancia estimado para *Z. chilensis* en el marco de una pesquería de datos limitados e independientes, genera información confiable, que sugeriría su incorporación al manejo de la pesquería, ya sea en el modelo de evaluación de stock o como índice empírico para el ajuste anual de las capturas o esfuerzo de pesca. Las tendencias generales, entre el índice de abundancia relativa y las biomásas totales del modelo de evaluación de *Z. Chilensis* fueron significativamente similares.

This study did not use variables that may be related to factors influencing the densities of the species such as the time of the year, the size structure, and the reproductive state, which could more robustly explain the variations in the abundance index of this species. This, in addition to environmental variables. However, given that the analyzed species has been part of the accompanying fauna during hydroacoustic campaigns, only the oceanographic variables of campaigns targeting the main species are available. We also suggest that the analysis include hydroacoustic campaigns for demersal crustaceans in their historic context, which constitutes a significant piece of information for the global abundance index. Special care must be taken in relation to fishing gears. During common hake hydroacoustic campaigns, bottom trawling is employed. Therefore, future studies should verify whether the use of bottom trawling nets is adequate for a reliable estimation of yellownose skate abundance indices. However, as there are no evaluation campaigns specific to this species in Chile, this study constitutes a reliable alternative for estimating abundance indices in stock evaluations.

CONCLUSIONS

The presence of the yellownose skate during acoustic surveys of the common hake evinced a wide distribution in the latitudinal gradient, exhibiting the highest concentrations south of 35° S. The center of mass of the species was located 20 km off Punta Manuel. Meanwhile, vertically, there was greater abundance at 225 - 350 m deep. The abundance index estimated for *Z. chilensis* within the framework of a fishery with limited and independent data generates reliable information, which could encourage its inclusion in fishery management, be it in the stock evaluation model or as an empirical index for the annual adjustment of catches or fishing efforts. The general trends between the relative abundance index and the total biomasses of the *Z. chilensis* evaluation model were significantly similar.

AGRADECIMIENTOS

Esta publicación fue parte de la tesis de grado para optar al título de Magister en Gestión de Recursos Acuáticos (PUCV, Pontificia Universidad Católica de Valparaíso). Con la sustentación económica del programa de capacitación de alto nivel (PACAN) del IFOP. Los datos fueron generados por el IFOP, durante el programa anual de cruceros de investigación hidroacústica, sustentados económicamente por el Gobierno de Chile, a través, del Ministerio de Economía Fomento y Turismo y la subsecretaría de pesca.

ACKNOWLEDGEMENTS

This publication was part of the thesis presented to obtain the Master's Degree in Aquatic Resource Management (PCUV, Pontificia Universidad Católica de Valparaíso), which received financial support from the high-level training program (PACAN) of the IFOP. The data were generated by the IFOP during the annual hydroacoustic research surveys program, which was financially supported by the Government of Chile through the Ministry of Economy, Promotion, and Tourism and the fishing subsecretary.

BIBLIOGRAFÍA / LITERATURE CITED

- Aitchison J. 1955. On the distribution of a positive random variable having a discrete probability mass at the origin. *J. Am. Stat. Assoc.*, 50(271): 901-908. <https://doi.org/10.2307/2281175>
- Barange M., G. Merino, J.L. Blanchard, J. Scholtens, J. Harle, E.H. Allison, J.I. Allen, J. Holt and S. Jennings. 2014. Impacts of climate change on marine ecosystem production in societies dependent on fisheries. *Nat. Clim. Change*, 4: 211 - 216. <https://doi.org/10.1038/nclimate2119>
- Belleggia, M., N. Andrada, S. Paglieri, F. Cortés, A. M. Massa, D. E. Figueroa and C. Bremec. 2016. Trophic ecology of yellownose skate *Zearaja chilensis*, a top predator in the south-western Atlantic Ocean. *J. Fish. Biol.*, 88: 1070-1087. <https://doi.org/10.1111/jfb.12878>
- Blamey L.K., L.J. Shannon, J.J. Bolton, R.J.M. Crawford, F. Dufois, H. Evers-King, C.L. Griffiths, L. Hutchings, A. Jarre, M. Rouault, K.E. Watermeyer and H. Winker. 2015. Ecosystem change in the southern Benguela and the underlying processes. *J. Mar. Syst.*, 144: 9 - 29. <https://doi.org/10.1016/j.jmarsys.2014.11.006>
- Brynjarsdóttir, J. and G. Stefánsson. 2004. Analysis of cod catch data from Icelandic groundfish surveys using generalized linear models. *Fish. Res.*, 70: 195-208. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2004.08.004>
- Bustamante, C., C. Vargas-Caro and M. Bennett. 2014. Biogeographic patterns in the cartilaginous fauna (Pisces: Elasmobranchii and Holocephali) in the southeast Pacific Ocean. *Peer J*: e416. <https://doi.org/10.7717/peerj.416>
- Campbell, R.A. 2004. CPUE standardization and the construction of indices of stock abundance in a spatially varying fishery using general linear models. *Fish. Res.*, 70(2-3): 209-227. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2004.08.026>
- Campbell, R.A. 2015. Constructing stock abundance indices from catch and effort data: Some nuts and bolts. *Fish. Res.*, (161):109-130. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2014.07.004>
- Canales, C. and P. Arana. 2010. Catch per swept area (CPUA) standardization in direct assessment cruises of nylon shrimp (*Heterocarpus reedi*) (1998 - 2006). *The t. Am. J. Aquat. Res.*, 38(3): 387-402. <https://doi.org/10.3856/vol38-issue3-fulltext-4>
- Carruthers, T., R. Ahrens, M. McAllister and C. Walters. 2011. Integrating imputation and standardization of catch rate data in the calculation of relative abundance indices. *Fish. Res.*, 109 (1): 157-167. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2011.01.033>
- Chang, S.-K., H. Liu, H. Fukuda and M.N. Maunder. 2017. Data reconstruction can improve abundance index estimation: an example using Taiwanese longline data for Pacific bluefin tuna. *PLoS One*, 12(10): e0185784. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0185784>
- Chen J., M.E. Thompson and Ch. Wu. 2004. Estimation of fish abundance indices based on scientific research trawl surveys. *Biometrics*, 60 (1): 116 - 123. <https://doi.org/10.1111/j.0006-341X.2004.00162.x>
- Cochrane, K.L. (ed.). 2002. A fishery manager's Guidebook. FAO Fish. Tech. Pap. 424. 231 pp
- Cordo, H. 2010. Comparación de tres métodos para estimar la abundancia media de abadejo (*Genypterus blacodes*) con datos de campañas de investigación realizadas entre 1995 y 2009.. *Inst. Nal. Invest. Des. (INIDEP)*, Argentina, 19 p. https://www.researchgate.net/publication/282097153_Comparacion_de_tres_metodos_para_estimar_la_abundancia_media_de_abadejo_Genypterus_blacodes_con_datos_de_campanas_de_investigacion_realizadas_entre_1995_y_2009
- Faraway, J.J. 2006. Extending the linear model with R. Generalized linear, mixed effects and nonparametric regression models. Boca Raton, U.S.A., Chapman and Hall/CRC. 345 p.
- Finley, A., S. Banerjee, Ø. Hjelle and R. Bivand. 2017. MBA: Multilevel B-Spline Approximation.7pp. <https://cran.r-project.org/web/packages/MBA/MBA.pdf>
- Goñi, R., F. Álvarez and S. Adlerstein. 1999. Application of generalized linear modeling to catch rate analysis of Western Mediterranean fisheries: The Castellon trawl fleet as a case study. *Fish Res.*, 42 (3): 291- 302. [https://doi.org/10.1016/S0165-7836\(99\)00039-9](https://doi.org/10.1016/S0165-7836(99)00039-9)
- Hansen, J., A. Aubone and O. Wöhler. 2003. A review of two methods for biomass assessment of long tail hake from the south western Atlantic (45°-55° S) based on swept area data. *Marit. Front.*, 19 (B): 133-144. <https://ctmfm.org/wp-content/uploads/2021/08/Hansen-et-al-2.pdf>
- Hansen, J.E, N. Hozbor, N. Lagos y P. Martos. 2009. Precisión en las evaluaciones por área barrida de algunos peces demersales costeros entre los 34° S Y 42° S, Atlántico Sudoccidental. *Inf. Técn.*, 78. Inidep, 40 p. <https://marabierto.inidep.edu.ar/handle/inidep151>
- Hilborn, R. and J. W. Walters. 1992. Quantitative fisheries stock assessment. Chapman and Hall, New York, 570 p.
- Hinton, M. G. and M. N. Maunder. 2004. Methods for standardizing CPUE and how to select among them. *Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT*, 56(1), 169-177.

- Horn, P.L. 2003. CPUE from commercial fisheries for ling (*Genypterus blacodes*) around the North Island, New Zealand: an evaluation of series for LIN 1, LIN 2, and Cook Strait. NZ Fisheries Association Report, 13, 49 pages. https://fs.fish.govt.nz/Doc/17363/2003%20FARs/03_13_FAR.pdf.ashx
- Ingram, G.W., W.J. Richards, C.E. Porch, V. Restrepo, J.T. Lamkin, B. Muhling, J. Lyczkowski-Shultz, G.P. Scott and S.C. Turner. 2008. Annual indices of bluefin tuna (*Thunnus thynnus*) spawning biomass in the Gulf of Mexico developed using delta-lognormal and multivariate models. Iccat working document scrs/2008/086. 33 p.
- Lamilla J., J. Ovanden, C. Bustamante, C. Vargas-Caro, M. Bennett, T. Ponce, A. Isla y C. Barria. 2016. Unidades poblacionales de raya volatín (*Zearaja chilensis*) y raya espinosa (*Dipturus trachyderma*) entre la V y XII Regiones. FIP 2013 -29. Univ. Austral Chile, Univ. Queensland, Australia. 419 p. (anexos incluidos). https://www.subpesca.cl/fipa/613/articles-89346_informe_final.pdf
- Large, PA 1992. Use of multiplicative model to estimate relative abundance from commercial CPUE data. ICES J. Mar. Sci., 49(3): 253-261. <https://doi.org/10.1093/icesjms/49.3.253>
- Lillo S., J. Legua, J. Olivares, J.C. Saavedra, E. Molina, M. Rojas, E. Díaz, J. Angulo, V. Valenzuela, S. Núñez, S. Vásquez y R. Luna. 2017. Evaluación directa de merluza común, año 2016. Inf. Final, ASIPA, 320 p. http://190.151.20.106/exlibris/aleph/a23_1/apache_media/9TLQIKXKIHD M3P5XSUPJ5328GRS2CR.pdf
- Lynch P., K. Shertzer and R. Latour. 2012. Performance of methods used to estimate indices of abundance for highly migratory species. Fish. Res., 125-126. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2012.02.005>
- Maunder, M. N. and A. E. Punt. 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. Fish. Res., 70 (2-3): 141 - 159. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2004.08.002>
- McCullagh, P. and J.A. Nelder. 1989. Generalized linear models. Chapman and Hall, New York, 511 p.
- Molina, E., J. Olivares, E. Díaz, M. Rojas, J. Angulo, F. Osorio, J. Bonicelli, S. Hormazábal, M. Cornejo, A. Murillo, N. Silva, J. Bento, M. Fernández, P. Muñoz, E. Sagardia, J. Fernández, D. Donoso y B. Leiva. 2020. Evaluación directa de merluza común, año 2019. Inf. Final. ASIPA. 312 p. http://190.151.20.106/exlibris/aleph/a23_1/apache_media/8LJHVS6U3X PFXB4XE6RFTQPKQYPXY.pdf
- Nychka, D., R. Furrer, J. Paige, S. Saint, F. Gerber and M. Iverson. 2021. fields: Tools for spatial data. 223 p. <https://cran.r-project.org/web/packages/fields/fields.pdf>
- Ortega-Cisneros, K., S. Yokwana, W. Sauer, K. Cochrane, A. Cockcroft, N. C. James, W. M. Potts, L. Singh, M. Smale, A. Wood and G. Pecl, 2018. Assessment of the likely sensitivity to climate change for the key marine species in the southern Benguela system. Afr. J. Mar. Sci., 40: 279–292. <https://doi.org/10.2989/1814232X.2018.1512526>
- Paesch, L. 2018. Índices de abundancia para *Mustelus schmitti*, *Squatina guggenheim* y *Zearaja chilensis* en la Zona Común de Pesca Argentino-Uruguay. Direc. Nal. Rec. Acuát. (DINARA), MinGanadería, Agricultura Pesca Uruguay. Inf. Téc. 56, 31 p. <http://hdl.handle.net/1834/41403>
- Pecl G.T., M.B. Araújo, J.D. Bell, J. Blanchard, T.C. Bonebrake, I-C. Chen, T.D. Clark, R.K. Colwell, F. Danielsen, B. Evengård, L. Falconi, S. Ferrier, S. Frusher, R.A. García, R.B. Griffis, A.J. Hobday, C. Janion-Scheepers, M.A. Jarzyna, S. Jennings, J. Lenoir, H.I. Linnetved, V.Y. Martin, P.C. McCormack, J. McDonald, N.J. Mitchell, T. Mustonen, J.M. Pandolfi, N. Pettorelli, E. Popova, S.A. Robinson, B.R. Scheffers, J.D. Shaw, C.J.B. Sorte, J.M. Strugnell, J.M. Sunday, M. -N. Tuanmu, A. Vergés, C. Villanuev, T. Wernberg, E. Wapstra and S.E. Williams. 2017. Biodiversity redistribution under climate change: Impacts on ecosystems and human well-being. Science 355, eaai9214. <https://doi.org/10.1126/science.aai9214>
- Pennington, M. 1983. Efficient estimators of abundance, for fish and plankton surveys. Biometrics, 39 (1): 281 - 286. <https://doi.org/10.2307/2530830>
- Pérez, M. 2019. Estatus y posibilidades de explotación biológicamente sustentables de los principales recursos pesqueros nacionales, 2020. Raya volatín regional. Informe convenio de desempeño 2019. IFOP. 61 pp + anexos.
- Punt, A.E, T.I. Walker, B. L. Taylor and F. Pri-Bac. 2000. Standardization of catch and data effort in a spatially-structured shark fishery. Fish. Res., 45 (2): 129-145. [https://doi.org/10.1016/S0165-7836\(99\)00106-X](https://doi.org/10.1016/S0165-7836(99)00106-X)
- R Core Team. 2020. A: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.r-project.org/>
- Ruarte, C., M.R. Rico y Á. Lagos. 2017. Estimación de índices de abundancia de peces óseos a partir de datos de campañas de investigación en el área de "El Rincón", Argentina (39° s-41° s). período 1994-2012. Inf. Téc., 98, 53 p. <https://aquadocs.org/bitstream/handle/1834/10990/INIDEPIT98.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Setyadj B. and Z. Fahmi. 2020. A standardized abundance index from fishery independent data: A case study of swordfish (*Xiphias gladius*) from Indonesian tuna longline fishery. E3S Web of Conferences 147, 02016. <https://doi.org/10.1051/e3sconf/202014702016>
- Stefánsson, G. 1996. Analysis of groundfish survey abundance data: combining the GLM and delta approaches. ICES J. of Mar. Sci. 53(3): 577 - 588. <https://doi.org/10.1006/jmsc.1996.0079>
- Thorson, J., A. Shelton, E. Ward and H. Skaug. 2015. Geostatistical delta-generalized linear mixed models improve precision for estimated abundance indices for West Coast groundfishes. ICES J. of Mar. Sci., 72(5), 1297-1310. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsu243>
- Woillez, M., J.C. Poulard, J. Rivoirard, P. Petitgas and N. Bez. 2007. Indices for capturing spatial patterns and their evolution in time, with application to European hake (*Merluccius merluccius*) in the Bay of Biscay. ICES J. of Mar. Sci., 64 (3): 537 – 55. <https://doi.org/10.1093/icesjms/fsm025>
- Ye, Y. and D. Dennis. 2009. How reliable are the abundance indices derived from commercial catch-effort standardization?. Dog. J. Fish Aquat. Sci. 66: 1169 – 1178. <https://doi.org/10.1139/F09-070>
- Ye, Y., M. Al-Husaini and A. Al-Baz. 2001. Use of generalized linear models to analyze catch rates having zero values: the Kuwait driftnet fishery. Fish. Res., 53(2): [https://doi.org/10.1016/S0165-7836\(00\)00287-3](https://doi.org/10.1016/S0165-7836(00)00287-3)
- Wood, S. 2021. mgcv: Mixed GAM Computation Vehicle with Automatic Smoothness Estimation. 323 pages <https://cran.r-project.org/web/packages/mgcv/mgcv.pdf>

