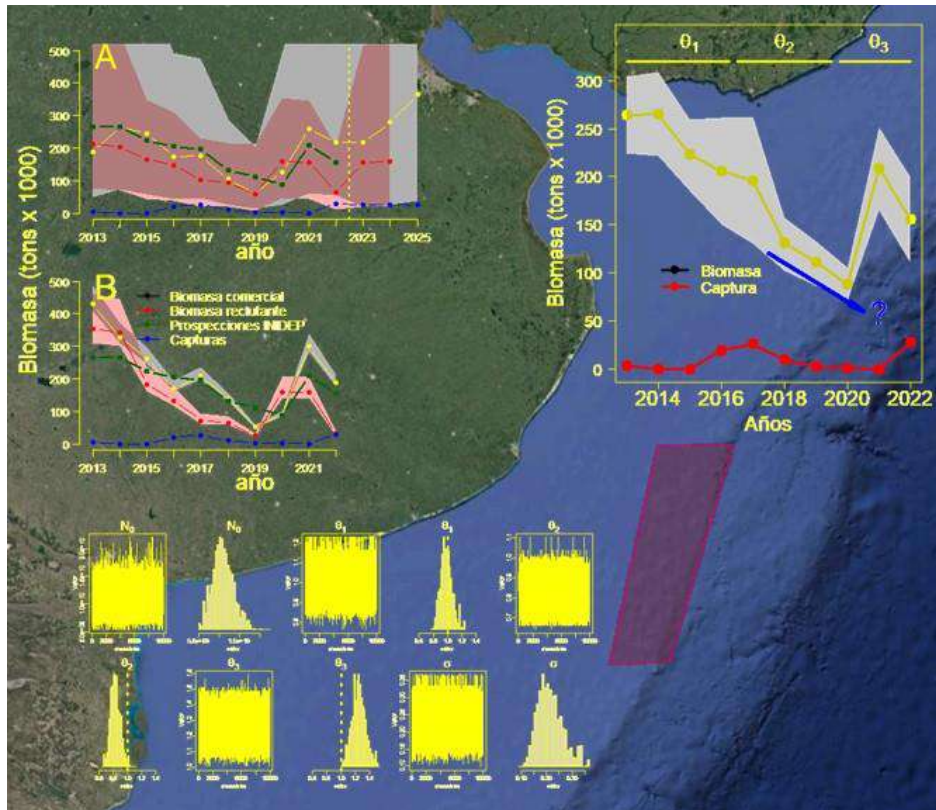


Serie: Informes científico-técnicos del
Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras

Informe Técnico N°18

Revisión de los procedimientos utilizados para evaluar la dinámica de la biomasa de la vieira patagónica en la unidad de manejo B



Autor: Marcelo J. Kittlein

Grupo 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.

Mar del Plata, noviembre 2023

Citar como: Kittlein, M. J. (2023). Revisión de los procedimientos utilizados para evaluar la dinámica de la biomasa de la vieira patagónica en la unidad de manejo B. Informes científico-técnicos del Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras N°18 (UNMdP-CONICET). 19 pp.

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, noviembre 2023



REVISIÓN DE LOS PROCEDIMIENTOS UTILIZADOS PARA EVALUAR LA DINÁMICA DE LA BIOMASA DE LA VIEIRA PATAGÓNICA EN LA UNIDAD DE MANEJO B

Marcelo Javier Kittlein¹

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>]

RESUMEN. La pesquería de la vieira patagónica (*Zygochlamys patagonica*), representa uno de los recursos más importantes de la actividad pesquera en nuestro país. Iniciada en 1995, a lo largo de los años se ha reunido una información muy detallada sobre la actividad de la pesquería; tanto de la flota pesquera como de muestreos de prospección del recurso. En este informe evaluamos distintos aspectos que se relacionan con el establecimiento de las capturas permitidas de vieira comercial en la Unidad de Manejo B; una de las más antiguas e importantes en la pesquería. En primer término, realizamos nuevas evaluaciones sobre la eficiencia de la rastra utilizada en las prospecciones para determinar la abundancia de vieira comercial y establecer las capturas y las áreas habilitadas a la pesca en la Unidad de Manejo B. Específicamente evaluamos la sensibilidad de las estimaciones de eficiencia del modelo no-lineal y el modelo espacial a la omisión de lances durante la estimación. Con los datos de las capturas y las estimaciones de abundancia de vieira comercial en el período 2013-2022; se repitieron los análisis utilizando el modelo 3enor y el modelo discreto con retardo y crecimiento; comparando las estimaciones realizadas y destacando limitaciones del modelo 3enor que le impiden realizar proyecciones adecuadas cuando existen cambios en la tendencia de variación de la abundancia. Las estimaciones de la eficiencia de la rastra utilizando el modelo no-lineal muestra una alta sensibilidad a la omisión de unos pocos lances en el análisis; destacándose que los valores modales de eficiencia bajo este modelo se concentran alrededor de 0.47 en lugar del valor de 0.56 determinado para corregir los valores de densidad de vieira comercial en las prospecciones. El modelo que considera el solapamiento espacial de los lances presenta estimaciones consistentes con mucha menor variación alrededor de un valor modal levemente menor a 0.20. La estimación de la variación de la biomasa de vieira comercial en la Unidad de Manejo B utilizando el modelo 3enor presenta inconvenientes en la proyección de la biomasa futura si existieran cambios en la tendencia general de variación de la misma. Estimaciones realizadas para el año 2021 muestran que este modelo no es capaz de prever adecuadamente el incremento registrado en ese año ya que al simplificar su estructura a un único parámetro θ no tiene la capacidad de reconocer en la estructura de la población la presencia de fracciones que contribuirán al aumento de biomasa de vieira comercial en el futuro. El modelo discreto con retardo y crecimiento realiza una proyección mucho más próxima de la biomasa en ese año. Se manifiesta una sensible reducción de la incertidumbre en la proyección de biomasa si en el procedimiento de estimación se utilizaran los datos completos de las prospecciones anuales y de los datos de la actividad pesquera de la flota recogida por el sistema de observadores a bordo. Las proyecciones de biomasa de vieira comercial para la Unidad de Manejo B si se capturaran 25 000 toneladas en 2023 y 2024 arrojan una mediana de \sim 220 000 y 270 000 toneladas en los respectivos años. Se discute la necesidad de utilizar la detallada información disponible a partir de las prospecciones y de la flota pesquera que permitan reducir la incertidumbre en las estimaciones y realizar una explotación más productiva del recurso.

ABSTRACT. Review of the procedures used to assess the dynamics of biomass of the patagonian scallop in management unit B. The Patagonian scallop (*Zygochlamys patagonica*) fishery, represents one of the most important resources for fishing activity in Argentina. Started in 1995, very detailed information on the activity of the fishery has been gathered over the years; both from the fishing fleet and from resource prospecting sampling. In this report we evaluate different aspects that are related to the establishment of the allowed catches of commercial scallops in management unit B; one of the oldest and most important in the fishery. Firstly, we carried out new evaluations on the efficiency of the dredge used in the surveys to determine the abundance of commercial scallops and establish the catches and authorized areas in management unit B. Specifically, we evaluated the sensitivity of the efficiency estimates of the non-linear and the spatial model to the omission of hauls during estimation. With catch data and estimates of commercial scallop abundance in the period 2013-2022; we repeated the analyzes using the 3enor model and the delay difference model; comparing the estimates made and highlighting limitations of the 3enor model that prevent it from making adequate projections when there are changes in the trend of variation in abundance. Estimates of drag efficiency using the non-linear model show a high sensitivity to the omission of a few hauls in the analysis; It should be noted that the modal efficiency values under this model are concentrated around 0.47 instead of the value of 0.56 determined to correct the commercial scallop density values in surveys. The model that considers

the spatial overlap of hauls presents consistent estimates with much less variation around a modal value slightly lower than 0.20. The estimation of the variation of commercial scallop biomass in management unit B using the 3enor model presents flaws in the projection of future biomass if there are changes in the general trend of its variation. Estimates made for the year 2021 show that this model is not capable of adequately forecasting the increase registered in that year since by simplifying its structure to a single parameter θ it does not have the capacity to recognize the presence in the population structure of fractions that will contribute to the increase in commercial scallop biomass in the future. The delay difference model makes a much closer projection of the biomass in that year. There is a significant reduction in uncertainty in the biomass projection if the complete data from the annual surveys and the fleet's fishing activity data collected by the on-board observer system were used in the estimation procedure. Commercial scallop biomass projections for management unit B if 25 000 tons were caught in 2023 and 2024 yield a median of $\sim 220\,000$ and $270\,000$ tons in the respective years. The need to use the detailed information available from surveys and the fishing fleet to reduce uncertainty in estimates and carry out more productive exploitation of the resource is discussed.

Palabras clave: crecimiento, evaluación de biomasa, modelos bayesianos, modelos de espacio de estado, pectínidos, pesquerías, vieira patagónica, *Zygochlamys patagónica*.

Key words: Bayesian models, biomass assessment, fisheries, growth, Patagonian scallop, pectinid, state space models, *Zygochlamys patagónica*.

INTRODUCCIÓN

La vieira patagónica (*Zygochlamys patagónica*) es una especie de molusco bivalvo distribuido principalmente en el Atlántico Sudoccidental, con densidades más altas a lo largo de la isobata de 100 m; desde el Cabo de Hornos (56°S) hasta Uruguay (36° S). Puede alcanzar tamaños de hasta los 9 cm alto de valva y habita en fondos marinos arenosos o fangosos (Campodónico *et al.* 2019). Son animales dioicos, es decir de sexos separados. Su reproducción implica la liberación de gametos al agua, donde ocurre la fecundación. Las larvas planctónicas resultantes se asientan en el fondo marino y comienzan a desarrollarse para luego continuar con la vida sésil. La renovación de las poblaciones a partir del reclutamiento dado por el asentamiento de las larvas es muy variable, presentando períodos mas o menos prolongados sin que se registren eventos importantes de reclutamiento (Orensanz *et al.* 2016).

La pesquería de vieira patagónica, se inició en 1996 con la incorporación de buques configurados para procesar a bordo la captura y obtener el callo (conjunto de músculos abductores), que se procesa y congela. La pesquería ha mostrado una explotación sostenida con variaciones debidas a los reclutamientos, con niveles promedios de producción de alrededor de 5 000 toneladas de callo anuales. El estado de la pesquería es evaluado por el Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero (INIDEP) y las capturas permitidas son asignadas por sectores de la distribución de la especie, que conforman unidades de manejo delimitadas. Una de las unidades establecidas en primer lugar y con mayores niveles de explotación, es la Unidad de Manejo B, donde tuvieron lugar las primeras explotaciones y prospecciones del recurso (Lasta y Bremec 1998; Campodónico *et al.* 2019).

La evaluación del estado de la pesquería se lleva a cabo mediante campañas de prospección, generalmente anuales, en donde se establece un grillado más o menos regular de posiciones en donde los buques de investigación realizan lances utilizando una rastra que realiza una captura no selectiva de los individuos presentes en el trayecto del los mismos. Ejemplos de las estimaciones de biomasa para la Unidad de Manejo B se pueden consultar en los informes presentados en Campodónico y Escolar (2021, 2022, 2023), dichos informes consisten en actualizaciones anuales sobre el estado de la unidad de manejo. Las densidades estimadas en los distintos lances se refieren a una abundancia en biomasa para la unidad de manejo o para sectores específicos

de la misma, convirtiendo las densidades estimadas teniendo en cuenta la eficiencia de la rastra utilizada.

La eficiencia se define como la proporción de individuos capturados por la rastra en relación al total de individuos disponible en los trayectos de los lances. La estimación de la eficiencia se realiza utilizando modelos estadísticos a partir de análisis de datos provenientes de experimentos de depleción en donde se muestrea repetidamente un sector restringido y se monitorea la disminución secuencial de las capturas por las remociones previas que han tenido lugar. La correcta estimación del valor de la eficiencia depende de una apropiada ejecución del experimento de depleción y de un análisis adecuado de los datos provenientes del mismo. La correcta estimación del valor de la eficiencia es de suma importancia para las estimaciones de la abundancia de vieira y las medidas de manejo que resulten de las mismas. Sobre estas estimaciones se han realizado muchas evaluaciones con diversos resultados (Aubone *et al.* 2018, 2019, 2021b; Kittlein 2021; Kittlein y Alberti 2021).

Recientemente (Aubone 2022; Aubone *et al.* 2023), se ha utilizado un modelo de la dinámica de vieiras comerciales para anticipar y proyectar los niveles de biomasa de vieira comercial; con la posible utilización de esas recomendaciones en el establecimiento de las capturas permitidas en la Unidad de Manejo B. En este reciente informe (Aubone *et al.* 2023), se analiza el período 2013-2021 y utiliza un modelo estructurado en 3 clases de tamaño/edad (Aubone 2022). El modelo permite predecir la abundancia futura de individuos comerciales ante determinada captura y fijar objetivos de mantenimiento de abundancia y planificar escenarios de captura para lograr esos objetivos (Aubone 2022).

El modelo describe la dinámica de las vieiras de tamaño comercial; y se define N_{2,t_0} como un parámetro que representa la abundancia inicial de vieiras comerciales y es estimado considerando la eficiencia de la rastra. La distribución de frecuencias relativas de la eficiencia de captura de la rastra (Aubone *et al.* 2021b), utilizada en las campañas de evaluación de abundancia, se utiliza para incorporar incertidumbre sobre el valor inicial (Aubone 2022). Esto es en principio inadecuado, ya que la variación de la eficiencia de la rastra entre los distintos lances ya ha sido incorporada en la estimación de la densidad de biomasa en los lances de prospección. La incertidumbre sobre la verdadera abundancia de individuos en la Unidad de Manejo B, por ejemplo, se está sobrestimando al agregar esta fuente de variación extra.

Se puede dar cuenta de la proporción con la que contribuye esta variación a la variación total, pero agregarla de manera independiente no hace más que sobrestimar el desconocimiento que se posee sobre la variación de abundancia.

En la Fig. 1 se representa la variación de abundancia de vieiras comerciales y de las capturas realizadas por la flota (convertidas a biomasa para un apreciación más directa) sobre las que se han basado las proyecciones realizadas en Aubone *et al.* (2023).

Dos puntos a revisar de las evaluaciones basadas en el modelo mencionado anteriormente consisten en la división de la serie de tiempo en 3 periodos definidos “ad hoc” en los que se consideran distintos valores para el parámetro θ y en la incorporación inadecuada de incertidumbre debida a la eficiencia. El primer aspecto limita al modelo a proyectar la tendencia general observada en el período correspondiente a cada θ ; mientras que el segundo exagera inadecuadamente los intervalos de la predicción de biomasa de vieira comercial a futuro.

Para establecer los niveles de explotación en la Unidad de Manejo B, recientemente se ha analizado la dinámica de la biomasa utilizando un modelo matemático que presenta la relación entre la biomasa y las capturas a partir de parámetros sencillos que resumen la supervivencia y el crecimiento de las vieiras de talla comercial (Aubone 2022; Aubone *et al.* 2023).

El modelo utilizado se basa extrañamente en el número de individuos (en lugar de valores de biomasa), presentes en toda la unidad de manejo (estimado por las proyecciones), el número de individuos removidos por las capturas de la flota comercial y un parámetro θ variable en el tiempo. Se consideraron 3 valores diferentes de θ ; θ_1 para el período 2013-2016; θ_2 para 2017-2019 y θ_3 para 2020-2022. Sobre los resultados del informe de Aubone *et al.* (2023) el Consejo Federal Pesquero decidió limitar la captura en la Unidad de Manejo B a un total de 18 000 toneladas (ver [enlace](#)).

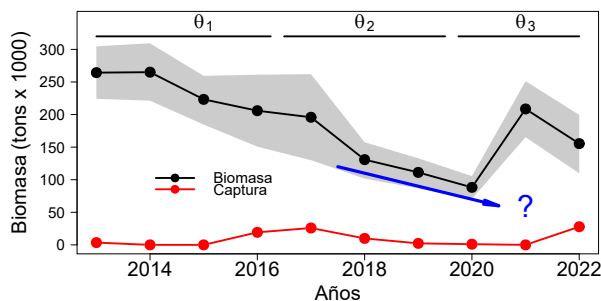


Fig. 1. Datos de la variación de biomasa de vieira comercial en la unidad B; periodo 2013-2022 (convertido a partir de la abundancia de individuos informada en Aubone *et al.* 2023). Se indica la variación de valores para θ en los periodos 2013-2016, 2017-2019 y 2020-2022. En gris se representa los percentiles aproximados del 95%. La flecha azul indica la tendencia en la variación de la biomasa de vieira comercial incorporada en θ_2 que se traslada a una subestimación en la biomasa para 2021 si se hubiera proyectado la biomasa del año 2020 al año 2021 (ver Fig. 5).

En este informe se revisan los procedimientos utilizados en la estimación de la biomasa de vieira comercial en la Unidad de Manejo B realizando una comparación que incluye los siguientes aspectos:

- Eficiencia de la rastra utilizada en las prospecciones de biomasa de vieira.
- Modelado de la dinámica de vieira comercial en la Unidad de Manejo B.

- Proyección de la biomasa de vieira comercial a futuro.

METODOLOGÍA

Eficiencia de la rastra

Se realizaron evaluaciones para cuantificar la sensibilidad de la estimación de la eficiencia de la rastra a la omisión de lances; dejando 5 lances seleccionados aleatoriamente en cada sesión de estimación utilizando el modelo no-lineal utilizado por Aubone *et al.* (2019, 2021b) y el modelo espacial utilizado por Kittlein y Alberti (2021). Para estimar la eficiencia de la rastra se analizaron nuevamente los datos informados en Campodónico *et al.* (2018) con la misma metodología que en Aubone *et al.* (2018, 2019, 2021b), utilizando la función `LaplaceApproximation()` de la biblioteca `LaplacesDemon` (Statisticat LLC. 2021) en el entorno R (R Core Team 2020). Esta función maximiza de manera determinista el logaritmo de la densidad posterior conjunta no normalizada con uno de varios algoritmos de optimización. El objetivo de la aproximación de Laplace es estimar la moda posterior y la varianza de cada parámetro del modelo utilizado para estimar la eficiencia.

En el caso del modelo no lineal en Aubone *et al.* (2018, 2019, 2021b) se estimaron los parámetros N_0 que representa la abundancia de vieiras al inicio del experimento de depleción, y las dispersiones $\sigma_{1,2}$ y $\sigma_{3,4}$, correspondientes a los desvíos estándares de las capturas de los barridos 1-2 y 3-4, respectivamente.

Para el modelo espacial se estimó δ la densidad de vieiras por m^2 , la eficiencia e , y las dispersiones $\sigma_{1,2}$ y $\sigma_{3,4}$, correspondientes a los desvíos estándares de las capturas de los barridos 1-2 y 3-4, respectivamente.

La variabilidad de las estimaciones se aproximó utilizando la función `SIR`, que realiza un remuestreo de importancia secuencial, y utiliza una densidad de propuesta normal multivariada (Gordon *et al.* 1993). Esta familia de algoritmos es conocida también como Monte-Carlo secuencial.

En el Box 1 se resumen algunas dificultades detectadas en la estimación de la eficiencia de la rastra, y en la Tabla 1 se resumen los resultados de las estimaciones realizadas sobre la eficiencia en evaluaciones previas.

Tabla 1

Valores de eficiencia de la rastra de prospección \pm 95% IC.

Fuente	Eficiencia	95% IC
Aubone <i>et al.</i> (2018)	0.68	0.56-0.80
Aubone <i>et al.</i> (2019)		
homoscedasticidad	0.64	0.47-0.86
heteroscedasticidad	0.76	0.62-0.96
Kittlein (2021)	0.27	0.22-0.32
Kittlein y Alberti (2021)	0.18	0.14-0.21
Aubone <i>et al.</i> (2021b)	0.56	0.41-0.79

Para evaluar la sensibilidad de las estimaciones de eficiencia con ambos modelos se realizó una sesión de estimación con 100 muestreos aleatorios de los lances del experimento de depleción, dejando fuera de la estimación 5 lances seleccionados aleatoriamente. Este procedimiento permitió poner en contexto si los puntos descritos en el Box 1 son relevantes para la estimación de la eficiencia y si el modelo que considera la superposición de los lances es más consistente en las estimaciones.

Box 1: Características de los análisis realizados previamente para estimar la eficiencia de la rastra.

- En agosto de 2018 se realizó un experimento de depesición en la unidad de manejo B para obtener datos que permitieran estimar la eficiencia de la rastra utilizada en las prospecciones. El experimento consistió en 150 lances.
- Primer informe (Aubone *et al.* 2018), se analizaron 144 lances (los lances 40, 47, 80, 82, 97, 106 se descartaron valores de captura fuera de lo esperado) arrojando un valor de eficiencia de 0.676.
- Segundo informe (Aubone *et al.* 2019) se utilizaron 143 de los 150 lances (los lances 25, 40, 47, 80, 82, 97 y 106 se descartaron por estar próximos al borde) y se estimó una eficiencia de 0.64 considerando una única varianza para todos los lances y de 0.758 si se considera una varianza para los dos primeros barridos y otra para los dos últimos barridos realizados en el experimento.
- Tercer informe (Aubone *et al.* 2021b), se utilizaron finalmente 148 lances (los lances 1 y 46 fueron descartados porque sus trayectorias se situaron fuera del área de mayor esfuerzo de pesca) y se estimó una eficiencia de 0.5685 (mediana) y 0.6608 (media).

Como los resultados resultan tan variables realizamos una revisión utilizando el mismo modelo y métodos que los utilizados en los análisis previamente mencionados. En esta nueva versión de los análisis se dejaron al azar 5 lances para evaluar la sensibilidad de las estimaciones realizadas por distintos métodos (Fig. 3).

Estimación de biomasa de vieira comercial

La estimación de biomasa de vieira comercial en la Unidad de Manejo B se realiza anualmente a partir de una grilla de lances realizados con la rastra. La densidad media de los lances en toneladas por km^2 es proyectada al área total habilitada para la pesca en la unidad de manejo para obtener la biomasa total de vieira comercial disponible; teniendo en cuenta áreas vedadas en las reservas reproductivas y cerradas a la pesca en función de la estructura de tallas observada en estos muestreos (ver Alberti y Kittlein 2022; Daleo 2022).

Para las estimaciones que resultan de las prospecciones se calcula una densidad media:

$$\bar{\delta} = \frac{\sum_{l=1}^{l=n} C_l}{n}$$

donde C_l es la captura de vieira comercial en cada lance l , a_l es el área de cada lance y n es el número de lances realizados en la prospección. La estimación se ve afectada por el valor de eficiencia e utilizado, que es un valor fijo y único, que ha variado desde 0.5 originalmente, a 0.67 a partir de lo evaluado en Aubone *et al.* (2018, 2019) y reducido a 0.56 por la revisión en Aubone *et al.* (2021b). Si e es sobrestimada o subestimada, la densidad estimada para la Unidad de Manejo B resulta menor o mayor, respectivamente, que la densidad efectiva en la misma.

Modelo 3enor

El modelo de dinámica de la biomasa de vieira comercial presentado en Aubone (2022) e implementado para la evaluación y proyección de la biomasa de vieira comercial en Aubone *et al.* (2021a, 2023), utiliza las estimaciones de biomasa de las

prospecciones; convertidas a número de individuos, para estimar parámetros de la dinámica, resumidos en un parámetro θ que subsume relaciones entre parámetros y variables; que permitirían incorporar efectos retardados en la dinámica y que se omiten en esta formulación.

En este modelo se representa la variación en la abundancia de las vieiras de talla comercial en función de la abundancia en el año anterior y de un parámetro θ que sintetiza las contribuciones debidas al crecimiento y supervivencia relacionadas en la siguiente ecuación:

$$N_{2,t+1} = \theta_t \cdot (N_{2,t} - C_{2,t})$$

Donde $N_{2,t+1}$ es la abundancia en número de vieiras de tamaño comercial en el tiempo $t + 1$, $C_{2,t}$ la captura comercial en el tiempo t , y $N_{2,t}$ representa la abundancia de vieiras de tamaño comercial para el tiempo t . Aquí θ es un parámetro, siempre positivo, que sintetiza la relación entre otros parámetros y variables en la formulación original. Si θ es igual a 1 la abundancia de vieiras de tamaño comercial se mantiene estable en el tiempo y decrece o aumenta si θ es menor o mayor a 1, respectivamente. En el Box 2 se desarrolla la secuencia de pasos establecidos en Aubone (2022) y Aubone *et al.* (2023) para la simplificación de la estructura de este modelo denominado 3enor. Es posible que la condensación de la variación en $N_{2,t+1}$ en un único parámetro θ_t que depende solo de la abundancia $N_{2,t}$ elimina la “memoria” del modelo que antes expresaba la dependencia con $N_{1,t}$, evitando la posibilidad de proyectar adecuadamente cambios en la abundancia en $t + 1$ que dependen de la estructura de la población en el tiempo t (ver Box 2).

El desarrollo y utilización de este modelo en Aubone *et al.* (2023) solo considera la dinámica de individuos comerciales; las predicciones de biomasa a futuro en un escenario de captura objetivo son por lo tanto proyectadas como máximo a un año. El análisis realizado a partir del modelo en Aubone *et al.* (2023) presenta las perspectivas de biomasa de vieira comercial en 2024 ante determinados niveles de captura en 2023. Los resultados del análisis del modelo son tabulados y ponderados en relación con 4 objetivos de manejo que refieren al número mínimo de individuos comerciales y se definen por no disminución de la biomasa en 2024 con respecto a 2023, y no disminución de más del 10% o del 50% en esa transición.

En sus análisis, Aubone *et al.* (2023) incorporan la incertidumbre en la abundancia de individuos al tiempo inicial, utilizando la variabilidad en la estimación de la eficiencia en su última evaluación (Aubone *et al.* 2021b). Tal vez esta incorporación genera una inadecuada sobreestimación de la incertidumbre sobre la abundancia de individuos de talla comercial ya que la variación en las capturas es debida a la disponibilidad de vieira comercial en el trayecto del lance y a la eficiencia e con que la rastra ha operado durante la ejecución del lance. Aún sin considerar su valor para estimar la densidad final a proyectar, la variabilidad en la eficiencia entre los distintos lances de prospección ya se halla incorporada en los datos de captura; por lo que agregarla como fuente de incertidumbre extra para la abundancia inicial representa una sobre estimación de la incertidumbre.

Para establecer una comparación entre el modelo 3enor y el modelo discreto con retardo en el crecimiento utilizado en Kittlein y Alberti (2022) se estimaron los parámetros del modelo 3enor y se realizó una estimación de la biomasa proyectada para el final de una tendencia decreciente de la misma (proyección para 2021 a partir del valor de θ_{2020} (ver Fig. 1). Para las estimaciones se

utilizó la función `LaplaceApproximation()` de la biblioteca `LaplacesDemon` (Statisticat LLC. 2021) en el entorno R (R Core Team 2020). Para las estimaciones y proyección se utilizaron los datos de la tabla 1 en Aubone *et al.* (2023).

Revisión de las predicciones del modelo

Como en el modelo 3enor se supone θ_i constante para años consecutivos en determinados períodos, realizamos una evaluación de las predicciones de la biomasa de vieira comercial que realiza el modelo para el final de un período suponiendo que corresponda a la finalización de los registros; por ejemplo se utilizan las estimaciones de θ_{2020} para predecir la biomasa de vieira comercial esperada para el año 2021. Podemos así compararla con la biomasa de vieira comercial estimada efectivamente en dicho año por las campañas de prospección y también con el valor predicho por otros tipos de modelos como el analizado en Kittlein y Alberti (2022), cuyas proyecciones consideran características de la distribución de frecuencias de tallas y parámetros de crecimiento.

Box 2: Desarrollo y resumen de pasos para expresar con un único parámetro θ el modelo de estimación de biomasa presentado en Aubone (2022).

$$\begin{aligned}
 N_{2,t+1} &= N_{1,t} \cdot p_{1,t} \cdot p_t + N_{2,t} \cdot p_{2,t} \\
 p_{2,t} &= p_{2,t}^N \cdot \left(1 - \frac{C_{2,t}}{N_{2,t}}\right) \\
 N_{2,t+1} &= N_{1,t} \cdot p_{1,t} \cdot p_t + N_{2,t} \cdot p_{2,t}^N \cdot \left(1 - \frac{C_{2,t}}{N_{2,t}}\right) \\
 N_{1,t} \cdot p_{1,t} \cdot p_t &= \gamma_t \cdot N_{2,t+1} \\
 N_{2,t+1} &= \gamma_t \cdot N_{2,t+1} + N_{2,t} \cdot p_{2,t}^N \cdot \left(1 - \frac{C_{2,t}}{N_{2,t}}\right) \\
 N_{2,t+1} - \gamma_t \cdot N_{2,t+1} &= N_{2,t} \cdot p_{2,t}^N \cdot \left(1 - \frac{C_{2,t}}{N_{2,t}}\right) \\
 N_{2,t+1} \cdot (1 - \gamma_t) &= N_{2,t} \cdot p_{2,t}^N \cdot \left(1 - \frac{C_{2,t}}{N_{2,t}}\right) \\
 N_{2,t+1} \cdot (1 - \gamma_t) &= N_{2,t} \cdot p_{2,t}^N - N_{2,t} \cdot p_{2,t}^N \cdot \frac{C_{2,t}}{N_{2,t}} \\
 N_{2,t+1} \cdot (1 - \gamma_t) &= N_{2,t} \cdot p_{2,t}^N - p_{2,t}^N \cdot C_{2,t} \\
 N_{2,t+1} &= \frac{N_{2,t} \cdot p_{2,t}^N - p_{2,t}^N \cdot C_{2,t}}{(1 - \gamma_t)} \\
 N_{2,t+1} &= \frac{p_{2,t}^N \cdot (N_{2,t} - C_{2,t})}{(1 - \gamma_t)} \\
 N_{2,t+1} &= p_{2,t}^N / (1 - \gamma_t) \cdot (N_{2,t} - C_{2,t}) \\
 \theta_t &= p_{2,t}^N / (1 - \gamma_t) \\
 N_{2,t+1} &= \theta_t \cdot (N_{2,t} - C_{2,t})
 \end{aligned}$$

$N_{i,t}$ representa la abundancia en número de individuos del estadio i al tiempo t , p_t es la proporción de individuos del estadio 1 que pasan a el estadio 2 por crecimiento, $p_{i,t}$ la supervivencia anual de los individuos de el estadio i en el tiempo t , $p_{i,t}^N$ es la supervivencia residual a la pesquería (mortalidad natura + mortalidad incidental por otras actividades pesqueras) en el tiempo t para el estadio i , C_t es la captura en número de individuos en el tiempo t , θ y γ representan agrupamientos de variables y parámetros para simplificar las ecuaciones del modelo.

Modelo discreto con retardo y crecimiento

El modelo de espacio de estado con retardo y crecimiento desarrollado en Kittlein y Alberti (2022) se utilizó con los datos de capturas del período 2013-2022 para la Unidad de Manejo B y con los datos de densidad y distribuciones de frecuencias de tallas reportados en los informes de evaluación realizados por el INIDEP.

El modelo permite la estimación de variables latentes, no observadas, como las biomasa de vieira comercial y reclutante (Tabla 2), que se expresan en observables como la densidad de vieiras en las prospecciones y en los lances de la flota a partir de coeficientes de conversión. Brevemente y actualizando lo descrito en Kittlein y Alberti (2022).

$$B_t = \exp(-M) \cdot g \cdot (B_{t-1} - C_{t-1}) + \exp(-M) \cdot gR \cdot R_{t-1}$$

B y R representan las biomasa de vieira comercial (>55 mm) y reclutante (44-54 mm), respectivamente; M es la mortalidad natural con un valor fijo en 0.3 (Milessi *et al.* 2010); g y gR son los incrementos anuales en peso de las vieiras en el rango de tamaños de las vieiras reclutantes y comerciales estimados a partir de la ecuación de crecimiento de von Bertalanffy Valero (2002) y la relación talla-peso (Bremec *et al.* 2000).

La densidad de vieira comercial y reclutante en las prospecciones se calculó multiplicando la densidad promedio estimada para la biomasa de vieira total estimada en las prospecciones a partir de los valores presentados en la figura 7 de Campodonico y Escolar (2023), reescalando dichos valores para evitar la corrección de eficiencia y multiplicando por las proporciones de dichas fracciones obtenidas de las distribuciones de frecuencias de talla (Fig. 2).

Las variables latentes se conectan con observables como la densidad de vieira comercial y reclutante estimada en las prospecciones realizadas por el INIDEP y con la captura por unidad de esfuerzo de la flota, todas expresadas en toneladas por km^2 .

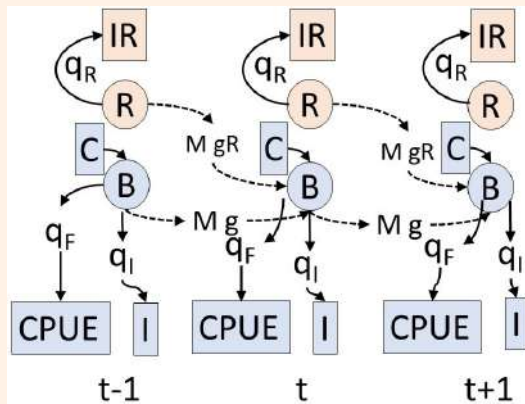
$$\begin{aligned}
 I_t &= qI \cdot B_t \\
 IR_t &= qR \cdot R_t \\
 CPUE_t &= qF \cdot B_t
 \end{aligned}$$

Una representación gráfica de las interacciones entre las partes constituyentes de este modelo se presenta en el Box 3.

Para la estimación de las variables latentes y los factores de conversión se utilizaron dos programas de uso frecuente en dinámica de recursos pesqueros para la estimación bayesiana de modelos de espacio de estado (Erickson *et al.* 2022). Tanto el programa OpenBUGS (Spiegelhalter *et al.* 2014) como el programa STAN (Gelman *et al.* 2015) a través de sus interfaces para R (Bürkner 2018; Sturtz *et al.* 2005) permiten con relativa facilidad implementar análisis en la estimación de parámetros y proyección de variables en modelos de espacio de estado. Para los factores de conversión se utilizó como previa una distribución $\beta(1, 100)$ y para las biomasa se modelaron como variables log normales con error de proceso dado por los parámetros σ_{τ} y σ_{ϕ} . Los errores de observación para I_t , IR_t y $CPUE_t$ se representaron respectivamente con los parámetros σ_{ϵ} , σ_{upsilon} y σ_C . Para todos los σ_s se utilizó como distribución previa una distribución exponencial con tasa igual a 0.1.

Para evaluar la convergencia en la estimación de los parámetros se utilizó el índice de Gelman-Rubin (Brooks y Gelman 1998) sobre cuatro cadenas aleatorias de Markov independientes para todos los parámetros estimados, utilizando la función

Box 3: Diagrama de la relación entre las variables observadas, las variables de estado y los parámetros en el modelo discreto con retardo y crecimiento. Las variables de estado se encierran en círculos y las observadas en cuadrados. Las variables relacionadas con la biomasa de vieira comercial en celeste y las relacionadas con la biomasa de vieira reclutante en naranja. La relación de los parámetros fijos se designan con flechas de líneas punteadas y las de los parámetros estimados por métodos bayesianos se designan con líneas llenas. La variable C, representa las capturas de vieira comercial y su efecto en la biomasa de vieira comercial.



Los parámetros indicados en el esquema representan las siguientes relaciones entre las variables de estados entre sí y con las variables observadas. La conversión de biomasa de vieira comercial a sus índices de abundancia en las prospecciones I esta representada por el parámetro q_I ; asimismo q_R representa la conversión entre la biomasa de vieira reclutante y su índice I_R . La conversión de la biomasa comercial al CPUE de la flota esta representada por q_F . Los parámetros M , g y g_R , son fijos y representan la mortalidad natural, el factor de crecimiento de las vieiras comerciales y de las vieiras reclutantes, respectivamente. El tiempo se indica en la base del esquema como $t-1$, t y $t+1$. Las variables de estado tienen su variación de proceso σ_τ (biomasa comercial) y σ_ϕ (biomasa reclutante). Asimismo las variables observadas tiene un error de observación asociado representado por los parámetros σ_ϵ , σ_v y σ_C (Estos σ_s no se indican para simplificar la representación).

`gelman.diag()` de la biblioteca `coda` en el programa R (Plummer *et al.* 2006). La convergencia se evalúa comparando las varianzas estimadas entre cadenas y dentro de la cadena para cada parámetro del modelo. Grandes diferencias entre estas varianzas indican falta de convergencia. Un valor cercano a 1 indica que las cadenas son convergentes (ver Fig. S1).

Para ajustar el modelo, se generaron un total de 900 000 muestras en cada una de las 4 cadenas, las primeras 600 000 muestras de aproximación de cada cadena (“warm-up”) se descartaron y se guardó una muestra de cada 100 para reducir la autocorrelación, resultando en 3 000 muestras por cadena para estimar la distribución posterior.

El procedimiento general de estimación y el código utilizado se pueden consultar en el Anexo 1.

Tabla 2

Datos utilizados para estimar la variación de biomasa de vieira comercial con el modelo con retardo y crecimiento en la unidad de manejo B. I: densidad de vieira comercial en las prospecciones (ton/km^2); IR: densidad de vieira reclutante en las prospecciones (ton/km^2); CPUE: captura por unidad de esfuerzo de la flota comercial (ton/km^2); g : coeficiente de crecimiento de vieira comercial; g_R : coeficiente de crecimiento de vieira reclutante; M : mortalidad natural. I e IR son derivados de las estimaciones de biomasa de vieira total en Campodonico y Escolar (2023) corregidas para no considerar la eficiencia de la rastra y referidas a cada fracción por las proporciones de vieira comercial y vieira reclutante en las distribuciones de frecuencias de talla de la Fig. 2. n.d., datos no disponibles.

Año	I	IR	C	CPUE	g	g_R	M
2013	23.79	18.2	3480	18.47	1.1	1.46	0.3
2014	18.26	17.55	n.d.	0	1.1	1.46	0.3
2015	14.65	9.43	n.d.	0	1.1	1.46	0.3
2016	9.45	6.79	19233	33.84	1.1	1.46	0.3
2017	11.56	3.66	25870	33.2	1.1	1.46	0.3
2018	7.66	3.36	9919	15.23	1.1	1.46	0.3
2019	2.89	1.26	2300	9.6	1.1	1.46	0.3
2020	4.92	8.06	1048	44.23	1.1	1.46	0.3
2021	16.63	8.25	n.d.	0	1.1	1.46	0.3
2022	10.42	1.56	27844	53.17	1.1	1.46	0.3

RESULTADOS

Eficiencia de la rastra

La nuevas estimaciones sobre la eficiencia de la rastra, omitiendo 5 lances seleccionados aleatoriamente en cada sesión de estimación, se pueden apreciar en la Fig. 3. Los valores modales de las distribuciones de la eficiencia utilizando ambos modelos son consistentes con los informados previamente (ver Tabla 1). Sin embargo la sensibilidad a la omisión de lances durante las sesiones de estimación muestra que el modelo no-lineal (Aubone *et al.* 2021b) es mucho más variable en los valores estimados que el modelo espacial (Kittlein y Alberti 2021). Mientras que el modelo espacial presenta valores modales muy cercanos a los estimados con todos los lances; el modelo no lineal en general estima aquí valores más bajos que los reportados en los informes (0.67 ó 0.56 Aubone *et al.* 2019, 2021b, ver Tabla 1). Estos valores corresponden aquí a casos especiales que resultan de las omisión de lances particulares.

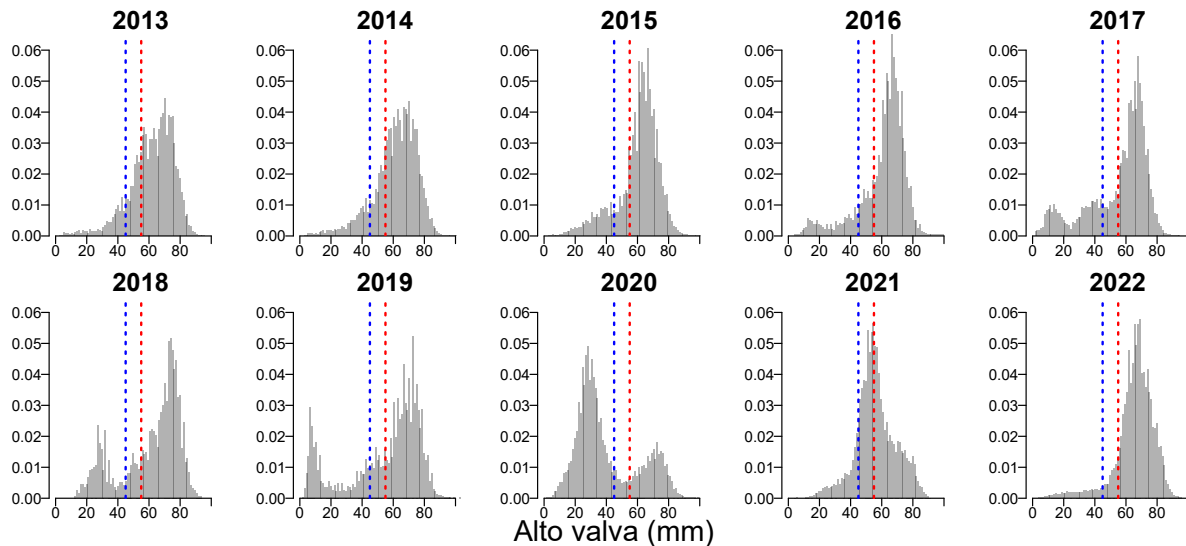


Fig. 2. Distribución de frecuencias de tallas de vieira patagónica en las prospecciones realizadas en la unidad de manejo B. Las líneas verticales punteadas (azul=44 mm, roja=55 mm) delimitan el límite inferior de las vieiras reclutantes a la pesquería de un año al siguiente y la talla mínima comercial. La distribución para 2013 es una interpolación entre las distribuciones de los años 2012 (no mostrada) y 2014.

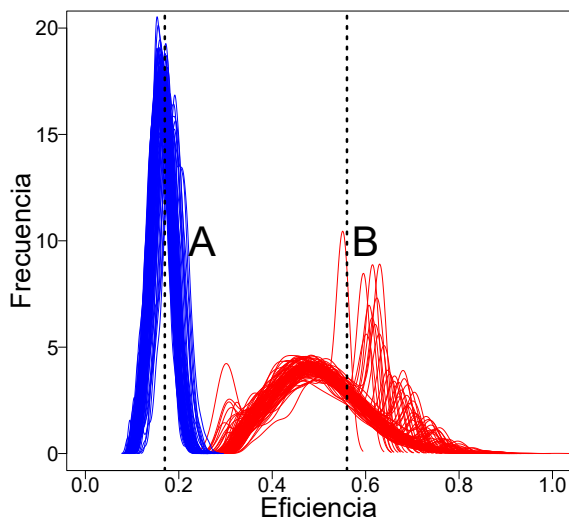


Fig. 3. Sensibilidad en la estimación de la eficiencia. A) Distribuciones posteriores con 5 lances omitidos aleatoriamente en el modelo espacial en Kittlein y Alberti (2021). B) Distribuciones posteriores con 5 lances omitidos aleatoriamente según el modelo no-lineal en Aubone *et al.* (2019). Las líneas verticales discontinuas indican el valor de la mediana estimada para la eficiencia sin omitir lances.

El examen de las distintas estimaciones en el modelo no-lineal en la Fig. 3 y la revisión y re-evaluación de los valores informados en Aubone *et al.* (2021b) destacan una inconsistencia importante sobre la relación entre los valores de la media y la mediana presentados en el mismo para eficiencia de la rastra. Sorprendentemente en Aubone *et al.* (2021b) se informa un valor de media de 0.67 para la eficiencia y un valor de mediana de 0.56. Un diferencia de tal magnitud en la estimación de un estadístico que tiene una distribución acotada entre 0 y 1 es en principio destacable y un examen cuantitativo muestra que ese resultado es prácticamente imposible. La Fig. 4 presenta una distribución beta esperada (parámetros $\alpha = 11.618$; $\beta = 7.175$) para la eficiencia que mejor ajuste los valores de los percentiles informados en el informe de Aubone *et al.* (2021b). La diferencia entre la media y la mediana en esta distribución es mínima. Un valor de media casi un 20% mayor que el de la mediana es altamente improbable para una métrica con las características mencionadas.

Estimaciones de biomasa de vieira comercial

Modelo 3enor

En la Fig. 5 se presentan la distribución posterior de los parámetros del modelo 3enor utilizando los datos presentados en la tabla 1 en Aubone *et al.* (2023). Las proyecciones del modelo para la biomasa de vieira comercial para el año 2024 considerando una captura aproximada a las 25 000 toneladas arroja una mediana de 175 000 toneladas (95% IC: 105 000-285 000 toneladas). En Aubone *et al.* (2023), si bien no reportan valores de biomasa sino de número de individuos de vieira comercial, los autores consignan una probabilidad del 26% de que la abundancia de vieira comercial en 2024 sea menor a la del año 2023 ante una captura de 25 000 toneladas en 2023. Considerando que esa probabilidad es claramente menor al 50%, esa evaluación anticipa también un aumento de biomasa para 2024 ante una captura de esa magnitud.

La distribución posterior de los parámetros θ indica que la probabilidad de registrar valores menores a la unidad en el

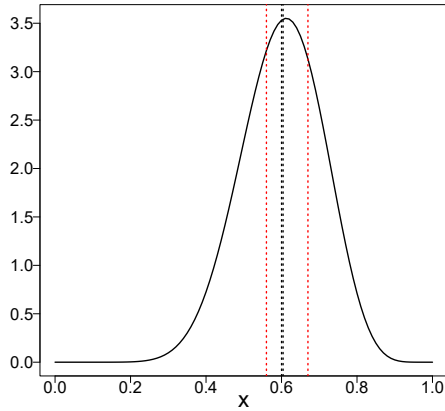


Fig. 4. Distribución beta esperada según los percentiles informados en Aubone *et al.* (2021b). Las líneas verticales en rojo representan la mediana (izquierda) y la media (derecha) de los respectivos valores para la distribución posterior en Aubone *et al.* (2021b). Las líneas en negro representan la mediana y la media (muy próximas) de la distribución beta ajustada. Los parámetros para la distribución ajustada son $\alpha = 11.618$ y $\beta = 7.175$.

período 2013-2016 es $\sim 60\%$, en el período 2017-2019 de $\sim 98\%$, y en el periodo 2020-2022 de $\sim 0.0001\%$ (Fig. 5).

Modelo discreto con retardo y crecimiento

La variación de la biomasa de vieira comercial estimada por el modelo discreto con retardo en el crecimiento en el período 2013-2022 indica que los valores de las capturas realizadas nunca superaron el 15% de la biomasa estimada. Los porcentajes mayores de Captura en relación a la biomasa media estimada se registraron en el año 2022 donde se capturó el 14% de la mediana estimada para la biomasa de vieira comercial (Fig. 6A). Los porcentajes más bajos corresponden a los años 2013 (0.8%) y 2020 (1.2%). Durante los años 2014, 2015 y 2021 no se permitieron capturas en la Unidad de Manejo B (Tabla 2).

En la Fig. 6B se manifiesta claramente que si se hubiera utilizado la información disponible en los lances de prospección y en los lances de la flota pesquera en los que participaron los observadores a bordo de los buques la incertidumbre de las estimaciones de biomasa se reduce considerablemente.

Si en la proyección se considera una captura similar a la obtenida en 2022 (25 000 toneladas) para el período 2023-2025, los niveles de biomasa de vieira comercial proyectados indican un incremento acentuado en los valores esperados; aunque con una amplitud muy grande en los intervalos de credibilidad del 95% (Fig. 6, Tabla 3); anticipando niveles de biomasa comercial superiores a las 250 000 toneladas.

El modelo discreto con retardo y crecimiento ajusta los índices de abundancia de vieira comercial y reclutante en las prospecciones con mucha precisión (Fig. 7). Los índices de abundancia de vieira comercial de la flota en cambio presentan algunas diferencias con los valores observados, algo esperado ya que el esfuerzo pesquero no se distribuye homogéneamente en la unidad de manejo por restricciones impuestas en las áreas de captura o por el comportamiento de la flota durante las operaciones de pesca (ver Bogazzi 2008).

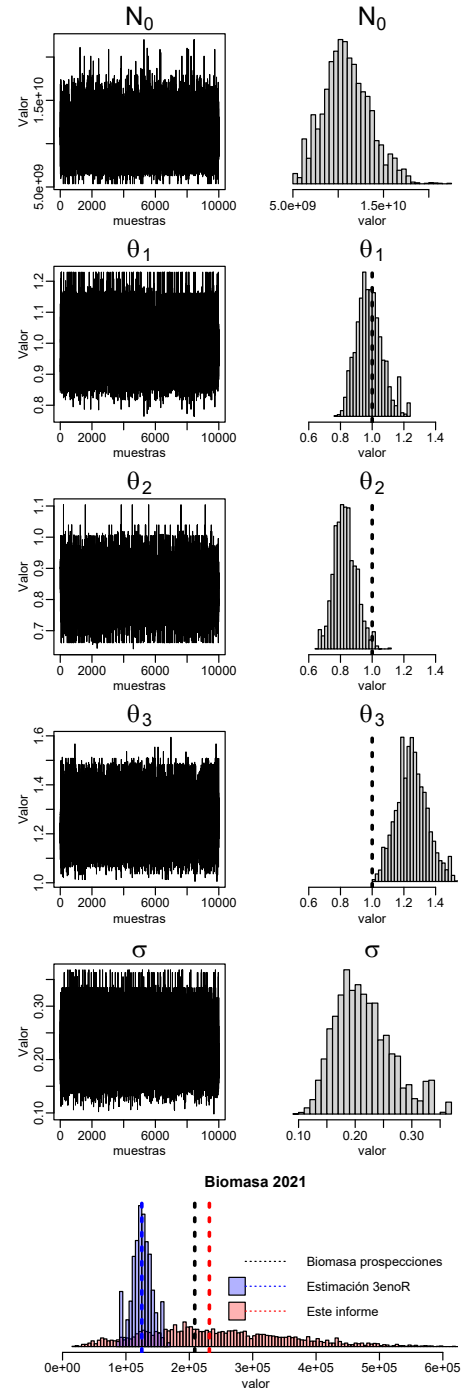


Fig. 5. Distribución posterior de los parámetros del modelo 3enor Aubone *et al.* (2023) y comparación de las estimaciones de biomasa de vieira comercial para el año 2021 por este modelo y por el modelo discreto con retardo y crecimiento en el análisis realizado en este informe (panel inferior derecho). Las líneas punteadas verticales en los histogramas del θ_1 , θ_2 y θ_3 señalan valores de θ igual a la unidad; que corresponde al mantenimiento de los valores de abundancia de vieira comercial. La línea punteada en negro corresponde al valor estimado para la biomasa en 2021 por las prospecciones realizadas por el INIDEP. En azul se presenta la distribución de la biomasa estimada por el modelo 3enor y en rojo lo estimado por el modelo discreto con retardo y crecimiento.

Tabla 3

Estadísticas de la distribución posterior del modelo discreto con retardo en el crecimiento. Los factores de conversión (coeficientes de capturabilidad; “catchability coefficients” en la literatura en inglés) q_I , q_R , y q_F , representan las conversiones de biomasa a los índices de abundancia de las prospecciones y de la flota. El error de proceso en el modelado de la variación de la biomasa de vieira comercial y vieira reclutante está representado por σ_τ y σ_ϕ , respectivamente. B y R representan las biomásas estimadas (en toneladas) para vieira comercial y reclutante en los distintos años; mientras que I, IR, y CPUE representan las estimaciones realizadas para el modelo para los índices de abundancia en los distintos años. $\log(\mathcal{L}_{\text{Posterior}})$ representa el logaritmo de la verosimilitud de la distribución posterior. En negrita se destacan las proyecciones para la biomasa de vieira comercial en 2023, 2024, y 2025 si se capturaran 25 000 toneladas en los años previos.

Parámetro	Media	Desvio estandar	2.50%	25%	50%	75%	97.50%
q_I	0.00008	0.0002	0.00003	0.00004	0.00006	0.00009	0.00025
q_R	0.00006	0.00005	0.00002	0.00004	0.00005	0.00006	0.00017
q_F	0.00026	0.00038	0.00007	0.00013	0.00019	0.00029	0.00088
σ_τ	0.84462	0.29683	0.42791	0.64308	0.79192	0.99015	1.54305
σ_ϕ	0.75159	0.48593	0.05274	0.38842	0.72199	1.0116	1.88496
σ_ϵ	0.48794	0.27284	0.05767	0.27732	0.47683	0.65825	1.0839
σ_v	0.64641	0.39251	0.06003	0.3239	0.63997	0.89781	1.49473
σ_C	0.58246	0.34665	0.05777	0.3327	0.55205	0.77845	1.36628
B2013	224453.81	142155.56	45710.31	123679.01	191274.37	287839.91	595370.32
B2014	305294.65	176260	67349.98	176799.06	269254.55	394713.66	751295.92
B2015	280342.7	168787.12	54366.73	157312.31	243719.18	368069.57	709878.84
B2016	202722.53	121702.98	40367.23	114450.98	176292.63	263308.64	502556.69
B2017	202820.68	117063.78	43569.61	118905.65	179632.11	261346.53	489151.12
B2018	120097.18	71563.83	25192.43	70012.46	105633.13	154621.23	299307.42
B2019	70116.06	50056.27	12761.46	36803.19	58331.7	89542.63	196969.62
B2020	163690.96	126114.65	24318.26	73601.35	126922.49	218302.42	490464.64
B2021	288574.97	175371.99	58092.17	160679.87	250629.57	373068.35	746866.22
B2022	260123.49	161392.54	50881.2	140599.6	222604.42	342611.22	659882.39
B2023	277356.66	211647.74	20829.13	111847.38	224145.47	392370.24	818768.56
B2024	333411.87	235969.02	25403.41	142124	279991.54	481250.5	890464.44
B2025	406836.58	259285.07	32735.41	191197.14	365292.99	593761.87	944547.1
R2013	251294	136296.72	73026.2	159201.89	212100.04	317426.79	589836.76
R2014	239594.49	124526.69	69897.41	155285.64	206678.85	302559.96	550839.11
R2015	170938.14	77850.74	44446.56	122775.41	162703.26	205071.54	359946.18
R2016	146551.48	66769.1	35808.28	102369.3	144238.48	178163.79	301730.8
R2017	108548.74	58340.49	19614.68	64286.72	100730.8	149967.48	231794.38
R2018	100549.4	55155.79	18312.56	57742.25	91034.38	141734.42	217808.24
R2019	80001.67	62843.14	8344.92	27384.48	58077.06	132808.07	205685.3
R2020	164932.02	76651.18	44553.3	118598.77	157312.39	195596.62	352861.31
R2021	161443.21	74695.31	40196.7	114502.9	155492.45	193955.39	340242.3
R2022	84140.61	61958.59	10022.24	32601.51	63730.36	133274.79	209381.41
I2013	13.87	6.85	4.6	8.05	12.37	19.25	27.2
I2014	18.38	8.04	7.08	13.64	17.57	21.21	37.94
I2015	16.59	7.95	6.82	12.33	15.05	19.02	34.77
I2016	11.71	4.09	6.16	9.14	10.72	13.44	22.27
I2017	11.81	3.8	6.06	9.54	11.29	13.28	20.97
I2018	6.99	2.29	3.43	5.46	6.84	8.08	12.47
I2019	3.97	1.67	2.05	2.91	3.53	4.53	8.32
I2020	9.28	5.19	3.84	5.4	7.65	11.81	22.11
I2021	17.07	7.89	6.94	12.61	15.97	19.5	36.04
I2022	15.1	6.26	7.44	10.75	13.43	17.98	30.9
IR2013	12.89	7.28	3.48	7.26	11.91	17.38	28.93
IR2014	12.24	6.49	3.44	7.1	11.4	16.53	26.2
IR2015	8.52	4.07	3.03	5.94	8.13	10.05	17.97
IR2016	7.23	3.54	2.77	5.26	6.68	8.26	15.56
IR2017	5.19	2.99	1.96	3.48	4.37	6.11	12.5
IR2018	4.78	2.75	1.77	3.17	3.96	5.71	11.49
IR2019	3.69	3.2	0.94	1.43	2.65	5.1	11.17
IR2020	8.28	5.22	2.89	5.8	7.63	9.41	18.8
IR2021	8.02	4	2.83	5.66	7.54	9.24	18.01
IR2022	3.9	3.08	1.1	1.71	2.92	5.19	11.61
CPUE2013	46.32	39.21	14.75	21.72	35.8	60.05	128.03
CPUE2016	36.64	19.05	16.91	27.78	33.84	41.19	74.08
CPUE2017	37.25	20.28	17.86	28.18	33.8	41.8	75.52
CPUE2018	22.33	12.8	10.44	15.53	19.44	25.83	49.19
CPUE2019	12.36	6.7	5.69	9.03	10.89	14.05	26.59
CPUE2020	27.89	13.12	9.86	18	25.37	36.68	53.71
CPUE2022	46.55	23.68	19.92	34.1	44.3	54.37	91.04
$\log(\mathcal{L}_{\text{Posterior}})$	83.63	10.4	-101.92	-90.73	-84.68	-77.43	-60.8

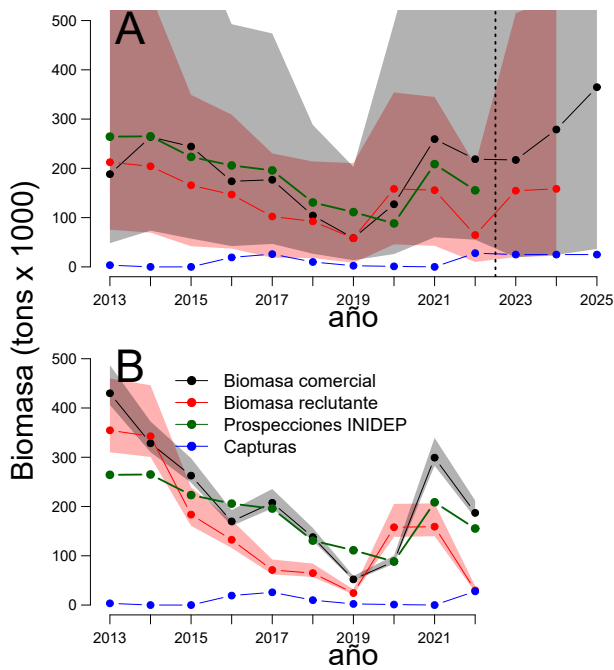


Fig. 6. A) Dinámica de la biomasa de vieira en la unidad de manejo B; período 2013-2022. Las estimaciones se realizaron utilizando los datos de la Tabla 2; donde para los años 2023-2025 se proyecta la biomasa a partir un nivel de captura de 25 000 toneladas (similar al registrado en 2022). El sombreado gris y rojo representan, respectivamente, los intervalos de credibilidad del 95% para la biomasa de vieira comercial y vieira reclutante. La serie de biomasa de vieira comercial correspondiente a las prospecciones del INIDEP se obtuvo a partir de la conversión a biomasa de los número de vieiras comerciales reportados en Aubone *et al.* (2023). B) Estimación de la variación de biomasa incluyendo 130 lances de prospección y 1000 lances de pesca con información sobre captura y rendimiento de vieira comercial suponiendo valores similares a los índices de abundancia en A; para destacar la marcada reducción de la incertidumbre en la estimación de biomasa al considerar esa información.

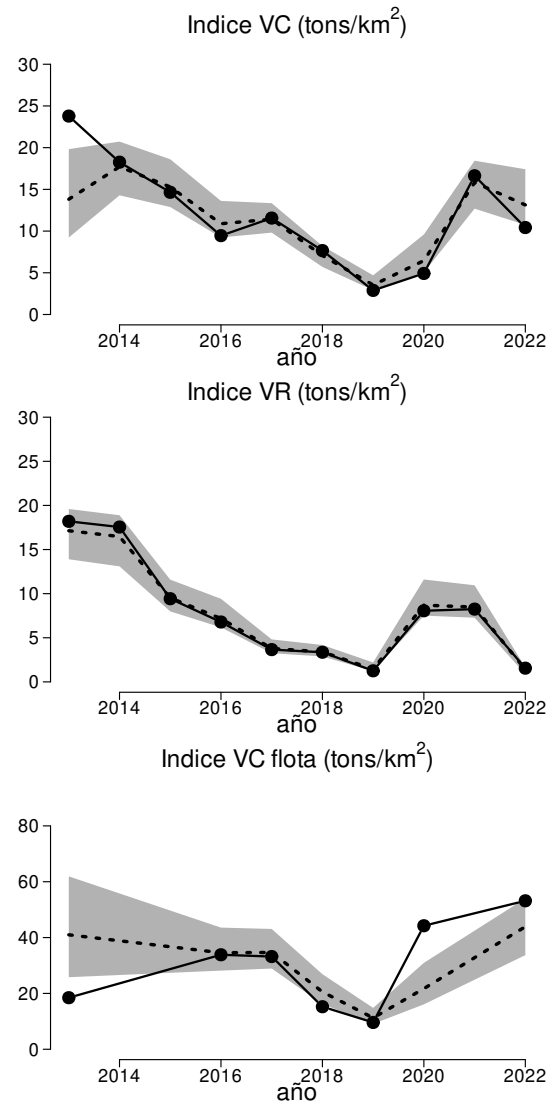


Fig. 7. Índices de abundancia de vieira comercial y vieira reclutante en la unidad de manejo B, período 2013-2022. La línea punteada y el sombreado gris representa la mediana y los límites del intervalo de credibilidad del 50% y la línea y los puntos llenos representan los valores utilizados en el modelo discreto con retardo y crecimiento.

Comparación de predicciones ante tendencias en la variación de biomasa

Algo señalado anteriormente y representado en la Fig. 5 muestra la imposibilidad del modelo 3enor de anticipar cambios en la variación de biomasa si el valor de θ utilizado se estima en un período donde hay una tendencia, ya sea positiva o negativa en la variación de biomasa de vieira comercial. Si hubiéramos utilizado el modelo 3enor en el año 2020 para proyectar la biomasa de vieira comercial para el año 2021 se hubiera proyectado una mediana de 125 000 toneladas. El valor estimado en las prospecciones para la unidad B en ese año arrojó un valor de 209 000 toneladas (conversión a biomasa a partir de la tabla 1 en Aubone *et al.* (2023). El modelo 3enor subestima en $\sim 60\%$ la biomasa de vieira comercial para ese año. El modelo discreto con retardo y crecimiento proyecta un valor de biomasa de 232 000 toneladas que resulta en una sobrestimación del 11%. La falta de conexión en los parámetros del modelo 3enor con aspectos relacionados a la distribución de tallas y el crecimiento en la población de vieiras imposibilita anticipar cambios en la variación en este modelo (panel inferior derecho en Fig. 5). La escala espacial de las evaluaciones de abundancia y del modelado de la dinámica de la biomasa presentadas aquí y en análisis previos (Aubone 2022; Aubone *et al.* 2023; Kittlein y Alberti 2022) posiblemente es demasiado extensa ($\sim 6\,000\text{ km}^2$) para las características biológicas de la vieira patagónica en la Unidad de Manejo B.

DISCUSIÓN

La evaluación y manejo de recursos pesqueros sedentarios tiene algunas particularidades que marcan una distinción con los métodos utilizados comúnmente en las pesquerías de peces (Orensanz *et al.* 2016). La baja movilidad de los organismos condiciona localmente el impacto de la remoción efectuada por las capturas, de modo que algunos índices utilizados comúnmente en pesquerías, como la captura por unidad de esfuerzo, por ejemplo, deben ser manejados con precaución y referidas apropiadamente al dominio espacial afectado (Seijo y Ponce Díaz 2023).

La evaluación y manejo de las pesquerías de vieiras utiliza distintos protocolos y modelos dependiendo de las características de la especie considerada y de la extensión e importancia del recurso. Por ejemplo, en la pesquería de *Pecten maximus* en las costas inglesas, utilizan un modelo basado en distribuciones de tamaños que incorpora parámetros de crecimiento para establecer una captura máxima basada en estimaciones de rendimiento por recluta (Lawler *et al.* 2023).

Análisis de rendimiento por recluta fueron también considerados para *Placoplecten magellanicus*, referidas a una escala espacial en donde la mortalidad por pesca, la mortalidad natural y las características del crecimiento pueden considerarse más o menos homogéneas (Hart 2001, 2003). Actualmente la evaluación y el manejo de los bancos canadienses de esta especie son gestionados utilizando un modelo de espacio de estado discreto con retardo y crecimiento, utilizando métodos bayesianos que utilizan tanto datos provenientes de prospecciones como de la pesca, que si bien utilizan datos con mucho detalle espacial, son similares al utilizado en este informe para la vieira patagónica (ver Jonsen *et al.* 2009; Smith y Hubley 2013).

La utilización de datos complementarios y su integración en modelos que permitan considerar las complejas relaciones que describen como la pesca afecta la renovación y el crecimiento de las poblaciones explotadas ha tenido un desarrollo muy

importante durante la última década (ver por ejemplo, Kuparinen *et al.* 2012; Aeberhard *et al.* 2018; Auger-Méthé *et al.* 2021; Licandeo *et al.* 2023). Estas actualizaciones no se han incorporado rutinariamente en la evaluación de nuestras pesquerías (Giussi *et al.* 2022). La reducción de la incertidumbre en la evaluación de la dinámica que resulta de considerar fuentes de datos provenientes de las prospecciones y del sistema de observadores a bordo (Campodónico *et al.* 2019), además de proveer estimaciones más adecuadas, permite realizar una explotación mucho más productiva del recurso con los mismos niveles de riesgo (ver Fig. 6B). Por ejemplo, si se toma como valor de captura permitida el “40% del límite inferior del intervalo de confianza del estimador de biomasa” (ver Campodónico y Escolar 2023); el aumento de este índice que resulta de estrechar el intervalo por contar con mayor información, se traduce directamente en un nivel más alto de explotación con el mismo nivel de riesgo.

Uno de los impactos más importantes de la reducida movilidad de los organismos bentónicos como la vieira patagónica, afecta directamente la pertinencia de los métodos utilizados para la estimación de la eficiencia de la rastra utilizada en las prospecciones de abundancia. Como se señaló anteriormente (Kittlein 2021; Kittlein y Alberti 2021, 2022) la falta de redistribución de los organismos durante la secuencia de los lances programados en el experimento de depleción diseñado para estimar la eficiencia de la rastra (Campodónico *et al.* 2018; Aubone *et al.* 2018, 2019) invalida la aplicación de modelos que descansan en el supuesto de que los organismos se redistribuyen totalmente entre los sucesivos eventos de captura (DeLury 1947, 1951; Leslie y Davis 1939; Ogle 2018). La variabilidad de las estimaciones del modelo no-lineal utilizado en Aubone *et al.* (2021b) ante la omisión de lances experimentales refleja la invalidez de este modelo para la estimación de este recurso de hábitos sedentarios. Las estimaciones del modelo espacial (Fig. 3) son mucho más estables y muestran estar en concordancia con las características de los recursos bentónicos sedentarios. No obstante la magnitud de la eficiencia estimada debe ser reconsiderada, posiblemente en un nuevo experimento ejecutado apropiadamente¹ y que utilice la superposición de los lances experimentales en la estimación.

Ya sea por un inadecuado análisis de los datos o por una incorrecta ejecución del experimento de depleción, las posibles consecuencias directas de una estimación sesgada del valor de la eficiencia de la rastra deberían originar acciones inmediatas para su revisión y solución. Considerando las diferencias expuestas en la Fig. 3, la revisión de esta cuestión es apremiante.

Las proyecciones realizadas por el modelo discreto con retardo y crecimiento sugieren una perspectiva futura de muy buena producción para la Unidad de Manejo B en los próximos dos o tres años; con valores esperados de biomasa de vieira comercial por encima de las 200 000 toneladas; considerando que se mantengan niveles de extracción de $\sim 25\,000$ toneladas (registrados en 2022). Si bien, no es aconsejable extender las proyecciones de un modelo de esta naturaleza por un período prolongado, la proyección del escenario mencionado encuentra apoyo en la estructura de distribución de frecuencias de tallas en una importante incorporación de reclutas en 2018-2019 que se traslada por crecimiento a la fracción comercial a lo largo de los siguientes 4-5 años.

¹ Durante una de las sesiones del panel externo del taller de revisión general de la pesquería de vieira patagónica (Parma *et al.* 2019) se discutió acerca del funcionamiento del arte de pesca empleado en las evaluaciones de biomasa de vieira patagónica, en particular, el cable de arrastre y la longitud durante las operaciones del experimento de depleción. La misma fue considerada excesiva para un correcto funcionamiento del arte de pesca.

En este aspecto el modelo discreto con retardo y crecimiento permite describir una dinámica más compleja que la que considera el modelo 3enor (Aubone 2022; Aubone *et al.* 2023). Este último no permite que su estructura tenga en cuenta en sus proyecciones la fracción de tallas menores a la talla comercial y solamente extrapola a partir de la tendencia en la variación en el último período caracterizado por un valor específico de θ . Como se mostró en la Fig. 5, las proyecciones generadas a partir de una tendencia decreciente genera predicciones de niveles aún menores que los precedentes en la biomasa de vieira comercial, manifestando su incapacidad de prever una recuperación de la pesquería por el crecimiento de los reclutados en 2018-2019.

El modelo discreto con retardo, a partir de los parámetros de conversión q_I , q_R y q_F , hace innecesaria una estimación de la eficiencia de la rastra (como así también de las redes), ya que la magnitud de la misma y su variación se hallan incorporados en estos parámetros. Asimismo, otra de las ventajas de este modelo esta dada en que no es necesario tener como referencia el área del banco donde se realizan las prospecciones y los lances de pesca, ya que la biomasa estimada refiere al sector de donde provengan los datos, independientemente del alcance espacial del mismo.

Hemos mencionado al inicio de esta sección que en la sección canadiense de los bancos de *Placopecten magellanicus* las estimaciones del estado de la pesquería y la planificación del manejo se realizan utilizando modelo de diferencia con retardo, similares al analizado en este informe. Actualizaciones recientes de ese tipo de modelos, permiten incorporar características ambientales para estratificar los análisis (McDonald *et al.* 2023), generando una percepción más detallada de la variación del estado de la pesquería. Este modelo de dinámica espacio-temporal de biomasa basado en el hábitat captura mejor los procesos subyacentes, reduce la incertidumbre y mejora así la comprensión del estado de las poblaciones en el que se pueden basar las decisiones de gestión del recurso. Los datos disponibles en la pesquería de vieira patagónica, acumulados en los últimos 25 años, obtenidos de las prospecciones y tomados por el sistema de observadores del INIDEP a bordo de los buques de pesca (Campodónico *et al.* 2019) permitirán implementar evaluaciones más completas con un grado de detalle muy alto en la distribución espacial y temporal del recurso.

Es necesario, por último, mencionar una característica reconocible en la evaluación y manejo de la pesquería de vieira patagónica, y que puede representar inconvenientes en la gestión apropiada del recurso. Tanto el modelo no-lineal utilizado para estimar la eficiencia de la rastra utilizada en las prospecciones (Aubone *et al.* 2019, 2021b); como así también el modelo 3enor utilizado para describir y proyectar la dinámica de la biomasa de vieira comercial en la Unidad de Manejo B (Aubone 2022; Aubone *et al.* 2023), constituyen herramientas nuevas, no validadas en ninguna pesquería, y cuyas aptitudes para los propósitos con los que han sido diseñados resultan al presente desconocidos.

En análisis previos (Kittlein 2021; Kittlein y Alberti 2021), y también en este informe (ver Fig. 3), hemos mostrado las dificultades del modelo no-lineal para realizar una estimación apropiada de la eficiencia para organismos sedentarios. Asimismo, la simpleza de la estructura del modelo 3enor le impide utilizar información sobre la estructura de tallas para anticipar posibles cambios en los niveles de abundancia que no estén presentes en la tendencia previa considerada en el análisis (ver Fig. 5). Creemos que la continuidad en la utilización de estas herramientas no validadas es inadecuada y consideramos necesaria una

revisión en profundidad de los métodos utilizados. Posiblemente, una reedición del taller de revisión general de la pesquería de vieira patagónica realizado en 2019 (Parma *et al.* 2019) permita corregir, si las partes involucradas lo deciden, problemas de esta naturaleza.

AGRADECIMIENTOS

La evaluación presentada en este informe se ha desarrollado en el marco de un Servicio Técnico de Alto Nivel (STAN ST5236) entre el CONICET y las empresas GLACIAR PESQUERA S.A. y WANCHESE ARGENTINA SRL.

REFERENCIAS

- Aeberhard, W. H., Mills Flemming, J., y Nielsen, A. (2018). Review of state-space models for fisheries science. *Annual Review of Statistics and Its Application*, 5:215–235.
- Alberti, J. y Kittlein, M. J. (2022). Reducción en la talla mínima de captura y sus posibles efectos en el reclutamiento de la vieira patagónica. *Informes científico-técnicos del Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras N°7 (UNMdP-CONICET)*, Informe Técnico solicitado por Glaciar Pesquera S.A. y Wanchese Argentina S.R.L.:1–10.
- Aubone, A. (2022). Un modelo de dinámica poblacional estructurado en tres estadios (3enor): aplicación para la vieira patagónica (*Zygochlamys patagonica*). parte i: Diagnóstico. conceptos. *INIDEP informe de investigación*, 23:1–15.
- Aubone, A., Campodónico, M. S., y Escolar, M. (2023). Dinámica de la abundancia de individuos comerciales de vieira patagónica (*Zygochlamys patagonica*), um b, 2013-2022 y evaluación de incertidumbre. *INIDEP informe técnico*, 5:1–29.
- Aubone, A., Campodónico, M. S., Escolar, M., y J. G. (2021a). Dinámica de la abundancia de individuos comerciales de vieira patagónica (*Zygochlamys patagonica*), um b, 2013-2021. *INIDEP informe técnico*, 28:1–20.
- Aubone, A., Campodónico, M. S., Escolar, M., y García, J. (2021b). Revisión del área de trabajo y re-estimación de la eficiencia de captura de la rastra utilizada en evaluación de vieira patagónica (*Zygochlamys patagonica*). *INIDEP informe de técnico oficial*, 19:1–12.
- Aubone, A., Campodónico, S., García, J., y Escolar, M. (2018). Eficiencia de captura de la rastra utilizada en evaluación de biomasa de vieira patagónica *Zygochlamys patagonica*. *INIDEP informe técnico*, 39:1–14.
- 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.
- Auger-Méthé, M., Newman, K., Cole, D., Empacher, F., Gryba, R., King, A. A., Leos-Barajas, V., Mills Flemming, J., Nielsen, A., Petris, G., y Thomas, L. (2021). A guide to state-space modeling of ecological time series. *Ecological Monographs*, 91(4):e01470.
- Bogazzi, E. (2008). *El proceso de pesca en la explotación de la vieira patagónica (Zygochlamys patagonica) y las respuestas espacio-temporales de las poblaciones*. Tesis doctoral, Universidad Nacional del Comahue, Argentina.
- Bremec, C., Brey, T., Lasta, M., Valero, J., y Lucifora, L. (2000). *Zygochlamys patagonica* beds on the argentinian shelf. part i. *Archive of fishery and marine research*, 48:295–303.

- Brooks, S. P. y Gelman, A. (1998). General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal of computational and graphical statistics*, 7(4):434–455.
- Bürkner, P.-C. (2018). Advanced Bayesian multilevel modeling with the R package brms. *The R Journal*, 10(1):395–411.
- Campodonico, M. S. y Escolar (2021). Evaluación de biomasa de vieira patagónica. unidad de manejo b. recomendaciones para el año 2021. *INIDEP informe técnico oficial*, 25:1–22.
- Campodonico, M. S. y Escolar (2022). Evaluación de biomasa de vieira patagónica. unidad de manejo b. recomendaciones para el año 2022. *INIDEP informe técnico oficial*, 25:1–31.
- Campodonico, M. S. y Escolar (2023). Evaluación de biomasa de vieira patagónica. unidad de manejo b. recomendaciones para el año 2023. *INIDEP informe técnico oficial*, 10:1–16.
- Campodónico, S., Escolar, M., García, J., y Aubone, A. (2019). Síntesis histórica y estado actual de la pesquería de vieira patagónica *Zygochlamys patagonica* (king 1832) en la argentina. biología, evaluación de biomasa y manejo. *Marine and Fishery Science (MAFIS)*, 32(2):125–148.
- 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.
- Daleo, P. (2022). On the possible effects of changes in harvest strategy of the patagonian scallop (*Zygochlamys patagonica*) on its reproductive potential. *Informes científico-técnicos del Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras N°6 (UNMdP-CONICET)*, Informe Técnico solicitado por Glaciar Pesquera S.A. y Wanchese Argentina S.R.L.:1–4.
- 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.
- Erickson, R. A., Stich, D. S., y Hebert, J. L. (2022). fishstan: hierarchical bayesian models for fisheries. *Journal of Open Source Software*, 7(71):3444.
- Gelman, A., Lee, D., y Guo, J. (2015). Stan: A probabilistic programming language for bayesian inference and optimization. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 40(5):530–543.
- Giussi, A. R., Prosdocimi, L., Carozza, C. R., y Navarro, G. S. (2022). Estado de los recursos pesqueros bajo administración exclusiva de la República Argentina. Aportes para el informe SOFIA 2022. Technical report, Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero (INIDEP).
- Gordon, N. J., Salmond, D. J., y Smith, A. F. (1993). Novel approach to nonlinear/non-gaussian bayesian state estimation. En *IEE proceedings F (radar and signal processing)*, volumen 140, pp. 107–113. IET.
- Hart, D. (2003). Yield-and biomass-per-recruit analysis for rotational fisheries, with an application to the atlantic sea scallop (*placopecten magellanicus*). *Fishery Bulletin*, pp. 44–57.
- Hart, D. R. (2001). Individual-based yield-per-recruit analysis, with an application to the atlantic sea scallop, *placopecten magellanicus*. *Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences*, 58(12):2351–2358.
- Jonsen, I. D., Glass, A., Hubley, B., y Sameoto, J. (2009). *Georges Bank'a scallop (Placopecten magellanicus) framework assessment: Data inputs and population models*. Canadian Science Advisory Secretariat= Secrétariat canadien de consultation . . .
- Kittlein, M. J. (2021). Estimación de la eficiencia de la rastra utilizada por el inidep para la prospección de abundancia de vieira patagónica (*Zygochlamys patagonica*): revisión de los análisis de aubone et al. (2019). *Informes científico-técnicos del Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras N°3 (UNMdP-CONICET)*, Informe Técnico solicitado por Glaciar Pesquera S.A. y Wanchese Argentina S.R.L.:1–14.
- Kittlein, M. J. y Alberti, J. (2021). 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. *Informes científico-técnicos del Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras N°3 (UNMdP-CONICET)*, Informe Técnico solicitado por Glaciar Pesquera S.A. y Wanchese Argentina S.R.L.:1–14.
- Kittlein, M. J. y Alberti, J. (2022). Aplicación de dos tipos de modelos de dinámica poblacional para la evaluación de biomasa en la pesquería de vieira patagónica (*Zygochlamys patagonica*). *Informes científico-técnicos del Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras N°5 (UNMdP-CONICET)*, Informe Técnico solicitado por Glaciar Pesquera S.A. y Wanchese Argentina S.R.L.:1–23.
- Kuparinen, A., Mäntyniemi, S., Hutchings, J. A., y Kuikka, S. (2012). Increasing biological realism of fisheries stock assessment: towards hierarchical bayesian methods. *Environmental Reviews*, 20(2):135–151.
- Lasta, M. L. y Bremec, C. S. (1998). *Zygochlamys patagonica* in the argentine sea: a new scallop fishery. *Journal of Shellfish Research*, 17(1):103–111.
- Lawler, A., Nawri, N., Harvey, J., Clarke, D., Vanstaen, K., y Benedet, R. (2023). Assessment of king scallop stock status for selected waters around the english coast 2021/2022. *Center for Environment, Fisheries and Aquaculture Science, England*, pp. 1–79.
- 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.
- Licandeo, R., de la Puente, S., Christensen, V., Hilborn, R., y Walters, C. (2023). A delay-differential model for representing small pelagic fish stock dynamics and its application for assessing alternative management strategies under environmental uncertainty. *Fish and Fisheries*, 24(4):544–566.
- McDonald, R. R., Keith, D. M., Sameoto, J. A., y Mills Flemming, J. (2023). Integrating habitat features into spatio-temporal biomass dynamics models for a better understanding of stock productivity: a case study of sea scallop in the bay of fundy. *ICES Journal of Marine Science*, p. fsad103.
- Milessi, A. C., Lasta, M., Iribarne, O., y Kittlein, M. J. (2010). Direct and indirect estimates of natural mortality for the patagonian scallop *zygochlamys patagonica*. *Journal of Shellfish Research*, 29(2):381–386.
- 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.
- Plummer, M., Best, N., Cowles, K., y Vines, K. (2006). Coda: Convergence diagnosis and output analysis for mcmc. *R News*, 6(1):7–11.
- R Core Team (2020). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Seijo, J. C. y Ponce Díaz, G. (2023). Addressing spatial management questions through dynamic bioeconomic modelling of fisheries targeting sedentary species: A brief review. *Ciencia Pesquera*, 31(1):115–122.
- Smith, S. J. y Hubley, B. (2013). Impact of survey design changes on stock assessment advice: sea scallops. *ICES Journal of Marine Science*, 71(2):320–327.
- Spiegelhalter, D., Thomas, A., Best, N., y Lunn, D. (2014). Openbugs user manual. *Version*, 3(2.3):Marzo 2014.
- Statisticat LLC. (2021). *LaplacesDemon: Complete Environment for Bayesian Inference*. R package version 16.1.6.
- Sturtz, S., Ligges, U., y Gelman, A. (2005). R2WinBUGS: A Package for Running WinBUGS from R. *Journal of Statistical Software*, 12(3):1–16.
- Valero, J. L. (2002). Analysis of Temporal and Spatial Variation in Growth and Natural Mortality Estimation with an Integrated Dynamic Model in the Patagonian Scallop (*Zygochlamys patagonica*). Tesis de máster, School of Aquatic and Fishery Sciences, University of Washington, Seattle, WA, USA.