

# Indicadores de abundancia local y *bycatch* de tiburón sardinero (*Lamna nasus*) en la flota comercial argentina que opera al sur de los 50°S.

Marcelo Pérez, Cortés Federico y Jorge Colonello

**Dirección:** Dirección de Pesquerías de Peces

**Área:** Programa Pesquerías de Condrictios

:

*Citar como:*

*Pérez M., Cortés, F. y J. Colonello 2023. Indicadores de abundancia local y bycatch de tiburón sardinero (Lamna nasus) en la flota comercial argentina que opera al sur de los 50°S. Inf Investigación INIDEP N° 005/24, 26 pp.*



# Indicadores de abundancia local y *bycatch* de tiburón sardinero (*Lamna nasus*) en la flota comercial argentina que opera al sur de los 50°S.

Marcelo Pérez, Federico Cortés y Jorge Colonello

Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero (INIDEP), Paseo Victoria Ocampo N° 1. Escollera Norte, B7602HSA-Mar del Plata, Argentina.

## Resumen

El tiburón sardinero *Lamna nasus* es una especie pelágica endotérmica, que habita en plataformas, taludes continentales y océanos abiertos del Atlántico norte y sur, Índico y Pacífico, y la zona norte del océano Antártico. A nivel mundial, existe una marcada preocupación por el monitoreo de las capturas de este tiburón, destacándose a través de distintos comités internacionales, como así también los Planes de Acción Nacional y Regional, la importancia de realizar estudios tendientes a su conservación y uso sostenible. En la región austral del océano Atlántico sudoccidental, está presente particularmente en las capturas en las flotas comerciales arrastreras dirigidas a la captura de recursos ícticos australes como merluza de cola *Macruronus magellanicus*, polaca *Micromesistius australis* y merluza negra *Dissostichus eleginoides*. El objetivo del trabajo fue estimar un indicador anual de la abundancia local de tiburón sardinero *L. nasus* en la flota comercial dirigida a recursos ícticos australes (flota congeladora y surimera), que operó con redes de arrastre al sur de los 51°S en el periodo 2006 a 2021. También, disponer de un indicador anual del *bycatch*, complementario (ambas modalidades, congeladores y surimeros) y actualizado, respecto de la estimación previa disponible correspondiente sólo a la flota surimera hasta el año 2012. Ambos indicadores fueron estimados mediante los datos colectados a bordo de la flota comercial por AIP (asistentes de investigación pesquera). Los cambios en la operatoria de la flota, sumados a la disminución en los valores de esfuerzo pesquero, explicarían gran parte de la variabilidad del indicador de *bycatch* total anual estimado de *L. nasus* en la flota muestreadora. Independientemente de esta variabilidad, el valor máximo registrado en el año 2012 resultó consistente con uno de los valores máximos observados en el indicador de abundancia local ( $\text{kg h}^{-1}$ ), el cual no presenta una tendencia clara a la disminución.

## Palabras Clave

Elasmobranquios, tiburón sardinero, *bycatch*, flota comercial austral.

## Introducción

El tiburón sardinero *Lamna nasus* es una especie pelágica que habita en plataformas y taludes continentales y en el océano abierto (Francis *et al.*, 2008), que es frecuentemente capturada como fauna acompañante en diversas pesquerías del Atlántico norte y sur, Índico y Pacífico (ICCAT, 2020). El conocimiento biológico pesquero de este tiburón en el océano Atlántico sudoccidental, proviene de la información recabada a bordo de las flotas comerciales que operan con palangre semipelágico en latitudes medias (Siqueira, 2013; Soto & Montealegre-Quijano, 2011; Forselledo, 2012; Mas, 2012; Forselledo *et al.*, 2017) y con redes de arrastre dirigidas a la captura de recursos ícticos australes al sur de los 50°S (Waessle & Cortés, 2011; Cortés & Waessle, 2017; Cortés *et al.*, 2017a; Belleggia *et al.*, 2021; Colonello *et al.*, 2023a, b). Recientemente se ha propuesto un patrón de segregación estacional, en el cual las hembras adultas (principalmente gestantes) se separan de los machos adultos y juveniles, durante el primer semestre del año, dirigiéndose a la región austral del océano Atlántico sudoccidental,



para posteriormente regresar a latitudes medias donde ocurriría la parición y posterior apareamiento (Colonello *et al.*, 2023a). Asimismo, se ha determinado que la región austral de este océano representa un área crítica de alimentación de este tiburón (Belleggia *et al.*, 2021). Estos resultados sugieren que la inversión energética, asociada con la migración hacia aguas más frías y con los procesos reproductivos (desarrollo ovárico y embrionario), se compensarían con el acceso a presas de alto contenido energético y al bajo costo de búsqueda de zonas óptimas de forrajeo (sin competencia interespecífica), maximizando la inversión en reproducción (Colonello *et al.*, 2023a).

Los esfuerzos conjuntos realizados entre el Programa Pesquerías de Condrictios y los Asistentes de Investigación Pesquera (AIP, *i.e.* observadores a bordo), han mejorado la cantidad y calidad de la información referida a tiburones en la flota comercial austral argentina. En particular, el muestreo (determinación de longitud y sexo) de los ejemplares capturados, permitió disponer de estimaciones robustas de las capturas por lance de *L. nasus* en esa flota para el período 2006 a 2021 (Colonello *et al.*, 2023b). Como era esperable, a partir de los resultados del modelo de regresión y de la aplicación de la relación longitud *vs* peso, la reestimación del *bycatch* por lance a partir de relaciones morfométricas produjo valores inferiores respecto de las estimaciones consignadas por los AIPs; esta reestimación representa un insumo para la obtención de un indicador de la tendencia en la abundancia.

La aproximación Delta (*Hurdle Models*) es un método comúnmente utilizado para estimar series de índices de abundancia estandarizados (Lo *et al.*, 1992; Vignaux, 1994; Stefánsson, 1996; entre otros), consistente de dos Modelos Lineales Generalizados (GLMs), que permite incorporar una alta proporción de observaciones “ceros”, principalmente en aquellas especies que pueden considerarse como *bycatch*, como es el caso de muchos condrictios (Aires-da-Silva *et al.*, 2008; Lynch *et al.*, 2012; Pons & Domingo, 2008, entre otros). A nivel local, por ejemplo, Hernández *et al.* (2017) aplicaron esta metodología para estimar, a partir de las capturas y horas de pesca declaradas en los partes de pesca de los viajes de pesca, un índice de abundancia estandarizado del tiburón gatuzo *Mustelus schmitti*. En cuanto a la especie objeto de estudio, este método también fue utilizado en el análisis de las capturas en el Atlántico sudoccidental (Forselledo *et al.*, 2017, Cortés *et al.*, 2017a), dado que permite considerar separadamente los registros positivos, es decir con captura declarada de la especie blanco, y la probabilidad de obtener una observación “cero o nula”.

El objetivo del presente trabajo fue estimar un indicador de la abundancia local (de acuerdo a Campbell, 2015) del tiburón sardinero *L. nasus* en la zona austral argentina, durante el periodo 2006 a 2021, a partir de la reestimación del *bycatch* de las flotas que operan en la zona bajo la modalidad de congelador convencional y surimera (Colonello *et al.*, 2023b). También, disponer de un indicador anual del *bycatch* complementario (ambas modalidades, congeladores y surimeros) y actualizado, respecto de la estimación previa disponible correspondiente sólo a la flota surimera (Cortés & Waessle, 2017; Cortés *et al.*, 2017a).

## Materiales y Métodos

### Base de datos

Se utilizó la misma base de datos descripta en Colonello *et al.* (2023), con la cual se reconstruyó la captura de tiburón sardinero estimada por AIP a bordo en la flota austral congeladora y surimera durante el período 2006 a 2021, sumado al correspondiente esfuerzo evaluado en horas de arrastre en cada buque. Además de los datos de captura y esfuerzo (CPUE, captura por unidad de esfuerzo), se consideró toda la información principal disponible en cada lance de pesca: posición, fecha, profundidad, tipo de arte de pesca, velocidad de arrastre y captura por especie.

### Elección de la flota muestreadora y del área de trabajo

Se analizó la distribución espacial de los lances realizados por las embarcaciones que operaron bajo la modalidad de congelador convencional y surimero al sur de los 50°S y que contaron con AIP a bordo. Se seleccionaron los buques y áreas donde se registró la mayor frecuencia de ocurrencia de lances con captura de tiburón sardinero (Figura 1). Asimismo, Colonello *et al.* (2023b) estimaron el



*bycatch* total anual de la flota comercial argentina en el Atlántico sudoccidental al sur de 51°S, donde se ha registrado la mayor la interacción (i.e. capturas) por parte de embarcaciones comerciales arrastreras de argentina. A partir de esta información, para la estimación de los indicadores, se seleccionó un conjunto de buques (Figura 2) que fueron considerados como flota muestreadora (de acuerdo a criterios propuestos por Hernández *et al.*, 2017). La captura en peso de *L. nasus* por parte de estos buques representó el 99% del total incorporado a la base de datos.

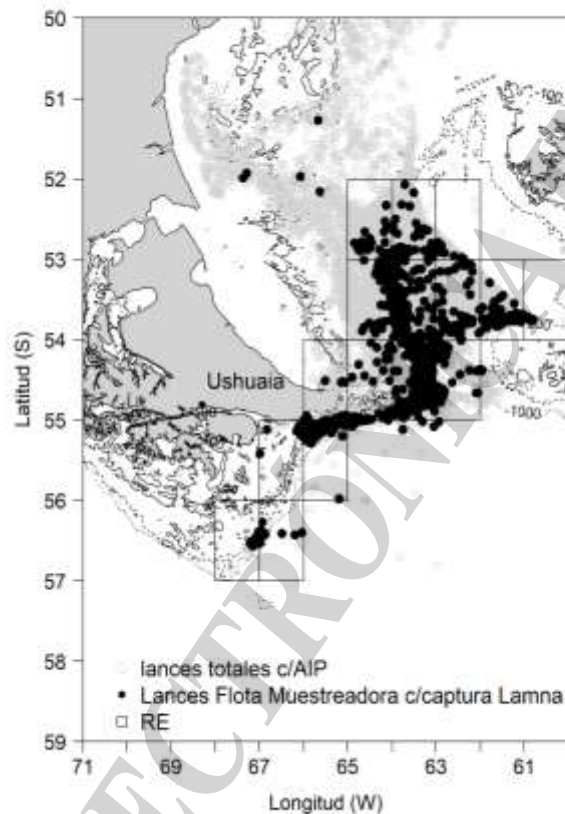


Figura 1. Distribución espacial de los lances realizados por las embarcaciones que operaron al sur de los 51°S durante el periodo 2006 a 2021, que operaron bajo la modalidad de congeladores convencionales y surimeros, en los cuales se registró la presencia – ausencia de tiburón sardinero *Lamna nasus*. Se indican los rectángulos seleccionados para la estimación de los indicadores de abundancia local y *bycatch*.

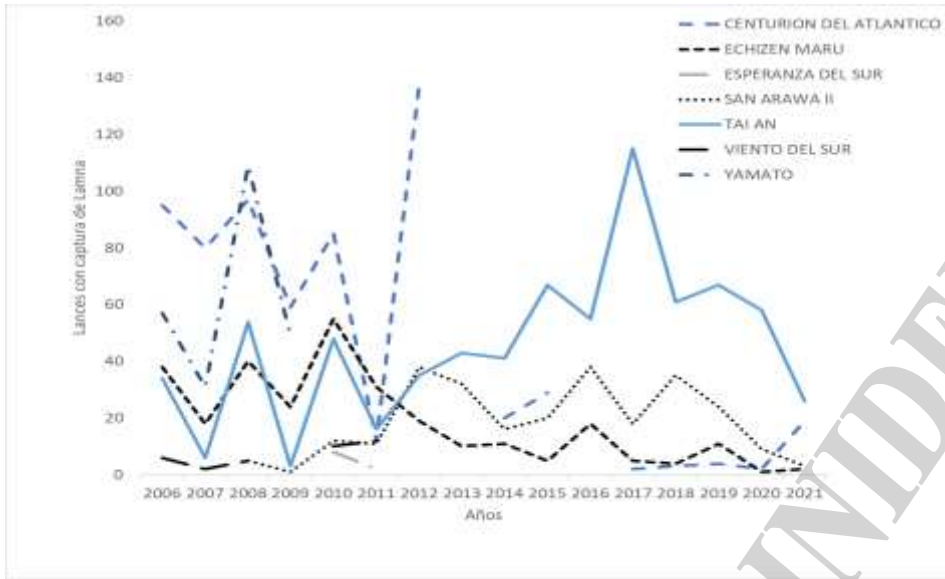


Figura 2. Variación anual del número de lances con captura de tiburón sardinero *Lamna nasus* en los buques integrantes de la flota, considerada como muestreadora.

Los lances de pesca de la flota muestreadora con captura de *L. nasus* se ubicaron principalmente al sur de 52°S, en 16 rectángulos estadísticos (RE, Figura 1), sin detectarse diferencias considerables entre las embarcaciones que operaron bajo modalidad de congelador convencional o surimero (Figuras 3 y 4).

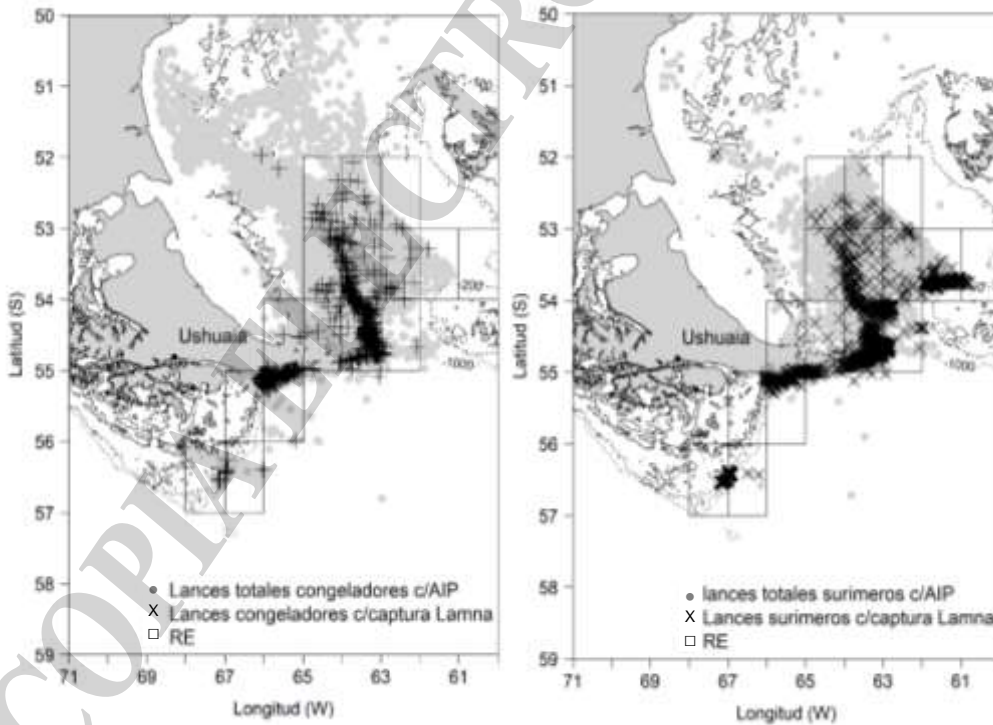


Figura 3. Distribución espacial de los lances realizados por buques congeladores convencionales y surimeros, considerados como la flota muestreadora, que contaron con Asistentes de Investigación Pesquera a bordo durante el período 2006 a 2021. Se indican los rectángulos estadísticos (RE) utilizados para la estimación del indicador de abundancia.



Por lo expuesto, para la estimación de los indicadores de la abundancia local y del *bycatch* se consideró la información de los lances realizados por los buques de la flota muestreadora dentro de 16 RE, ubicados entre 52° y 57° S: 5262, 5263, 5264, 5360, 5361, 5362, 5363, 5364, 5462, 5463, 5464, 5465, 5565, 5566, 5666 y 5667 (Figuras 1 a 3). Las capturas de *L. nasus* en estos lances representaron el 98,9 % de la captura total de la especie al sur de los 50°S en todo el período analizado. La base de datos se compuso de 43.601 registros (lances de pesca). Fueron considerados como lances nulos o ceros, aquellos realizados por la flota muestreadora dentro los RE detallados, sin registro de captura de tiburón sardinero por parte de los AIP a bordo.

#### Datos básicos

Los registros de la base de datos fueron caracterizados por las siguientes variables: año, nombre del buque, operatoria de pesca (congelador o surimero), posición según el rectángulo estadístico de grado de latitud por grado de longitud (RE, factor área), velocidad de arrastre (nudos), profundidad inicial del lance (metros), tipo de arte de pesca (red de arrastre de fondo o semipelágica), fecha de zarpada y arribo, mes (establecido según fecha de arribo), semestre, captura de todas las especies (kg) y captura de *L. nasus* (kg, reconstruida por Colonello *et al.*, 2023b), tiempo de pesca (horas) y presencia de la especie en la captura (igual a uno para registros positivos, sino igual a cero).

Fueron descartados los registros correspondientes de la flota muestreadora sin consignar información de alguna de los variables señaladas antes señaladas.

#### Indicador local de abundancia

Las variables incorporadas en los modelos fueron consideradas a partir de los antecedentes (Cortés & Waessle, 2017; Cortés *et al.*, 2017a). Algunas de las variables fueron redefinidas al incorporar la flota congeladora, como fue el caso de la velocidad y la profundidad señalada por la sonda del buque en cada lance, ya que en los antecedentes señalados se consideró sólo la flota surimera.

A continuación, se presentan las variables discretas (factores canónicos y cofactores) y continuas (covariables) consideradas como explicativas, en los modelos para la estimación del indicador de abundancia local, de acuerdo a lo descripto por Hernández *et al.* (2017).

Factores canónicos:

año<sub>t</sub> = variable categórica correspondiente al nivel t del factor Año. Dieciséis niveles, periodo 2006 a 2021. Definida en función a la fecha de arribo del buque.

RE<sub>a</sub> = variable categórica correspondiente al nivel a del factor Área (Figura 1, para detalles ver el texto). Dieciséis niveles.

semestre<sub>m</sub> = variable categórica correspondiente al nivel m del factor semestre. Dos niveles (1 y 2).

Cofactores:

operatoria<sub>k</sub> = variable categórica correspondiente al nivel k del factor Flota. Dos niveles, de acuerdo al tipo de operatoria: congeladora (1) o surimera (2).

red<sub>j</sub> = variable categórica correspondiente al nivel j del factor Red. Dos niveles, de acuerdo al tipo de red: arrastre de fondo (1) o semipelágica (2).

Estos cofactores fueron considerados en los modelos para explicar potenciales variaciones en las estimaciones, debidas a eventuales cambios en la capturabilidad producto del arte de pesca (red) y modalidad de operatoria (congeladora o surimera) de las distintas embarcaciones.



VARIABLES CONTINUAS (COVARIABLES):

Fueron incorporadas en los modelos con el propósito de considerar efectos asociados a la capturabilidad (velocidad y profundidad). Las variables continuas fueron transformadas al logaritmo para reducir su dispersión (logaritmo natural, expresadas como log), siendo:

Velocidad<sub>amtkj</sub> = Velocidad de arrastre (nudos) correspondiente al área a, semestre m, año t, flota k y red j.

Profundidad<sub>amtkj</sub> = Profundidad (m) señalada por la sonda del buque correspondiente al área a, semestre m, año t, flota k y red j.

Los ajustes de los modelos se realizaron mediante el programa estadístico R (R Development Core Team, R version 4.2.2, 2022-10-31). Se utilizó el criterio de información de Akaike (AIC), el Delta ( $\Delta AIC$ ) y Peso de Akaike (PesoAIC) para la selección de los modelos y de las variables (Burnham & Anderson, 2002). Posteriormente, se eliminaron potenciales datos atípicos u *outliers*, los cuales se identificaron mediante el test de Bonferroni ( $p < 0,05$ ) para los residuales estudentizados.

Estimación del indicador de abundancia local estandarizado anual

Se utilizó la aproximación Delta (*Hurdle Models*) para obtener un indicador de la abundancia local, consistente de dos Modelos Lineales Generalizados (GLMs). Uno de los modelos considera los valores positivos generalmente con distribución Lognormal, función de enlace la Identidad y variable respuesta al logaritmo de la CPUE, y el otro como modelo Binomial con una función de enlace logística y con la proporción de registros positivos como la variable respuesta. El indicador de abundancia local anual estandarizado y sus intervalos de confianza, se obtuvieron de acuerdo al criterio propuesto por Hernández *et al.* (2017), considerando dos sub-modelos:

(1) Modelo correspondiente a la proporción de valores de densidad positivos ( $\pi_{amt}^+$ ), que se puede representar como un Modelo Lineal Generalizado, con distribución binomial y función de enlace *logit*.

El modelo logístico con interacciones de primer orden de los factores canónicos se construyó como:

$$\log(\pi_{amtkj}/(1-\pi_{amtkj})) = \mu + RE_a + semestre_m + operatoria_k + red_j + (RE \times semestre)_{am} + (RE \times año)_{mt} + (semestre \times año)_{mt} + \log(velocidad) + \log(profundidad)$$

Siendo:

$\pi_{amtkj}$  = probabilidad de registros positivos correspondiente al área a, semestre m, año t, flota k, red j.

(2) Modelo correspondiente a los valores de CPUE positivos ( $I_{amt}^+ \sim$  fluctuaciones de abundancia anual mediante correcta identificación de flota muestreadora), el cual se puede representar como un GLM sobre los logaritmos de la CPUE con error normal.

El modelo Lognormal con interacciones de primer orden de los factores canónicos se construyó como:



$$\log(\text{CPUE}_{\text{amtkj}}) = \mu + \text{año}_t + \text{RE}_a + \text{semestre}_m + \text{operatoria}_k + \text{red}_j + (\text{RE} \times \text{semestre})_{\text{am}} + (\text{RE} \times \text{año})_{\text{at}} + (\text{semestre} \times \text{año})_{\text{mt}} + \log(\text{velocidad}) + \log(\text{profundidad}) + \varepsilon_{\text{amtkj}}$$

Siendo:

$\text{CPUE}_{\text{amtkj}}$  = CPUE (kg h<sup>-1</sup>), expresado como kilogramos de *L. nasus* por hora de arrastre correspondiente al área a, semestre m, año t, operatoria k, red j.

$\mu$  = constante del modelo.

$\varepsilon_{\text{amtkj}}$  = término de error del modelo

Los estimadores de Máxima Verosimilitud de  $\pi_{\text{amt}}^+$  e  $I_{\text{amt}}^+$  están dados por:

$$\hat{\pi}_{\text{amt}}^+ = \frac{1}{(1 + \exp(-(\hat{\mu}' + \hat{\beta}'_a + \hat{\gamma}'_m + \hat{\delta}'_t + (\hat{\beta}\gamma)'_{\text{am}} + (\hat{\beta}\delta)'_{\text{at}} + (\hat{\gamma}\delta)'_{\text{mt}}))}$$

$$\hat{I}_{\text{amt}}^+ = \exp(\hat{\mu}' + \hat{\beta}'_a + \hat{\gamma}'_m + \hat{\delta}'_t + (\hat{\beta}\gamma)'_{\text{am}} + (\hat{\beta}\delta)'_{\text{at}} + (\hat{\gamma}\delta)'_{\text{mt}})$$

Los estimadores de Máxima Verosimilitud (simbolizados con ^) de los parámetros correspondientes a los factores canónicos (año, semestre y RE) y sus interacciones de primer orden fueron obtenidos a partir de los Modelos (1) y (2) señalados.

Se deduce que el indicador local  $I_t^w$  pasa a ser proporcional a la abundancia media anual en el área. Por lo tanto  $I_t^w$  puede ser utilizado como descriptor de las variaciones anuales del recurso en el área. El estimador de Máxima Verosimilitud de  $I_t^w$  está dado por:

$$\hat{I}_t^w = \frac{1}{n_m} \sum_{m=1}^{n_m} \sum_{a=1}^{n_a} w_a \hat{\pi}_{\text{amt}}^+ \hat{I}_{\text{amt}}^+$$

siendo  $w_a = \frac{|A_a|}{|A_T|}$ , con  $|A_a|$  la superficie del área  $A_a$  y  $|A_T| = \sum_{a=1}^{n_a} |A_a|$  la superficie del área total.

Los desvíos estándar, intervalos de confianza y percentiles del indicador ponderado fueron calculados a partir de 1.000 remuestreos con repetición (*Bootstrap*; Efron, 1982).

La muestra inicial se consideró como el conjunto de las muestras correspondientes a cada celda (a, m, t), esto es:

$M = \{M_{\text{amt}}\}_{\text{amt}}$ , para toda celda (a, m, t) no vacía, siendo:

$$M_{\text{amt}} = \{y_{\text{amt}1}, y_{\text{amt}2}, \dots, y_{\text{amt}n_{\text{amt}}}\}$$

La correspondiente muestra de remuestreo (*bootstrap sample*):

$$M_{\text{amt}}^* = \{y_{\text{amt}1}^*, y_{\text{amt}2}^*, \dots, y_{\text{amt}n_{\text{amt}}}^*\}$$

Y por lo tanto la muestra total de remuestreo estará dada por:

$$M^* = \{M_{\text{amt}}^*\}_{\text{amt}}$$
, para toda celda (a,m,t) no vacía

Cada valor de remuestreo de la variable respuesta,  $y_{\text{amti}}^*$ , tiene asociado los correspondientes valores de las covariables para cada modelo. De esta forma, cada vez que se selecciona un valor de la





variable respuesta de la muestra  $M_{amt}$ , se obtiene el valor de la muestra de re-muestreo  $M_{amt}^*$  y los valores de las covariables.

El procedimiento completo de remuestreo se puede plantear de la siguiente forma:

- (1) Remuestrear  $M$  y obtener  $M^*$  y luego considerar como base de datos de trabajo a  $M^*$ , incluyendo los correspondientes valores de las covariables.
- (2) Obtener las estimaciones de Máxima Verosimilitud de los parámetros de los modelos log-normal con el agregado de las covariables y el modelo logístico con el agregado de las covariables.
- (3) Calcular  $\hat{\pi}_{amt}^{++}$  e  $\hat{I}_{amt}^{++}$ .
- (4) Calcular la estimación del índice anual,  $\hat{I}_t^{w*}$ .
- (5) Almacenar el valor de  $\hat{I}_t^{w*}$ .
- (6) Repetir 1 a 6 un número predeterminado de veces (en este caso 1000 veces).

Debe considerarse que, al incluir cofactores, la celda de remuestreo fue  $a,m,t,k,j$ .

La estimación de los indicadores locales de abundancia, como la construcción de los intervalos de confianza por *bootstrapping*, se realizaron mediante el programa estadístico R (R Development Core Team, 4.2.2, 2022-10-31) con una función construida a tal fin (Cortés *et al.*, 2017b).

#### Indicador del bycatch estandarizado anual

Complementariamente, también se estimó el indicador de abundancia local (Delta GLM) con los mismos dos modelos seleccionados para la flota muestreadora, pero sólo considerando los datos de los buques surimeros. Este análisis se realiza con el objetivo de actualizar la serie de índices disponible en los antecedentes (Cortés *et al.*, 2017a).

La estimación del indicador anual del *bycatch* se realizó utilizando criterios similares a la metodología aplicada por Cortés *et al.* (2017a). Estos autores, con el mismo objetivo, pero en un período más corto (2006-2014), estimaron un indicador del *bycatch* de *L. nasus* en la flota surimera. En el presente trabajo, también se consideró la aproximación Delta, con un Modelo Aditivo Generalizado (GAM) logístico para la estimación de la proporción anual de lances con presencia ( $\pi$ , ocurrencia) y un GAM Lognormal para los registros positivos con la captura de la especie como variable respuesta ( $\text{kg h}^{-1}$ , igual notación que en Cortés *et al.*, 2017a). La formulación de ambos modelos, de acuerdo con el antecedente señalado, fue:

$$\log(\text{captura}_{tkj}) = \mu + \text{año}_t + \text{operatoria}_k + \text{red}_j + s(\text{velocidad}, k=10) + s(\text{profundidad}, k=10) \\ + te(\text{longitud}, \text{latitud}, k=c(8,10)) + te(\text{mes}, \text{latitud})$$

$$\log(\pi_{tkj}/(1-\pi_{tkj})) = \mu + \text{año}_t + \text{operatoria}_k + \text{red}_j + s(\text{velocidad}, k=10) + s(\text{profundidad}, k=10) \\ + te(\text{longitud}, \text{latitud}, k=c(8,10)) + te(\text{mes}, \text{latitud})$$

En ambos modelos, las variables predictivas discretas (año, operatoria y red) fueron las mismas que las involucradas en la modelización del indicador de abundancia local. Las restantes fueron continuas y se ajustaron mediante funciones suavizadoras (*smoothers*). Se utilizó la función *te* (tensor bidimensional) del paquete *mgcv* (Wood, 2006) para las variables geográficas (longitud y latitud) y su variación mensual (mes). Los modelos se ajustaron con los mismos datos utilizados para la estimación del indicador de abundancia local, es decir la misma flota muestreadora, período y área (Figura 1).



La selección de modelos se realizó mediante la minimización de los criterios de AIC en conjunto con la Validación Cruzada Generalizada (GCV). Posteriormente, la significación de cada término en cada modelo fue evaluada mediante la función *anova.gam()* del paquete *mgcv* de la misma versión de la plataforma R ya señalada. El indicador del *bycatch* anual se estimó a partir de la multiplicación de los promedios anuales de ambas componentes, estimadas a partir de los GAM (Cortés *et al.*, 2017a):

$$\widehat{\text{Bycatch}}_t = \widehat{\pi}_t \times \widehat{\text{Captura}}_t$$

## Resultados

- *Modelización de la CPUE mediante la aproximación Delta-Lognormal*

Los RE con mayores CPUE nominales y registros positivos durante la mayor parte del período, estuvieron contenidos en el área utilizada para la estimación de los indicadores (Figura 4). A partir de la exploración de los datos en los RE seleccionados para la modelización, se determinó la ausencia de datos atípicos en la CPUE y de correlaciones significativas entre las variables predictivas (Figura 5).

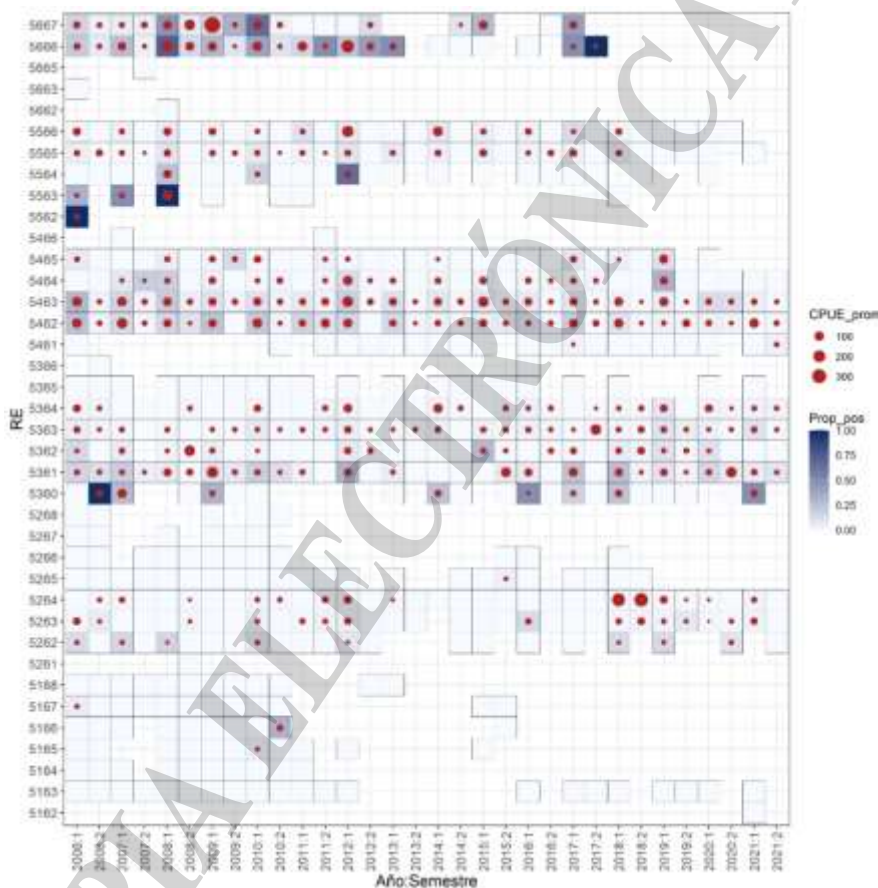


Figura 4. Proporción de registros con captura de tiburón sardinero *Lamna nasus* (Prop\_pos) y Captura por Unidad de Esfuerzo promedio observado (CPUE\_prom, Kg h<sup>-1</sup>) por año, semestre y rectángulos estadísticos (RE) considerados para el ajuste de modelos en la flota muestreadora.

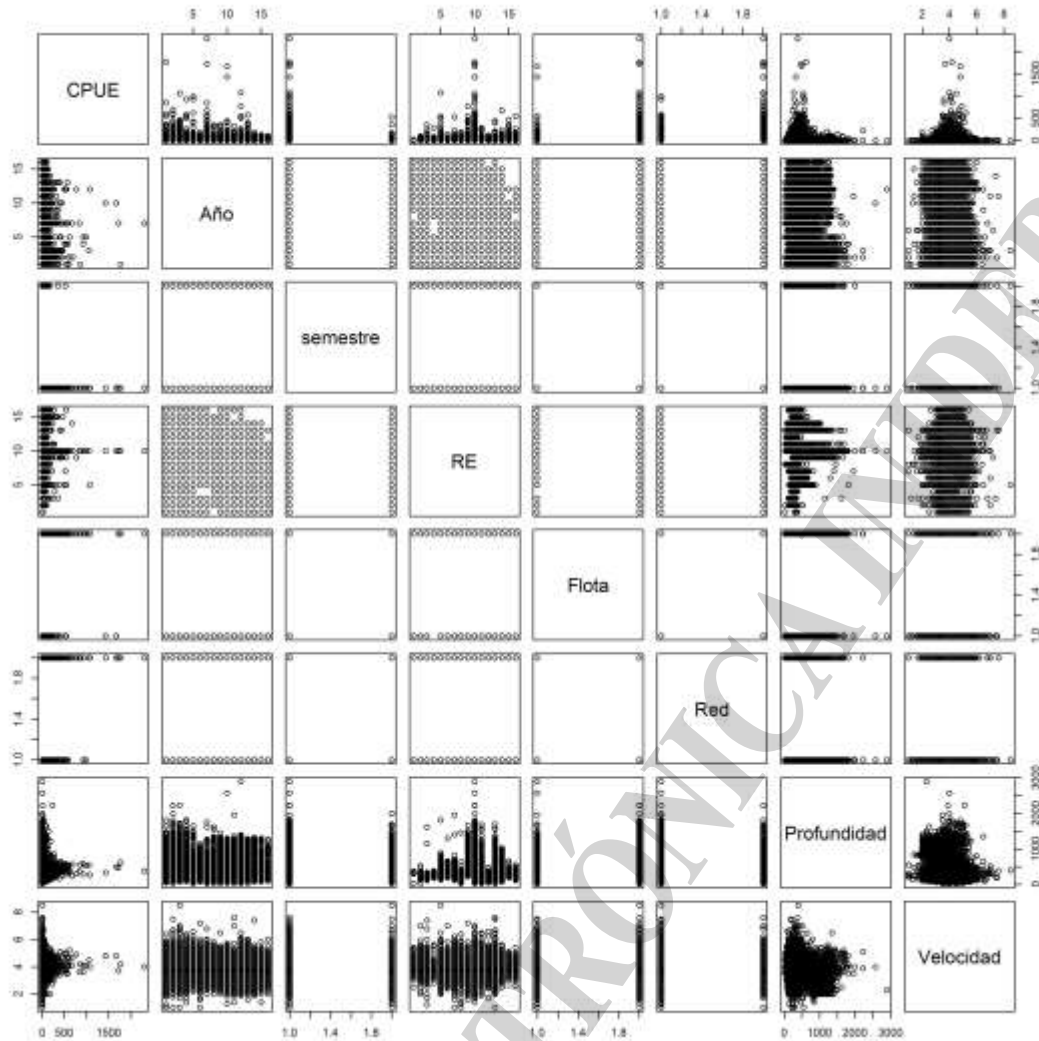


Figura 5. Relación entre la Captura por Unidad de Esfuerzo (CPUE,  $\text{kg} \cdot \text{h}^{-1}$ ) y las distintas variables consideradas como discretas (año, semestre, rectángulos estadísticos [RE], red, flota) y continuas (velocidad y profundidad), para la modelización de los datos provenientes de la flota muestreadora durante el período 2006 a 2021.

*Selección y ajuste del Modelo Logístico*

El modelo seleccionado a partir del *stepwise* en ambas direcciones (*forward* y *backward*) fue el que contuvo todas las variables predictivas originalmente planteadas (Tabla 1). En el resto de los modelos el  $\Delta\text{AIC}$  fue mayor a 2. El modelo seleccionado explicó (*pseudo R<sup>2</sup>*) un 9 % de la variabilidad de la proporción de registros “positivos” (Tabla 1).

Tabla 1. Variables predictivas utilizadas en la selección de modelo logístico mediante el criterio de AIC.

Año	Flota	logProfundidad	logVelocidad	RE	Red	semestre	Año:RE	Año:semestre	RE:semestre	GL	logLik	$\Delta\text{AIC}$	PesoAIC
+	+	0,29	1,62	+	+	+	+	+	+	276	-6683,8	0	0,99



*Selección y ajuste del Modelo Lognormal*

La selección de modelos se realizó con un *stepwise* en ambas direcciones (forward y backward) a partir del Modelo 1. El primer modelo (Tabla 2) seleccionado con los factores canónicos y cofactores, sin covariables, explicó el 24% de la variabilidad del log (CPUE):

$$\log(\text{CPUE}_{\text{amtkj}}) = \mu + \text{año}_t + \text{RE}_a + \text{semestre}_m + \text{operatoria}_k + \text{red}_j + (\text{RE} \times \text{semestre})_{\text{am}} + (\text{RE} \times \text{año})_{\text{at}} + (\text{semestre} \times \text{año})_{\text{mt}} + \varepsilon_{\text{amtkj}}$$

Tabla 2. Variables predictivas y criterio de información de akaike (AIC) utilizados para la selección de los modelos aplicados a los registros de tiburón sardinero *Lamna nasus* en la flota muestreadora durante el periodo 2006 a 2021.

Modelos	Año	Flota	logProfundidad	logVelocidad	RE	Red	Semestre	Año:RE	Año:semestre	RE:semestre	GL	logLik	ΔAIC	PesoAIC
1	+	+	-	-	+	+	+	+	+	+	221	-2951,0	0	0,4267
2	+	+	-	0,16	+	+	+	+	+	+	222	-2950,5	0,9244	0,2688
3	+	+	0,032	-	+	+	+	+	+	+	222	-2950,9	1,6902	0,1833
4	+	+	0,034	0,16	+	+	+	+	+	+	223	-2950,3	2,5751	0,1177
5	+	+	-	-	+	-	+	+	+	+	220	-2957,9	11,7821	0,0011
6	+	+	-	0,18	+	-	+	+	+	+	221	-2957,2	12,4039	0,0008
7	+	+	0,040	-	+	-	+	+	+	+	221	-2957,7	13,3158	0,0005
8	+	+	0,042	0,19	+	-	+	+	+	+	222	-2957,0	13,8851	0,0004

Los residuales evidenciaron distribución normal, con un ajuste razonable, sin indicios de heterogeneidad (Figura 6).

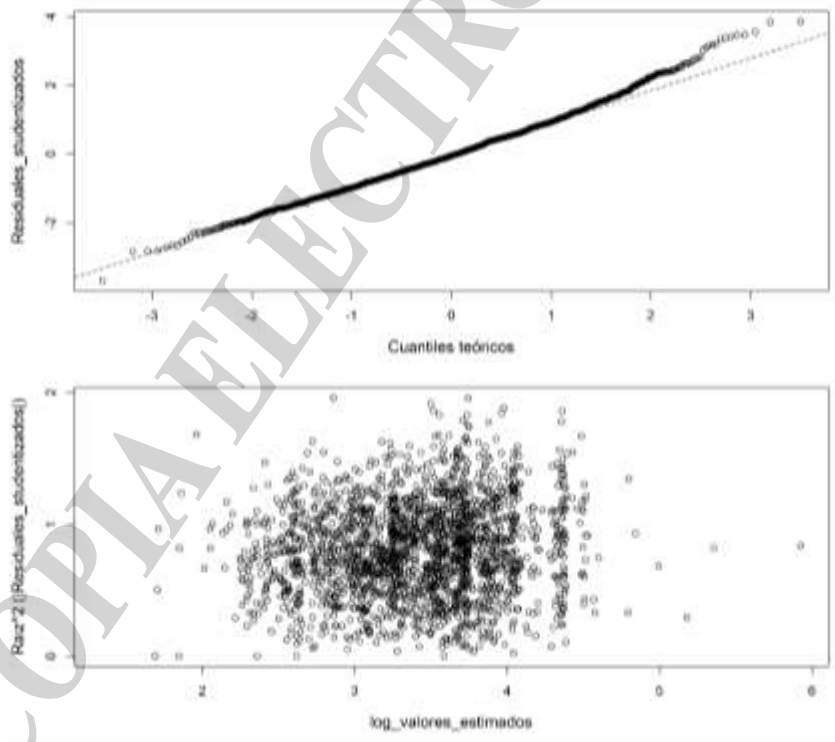


Figura 6. Diagnóstico del ajuste del Modelo resultado del *stepwise* para el MLG Lognormal con variable respuesta el logCPUE de tiburón sardinero *Lamna nasus* (kg h<sup>-1</sup>), aplicado a flota muestreadora para el periodo 2006 a 2021, a partir de los cuantiles de residuales estandarizados y la distribución de los residuales crudos vs el logaritmo de valores estimados

- *Estimación del indicador local de abundancia.*

La serie de indicadores anuales de abundancia local, estimados a partir de la aproximación Delta mediante los GLMs Lognormal y Logístico seleccionados, evidenció dos picos máximos (años 2012 y 2020), con amplios intervalos de confianza, y relativa estabilidad en el resto de los años (Figura 7).

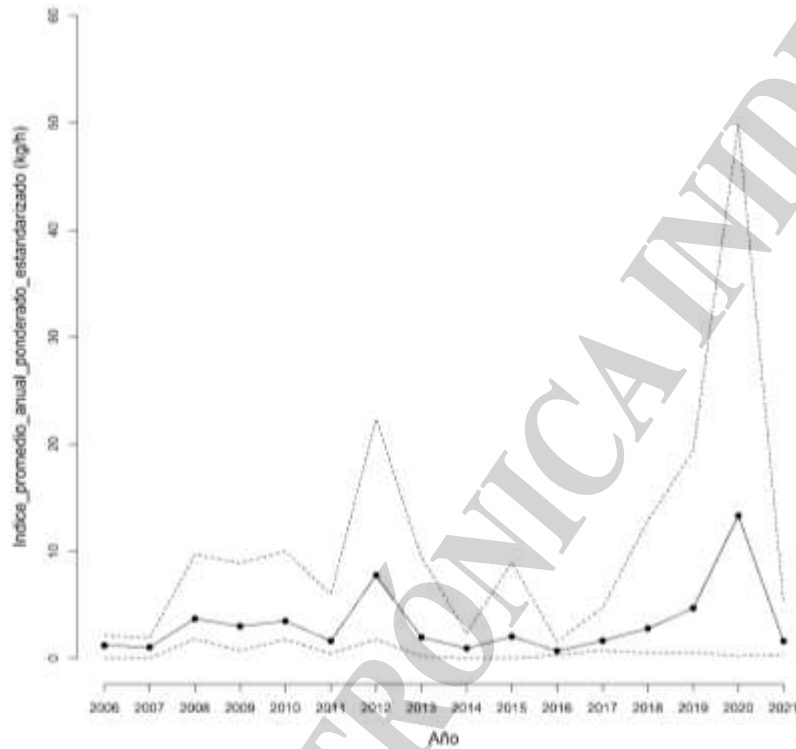


Figura 7. Valores medios anuales del índice local de abundancia ( $\text{kg h}^{-1}$ ) estandarizado de tiburón sardinero *Lamna nasus*, estimado para la flota muestreadora mediante un Modelo Lineal General con aproximación Delta-Lognormal. Las líneas punteadas señalan el intervalo de confianza al 95%.

El número y la proporción de lances con captura de *L. nasus* (lances positivos) fue superior en los buques surimeros respecto de lo observado en buques congeladores en la mayor parte del periodo analizado (Figura 8). Por lo tanto, también se estimó el indicador de abundancia local (Delta GLM) utilizando los mismos modelos seleccionados, pero a partir de los datos correspondientes sólo a los buques surimeros de la flota muestreadora, detectándose una considerable variabilidad en los valores, similares los años inicial y final del periodo (Figura 9).

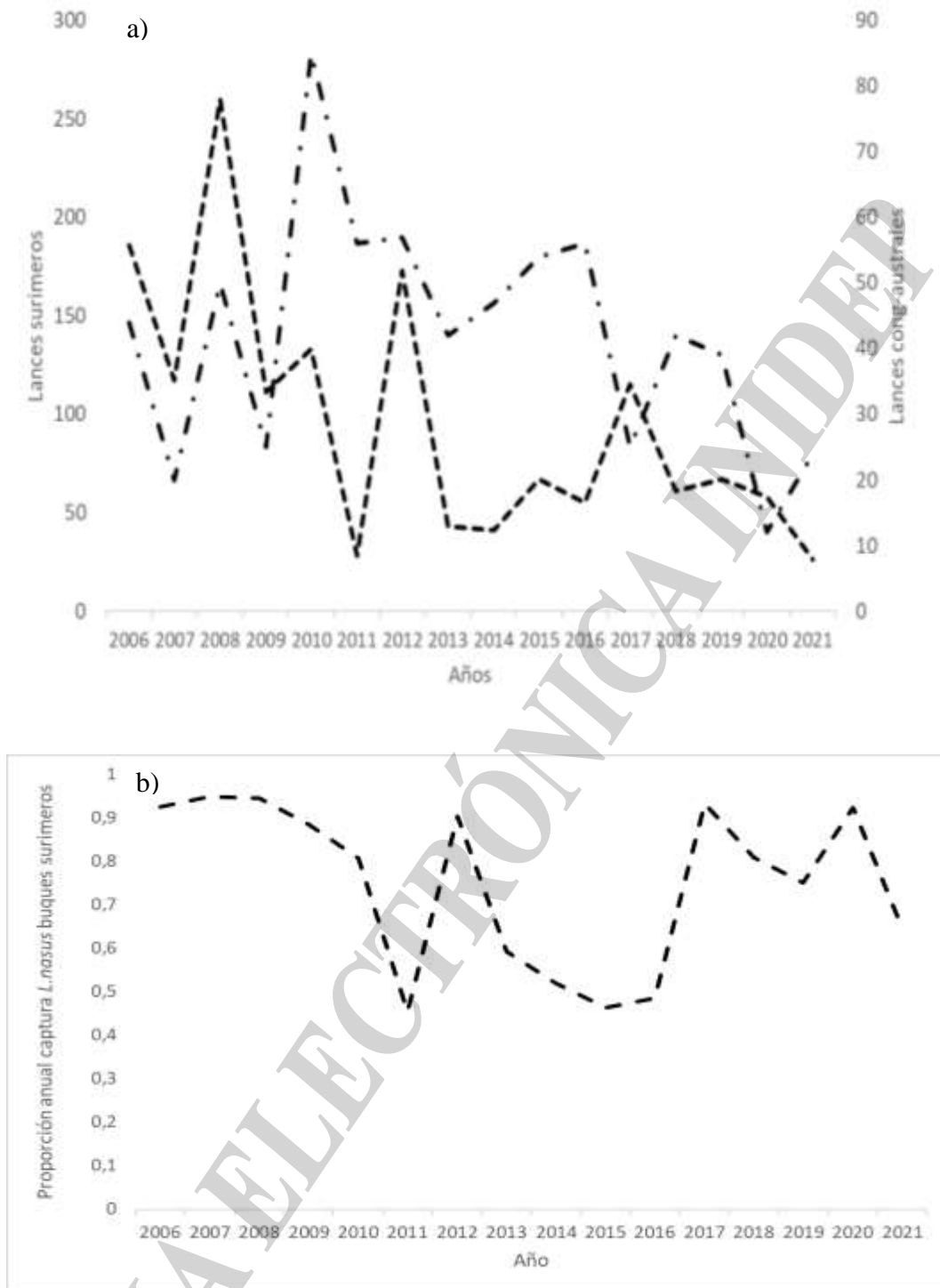


Figura 8. Número de lances (a) con captura de tiburón sardinero *Lamna nasus* en las embarcaciones de la flota muestreadora que operaron bajo la modalidad de congeladores (---) y surimeros (-.-.-) y proporción de la captura anual de este tiburón correspondiente a los buques surimeros (b).

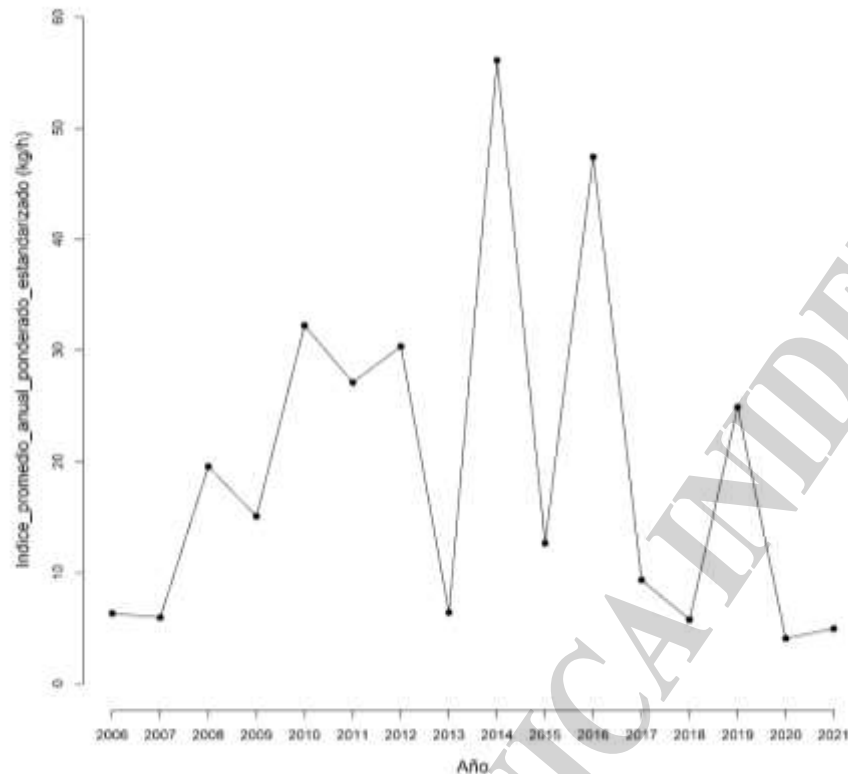


Figura 9. Valores medios anuales del índice local de abundancia ( $\text{kg h}^{-1}$ ) estandarizado de tiburón sardinero *Lamna nasus*, estimado para las embarcaciones de la flota muestreadora que operaron bajo la modalidad de surimeros.

Al comparar las series de valores medios de los indicadores de abundancia local, correspondientes a la totalidad de la flota muestreadora y aquella estimada a partir de los buques surimeros, ambas evidencian alta variabilidad con picos de abundancia en años distintos. Sin embargo, no hay indicios claros de tendencias declinantes en ninguna de las series (Figura 7 y 9).

- *Indicador anual de bycatch mediante la aproximación Delta-GAM Logístico*

El modelo seleccionado es el que contiene todas las variables predictivas originalmente planteadas (ANOVA, Tabla 3). El modelo seleccionado explicó (*pseudo R*<sup>2</sup>) un 15% de la variabilidad de la proporción de registros positivos (Tabla 3): *R*<sup>2</sup> (ajustado) = 0,148; Devianza explicada = 23,7%; UBRE = -0,69145; Escala est = 1; n = 43.594.

$$\log(\pi_{tkj}/(1-\pi_{tkj})) = \mu + \text{año}_t + \text{Flota}_k + \text{Red}_j + s(\text{Velocidad}, k=10) + s(\text{Profundidad}, k=10) + te(\text{Longitud}, \text{Latitud}, k=c(8,10)) + te(\text{mes}, \text{Latitud})$$



Tabla 3. Testeo de la significación de variables categóricas y funciones de suavización en la componente Binomial del modelo Delta-GAM, para la estimación del indicador del *bycatch* anual del tiburón sardinero *Lamna nasus* en la flota muestreadora durante el periodo 2006 a 2021.

Variable	gl	$\chi^2$	p
Año	15	176,5	<2e-16
Red	1	87,4	<2e-16
Flota	1	391,9	<2e-16
s (Velocidad)	1,550	58,99	<2e-16
s (Profundidad)	7,482	200,37	<2e-16
te (Longitud,Latitud)	14,804	401,59	<2e-16
te (mes, Latitud)	14,407	656,07	<2e-16

- *Indicador anual de bycatch mediante la aproximación Delta-GAM LogNormal*

El modelo seleccionado (ANOVA, Tabla 4) con los factores canónicos y cofactores, sin covariables, explicó el 20% de la variabilidad del log (CPUE):  $R^2$ (ajustada) = 0,19; Devianza explicada = 20,8%; GCV = 0,97534; Escala est = 0,92794; n = 2.186. Asimismo, el análisis de los residuales evidenció un ajuste razonable (Figura 10).

$$\log(\text{Captura}_{tkj}) = \mu + \text{año}_t + \text{Flota}_k + \text{Red}_j + \text{te}(\text{Longitud, Latitud}, k=c(8,10)) + \text{te}(\text{mes, Latitud})$$

Tabla 4. Testeo de la significación de variables categóricas y funciones de suavización en la componente Lognormal del modelo Delta-GAM, para la estimación del indicador del *bycatch* anual del tiburón sardinero *Lamna nasus* en la flota muestreadora durante el periodo 2006 a 2021.

Variable	gl	F	p
Año	15	6,542	6,7e-14
Red	1	6,150	0,0132
Flota	1	6,102	0,0136
te (Longitud,Latitud)	1,135e+01	2,443	<2e-16
s(Velocidad)	5,045e-01	0,161	0,0681
s(Profundidad)	1,357e-08	0	0,2807
te (mes, Latitud)	5,754	11,891	<2e-16



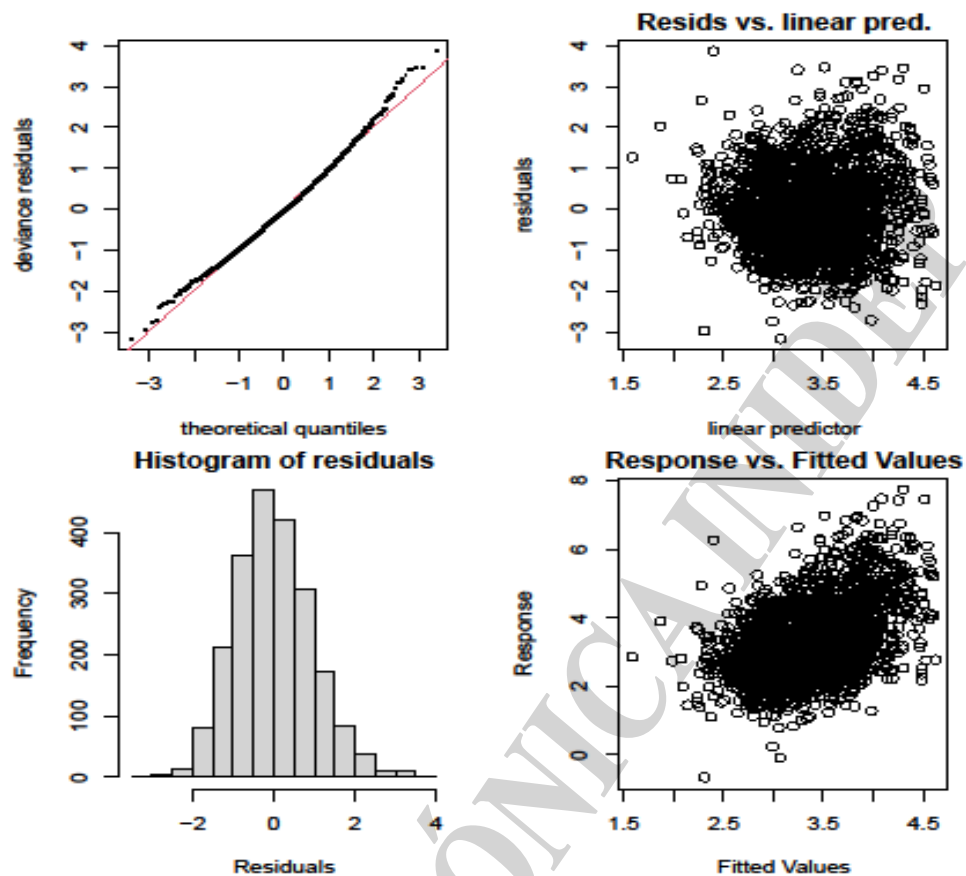


Figure 10. Diagnóstico (GAM *check*) del ajuste de la componente Lognormal del Delta-GAM para la estimación del indicador del *bycatch* del tiburón sardinero *Lamna nasus* en la flota muestreadora durante el periodo 2006 a 2021.

La ocurrencia de *L. nasus* aumentó con la velocidad, evidenciándose además dos máximos alrededor de los 500 y 1.200 m de profundidad. Fue mayor al este de 64°W y al sur de 54°S, con máximos en el período entre enero y abril, pero con variaciones vinculadas con el efecto año. Los buques surimeros presentaron mayor ocurrencia al igual que la utilización de la red semipelágica (Figura 11).

La captura ( $\text{kg h}^{-1}$ ) aumentó hacia el sudoeste y sudeste, aunque este último rumbo fue predicho por las funciones continuas Latitud y Longitud por fuera del área con datos observados, con un pico estacional entre marzo y junio con variabilidad en el efecto año. También, igual que en caso de la ocurrencia, la captura fue mayor para los buques surimeros y en aquellas operaciones en las cuales se utilizó la red semipelágica (Figura 12).

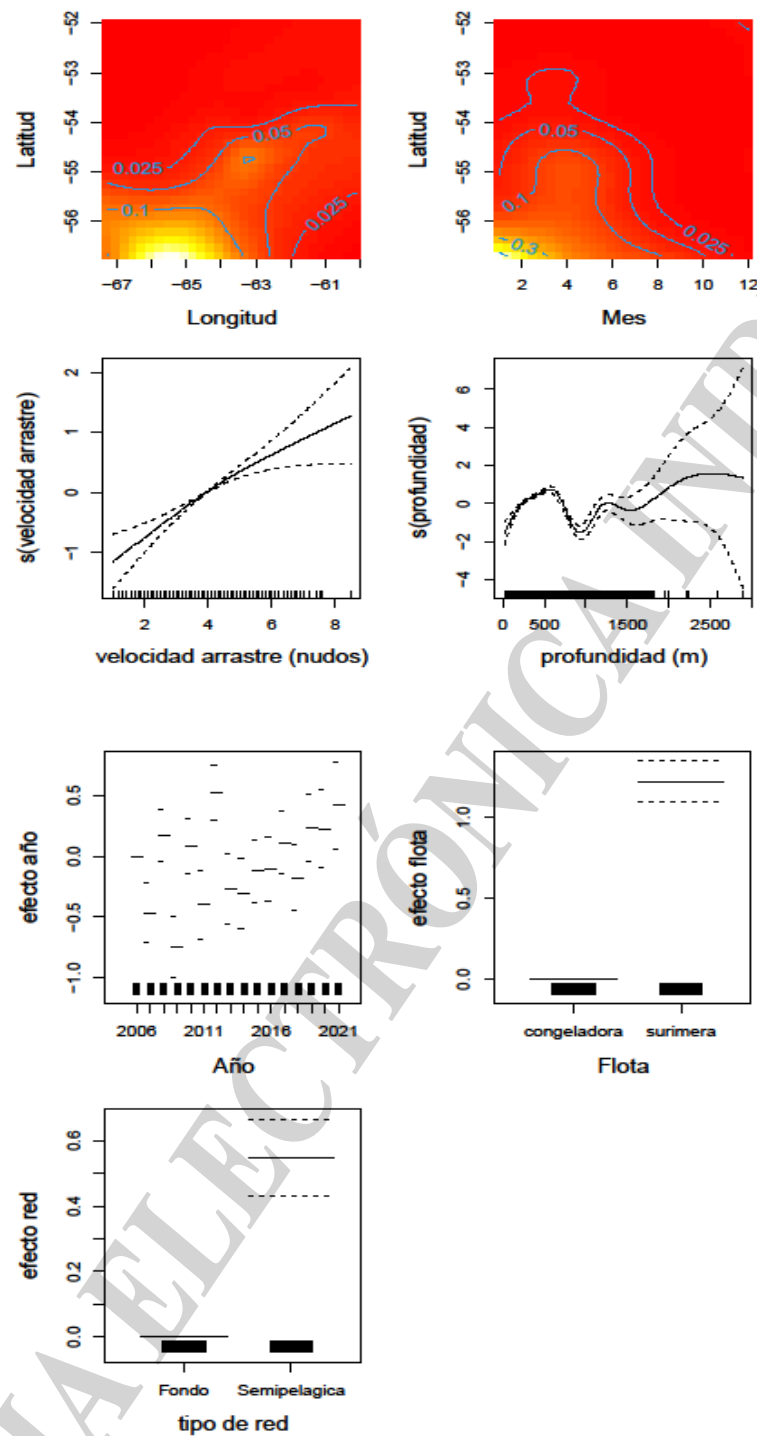


Figura 11. Funciones de suavización estimadas para variables continuas y efectos parciales de los factores (variables discretas) correspondientes a la componente Binomial del modelo Delta-GAM para la estimación del *bycatch* de tiburón sardinero *Lamna nasus* en la flota muestreadora durante el periodo 2006 a 2021. Las líneas punteadas indican el 95% de las bandas de confianza.

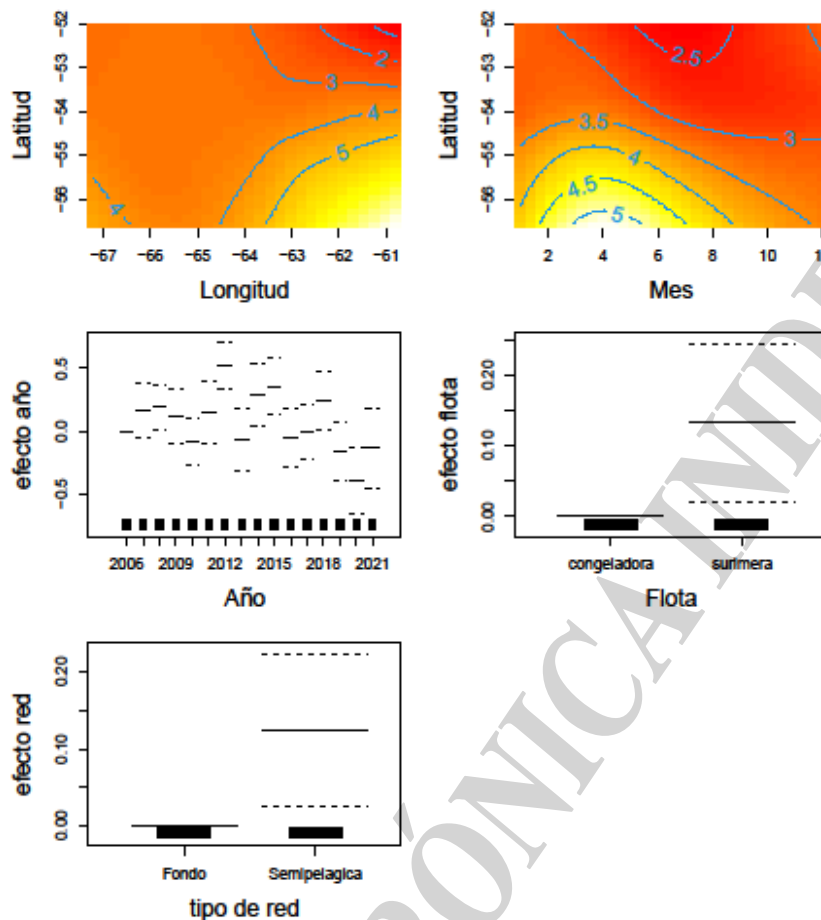


Figura 12. Funciones de suavización estimadas para variables continuas y efectos parciales de los factores (variables discretas) correspondientes a la componente Lognormal del modelo Delta-GAM para la estimación del *bycatch* de tiburón sardinero *Lamna nasus* en la flota muestreadora durante el periodo 2006 a 2021. Las líneas punteadas indican el 95% de las bandas de confianza.

- *Estimación del indicador estandarizado anual de bycatch.*

A fin de contrastar con los resultados obtenidos por Cortés *et al.* (2017a) y los GAMs descriptos anteriormente, se realizó la estimación del indicador estandarizado anual de *bycatch* de *L. nasus* considerando aquellos lances realizados por la flota surimera con red semipelágica, en los ocho RE al sur de 54°S durante los meses de febrero a abril. Se consideró la mediana para las covariables. El indicador de *bycatch* presentó gran variabilidad sin tendencia clara, con un pico en el año 2012, pero con estabilidad para el resto de los años del período (Figura 13). El pico correspondiente al año 2012 coincidió con el indicador local de abundancia estimado por el modelo GLM-Delta para la flota muestreadora. Contrariamente, a diferencia de lo esperado a partir de los resultados del GLM Delta-Lognormal de la flota muestreadora en su conjunto, se registró la ausencia de un pico máximo en el año 2020; esta diferencia puede estar relacionada con los cambios en composición de la flota (disminución en el número de buques, Figura 2), en la pesquería (Figura 14), y además, en que el estimador del *bycatch* se estimó sólo con los datos correspondientes a la flota surimera.

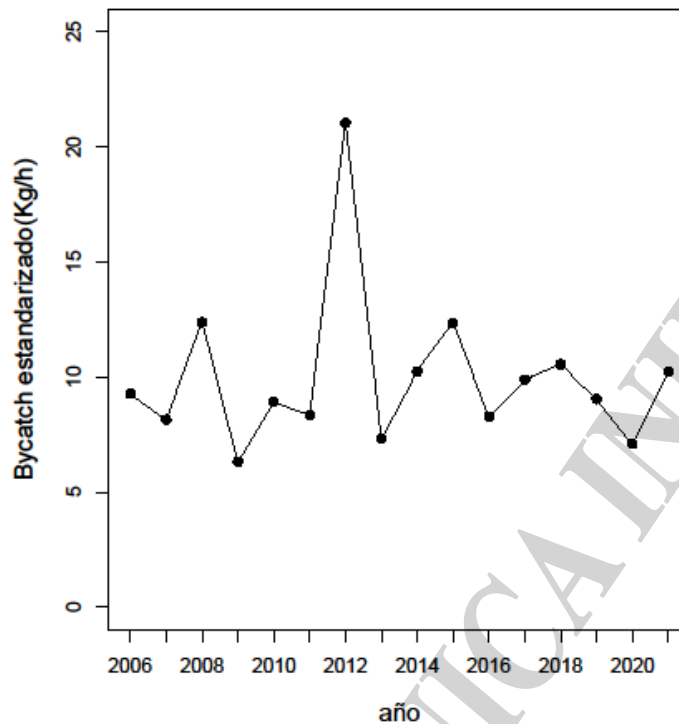


Figura 13. Tendencia del *bycatch* estandarizado del tiburón sardinero *Lamna nasus* estimado para las embarcaciones de la flota muestreadora que operaron bajo la modalidad de surimeros, con redes semipelágicas al sur de los 54°S.

- *Observaciones asociadas a los cambios en la pesquería*

Se observaron cambios en los REs con registros de captura de *L. nasus*. Los RE con mayores CPUE nominales promedios ( $\text{kg h}^{-1}$ , valores sin estandarizar) se localizaron principalmente al sur de 53°S, con una tendencia temporal a registrar ausencia de datos principalmente a los RE 5464, 5465, 5565, 5566, 5666 y 5667, en ambos semestres desde el año 2018 (Figura 14).

Los cambios en el esfuerzo fueron congruentes con la disminución en el número total de buques operativos (Figura 2) y número total de mareas de los buques que componen la flota austral. A partir del año 2019 se evidenció una importante disminución en el *bycatch* por parte de la flota, a sólo 3 t en el año 2021. También se observó una tendencia negativa al evaluar las horas totales de arrastre y los lances con captura correspondientes a la flota muestreadora (Figura 15). Sin embargo, la proporción anual de lances positivos se mantuvo estable a lo largo del período analizado (Figura 16).

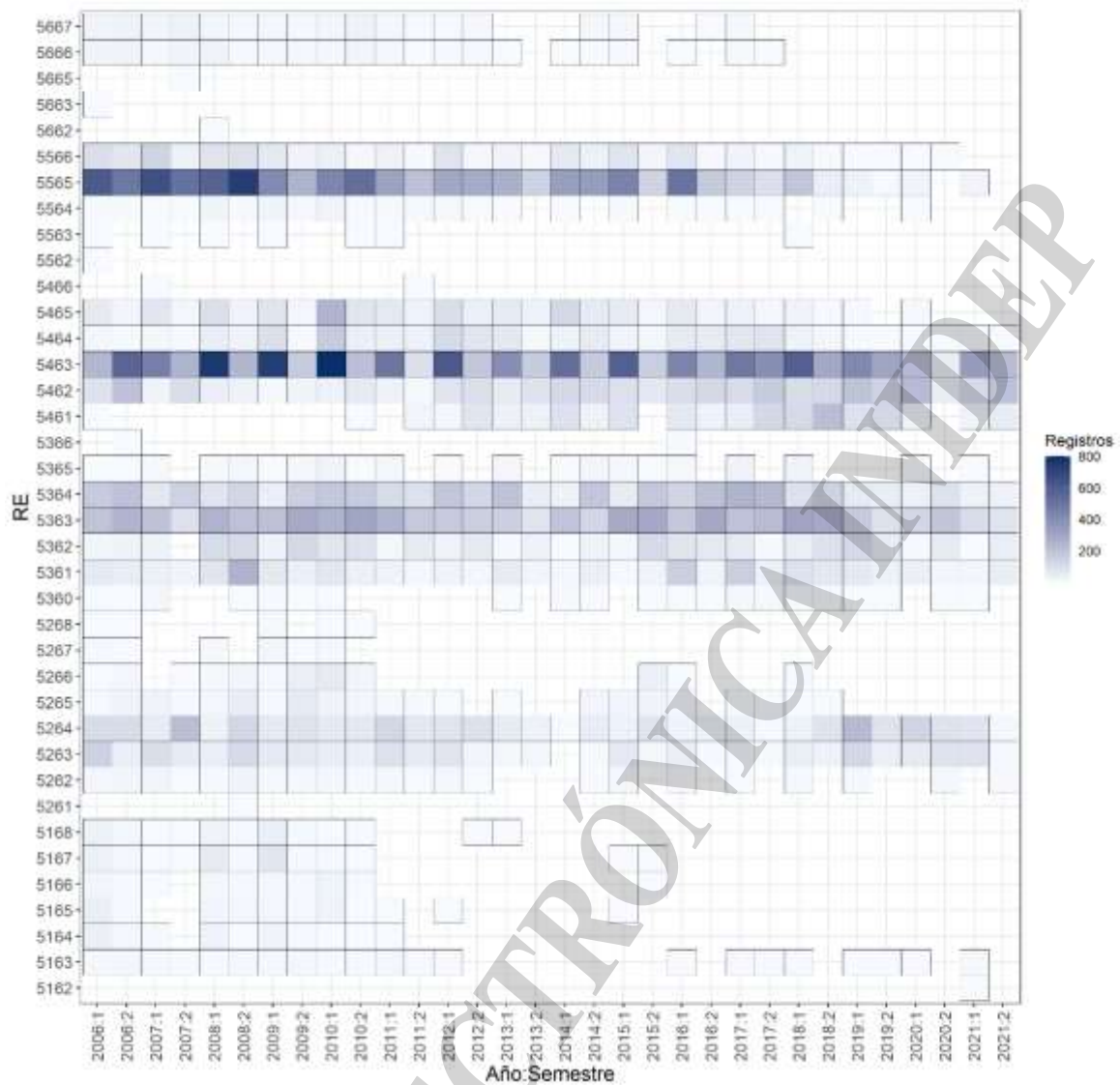


Figura 14. Número de registros totales con relación a los rectángulos estadísticos (RE), año y semestre (año:semestre), reportados por los Asistentes de Investigación Pesquera a bordo de la flota muestreadora que operó al sur de los 51°S.

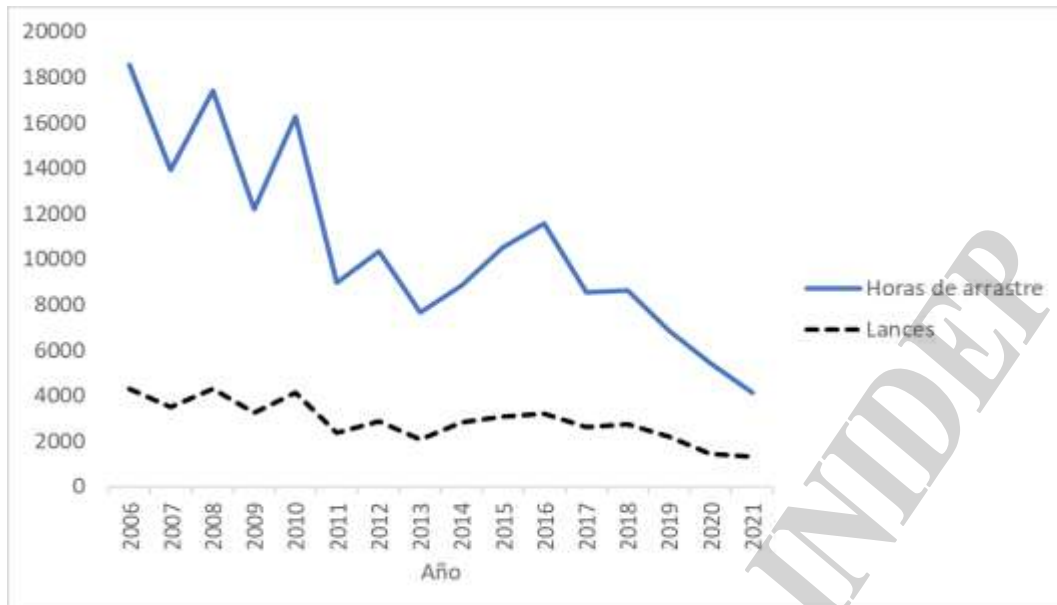


Figura 15. Variación anual en el número total de lances y horas de arrastre reportados por los Asistentes de Investigación Pesquera a bordo de la flota muestreadora que operó al sur de los 51°S, en los rectángulos estadísticos considerados para el análisis (ver texto).

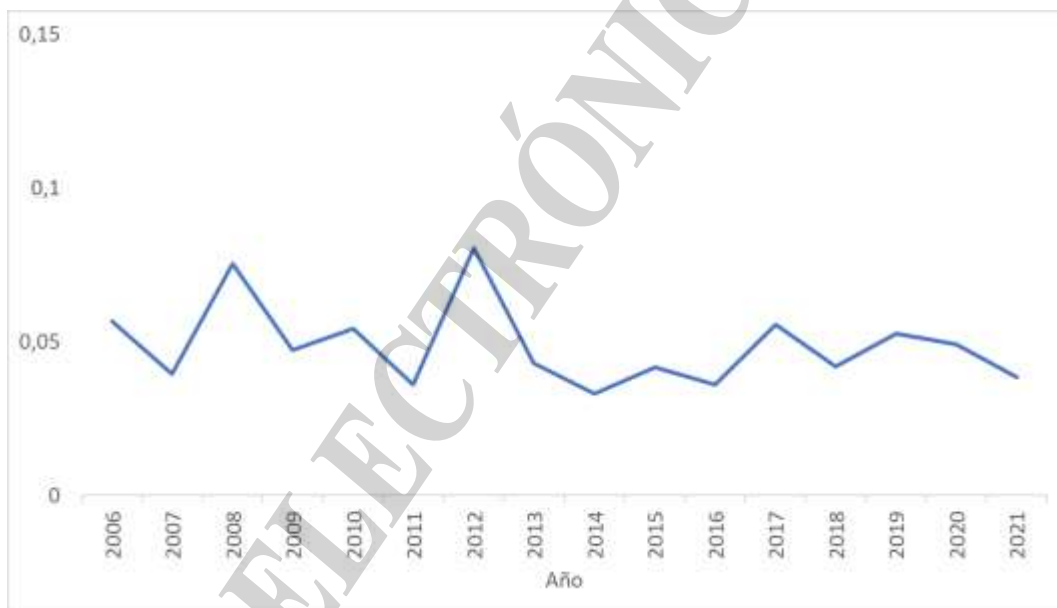


Figura 16. Variación anual de la proporción de lances con presencia de tiburón sardinero *Lamna nasus* en la captura, reportados por los Asistentes de Investigación Pesquera a bordo de la flota muestreadora que operó al sur de los 51°S, en los rectángulos estadísticos considerados para el análisis (ver texto).

### Discusión y conclusiones

Los resultados de este trabajo aportan información actualizada (hasta el año 2021) y complementaria (considerando embarcaciones congeladoras y surimeras), respecto a la cuantificación de las capturas y el *bycatch* del tiburón sardinero en la región austral del océano Atlántico sudoccidental (Cortés & Waessle, 2017; Cortés *et al.*, 2017a; Hoyle *et al.*, 2017). Asimismo, los datos de captura aquí utilizados contemplan la corrección de las estimaciones de captura realizadas por los AIPs (Colonello *et al.*, 2023b), a partir de las relaciones longitud vs peso de los ejemplares, que robustece



los resultados obtenidos. Es importante destacar que los criterios utilizados, relativos al área de estudio (selección de RE) y buques (flota muestreadora), fueron consistentes y permiten arribar a conclusiones que representan casi la totalidad (~99%) de las capturas de *L. nasus* en la región austral. Estos criterios, también permitieron reflejar los cambios de la flota austral de los últimos años (número y operatoria de los buques), al igual que los antecedentes disponibles para la totalidad de la flota sin la limitación espacial (Colonello *et al.*, 2023b). Los RE considerados han registrado altos valores de CPUE nominales durante todo el periodo analizado, principalmente al sur de 54°S. Esta zona ya ha sido destacada como un área con mayor probabilidad de captura de este tiburón (*hotspot* de acuerdo a Cortés & Waessle, 2017).

Los cambios en la operatoria de la flota sumados a la disminución en los valores de esfuerzo pesquero (Colonello *et al.*, 2023b), explicarían gran parte de la variabilidad del indicador de *bycatch* total anual estimado de *L. nasus* en la flota muestreadora. Independientemente de esta variabilidad, el valor máximo registrado en el año 2012 resulta consistente con uno de los valores máximos observados en el indicador de abundancia local ( $\text{kg h}^{-1}$ ). Ninguno de los indicadores de abundancia local estimados presenta una tendencia clara a la disminución. La proporción anual de registros positivos, casi constante durante el período, tampoco parecería influenciar de manera considerable en las tendencias. Por lo tanto, la variabilidad observada en los indicadores de abundancia local y del *bycatch* podría estar explicada principalmente por los cambios en la operatoria de la flota. En términos generales, la serie del indicador de la abundancia local estimado a partir de la flota surimera, también mantuvo relativa estabilidad durante el periodo analizado. Estos resultados fueron similares a los señalados previamente por Cortés *et al.* (2017a), quienes demostraron la estabilidad espacio temporal de los índices de CPUE en la flota surimera durante el periodo 2006 a 2014.

Los valores de captura y esfuerzo (CPUE) de *L. nasus* en el área de estudio son considerablemente inferiores a otras regiones del área de distribución (ICCAT, 2020), incluso a lo reportado en las flotas palangreras en el océano Atlántico sudoccidental (Pons & Domingo, 2010; Forselledo *et al.*, 2017). La evaluación del estado de las poblaciones de este tiburón por parte de la Comisión Internacional del Atún del Atlántico (ICCAT, 2020), concluye que la población del Atlántico norte se encontraría sobreexplotada y que en el océano Atlántico sudoccidental las tendencias disponibles (flotas surimera de Argentina y palangreras de Uruguay) son contrapuestas, dificultándose la posibilidad de concluir al respecto. No obstante, la información proveniente de la flota palangrera (Forselledo *et al.*, 2017) evidencia cambios en las tendencias relacionados con la capturabilidad del palangre utilizado por las flotas, producto del cambio de sistema de aparejo, desde el tipo “Japones” (periodo 1982 a 1992), que opera a mayor profundidad, al sistema tipo “Americano” (periodo 1993 a 2012), que opera más en superficie; en el periodo 1998 a 2012 la tendencia de la capturas resultó estable (Pons & Domingo, 2010; Forselledo *et al.*, 2017). Las tendencias reportadas en este trabajo para la flota muestreadora durante el periodo 2006 a 2021, fueron acordes a lo demostrado previamente para la flota surimera de Argentina (Cortés *et al.*, 2017a), como así también a lo reportado en aguas cercanas a Nueva Zelanda y en el océano Pacífico sur (Semba *et al.*, 2013; Francis *et al.*, 2014; Hoyle *et al.*, 2017).

Los parámetros biológicos de *L. nasus*, relativos a la elevada longitud de madurez sexual respecto de tamaño máximo (~60%), baja fecundidad (cuatro embriones por ciclo), extenso ciclo reproductivo (al menos un año), patrones de segregación ontogenéticos y reproductivos, sumado a la captura de hembras gestantes por parte de embarcaciones comerciales (Colonello *et al.*, enviado), resaltan la importancia de sostener los esfuerzos para la adquisición de datos referidos al *bycatch* de este tiburón. A nivel mundial, también existe una marcada preocupación por la conservación de esta especie, evidenciada por su inclusión de los apéndices de la Comisión Internacional para el Comercio de Especies Amenazadas (CITES, siglas en inglés) y la Comisión de Especies Migratorias (CMS, siglas en inglés). Asimismo, distintos comités internacionales, como así también el Plan de Acción Nacional (PAN-Tiburón; CFP, 2009) y el Plan de Acción Regional (PAR-Tiburón; CTMFM, 2018), destacan la necesidad de profundizar los estudios tendientes a su conservación y uso sostenible.



Como fuera mencionado previamente, los indicadores de *bycatch* en el área de estudio fueron relativamente bajos comparado con otras regiones y evidenciaron estabilidad a lo largo del periodo analizado. No obstante, la relevancia de esta región como área crítica para la especie, debido a que gran parte de las capturas en esta región está conformada por hembras adultas y gestantes (Colonello *et al.*, enviado), que estarían alimentándose de las principales especies objetivo de las pesquerías (Belleggia *et al.*, 2021), también destaca la importancia de propender a la implementación de medidas de mitigación. Esta importancia se refuerza en el hecho que gran parte de las capturas también se suceden en el marco de una pesquería certificada (merluza de cola).

Si bien el evitamiento de las capturas de *L. nasus* en las embarcaciones que operan con redes de arrastre en la zona austral puede ser dificultoso (aunque no imposible), resulta altamente factible la implementación de dispositivos de selectividad alojados en la boca de los pozos de pesca. Estos dispositivos permitirían evitar que los tiburones sardineros, y otras especies de tiburones comprendidos en el Artículo 7 del Anexo de la Resolución CFP N°8/21, caigan en los pozos de pesca y se maximice la probabilidad de devolución con vida al mar (ver Guía de buenas prácticas de pesca y devolución de peces cartilaginosos capturados por la flota comercial argentina). La importancia y factibilidad de implementar estos dispositivos ha sido mencionada en informes previos (Massa *et al.*, 2015; Puliafito & Massa, 2016; Colonello *et al.*, 2022). Estas medidas deberían ser complementadas por actividades de capacitación y sensibilización con los distintos actores del sector pesquero y cuerpo de inspectores de pesca, respecto de los procedimientos y normativa referida a las buenas prácticas de pesca y devolución de tiburones.

El tiburón sardinero está presente en los listados de recursos con apertura en la estadística pesquera nacional, no obstante, las declaraciones de captura por parte de la flota comercial argentina son casi nulas (0,1 t en el año 2022<sup>1</sup>). Si bien casi la totalidad de las capturas de *L. nasus* estimadas por los AIP son devueltas al mar, es factible considerar una baja probabilidad de supervivencia post-captura en el inicio del periodo analizado, producto de la falta de aplicación de buenas prácticas de pesca. Probablemente, la disminución del esfuerzo pesquero y de las capturas, la estabilidad en las tendencias de CPUE y una mayor sensibilización respecto a las prácticas de pesca y devolución de ejemplares, puedan favorecer una reducción en la tasa de morbilidad por pesca de este tiburón en las pesquerías aquí analizadas.

Finalmente, es importante mencionar que los indicadores presentados en este trabajo pueden reflejar parcialmente el estado poblacional del recurso, debido al efecto de otros factores, como la variabilidad ambiental, los patrones migratorios, o bien aquellos asociados a los cambios en la operatividad de la flota. No obstante, éstos resultan de utilidad como indicadores de las tendencias de abundancia “locales” (*sensu* Campbell *et al.*, 2015), y representan un insumo valioso para futuras evaluaciones del estado poblacional del tiburón sardinero *L. nasus*, desde una perspectiva regional (océano Atlántico sudoccidental) o incluso circunglobal (hemisferio sur).

### Bibliografía

- AIRES-DA-SILVA, A.M., HOEY, J. J., & GALLUCCI, V. F. 2008. A historical index of abundance for the blue shark (*Prionace glauca*) in the western north atlantic. *Fisheries Research* (Amsterdam), 92(1), 41-52.
- BELLEGGIA, M., COLONELLO, J. H., CORTÉS, F. & FIGUEROA, D. E. 2021. Eating catch of the day: the diet of porbeagle shark *Lamna nasus* (Bonnaterre 1788) based on stomach content analysis, and the interaction with trawl fisheries in the south-western Atlantic (52° S–56° S). *Journal of Fish Biology*, 99, 1591-1601. <https://doi.org/10.1111/jfb.14864>
- BURNHAM, K., & ANDERSON, D. 2002. Model selection and multimodel inference: A practical information-theoretic approach, 2nd ed. Springer-Verlag, New York, 488 pp.

<sup>1</sup> [https://www.magyp.gob.ar/sitio/areas/pesca\\_maritima/desembarques/lectura.php?imp=1&tabla=especie\\_flota\\_2022](https://www.magyp.gob.ar/sitio/areas/pesca_maritima/desembarques/lectura.php?imp=1&tabla=especie_flota_2022)





- CAMPBELL, R.A. 2015. Constructing stock abundance indices from catch and effort data: Some nuts and bolts. *Fisheries Research* 161: 109-130.
- COLONELLO J.H. 2022. Sugerencias para maximizar la devolución con vida de tiburones comprendidos en el Anexo 7 de la Resolución CFP N° 8/21, capturados frecuentemente al sur de los 50°S. INIDEP Inf. de Transf. N°107/22.
- COLONELLO, J.H., F. CORTÉS, BURLA J., SOTNI, B. LAURENTZENA, M. & ALLEGA, L. 2023a. Parámetros reproductivos del tiburón sardinero *Lamna nasus* en la zona austral del océano Atlántico sudoccidental. INIDEP Informe de Investigación N°14/23.
- COLONELLO, J.H., PÉREZ, M.A., MARTINEZ-PULJAK, M. & CORTÉS, F. 2023b. Re estimación del bycatch de tiburón sardinero *Lamna nasus* en la flota comercial dirigida a recursos ícticos australes. Periodo 2006 a 2021. INIDEP Inf. Invest. N°16/23.
- COLONELLO, J.H., F. CORTÉS, BURLA J., SOTNI, B. LAURENTZENA, M. & ALLEGA, L. 2023. New insights into the reproduction and migration of the porbeagle shark *Lamna nasus* (Bonnaterre 1788) in the southwestern Atlantic Ocean. *J. Fish Biol.* (enviado).
- CORTÉS, F. & WAESSLE, J. A. 2017. Hotspots for porbeagle shark (*Lamna nasus*) bycatch in the southwestern Atlantic (51°S-57°S). *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Science*, 74, 1100–1110. <https://doi.org/10.1139/cjfas-2016-0114>
- CORTÉS, F., Waessle, J. A., MASSA, A. M. & HOYLE, S. D. 2017a. Aspects of porbeagle shark bycatch in the Argentinean surimi fleet operating in the Southwestern Atlantic Ocean (50-57°S) during 2006-2014. *Western and Central Pacific Fisheries Commission* SC13-2017/SA-IP-14, Rarotonga, Cook Islands, New Zealand, 32 p.
- CORTES, F.; PÉREZ, M. & HERNÁNDEZ, D. 2017b. Herramienta para la estimación de índices de abundancia a partir de Modelos Delta en el software estadístico R. Inf. Transf. INIDEP N° 104/2017, 17 pp.
- EFRON, B. 1982. *The Jackknife, the Bootstrap and Other Resampling Plans*. Bristol. Society for Industrial and Applied Mathematics. 92 pp.
- FORSELLEDO, R. 2012. Distribución, estructura poblacional y aspectos reproductivos del tiburón pinocho *Lamna nasus* (Bonnaterre, 1788) en el Atlántico Sudoccidental. Tesina para optar por el Grado de Licenciado en Ciencias Biológicas. Universidad de la República de Uruguay, 42 p.
- FORSELLEDO, R., MAS, F., DOMINGO, A. & HOYLE, S. 2017. Standardized CPUE of porbeagle shark (*Lamna nasus*) caught by the Uruguayan pelagic longline fleet in the Southwestern Atlantic Ocean (1982-2012). WCPFC-SC13-2017/SA-IP-18, 23 p.
- FRANCIS, M. P., NATANSON, L. J. & CAMPANA, S. E. 2008. The biology and ecology of the porbeagle shark, *Lamna nasus*. In M. D. Camhi, E. K. Pikitch & E. A. Babcock (Eds.) *Sharks of the Open Ocean: Biology, Fisheries and Conservation* (pp. 105-113). Babcock. Blackwell Publishing, Oxford, United Kingdom.
- HERNÁNDEZ, D.; PÉREZ, M. & CORTÉS, F. 2017. Índices ponderados de abundancia relativa, obtenidos a partir de modelos lineales generalizados, considerando la presencia de valores nulos de captura. *Revista de Investigación y Desarrollo Pesquero*, 30, 5-41.
- HOYLE, S.D., SEMBA, Y., KAI, M. & OKAMOTO, H. 2017. Development of Southern Hemisphere porbeagle shark stock abundance indicators using Japanese commercial and survey data. WCPFC-SC13-2017/SA-IP-15, 69 pp.
- ICCAT (2020) Report of the 2020 porbeagle shark stock assessment meeting. Retrieved from [https://www.iccat.int/Documents/Meetings/Docs/2020/REPORTS/2020\\_POR\\_SA\\_ENG.pdf](https://www.iccat.int/Documents/Meetings/Docs/2020/REPORTS/2020_POR_SA_ENG.pdf)
- LO, N.C.; JACOBSON, L.D.; SQUIRE, J.L. 1992. Indices of relative abundance for fish spotter data based on delta-lognormal models. *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* 49, 2515–2526.
- LYNCH, P. D., SHERTZER, K. W., & LATOUR, R. J. 2012. Performance of methods used to estimate indices of abundance for highly migratory species. *Fisheries Research* (Amsterdam), 125-126, 27-39.
- MAS, F. 2012. Biodiversidad, abundancia relativa y estructura poblacional de los tiburones capturados por la flota de palangre pelágico en aguas uruguayas durante 1998 - 2009. Tesina de Licenciatura



- en Ciencias Biológicas (Master Thesis). Facultad de Ciencias, Universidad de la República de Uruguay. Retrieved from <https://www.colibri.udelar.edu.uy/jspui/bitstream/20.500.12008/1411/1/uy24-15679.pdf>
- MASSA, A.M., COLONELLO, J.H., NAVARRO, L. & PULIAFITO, R. 2015. Herramientas para promover acciones para la conservación de tiburón sardinero *Lamna nasus* y buenas prácticas pesqueras. INIDEP Inf. Ases. Transf. N°17/15.
- PONS, M. & DOMINGO, A. 2008. Estandarización de la CPUE del tiburón moro (*Isurus Oxyrinchus*) capturado por la flota de palangre pelágico de Uruguay (1992-2006). Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT, 62(5): 1526-1536.
- PULIAFITO, R. & MASSA, A.M. 2016. Manipulación de La captura de tiburón sardinero (*Lamna nasus*) en buques que operan en la región austral de la plataforma continental argentina. INIDEP Inf. Invest. N°21/16.
- R CORE TEAM. 2022. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <http://www.R-project.org/>
- SEMBA, Y., YOKAWA, K., MATSUNAGA, H. & SHONO, H. 2013. Distribution and trend in abundance of the porbeagle (*Lamna nasus*) in the southern hemisphere. *Marine and Freshwater Research*, 64, 518-529. <https://doi.org/10.1071/MF12272>
- SIQUEIRA, O. A. C. 2013. Análise de composição das capturas de elasmobrânquios na pesca de espinhel pelágico da frota de barcos estrangeiros no sudeste sul do Brasil entre 2003-2006. Universidade do vale do Itajaí, Brasil, 54 p
- SOTO, J. M. R. & MONTEALEGRE-QUIJANO, S. 2011. Elevação de Rio Grande, uma importante área de criação do tubarão-golfinho, *Lamna nasus* (Bonnaterre, 1788) (Chondrichthyes, Lamnidae) no Atlântico Sul. Resumo VII Reunião da SBEEL “Os tubarões e as raias como patrimônio vivo do Brasil” 7 a 12 de agosto de 2011 Universidade Federal do Rio Grande, FURG, Rio Grande, Brasil
- STEFANSSON, G. 1996. Analysis of groundfish survey abundance data: combining the GLM and delta approaches. *ICES J. Mar. Sci.* 53, 577–588.
- VIGNAUX, M. 1994. Catch per unit effort (CPUE) analysis of west coast South Island Cook Strait spawning hoki fisheries, 1987–93. NZ Fisheries Association Research Document No. 94/11.
- WAESSLE, J.A. & CORTÉS, F. 2011. Captura incidental, distribución y estructura de tallas de *Lamna nasus* en aguas argentinas (período 2006 – 2010). INIDEP Inf. Invest. N°84/2011