

Serie: Informes científico-técnicos del
Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras

Informe Técnico N°4

Estimación de la eficiencia de la rastra utilizada en la prospección de
abundancia de la vieira patagónica: comparación y validación de
distintos modelos por métodos de simulación



Autores: Marcelo J. Kittlein, Juan Alberti.
Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras (IIMyC) UNMdP-CONICET
Mar del Plata, Argentina

Citar como: Kittlein M, Alberti J (2022) Estimación de la eficiencia de la rastra utilizada en la prospección de abundancia de la vieira patagónica: comparación y validación de distintos modelos por métodos de simulación. Informe Técnico solicitado por Glaciar Pesquera S.A. y Wanchese Argentina S.R.L. Informes científico-técnicos del Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras N°4 (UNMdP-CONICET). 22pp

Este informe es el resultado de un Servicio Técnico de Alto Nivel (STAN; CONICET) a las Empresas Glaciar Pesquera S.A. y Wanchese Argentina S.R.L.

Las opiniones expresadas en este producto informativo son las de su(s) autor(es), y no reflejan necesariamente los puntos de vista o políticas del Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras.

ISSN 2796-9088

La “Serie: Informes científico-técnicos del Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras” se aloja en el sitio <https://www.iimyc.gov.ar/iimyc/es/informes-tecnicos/>

La utilización, redistribución, traducción y creación de obras derivadas de la presente publicación están autorizadas, a condición de que se cite la fuente original y que las obras que resulten sean publicadas bajo las mismas condiciones de libre acceso. Esta licencia se aplica exclusivamente al texto de la presente publicación. Para utilizar cualquier otro material que aparezca en ella (tal como textos, imágenes, ilustraciones o gráficos), será necesario pedir autorización a la Dirección del IIMyC iimyc@mdp.edu.ar. No está permitido utilizar el logotipo del IIMyC.

Si la obra se traduce, debe añadirse el siguiente descargo de responsabilidad junto a la referencia requerida: “La presente traducción no es obra del Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras (IIMyC). El IIMyC no se hace responsable del contenido ni de la exactitud de la traducción. La edición original en el/los idiomas que se publique será el texto autorizado”.

Mar del Plata, abril 2022

ESTIMACIÓN DE LA EFICIENCIA DE LA RASTRA UTILIZADA EN LA PROSPECCIÓN DE ABUNDANCIA DE LA VIEIRA PATAGÓNICA: COMPARACIÓN Y VALIDACIÓN DE DISTINTOS MODELOS POR MÉTODOS DE SIMULACIÓN

Marcelo Javier Kittlein¹ y Juan Alberti²

¹Grupo de Ecología y Genética de Poblaciones de Mamíferos.
Departamento de Biología. Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras (IIMyC).
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales, Universidad Nacional de Mar del Plata.
Consejo Nacional de Investigaciones Científica y Técnicas (CONICET),
Mar del Plata, Argentina. [Correspondencia: Marcelo J. Kittlein <kittlein@mdp.edu.ar>]

²Grupo de Ecología.
Departamento de Biología. Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras (IIMyC).
Facultad de Ciencias Exactas y Naturales, Universidad Nacional de Mar del Plata.
Consejo Nacional de Investigaciones Científica y Técnicas (CONICET),
Mar del Plata, Argentina.

RESUMEN. La conversión de densidad relativa a abundancia real implica necesariamente la estimación correcta de la eficiencia del arte de pesca utilizado en la prospección y es un punto crucial para el adecuado manejo de las pesquerías. En este informe presentamos resultados de la evaluación de cinco métodos diferentes para establecer la eficiencia del arte de pesca. Para ello realizamos simulaciones teniendo en cuenta las características de un experimento de agotamiento recientemente realizado por el INIDEP y que se llevó a cabo con el fin de evaluar la eficiencia de la red utilizada para la prospección de abundancia de la vieira patagónica. Para evaluar las estimaciones se simuló la realización secuencial de 4 barridos (cada uno con 40 lances) en un área experimental de 1 200 m x 100 m conteniendo 250 000 vieiras capturadas con una eficiencia conocida. Este procedimiento se repitió 1 000 veces. Se utilizaron los modelos de Leslie-Davis, DeLury, k-pases, no-lineal y espacial para estimar la eficiencia en cada simulación a partir de las capturas realizadas, las áreas de los lances y el esfuerzo pesquero realizado según corresponda a los distintos modelos. Entre los cinco modelos considerados, el modelo espacial fue el que proporcionó las estimaciones más precisas y menos sesgadas, por un amplio margen. Los modelos no-lineal y de Leslie-Davis tuvieron el mismo comportamiento, sobrestimando consistentemente la eficiencia real utilizada en las simulaciones. El modelo de DeLury proporcionó estimaciones con mayor desvío aún, también sobrestimando la eficiencia. El modelo de k-pases proveyó estimaciones que subestimaron consistentemente los valores reales de eficiencia. Por lo tanto, se procedió a calcular la eficiencia de la red en el experimento de agotamiento realizado recientemente por el INIDEP. Los datos del experimento fueron analizados para estimar la eficiencia con el modelo no-lineal y el modelo espacial. La estimación de la eficiencia con el modelo espacial fue de $e=0,28$ (intervalo de confianza del 95% en 0,18-0,44); con residuales del modelo extremos que no ajustan a una distribución normal. La corrección transformando los datos de captura a logaritmo dio una estimación de la eficiencia de $e=0,18$ (intervalo de confianza del 95% en 0,14-0,21; con residuales normalmente distribuidos). La estimación obtenida con el modelo no-lineal repitió nuevamente el valor 0,67 (intervalo de confianza 95% 0,540-0,782) reportado previamente por el INIDEP. Dada esta discrepancia, se realizó una nueva simulación, en este caso utilizando las posiciones de los lances del experimento del INIDEP. Para ello simulamos 10 veces el proceso de agotamiento utilizando valores de eficiencia de 0,18, 0,28 y 0,67 (valores de eficiencia contrastantes y cercanos a los estimados por el modelo espacial y el no-lineal respectivamente, a partir de los datos observados en el experimento del INIDEP). El modelo espacial proporcionó en ambas situaciones valores muy próximos a los reales mientras que el modelo no-lineal sobrestimó considerablemente la eficiencia. Esto manifiesta claramente la incapacidad del modelo no-lineal (y también de los modelos de Leslie-Davis, DeLury y k-pases) de proveer estimaciones adecuadas de eficiencia cuando los lances realizados se solapan espacialmente (en la magnitud que presentan en el experimento analizado). Por último se discute, considerando experiencias previas de este tipo de experimentos informadas en la literatura de pesquerías, las condiciones de diseño y de análisis que permiten una adecuada estimación de la eficiencia y su utilización en la estimación de la abundancia de los recursos bentónicos.

ABSTRACT. Estimation of dredge efficiency used for the prospection of the abundance of the patagonian scallop: comparison and validation of different models by simulation methods. The conversion of relative density to real abundance

necessarily implies the correct estimation of the efficiency of the fishing gear during surveys and is a crucial point for the proper management of the fisheries. In this report we present results of the evaluation of five different methods to assess the efficiency of the fishing gear. We performed simulations taking into account the characteristics of a depletion experiment recently carried out by INIDEP to assess the efficiency of the dredge used in surveys designed to estimate the abundance of the Patagonian scallop. To evaluate the performance of those methods, we simulated four sequential sweeps (40 tows each) in an experimental area of 1 200 m x 100 m containing 250 000 scallops caught with a known efficiency. This procedure was repeated 1,000 times. The Leslie-Davis, DeLury, k-passes, non-linear and spatial models were used to estimate the efficiency in each simulation. We considered observed catches, tows' areas, and actual fishing effort according to model requirements. Among the five models evaluated, the spatial model was by far the best performing model, given that it provided the most accurate and least biased estimates. The non-linear and Leslie-Davis models had the same behavior, consistently overestimating the real efficiency used in the simulations. The DeLury model provided estimates with even greater bias, also overestimating efficiency. The k-pass model provided estimates that consistently underestimated the true efficiency values. Afterwards we calculated dredge efficiency in the depletion experiment recently carried out by INIDEP. Data from this experiment were analyzed to estimate the efficiency with the non-linear and the spatial models. The efficiency estimate with the spatial model was $e = 0.28$ (95% confidence interval 0.18-0.44); with extreme model residuals that do not fit a normal distribution. The correction by transforming the catch data to logarithm provided an efficiency estimate of $e = 0.18$ (95% confidence interval at 0.14-0.21; with normally distributed residuals). The estimate obtained with the non-linear model repeated again the value 0.67 (confidence interval 95 pcnt 0.540-0.782) previously reported by INIDEP. Given this discrepancy, we performed a new simulation preserving tows' position used in the depletion experiment performed by INIDEP. We simulated the depletion process 10 times using efficiency values of 0.18, 0.28 and 0.67 (contrasting values close to those estimated by the spatial and non-linear models for the depletion experiment). The spatial model provided values very close to the real ones in both situations, while the non-linear model considerably overestimated the efficiency. This clearly highlight the inability of the non-linear model (and also of the Leslie-Davis, DeLury and k-pass models) to provide adequate estimates of efficiency when tows overlap spatially (at least in the magnitude they did in the depletion experiment analyzed here). Finally, considering previous evidence from depletion experiments reported in the fisheries' literature, we discuss the design and analysis that allow an adequate estimation of efficiency and their use in estimating the abundance of benthic resources.

Palabras clave: eficiencia, experimentos de agotamiento, modelo espacial, rastra, simulación de eventos pesqueros, vieira patagónica.

Key words: depletion experiments, dredge, efficiency, Patagonian scallop, simulation of fishing events, spatial model.

INTRODUCCIÓN

Un problema central en la ciencia de las pesquerías es cómo convertir la abundancia relativa de los organismos a abundancia absoluta (Rago *et al.* 2006). En este contexto es fundamental conocer la eficiencia del arte de pesca, ya que permite extrapolar los datos de las muestras (lances) a la población total (Fifas y Berthou 1999). Determinar esta eficiencia no es una tarea fácil, con el problema de que estimaciones equivocadas pueden sobrestimar o subestimar la biomasa disponible del recurso (Gedamke *et al.* 2004). Por este motivo, desde hace décadas se siguen desarrollando experimentos, modelos y nuevos análisis para tratar de determinar de forma más precisa la eficiencia de los artes de pesca (Leslie y Davis 1939; DeLury 1951; Gedamke *et al.* 2004; Rago *et al.* 2006; Hennen *et al.* 2012; Aubone *et al.* 2019).

A lo largo de los años se han acumulado varias estimaciones de eficiencia en distintas pesquerías de vieiras del mundo, con distintos tipo de fondo, artes de pesca y técnicas de estimación (Orensanz *et al.* 2016; **Tabla 1**), que denotan una considerable variabilidad intra e inter sitio. Por lo tanto, para determinar la abundancia del recurso en cuestión (y así tomar decisiones de manejo), no se pueden extrapolar datos de otras pesquerías para establecer los valores de eficiencia de las artes de pesca utilizadas en una pesquería dada. En particular, los experimentos de

agotamiento han sido utilizados para estimar la eficiencia de las artes de pesca cuando técnicas más directas como el buceo o filmaciones submarinas son impracticables (Rago *et al.* 2006).

Los primeros modelos de agotamiento para poblaciones cerradas fueron implementados por Leslie y Davis (1939) y DeLury (1947). Estos modelos asumen una relación simple entre la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) y la captura acumulada o el esfuerzo acumulado, respectivamente. Desde entonces, varios trabajos han utilizado estas aproximaciones para determinar la eficiencia de las artes de pesca (ver **Tabla 1** para ejemplos con vieiras). Pero no sólo se han utilizado estos modelos tal cual fueron propuestos, sino que ellos han sufrido modificaciones, extensiones o adaptaciones para mejorar su utilidad (e.g. Gould y Pollock 1997; Gedamke *et al.* 2004; Cao *et al.* 2014). Por ejemplo, Moran (1951), Zippin (1956) y después Carle y Strub (1978) y Gould y Pollock (1997) desarrollaron un método que es la extensión de un caso particular desarrollado por DeLury (1947).

Sin embargo, todas estas técnicas tienen el problema físico de definir los límites poblacionales (Joll y Penn 1990), la dificultad de definir el área efectivamente pescada (Walter III *et al.* 2007; particularmente en aguas abiertas), a la vez que no tienen en cuenta la distribución espacial de los lances, o sea, la magnitud de superposición entre ellos (Rago *et al.* 2006). Por estos motivos, y gracias al

desarrollo de técnicas más precisas de geolocalización, se han propuesto diferentes técnicas y estrategias que permitan superar estas dificultades (Joll y Penn 1990; Gedamke *et al.* 2005; Rago *et al.* 2006; Walter III *et al.* 2007). En particular, el modelo propuesto por (Rago *et al.* 2006; de ahora en más modelo espacial), es una aproximación espacialmente explícita que permite superar estas dificultades. La idea subyacente no es establecer la eficiencia a partir de una relación matemática entre la CPUE y la captura o esfuerzo acumulado, sino reconstruir la eficiencia a partir de la ubicación real de los lances y su secuencia temporal.

Brevemente, el modelo espacial plantea que para cada lance se calcule la proporción de su superficie que fue barrida previamente y con qué intensidades (e.g., proporción barrida previamente 1 vez, 2 veces, ..., n-veces). Una primera evaluación de la validez de este modelo mostró que tuvo un buen desempeño en condiciones realistas para la almeja *Spisula solidissima*, especialmente cuando el tamaño de la grilla fue sensiblemente menor al ancho del lance (Hennen *et al.* 2012). Simulaciones posteriores destinadas a evaluar las debilidades de este método mostraron que la certeza aumenta al aumentar el número de lances, el solapamiento entre ellos y cuando no hay una gran heterogeneidad en la distribución de la especie estudiada (Poussard *et al.* 2021).

En base a toda esta información, el panel externo del taller de revisión general de la pesquería de vieira patagónica (Parma *et al.* 2019) recomendó un nuevo análisis de los datos obtenidos en el experimento de agotamiento teniendo en cuenta el grado de solapamiento entre lances. Dado que existen numerosas formas de evaluar la eficiencia de los artes de pesca, que todas ellas presentan debilidades o puntos sensibles, y que son un cálculo fundamental para evaluar la abundancia de un recurso de interés, el objetivo de este informe es obtener estimaciones de la eficiencia de la rastra utilizada por el INIDEP para la evaluación de la pesquería de la vieira patagónica (*Zygochlamys patagonica*) utilizando diferentes metodologías y validar los distintos métodos a través de simulaciones del experimento de agotamiento donde las capturas realizadas tienen valores de eficiencia conocidos. En particular, se determinó la eficiencia de la rastra para los lances reportados por Aubone *et al.* (2019, ver Campodónico *et al.* 2018) utilizando los métodos de Leslie y Davis (1939), DeLury (1947), Carle y Strub (1978), Aubone *et al.* (2019) y Rago *et al.* (2006).

METODOLOGÍA

Estimaciones de eficiencia en trabajos científicos

Se revisó la bibliografía en busca de publicaciones que refirieran a estimaciones de eficiencia en artes de pesca utilizados en prospección de vieiras. Para ello se realizó una búsqueda en Google Académico con los términos *scallop* y *gear efficiency*. Además, se revisó la bibliografía citada por estos trabajos, por si había otros que no hubieran surgido en la búsqueda anterior.

Revisión de lances

En primer lugar se hizo una revisión general de las características de los lances reportados por Aubone *et al.* (2019, ver Campodónico *et al.* 2018), para identificar potenciales errores que eventualmente pudieran afectar a los resultados. Esta revisión incluyó:

1. *Longitud de los lances*: Utilizando la posición inicial y final se determinó la longitud de los lances, y se marcaron aquellos que *a priori* parecen demasiado cortos para el tiempo de arrastre reportado.
2. *Superficie de los lances*: Para cada lance, se comparó la superficie estimada en este informe (a partir de las posiciones iniciales y finales, y considerando un ancho de 2,5 m) con la reportada por el INIDEP. Con este procedimiento se identificaron todos los lances con una discrepancia mayor al 25 %.
3. *Captura por unidad de superficie*: Teniendo el largo del lance, y asumiendo un ancho de 2,5 m (que es la abertura de la rastra), se determinó la superficie barrida por cada lance. Luego se estableció, para cada lance, la captura por superficie barrida. Con estos datos se identificaron lances con capturas extremadamente grandes para la superficie barrida.
4. *Relación submuestra - captura*: Se analizó la correspondencia entre el peso reportado de la submuestra y la captura total. Esta información se utilizó para identificar posibles errores en el peso de la submuestra o la captura (e.g., si una captura registra un valor menor que el de la submuestra), y para identificar discrepancias muy grandes entre estas dos variables que potencialmente pudieran indicar algún error.

Recálculo de la ubicación de los lances

La posición de los lances informados por Aubone *et al.* (2019, ver Campodónico *et al.* 2018) corresponde a la registrada en el puente del buque utilizado durante el experimento de agotamiento. Si bien esto no es un problema en cuerpos de agua someros, el error de ubicación con respecto a la posición de la rastra en cuerpos de agua más profundos puede llevar a estimaciones equivocadas de capturabilidad (Hennen *et al.* 2012; Wilberg *et al.* 2013). Para corregir su posición debido al largo de cable utilizado, se recalcularon sus posiciones utilizando trigonometría elemental (ver Fig. 1).

Estimación de la eficiencia

Para estimar la eficiencia de la rastra se utilizaron 5 modelos (Leslie, DeLury, k-pases, no-lineal y espacial).

Modelo de Leslie-Davis

El método asume una población cerrada, ya que durante el transcurso del experimento (de duración breve), no ocurren nacimientos, ni muertes, ni desplazamiento de individuos fuera o dentro del área (ver Ogle 2018; p 193). El número o abundancia inicial se indica con N_0 . El número o la abundancia al comienzo de la *i*-ésima extracción es el tamaño de la población inicial menos la captura acumulada

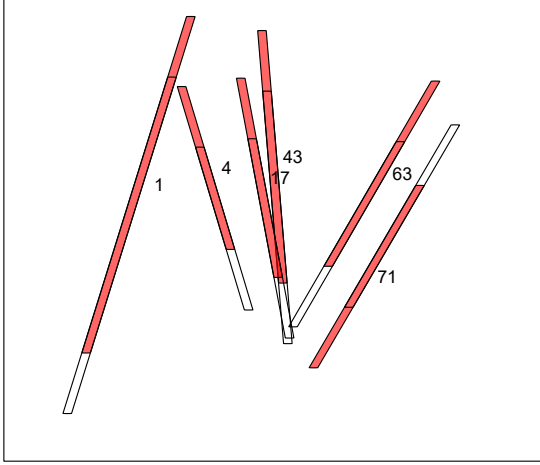


Fig. 1. Las coordenadas geográficas de los lances informados por Campodónico *et al.* (2018) corresponden a la posición del puente del buque al momento del inicio y la finalización del lance (polígonos blancos, parcialmente debajo de los rojos). La posición efectiva de la rastra fue corregida retrasando cada lance 400 m en la dirección de recorrido del lance (polígonos rojos). Los números a la derecha de los lances indican su orden en la secuencia temporal según lo reportado por el INIDEP. La mayoría de los lances se realizaron siguiendo un desplazamiento N-S. En la derecha se observa alguno de los pocos lances que se realizaron siguiendo un rumbo S-N (lance 71). Las escalas de los ejes no corresponden a la escala real para que se pueda ver con mayor detalle la sección horizontal de los lances.

antes de la *i*-ésima extracción, K_{t-1} . Así,

$$N_t = N_0 - K_{t-1} \quad (1)$$

$K_{t-1} = C_1 + C_2 + \dots + C_{t-1} = \sum_{i=1}^{t-1} C_i$. C_i es la captura de la *i*-ésima eliminación, $t > 1$ y $K_0 = 0$. Además, se asume que la CPUE en el *i*-ésimo evento de remoción, $\frac{C_t}{f_t}$, es proporcional a la población existente en el momento del *i*-ésimo evento de remoción, N_t , es decir,

$$\frac{C_t}{f_t} = qN_t \quad (2)$$

donde f_t es el nivel de esfuerzo para la *i*-ésima remoción y q es el coeficiente de capturabilidad constante. El coeficiente de capturabilidad representa la fracción de la población que se elimina por una unidad de esfuerzo pesquero. El modelo del método de Leslie se deriva sustituyendo la Ecuación 1 en la Ecuación 2 para N_t y simplificando;

$$\begin{aligned} \frac{C_t}{f_t} &= q(N_0 - K_{t-1}) \\ \frac{C_t}{f_t} &= qN_0 - qK_{t-1} \end{aligned} \quad (3)$$

La ecuación 3 tiene la forma de un modelo lineal donde $\frac{C_t}{f_t}$ es la variable respuesta, K_{t-1} es la variable explicativa, $-q$

es la pendiente, y qN_0 es el intercepto. Así, el negativo de la pendiente de este modelo es \hat{q} , un estimador del coeficiente de capturabilidad. La estimación de la abundancia inicial \hat{N}_0 se encuentra dividiendo el intercepto estimado por \hat{q} . Visualmente, \hat{N}_0 es la intersección de la línea de regresión con el eje de abscisas, o la captura acumulada cuando la CPUE es igual a cero.

La estimación de la eficiencia se obtiene como $e = (1 - e^{-qf_t}) A/a$; donde A representa el área total del experimento, a el área del lance y f_t el esfuerzo asociado a cada lance.

Los supuestos del modelo de Leslie-Davis son:

- La población es cerrada; no hay pérdida ni adición de individuos por eventos demográficos.
- La capturabilidad es constante a lo largo de todo el período del experimento.
- Las remociones deben ser de una magnitud tal como para reducir sustancialmente la CPUE.
- Las capturas remueven más del 2% de la población.
- Todos los individuos son igualmente susceptibles a la captura.
- Los eventos (lances) de pesca son independientes (no hay lances simultáneos).

Modelo de DeLury

Cuando la fracción de la población extraída por una unidad de esfuerzo de pesca es pequeña (menos de 0,02), entonces q puede considerarse como una tasa instantánea. Además, si la población es cerrada, de modo que la única fuente de cambio en la población se debe a este esfuerzo de pesca, entonces la fracción de la población que queda en el momento de la *i*-ésima extracción es

$$\frac{N_t}{N_0} = e^{-qE_{t-1}} \quad (4)$$

donde E_{t-1} es el esfuerzo acumulado antes del tiempo t .

$$E_{t-1} = f_1 + f_2 + \dots + f_{t-1} = \sum_{i=1}^{t-1} f_i$$

Re-arreglando la ecuación 4, se expresa N_t como una función de N_0

$$N_t = N_0 e^{-qE_{t-1}} \quad (5)$$

Sustituyendo la ecuación 5 en la ecuación 2 tenemos

$$\frac{C_t}{f_t} = qN_0 e^{-qE_{t-1}} \quad (6)$$

Logaritmos a ambos lados de la ecuación 6

$$\log\left(\frac{C_t}{f_t}\right) = \log(qN_0) + \log(e^{-qE_{t-1}})$$

$$\log\left(\frac{C_t}{f_t}\right) = \log(qN_0) - qE_{t-1} \quad (7)$$

La última expresión de la ecuación 7 tiene la forma de un modelo lineal donde $\log\left(\frac{C_t}{f_t}\right)$ es la variable respuesta, E_{t-1} es la variable explicativa, $-q$ es la pendiente, y $\log(qN_0)$ es el intercepto. El negativo de la pendiente es entonces \hat{q} . \hat{N}_0 se obtiene como $\frac{e^{\text{intercepto}}}{\hat{q}}$.

La estimación de la eficiencia se obtiene como $e = (1 - e^{-qf_t}) A/a$; donde A representa el área total del experimento y a el área del lance y f_t el esfuerzo asociado a cada lance.

Los supuestos del método de DeLury son los mismos que los del método de Leslie-Davis; con mejor comportamiento si las remociones afectan menos del 2% de la población inicial.

Modelo de k pases

Otro método de agotamiento para estimar el tamaño de la población es el método de agotamiento de k-pases (Ogle 2018). En este método, una población cerrada se muestrea repetidamente k veces con la misma cantidad de esfuerzo. En cada "pase" de muestreo, se registra el número de individuos capturados y los individuos se eliminan físicamente de la población. Con ciertos supuestos, el tamaño total de la población se puede estimar a partir del número de animales extraídos sucesivamente.

Bajo los supuestos de que la población está cerrada (excepto por la remoción de animales en cada pasada) y que la probabilidad de captura de un animal (definida como p) es constante para todos los animales y de muestra a muestra, entonces la función de verosimilitud para el vector de capturas sucesivas, \vec{C} , dado el tamaño de la población, N_0 , y la probabilidad de captura es

$$L(\vec{C}|N_0, p) = \frac{N_0! p^T q^{kN_0 - X - T}}{(N_0 - T)! \prod_{i=1}^k C_i!} \quad (8)$$

donde $q = 1 - p$ es la probabilidad de escape, C_i es el número de animales capturados en el i -ésimo período de remoción, k es el número total de períodos de remoción, $T = \sum_{i=1}^k C_i$ es el número total de individuos

capturados y $X = \sum_{i=1}^k (ki)C_i$. Desafortunadamente, la maximización de esta función de probabilidad no es "directa". Afortunadamente, Zippin (1956) y Zippin (1958) mostraron un método para resolver iterativamente para q y N_0 . Carle y Strub (1978) mostraron más tarde una ligera modificación del método de Zippin donde el $N_0 \geq T$ más pequeño que resuelve

$$\left(N_0 + \frac{1}{2}\right) (kN_0 - X - T)^k - \left(N_0 - T + \frac{1}{2}\right) (kN_0 - X)^k \geq 0 \quad (9)$$

es el estimador de máxima verosimilitud.

Una vez que se encuentra N_0 resolviendo iterativamente, entonces,

$$SE_{\hat{N}_0} = \sqrt{\frac{\widehat{N}_0 (1 - q^k) q^k}{(1 - q^k)^2 - (pk)^2 q^{k-1}}} \quad (10)$$

$$\hat{p} = \frac{T}{kN_0 - X} \quad (11)$$

$$SE_{\hat{p}} = \frac{(qp)^2 (1 - q^k)}{\widehat{N}_0 [q(1 - q^k)^2 - (pk)^2 q^k]} \quad (12)$$

La estimación de la eficiencia la provee directamente \hat{p} . El método descrito anteriormente fallará si el número de organismos extraídos en la última pasada es mayor o igual que el número de organismos extraídos en la primera pasada. En otras palabras, de manera similar a los métodos de Leslie y DeLury, los métodos de remoción de k-pases funcionarán apropiadamente solo si las capturas se reducen sustancialmente por remociones previas.

Modelo no-lineal

En su evaluación de la eficiencia de la rastra utilizada por el INIDEP, Aubone *et al.* (2019) utilizaron un modelo no-lineal que tiene como parámetro característico el número de individuos al inicio del experimento, N_i , del cual derivan la supervivencia entre lances, p , utilizando la captura total a lo largo del experimento, CT , para estabilizar las estimaciones. En este modelo, entonces:

$$p = (1 - CT/N_i)^{\frac{1}{l_n}} \quad (13)$$

C_l captura esperada en el lance l y l_n es el número de lances.

$$C_l = N_i (1 - p)^{l-1} \quad (14)$$

$$e = (1 - p) \frac{A}{a_l} \quad (15)$$

La estimación de N_i , y su relación con e , se obtuvo minimizando el menos logaritmo de la verosimilitud suponiendo una distribución normal (ver Fig. 8).

Modelo espacial

A continuación mencionamos dos aproximaciones muy similares a las desarrolladas en este estudio. Para la estimación de eficiencia, ellas tuvieron en cuenta la intensidad de barridos previos en cada sección de los lances realizados por el arte de pesca.

Rago *et al.* (2006) y Hennen *et al.* (2012) presentan evaluaciones que consideran la distribución espacial del esfuerzo pesquero para corregir la captura esperada en relación a la historia de pesca previa del área circunscrita por el lance. Por la disponibilidad actual de herramientas para manejar la información espacial con precisión, la

implementación de este modelo en este informe cuenta con menos limitaciones que las que se plantean en la formulación original.

El concepto fundamental consiste en que el polígono de cada lance contiene una variación espacial en la historia de barridos previos realizados durante el experimento de agotamiento. Esta heterogeneidad se utiliza para calcular la captura esperada para la totalidad del área del lance, en función de las proporciones del área afectada por distinto número de barridos, como describimos a continuación.

Descripción del procedimiento

En la Fig. 2 vemos cómo muchos de los lances realizados durante el experimento de agotamiento se solapan espacialmente. Este solapamiento resulta en que el área que corresponde a un lance particular ha sido barrida con distintas intensidades por los lances que lo precedieron. Así, por ejemplo, el primer lance no ha sido barrido previamente por ningún lance. Los primeros lances, en general, no se solapan con ningún lance previo; pero a medida que el área experimental va siendo barrida por la rastra, los lances se van situando en el espacio que ha sido, en algunos casos, intensamente barrido.

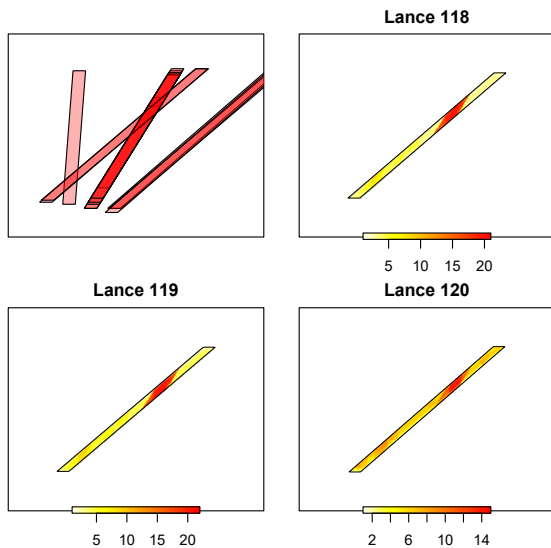


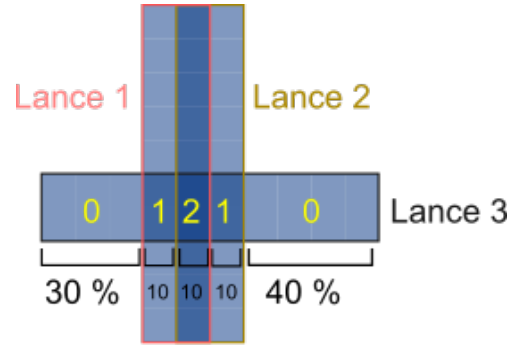
Fig. 2. Solapamiento espacial entre los lances. Cada lance se realiza sobre el fondo marino que pudo haber sido barrido por otros lances previos. Arriba izquierda: disposición espacial de algunos lances seleccionados (las zonas de rojo más intenso corresponden a regiones donde el solapamiento con lances previos es mayor). Los otros paneles muestran la intensidad de barrido previo en las distintas zonas de un lance dado (indicado en la parte superior de cada panel). La escala de color señala la variación de la intensidad de barrido. Las escalas de los ejes no corresponden a la escala real para que se pueda ver con mayor detalle la variación horizontal de la intensidad de barrido.

Para calcular la captura esperada en el modelo espacial, se utiliza la historia previa de barrido. De este modo, la captura esperada para el lance l , \hat{C}_l se obtiene multiplicando la eficiencia por la densidad de vieiras al inicio del experimento ponderada por las distintas intensidades de

barrido a lo largo del lance por el área del mismo.

$$C_l = e\delta \sum \frac{a_{l_{bi}}}{a_l} (1 - e)^i \quad (16)$$

donde δ es la densidad al inicio del experimento y es un parámetro a estimar junto con la eficiencia; $a_{l_{bi}}$ es el área del lance barrida i veces, a_l es el área del lance, y e es la eficiencia (Fig. 3).



De la superficie del lance 3:

- * 70 % no fue barrido antes
- * 20% fue barrido una vez antes
- * 10 % fue barrido dos veces antes

Fig. 3. Esquema que ilustra la base del modelo espacial. Los rectángulos azules son las áreas de tres hipotéticos lances sucesivos. Azules más oscuros indican más superposiciones en esa zona. Los números en amarillo indican el número de superposiciones para esa intensidad de color azul. El ejemplo está centrado en el tercer lance de la secuencia (el lance 1 no tendría ninguna superposición porque fue el primero, y el lance 2 tendría un 50% de superposición con el primer lance). Los valores de % en color negro representan el área del lance 3 correspondiente al número en amarillo de más arriba. Los valores en % que figuran al final de la imagen para el lance 3, pero expresados en proporciones, serían el cociente de la ecuación 16 (proporción de las distintas intensidades de barrido).

La captura observada se ajustó a la captura esperada en la ecuación 16 minimizando el menos logaritmo de la verosimilitud para los estimadores de la densidad inicial y de la eficiencia suponiendo una distribución normal. Este ajuste puede realizarse considerando una distribución lognormal o alguna variante de distribución que describan adecuadamente datos con distribución espacial agrupada (tipo Neyman o binomial negativa; Hilborn y Mangel 1997, ver ANEXO I: PROCEDIMIENTOS UTILIZADOS.).

El intervalo de confianza para la eficiencia se obtuvo obteniendo el perfil de verosimilitud (para valores fijos de eficiencia se estima la densidad inicial que minimiza el $-\log$ de la verosimilitud, y estableciendo los límites del intervalo en aquellos valores de eficiencia que corresponden al mínimo del logaritmo de la verosimilitud $+\frac{1}{2}\chi^2(1; 0, 95)$, ver Hilborn y Mangel (1997:173).

Simulación de lances de prospección

Para evaluar la precisión y el sesgo de las estimaciones de eficiencia realizadas por los distintos modelos, se realizó

una simulación del experimento de agotamiento utilizando valores de eficiencia conocida. En primer término se delimitó un rectángulo de dimensiones similares al utilizado en el experimento de agotamiento realizado por el INIDEP (1200 m de latitud y 100 m de longitud en coordenadas UTM). Dentro de este rectángulo se generaron aleatoriamente posiciones iniciales en el extremo superior del mismo, proyectando las posiciones inferiores una distancia variable que corresponde a la esperada si se realizaran los lances a 4 nudos durante 10 minutos. Las posiciones iniciales y finales se generaron con una variación ajustada para que exista cierta superposición entre los lances (expandidos a un ancho de 2,5 m, para que tengan un grado de solapamiento cercano al observado en los lances del experimento de agotamiento realizado por el INIDEP [área de la intersección entre lances ~ 8 veces el área de los lances]). Este procedimiento se repitió 4 veces, tratando de representar 4 barridos en la zona del experimento simulado, totalizando 160 lances (40 por barrido).

En el área experimental se dispusieron aleatoriamente en el espacio 250 000 puntos, que corresponden a la posición de las vieiras potencialmente incluidas en los lances simulados. Para cada lance, se determinó secuencialmente los puntos (vieiras) incluidos a partir de un muestreo binomial con probabilidad e , que representa la eficiencia, de que las vieiras dentro del área del lance sean incluidas en el mismo y constituyan la captura realizada por el lance. El esfuerzo asociado a cada lance se estableció como el tiempo estimado en recorrer la trayectoria del mismo por un buque a 4 nudos (~ 10 minutos).

Este procedimiento se simuló 500 veces con distintas disposiciones de lances y valores de eficiencia aleatorios entre 0,2 y 0,8. Para cada simulación se obtuvo la captura y el esfuerzo correspondiente a cada uno de los 160 lances virtuales y se estimó la eficiencia para cada simulación utilizando los modelos de Leslie, DeLury, k-pases, no-lineal y espacial.

Simulación de la captura a partir de los lances utilizados en los análisis del INIDEP

El mismo procedimiento descrito anteriormente se realizó utilizando la posición de los lances analizados en el experimento de agotamiento realizado por el INIDEP (corregidos retrasando la posición de la rastra 400 m); utilizando valores de eficiencia de 0,67 (estimado por Aubone *et al.* 2019), 0,28 y 0,18 (estimados por el modelo espacial; 100 simulaciones para cada valor; ver [Evaluación de eficiencia simulando con los lances observados](#)).

El código R de los procedimientos de análisis y simulación se presenta al final del informe (ver [ANEXO I: PROCEDIMIENTOS UTILIZADOS](#)).

RESULTADOS

Estimaciones de eficiencia en trabajos científicos

Se encontraron 28 trabajos reportando un total de 41 valores de eficiencia, cuya síntesis se puede ver en la [Tabla 1](#). Los valores de eficiencia estimados en los trabajos

recopilados varían entre 2,1% y 67,5 %, con una media de 32,5% y una mediana de 30 %. Sin embargo, se puede apreciar una gran variabilidad, que puede ser atribuible al tipo de arte de pesca, al tipo de fondo, a la especie considerada o incluso a la técnica utilizada.

Revisión de lances

La revisión de los lances nos permitió identificar aquellos que podrían afectar los resultados y que por lo tanto debieron ser excluidos de la mayoría de los análisis posteriores. En la [Fig. 4A](#) se puede observar que hay dos lances (19 y 110) con desplazamientos extremadamente cortos. De hecho, para el lance 19 se reporta la misma posición inicial y final; es decir, no hubo desplazamiento, aunque sí se reporta captura. Si bien hay otros lances que despiertan dudas, no fueron eliminados por no poder determinar concluyentemente que esos valores reportados sean incorrectos. Llama la atención también que el área reportada para los lances, no se corresponde en muchos casos con la calculada en base a las posiciones iniciales y finales reportadas [Fig. 4B](#). Como en este informe las áreas de los lances se estimaron independientemente en base a dichas posiciones, no consideramos estas discrepancias como problemáticas. Sin embargo, podría ser que estén mal reportadas las posiciones iniciales y finales, algo que sí podría afectar a los resultados de este informe (aunque probablemente no de forma sustancial). Si se suma lo mostrado en las dos figuras previas con lo reflejado en la [Fig. 4C](#), parece evidente que habría algún error con el lance 110, ya que se ve que es por mucho el lance con mayor captura por metro cuadrado. Esto se vuelve aún más improbable si se tiene en cuenta que esa superficie había sido barrida enteramente por lances previos (datos no mostrados). Por último, con la [Fig. 4D](#) se pudo identificar un lance (145) con mayor peso de submuestra que de captura total, pero como esta diferencia fue muy pequeña, no afectaría a los resultados y por lo tanto el lance no fue eliminado de los análisis. También llama la atención que en la mayoría de los casos el peso de la submuestra y el de la captura total fuera prácticamente el mismo salvo algunas excepciones. Esto es particularmente llamativo si se tiene en cuenta que se analizaron submuestras más grandes que muchas capturas totales que fueron analizadas con submuestras más pequeñas. Más allá de estas dudas, el análisis no mostró evidencias de posibles errores que pudieran afectar a los resultados de forma significativa y por lo tanto no se descartaron más lances de los siguientes análisis (sólo el 19, y el 110 en el caso del modelo espacial).

Corrección de la posición de la rastra

La corrección de la posición de la rastra (400 m) por detrás de la posición informada en Campodónico *et al.* (2018) resulta en una leve (y estadísticamente no significativa) concentración espacial de los lances. La distancia media al centroide de los lances pasó de 113,7 m a 101,7 m luego de efectuar la corrección (prueba t apareada; $t = 0,757$, $df = 141$, $p = 0,4502$).

Tabla 1

Resumen de trabajos que presentan valores de eficiencia para diferentes especies de vieiras, lugares del mundo, tipos de fondo, artes de pesca y métodos de estimación. Los valores entre paréntesis reflejan el rango o intervalo de confianza a menos que se indique otra cosa. Las dos últimas letras en la columna de “Sitio” representan el código del país. *: Más de un rango de tamaños analizado, sólo se reporta el mayor; +: Citado por Iribarne *et al.* (1991); -: Citado por Orensanz *et al.* (2016)

Referencia	Especie	Sitio	Fondo	Técnica	Método de estimación	Eficiencia
Beukers-Stewart <i>et al.</i> (2001)	<i>Pecten maximus</i>	Isla de Man, UK	Mezcla de guijas, arena y barro	Draga	Leslie-DeLury	* 29,5 % (SE = 6,29)
Beukers-Stewart <i>et al.</i> (2001)	<i>Pecten maximus</i>	Isla de Man, UK	Mezcla de guijas, arena y barro	Draga	buceo	* 40,1 % (SE = 5,05)
Caddy (1968)	<i>Placopecten magellanicus</i>	Golfo de San Lorenzo, CA	Barro y arena	Draga	Buceo + corrales	2,1 % (0,69 - 8,31)
Caddy (1971)	No especificado	Banco Georges, CA	Grava	Draga	Fotografías	15,4 % (9,6 - 20,3)
Currie y Parry (1999)	Mostly <i>Pecten fumatus</i>	Bahía Port Phillip, AU	Barro	Draga 'Peninsula'	DeLury	51 - 56 %
Currie y Parry (1999)	Mostly <i>Pecten fumatus</i>	Bahía Port Phillip, AU	Arena	Draga 'Peninsula'	DeLury	38 - 44 %
Dickie (1955)	<i>Placopecten magellanicus</i>	Bahía de Fundy, CA	Rugoso con rocas grandes	Draga	Marcado	4,9 ± 0,5
Dickie (1955)	<i>Placopecten magellanicus</i>	Bahía de Fundy, CA	Plano con rocas pequeñas	Draga	Marcado	12,2 ± 2,47
Fifas y Berthou (1999)	<i>Pecten maximus</i>	Canal de la Mancha, FR	Ambos, blando y rugoso	Draga	Buceo y formulas matemáticas	57,1 - 67,5 %
Gedamke <i>et al.</i> (2004)	<i>Placopecten magellanicus</i>	Banco Georges, US	Mayormente arena	Draga de New England	Análisis espacial	42,7 % (35,5 - 52,5)
Gedamke <i>et al.</i> (2005)	<i>Placopecten magellanicus</i>	Banco Georges, US	No especificado	Draga	Método 'index-removal'	54 % (41 - 54)
Gruffydd (1972)	<i>Pecten maximus</i>	Isla de Man, UK	No especificado	Draga Manx	Sembrado de individuos marcados	15 %
Hall-Spencer <i>et al.</i> (1999)	<i>Pecten jacobaeus</i>	Golfo de Venecia, IT	Arena	Arrastre 'Rapido'	Videos antes y después	44 %
Hinz <i>et al.</i> (2012)	<i>Aequipecten opercularis</i>	Isla de Man, UK	Arena fina	Draga 'Queen'	Antes y después	4,3 %
Hinz <i>et al.</i> (2012)	<i>Aequipecten opercularis</i>	Isla de Man, UK	Arena fina	Draga 'New queen'	Antes y después	43,1 %
Hinz <i>et al.</i> (2012)	<i>Aequipecten opercularis</i>	Isla de Man, UK	Arena fina	Arrastre	Antes y después	36,4 %
Iribarne <i>et al.</i> (1991)	<i>Chlamys tehuelcha</i>	Golfo San Matías, AR	Arena y guijarros	Draga	Leslie	15,6 % (8,5 - 27,2)
Iribarne <i>et al.</i> (1991)	<i>Chlamys tehuelcha</i>	Golfo San Matías, AR	Arena y guijarros	Draga	DeLury	21,3 % (11,4 - 37,3)
Joll y Penn (1990)	Amusium balloti	Bahía Shark, AU	Arena	Arrastre	Leslie	59,7 - 64,4 %
Lasta e Iribarne (1997)	<i>Zygochlamys patagonica</i>	SO Atlántico, AR	Arena fina	Arrastre	Leslie	29,2 % (23,8 - 33,8)
Lasta e Iribarne (1997)	<i>Zygochlamys patagonica</i>	SO Atlántico, AR	Arena fina	Arrastre	DeLury	29,4 % (23,6 - 34,1)
McLoughlin <i>et al.</i> (1991)	<i>Pecten fumatus</i>	Estrecho de Bass, AU	Arenas medias y gruesas	Draga de barro australiana	Sembrado	* 12,1 % (6,4 - 18)
McLoughlin <i>et al.</i> (1991)	<i>Pecten fumatus</i>	Estrecho de Bass, AU	Arenas medias y gruesas	Draga de barro australiana	Sembrado	* 14 % (10,7 - 18,9)
Miller <i>et al.</i> (2019)	<i>Placopecten magellanicus</i>	Noreste de US	Granos fino (arena y barro)	Draga 'New Bedford'	Fotografías y modelos matemáticos	40 %
Miller <i>et al.</i> (2019)	<i>Placopecten magellanicus</i>	Noreste de US	Granos grueso (guijarros y rocas)	Draga 'New Bedford'	Fotografías y modelos matemáticos	27 %
Northeast Fisheries Science Center (U.S.) (2004)	No especificado	Noreste de US	No especificado	Draga de reconocimiento del NEFSC	Videos	38 %, 63 %, 51 %, 33 %, dependiendo de la región; En conjunto: 46 %
Walter III <i>et al.</i> (2007)	<i>Placopecten magellanicus</i>	Banco Georges, CA	Arena o arena y guijas	Draja	DeLury espacialmente explícito	46 % (20 - 55)
Jamieson 1978 + Dupoy 1978 +	<i>Placopecten magellanicus</i>	No especificado	No especificado	No especificado	No especificado	20 %
Jamieson 1978 + Dupoy 1978 +	<i>Pecten maximus</i>	No especificado	No especificado	Draga con y sin placa de presión	Marcado	30 - 35 %
Mason <i>et al.</i> 1982 + Mason & Kinner 1979 + Shafee 1979 +	<i>Pecten maximus</i>	No especificado	No especificado	Draga	Videos	18 - 36 %
Mason <i>et al.</i> 1982 + Mason & Kinner 1979 + Shafee 1979 +	<i>Pecten maximus</i>	No especificado	No especificado	Draga	Buceo	18,3 - 20,7 %
Mason <i>et al.</i> 1982 + Mason & Kinner 1979 + Shafee 1979 +	<i>Chlamys varia</i>	Rada de Brest, FR	No especificado	Draga con placa de presión	Buceo	6,7 - 28,3 %
Dupoy & Latrouite 1976 + Gwyther <i>et al.</i> 1986 + Gwyther & McShane 1984 +	<i>Chlamys opercularis</i>	FR	No especificado	No especificado	Buceo	17 %
Dupoy & Latrouite 1976 + Gwyther <i>et al.</i> 1986 + Gwyther & McShane 1984 +	<i>Pecten fumatus</i>	Victoria, AU	No especificado	No especificado	Buceo	37 - 50 %
Dupoy & Latrouite 1976 + Gwyther <i>et al.</i> 1986 + Gwyther & McShane 1984 +	<i>Pecten fumatus</i>	Bahía Port Phillip, AU	No especificado	No especificado	Buceo	42 - 62 %
Butcher <i>et al.</i> 1981 + Buestel <i>et al.</i> 1985 -	<i>Pecten fumatus</i>	Bahía de Jervis, AU	No especificado	No especificado	No especificado	26 %
Butcher <i>et al.</i> 1981 + Buestel <i>et al.</i> 1985 -	<i>Pecten maximus</i>	No especificado (¿FR?)	Blandos y duros	Draga francesa (Erquy)	No especificado	30 % y 67 %

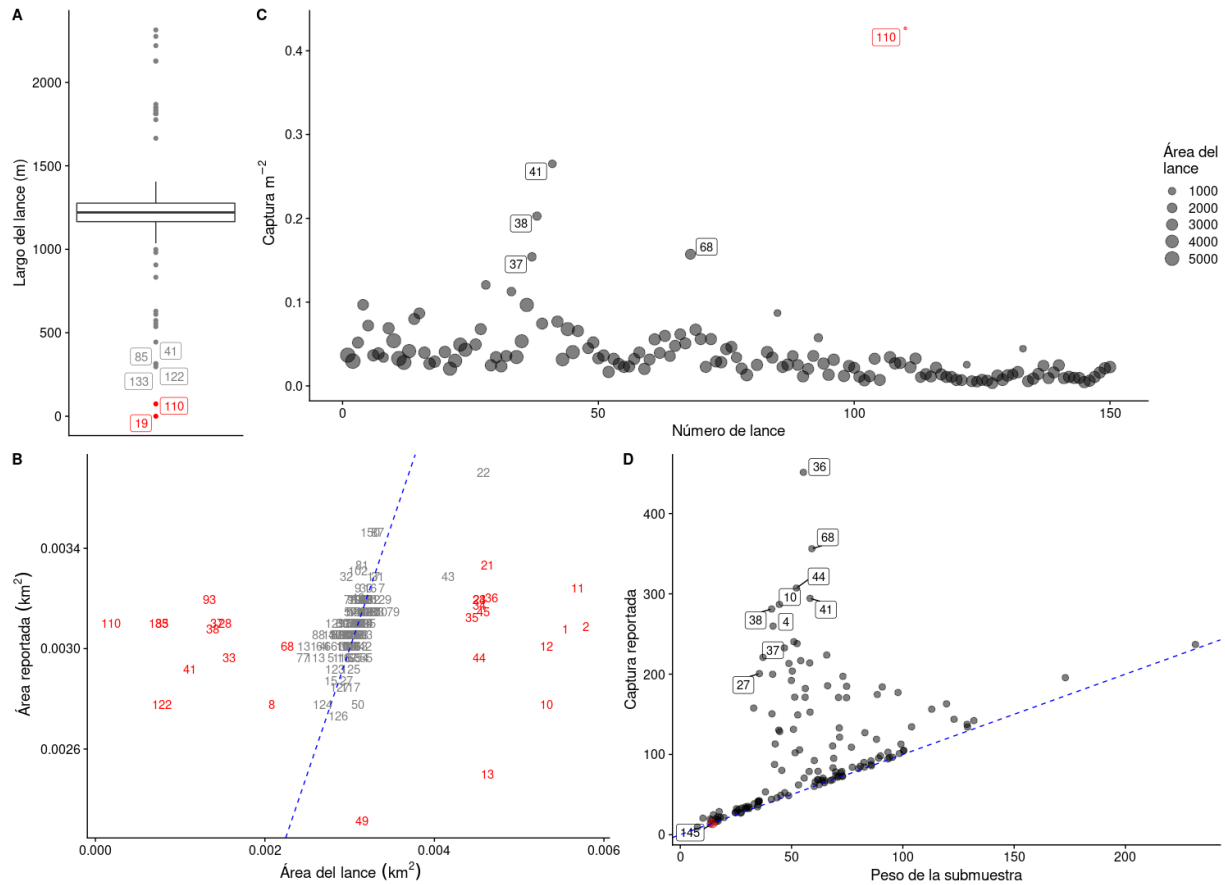


Fig. 4. (A) Diagrama de caja representando el largo (m) de los lances según los datos de posición inicial y final reportados por Campodónico *et al.* (2018). La línea horizontal representa la mediana. La caja incluye al 50% de los datos (entre el primer y el tercer cuartil), las líneas verticales incluyen valores alejados hasta un 50% del rango de la caja y los puntos representan al resto de los datos. Los números contenidos en recuadros indican el número de lance, y los puntos en rojo destacan lances con desplazamientos nulos o extremadamente cortos. (B) Relación entre el área de los lances estimada en este informe (eje x) y la reportada por Campodónico *et al.* (2018). La línea cortada refleja la relación 1:1 y los números reflejan a cada uno de los lances. En rojo se resaltan aquellos lances que se alejan más de un 25% de la recta 1:1. (C) Captura reportada por m² (superficie estimada de forma independiente) en función del número de lance. El tamaño de los puntos refleja la superficie del lance (en m²) y el punto en rojo resalta un valor llamativamente alto (particularmente considerando que esa superficie fue barrida por completo varias veces antes). (D) Relación entre el peso de la submuestra y la captura reportada. La línea cortada refleja la relación 1:1. Los números dentro de recuadros indican el número de lance correspondiente a los puntos destacados. En rojo se destaca un lance con más peso de submuestra que de captura estimada. El resto de los lances destacados son aquellos en los que la captura fue al menos 4 veces mayor a la submuestra.

Evaluación de eficiencia en la simulación

En la **Fig. 5** se presentan los resultados de las estimaciones por los 5 métodos aplicados a los datos de las 1000 simulaciones de experimentos de agotamiento. Claramente el modelo espacial es el que mayor precisión y menor sesgo presenta en la estimación de los valores de eficiencia que efectivamente fueron utilizados en las simulaciones. El modelo no lineal utilizado por Aubone *et al.* (2019) y el modelo de Leslie presentan un comportamiento similar, sobrestimando para valores bajos de la eficiencia efectivamente utilizada. El modelo de DeLury sobrestima la eficiencia en todo el rango de valores utilizado, mientras que el modelo de k-pases sobrestima levemente para valores bajos y subestima para valores altos.

Evaluación de eficiencia con los datos del experimento de agotamiento

La estimación de la eficiencia de la rastra con los datos del experimento de agotamiento informado por Campodónico *et al.* (2018) y Aubone *et al.* (2019) utilizando el modelo espacial fue $e=0,28$ (intervalo de confianza del 95% en 0,18-0,44). En la **Fig. 6** se presentan los diagnósticos del ajuste del modelo y del análisis de los residuales. Se observa claramente que los datos observados no son descritos adecuadamente por el modelo, presentando valores esperados mucho menores a los observados para altos valores de captura en los lances. Esto indica que la distribución de las capturas presenta mayor varianza que la contemplada en la distribución normal. El lance 110 es claramente un caso extremo (**Fig. 6B**). Los residuales del modelo se desvían de la normalidad (test de Shapiro: $W=0,844$; $p < 0,0001$). La varianza de los residuales, no obstante, no presentó diferencias estadísticamente significativas para distintos niveles de captura esperada (test de Levene: $F=1,94$; $gl=9$ y 132 ; $p=0,052$).

En un análisis adicional, removimos el lance 110 y transformamos la captura observada y la esperada durante el ajuste del modelo para tratar de solucionar los problemas de normalidad de los residuales observados en la **Fig. 6C**.

La estimación de la eficiencia para el ajuste del modelo con los capturas transformadas a logaritmo fue $e=0,18$ (intervalo de confianza del 95% en 0,14-0,21). El comportamiento de los residuales del modelo no presentó desvíos significativos ni en la varianza (test de Levene: $F=1,18$; $gl=9$ y 131 ; $p=0,310$) ni en normalidad de los mismos (test de Shapiro: $W=0,992$; $p < 0,639$); ver **Fig. 7**.

Estas diferencias en la estimación de la eficiencia pueden sugerir que el modelo espacial sobrestima también la eficiencia si la distribución de las capturas tienen una varianza mayor a la contemplada por la distribución normal; al realizar un ajuste de compromiso y dar cuenta de valores extremos de captura se sobrestima la eficiencia.

Las estimación de eficiencia obtenida con el modelo no-lineal utilizado por Aubone *et al.* (2019) arrojó un valor de $e=0,669$ con un intervalo del 95% en 0,540-0,782 (**Fig. 8**). El modelo de Leslie-Davis arrojó estimaciones muy similares al modelo no-lineal.

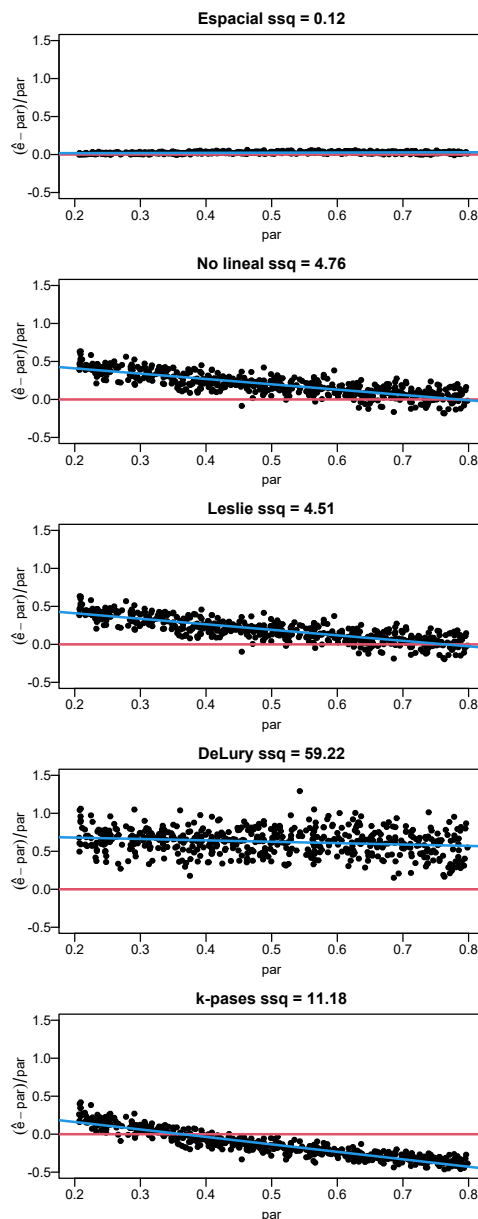


Fig. 5. Error relativo $(\hat{e} - \text{par})/\text{par}$. Cuanto más cerca estén los puntos de la línea roja, mayor es su precisión. La línea azul muestra la tendencia en el sesgo de las estimaciones realizadas por los distintos modelos. El modelo espacial presenta la menor desviación en relación al valor utilizado, en tanto el modelo no lineal utilizado por Aubone *et al.* (2019) y el modelo de Leslie presentan un comportamiento similar, sobrestimando para valores bajos de la eficiencia efectivamente utilizada. El modelo de DeLury sobrestima la eficiencia en todo el rango de valores utilizado, mientras que el modelo de k-pases sobrestima levemente para valores bajos y subestima para valores altos. **ssq**: suma de cuadrados de las diferencias entre los valores estimados y los utilizados en las estimaciones.

Evaluación de eficiencia simulando con los lances observados

En la **Fig. 9** se compara el desempeño de los distintos métodos de estimación de eficiencia utilizando los lances efectivamente realizados durante el experimento de ago-

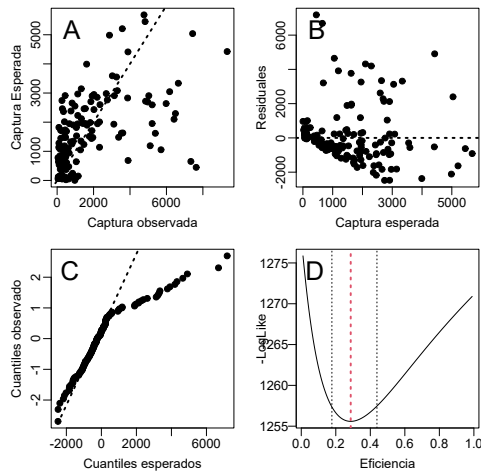


Fig. 6. Diagnóstico del modelo espacial estimando densidad y eficiencia. A) Captura esperada vs Captura observada. Se observa una relación bastante dispersa, con algunos valores observados que no son adecuadamente descritos por el modelo. B) Varianza de los residuales vs. Captura esperada. La varianza es mayor para valores altos de captura, indicando posible heterocedasticidad. C) Normalidad de los residuales: análisis de cuantiles. Se observan valores que no se describen adecuadamente por la distribución normal. D) Perfil de verosimilitud para la eficiencia; $e=0.28$ (intervalo de confianza del 95% en 0.18-0.44).

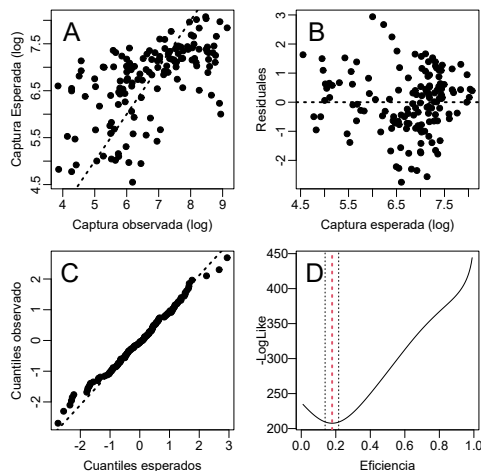


Fig. 7. Diagnóstico del modelo espacial estimando densidad y eficiencia. A) Captura esperada vs Captura observada transformada a logaritmo. Se observa una relación bastante ajustada, bien descrita por el modelo. B) Varianza de los residuales vs. Captura esperada. La varianza de los residuales del modelo es homogénea. C) Normalidad de los residuales: análisis de cuantiles. Los residuales se distribuyen según lo esperado por la distribución normal. D) Perfil de verosimilitud para la eficiencia; $e=0.18$ (intervalo de confianza del 95% en 0.14-0.21).

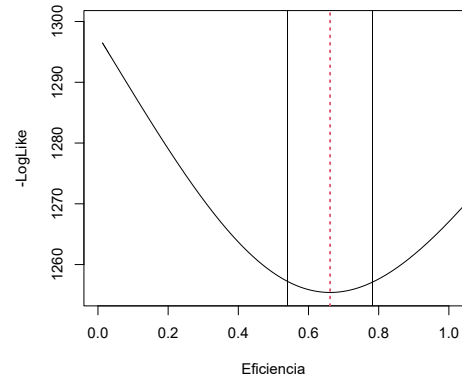


Fig. 8. Modelo no-lineal. Logaritmo negativo de la verosimilitud para el ajuste de la eficiencia de la rastra del modelo no-lineal para los lances del experimento de agotamiento de vieira informado por Aubone *et al.* (2019). El estimador de máxima verosimilitud para la eficiencia es de 0,669 con un intervalo de confianza del 95 % en 0,54-0,78.

tamiento analizado por Aubone *et al.* (2019). La captura obtenida en cada lance fue simulada a partir de valores de eficiencia conocidos como se explicó en [Simulación de la captura a partir de los lances utilizados en los análisis del INIDEP](#). Las estimaciones realizadas por los modelos no-lineal, Leslie y DeLury sobrestimaron notablemente la eficiencia utilizada durante las simulaciones. El método de k-pases de Carle & Strub (Carle y Strub 1978), sobrestimó la eficiencia cuando los valores reales eran bajos, mientras que la subestimó levemente cuando el valor utilizado de la eficiencia fue más alto. Es evidente que los modelos no-lineal, Leslie y DeLury perciben la caída acentuada de las capturas en algunos lances como una alta eficiencia y no como el agotamiento reiterado de los mismos sectores con una eficiencia menor.

Claramente el modelo espacial estima correctamente la eficiencia efectivamente utilizada para los tres resultados alternativos; que la eficiencia sea efectivamente la estimada por Aubone *et al.* (2019) o la estimada por el propio modelo espacial con los datos tomados del informe de Campodónico *et al.* (2018) y de Aubone *et al.* (2019). Para la simulación donde utilizamos como parámetro el valor estimado por el modelo espacial ($e=0,18$), el modelo espacial mostró un muy buen ajuste, arrojando una estimación media de 0,16 y el modelo no-lineal utilizado en Aubone *et al.* (2019) una estimación media de 0,44 (y que claramente representa una sobrestimación de más del 100% del valor real). Esto indica que si la eficiencia real de la rastra tuviera un valor bajo como el estimado apropiadamente por el modelo espacial, el modelo no-lineal hubiera sobrestimado la eficiencia (algo que sin dudas efectivamente ocurrió). Utilizando un valor de eficiencia de 0,28 en las simulaciones, el modelo espacial dio una estimación media de 0,26; mientras que el modelo no-lineal dio una media de 0,58 (el doble del valor utilizado en la simulación).

Para el valor de eficiencia de 0,67 utilizado en las simulaciones, el modelo espacial arrojó una estimación media de 0,665 (nuevamente un muy buen ajuste). En este caso, el modelo no-lineal arrojó una eficiencia media de 1,003 (claramente fuera del rango de valores posibles para este parámetro, señalando que el mismo es inadecuado en estas situaciones).

DISCUSIÓN

Los resultados de este informe muestran que el modelo espacial tuvo un excelente comportamiento, estimando correctamente la eficiencia en cualquier rango de valores; siendo el que mejor ajuste mostró de los cinco modelos evaluados. Nuestros resultados muestran claramente que el valor de eficiencia reportado en Aubone *et al.* (2019) constituye una sobrestimación de la eficiencia de la rastra (más del doble de la magnitud estimada aquí). Esta afirmación está apoyada por nuestras simulaciones de los experimentos de agotamiento con la disposición espacial de los lances registrada en el experimento de agotamiento analizado por Aubone *et al.* (2019); datos de Campodónico *et al.* (2018). Con esa disposición de los lances, el modelo espacial estimó correctamente la eficiencia utilizada en las simulaciones tanto para valores relativamente bajos ($e=0,18$ y $0,28$; cercanas a la estimadas en este informe), como para valores relativamente altos ($e=0,67$; la estimada en Aubone *et al.* 2019); ver ??). El modelo no lineal y el de Leslie tuvieron un comportamiento similar, mostrando groseras sobrestimaciones de la eficiencia efectivamente utilizada en las simulaciones.

El manejo de la pesquería a partir de las prospecciones de abundancia que resultan de la utilización de valores de eficiencia incorrectamente estimados ha restringido las capturas máximas permitidas en distintas unidades de manejo (Consejo Federal Pesquero 2020). A partir de estas consideraciones, recomendamos que se valide el método con observaciones directas antes de determinar los valores de eficiencia. De no ser posible, que se analice el desempeño de los diferentes métodos en las condiciones del experimento. En las condiciones de los datos que estamos analizando en este informe, el modelo espacial es el más apropiado, aunque sería recomendable validarlo con datos reales de densidad y distribución del recurso. En futuras exploraciones del comportamiento del modelo se buscará incorporar esta información (escenarios con distintos tipos de distribución espacial y tipo de distribución en la función de verosimilitud) a las simulaciones para entender mejor sus méritos y limitaciones. Cabe aclarar que como en las simulaciones utilizamos una distribución espacial aleatoria para las vieiras "virtuales", las estimaciones realizadas por los distintos modelos no presentan inconvenientes por utilizar la distribución normal para la verosimilitud y los datos sin transformar.

De momento, dadas las incertidumbres respecto a la calidad de los datos (e.g., inconsistencias en posiciones, desplazamientos y capturas informadas) y la distribución del recurso, es difícil ser concluyentes sobre el valor real de la eficiencia de la rastra. Sin embargo, todas las evidencias sugieren que el valor real se encontraría muy por debajo del reportado por Aubone *et al.* (2019).

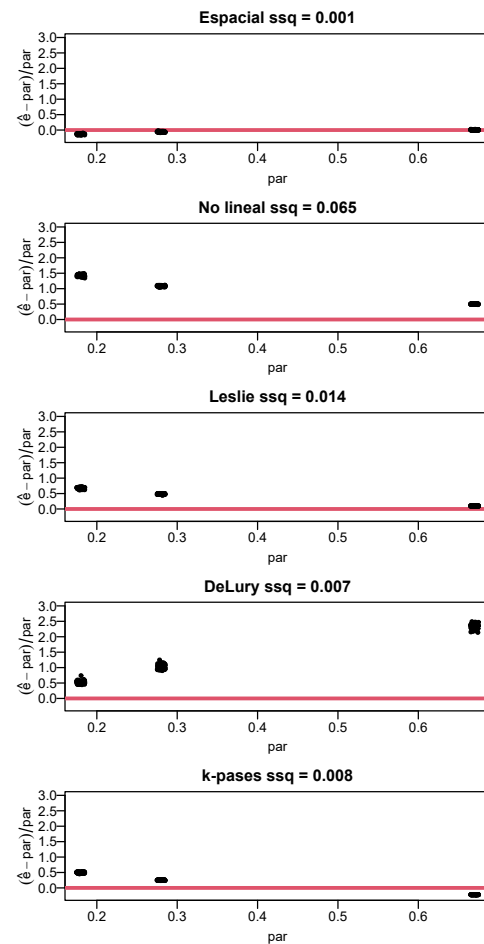


Fig. 9. Error relativo $(\hat{e} - \text{par})/\text{par}$ utilizando la disposición espacial de los lances realizados durante el experimento de agotamiento analizado por Aubone *et al.* (2019). *ssq*: suma de cuadrados de las diferencias entre los valores estimados y los utilizados en las estimaciones. Se realizaron 100 para cada valor de eficiencia $e = 0,18; 0,28; 0,67$.

El modelo espacial fue originalmente desarrollado por Rago *et al.* (2006), mostrando un buen desempeño para la estimación de la eficiencia de la rastra usada para estudiar a la almeja *Spisula solidissima*. Desde entonces, el Northeast Fisheries Science Center (2010) lo ha utilizado para estimar la abundancia de esta especie y su eficiencia de captura. Años más tarde, y usando información de 20 experimentos de agotamiento, Hennen *et al.* (2012) refinaron la metodología (mejorando la resolución espacial). Mediante simulaciones demostraron un muy buen comportamiento del método, concluyendo que es útil no sólo para hacer evaluaciones de stock de las especies estudiadas, sino de la mayoría de las especies sésiles o casi sésiles de los fondos acuáticos. Recientemente Poussard *et al.* (2021) realizaron un nuevo estudio de simulación, en este caso focalizando en las variables asociadas a la variabilidad (indeseada) en las estimaciones.

Una ventaja evidente del modelo espacial es que no es necesario delimitar un área experimental para derivar el cálculo de la eficiencia. La ejecución de una serie de barridos en

una extensión definida, superpuestos espacialmente, es suficiente para obtener datos con los que el modelo puede realizar estimaciones precisas e insesgadas. Por el contrario, en los métodos que utilizan modelos de regresión (Leslie-Davis y DeLury) o para modelo no lineal utilizado por Aubone *et al.* (2019), el área afectada por el experimento de agotamiento incide directamente en el valor de la eficiencia estimada.

No encontramos trabajos que compararan las estimaciones de los cinco métodos evaluados en este informe. Solamente encontramos un artículo comparando el modelo espacial con otros modelos (Leslie y la corrección de Ricker para capturas nulas) frente a errores de ubicación en modelos de agotamiento (Wilberg *et al.* 2013). En ese estudio también encontraron que el método espacial es el más confiable en la mayoría de los escenarios evaluados. Resumiendo, creemos que el método espacial es sustancialmente más preciso para estimar la eficiencia de la rastra. Si bien no está exento de posibles errores, toda la evidencia disponible sugiere que sus estimaciones de eficiencia son más confiables que las de los otros cuatro métodos. Esto se magnifica si se tiene en cuenta que las condiciones en las que se desarrolló el experimento de agotamiento del INIDEP (Campodónico *et al.* 2018; Aubone *et al.* 2019), se encuentran entre los escenarios en los que este método muestra mejores resultados (más de 40 lances, diferentes niveles de solapamientos entre ellos, sin capturas nulas, información de posicionamiento de buena precisión).

Como resultado de estas investigaciones se puede concluir que las estimaciones de eficiencia con el modelo espacial mejoran:

- › cuando la densidad del recurso no es extremadamente baja,
- › con rastras de eficiencia no muy baja,
- › con una distribución del recurso homogénea,
- › con lances que barran de forma perpendicular al parche,
- › al usar grillas espaciales considerablemente menores al ancho de los lances,
- › al aumentar el número de lances,
- › con barridos que se solapen múltiples veces,
- › con lances distribuidos regularmente a lo largo de la superficie experimental,
- › con datos precisos de la ubicación efectiva del barrido.

Estos últimos cinco puntos deben considerarse *a priori* para optimizar las estimaciones de eficiencia de las artes de pesca. Las condiciones óptimas podrían definirse con simulaciones previas a la ejecución del experimento (Hennen *et al.* 2012). Además, se puede seguir un protocolo adaptable durante la misma ejecución de los experimentos de agotamiento para mejorar la precisión de las estimaciones ajustando algunas variables, como por ejemplo:

- › aumentando del número de lances si la variabilidad en la captura es grande,

- › aumentando del largo de los lances si la densidad del recurso es muy baja,
- › concentrando los lances en zonas de mayor variabilidad,
- › si se identifica un parche de recurso dentro del área experimental, disponiendo los lances de forma perpendicular al parche.

Es importante sin embargo tener presente que además de estas recomendaciones, existen otras limitaciones que podrían generar un sesgo en las estimaciones (y que en realidad aplican a todos los métodos analizados). Entre ellas se destacan el número de experimentos (cuanto menos experimentos se hayan hecho, mayores son las probabilidades de tener datos sesgados) y la representatividad del área experimental con respecto al área de inferencia. La eficiencia de las artes de pesca está influida por un amplio número de factores relativamente incontrolables como la profundidad, tipo de sedimento, intensidad de la corriente de fondo, estado del mar, etc. (Poussard *et al.* 2021). Asimismo, sería deseable contar con información de tallas en las capturas para evaluar posibles efectos de la historia previa de la zona (Hennen *et al.* 2012).

La estimación de los valores de los distintos índices utilizados en el manejo de las pesquerías es una tarea no exenta de ciertas complicaciones (Hilborn y Walters 1992; Hilborn y Mangel 1997). La adopción de distintos procedimientos y modelos de estimación, la comparación entre los resultados obtenidos de ellos, y la validación de las estimaciones utilizando ejercicios de simulación donde estos índices tienen valores conocidos, provee sin duda los mejores resultados, beneficiando las decisiones de manejo. Asimismo, la documentación clara y extensa de los procedimientos utilizados permite la inspección y corrección de los errores seguramente presentes en una tarea tan compleja. Sería deseable que todos los involucrados en este proceso de indagación adhirieran a estos preceptos básicos.

AGRADECIMIENTOS

Agradecemos a Ana Parma y Ricardo Amoroso por las sugerencias realizadas que permitieron mejorar los análisis realizados en este informe. La evaluación presentada en este informe se está desarrollando en el marco de un convenio STAN entre el CONICET y las empresas GLACIAR PESQUERA S.A. y WANCHESE ARGENTINA SRL.

LITERATURA CITADA

- Aubone, A., Campodónico, S., García, J., y Escolar, M. (2019). Estimaciones de la eficiencia de captura de la rastra usada en evaluación de biomasa de vieira patagónica (*Zygochlamys patagonica*). *INIDEP informe técnico*, 16:1–11.
- Beukers-Stewart, B. D., Jenkins, S., y Brand, A. (2001). The efficiency and selectivity of spring-toothed scallop dredges: A comparison of direct and indirect methods of assessment. *Journal of Shellfish Research*, 20:121–126.
- Caddy, J. F. (1968). Underwater observations on scallop (*Placopecten magellanicus*) behaviour and drag efficiency.

- Journal of the Fisheries Board of Canada*, 25(10):2123–2141.
- Caddy, J. F. (1971). Efficiency and selectivity of the Canadian offshore scallop dredge. Technical report, International Council for the Exploration of the Sea, CM-1971/K, 25.
- Campodónico, S., García, J., y Mastroliberto, E. (2018). Estimación de eficiencia de la rastra utilizada en la evaluación de biomasa de vieira patagónica (*Zygochlamys patagonica*). *INIDEP informe de Campaña*, 20:1–33.
- Cao, J., Chen, X., y Tian, S. (2014). A Bayesian hierarchical DeLury model for stock assessment of the west winter-spring cohort of neon flying squid (*Ommastrephes bartramii*) in the northwest Pacific Ocean. *Bulletin of Marine Science*, 91(1):1–13.
- Carle, F. L. y Strub, M. R. (1978). A new method for estimating population size from removal data. *Biometrics*, pp. 621–630.
- Consejo Federal Pesquero (2020). Resolución 3 (04-03-20) cmp vieira um f y g 2020.
- Currie, D. R. y Parry, G. D. (1999). Impacts and efficiency of scallop dredging on different soft substrates. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 56(4):539–550.
- DeLury, D. (1951). On the planning of experiments for the estimation of fish populations. *Journal of the Fisheries Board of Canada*, 8(4):281–307.
- DeLury, D. B. (1947). On the estimation of biological populations. *Biometrics*, 3(4):145–167.
- Dickie, L. M. (1955). Fluctuations in abundance of the giant scallop, *Placopecten magellanicus* (Gmelin), in the digby area of the bay of fundy. *Journal of the Fisheries Board of Canada*, 12(6):797–857.
- Fifas, S. y Berthou, P. (1999). An efficiency model of a scallop (*Pecten maximus*, L.) experimental dredge: Sensitivity study. *ICES Journal of Marine Science*, 56(4):489–499.
- Gedamke, T., DuPaul, W. D., y Hoenig, J. M. (2004). A spatially explicit open-ocean DeLury analysis to estimate gear efficiency in the dredge fishery for sea scallop *Placopecten magellanicus*. *North American Journal of Fisheries Management*, 24(2):335–351.
- Gedamke, T., DuPaul, W. D., y Hoenig, J. M. (2005). Index-removal estimates of dredge efficiency for sea scallops on Georges Bank. *North American Journal of Fisheries Management*, 25(3):1122–1129.
- Gould, W. R. y Pollock, K. H. (1997). Catch-effort maximum likelihood estimation of important population parameters. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 54(4):890–897.
- Gruffydd, L. D. (1972). Mortality of scallops on a manx scallop bed due to fishing. *Journal of the Marine Biological Association of the United Kingdom*, 52(2):449–455.
- Hall-Spencer, J. M., Frogliani, C., Atkinson, R. J. A., y Moore, P. G. (1999). The impact of Rapido trawling for scallops, *Pecten jacobaeus* (L.), on the benthos of the Gulf of Venice. *ICES Journal of Marine Science*, 56(1):111–124.
- Hennen, D. R., Jacobson, L. D., y Tang, J. (2012). Accuracy of the Patch model used to estimate density and capture efficiency in depletion experiments for sessile invertebrates and fish. *ICES Journal of Marine Science*, 69(2):240–249.
- Hilborn, R. y Mangel, M. (1997). *The ecological detective: confronting models with data*, volumen 28. Princeton University Press.
- Hilborn, R. y Walters, C. J. (1992). *Quantitative fisheries stock assessment: choice, dynamics and uncertainty*. Springer Science & Business Media.
- Hinz, H., Murray, L. G., Malcolm, F. R., y Kaiser, M. J. (2012). The environmental impacts of three different queen scallop (*Aequipecten opercularis*) fishing gears. *Marine Environmental Research*, 73:85–95.
- Iribarne, O. O., Lasta, M., Vacas, H. C., Parma, A. M., y Pascual, M. S. (1991). Assessment of abundance, gear efficiency and disturbance in a scallop dredge fishery: results of a depletion experiment. *An international compendium of scallop biology and culture*, 1:242–248.
- Joll, L. M. y Penn, J. W. (1990). The application of high-resolution navigation systems to Leslie-DeLury depletion experiments for the measurement of trawl efficiency under open-sea conditions. *Fisheries Research*, 9(1):41–55.
- Lasta, M. L. e Iribarne, O. O. (1997). Southwestern atlantic scallop (*Zygochlamys patagonica*) fishery: assessment of gear efficiency through a depletion experiment. *Journal of Shellfish Research*, 16(1):59–62.
- Leslie, P. y Davis, D. (1939). An attempt to determine the absolute number of rats on a given area. *The Journal of Animal Ecology*, pp. 94–113.
- McLoughlin, R. J., Young, P. C., Martin, R. B., y Parslow, J. (1991). The Australian scallop dredge: Estimates of catching efficiency and associated indirect fishing mortality. *Fisheries Research*, 11(1):1–24.
- Miller, T. J., Hart, D. R., Hopkins, K., Vine, N. H., Taylor, R., York, A. D., y Gallager, S. M. (2019). Estimation of the capture efficiency and abundance of atlantic sea scallops (*Placopecten magellanicus*) from paired photographic-dredge tows using hierarchical models. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 76(6):847–855.
- Moran, P. A. P. (1951). A mathematical theory of animal trapping. *Biometrika*, 38(3/4):307–311.
- Northeast Fisheries Science Center (2010). 49th Northeast Regional Stock Assessment Workshop (49th SAW), assessment report : A report of the 49th Northeast Regional Stock Assessment Workshop. Technical Report 10-03, reference document ; 10-03.
- Northeast Fisheries Science Center (U.S.) (2004). 39th Northeast Regional Stock Assessment Workshop (39th SAW) assessment summary report. Technical Report 04-10, reference document ; 04-10.
- Ogle, D. H. (2018). *Introductory fisheries analyses with R*. CRC Press.
- Orensanz, J. M. L., Parma, A. M., y Smith, S. J. (2016). Dynamics, assessment, and management of exploited natural scallop populations. En Shumway, S. E. y Parsons, G. J., editores, *Developments in Aquaculture*

- and Fisheries Science*, volumen 40 de *Scallops*, pp. 611–695. Elsevier.
- Parma, A. M., Valero, J. L., y Amoroso, R. (2019). Taller de revisión general de la pesquería de vieira patagónica (*Zygochlamys patagonica*): Informe del panel externo. *Mar del Plata, Argentina, 23-27 de Septiembre de 2019*, 38 pp.
- Poussard, L. M., Powell, E. N., y Hennen, D. R. (2021). Efficiency estimates from depletion experiments for sedentary invertebrates: Evaluation of sources of uncertainty in experimental design. *Fisheries Research*, 234:105806.
- Rago, P. J., Weinberg, J. R., y Weidman, C. (2006). A spatial model to estimate gear efficiency and animal density from depletion experiments. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 63(10):2377–2388.
- Walter III, J. F., Hoenig, J. M., y Gedamke, T. (2007). Correcting for effective area fished in fishery-dependent depletion estimates of abundance and capture efficiency. *ICES Journal of Marine Science*, 64(9):1760–1771.
- Wilberg, M. J., Robinson, J. M., Rains, S. A., Humphrey, J. L., y Lipcius, R. N. (2013). Effects of location errors on estimates of dredge catchability from depletion based methods. *Fisheries research*, 148:1–8.
- Zippin, C. (1956). An evaluation of the removal method of estimating animal populations. *Biometrics*, 12(2):163–189.

ANEXO I: PROCEDIMIENTOS UTILIZADOS

Se detallan a continuación los procedimientos utilizados en los análisis del informe "ESTIMACIÓN DE LA EFICIENCIA DE LA RASTRA UTILIZADA EN LA PROSPECCIÓN DE ABUNDANCIA DE LA VIEIRA PATAGÓNICA: COMPARACIÓN Y VALIDACIÓN DE DISTINTOS MODELOS POR MÉTODOS DE SIMULACIÓN"

Carga de bibliotecas y datos

```
library(PBSmapping)
library(PBSmodelling)
library(openxlsx)
library(FSA)
library(lubridate)
library(sp)
library(raster)
library(sf)
library(raptr)

ll = "+proj=longlat +datum=WGS84 +no_defs +ellps=WGS84 +towgs84=0,0,0"
utm = "+proj=utm +zone=21 +south +datum=WGS84 +units=m +no_defs +ellps=WGS84 +towgs84=0,0,0"

url = "http://popgeneco.mdp.edu.ar/LancesVieira.xlsx"

lances=read.xlsx(url, "Lances", startRow = 2, detectDates = T)
# lances descartados en Aubone et al. (2019)
indi=c(25, 40, 47, 80, 82, 97, 106)
lances=lances[-indi,]
```

Estimación de los distintos modelos sobre los datos del experimento del INIDEP

Modelo Leslie-Davis

```
Leslie=depletion(catch=lances$N, effort=lances$Esfuerzo, method="Leslie",
                Ricker.mod = T)

A=1120*100/1000000

No=Leslie$est['No',1]
q=Leslie$est['q',1]

vt=1-exp(-q*10)
e1=vt*A/mean(lances$Area)
mean(e1)

## [1] 0.6700212
```

Modelo de DeLury

```
DeLury=depletion(catch=lances$N, effort=lances$Esfuerzo,
                method="DeLury", Ricker.mod = T)

q=DeLury$est['q',1]
vt=1-exp(-q*lances$Esfuerzo)
eD = mean(vt*A/a)
mean(eD)

## [1] 0.9048799
```

Modelo k-pases

```
barridos=lances$Barrido
```

```
Catch=as.vector(by(lances$N, barridos, sum))

kPases=removal(Catch, method="CarleStrub", alpha=1, beta=1)
kPases$est['p']
```

```
## [1] 0.5852334
```

Modelo no lineal

```
obs=lances$N
CT=sum(lances$N)
ln=nrow(lances)

EspeAubone=function(Ni){
  p=(1-CT/Ni)^(1/ln)
  espe = Ni*(1-p)*p^(0:(ln-1))
  return(espe)
}

AjuAubone=function(Ni){
  p=(1-CT/Ni)^(1/ln)
  espe = Ni*(1-p)*p^(0:(ln-1))
  s=sqrt(sum((obs-espe)^2)/(length(obs)-1))
  SLL=-sum(dnorm(x=obs, mean = espe, sd=s, log = T))
  return(SLL)
}

lo=CT
up=100*CT
start=runif(1, lo, up)
resu=optim(start, AjuAubone, method="Brent", lower=lo,
           upper=up, control=list(trace=100, maxit=50000))

p=(1-CT/resu$par)^(1/ln)

eau=(1-p)*A/lances$Area
mean(eau)
```

```
## [1] 0.6756862
```

Verosimilitud modelo no-lineal

```
Ns=seq(0, 5*CT, length=10000)
eauLL=rep(NA, length(Ns))

NLL=rep(NA, length(Ns))

for(j in 1:length(Ns))
  NLL[j]=AjuAubone(Ns[j])

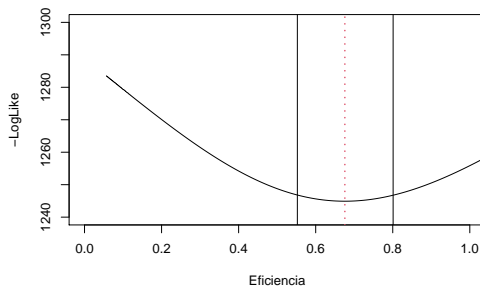
for(j in 1:length(Ns)){
  p=(1-CT/Ns[j])^(1/ln)
  e=(1-p)*A/lances$Area
  eauLL[j]=mean(e)
}

plot(eauLL, NLL, type="l", xlim=c(0,1),
     xlab="Eficiencia", ylab="-LogLike",
     ylim=c(1240,1300))
abline(v=mean(eau), lty=3, lwd=2, col=2)
```

```

qch=qchisq(df=1, p=0.95)/2
le=min(which(NLL < resu$value + qch))
ue=max(which(NLL < resu$value + qch))
ci=eauLL[c(le, ue)]
abline(v=ci)

```



Modelo espacial: Calculo proporción area barrida previamente n veces

```

# Eliminar Lance 19 pos inicial igual pos final
lances=lances[-19,]

j=1
po = SpatialPoints(data.frame(xo=lances$Lon0[j], yo=lances$Lat0[j]))
pf = SpatialPoints(data.frame(xf=lances$Lon1[j], yf=lances$Lat1[j]))
Lines = as(rbind(po,pf), "SpatialLines")

for(j in 2:nrow(lances)){
  po = SpatialPoints(data.frame(xo=lances$Lon0[j], yo=lances$Lat0[j]))
  pf = SpatialPoints(data.frame(xf=lances$Lon1[j], yf=lances$Lat1[j]))
  Lines = rbind(Lines, as(rbind(po,pf), "SpatialLines"))
}

proj4string(Lines) = 11
LinesUTM= spTransform(Lines, utm)

LinesUTM$ID=lances$Lance

RetrasarLinea = function(Linea, l){
  x=data.frame(coordinates(Linea))[,1]
  y=data.frame(coordinates(Linea))[,2]
  po = SpatialPoints(data.frame(xo=x[1], yo=y[1]))
  pf = SpatialPoints(data.frame(xf=x[2], yf=y[2]))
  linea = as(rbind(po,pf), "SpatialLines")
  Dy=-(y[2]-y[1])
  Dx=-(x[2]-x[1])
  alfa = abs(atan(Dy/Dx))
  ynew = y + sign(Dy)*l*sin(alfa)
  xnew = x + sign(Dx)*l*cos(alfa)

  po = SpatialPoints(data.frame(xo=xnew[1], yo=ynew[1]))
  pf = SpatialPoints(data.frame(xf=xnew[2], yf=ynew[2]))

  return(as(rbind(po,pf), "SpatialLines"))
}

j=1
LinesUTMReal=RetrasarLinea(LinesUTM[j,], 400)

```

```

for(j in 2:nrow(lances)){
  LinesUTMReal = rbind(LinesUTMReal, RetrasarLinea(LinesUTM[j,], 400))
}

LinesUTMReal$ID=lances$Lance

proj4string(LinesUTMReal) = proj4string(LinesUTM)

conBuffer = buffer(LinesUTMReal, width=2.5/2, dissolve=F)

## Loading required namespace: rgeos
conBuffer$Value=1

Tabla=list()

for(j in 1:length(conBuffer)){
  Inter=raster::intersect(conBuffer[j,], conBuffer[1:j,])
  Inter$Value=rep(1, length(Inter))
  R=raster::raster(res=c(0.1,0.1), ext=extent(conBuffer[j,]), crs=proj4string(conBuffer))
  Q=fasterize::fasterize(sf=st_as_sf(Inter), raster=R, field="Value", fun='sum')
  Tabla[[j]] = table(Q[])/sum(table(Q[]))
}

TablaP=matrix(0, length(Tabla), length(Tabla))

for(k in 1:length(Tabla)){
  cols=as.numeric(names(Tabla[[k]]))
  TablaP[k,cols]=Tabla[[k]]
}

```

Estimación eficiencia modelo espacial

```

obs=lances$N
expo=0:(length(obs)-1)
areas=area(conBuffer)

inosolap=which(TablaP[,1]==1)

Ajuste=function(e){
  d=sum(lances$N[inosolap])/sum(areas[inosolap])/e
  espe=rep(NA, length(obs))

  for(j in 1:length(obs))
    espe[j]=e*sum(areas[j]*d*TablaP[j,]*(1-e)^(expo))

  s=sqrt(sum((obs-espe)^2)/(length(obs)-1))
  SLL=-sum(dnorm(x=obs, mean = espe, sd=s, log = T))
  return(SLL)
}

start=runif(1, 0, 1)
resu=optim(start, Ajuste, method="Brent", lower=0.001,
           upper=0.999, control=list(trace=100))

e=seq(0.001, 1, length=500)
NegLL=rep(NA, length(e))

for(j in 1:length(e))
  NegLL[j]=Ajuste(e[j])

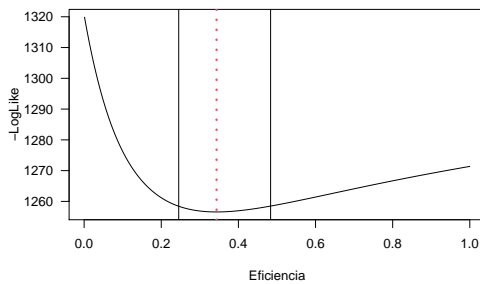
plot(e, NegLL, type="l", xlab="Eficiencia", ylab="-LogLike", las=1)

```

```

abline(v=resu$par, col=2, lty=3, lwd=3)
qch=qchisq(df=1, p=0.95)/2
le=min(which(NegLL < resu$value + qch))
ue=max(which(NegLL < resu$value + qch))
ci=e[c(le, ue)]
abline(v=ci)

```



Simulación de lances con eficiencia conocida

```

# Área de 100 m ancho x 1200 m alto
xo=610000
yo=5710000
xf=xo+100
yf=yo+1200

No=250000

x=NULL
xp=NULL
for(i in 1:16){
  s=runif(1,0,4)
  x=c(x, seq(xo+s, xf, by=20))
}
xp=x
x=c(x, sort(runif(80, xo, xf)))
xp=c(xp, sample(x))

y=rnorm(160,yo, sd=10)
l=rnorm(160,yf-yo, sd=10)

Efi=0.28

xv=runif(No, xo-10, xf+10)
yv=runif(No, yo-10, yf+10)

bichos=data.frame(x=xv, y=yv, id=1:No)
coordinates(bichos) = ~ x + y
bichos=as(bichos, "SpatialPointsDataFrame")
proj4string(bichos) = CRS(utm)

j=1
po = SpatialPoints(data.frame(xo=x[1], yo=y[1]))
pf = SpatialPoints(data.frame(xf=xp[1], yf=y[1]+l[1]))
Lines = as(rbind(po,pf), "SpatialLines")

for(j in 2:160){

```

```

po = SpatialPoints(data.frame(xo=x[j], yo=y[j]))
pf = SpatialPoints(data.frame(xf=xp[j], yf=y[j]+l[j]))
Lines = rbind(Lines, as(rbind(po,pf), "SpatialLines"))
}

proj4string(Lines) = utm

lances = buffer(Lines, width=2.5/2, dissolve=F)

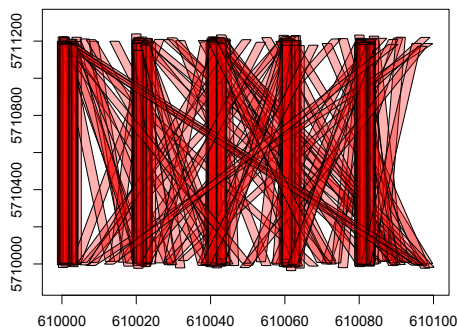
Lances=SpatialPolygons2PolySet(lances, 160)

puntos=as.EventData(data.frame(EID=1:No, X=coordinates(bichos)[,1],
                                Y=coordinates(bichos)[,2]))
Capturas=rep(NA, 160)

for(j in unique(Lances$PID)){
  vie=findPolys(puntos, Lances[Lances$PID==j,])
  CR=rbinom(n=length(vie$EID), Efi, size=1)
  CF=vie$EID[which(CR==1)]
  Capturas[j]=length(CF)
  if(length(match(CF, puntos$EID))==0)
    puntos = puntos
  else
    puntos=puntos[-match(CF, puntos$EID),]
}

plot(lances, lwd=0.1, col=rgb(1,0,0,0.3), asp=0.05, axes=T)

```



Estimación de densidad inicial y eficiencia con datos transformados

```

Ajuste2Plog=function(par){
  d=par[1]
  e=par[2]
  espe<-rep(NA, length(obs))

  for(j in 1:length(obs))
    espe[j]<- e*sum(areas[j]*d*TablaP[j,]*(1-e)^(expo))

  s=sqrt(sum((log(obs)-log(espe))^2)/(length(obs)-1))
  SLL=-sum(dnorm(x=log(obs), mean=log(espe), sd=s, log = T))
  return(SLL)
}

AjustePerfil=function(d){
  espe = rep(NA, length(obs))

```

```

for(j in 1:length(obs))
  espe[j] = e*sum(areas[j]*d*TablaP[j,]*(1-e)^(expo))

s=sqrt(sum((log(obs)-log(espe))^2)/(length(obs)-1))
SLL=-sum(dnorm(x=log(obs), mean=log(espe), sd=s, log = T))
return(SLL)
}

lo=c(1,0.0001)
up=c(10, 0.9999)

start=runif(2, lo, up)
resu=optim(start, Ajuste2Plog, method="L-BFGS-B", lower=lo,
          upper=up, control=list(maxit=30000))

g = cut(espe, breaks = 10)
car::leveneTest(resi, g)

shapiro.test(resi)

nllp=200
eP=seq(0.01, 0.99,length=nllp)
l1P=rep(NA, nllp)

for(j in 1:nllp){
  e=eP[j]
  lo=0.0000001
  up= 100
  start=1

  resuP=optim(start, AjustePerfil, method="L-BFGS-B", lower=lo,
            upper=up, control=list(maxit=30000))
  l1P[j]=resuP$value
}

qch=qchisq(df=1, p=0.95)/2
le=min(which(l1P < resu$value + qch))
ue=max(which(l1P < resu$value + qch))
ci=eP[c(le, ue)]

```