

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

Informe Técnico N°50

Patrones espaciales de la diversidad de la fauna acompañante asociada a la pesquería de vieira (*Zygochlamys patagonica*) y su relación con el historial de esfuerzo pesquero.



Autores: Nahuel Farías, Juan Alberti, Emiliano Ocampo, Jesús Nuñez, Agustín Bianchini, Pablo Meretta, Tomás Luppi
Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras (IIMyC) UNMdP-CONICET
Mar del Plata, Argentina

Citar como: Farías N, Alberti, J, Ocampo E, Nuñez J, Bianchini A, Meretta P, Luppi T. (2026). Patrones espaciales de la diversidad de la fauna acompañante asociada a la pesquería de vieira (*Zygochlamys patagonica*) y su relación con el historial del esfuerzo pesquero. Informes científico-técnicos del Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras N°50 (UNMdP-CONICET). 11pp.

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://iimyc.conicet.gov.ar/informes/>

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, junio 2026

PATRONES ESPACIALES DE LA DIVERSIDAD DE LA FAUNA ACOMPAÑANTE ASOCIADA A LA PESQUERÍA DE VIEIRA (*ZYGOSCHLAMYS PATAGONICA*) Y SU RELACIÓN CON EL HISTORIAL DE ESFUERZO PESQUERO.

Nahuel Farías¹, Juan Alberti¹, Emiliano Ocampo¹, Jesús Nuñez¹, Agustín Bianchini¹, Pablo Meretta¹, Tomás Luppi¹

¹Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras (IIMyC), Facultad de Ciencias Exactas y Naturales (FCEyN), Universidad Nacional de Mar del Plata (UNMDP) - Consejo Nacional de Investigaciones Científica y Técnicas (CONICET), Mar del Plata, Argentina. Funes 3350, B7602AYL - Mar del Plata, Argentina.

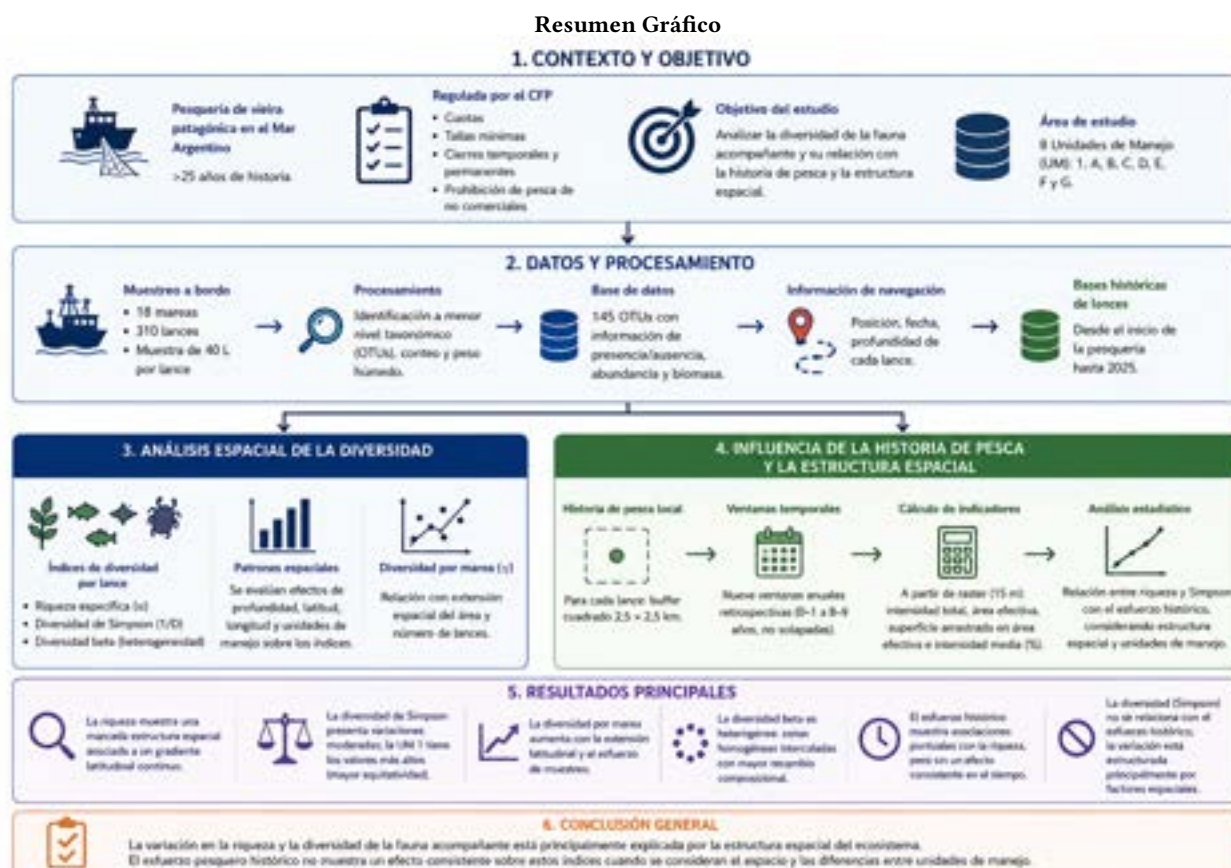
RESUMEN. Para la 3ra recertificación de la pesquería de la vieira *Zygochlamys patagonica*, la Organización Internacional Agropecuaria S.A. (OIA) establece el seguimiento y cumplimiento de 8 Condiciones (Client Action Plan, 2023), 3 de las cuales se encuentran bajo la esfera de quienes suscriben, Grupo Científico del IIMYC (UNMDP-CONICET), y se ejecutan a través de un Servicio Tecnológico de Alto Nivel (STAN) de CONICET. Las 3 Condiciones involucran aspectos específicos y generales de la porción de fauna acompañante de la vieira que se captura de forma incidental por la pesquería. Asimismo, en el marco del fondo de investigación y ciencia (*Science and Research Fund*) del *Ocean Stewardship Fund-MS* el Grupo Científico estableció, entre otros, el objetivo de evaluar la abundancia relativa de la fauna asociada en relación con la historia de arrastre para determinar el efecto del arrastre repetido a lo largo del tiempo y la dinámica de recuperación de la estructura y funcionalidad de la comunidad, en relación al Indicador de Desempeño (*Performance Indicator*) 2.2.3 del MSC. En este contexto, se presenta un análisis ecológico de la fauna bentónica asociada a las zonas de pesca de vieira patagónica *Zygochlamys patagonica*, con los siguientes objetivos: 1) Identificar patrones espaciales de la diversidad de la fauna acompañante asociada a la pesquería de vieira 2) Determinar la influencia de la historia de pesca y la estructura espacial sobre la riqueza y diversidad específica. Respecto a este último objetivo, hipotetizamos que la diversidad y la riqueza específica disminuirían con el aumento del esfuerzo pesquero, especialmente ante arrastres recientes, y que este efecto se atenuaría cuanto mayor fuera el tiempo transcurrido desde la última actividad pesquera. El presente análisis comprende un área definida entre los 36°43'S al norte, 48°30'S al sur, 53°55'O al este y 65°29'O al oeste, dentro de ocho unidades de manejo de pesca de vieira: 1, A, B, C, D, E, F y G. Se utilizó la base de datos de observadores a bordo, desde julio de 2023 hasta noviembre de 2025 y el historial de pesca se reconstruyó en base a datos de lances compilados por las empresas. Los resultados muestran que la diversidad de Simpson y la riqueza específica presentan variaciones que se explican principalmente por el gradiente espacial, aunque en la diversidad de Simpson tal patrón es menos definido que el registrado para la riqueza. Esta estructura espacial en ambos índices se asocia principalmente a un gradiente latitudinal. En contraste con nuestra hipótesis, el esfuerzo pesquero y su variación temporal no mostraron un efecto consistente ni sobre el índice de Simpson ni sobre la riqueza específica.

ABSTRACT. *Spatial patterns of bycatch fauna diversity associated with the Patagonian scallop (*Zygochlamys patagonica*) fishery and their relationship with fishing effort history.* For the third recertification of the Patagonian scallop fishery, *Zygochlamys patagonica*, Organización Internacional Agropecuaria S.A. (OIA) established the monitoring and compliance of eight Conditions (Client Action Plan, 2023). Three of these Conditions fall under the responsibility of the Scientific Group of IIMYC (UNMDP-CONICET) and are implemented through a CONICET High-Level Technological Service (STAN). These Conditions involve both specific and general aspects related to the bycatch fauna incidentally captured by the scallop fishery. In addition, within the framework of the Ocean Stewardship Fund-MS Science and Research Fund, the Scientific Group established, among other objectives, the assessment of the relative abundance of associated fauna in relation to trawling history in order to evaluate the effects of repeated trawling over time and the recovery dynamics of community structure and functionality, in connection with MSC Performance Indicator 2.2.3. In this context, we present an ecological analysis of the benthic fauna associated with fishing grounds of the Patagonian scallop *Zygochlamys patagonica*, with the following objectives: 1) to identify spatial patterns in the diversity of bycatch fauna associated with the scallop fishery, and 2) to determine the influence of fishing history and spatial structure on species richness and diversity. Regarding the latter objective, we hypothesized that both diversity and species richness would decrease with increasing fishing effort, particularly following recent trawling events, and that this effect would weaken as the time elapsed since the last fishing activity increased. The present analysis covers an area bounded by 36°43'S to the north, 48°30'S to the south, 53°55'W to the east, and 65°29'W to the west, encompassing eight scallop management units: 1, A, B, C, D, E, F, and G. Data from onboard observer programs collected between July 2023 and November 2025 were used, while fishing history was reconstructed from haul

records compiled by fishing companies. Results showed that both Simpson diversity and species richness varied primarily according to the spatial gradient, although the spatial pattern in Simpson diversity was less clearly defined than that observed for species richness. Contrary to our hypothesis, fishing effort and its temporal variation did not show a consistent effect on either Simpson diversity or species richness.

Palabras clave: biodiversidad, historia de pesca, fauna incidental, pesquería de vieira, Atlántico sudoccidental

Key words: biodiversity, fishing history, bycatch fauna, scallop fisheries, southwest Atlantic



INTRODUCCIÓN

La pesquería de vieira patagónica (*Zygochlamys patagonica*) en el Mar Argentino está regulada por el Consejo Federal Pesquero mediante un sistema de manejo que incluye cuotas, tallas mínimas de captura, cierres temporales y permanentes, y la prohibición de pesca cuando predominan ejemplares no comerciales, aplicados dentro de unidades espaciales definidas (Campodónico et al. 2019). A lo largo del tiempo, las áreas habitadas han sido modificadas mediante resoluciones que establecieron zonas de exclusión y reservas reproductivas, conformando actualmente 11 Unidades de Manejo (UM) bien delimitadas. En la pesquería, iniciada formalmente hace más de 25 años y certificada por el MSC desde 2006, participan dos empresas, cada una con dos buques que operan prácticamente todo el año, realizando entre 7 y 14 viajes anuales y efectuando diariamente 40 y 80 lances con redes por ambas bandas.

Los ecosistemas marinos están siendo afectados por las actividades humanas, principalmente a través del cambio climático y la pesca (O'Hara et al. 2021). En este contexto hay un interés creciente por cuantificar y entender los impactos de la pesca sobre estos ecosistemas, particularmente de la pesca de arrastre

sobre los hábitats del fondo marino. Para entender los efectos de las pesquerías de arrastre de fondo sobre los ecosistemas marinos es necesario conocer (entre otros factores) la frecuencia y distribución geográfica de los arrastres. La pesquería de la vieira patagónica cuenta con información precisa de posicionamiento de cada uno de sus lances comerciales. En informes anteriores se realizó un análisis exploratorio de la distribución espacial y temporal de los lances de pesca de la última década (Alberti 2023, ver también Alberti et al. 2026). Los resultados mostraron que anualmente se barre una proporción ínfima de la plataforma continental Argentina e incluso de las unidades de manejo de la pesquería. Los análisis para la unidad de manejo sujeta a mayor esfuerzo pesquero, así como resultados previos, sugieren que año a año se rotan las áreas más barridas, con una proporción de "re-visitas" a áreas previamente barridas baja (Alberti 2023). Estos resultados coinciden con estudios globales (basados en información menos precisa) que muestran un uso relativamente bajo del área.

Para la 3ra recertificación de la pesquería de la vieira *Zygochlamys patagonica*, la Organización Internacional Agropecuaria S.A. (OIA) establece el seguimiento y cumplimiento de 8 Condiciones (Client Action Plan, 2023), 3 de las cuales

(Condición 2, 3 y 4) se encuentran, directa (2 y 4) o indirectamente (3), bajo la esfera de quienes suscriben, investigadores del IIMYC (UNMDP-CONICET), y se ejecutan a través de un Servicio Tecnológico de Alto Nivel (STAN) de CONICET. Las 3 Condiciones involucran aspectos específicos y generales de la porción de fauna acompañante de la vieira que se captura de forma incidental por la pesquería. La Condición 4 demanda evidencia por escrito de que existe una revisión regular de la posible efectividad y practicidad de las medidas alternativas para minimizar la mortalidad de las principales especies secundarias que conforman la captura no deseada y que se implementan según corresponda. En este informe se presenta un análisis sobre la diversidad de la fauna acompañante capturada durante la pesquería de la vieira patagónica y su relación con el esfuerzo pesquero histórico. El análisis comprende un área definida por los máximos límites latitudinales y longitudinales marcados por las UMs de pesca de vieira: 1, A, B, C, D, E, F y G, entre los 36°43'S al norte, 48°30'S al sur, 53°55'O al este y 65°29'O al oeste. En pesquerías de arrastre con características similares a la de la vieira patagónica, se ha observado que la recuperación de la biota bentónica luego del arrastre se correlaciona con el tiempo transcurrido desde la perturbación (Lambert et al., 2014). En términos generales, los tiempos de recuperación post arrastre a escala global oscilarían entre 1,9 y 6,4 años (Hiddink et al., 2017). Basados en tales evidencias, hipotetizamos que la diversidad y riqueza específica de la fauna acompañante disminuirían con el aumento del esfuerzo pesquero y que ésta disminución sería de mayor magnitud en caso hubieran arrastres recientes y menos intensa cuanto mayor sea el tiempo transcurrido desde la última actividad pesquera.

METODOLOGÍAS

Para los análisis que se presentan a continuación se utilizaron datos históricos de lances suministrados por las empresas pesqueras Glaciar Pesquera S.A. y Wanchese Argentina S.R.L. En este trabajo se denomina fauna acompañante a la fracción de la comunidad bentónica capturada incidentalmente junto con la vieira patagónica mediante la red de arrastre comercial, la cual, pese a su selectividad por tamaño, retiene organismos no objetivo. Los muestreos a bordo de la fauna acompañante fueron realizados por Observadores Científicos provistos por la empresa Marine Life Impacts Mitigations Services S.A., responsable de la implementación de este servicio. Posteriormente, los datos fueron sometidos a procesos de curación y se encuentran almacenados en bases de datos institucionales propias. Para una descripción detallada de la estructura, alcance y procesamiento de la información, se recomienda consultar los informes complementarios (Alberti et al., 2026).

Se analizaron un total de 18 mareas y 310 lances, de los cuales se identificaron 145 OTUs, tomándose siempre la muestra de una de las dos redes del lance respectivo (ver Tabla 1). La distribución geográfica de los lances analizados se indica en la Figura 1. El protocolo de muestreo se realizó con el siguiente criterio: si el barco se desplaza más de cuatro millas diarias, se toma una muestra por día. Si se está pescando varios días dentro del cuadrante de 4 millas, se toma y se procesa sólo una muestra cada 48hs. Cada muestra tuvo un volumen de 40 litros. Se registraron y etiquetaron los datos de navegación de los lances de los cuales se extrajeron las muestras. A bordo, el observador científico separó e identificó todos los especímenes hasta el menor nivel taxonómico posible ayudado por guías y por toma de imágenes y consultas con los especialistas en tierra. Se contabilizó y pesó



Fig. 1. Localización espacial de los lances con datos de fauna acompañante de la pesquería de la vieira patagónica, *Zygochlamys patagonica*, utilizados para el análisis de diversidad.

(peso húmedo escurrido) el total por especie/unidad taxonómica operativa (OTUs) (unidades de clasificación seleccionada por el investigador que puede equivaler a una especie, grupo o a un taxón de niveles superiores). Las porciones de muestra que no pudieron procesarse a bordo se desembarcaron en tierra debidamente etiquetadas y se procesaron en laboratorio. Esta colección se consolida en una base de datos normalizada bajo formato Darwin Core y alojada en servidores locales, y será publicada periódicamente en la Global Biodiversity Information Facility, GBIF (<https://www.gbif.org/es/>), para incrementar su visibilidad y accesibilidad para la comunidad científica, y el público general.

1) *Análisis espacial de la diversidad de la fauna acompañante asociada a la pesquería de vieira.* Se evaluó el patrón espacial de la diversidad de la fauna acompañante en ocho UM de pesca de vieira: 1, A, B, C, D, E, F y G. Se utilizó la base de datos, desde julio de 2023 hasta noviembre de 2025. Todas las funciones, paquetes y análisis descritos a continuación se realizaron con R (R Core Team 2022).

Cálculo y análisis de diversidad

La **riqueza específica** (diversidad alfa) se estimó a partir de la presencia–ausencia de las OTUs registrados en cada lance, considerando como presentes aquellas OTUs con abundancia numérica y/o peso húmedo distinto de cero. La riqueza correspondió al número total de OTUs presentes por lance.

La **diversidad de Simpson (1/D)** se calculó a partir de las proporciones de biomasa de cada OTU en el lance, definidas como la biomasa de la especie dividida por la biomasa total del lance. La dominancia se estimó como la suma de los cuadrados de estas proporciones, y el índice de diversidad se obtuvo como el inverso de la dominancia. Valores más altos de 1/D reflejan mayor diversidad, mientras que valores bajos indican dominancia por pocas especies. Cuando no se disponía del dato de biomasa de una OTU, ésta se estimó a partir del peso promedio individual de la especie en la marea correspondiente, multiplicado por el número de individuos reportados.

Tabla 1. Caracterización general de las mareas analizadas. Para cada marea se presenta la fecha de muestreo, número de lances realizados, ubicación geográfica promedio, la unidad de manejo (UDM) y zona (Norte-Sur) asociadas.

Marea	Lances	Fecha	Longitud	Latitud	Zona	UDM
79	11	08-08-2023	-56,6865	-40,3114	Sur	C
940	20	19-11-2023	-56,6455	-39,8887	Sur, Norte	A, B, C, D
941	25	28-11-2023	-58,4441	-41,7468	Sur	C, D, E
981	12	12-01-2024	-55,8289	-39,0013	Norte, Sur	A, B, C
983	9	13-04-2024	-55,8982	-38,7771	Sur, Norte	B, E
989	17	22-04-2024	-56,2034	-39,6141	Sur, Norte	C, B
1112	19	27-08-2024	-56,2700	-39,1895	Norte, Sur	1, B, C
1113	12	10-06-2024	-55,7150	-38,6696	Norte	B
1114	22	20-05-2024	-55,9282	-39,0181	Norte, Sur	B, G
1119	6	07-10-2024	-55,0858	-37,5608	Norte	A
1120	7	24-10-2024	-55,0698	-37,5340	Norte	A
1124	16	04-12-2024	-56,3099	-39,1722	Sur, Norte	A, B, D, G
1162	25	27-07-2024	-58,1798	-41,5281	Norte, Sur	1, B, D, E, F, G
1164	12	24-02-2024	-56,7691	-39,9813	Norte, Sur	B, G
1165	15	14-01-2025	-55,5563	-38,4511	Norte, Sur	A, B, C
1166	18	02-03-2025	-55,0371	-37,5883	Norte	A, B
1171	14	30-03-2025	-55,5388	-38,2656	Norte	B
1172	24	13-02-2025	-55,2441	-37,6040	Norte	1, A

La **diversidad beta** se calculó para evaluar la heterogeneidad espacial de la comunidad mediante una partición del área de estudio. Se generó una grilla regular de 75×75 km (`st_make_grid`, paquete `sf`) y cada lance fue asignado a una celda mediante la intersección espacial con su centroide. Se construyó una matriz de abundancias de cada especie (biomasa) por lance, completando con ceros las combinaciones sin registro y excluyendo especies con biomasa nula. La disimilitud composicional entre lances se calculó mediante el índice de Bray–Curtis (`vegdist`, paquete `vegan`). Para cuantificar la diversidad beta dentro de cada celda, se aplicó un análisis de dispersión multivariada (`betadisper`), que estima la distancia promedio de cada lance al centroide del grupo en el espacio multivariado. Valores bajos de dispersión indican comunidades homogéneas dentro de la celda, mientras que valores altos reflejan heterogeneidad. Las estimaciones por celda se integraron con la grilla para su representación cartográfica.

La **diversidad por marea** se estimó como el número total de especies registradas por marea, acumulando todas las capturas asociadas a los lances de cada evento de pesca. Para evaluar su relación con la extensión espacial del área barrida, se calculó, para cada marea, la amplitud latitudinal y longitudinal del polígono definido por los lances, y se registró el número total de lances por marea como medida del esfuerzo de muestreo. La relación entre diversidad gamma y estas variables se analizó mediante GLM con distribución Poisson y enlace logarítmico, usando logaritmos naturales de las variables continuas.

Análisis estadístico

La riqueza específica se analizó mediante GAM con distribución Poisson y enlace logarítmico, implementados con la función `gam` del paquete `mgcv` en R. Se verificó la adecuación del número de bases (k) para evitar sobreajuste. En presencia de sobredispersión, se utilizó una distribución quasi-Poisson. La diversidad de Simpson ($1/D$), al ser una variable continua, positiva y asimétrica, se analizó mediante GLM y GAM con distribución Gamma y enlace logarítmico. Tanto para riqueza como Simpson, se evaluó el efecto de la profundidad y de la latitud y longitud mediante funciones suaves univariadas y bidimensionales:

1. riqueza $\sim s(\text{profundidad})$
2. riqueza $\sim s(\text{profundidad}) + s(\text{longitud, latitud})$
3. Simpson $\sim s(\text{profundidad})$

4. Simpson $\sim s(\text{profundidad}) + s(\text{longitud, latitud})$

Se evaluaron además diferencias entre zonas geográficas amplias (Norte vs Sur, separadas por el paralelo 42°S) y entre unidades de manejo mediante GLM. Para determinar si las diferencias entre UM eran independientes de la estructura espacial, se ajustaron modelos que incluían simultáneamente la unidad de manejo y un término espacial suave:

1. riqueza $\sim s(\text{latitud})$
2. riqueza $\sim \text{UM} + s(\text{longitud, latitud})$

La comparación de los modelos 1 y 2 se realizó utilizando el criterio de información de Akaike (AIC) y reteniendo el modelo con menor AIC. La significancia de los términos del modelo retenido se basó en el porcentaje de devianza explicada y la coherencia ecológica, considerando un nivel de significancia $\alpha = 0,05$.

2) *Influencia de la historia de pesca y la ubicación espacial sobre la riqueza y diversidad específica.* Con el objetivo de caracterizar la historia de pesca en las áreas donde se estimaron los índices de diversidad, se cuantificó el esfuerzo pesquero en el entorno inmediato de cada lance de diversidad. Se utilizó la base de datos histórica de lances compilada por las empresas desde el inicio de la pesquería hasta el año 2025 (Alberti et al. 2026). Los lances utilizados para el cálculo de diversidad se convirtieron a formato espacial y se proyectaron en coordenadas métricas (UTM, zona 21S). Para cada lance se calculó su centroide y se generó un buffer cuadrado de 2,5 km de lado, definiendo el área local de influencia de cada lance. Luego, se utilizó la base completa de lances históricos disponibles para identificar todos los arrastres que interceptaron espacialmente cada buffer. Dado que un mismo lance histórico podía interceptar más de un buffer, la selección se realizó de manera independiente para cada unidad espacial.

Para cada lance de diversidad se evaluó la relación entre la intensidad de pesca y la diversidad en nueve ventanas temporales retrospectivas anuales, correspondientes a intervalos de un año previos a la fecha del lance (0–1, 1–2, ..., 8–9 años). En cada ventana se seleccionaron únicamente los lances históricos ocurridos dentro del intervalo correspondiente de tiempo, excluyendo explícitamente los eventos más recientes ya considerados en ventanas anteriores, evitando así solapamiento temporal. Es decir, en la ventana 0–1 se consideraron los lances retrospectivos realizados un año previo al lance analizado y, en tal caso, no

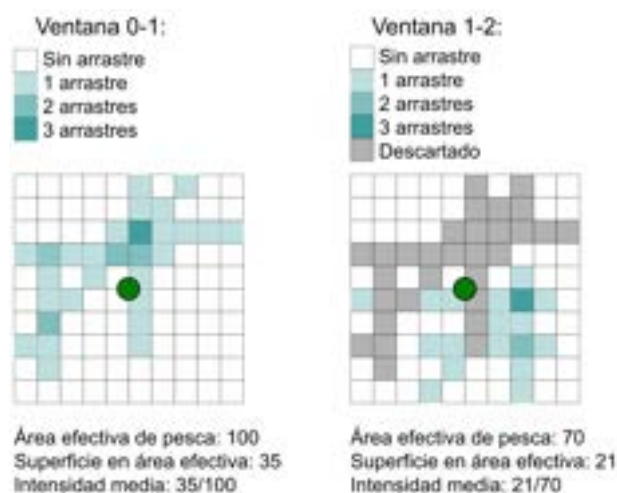


Fig. 2. Esquema que resume el procedimiento para asociar la intensidad de pesca previa con la diversidad observada en un lance dado. La grilla representa la zona “buffer” alrededor del centroide (círculo verde) del lance con datos de fauna acompañante. Los colores en tono celeste son los lances de pesca ocurridos en la ventana temporal correspondiente previa al dato de fauna acompañante. Las celdas blancas indican que esa superficie no fue pescada en la ventana temporal estudiada, mientras que las grises fueron pescadas más recientemente que la ventana considerada y por lo tanto se descartan para la ventana considerada.

se excluyen lances más recientes, dado que no los hubo. En las otras ventanas temporales, por ejemplo la 1-2, que es la inmediatamente más antigua que la 0-1, se considera la intensidad de pesca en ese período, pero se excluyen las zonas con lances posteriores; en ese caso, los ocurridos en el período 0-1. En la ventana 2-3 se excluyen los lances de los períodos 0-1 y 1-2. En la ventana 3-4 se excluyen los lances de 0-1, 1-2 y 2-3; y de igual manera se procedió con el resto de las ventanas. La importancia de considerar estas ventanas temporales es que permiten analizar la diversidad luego de diferentes períodos sin arrastres. Por ejemplo, la ventana 0-1 brinda información sobre la relación entre la diversidad y la intensidad de pesca reciente. Por el contrario, la ventana temporal más antigua de nuestro análisis, la 8-9, brinda información sobre la diversidad de la fauna acompañante luego de entre 8 y 9 años sin pesca. En la figura 2 se resume el procedimiento que seguimos para relacionar a cada lance la historia de pesca previa.

Para cada buffer y ventana temporal se construyó un raster con resolución espacial de 15 millas, limitado a la extensión del buffer. Sobre este raster se contabilizó el número de lances por celda mediante rasterización. A partir de estas capas se estimaron los siguientes indicadores (resumidos en la Figura 2):

1. Intensidad total: superficie arrastrada dentro del buffer.
2. Área efectiva de pesca: superficie del buffer descartando lances ocurridos en la ventana temporal considerada.
3. Superficie arrastrada en área efectiva: superficie arrastrada en área efectiva de pesca.
4. Intensidad media: cociente entre la superficie arrastrada efectiva y el área efectiva de pesca multiplicado por 100.

Análisis estadísticos

Con el fin de caracterizar la distribución del esfuerzo pesquero en el área de estudio, se evaluaron posibles diferencias en la intensidad media de pesca entre unidades de manejo

mediante modelos aditivos generalizados (GAM), incorporando la unidad de manejo como factor explicativo y un suavizado espacial bidimensional de las coordenadas geográficas ($s(\text{longitud}, \text{latitud})$) para controlar la estructura espacial del esfuerzo. Posteriormente, la intensidad media (esfuerzo pesquero histórico) se asoció con los valores de riqueza específica e índice de Simpson calculados para cada lance, permitiendo evaluar la relación entre la estructura comunitaria y la historia local de pesca.

Como aproximación inicial, se evaluó la asociación entre los índices de diversidad (riqueza e índice de Simpson) y el esfuerzo pesquero mediante correlaciones de Spearman calculadas independientemente para cada ventana temporal retrospectiva. Posteriormente se ajustaron modelos GAM implementados en el paquete *mgcv* de R. La variable respuesta fue la riqueza específica o el índice de Simpson, modelados bajo distribuciones apropiadas (Poisson para riqueza, Gamma para Simpson) con función de enlace logarítmica, lo que permitió capturar relaciones potencialmente no lineales con los predictores. Para controlar la autocorrelación espacial inherente a los datos, se incorporó un suavizado bidimensional de las coordenadas geográficas mediante un término spline penalizado, fijando el número máximo de bases ($k = 50$) para capturar la estructura espacial sin sobreajuste. Las diferencias estructurales entre UM se modelaron como efecto aleatorio mediante un término spline tipo “random effect” ($s(\text{UM}, \text{bs} = \text{“re”})$), permitiendo modelar variación entre UM sin estimar coeficientes fijos independientes, reduciendo problemas de sobreparametrización y colinealidad con la estructura espacial. El esfuerzo pesquero histórico se incluyó como variable explicativa continua mediante un término suavizado unidimensional. La significancia de los términos suavizados se evaluó mediante estadísticos Chi-cuadrado aproximados y valores p . Se implementaron tres enfoques complementarios:

1. **Modelos independientes por ventana temporal.** Se ajustó un modelo aditivo generalizado independiente para cada ventana temporal retrospectiva, evaluando el efecto no lineal del esfuerzo pesquero sobre la riqueza específica, controlando simultáneamente por la estructura espacial mediante un suavizado bidimensional: $\text{riqueza} \sim s(\text{longitud}, \text{latitud}) + s(\text{media})$; $\text{simpson} \sim s(X, Y) + s(\text{media})$
2. **Modelo conjunto.** Se incorporaron simultáneamente el esfuerzo pesquero y la ventana temporal mediante un término tensorial suave, con el fin de evaluar posibles interacciones entre magnitud del esfuerzo y tiempo transcurrido desde la perturbación. $\text{riqueza} \sim s(\text{longitud}, \text{latitud}, k=80) + \text{te}(\text{media}, \text{ventana})$; $\text{simpson} \sim s(\text{longitud}, \text{latitud}, k=80) + \text{te}(\text{media}, \text{ventana})$
3. **Modelo con estructura jerárquica espacial.** Se incluyó la unidad de manejo como efecto aleatorio para evaluar si la relación entre esfuerzo y riqueza se mantenía al considerar diferencias regionales. $\text{riqueza} \sim s(\text{udm}, \text{bs} = \text{“re”}) + s(\text{longitud}, \text{latitud}, k=50) + \text{te}(\text{media}, \text{ventana})$; $\text{simpson} \sim s(\text{udm}, \text{bs} = \text{“re”}) + s(\text{longitud}, \text{latitud}, k=50) + s(\text{media}, \text{ventana})$.

RESULTADOS

1) Análisis espacial de la diversidad de la fauna acompañante asociada a la pesquería de vieira.

La riqueza específica varió espacialmente a lo largo del área de estudio y en relación con los gradientes ambientales conside-

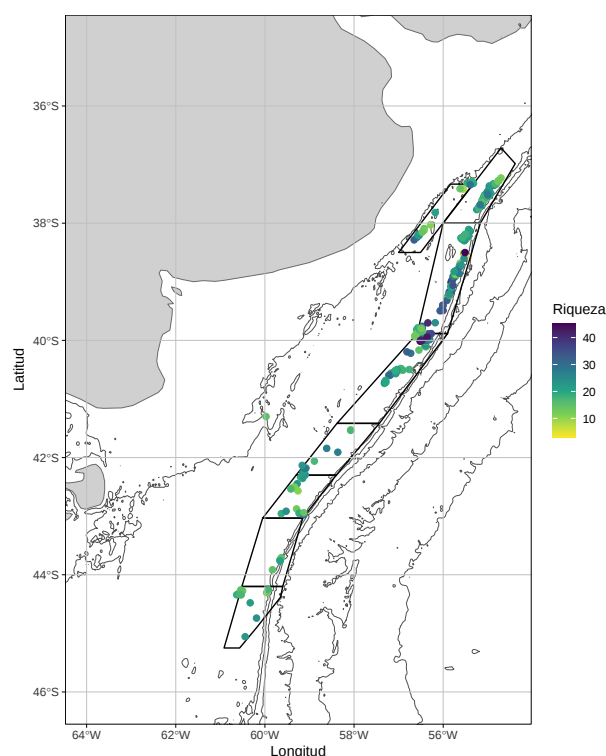


Fig. 3. Patrón espacial de la riqueza específica de la fauna acompañante en el área de estudio. Cada punto corresponde a un lance de pesca georreferenciado y la escala de colores representa el número total de especies registradas por lance. Los tonos más oscuros indican valores más altos de riqueza. Las líneas negras delimitan las unidades de manejo vigentes y las curvas grises representan isobatas batimétricas.

rados (Figura 3). El GAM que evaluó el efecto de la profundidad mostró una relación no lineal significativa entre la riqueza y la profundidad ($\text{edf} = 4,02$, $F = 3,84$, $p = 0,002$), explicando sólo el 7,24 % de la varianza. La riqueza presentó valores máximos en profundidades intermedias (~90–115 m), disminuyendo tanto hacia zonas más someras como más profundas. Sin embargo, al incorporar explícitamente la estructura espacial mediante un término suave bidimensional de la posición geográfica, el efecto de la profundidad dejó de ser significativo ($p = 0,175$), mientras que la estructura espacial resultó altamente significativa ($s(\text{longitud}, \text{latitud})$: $\text{edf} = 12,23$, $F = 2,42$, $p = 0,0019$), explicando el 22,2 % de la varianza total. Estos resultados indican que el patrón inicialmente atribuido a la profundidad está en gran medida asociado a la distribución espacial de los lances.

Asimismo, el análisis univariado de la latitud mostró una relación no lineal significativa con la riqueza ($\text{edf} = 5,35$, $F = 5,53$, $p < 0,001$), explicando el 11,9 % de la varianza, evidenciando un gradiente latitudinal continuo en la riqueza específica. No obstante, al agrupar el área en dos grandes regiones (Norte y Sur), no se detectaron diferencias significativas en la riqueza (GLM quasi-Poisson, $t = -0,064$, $p = 0,949$), lo que indica que el patrón latitudinal observado no corresponde a un cambio abrupto entre regiones, sino a una variación espacial continua. En cuanto a las unidades de manejo, el modelo lineal generalizado inicial mostró diferencias significativas en la riqueza entre unidades (Analysis of Deviance, $F_{5,257} = 4,09$, $p = 0,0014$) (Figura 4). Sin embargo, al incorporar la estructura espacial en un modelo aditivo generalizado, la unidad de manejo dejó de ser

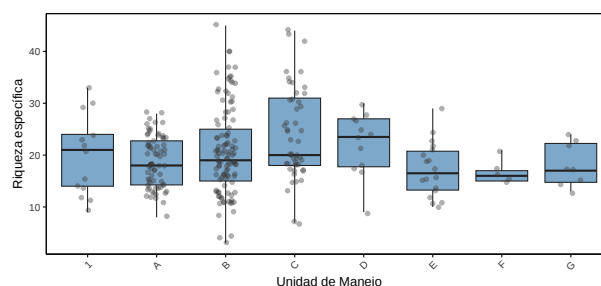


Fig. 4. Variación de la riqueza específica entre unidades de manejo. Las cajas representan el rango intercuartílico (Q1-Q3), la línea central indica la mediana y los puntos corresponden a los valores observados en cada lance de pesca. No se detectaron diferencias significativas en la riqueza entre unidades de manejo al considerar explícitamente la estructura espacial mediante un modelo aditivo generalizado.

significativa (todos los $p > 0,27$), mientras que el término espacial fue altamente significativo ($\text{edf} = 27,24$, $F = 3,07$, $p < 0,001$). Este modelo explicó el 40,6 % de la varianza total.

En conjunto, estos resultados indican que la riqueza específica presenta una marcada estructura espacial, principalmente asociada a un gradiente latitudinal continuo. Las diferencias observadas inicialmente entre unidades de manejo reflejan esta estructura espacial subyacente y no un efecto propio de las divisiones administrativas.

La diversidad de Simpson también mostró variación espacial a lo largo del área de estudio y en relación con los gradientes ambientales evaluados (Figura 5). El modelo aditivo generalizado univariado indicó una relación no lineal significativa entre la diversidad y la profundidad (GAM con distribución Gamma, $p = 0,0008$), aunque este modelo explicó una proporción reducida de la varianza total (6,3 %). Los valores del índice tendieron a variar gradualmente a lo largo del gradiente batimétrico, sin evidenciar cambios abruptos. El análisis univariado de la latitud explicó una mayor proporción de la variabilidad observada (12,2 %) y mostró un efecto significativo ($\text{edf} = 12,26$, $F = 1,97$, $p = 0,018$), indicando la presencia de un gradiente latitudinal moderado en la diversidad dominante. Sin embargo, al incorporar explícitamente la estructura espacial mediante un término suave bidimensional de la posición geográfica, el efecto espacial global no resultó significativo, sugiriendo que la variación en la diversidad de Simpson presenta una estructura espacial menos marcada que la observada para la riqueza específica.

En cuanto a las unidades de manejo, el modelo que consideró únicamente este factor detectó diferencias significativas entre unidades (Figura 6). Asimismo, el modelo aditivo generalizado que incorporó la unidad de manejo y la variación latitudinal mostró diferencias significativas en el índice de Simpson entre unidades (Deviance explained = 15,1 %). Las comparaciones múltiples con ajuste de Tukey indicaron que la UDM 1 presentó valores significativamente mayores del índice de Simpson en comparación con las UDM A, B, C, D, E y F (todos los $p < 0,05$). No se detectaron diferencias significativas entre las restantes unidades de manejo. Finalmente, el modelo que evaluó la división del área en regiones Norte y Sur no mostró diferencias significativas en el índice de Simpson ($\beta = 0,054 \pm 0,062$, $p = 0,381$), y la reducción de devianza asociada fue mínima, indicando que esta partición espacial no explica la variabilidad observada.

En conjunto, estos resultados indican que la diversidad de Simpson presenta variaciones espaciales moderadas y graduales, con una estructura menos definida que la registrada para

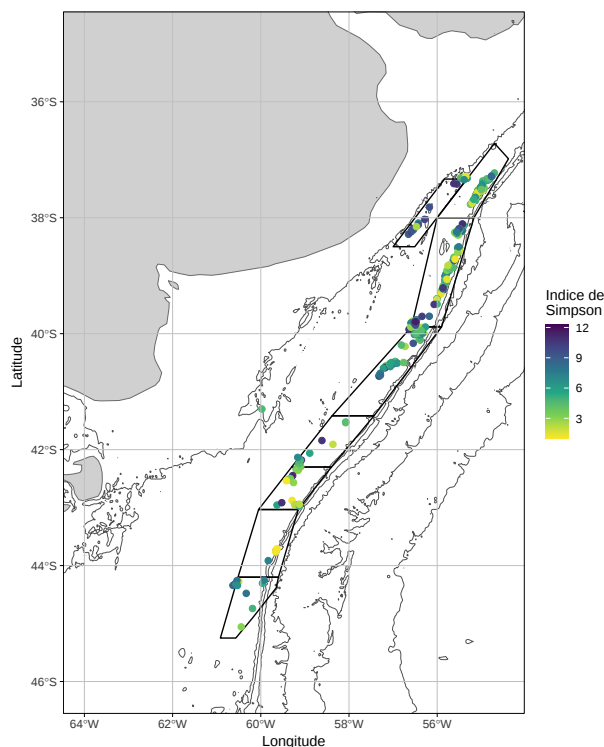


Fig. 5. Patrón espacial del índice de Simpson de la fauna acompañante en el área de estudio. Cada punto corresponde a un lance de pesca georreferenciado y la escala de colores representa el número total de especies registradas por lance. Los tonos más oscuros indican valores más altos de riqueza. Las líneas negras delimitan las unidades de manejo vigentes y las curvas grises representan isobatas batimétricas.

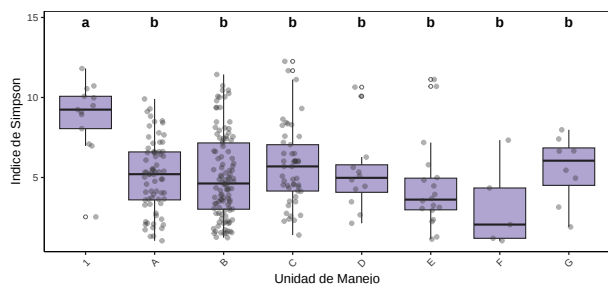


Fig. 6. Comparación del índice de Simpson entre unidades de manejo. El boxplot resume la distribución del índice por lance (mediana, rango intercuartílico y valores extremos), mientras que los puntos representan observaciones individuales. Letras distintas indican diferencias significativas entre unidades según el modelo aditivo generalizado aplicado ($p < 0.05$).

la riqueza específica. A diferencia del patrón observado para la riqueza específica, la UDM 1 presentó los valores más altos del índice de Simpson, indicando una mayor equitatividad en la distribución de abundancias entre especies. Este resultado sugiere que, aunque el número total de especies no fue particularmente elevado en esta unidad, las especies presentes contribuyen de manera más homogénea a la comunidad, sin evidencias de dominancia marcada por unas pocas especies.

La diversidad gamma (número total de especies por marea) fue analizada mediante un modelo lineal generalizado con distribución Poisson, incorporando la extensión espacial del polígono

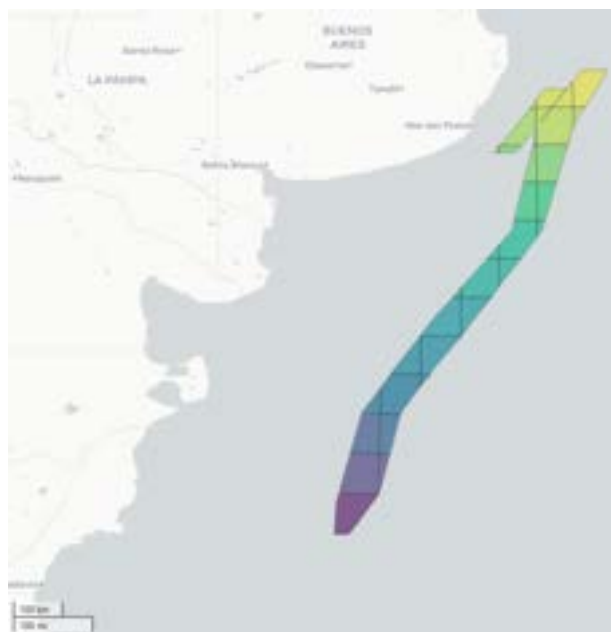


Fig. 7. Grilla espacial de 75×75 km, superpuesta a las unidades de manejo de la pesquería de vieira, empleada para el cálculo del índice de disimilitud entre ensamblajes. Cada celda representa la unidad espacial utilizada para agrupar los lances y estimar la diversidad beta a lo largo del área de estudio.

barrido y el número de lances como medida de esfuerzo. Se detectó un efecto positivo significativo del número de lances ($\beta = 0,699$, $p < 0,001$), indicando que la acumulación de especies aumenta con el esfuerzo de muestreo. Asimismo, la extensión latitudinal presentó un efecto positivo ($\beta = 0,217$, $p = 0,038$), mientras que la extensión longitudinal mostró un efecto negativo ($\beta = -0,237$, $p = 0,045$). Estos resultados sugieren que la diversidad regional aumenta cuando las mareas abarcan un mayor gradiente latitudinal, probablemente reflejando la incorporación de ensamblajes faunísticos distintos a lo largo del eje norte-sur, mientras que la expansión longitudinal no incrementa la diversidad total en igual magnitud. El modelo explicó aproximadamente el 50 % de la varianza observada, indicando que la diversidad gamma está fuertemente determinada por la escala espacial del muestreo y el esfuerzo aplicado.

Con respecto a la estructura espacial de la diversidad beta, la partición del área de estudio en una grilla regular de 75×75 km permitió agrupar los lances en unidades espaciales comparables a lo largo del gradiente latitudinal (Figura 7). La mayoría de las celdas incluyeron múltiples lances, lo que permitió estimar la heterogeneidad composicional interna mediante el índice de dispersión multivariada basado en Bray-Curtis. Los valores de diversidad beta (distancia promedio al centroide) variaron espacialmente a lo largo del área de estudio (Figura 8), evidenciando un patrón heterogéneo. Se observaron sectores con valores elevados de beta, indicando mayor variabilidad en la composición específica entre lances dentro de la misma celda, y sectores con valores bajos, asociados a comunidades más homogéneas. El patrón espacial no fue uniforme, sino que evidenció cambios a lo largo del gradiente latitudinal, con zonas relativamente homogéneas intercaladas con áreas de mayor recambio composicional.

2) *Influencia de la historia de pesca y la estructura espacial sobre la riqueza y diversidad específica.*

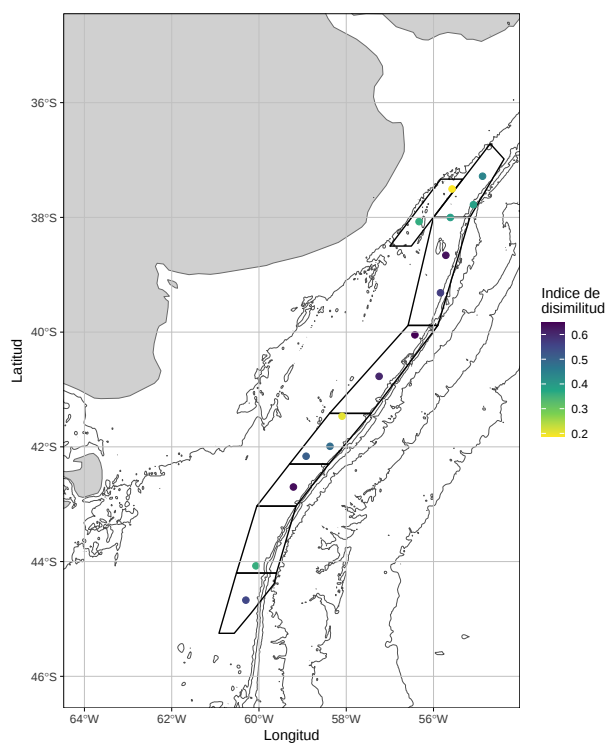


Fig. 8. Patrón espacial de la diversidad beta de la fauna acompañante, expresada como disimilitud de Bray-Curtis entre ensamblajes. Los lances fueron agrupados en una grilla de 75×75 km y la disimilitud comunitaria fue calculada a partir de la composición específica registrada en cada celda. Los puntos representan los centroides de la grilla y el gradiente de color refleja el grado de recambio de especies, evidenciando variaciones espaciales en la composición de las comunidades a lo largo del área de estudio.

La relación entre la riqueza específica y el esfuerzo pesquero histórico fue evaluada considerando nueve ventanas temporales retrospectivas independientes (0-1 a 8-9 años previos al muestreo). En un análisis exploratorio inicial, las correlaciones de Spearman entre la riqueza y el esfuerzo pesquero fueron en general débiles ($|\rho| < 0,20$) y cercanas a cero en la mayoría de las ventanas temporales. Si bien algunas asociaciones resultaron estadísticamente significativas, la forma y magnitud del efecto variaron entre periodos, sin evidenciar una tendencia temporal consistente (Tabla 2). De manera complementaria, se ajustaron modelos aditivos generalizados (GAM) independientes para cada ventana temporal, incorporando explícitamente la estructura espacial mediante un término suave bidimensional de la posición geográfica. En varios casos se detectaron efectos significativos del esfuerzo pesquero; sin embargo, la forma de la relación también varió entre ventanas temporales y no se observó un patrón consistente a lo largo del tiempo (Tabla 3). En contraste, el componente espacial resultó consistentemente significativo en todos los modelos, explicando una proporción sustancial de la variabilidad observada. La comparación visual entre ventanas refuerza estos resultados, mostrando pendientes variables y una elevada dispersión de los datos, sin una tendencia sistemática entre el esfuerzo pesquero histórico y la riqueza específica (Figura 9).

Luego de controlar por estructura espacial y diferencias entre unidades de manejo, la riqueza específica presentó una marcada

Tabla 2. Resultados de las correlaciones de Spearman entre la riqueza específica y el esfuerzo pesquero histórico calculada para diferentes ventanas temporales retrospectivas (0-1 a 8-9 años previos al muestreo). Se muestran los coeficientes de correlación (ρ) y sus valores de significancia asociados (p).

ventana	$ \rho $	p_value
0-1	-0,036	0,530
1-2	-0,030	0,600
2-3	0,162	0,005
3-4	-0,174	0,002
4-5	0,038	0,512
5-6	0,187	0,001
6-7	-0,054	0,346
7-8	0,149	0,009
8-9	0,022	0,702

Tabla 3. Resultados de los modelos aditivos generalizados ajustados para evaluar el efecto del esfuerzo pesquero histórico (media) sobre la riqueza específica en nueve ventanas temporales retrospectivas (0-1 a 8-9 años previos al muestreo). Para cada ventana se presentan los grados de libertad efectivos del término suave asociado al esfuerzo pesquero (edf), su nivel de significancia estadística (p-value) y el porcentaje de varianza explicada por el modelo. Los valores de edf cercanos a 1 indican relaciones aproximadamente lineales, mientras que valores mayores reflejan respuestas no lineales más complejas.

Ventana	edf(media)	p-value	Varianza explicada
0-1	2,6	0,024	54,6
1-2	1,5	<0,001	55
2-3	7,4	0,004	55,8
3-4	4,44	<0,001	57,7
4-5	1,18	0,319	52,7
5-6	1	<0,001	56,6
6-7	8,42	<0,001	60,2
7-8	3,09	<0,001	58,2
8-9	6,84	<0,001	56,2

estructura espacial y diferencias significativas entre unidades de manejo. Sin embargo, la interacción entre la intensidad de pesca y la ventana temporal retrospectiva no resultó significativa ($p = 0,206$), sugiriendo que las variaciones observadas en la riqueza se explican principalmente por patrones espaciales más que por la historia local de esfuerzo pesquero (Figura 9). El modelo explicó el 59 % de la varianza total.

En conjunto, estos resultados indican que, si bien el esfuerzo pesquero histórico presenta asociaciones puntuales con la riqueza específica en algunas ventanas temporales (Tabla 2), no se evidencia un efecto consistente a lo largo del tiempo cuando se consideran explícitamente la estructura espacial del sistema y las diferencias entre unidades de manejo (Tabla 3).

Al igual que la riqueza, la relación entre la diversidad de Simpson y el esfuerzo pesquero histórico fue evaluada considerando nueve ventanas temporales retrospectivas independientes (0-1 a 8-9 años previos al muestreo). Los coeficientes de correlación fueron bajos en todos los casos (ρ entre -0,07 y 0,10) y ninguna de las correlaciones resultó estadísticamente significativa ($p > 0,05$), lo que indica la ausencia de una relación monotónica clara entre el esfuerzo pesquero y el índice de Simpson en las distintas ventanas temporales (ver Tabla 4). En los GAM independientes para cada ventana temporal, incorporando explícitamente la estructura espacial mediante un término suave bidimensional de la posición geográfica, el índice de Simpson mostró una relación variable con el esfuerzo pesque-

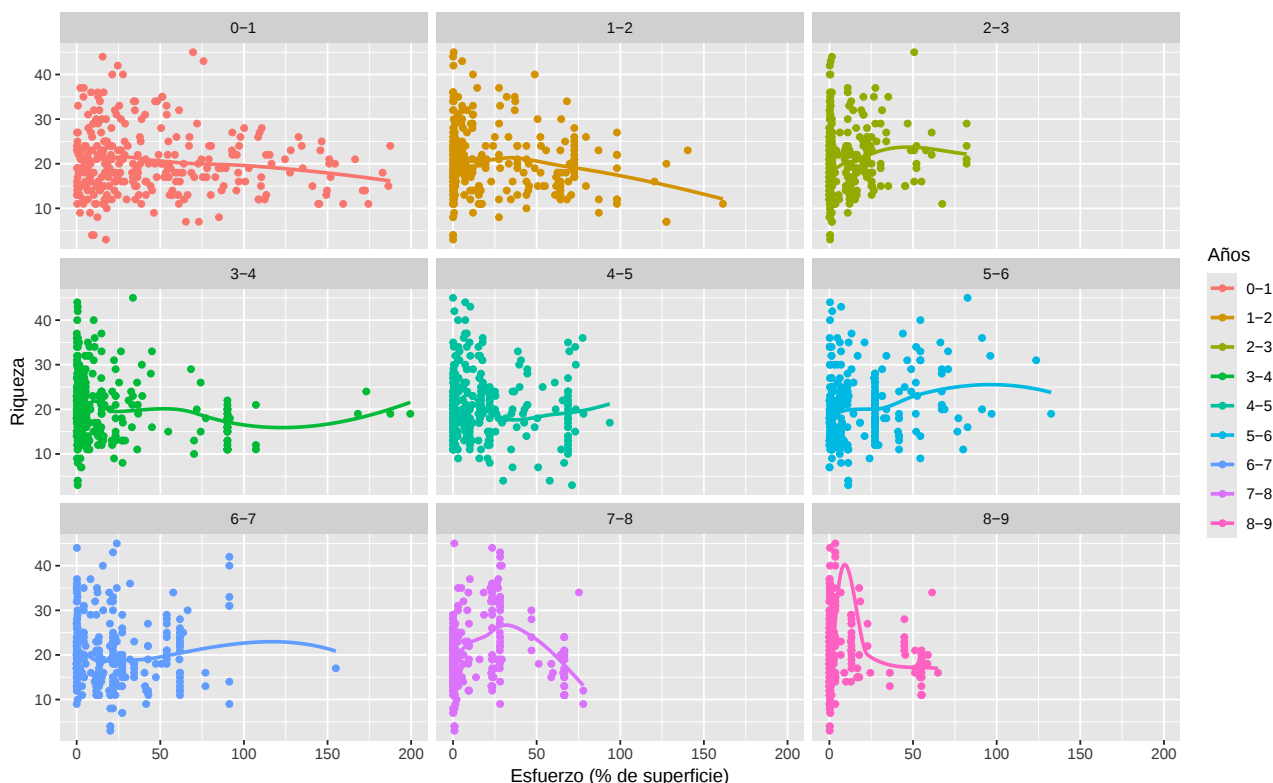


Fig. 9. Relación entre la riqueza específica y el esfuerzo pesquero estimado para nueve ventanas temporales retrospectivas (0-1 a 8-9 años previos al muestreo). Los valores de esfuerzo pesquero suman la superficie barrida por cada uno de los lances que ocurrieron dentro del área de influencia del lance con datos de fauna, por lo que pueden superar el 100 % cuando la suma de la superficie de los lances es superior a la zona de influencia (necesariamente tiene que haber habido solapamiento entre los lances). Cada panel representa una ventana temporal independiente, donde los puntos corresponden a lances individuales y el eje x muestra la intensidad media de pesca expresada como porcentaje de superficie efectivamente pescada dentro del área de influencia del lance. Las líneas indican el ajuste suavizado del modelo aditivo generalizado para cada ventana (LOESS).

ro histórico dependiendo de la ventana temporal considerada. En las ventanas más recientes (0-1, 1-2 y 2-3 años previos al lance) el esfuerzo pesquero no mostró una relación significativa con la diversidad ($p > 0,05$). En cambio, se detectaron efectos significativos del esfuerzo pesquero en ventanas temporales más antiguas (ver Tabla 5). En todos los modelos el término espacial $s(X,Y)$ resultó significativo, indicando una marcada estructura espacial en la diversidad. Los modelos explicaron entre 19 % y 29 % de la devianza. La comparación visual entre ventanas refuerza estos resultados, mostrando pendientes variables y una elevada dispersión de los datos, sin una tendencia sistemática entre el esfuerzo pesquero histórico y el índice de Simpson (Figura 10).

El modelo que incluyó únicamente un suavizado bidimensional de las coordenadas geográficas ($s(X,Y)$) indicó un efecto espacial altamente significativo ($\text{edf} = 137,9$; $F = 23,1$; $p < 0,001$), explicando el 57,8 % de la varianza del modelo. La inclusión del esfuerzo pesquero como covariable mediante un término suave ($s(\text{media})$) no resultó significativa ($\text{edf} \approx 1$; $p = 0,793$) y no produjo mejoras en el ajuste del modelo. De manera similar, el modelo que consideró únicamente el esfuerzo pesquero mostró un poder explicativo muy bajo (devianza explicada = 0,2 %), sin evidencias de una relación significativa con el índice de Simpson ($p = 0,204$). Asimismo, la incorporación de una interacción no lineal entre el esfuerzo pesquero y las ventanas temporales ($\text{te}(\text{media}, \text{ventana_num})$) tampoco mostró efectos significativos ($\text{edf} = 3$; $p = 0,769$), luego de controlar por estructura espacial y diferencias entre unidades de manejo. Este modelo

Tabla 4. Resultados de las correlaciones de Spearman entre el índice de Simpson y la intensidad media del esfuerzo pesquero histórico calculada para diferentes ventanas temporales retrospectivas (0-1 a 8-9 años previos al muestreo). Se muestran los coeficientes de correlación (ρ) y sus valores de significancia asociados (p).

ventana	$ \rho $	p_value
0-1	-0,070	0,228
1-2	0,073	0,203
2-3	0,103	0,074
3-4	-0,060	0,299
4-5	0,007	0,904
5-6	0,076	0,186
6-7	0,090	0,118
7-8	0,009	0,878
8-9	0,018	0,760

explicó una proporción de devianza similar (31,3 %), indicando que la inclusión de estas variables no modifica sustancialmente el patrón observado.

En conjunto, estos resultados sugieren que la variación en la diversidad está principalmente estructurada por factores espaciales, mientras que el esfuerzo pesquero y su variación temporal no muestran una relación detectable con el índice de Simpson en el área de estudio.

CONCLUSIONES

1. La riqueza específica presenta una marcada estructura espacial, principalmente asociada a un gradiente latitudinal

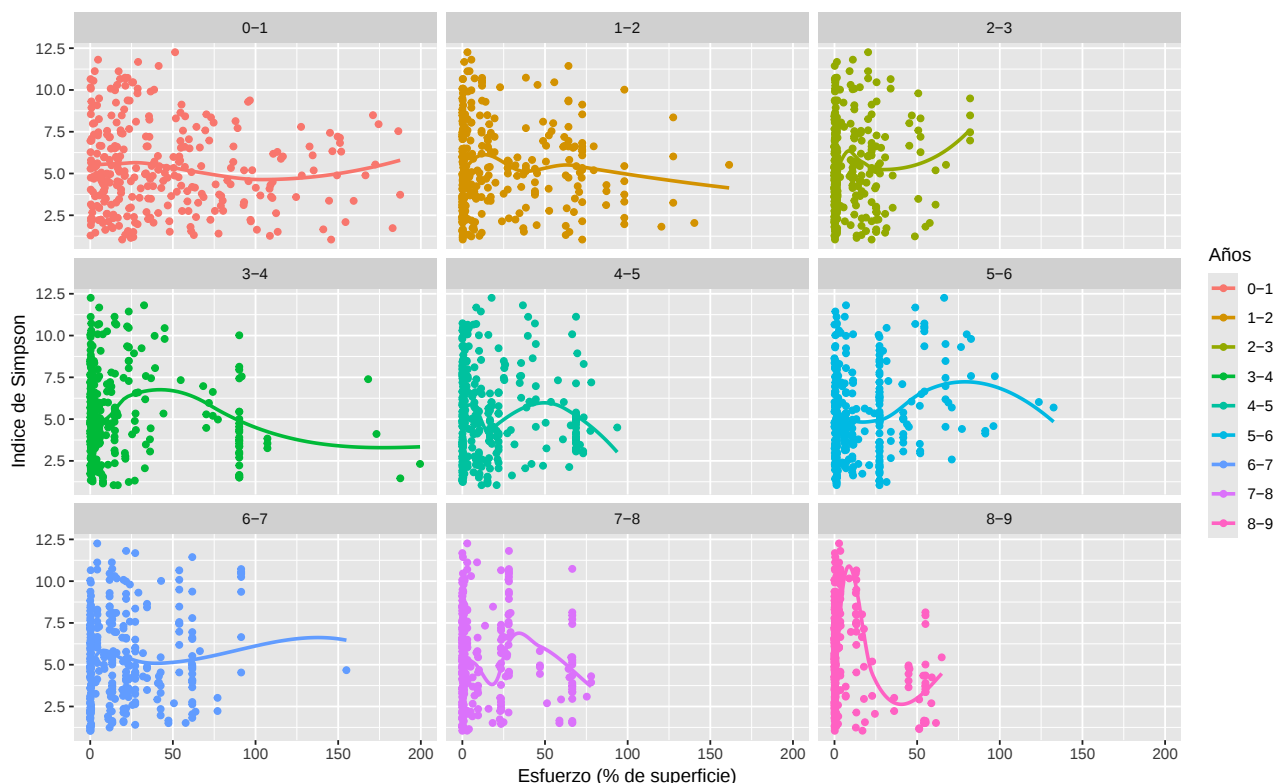


Fig. 10. Relación entre el índice de Simpson y el esfuerzo pesquero estimado para nueve ventanas temporales retrospectivas (0-1 a 8-9 años previos al muestreo). Los valores de esfuerzo pesquero suman la superficie barrida por cada uno de los lances que ocurrieron dentro del área de influencia del lance con datos de fauna, por lo que pueden superar el 100 % cuando la suma de la superficie de los lances es superior a la zona de influencia (necesariamente tiene que haber habido solapamiento entre los lances). Cada panel representa una ventana temporal independiente, donde los puntos corresponden a lances individuales y el eje x muestra la intensidad media de pesca expresada como porcentaje de superficie efectivamente pescada dentro del área de influencia del lance. Las líneas indican el ajuste suavizado del modelo aditivo generalizado para cada ventana (LOESS).

Tabla 5. Resultados de los modelos aditivos generalizados ajustados para evaluar el efecto del esfuerzo pesquero histórico (media) sobre el índice de Simpson en nueve ventanas temporales retrospectivas (0-1 a 8-9 años previos al muestreo). Para cada ventana se presentan los grados de libertad efectivos del término suave asociado al esfuerzo pesquero (edf), su nivel de significancia estadística (p-value) y el porcentaje de varianza explicada por el modelo. Los valores de edf cercanos a 1 indican relaciones aproximadamente lineales, mientras que valores mayores reflejan respuestas no lineales más complejas.

Ventana	edf(media)	p-value	Varianza explicada (%)
0-1	1,00	0,307	24,8
1-2	5,58	0,244	25,6
2-3	1,00	0,359	19,1
3-4	7,82	0,006	28,7
4-5	7,58	0,116	26,6
5-6	3,53	0,081	22,8
6-7	7,25	0,021	21,9
7-8	8,23	0,003	25,4
8-9	4,76	0,000	22,9

continuo. Las diferencias observadas inicialmente entre unidades de manejo reflejan esta estructura espacial subyacente y no un efecto propio de las divisiones administrativas.

- La diversidad de Simpson presenta variaciones espaciales moderadas, con una estructura menos definida que la registrada para la riqueza específica. La UDM 1 presentó los

valores más altos, indicando una mayor equitatividad en la distribución de abundancias entre especies.

- Estos resultados sugieren que la diversidad por marea aumenta cuando las mareas abarcan un mayor gradiente latitudinal, probablemente reflejando la incorporación de ensamblajes faunísticos distintos a lo largo del eje norte-sur, mientras que la expansión longitudinal no incrementa la diversidad total en igual magnitud.
- El patrón espacial no fue uniforme, sino que evidenció cambios a lo largo del gradiente latitudinal, con zonas relativamente homogéneas intercaladas con áreas de mayor recambio composicional.
- El esfuerzo pesquero histórico presenta asociaciones puntuales con la riqueza específica en algunas ventanas temporales. Sin embargo, contrariamente a nuestra hipótesis, no se evidencia un efecto consistente a lo largo del tiempo cuando se consideran explícitamente la ubicación espacial y las diferencias entre unidades de manejo.
- La variación en la diversidad está principalmente estructurada por factores espaciales, mientras que, en contraste con nuestra hipótesis, el esfuerzo pesquero y su variación temporal no muestran una relación detectable con el índice de Simpson en el área de estudio.
- La ausencia de un efecto detectable del esfuerzo pesquero coincide con la estabilidad ecológica documentada a largo plazo para el sector. Escolar et al. (2026) reportaron una

composición taxonómica estable y sin declives en la biodiversidad de las UM D y E entre 2015 y 2022, interpretada como una evidencia de resiliencia ecológica y capacidad de la comunidad para mantener sus propiedades funcionales.

8. Los resultados sugieren que dicha estabilidad y resiliencia constituyen un atributo regional de la pesquería. Al ampliar el área geográfica y la resolución temporal reciente, este estudio demuestra que los patrones de diversidad están primariamente estructurados por forzantes espaciales (gradiente latitudinal) y no por el historial local de arrastre, validando el enfoque de manejo basado en el ecosistema (Resolución CFP N°14/2023).
9. Si bien el enfoque utilizado representa la mejor aproximación posible con la información disponible y los resultados obtenidos son robustos, debe considerarse que la historia de pesca previa se estimó mediante un buffer alrededor del centro de cada lance. Por lo tanto, aun cuando un área presente elevados valores de esfuerzo acumulado, ello no implica necesariamente que el arrastre histórico haya coincidido exactamente con el trayecto específico del lance analizado, ya que el esfuerzo podría haberse concentrado en sectores particulares dentro del buffer.

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; y con el apoyo de MSC a través del subsidio “2024-1286 Instituto de Investigaciones Marinas y Costeras (IIMyC)” del programa SRF. La colecta de datos a bordo la realizaron observadores científicos de “Argentina MMO Environmental Service”.

BIBLIOGRAFÍA

Alberti J (2023) Indicadores de explotación en la pesquería de vieira patagónica. 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°15 (UNMdP-CONICET). 12pp. ISSN 2796-9088.

Alberti J, Funes M, Kittlein M, Daleo P, Lasta M, Iribarne O (2026) The complete footprint of the Patagonian scallop (*Zygochlamys patagonica*) bottom-trawl fishery. Fish Res. 297:107734. <https://doi.org/10.1016/j.fishres.2026.107734>.

Campodónico S, Escolar M, García J, Aubone A (2020) Síntesis histórica y estado actual de la pesquería de vieira patagónica *Zygochlamys patagonica* (King 1832) en la Argentina. Biología, evaluación de biomasa y manejo. MAFIS. 32(2): 125-148. <https://doi.org/10.47193/mafis.3222019121904>.

Escolar M, Marecos Á, Pavón Novarin M, Bastida J, Bento L, Chahade N, Schejter L (2026) Assessing composition and diversity of benthic invertebrates in two Patagonian scallop fishing grounds at the shelf-break front of Argentina, Southwestern Atlantic Ocean. Mar Biodivers. 56: 27. <https://doi.org/10.1007/s12526-026-01622-8>

Hiddink JG, Jennings S, Sciberras M, Szostek CL, Hughes KM, Ellis N, Rijnsdorp AD, McConnaughey RA, Mazor T, Hilborn R, Collie JS, Pitcher CR, Amoroso RO, Parma AM, Suuronen P, Kaiser MJ (2017) Global analysis of depletion and recovery of seabed biota after bottom trawling disturbance. Proc Natl Acad Sci USA. 114: 8301-8306.

Lambert GL, Jennings S, Kaiser MJ, Davies TW, Hiddink JG (2014) Quantifying recovery rates and resilience of seabed habitats impacted by bottom fishing. J Appl Ecol. 51: 1326-1336.

O'Hara CC, Melanie Frazier M, Halpern BS (2021) At-risk marine biodiversity faces extensive, expanding, and intensifying human impacts. Science. 372: 84-87 DOI:10.1126/science.abe6731