

COMISIÓN INTERAMERICANA DEL ATÚN TROPICAL

COMITÉ CIENTÍFICO ASESOR

17ª REUNIÓN

La Jolla, California (EE. UU.)

8-12 de junio de 2026

DOCUMENTO SAC-17-04

DESARROLLO E IMPLEMENTACIÓN DEL PROGRAMA DE MUESTREO INTEGRADO
EN PUERTO: ACTUALIZACIÓN

ÍNDICE

Resumen	1
1. Antecedentes	1
2. Datos recolectados por el PMIP	2
3. Base de datos	4
4. Investigaciones científicas apoyadas por el PMIP	4
5. Apoyo adicional del PMIP a la Comisión	5
6. Agradecimientos	6

RESUMEN

Este documento presenta una actualización del Programa de Muestreo Integrado en Puerto (PMIP), implementado en 2026 para sustituir y mejorar el Programa de Muestreo Tradicional en Puerto (MTP). El PMIP recolecta datos biológicos de las capturas cerqueras de atunes tropicales para apoyar las evaluaciones de poblaciones y la ordenación pesquera.

Las principales mejoras en el protocolo de muestreo para la estimación de las capturas de especies a nivel de flota incluyen un muestreo aleatorio (viajes, bodegas, peces) para reducir el sesgo y mejorar la fiabilidad estadística. El protocolo permite una mayor flexibilidad y cobertura dentro de la bodega para las capturas procedentes de lances sobre objetos flotantes. Un segundo protocolo recoge datos morfométricos para actualizar las relaciones talla-peso de las especies de atunes y de captura incidental. Los datos de muestreo en puerto recolectados pasan por un sistema estructurado (carga → validación → base de datos), con el uso potencial de herramientas de IA para transcripción.

El PMIP respalda productos clave como las estimaciones de composición de las capturas, los índices de abundancia, el Informe sobre la situación de las pesquerías de la CIAT y las evaluaciones de poblaciones. También contribuye a las estimaciones de patudo a nivel de viaje en apoyo de la medida de ordenación de Umbrales Individuales por Buque y amplía la colaboración con las partes interesadas (por ejemplo, capacitaciones, talleres, etc.).

1. ANTECEDENTES

Desde 2000, la recolección de datos de muestreo en puerto de la CIAT ha jugado un papel fundamental en la metodología usada para estimar la composición por especie y talla a nivel de flota cerquera de la captura total de atunes tropicales (suma de las capturas de atunes aleta amarilla (YFT), patudo (BET) y

barrilete (SKJ)) por área, mes de pesca, tipo de lance cerquero y categoría de clase de capacidad de los buques de la CIAT. En los últimos años, la recolección de datos de muestreo en puerto se amplió para cubrir otros fines de investigación científica, como la estimación de la captura de BET a nivel de viaje en apoyo de la medida de ordenación de Umbrales Individuales por Buque (UIB) y la actualización de las relaciones morfométricas (talla-peso) de las tres especies de atunes tropicales y especies de captura incidental prioritarias.

Los análisis científicos relacionados con el desarrollo del protocolo de muestreo para las estimaciones de la captura de BET a nivel de viaje identificaron varias posibles áreas de mejora del protocolo de muestreo para la estimación de la captura de especies a nivel de flota ([SAC-16 INF-J](#)). El nuevo protocolo de muestreo a nivel de flota que resultó de estos análisis incluye características clave como la selección aleatoria de viajes, bodegas y peces dentro de la bodega.

A partir de 2026, todas las actividades de recolección de datos de muestreo en puerto de la pesquería cerquera, incluido el protocolo de muestreo actualizado para la estimación de la composición de la captura a nivel de flota, están siendo implementadas por el Programa de Muestreo Integrado en Puerto (PMIP) de la CIAT, propuesto por el personal en el documento [SAC-16-05](#) y aprobado por la Comisión en la resolución [C-25-01](#). El PMIP sirve como la plataforma operacional de la CIAT que implementa la recolección de datos de muestreo en puerto, manteniendo una recolección de datos rigurosa alineada con las necesidades de investigación científica y ordenación, adaptándose al mismo tiempo a los cambios en los requisitos de datos a lo largo del tiempo (Figura 1).

Este documento ofrece información actualizada sobre la implementación del PMIP desde su inicio en enero de 2026.

2. DATOS RECOLECTADOS POR EL PMIP

Desde enero de 2026, el PMIP se está implementando en Manta y Playas, Ecuador, y Mazatlán y Manzanillo, México. Trece técnicos de muestreo, junto con personal de las oficinas de campo, recolectan datos biológicos durante la descarga de buques cerqueros de clase 6 mediante la implementación de dos protocolos de muestreo: uno para obtener datos para estimar la composición de la captura a nivel de flota y el otro para obtener datos para actualizar las relaciones morfométricas de las tres especies de atunes tropicales.

2.1. Protocolo de muestreo de composición por especie y talla

Las muestras de peces para peso, talla e identificación de especies, obtenidas durante la descarga de las capturas de la flota cerquera, son la fuente básica de datos utilizada para estimar la composición por especie y edad de la captura de atunes tropicales. Estos datos son necesarios para obtener estimaciones de las poblaciones estructuradas por edad con distintos propósitos, principalmente el modelado integrado que el personal utiliza para evaluar la condición de las poblaciones (ver [Informes de evaluación de poblaciones](#)).

Con base en los análisis de simulación realizados con datos recolectados por el Programa Reforzado de Monitoreo (PRM) (2023-2025) y por el Proyecto [C.1.b](#) (2024), que evaluaron el diseño de muestreo para la mejor estimación científica de la composición de la captura de atunes tropicales, se realizaron mejoras al protocolo de muestreo para la composición por especie y talla a nivel de flota de la captura de atunes tropicales de la pesquería cerquera, previamente conocido como Muestreo Tradicional en Puerto (MTP).

A continuación se describen las tres principales mejoras introducidas en el protocolo de MTP con una descripción de los aspectos clave relacionados con la implementación de dichas mejoras por el PMIP.

1. Minimiza el potencial de sesgo al eliminar las prácticas oportunistas de recolección de datos mediante la selección aleatoria de viajes, bodegas y peces dentro de la bodega.
 - Para el protocolo del PMIP, los viajes y las bodegas se seleccionan aleatoriamente con base en la información obtenida de los informes de los observadores en el mar, que los buques presentan semanalmente.
 - Se solicitó colaboración adicional a la flota, que respondió positivamente, para enviar un último informe desde el mar cuando el buque haya realizado su último lance y se dirija a puerto, con la información más reciente para la selección aleatoria de bodegas, basada en la información de los lances colocados en cada bodega.
 - La herramienta automatizada desarrollada por el personal para la selección aleatoria de viajes, bodegas y peces por muestrear realiza actualizaciones prácticas de la selección de muestras dos veces a la semana.
2. Permite una mayor flexibilidad en el modelado de las evaluaciones de poblaciones al eliminar las restricciones temporales y espaciales de muestreo del protocolo del MTP.
 - Para que una bodega sea candidata al muestreo, el único requisito es que la captura dentro de la bodega sea del OPO, de un solo tipo de lance y del mismo año.
3. Reduce la varianza estimada en las estimaciones de composición por especie para la pesquería sobre objetos flotantes (OBJ) mediante el muestreo de toda la captura de las bodegas de lances OBJ.
 - Las bodegas de lances OBJ se están muestreando sistemáticamente desde el principio hasta el final de la descarga, sin afectar al proceso normal de descarga de la flota.
 - Como resultado, cualquier patrón a gran escala en la composición por especie durante la descarga de la captura de la bodega se captura en los datos de muestreo, produciendo una muestra más representativa de la bodega.

Además, se ha implementado una modificación del protocolo para la selección de peces de bodegas con captura de lances sobre atunes asociados a delfines (bodegas de lances DEL), y bodegas con captura de lances sobre cardúmenes de atunes no asociados (bodegas de lances NOA) descargadas por flotación. Inicialmente, tal como se describe en el documento [SAC-16 INF-J](#), se iba a obtener una muestra de peces de un cuarto de la bodega seleccionado al azar. Sin embargo, tras los resultados de las pruebas de muestreo realizadas en noviembre-diciembre de 2025, se modificó el protocolo del PMIP porque 1) no era posible estimar con precisión el inicio y el final de un cuarto de bodega en todos los puertos de descarga, lo que podía dar lugar a un sesgo en la estimación; y 2) la [revisión externa](#) del protocolo del PMIP recomendó que se muestreara toda la captura de la bodega para generar datos para futuros estudios sobre mejoras del protocolo del PMIP, especialmente respecto a la estimación de la composición por talla del atún aleta amarilla en las bodegas de lances DEL. Por lo tanto, el protocolo del PMIP pasó de muestrear un cuarto de la bodega a muestrear entre el 90% y el 100% de la bodega, dependiendo del puerto de descarga. Los resultados del análisis de los datos del PMIP de 2026 se utilizarán para abordar los retos del muestreo, lo que permitirá seguir mejorando el protocolo del PMIP. Estos resultados y cualquier revisión del protocolo serán presentados por el personal en la reunión del Comité Científico Asesor (CCA) de 2027.

Con las mejoras descritas anteriormente, entre enero y marzo de 2026 el PMIP ha cubierto 75 viajes de 57 buques, y se han muestreado 131 bodegas. En la reunión del CCA de 2027 se presentará un resumen de la cobertura de muestreo de todo 2026.

2.2. Protocolo morfométrico

Durante 2025, se implementó en Manta (Ecuador) y Mazatlán (México) la recolección de mediciones morfométricas para refinar las relaciones talla-peso, talla-talla y peso-peso para las tres especies de atunes tropicales y para especies de captura incidental prioritarias. Se llevaron a cabo análisis a principios de 2026 con la actualización del protocolo de muestreo para continuar con los esfuerzos de muestreo para fortalecer aún más estas relaciones tanto para los atunes tropicales como para las especies de captura incidental prioritarias, y para proporcionar conocimientos robustos de la variabilidad temporal y espacial.

3. BASE DE DATOS

Los datos recolectados por el PMIP siguen un flujo de trabajo estricto antes de ser finalmente incorporados a la base de datos de la CIAT para ser puestos a disposición de las investigaciones científicas. Una vez que los formularios y/o las grabaciones de audio se cargan en el repositorio de almacenamiento digital designado, el personal de la oficina del PMIP revisa los archivos con los muestreadores para resolver cualquier incertidumbre. Posteriormente, los datos se introducen mediante una aplicación desarrollada específicamente para el PMIP. El uso de herramientas de IA para generar transcripciones de las grabaciones de audio también se considera para facilitar y agilizar la captura de los datos del PMIP en la aplicación. Una vez introducidos, se ejecutan procesos de calidad de los datos para identificar inconsistencias, problemas y deficiencias que se verifican y corrigen para garantizar que los datos sean exactos y cumplan los estándares de calidad exigidos. Después se transfieren a la base de datos permanente de la CIAT, donde están disponibles de forma segura para informes y análisis.

4. INVESTIGACIONES CIENTÍFICAS APOYADAS POR EL PMIP

A partir de 2026, el PMIP apoyará investigaciones en diferentes niveles que mejorarán y actualizarán parámetros biológicos y estadísticas pesqueras tales como:

- **Composición de la captura a nivel de flota.** Los datos del PMIP se utilizarán para determinar la composición por especie y talla de las capturas de atunes tropicales y, por lo tanto, juegan un papel muy importante en la actual metodología de estimación de capturas basada en la Mejor Estimación Científica (BSE, por sus siglas en inglés). La metodología utiliza los datos de muestreo en puerto del PMIP para estimar la composición por especie y talla de la captura total de atunes tropicales por estrato, los cuales se definen por área y mes de pesca, tipo de lance cerquero y categoría de clase de capacidad del buque. Estos datos son fundamentales para las evaluaciones de las poblaciones de atunes tropicales.
- **Mediciones morfométricas.** Los datos morfométricos recolectados a través del PMIP se utilizarán para refinar aún más las relaciones talla-peso, talla-talla y peso-peso de los atunes tropicales, dentro de estratos espaciotemporales, o que mejorará las relaciones desactualizadas utilizadas desde hace tiempo para la estimación de la composición de las capturas a nivel de flota (convirtiendo las tallas muestreadas en pesos) y las evaluaciones de poblaciones. Además de tener en cuenta la variabilidad en el tiempo y el espacio, la recolección de estos datos también proporcionará un mecanismo para monitorear los cambios en estas relaciones a lo largo del tiempo, que pueden ocurrir a medida que los océanos se ven afectados por el cambio climático.

En un nivel superior, los datos del PMIP serán esenciales para las investigaciones científicas de la CIAT sobre la pesquería cerquera y la condición de las poblaciones de atunes tropicales, que se presentan en dos informes científicos principales:

- **Informe sobre la situación de las pesquerías**

Cada año, durante la reunión del CCA de la CIAT, el personal presenta un informe con un resumen de las capturas y el esfuerzo en el año anterior de las pesquerías atuneras en el Océano Pacífico oriental, cuya ordenación está a cargo de la CIAT. El *Informe sobre la situación de las pesquerías* se basa en los datos a disposición del personal de la CIAT. Para este informe se estima la composición por talla y especie de las capturas de la flota usando datos de muestreo en puerto.

- **Evaluaciones de poblaciones**

Las evaluaciones de poblaciones utilizan una gran variedad de información, como datos de captura por flota, índices de abundancia relativa basados en la captura por unidad de esfuerzo, composición por talla y parámetros biológicos (por ejemplo, crecimiento, relación talla-peso, mortalidad natural). La mayor parte de esta información procede de programas de muestreo de capturas y muestreo biológico. Es importante que esta información sea razonablemente exacta y precisa. Los procesos biológicos y pesqueros pueden cambiar con el tiempo. Se realizan análisis auxiliares que utilizan información más detallada (por ejemplo, escalas espaciales y temporales finas y datos operacionales) para identificar y ajustar los posibles sesgos. Por lo tanto, se necesitan programas de muestreo adecuados y continuos para garantizar que se disponga de evaluaciones fiables que permitan proporcionar asesoramiento de ordenación.

5. APOYO ADICIONAL DEL PMIP A LA COMISIÓN

Para las BSE de BET a nivel de viaje en apoyo de la medida de ordenación de Umbrales Individuales por Buque (UIB), el PMIP:

- Proporciona una presencia de muestreo en puerto, con una cobertura de viajes de buques prioritarios similar a la que proporcionó el PRM en 2025. En 2025, el PRM muestreó 43 viajes de 19 buques prioritarios; durante el primer trimestre de 2026, el PMIP ha muestreado 23 viajes de 18 buques prioritarios.
- Genera datos para un modelo que se utiliza, junto con los datos del PRM de 2023-2025, para estimar la captura de BET a nivel de viaje con base en la relación a nivel de bodega entre los datos de muestreo en puerto y los datos de observadores ([SAC-16 INF-I](#)).

Se han implementado varias iniciativas para compartir los conocimientos y la experiencia del personal de muestreo en puerto de la CIAT con diferentes partes interesadas, tales como:

- La participación de estudiantes universitarios en el muestreo en puerto para la recolección de datos biológicos, a través de un MdE firmado con la Universidad Laica Eloy Alfaro de Manabí (ULEAM) en Manta, Ecuador.
- Talleres sobre identificación de especies de atunes tropicales congelados para el gobierno y la industria.

Por último, la infraestructura logística desarrollada por el PMIP le permite servir de plataforma para la implementación de otras iniciativas de investigación científica, de acuerdo con las solicitudes de ordenación de la Comisión, y está alineada con el Plan Científico Estratégico de la CIAT. El PMIP proporcionará una plataforma para recolectar muestras biológicas de atunes tropicales y otras especies prioritarias a medida que se desarrollen nuevos proyectos en los próximos años. Se capacitará al personal

en la extracción de otolitos (para estimar la edad), recolección de estómagos y tejidos (genética y ecología trófica), y otras estrategias de recolección de muestras físicas.

6. AGRADECIMIENTOS

El PMIP se implementa gracias al esfuerzo de los técnicos de muestreo, el personal de las oficinas de campo, el personal de la Unidad de Recolección de Datos y Bases de Datos, el personal científico de Evaluación de Poblaciones, con la colaboración de los programas de observadores nacionales y de la CIAT, la industria pesquera y las autoridades nacionales de pesca.

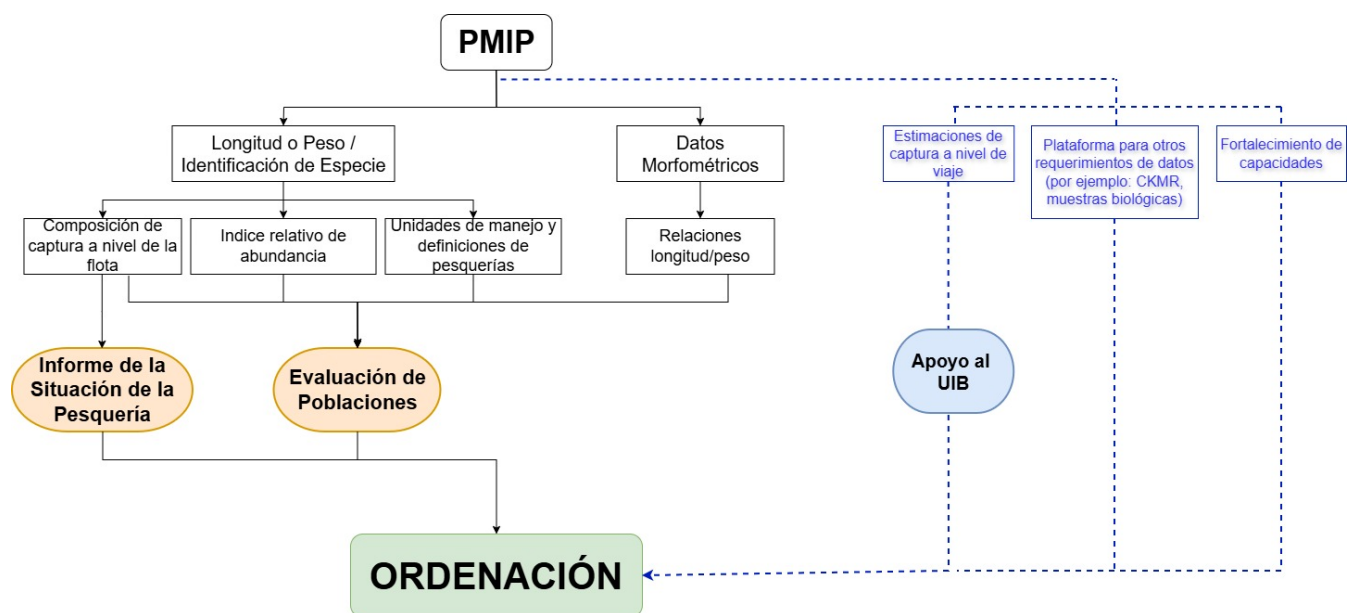


FIGURE 1. Diagram detailing the IPSP data collection - length/weight/species ID and morphometric data - and its role in scientific research at several different levels, all ultimately informing management. Additionally, the IPSP acts as a platform in support of data requirements related to specific management measures and/or analysis requested by the Commission.

FIGURA 1. Diagrama en el que se detalla la recolección de datos del PMIP (talla/peso/identificación de especies y datos morfométricos) y su papel en las investigaciones científicas a distintos niveles, que en última instancia informan la ordenación. Además, el PMIP actúa como plataforma de apoyo a los requisitos de datos relacionados con medidas de ordenación específicas y análisis solicitados por la Comisión.

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Anexo 1

Estimación basada en modelos de las capturas de atún patudo por viaje

Resumen

En apoyo a la medida del Umbral por Buque Individual (IVT) (Resolución C-21-04), en 2026 el personal científico de la CIAT proporcionará a las CPC las Mejores Estimaciones Científicas (BSE) del atún patudo (BET) a nivel de marea, basadas en modelos, para las mareas de los buques prioritarios¹ que fueron muestreados por el Programa Integrado de Muestreo en Puerto (IPSP). En años anteriores, las BSE del BET a nivel de viaje (SAC-17 INF-G) se basaban en datos de muestreo en puerto recopilados por el Programa de Monitoreo Mejorado (EMP). Esas BSE del BET a nivel de viaje no requerían el uso de modelos porque el protocolo de muestreo del EMP estaba diseñado para la estimación a nivel de viaje, con un promedio de 6 a 8 bodegas muestreadas por viaje, para viajes de un grupo relativamente pequeño de buques. El enfoque del IPSP, que difiere del del EMP, es la recopilación de datos de muestreo en puerto para la estimación de la composición de las capturas a nivel de flota. Como resultado, el IPSP toma muestras de más viajes y más buques, pero de menos caladas por viaje, por lo que la estimación de los BET BSE a nivel de viaje en 2026 se basa en un enfoque basado en modelos.

Para cada marea de los buques prioritarios muestreada por el IPSP, la estimación de la captura BET a nivel de marea se calcula como la suma de las estimaciones de los pozos muestreados por el IPSP (normalmente dos pozos por marea), que se basan exclusivamente en los datos de la muestra (SAC-14-10; SAC-16 INF-I), y las estimaciones de los pozos no muestreados, que se calculan utilizando modelos (véase SAC-16 INF-I para un ejemplo general). La estimación basada en modelos para los pozos no muestreados tiene tres componentes: a) estimación de la proporción de BET en los pozos del conjunto de objetos flotantes (OBJ) en los que había BET presente en los datos de los observadores; b) estimación de la proporción de BET en los pozos del conjunto OBJ en los que no había BET presente en los datos de los observadores; y c) estimación de la proporción de BET en los pozos del conjunto no asociado (NOA). La estimación basada en modelos utiliza datos del EMP para 2023-2025 y datos del IPSP para 2026. Tanto para los pozos no muestreados como para los muestreados, la proporción estimada de BET en el pozo se multiplica por la captura total de atún tropical del pozo (a partir de los datos de los observadores) para obtener la estimación a nivel de pozo de BET. Se supone que no habrá captura de BET en los pozos de lances con delfines (DEL). Dado que los pozos no muestreados pueden contener capturas de más de un tipo de lance, en el caso de los pozos de tipo mixto se estima por separado la proporción de BET asociada a la captura de cada tipo de lance en el pozo y se aplica únicamente a la captura de atún tropical correspondiente. También se calcula una estimación de la varianza de las estimaciones de BET a nivel de viaje, de modo que se pueda proporcionar un coeficiente de variación (CV) para los BSE de BET.

Se propone que los BSE de BET a nivel de marea se faciliten trimestralmente, y que los BSE definitivos se faciliten al final del año. La estimación trimestral permitirá disponer de más datos con los que calcular, en

¹ Los buques prioritarios son aquellos que fueron objeto del Programa de Seguimiento Reforzado entre 2023 y 2025. Hay 36 buques prioritarios.

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

los modelos, los efectos tanto anuales como estacionales sobre la composición de especies de la captura. Es probable que los modelos trimestrales evolucionen a lo largo del año. Por ejemplo, en el primer trimestre de 2026 habrá menos datos con los que estimar cualquier diferencia en la proporción global de BET en las capturas de 2026, en comparación con 2023-2025, que al final del segundo y tercer trimestre del año. Con un calendario de estimación trimestral, las estimaciones para el primer trimestre se realizarían para todos los viajes muestreados de 2026 de los buques prioritarios que hubieran capturado exclusivamente entre el 1 de enero y el 31 de marzo. Las estimaciones para el segundo trimestre se realizarían para todos los viajes de 2026 incluidos en la muestra de los buques prioritarios que hubieran capturado íntegramente entre el 1 de enero y el 30 de junio, y las estimaciones de para el tercer trimestre abarcarían el periodo comprendido entre el 1 de enero y el 30 de septiembre. De este modo, las estimaciones intraanuales se actualizan a medida que se dispone de más datos. Las estimaciones definitivas para la fecha límite del 15 de enero de 2027 (Resolución C-21-04) abarcarían todos los viajes muestreados de los buques prioritarios para 2026.

Los detalles de la metodología de estimación para los tres componentes del modelo y las varianzas estimadas se proporcionan en este anexo en las secciones 1 a 3. Todo el análisis de datos presentado en este anexo se realizó utilizando el software estadístico gratuito R (R Core Team 2025). En la sección de Material complementario se describe un estudio de simulación, utilizado para evaluar la fiabilidad de las estimaciones del modelo respecto a la proporción de BET en pozos del conjunto OBJ no muestreados con BET notificada por observadores (componente «a» del modelo mencionado anteriormente). Las principales conclusiones de ese estudio de simulación fueron que las estimaciones del modelo supusieron una mejora con respecto al uso de los datos de los observadores sin ajustar. Sin embargo, puede haber cierto sesgo en las estimaciones del modelo, con una posible sobreestimación para los pozos que contienen poca captura de BET y una posible subestimación para los pozos que contienen una gran cantidad de BET. Por lo tanto, podrían explorarse nuevas mejoras al modelo de la sección 1.1.1, como el uso de covariables adicionales a nivel de pozo. En última instancia, el desarrollo de un enfoque basado en modelos que ajuste todos los datos dentro de un único modelo, en lugar de realizar estimaciones por separado para los tres componentes, podría resultar beneficioso y probablemente simplificaría la estimación de la varianza.

1. Metodología de estimación

En esta sección se describe la metodología de estimación para cada uno de los tres componentes del modelo. Los métodos de estimación utilizan tanto datos de muestreo en puerto como datos de observadores. Los datos de muestreo en puerto fueron recopilados por el EMP entre 2023 y 2025 y por el IPSP en 2026. En lo sucesivo, estos datos se denominarán «datos de la muestra». Los datos de los observadores se obtuvieron de la base de datos Observer Set Summary para aquellos viajes muestreados por el EMP o por el IPSP.

1.1 Proporción de BET en pozos del conjunto OBJ no muestreados

1.1.1 Proporción de BET superior a cero según los observadores

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Se utilizó un modelo gaussiano lineal de efectos mixtos (LME; Pinheiro y Bates 2004) para estimar la proporción de BET en los pozos del conjunto OBJ no muestreados de los viajes de buques prioritarios muestreados con una proporción positiva de BET en el OBS.

El modelo LME ajustado a los datos emparejados tenía la siguiente forma:

$$g(p_{sample_{ijk}}) = (\beta_0 + b_i + b_{ij}) + \text{pooled year} + \text{quarter} + \beta_1 g(p_{OBS_{ijk}}) + \epsilon_{ijk} \quad \text{eq.1}$$

donde i indexa los buques, j indexa los viajes y k indexa los pozos; p es la proporción de BET en el pozo («muestra»: EMP e IPSP; «OBS»: observador); g se refiere a una transformación de Box-Cox (descrita más adelante); β s denotan efectos fijos; b_i y b_{ij} denotan efectos aleatorios para los buques y los viajes dentro de los buques, respectivamente, que modifican β_0 ; $\epsilon_{ijk} \sim N(0, \sigma^2)$ es el error intragrupal, independiente de los efectos aleatorios del buque y del viaje. El término «año agrupado» es un efecto fijo para el año de pesca que tiene dos niveles: 2023 y 2024–2026. Estos niveles se seleccionaron basándose en los resultados del análisis de los datos del EMP 2023-2025, que reveló que los datos de 2024 y 2025 eran más similares entre sí que con respecto a 2023 (véase la Tabla 2 del Material Complementario). Además, para el primer trimestre de 2026, solo se disponía de información limitada con la que estimar un efecto del año 2026. El término «trimestre» es un efecto fijo para el trimestre del año en el que se llevó a cabo la pesca. Para los vectores de efectos aleatorios, $b_i \sim N(\mathbf{0}, \Psi_1)$ y $b_{ij} \sim N(\mathbf{0}, \Psi_2)$, donde los b_i son independientes para diferentes buques y los b_{ij} son independientes para diferentes buques y diferentes viajes del mismo buque. La estructura de covarianza, Ψ , es una parametrización Log-Cholesky simétrica y definida positiva general (Pinheiro y Bates 1996). El modelo de la ecuación 1 se ajustó con la función *lme* de la biblioteca *nlme* (Pinheiro y Bates 2025). Las estimaciones de los efectos aleatorios fueron los mejores predictores lineales no sesgados (BLUP). Los modelos se ajustaron utilizando el método predeterminado de máxima verosimilitud restringida. Los términos del modelo de la ecuación 1 se seleccionaron basándose en el análisis de los datos del EMP de 2023-2025 (véase el material complementario; y SAC-16 INF-I). Algunas covariables operativas (por ejemplo, presencia/ausencia de tolva, presencia/ausencia de doble malla en el brailer) no pudieron incluirse en este modelo del primer trimestre porque faltaba información para algunos buques muestreados en el primer trimestre de 2026. Sin embargo, esa información se está recopilando y debería estar disponible para la estimación en los trimestres siguientes.

Antes de ajustar el modelo de efectos mixtos, se aplicó una transformación de Box-Cox a las estimaciones muestrales de la proporción de BET para ajustarlas mejor a la distribución gaussiana supuesta. La transformación de Box-Cox, aplicada a una variable aleatoria Y , tenía la siguiente forma:

$$\hat{Y} = \frac{(Y+\delta)^\gamma - 1}{\gamma} \quad \text{ec. 2}$$

donde los parámetros γ y δ se estimaron a partir de los datos utilizando la biblioteca *geoR* (Riberio et al. 2024). Los parámetros se estimaron utilizando las proporciones de la muestra y , a continuación, se aplicó la misma transformación (los mismos parámetros estimados) a las proporciones de OBS para ayudar a preservar aspectos de la relación no transformada entre las dos fuentes de datos.

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

El modelo ajustado de la ecuación 1 se utilizó para estimar la proporción de BET en los pozos del conjunto OBJ no muestreados de los viajes de los buques prioritarios muestreados. Las estimaciones en la escala de Box-Cox para cada pozo se transformaron inversamente utilizando una corrección del sesgo (Hyndman y Athanasopoulos 2018) a la escala [0, 1]. La ecuación de transformación inversa, aplicada a una variable aleatoria \hat{Y} en la escala de Box-Cox, tenía la siguiente forma:

$$\hat{Y}_{back_transformed} = \left((\gamma \hat{Y} + 1)^{\frac{1}{\gamma}} - \delta \right) \left(1 + \frac{\sigma^2(1-\gamma)}{2(\gamma \hat{Y} + 1)^2} \right) \quad \text{ec. 3}$$

donde σ^2 , que es la varianza en la escala transformada, se tomó como el error intragrupal del LME en esta aplicación. Dado que la transformación de Box-Cox no garantiza que las estimaciones transformadas a la inversa se sitúen dentro del intervalo [0, 1], a cualquier proporción estimada fuera de ese intervalo se le asignó el valor del extremo más cercano (es decir, 0 o 1).

La proporción estimada de BET para el pozo no muestreado l del viaje j y el buque i , en la escala [0, 1], viene dada por la siguiente ecuación:

$$\hat{p}_{ijl} = g^{-1} \left((\hat{\beta}_0 + \hat{b}_i + \hat{b}_{ij}) + \widehat{\text{pooled year}} + \widehat{\text{quarter}} + \hat{\beta}_1 g(p_{OBS_{ijl}}) \right) \quad \text{ec. 4}$$

donde $g^{-1}(\dots)$ se refiere a la inversa con corrección de sesgo de la transformación de Box-Cox (es decir, la ecuación 3).

Alrededor del 79 % de los pozos del conjunto OBJ (1181 de 1500) en el conjunto de datos combinado de EMP e IPSP presentaban una proporción positiva de BET según el OBS (Tabla 1). Estos pozos corresponden a 197 viajes de 36 buques. La relación entre la proporción de BET de la muestra y las del OBS para estos 1181 pozos mostró una relación creciente, aunque con ruido (Figura 1). Los parámetros estimados del modelo LME se muestran en la Tabla 2 y los gráficos de diagnóstico del modelo en la Figura 2.

1.1.2 Proporción de BET igual a cero en los observadores

Se utilizó un modelo de barrera (Zuur et al. 2009) para estimar la proporción de BET en los pozos del conjunto OBJ no muestreados de los viajes de los buques prioritarios muestreados con una proporción de BET en el OBS igual a cero. Los modelos para las dos partes del modelo de barrera —presencia/ausencia de BET en el pozo y la proporción positiva de BET en el pozo— se basaron en modelos aditivos generalizados de efectos mixtos (GAMM; Wood 2017). Se utilizaron las mismas covariables para ambas partes, incluso si el valor p específico del término no era significativo al nivel de 0,05. Las covariables utilizadas en estos modelos se determinaron mediante análisis preliminares; sin embargo, los modelos para los trimestres posteriores pueden incluir covariables adicionales (o diferentes). Debido al número limitado de pozos con una proporción de OBS igual a cero (véase más adelante), solo se incluyó un efecto aleatorio del buque sobre la constante global en cada parte del modelo de barrera; sin embargo, esto puede modificarse en el futuro.

El GAMM binomial para la presencia/ausencia de cualquier BET en el pozo tenía la siguiente forma:

$$\text{logit} \left(q_{prs/abs_{ijk}} \right) = \text{overall constant} + \text{pooled year} + \text{quarter} + s(\text{lon}, k = 3) + s(\text{OBS prop. YFT}_{ijk}, k = 3) + s(\text{vessel}, bs = 're') \quad \text{ec. 5}$$

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

donde «logit» se refiere a la función de enlace logit; « $q_{prs/abs}$ » es la probabilidad de que haya cualquier BET en el pozo; «año agrupado» y «trimestre» se definen tal y como se hace en el modelo LME; « $s(lon, k=3)$ » se refiere a un término suavizado en longitud que utiliza splines de regresión de placa delgada y una dimensión de base de 3 funciones; « $s(proporción\ OBS\ de\ atún\ de\ aleta\ amarilla, k=3)$ » se refiere a un término suavizado sobre la proporción OBS de atún de aleta amarilla (YFT) en la bodega utilizando splines de regresión de placa delgada y una dimensión de base de 3 funciones; y « $s(buque, bs='re')$ » se refiere al efecto aleatorio del buque sobre la constante global (formulado como un término suavizado con una base de efectos aleatorios; véase Wood 2017). El modelo de la ecuación 5 se ajustó utilizando la función *gam* de la biblioteca *mgcv* (Wood 2017). Para los términos suavizados de la longitud y la proporción OBS de YFT, la dimensión de base se fijó en un valor relativamente pequeño para minimizar el sobreajuste. La prueba de significación predeterminada proporcionada por *mgcv* no indicó un suavizado excesivo para ninguno de los términos (valores p de la prueba $\leq 0,62$). El modelo se ajustó utilizando la máxima verosimilitud restringida, de modo que el error en el parámetro de suavizado estimado pudiera incorporarse a la varianza de los coeficientes del modelo estimados (Wood 2017, página 343).

El modelo gaussiano para los positivos tenía la siguiente forma:

$$g(p_{sample_pos_{ijk}}) = \text{overall constant} + \text{pooled year} + \text{quarter} + s(lon, k = 3) + s(OBS\ prop.\ YFT_{ijk}, k = 3) + s(vessel, bs = 're') + \epsilon_{ijk} \quad \text{ec. 6}$$

donde « $g(\dots)$ » se refiere a una transformación de Box-Cox, « $p_{sample_pos_{ijk}}$ » se refiere a la proporción muestral de BET en al bodega; y los demás términos son los mismos que los de la ecuación 5. La prueba de significación predeterminada proporcionada por *mgcv* no indicó un suavizado excesivo para ninguno de los términos suavizados (valores p $\leq 0,15$). Los parámetros de la transformación de Box-Cox y la transformación inversa con corrección del sesgo se obtuvieron utilizando los procedimientos descritos anteriormente para el modelo LME. Al igual que se hizo al ajustar el modelo de la ecuación 5, se utilizó la máxima verosimilitud restringida se utilizó para que el error en el parámetro de suavizado estimado pudiera incorporarse a la varianza de los coeficientes estimados del modelo.

La proporción estimada de BET para el pozo no muestreado del conjunto OBJ, l , del viaje j del buque i viene dada por la siguiente ecuación:

$$\hat{p}_{ijl} = \hat{q}_{prs/abs_ijl} \hat{p}_{sample_pos_ijl} \quad \text{ec. 7}$$

que es el producto de la probabilidad estimada de que hubiera algún BET en el pozo no muestreado (a partir del modelo ajustado de la ecuación 5), multiplicada por la proporción estimada de BET en el pozo no muestreado (es decir, la estimación transformada inversamente para el pozo l a partir del modelo ajustado de la ecuación 6).

Aproximadamente el 21 % de bodegas OBJ (319 de 1500) en el conjunto de datos combinado de EMP e IPSP tenían una proporción de BET observada igual a cero (Tabla 1). Estos pozos corresponden a 105 viajes de 32 buques. De los 319 pozos, 202 tenían una proporción de muestra positiva de BET (Tabla 1). La mediana de las proporciones de muestras positivas fue de 0,008, con un rango intercuartílico de (0,003, 0,018) y un máximo de 0,237. Los parámetros estimados del modelo para las dos partes del modelo de barrera se muestran en la Tabla 3 y los términos suavizados en las Figuras 3 y 4.

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

1.2 Proporción de BET para los pozos del conjunto NOA no muestreados

Debido a los limitados datos de muestra disponibles actualmente para los pozos del conjunto NOA, para la estimación del primer trimestre no se ajustó ningún modelo formal a los datos. En su lugar, la proporción estimada de BET en los pozos del conjunto NOA no muestreados fue la media recortada al 5 % (p. ej., Rice 1988) de la proporción a nivel de pozo de BET en los datos de muestra combinados de EMP e IPSP. A medida que aumenten los datos del IPSP para los pozos del conjunto NOA de los viajes de los buques prioritarios, será posible modelar formalmente dichos datos, p. ej., utilizando un modelo de umbral, para estimar la proporción de BET en los pozos del conjunto NOA no muestreados.

En el conjunto de datos combinado de EMP e IPSP se disponía de datos de 29 pozos del conjunto NOA (Tabla 1). Estos pozos corresponden a 8 travesías de 6 buques. Había 25 pozos con una proporción muestreada de BET igual a cero, y un pozo con cada uno de los siguientes valores de proporción positivos: 0,0009, 0,0021, 0,0067 y 0,0591. Las 29 proporciones de OBS eran todas cero. La media recortada al 5 % de las proporciones de la muestra fue de 0,0004.

2. Estimaciones a nivel de viaje

La estimación de la BET por viaje para los viajes muestreados por el IPSP de los buques prioritarios se calculó de la siguiente manera:

$$\widehat{BET}_{ij} = \left(\sum_{n \in \text{wells of trip } j, \text{vessel } i} \hat{p}_{ijn} C_{ijn} \right) \quad \text{ec. 8}$$

donde C_{ijn} es la captura total de atún tropical (a partir de datos OBS) en la totalidad o parte del pozo n del viaje j del buque i , \hat{p}_{ijn} es la proporción estimada de BET en el pozo n del viaje j del buque i . Las estimaciones, \hat{p}_{ijn} , son las siguientes:

- 1) Pocillo del conjunto OBJ; proporción de BET en OBS > 0
Si se tomó una muestra del pozo, \hat{p}_{ijn} es la proporción estimada a partir de los datos de la muestra del IPSP.
Si no se tomó una muestra del pozo, \hat{p}_{ijn} es la proporción estimada a partir del modelo LME (ec. 4).
- 2) POZO del conjunto OBJ; proporción OBS BET = 0
Si se tomó una muestra del pozo, \hat{p}_{ijn} es la proporción estimada a partir de los datos de la muestra del IPSP.
Si no se tomó una muestra del pozo, \hat{p}_{ijn} es la proporción estimada a partir del modelo de barrera (ecuaciones 5-6).
- 3) Pozo del conjunto NOA
Si se tomaron muestras del pozo, \hat{p}_{ijn} es la proporción estimada a partir de los datos de la muestra del IPSP.
Si no se tomaron muestras del pozo, \hat{p}_{ijn} es la media recortada al 5 % (Sección 1.2).

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Las estimaciones del BET a nivel de viaje para los 22 viajes del primer trimestre de 2026, representadas gráficamente frente a las estimaciones correspondientes de los observadores, se muestran en la Figura 5.

3. Coeficiente de variación de las estimaciones de BET a nivel de viaje

Se calculó una estimación del coeficiente de variación (CV) de las estimaciones de captura BET a nivel de viaje como el error estándar (e.s.) de la estimación del viaje dividido por la estimación del viaje (ecuación 8). El e.s. se estimó como la raíz cuadrada de la suma de las estimaciones de la varianza para cada uno de los tres componentes del modelo descritos en la sección 1. (Para un viaje, se asumió que las estimaciones de cada uno de los tres componentes eran independientes, ya que se generaron a partir de conjuntos de datos y modelos diferentes). Al estimar la varianza de cada estimación de los componentes del modelo, los datos de los caladeros muestreados se trataron como caladeros no muestreados (pero véanse los comentarios más adelante) y se asumió que la captura total de atún tropical en cada caladero se conocía sin error. A continuación se describe la metodología para la estimación de la varianza de cada uno de los componentes del modelo.

3.1 Pozos del conjunto OBJ

3.1.1 Proporción de observadores de BET superior a cero

Se obtuvo una estimación de la varianza de este componente mediante un procedimiento de simulación. El procedimiento de simulación estima la varianza a partir de la varianza muestral de una amplia colección de estimaciones sintéticas de la captura BET a nivel de viaje, generadas mediante un nuevo muestreo a partir de las distribuciones condicionales de las estimaciones a nivel de pozo para los pozos no muestreados.

La simulación siguió los siguientes pasos:

- 1) Para cada pozo no muestreado de una campaña, extraiga una observación de la distribución gaussiana correspondiente de la estimación a nivel de pozo.

Suponiendo que los parámetros de efectos fijos y efectos aleatorios del modelo LME (Sección 1.1.1) se estimaron con pequeños errores aleatorios, entonces, condicional a los datos, la distribución de la proporción estimada de BET en un pozo, en la escala de Box-Cox, para un pozo no muestreado viene dada por (Minami 1993):

$$g(\hat{p}_{ijl}) \sim N \left((\widehat{\beta}_0 + \widehat{b}_i + \widehat{b}_{ij}) + \widehat{\beta}_1 g(p_{OBS_{ijl}}) + \widehat{\text{pooled year}} + \widehat{\text{quarter}}, \right. \\ \left. \widehat{\sigma}^2 + [\widehat{\sigma}_1^2 + \widehat{\sigma}_2^2 - (\widehat{b}_i^2 + \widehat{b}_{ij}^2 + 2\widehat{b}_i\widehat{b}_{ij})] \right) \quad \text{eq. 9}$$

donde N indica una distribución gaussiana con media y varianza tal y como se especifica entre paréntesis, $\widehat{\sigma}^2$ es la estimación de la varianza de la distribución del error intragrupal, $\widehat{\sigma}_1^2$ y $\widehat{\sigma}_2^2$ son las varianzas estimadas de las distribuciones de los efectos aleatorios para buques y viajes, respectivamente. Si el término de la varianza entre corchetes es negativo, se sustituye por cero.

- 2) Realice la transformación inversa de las estimaciones sintéticas a nivel de pozo a la escala [0, 1].

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

- 3) Multiplicar cada proporción estimada sintética por la captura total de atún tropical en el pozo correspondiente para obtener una estimación sintética de la captura BET en cada pozo.
- 4) Suma las estimaciones sintéticas a nivel de cala de la captura de BET entre todas las calas para obtener la estimación sintética a nivel de viaje:

$$\widehat{BET}_a = \sum_l \tilde{p}_{ijl} C_{ijl_tropical_tuna}$$

- 5) Repetir los pasos (1) – (4) 1000 veces, generando 1000 estimaciones sintéticas de la captura de BET para el viaje.
- 6) Estimar la varianza de este componente mediante la varianza de la muestra: $\left(\frac{1}{999}\right) \sum_n \left(\widehat{BET}_{a_n} - \overline{\widehat{BET}_{a_}}\right)^2$

3.1.2 Proporción de observadores de BET igual a cero

Se obtuvo una estimación de la varianza de este componente utilizando el procedimiento de simulación de Wood (2017, páginas 342-343). Esta simulación siguió los siguientes pasos:

- 1) Para cada parte del modelo de barrera (ecuaciones 5-6), se extrajo un vector de estimaciones de coeficientes simulados a partir de la distribución normal multivariante respectiva, donde las matrices de varianza-covarianza se corrigieron para suavizar la incertidumbre de los parámetros (Wood 2017). Es decir, se volvió a muestrear a partir de la distribución a posteriori de los respectivos vectores de coeficientes estimados del modelo de barrera (ecuaciones 5-6).
- 2) Calcular las estimaciones sintéticas a nivel de pozo de la proporción BET para cada pozo de la campaña, en la escala [0, 1], multiplicando las matrices del modelo correspondientes a cada una de las ecuaciones 5 y 6 por el vector de coeficientes simulado respectivo, transformando a la inversa la estimación sintética para los positivos y, a continuación, evaluando la ecuación 7.
- 3) Multiplicar cada proporción estimada sintética por la captura total de atún tropical en el pozo correspondiente para obtener una estimación sintética de la captura BET en cada pozo;
- 4) Suma las estimaciones sintéticas a nivel de cala de la BET entre todas las calas para obtener una estimación sintética a nivel de marea:

$$\widehat{BET}_b = \sum_l \tilde{p}_{ijl} C_{ijl_tropical_tuna}$$

- 5) Repetir los pasos (1) – (4) 1000 veces, generando 1000 estimaciones sintéticas de la captura de BET para el viaje.
- 6) Estimar la varianza de este componente mediante la varianza de la muestra: $\left(\frac{1}{999}\right) \sum_n \left(\widehat{BET}_{b_n} - \overline{\widehat{BET}_{b_}}\right)^2$

3.2 Pozos establecidos por la NOA

Para la estimación de la captura de BET del viaje a partir de los pozos fijados por la NOA, se calculó una estimación de la varianza de este componente de la siguiente manera:

$$\widehat{Var} \left(\sum_n \hat{p}_{NOA} C_{n_tropical_tuna} \right) = \sum_n Var(\hat{p}_{NOA}) C_{n_tropical_tuna}^2 = Var(\hat{p}_{NOA}) \sum_n C_{n_tropical_tuna}^2$$

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

donde $Var(\hat{p}_{NOA})$, que es la varianza de la media recortada, se estimó basándose en las varianzas y covarianzas de las estadísticas de orden, tal y como describe Rice (1988, página 333).

En el futuro se podrían llevar a cabo trabajos para mejorar los métodos de estimación de la varianza. Por ejemplo, resultaría útil incorporar el error aleatorio de los parámetros estimados de los efectos fijos y aleatorios del modelo LME en la simulación de la sección 3.1.1, ya que la ecuación 9 podría subestimar la varianza. Además, a medida que se disponga de más datos de muestra para los pozos del conjunto NOA, podría ser posible utilizar un enfoque de simulación de « » para la estimación de la varianza. Por último, podría ser conveniente obtener estimaciones de la varianza basadas en el diseño para los pozos muestreados, es decir, estimaciones de la varianza basadas únicamente en los datos de la muestra y el protocolo de muestreo, pero esto no siempre será posible cuando los dos pozos muestreados por viaje se incluyan en componentes de estimación diferentes.

Los CV estimados para 21 de los 22 viajes oscilaron entre aproximadamente 0,1 y 1,8, con un valor mediano de 0,26. Para uno de los 22 viajes, la estimación del modelo del BET para el viaje fue cero, lo que dio lugar a un CV indefinido (debido a la división por cero); el error estándar de la estimación del BET para ese viaje fue de 0,153. Los CV estimados aumentaron a medida que disminuía la captura BET estimada por viaje, con CV de 0,25 o superiores asociados a capturas BET estimadas a nivel de viaje de 100 t o menos (Figura 5).

Referencias

- Hyndman, R.J.; Athanasopoulos, G. Sección 2.7—Transformaciones de Box-Cox. En *Forecasting: Principles and Practice*, 2.ª ed.; OTexts: Melbourne, Australia, 2018.
- Minami, M. 1993. Estimación de la varianza para modelos de curva de crecimiento de respuesta simultánea. Tesis doctoral, Universidad de California, San Diego.
- Pinheiro, J.C., Bates, D.M. 1996. Parametrizaciones sin restricciones para matrices de varianza-covarianza. *Statistics and Computing* 6: 289–296.
- Pinheiro, J.C., Bates, D.M. 2004. *Mixed-Effects Models in S and S-PLUS*. Springer, Nueva York. 528 pp. doi:10.1007/b98882. <https://doi.org/10.1007/b98882>
- Pinheiro, J., Bates, D. 2025. Modelos de efectos mixtos lineales y no lineales. doi:10.32614/CRAN.package.nlme. Paquete R versión 3.1-168. <https://CRAN.R-project.org/package=nlme>.
- Equipo central de R, 2025. R: Un lenguaje y entorno para la computación estadística. Fundación R para la Computación Estadística, Viena, Austria. <https://www.R-project.org/>
- Ribeiro, P.J., Jr.; Diggle, P.; Christensen, O.; Schlather, M.; Bivand, R.; Ripley, B. geoR: Análisis de datos geoestadísticos. Paquete R, versión 1.9-4. 2024. Disponible en línea: <https://CRAN.R-project.org/package=geoR>
- Rice, J.A. 1988. *Estadística matemática y análisis de datos*. Wadsworth & Brooks/Cole, Pacific Grove, California. 595 pp.
- Wood, S. 2017. *Modelos aditivos generalizados: una introducción con R* (2.ª edición). Chapman and Hall/CRC. 476 pp.

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Zuur, A. F., Ieno, E. N., Walker, N. J., Saveliev, A. A., & Smith, G. M. 2009. Modelos de efectos mixtos y extensiones con R. Nueva York, NY: Springer. <https://doi.org/10.1007/978-0-387-87458-6>, 574 pp.

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Tabla 1. Número de pozos en los datos de la muestra según el tipo de conjunto y la presencia/ausencia de BET en los datos muestreados (datos EMP e IPSP, combinados), para el periodo comprendido entre 2023 y el primer trimestre de 2026, y solo para el primer trimestre de 2026.

Desde 2023 hasta el primer trimestre de 2026			
Pozos del conjunto OBJ	OBS > 0	OBS = 0	Total
Muestra > 0	1144	202	1346
Muestra = 0	37	117	154
Total	1181	319	1500
Pocillos del conjunto NOA			
Muestra > 0	0	4	4
Muestra = 0	0	25	25
Total	0	29	29
1.º trimestre de 2026			
Pozos del conjunto OBJ			
Muestra > 0	24	4	28
Muestra = 0	0	11	11
Total	24	15	39
Pocillos del conjunto NOA			
Muestra > 0	0	0	0
Muestra = 0	0	5	5
Total	0	5	0

Tabla 2. Coeficientes estimados con efectos fijos y errores estándar con efectos aleatorios (todos en la escala de Box-Cox) para el modelo de pozos del conjunto OBJ con una proporción de OBS BET superior a cero (ecuación 1). «s.e.»: error estándar; «Trimestre»: trimestre de captura; «IC»: límite del intervalo de confianza (intervalos de confianza aproximados al 95 %).

Efecto fijo	Coeficiente	e.t.	Valor p
Intercepto	-0,073	0,0575	0,203
Año combinado	-0,157	0,0389	< 0,001
Trimestre 2	-0,104	0,0411	0,012
Tercer trimestre	-0,237	0,0456	< 0,001
Cuarto trimestre	-0,229	0,0559	< 0,001
Pendiente OBS	0,886	0,0236	< 0,001
Efecto aleatorio s.e.			
Vasos	IC inferior	Estimación	IC superior
	0,0650	0,1074	0,1773

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Viaje	0,1804	0,2116	0,2483
E.e. intragrupal	0,2910	0,3042	0,3181

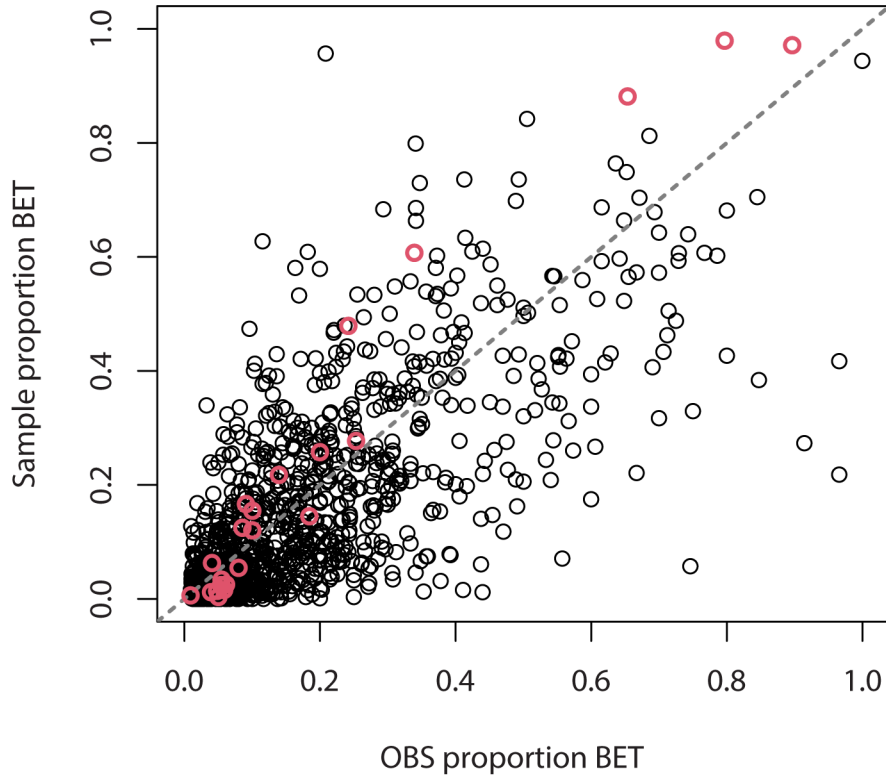
Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Tabla 3. Coeficientes estimados para los componentes logístico y positivo del modelo de barrera para los pozos del conjunto OBJ con una proporción de OBS de BET igual a cero (ecuaciones 5-6). «e.t.»: error estándar; «Trimestre»: trimestre de captura; «lon»: longitud; «obs.propyft»: proporción de OBS de YFT en el pozo; «edf»: grados de libertad estimados.

Modelo logístico	Coeficiente	e.e.	valor p
Intercepto	1,301	0,4065	0,001
Año combinado	-0,277	0,3454	0,423
Trimestre 2	-0,118	0,4598	0,797
Tercer trimestre	-0,752	0,3755	0,045
Cuarto trimestre	-0,832	0,4278	0,052
Términos suavizados	edf	valor p	
s(lon)	1,9	< 0,001	
s(prop.obs.)	1,6	0,172	
s(embarcación)	5,7	0,130	
Modelo de positivos	Coeficiente	e.e.	Valor p
Intercepto	-4,160	0,3504	< 0,001
Año combinado	-0,744	0,2878	0,010
Trimestre 2	0,121	0,3617	0,739
Tercer trimestre	-1,090	0,2916	< 0,001
Cuarto trimestre	-1,129	0,3266	0,001
Términos suavizados	edf	valor p	
s(lon)	1,0	< 0,001	
s(prop.obs.)	1,8	0,097	
s(embarcación)	11,0	0,015	

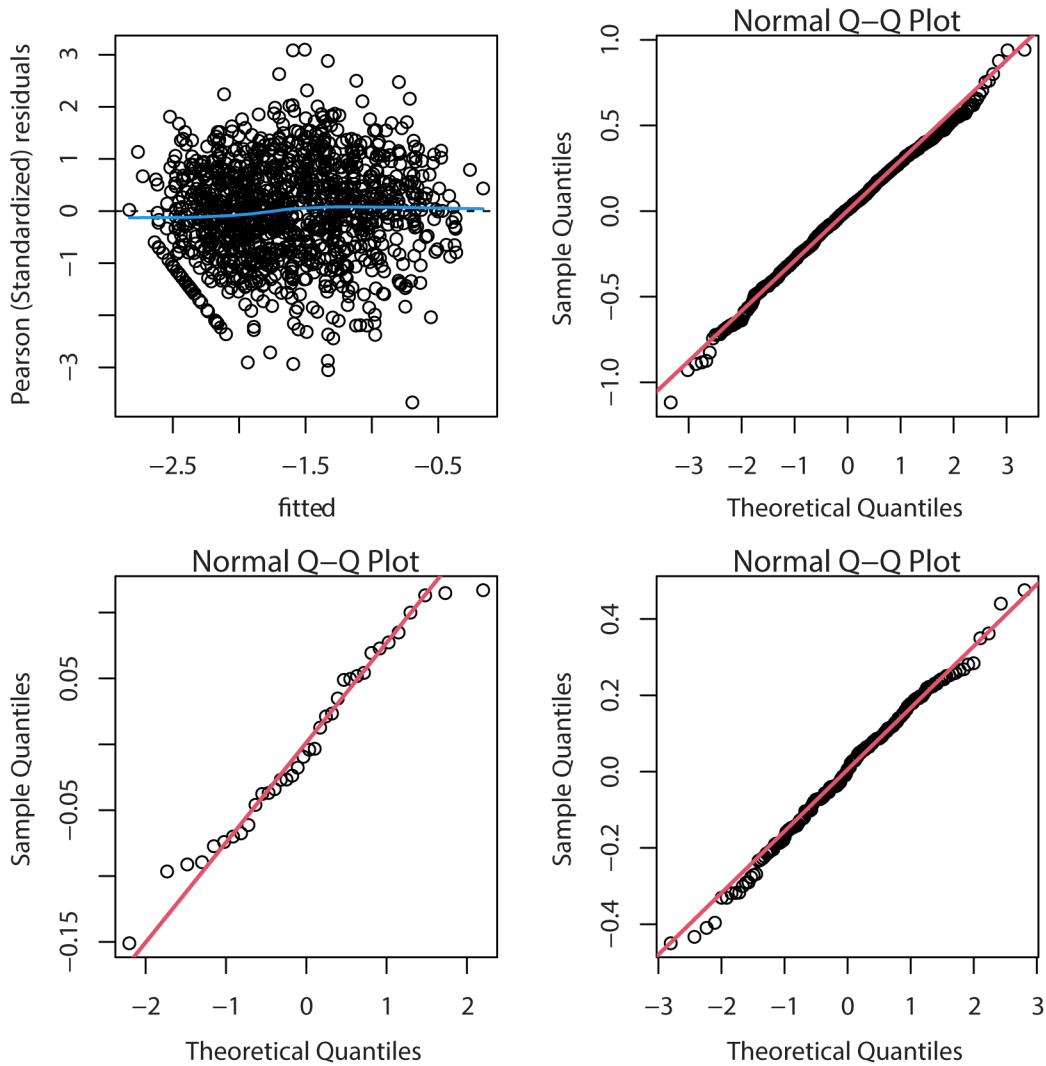
Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Figura 1. Gráfico que muestra la estimación OBS de la proporción de BET por pozo (eje x) frente a la estimación muestral (EMP e IPSP) de la proporción de BET por pozo (eje y), para los pozos del conjunto OBJ en los que la proporción de BET según OBS fue superior a cero. Cada círculo abierto representa un pozo individual; los círculos rojos abiertos corresponden a los datos IPSP hasta marzo de 2026, y los círculos negros abiertos corresponden a los datos EMP.



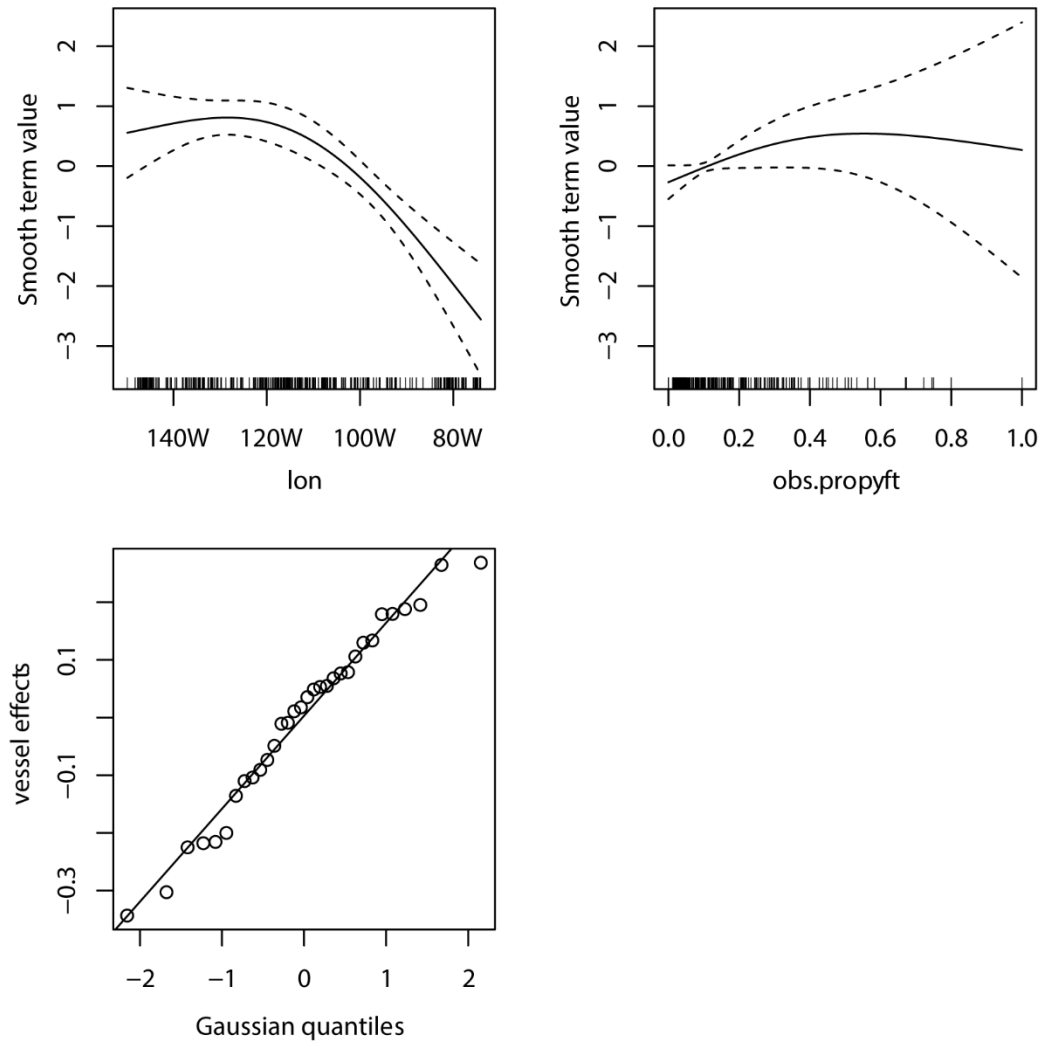
Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Figura 2. Gráficos de diagnóstico del modelo LME para los pozos del conjunto OBJ en los que la proporción de BET según OBS en el pozo fue superior a cero. Panel superior izquierdo: valores ajustados frente a residuos estandarizados de Pearson, donde la línea discontinua azul muestra un suavizado LOESS del patrón de residuos (intervalo = 0,75, grado = 1); panel superior derecho: gráfico cuantílico-cuantílico («gráfico Q-Q») de los residuos, donde la línea roja muestra la línea que pasa por el 1^º y el 3^º cuantiles; panel inferior izquierdo: gráfico cuantílico-cuantílico de los efectos aleatorios de los buques; panel inferior derecho: gráfico cuantílico-cuantílico de los efectos aleatorios de los viajes.



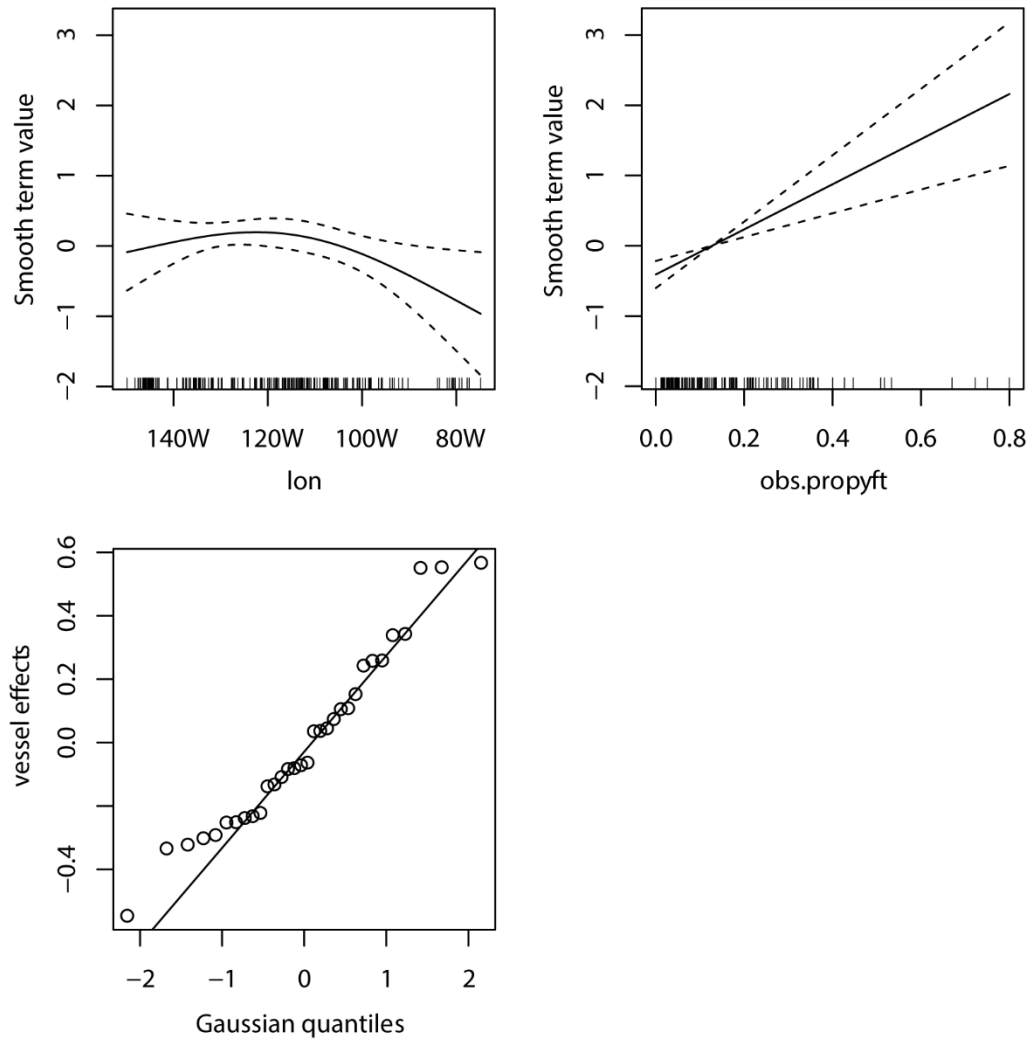
Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Figura 3. Términos suavizados de la parte logística del modelo de barrera (fila superior de paneles) y gráfico cuantílico-cuantílico de los efectos aleatorios del buque (panel inferior izquierdo). «lon»: longitud; «obs.propyft»: proporción OBS de YFT en el pozo.



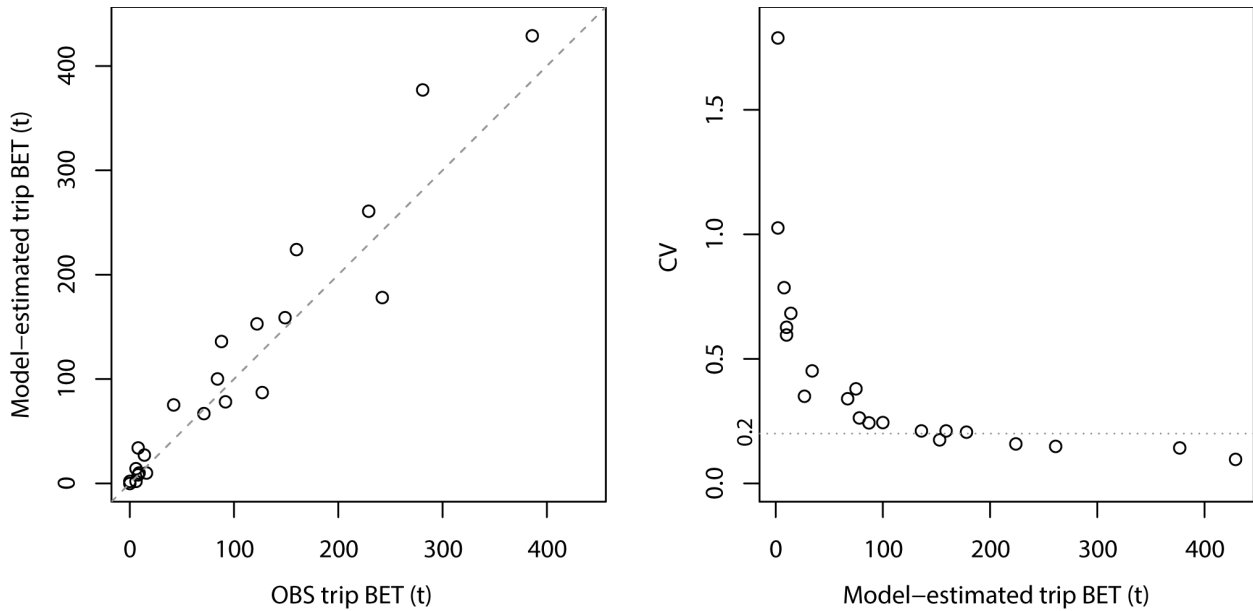
Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Figura 4. Términos suavizados de la parte positiva del modelo de barrera (fila superior de paneles) y gráfico cuantílico-cuantílico de los efectos aleatorios del buque (panel inferior izquierdo). «lon»: longitud; «obs.propyft»: proporción OBS de YFT en la bodega.



Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Figura 5. BET estimado por el modelo por viaje frente a las estimaciones de los observadores para los mismos viajes (figura de la izquierda), y coeficiente de variación (CV) estimado frente al BET estimado por el modelo por viaje (figura de la derecha), para los viajes muestreados por el IPSP con actividad pesquera que tuvo lugar exclusivamente en el ^{primer} trimestre de 2026. La línea discontinua gris que se muestra en la figura de la izquierda es la línea 1 a 1. La línea discontinua gris que se muestra en la figura de la derecha indica un valor de CV de 0,2. Cada círculo abierto (en ambas figuras) representa un viaje individual. No se muestra en la figura de la derecha el único viaje con un CV indefinido (y una captura BET estimada para el viaje de 0).



Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

MATERIAL COMPLEMENTARIO

La sección «Material complementario» contiene información sobre un estudio de simulación que se llevó a cabo para evaluar el rendimiento del modelo en la estimación del BET a nivel de viaje, centrándose en la estimación para pozos del conjunto OBJ con una proporción de observadores positiva para el BET.

Datos

Los datos utilizados en la simulación fueron los datos de la muestra del EMP y los datos del observador (OBS) (datos del resumen del conjunto), correspondientes al periodo 2023-2025. Los datos del observador se limitaron únicamente a aquellos viajes que fueron muestreados por el EMP.

Procesamiento de datos

Se excluyeron los datos del EMP de algunos pozos:

- 1) No muestreados completamente
- 2) Calidad de los datos inferior a 1
- 3) Tipo de conjunto mixto
- 4) Pozos con «pulpos» no incluidos en los datos
- 5) Pozos descargados utilizando redes de carga
- 6) Pozos para los que faltaba información sobre covariables operativas
- 7) De viajes con solo 1 pozo muestreado (el IPSP tiene actualmente como objetivo muestrear 2 pozos por viaje)

Las estimaciones a nivel de pozo de la proporción de BET en el pozo, para cada fuente de datos, se basaron en los métodos de SAC-16 INF-I.

Covariables utilizadas

- Covariables operativas a nivel de buque: capacidad del brailer, malla doble/simple en el brailer, presencia/ausencia de tolva.
- Compañía del buque. Se crearon dos variables de compañía diferentes: una basada únicamente en la información del registro de buques de la CIAT; y otra basada tanto en el registro de buques como en otra información, lo que permitió un grado ligeramente mayor de agregación de los buques en grupos.
- Latitud, longitud, trimestre de captura y año de captura a nivel de calada (a partir de los datos de los observadores).

Si hubo captura de múltiples lances en la bodega, la covariable se toma como el promedio ponderado por la captura; es decir, para la covariable x , el valor estimado para la bodega k viene dado por:

$$\tilde{x}_k = \frac{\sum_{sets\ in\ well\ k} x_{set} C_{tropical\ tuna_set}}{\sum_{sets\ in\ well\ k} C_{tropical\ tuna_set}}$$

donde $C_{tropical\ tuna_set}$ es la cantidad de captura de atunes tropicales en el pozo k de un lance específico.

- Proporción de atún de aleta amarilla (YFT) en el pozo a nivel de pozo.

Breve descripción de los datos

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Se observó una relación general positiva, aunque con cierto ruido, entre las proporciones de BET según los métodos EMP y OBS por pozo (Figura 1). Una gran parte de los datos EMP corresponden a pozos con una proporción de BET inferior o igual a 0,2 (Figura 2). La relación general entre EMP y OBS, tras aplicar una transformación de Box-Cox tanto a las proporciones de BET según el método EMP como a las de OBS en el pozo, se muestra en la Figura 3.

Algunas hipótesis y consideraciones del modelo

- Se supone que las proporciones de la muestra (EMP, IPSP) son más fiables que las proporciones OBS debido a la forma en que se realizan las dos estimaciones (a partir de una muestra de peces individuales frente a la estimación de la composición a ojo a partir de las redes de arrastre). Además, los resultados de un estudio de simulación realizado con datos del estudio piloto EMP (SAC-14-10) concluyeron que los datos de la muestra EMP serían más fiables para estimar la proporción de BET en un pozo que los datos OBS porque:
 - El error (estimación OBS – estimación del estudio piloto EMP) podría ser mayor que el mayor error entre la estimación del estudio piloto EMP y la estimación simulada del protocolo EMP.
 - Cuando se agrupan por viaje, hay múltiples viajes con grandes errores.
- Puede haber diferencias en la relación entre el observador y el muestreo entre años (SAC-16 INF-1), lo que puede requerir una parametrización diferente de los efectos temporales (p. ej., año, trimestre) en los modelos de mitad de año, en comparación con el modelo final ajustado a finales de año. Por lo tanto, se probaron varias formulaciones temporales en las simulaciones (año y trimestre, ambos considerados variables categóricas): año, trimestre; años agrupados (véase más abajo), trimestre; y año-trimestre.
- La naturaleza no gaussiana de las proporciones de EMP —que se tomaron como variable de respuesta en el modelo (véase más adelante)— y la presencia de proporciones de EMP con valor cero complican el análisis. En primer lugar, todas las transformaciones encontradas hasta ahora que abordan la naturaleza no gaussiana de la proporción muestral BET no están definidas en 0 (o 1). Esto sugiere que es necesario añadir una constante a las proporciones de respuesta con valor cero o ajustar un modelo de umbral a los datos. Para $OBS > 0$, solo el 3,2 % de los pozos tenía una proporción muestral con valor cero, lo que significa que probablemente no haya mucha información con la que ajustar un modelo de barrera. En segundo lugar, parece que los paquetes R más sencillos (los que utilizan métodos de estimación no bayesianos) destinados a modelar proporciones no derivadas de recuentos (utilizando una distribución beta) o bien no manejan proporciones con valor cero o bien no admiten efectos aleatorios anidados. Por lo tanto, dado el pequeño porcentaje de proporciones EMP con valor cero cuando las proporciones OBS eran positivas, el enfoque actual consiste en aplicar una transformación de Box-Cox (añadiendo una pequeña constante a los ceros de EMP) y utilizar el paquete *nlme* para la estimación (debido a sus capacidades de modelización de efectos aleatorios).

Resultados del ajuste de modelos a todos los datos de EMP

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Para explorar la importancia relativa de las covariables disponibles utilizando los datos del EMP de 2023-2025, se ajustaron varios modelos lineales gaussianos de efectos mixtos a los datos de los pozos del conjunto OBJ.

La mayoría de los modelos lineales de efectos mixtos ajustados tenían la siguiente forma general, pero también se exploraron algunas otras variaciones (véase la Tabla 1).

$$g(p_{EMP_{ijk}}) = (\beta_0 + b_i + b_{ij}) + \beta_1 g(p_{OBS_{ijk}}) + \beta_2 X_{2_{ijk}} \dots + \beta_u X_{u_{ijk}} + \epsilon_{ijk}$$

Los detalles del modelo son los mismos que los de la ecuación 1 anterior, en la sección 1.1.1 del apéndice. En algunos modelos también se incluyeron términos polinómicos para la latitud y la longitud.

Los resultados del ajuste del modelo pueden resumirse de la siguiente manera.

- 1) Entre las covariables de efectos fijos consideradas, la proporción de BET en el pozo según el OBS parecía ser la covariable más importante (por reducción del AIC, Tabla 1).
- 2) Las covariables disponibles, más allá de la proporción de BET en el pozo según el OBS, el año y el trimestre, y quizás la proporción de YFT en el pozo según el OBS, no dieron lugar a modelos con un AIC sustancialmente más bajo, en comparación con el modelo mínimo que contiene solo la proporción de BET según el OBS y efectos aleatorios anidados para los viajes dentro de los buques (Tabla 1).
- 3) Los efectos estimados del año para 2024 y 2025 son significativamente diferentes de la intersección global, que incluye 2023, pero es poco probable que sean significativamente diferentes entre sí dados los errores estándar aproximados (Tabla 2). Por lo tanto, para la estimación intraanual de la captura a nivel de viaje BET para el primer trimestre de 2026, puede ser razonable formular la covariable de año en el modelo intraanual con dos niveles (2023 frente a 2024 y en adelante).
- 4) Incluir un efecto de buque en la pendiente del OBS, además de un efecto de buque en la intersección global, no parece tan beneficioso, según se mide por la reducción del AIC (Tabla 1), a pesar de que la relación entre las proporciones de la muestra y del observador difiere entre algunos buques. Esto sugiere que, al considerar todos los buques, existe un alto grado de variabilidad en los patrones entre viajes para un buque individual.

Evaluación del rendimiento de los modelos de mitad de año para estimar la proporción de BET

Se llevó a cabo una simulación para comparar la proporción estimada de BET a nivel de pozo para el primer, segundo y tercer trimestre del año 2025, utilizando datos de 2023-2024 y datos de 2025 hasta el trimestre de interés, incluido este. Se seleccionó el año 2025 para crear conjuntos de datos de prueba debido al cambio aparente en el efecto del año, 2024-2025, en relación con 2023 (Tabla 2). Así, para estimar la proporción de BET para los datos de prueba de descargas de viajes en el trimestre q de 2025, los datos de entrenamiento incluyeron todos los pozos muestreados en 2023-2024 y un subconjunto de pozos muestreados para descargas de viajes en trimestres menores o iguales a q de 2025; esto último tiene por objeto simular la cantidad de datos de 2026 que estarán realmente disponibles. El procedimiento de simulación se describe en detalle a continuación.

Los pasos de la simulación fueron los siguientes:

- 1) Crear 5000 conjuntos de datos sintéticos:

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

- a. Cada conjunto de datos de entrenamiento contenía todos los datos del EMP para 2023-2024 y 2 pozos de cada viaje del EMP de 2025 que se descargaron en trimestres menores o iguales al trimestre de interés («trimestre de estimación»).
 - b. Cada conjunto de datos de prueba contenía los pozos muestreados restantes de cada viaje de 2025 descargado en el trimestre de estimación (normalmente entre 4 y 6 pozos por viaje). La asignación de pozos a los subconjuntos de entrenamiento y prueba para cada viaje descargado en 2025 se realizó al azar. Sin embargo, la asignación no tuvo en cuenta las combinaciones de pozos ya asignados en otros conjuntos de datos sintéticos, por lo que los 5000 conjuntos de datos sintéticos contendrán algunas duplicaciones.
 - c. La configuración de los conjuntos de datos sintéticos para el trimestre de estimación tenía por objeto imitar lo que se espera que ocurra en 2026, cuando el IPSP tiene como objetivo muestrear dos pozos de cada viaje en los grupos de viajes seleccionados al azar.
- 2) Para cada uno de los 5000 conjuntos de datos sintéticos:
- a. Se ajustó un modelo lineal de efectos mixtos al subconjunto de entrenamiento de los datos, y ese modelo ajustado se utilizó para estimar la proporción de BET por pozo para los datos de prueba. Ese modelo ajustado se corresponde con el modelo de la Tabla 4 con un AIC de 840, pero con el año de captura sustituido por el año de captura agrupado (2023 frente a 2024+); es decir, el modelo tenía la siguiente forma: $g(\text{proporción EMP de BET}) = g(\text{proporción OBS de BET}) + \text{efecto de año agrupado} + \text{efecto de trimestre de captura}$, con efectos aleatorios anidados en la intersección para los viajes dentro de los buques.
 - b. El modelo ajustado se utilizó para realizar estimaciones en la escala de Box-Cox, que posteriormente se transformaron de nuevo al intervalo [0, 1] mediante una corrección del sesgo para la transformación inversa de Box-Cox.
- 3) El rendimiento del modelo se resumió de varias maneras:
- a. Se calculó la diferencia entre la proporción de BET del EMP y la proporción de BET estimada por el modelo lineal de efectos mixtos (LME) para todos los pozos de prueba, sobre todos los conjuntos de datos sintéticos que contenían cada pozo, y se presentó en forma de diagramas de caja de las diferencias, por pozo, con los pozos ordenados según la proporción del EMP.
 - b. Error cuadrático medio entre la estimación EMP de la captura de BET para los pozos de prueba y la estimación LME, o la estimación OBS, de la captura de BET para los pozos de prueba, promediado sobre los viajes en los datos de prueba. Es decir:

$$\overline{\delta^2} = \left(\frac{1}{n \text{ trips}} \right) \sum_{\text{test trips}} \left(\frac{1}{n \text{ wells}} \right) \sum_{\text{test wells of trip}} (\text{EMP BET catch} - \text{other estimate})^2$$

donde $n \text{ viajes}$ y $n \text{ caladeros}$ son el número de viajes en los datos de prueba y el número de caladeros de un viaje de datos de prueba, respectivamente, y otra estimación es la estimación del LME o la estimación del OBS de la captura de BET. Para las tres fuentes de estimación (EMP, LME, OBS), la estimación de la captura a nivel de caladero es igual a la proporción estimada de BET en el caladero multiplicada por la captura total de atún tropical en el caladero (a partir de los datos OBS). Se utilizaron histogramas para resumir los valores de « $\overline{\delta^2}$ » en los 5000 conjuntos de datos sintéticos.

A modo de comparación, el procedimiento de simulación también se ejecutó utilizando casi todas las covariables en un algoritmo de bosque aleatorio para estimar la proporción de BET en los pozos de los datos de prueba. Se utilizó un algoritmo de bosque aleatorio porque, en algunos aspectos, permite un modelado más flexible. En concreto, las interacciones y algunos tipos de relaciones no lineales se obtienen automáticamente, y

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

no requiere una transformación de los datos. Una limitación del enfoque de bosque aleatorio es que no se pudo incluir un efecto de viaje debido al gran número de niveles que se habrían requerido; se incluyeron más de 140 viajes en los datos de entrenamiento (el número depende del trimestre de estimación); sin embargo, el paquete randomForest (Liaw y Wiener 2002) en R utilizado para construir el algoritmo no puede manejar variables categóricas con más de 53 niveles. Además, en el algoritmo de bosque aleatorio no se puede especificar una estructura anidada (viajes dentro de buques).

Los resultados de la simulación pueden resumirse de la siguiente manera:

- 1) Utilizando el modelo lineal de efectos mixtos, la captura de BET estimada por el LME en los pozos de prueba se ajustaba mejor a las estimaciones del EMP, según la métrica $\overline{\delta^2}$, que las estimaciones de captura del OBS a las estimaciones del EMP (Figura 4). Este resultado se obtuvo para los tres trimestres (no se muestran los resultados de los trimestres 2 y 3).
- 2) Aunque las estimaciones del LME son más similares a las estimaciones del EMP en los datos de prueba que las estimaciones del OBS, las estimaciones del LME parecen estar sesgadas (Figura 5). En particular, las estimaciones del LME parecen sobreestimar la proporción de BET en el pozo con proporciones de muestra pequeñas y subestimarla con las proporciones de muestra más altas. Este resultado fue consistente en los tres trimestres (no se muestran los resultados de los trimestres 2 y 3).
- 3) De la figura 5 se desprende que el efecto de este sesgo en la estimación de la captura de BET a nivel de viaje dependerá del tamaño del pozo y de la proporción real de BET del pozo, en el conjunto de todos los pozos del viaje, ya que los pozos de muchos viajes abarcaban un amplio rango de valores de proporción de BET. En el caso de los pozos con una proporción real de BET pequeña, cualquier sobreestimación podría tener un efecto limitado en la captura estimada del viaje en relación con el IVT, dado que un gran porcentaje de los pozos muestreados en 2023-2025 tenían una proporción real de BET inferior a 0,20 (Figura 2). Sin embargo, podría producirse una subestimación potencialmente importante en los pozos cuya captura real sea casi en su totalidad BET.
- 4) La tendencia al sesgo en las estimaciones del LME estuvo presente independientemente de los otros modelos de LME probados para el primer trimestre (no se realizaron análisis de sensibilidad para los trimestres 2 y 3):
 - a. Modelos que incluían otras covariables, como la presencia o ausencia de una tolva, el tonelaje y el tamaño de malla de la red de arrastre, la latitud, la longitud y la proporción de YFT detectada por OBS en el pozo, así como algunos términos de interacción.
 - b. Términos cuadráticos y cúbicos añadidos para la proporción de OBS de BET.
 - c. Se eliminaron los ceros del EMP de los conjuntos de datos (tanto de entrenamiento como de prueba).
 - d. Un efecto del buque sobre la pendiente de la proporción de OBS de BET (además del efecto del buque sobre la intersección).
 - e. Se añadió un efecto de viaje sobre la pendiente de la proporción de OBS de BET (manteniendo los efectos aleatorios anidados para el buque y el viaje en la intersección).
 - f. Ajuste de un modelo lineal sin efectos aleatorios de buque o viaje.
- 5) El uso de bosques aleatorios para estimar la proporción de BET por pozo para los datos de prueba no funcionó tan bien como el uso de un LME en términos de la métrica $\overline{\delta^2}$. Esto puede deberse al hecho de que no se pudo incluir un efecto de viaje en el algoritmo del bosque aleatorio.
- 6) Las proporciones de BET por pozo estimadas por el bosque aleatorio mostraron un sesgo similar al de las estimaciones del LME, lo que sugiere que, para las covariables disponibles, el sesgo no se debe a una falta de interacciones en el modelo ni a una falta de términos no lineales.

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

En resumen, en lo que respecta al sesgo en las proporciones estimadas por el modelo LME, ni las covariables de efectos fijos ni los términos no lineales disponibles, ni la formulación actual de los efectos aleatorios de buque y viaje, parecen reflejar plenamente la relación entre las estimaciones de muestreo y las estimaciones de los observadores. El sesgo del LME puede deberse a la falta de covariables a nivel de pozo que expliquen la variabilidad dentro de un viaje y al número limitado de pozos disponibles con los que estimar un efecto de viaje (2 pozos, en consonancia con lo esperado para los datos del IPSP) para el año de prueba. Los patrones entre los viajes de un mismo buque oscilaron desde estimaciones del EMP y del OBS agrupadas cerca del origen, hasta relaciones aproximadamente lineales con pendientes superiores a 1 o inferiores a 1 (por ejemplo, la figura 6). Se observó dicha variabilidad en varios buques muestreados por el EMP.

Referencias

Liaw, A., Wiener, M. 2002. Clasificación y regresión mediante randomForest. R News 2(3): 18-22.
<https://CRAN.R-project.org/doc/Rnews/>

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Tabla 1. AIC para los modelos ajustados, 2023-2025, solo pozos del conjunto OBJ. «OBS p»: proporción de OBS BET en el pozo. «ctch.yr»: año de captura del pez en el pozo. «ctch.qrtr»: trimestre de captura del pez en el pozo. «ctch.yr.qrtr»: año y trimestre del pez en el pozo.

Modelos	AIC
~1, aleatorio=~1 vesno, tripno	1738
Box-Cox(OBS p), aleatorio=~1 vesno, tripno	846
Box-Cox(OBS p), aleatorio=~1 empresa, n.º de viaje	849
Box-Cox(OBS p), aleatorio=~1 empresa matriz, tripno	845
Box-Cox(OBS p), aleatorio=~ OBS p mes, ~1 n.º de viaje	844
Box-Cox(OBS p), random=~1 ctch.yr, vesno, tripno	845
Box-Cox(OBS p)+ctch.yr, aleatorio=~1 vesno, tripno	847
Box-Cox(OBS p)*ctch.yr, aleatorio=~1 vesno, tripno	859
Box-Cox(OBS p)+ctch.qrtr, aleatorio=~1 vesno, tripno	846
Box-Cox(OBS p)+ctch.yr+ctch.qrtr, aleatorio=~1 vesno, tripno	840
Box-Cox(OBS p)+ctch.yr*ctch.qrtr, aleatorio=~1 vesno, tripno	857
Box-Cox(OBS p)+ctch.año.trimestre, aleatorio=~1 vesno, tripno	857
Box-Cox(OBS p)+ctch.año+ctch.trimestre, aleatorio=~ OBS vesno, ~1 tripno	838
Box-Cox(OBS p)+ctch.año.trimestre, aleatorio=~ OBS vesno, ~1 tripno	855
Box-Cox(OBS p)+ctch.yr+ctch.qrtr, aleatorio=~1 vesno, ~ OBS tripno	841
Box-Cox(OBS p)+hopper, aleatorio=~1 vesno, tripno	850
Box-Cox(OBS p)*hopper+ctch.yr+ctch.qrtr, aleatorio=~1 vesno, tripno	844
Box-Cox(OBS p)+tonelaje de la red de arrastre, aleatorio=~1 vesno, tripno	852
Box-Cox(OBS p)*tonelaje de la red+captura.año+captura.trimestre, aleatorio=~1 vesno, tripno	845
Box-Cox(OBS p)+malla doble, aleatorio=~1 mes, n.º de viaje	850
Box-Cox(OBS p)*malla doble+captura.año+captura.trimestre, aleatorio=~1 mes, n.º de viaje	850
Box-Cox(OBS p)+OBS prop_YFT, aleatorio=~1 vesno, tripno	843
Box-Cox(OBS p)+Box-Cox(OBS_prop_YFT)+ctch.yr+ctch.qrtr, aleatorio=~1 vesno, tripno	839
Box-Cox(OBS p)+Box-Cox(OBS_prop_YFT)+ctch.yr+ctch.qrtr, aleatorio=~ OBS vesno, ~1 tripno	838
Box-Cox(OBS p)+Box-Cox(OBS_prop_YFT)+ctch.yr+ctch.qrtr, aleatorio=~OBS tripno	853
Box-Cox(OBS p) + lat, aleatorio=~1 vesno, tripno	854
Box-Cox(OBS p) + lat+lat^2, aleatorio=~1 vesno, tripno	867
Box-Cox(OBS p) + lon, aleatorio = ~1 vesno, tripno	858
Box-Cox(OBS p) + longitud+longitud^2, aleatorio=~1 vesno, tripno	877
Box-Cox(OBS p) + lon+lon^2+lon^3, aleatorio=~1 vesno, tripno	896
Box-Cox(OBS p) + lat + lon, aleatorio=~1 vesno, tripno	867
ctch.yr + ctch.qrtr + lat + lon, aleatorio=~1 vesno, tripno	1716
ctch.yr + ctch.month + lat + lon, aleatorio=~1 vesno, tripno	1746
ctch.yr + ctch.qrtr + lat + lat ^2 + lon + lon^2 + lon^3, random=~1 vesno, tripno	1749
ctch.yr + ctch.qrtr + lon + lon^2 + lon^3, random=~1 vesno, tripno	1726
ctch.yr*ctch.qrtr + lon + lon^2 + lon^3, aleatorio=~1 vesno, tripno	1733

Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

ctch.yr + ctch.qrtr + tolv + malla doble + tonelaje de la red de arrastre + latitud + latitud^2 + latitud^3, aleatorio=~1 vesno, tripno	1730
---	------

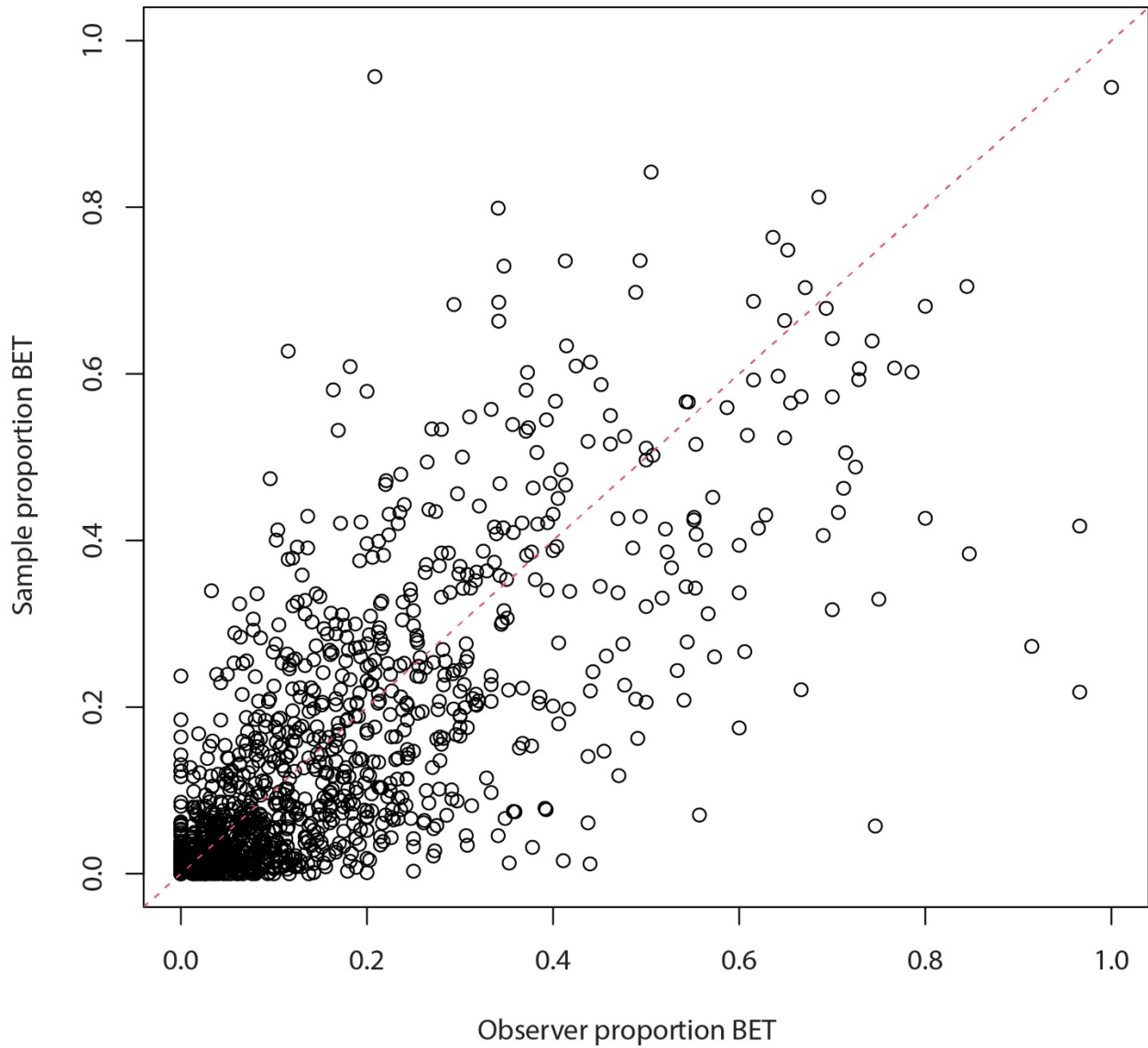
Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Tabla 2. Coeficientes estimados de efectos fijos, en la escala de Box-Cox, y prueba condicional para los dos modelos de la Tabla 1 con los valores de AIC más bajos (838 y 840). «OBS_p_BET»: proporción de OBS transformada por Box-Cox de BET en el pozo.

Modelo	2023-2025	
	Coef. (e.e.)	valor p
~ aleatorio = ~ OBS_p_BET vesno, ~1 tripno		
Intercepto	-0,098 (0,0727)	0,18
Pendiente OBS_p_BET	0,871 (0,0308)	< 0,01
Efecto del año: 2024	-0,167 (0,0430)	< 0,01
Efecto del año: 2025	-0,187 (0,0508)	< 0,01
Efecto del trimestre: 2.º	-0,070 (0,0422)	0,10
Efecto del trimestre: 3.º	-0,227 (0,0468)	< 0,01
Efecto del trimestre: 4.º	-0,240 (0,0566)	< 0,01
~ aleatorio = ~1 vesno, ~1 tripno		
Intercepto	-0,083 (0,0602)	0,17
Pendiente OBS_p_BET	0,876 (0,0244)	< 0,01
Efecto del año: 2024	-0,166 (0,0432)	< 0,01
Efecto del año: 2025	-0,193 (0,0510)	< 0,01
Efecto del trimestre: 2.º	-0,081 (0,0423)	0,06
Efecto del trimestre: 3.º	-0,231 (0,04713)	< 0,01
Efecto del trimestre: 4.º	-0,238 (0,0569)	< 0,01

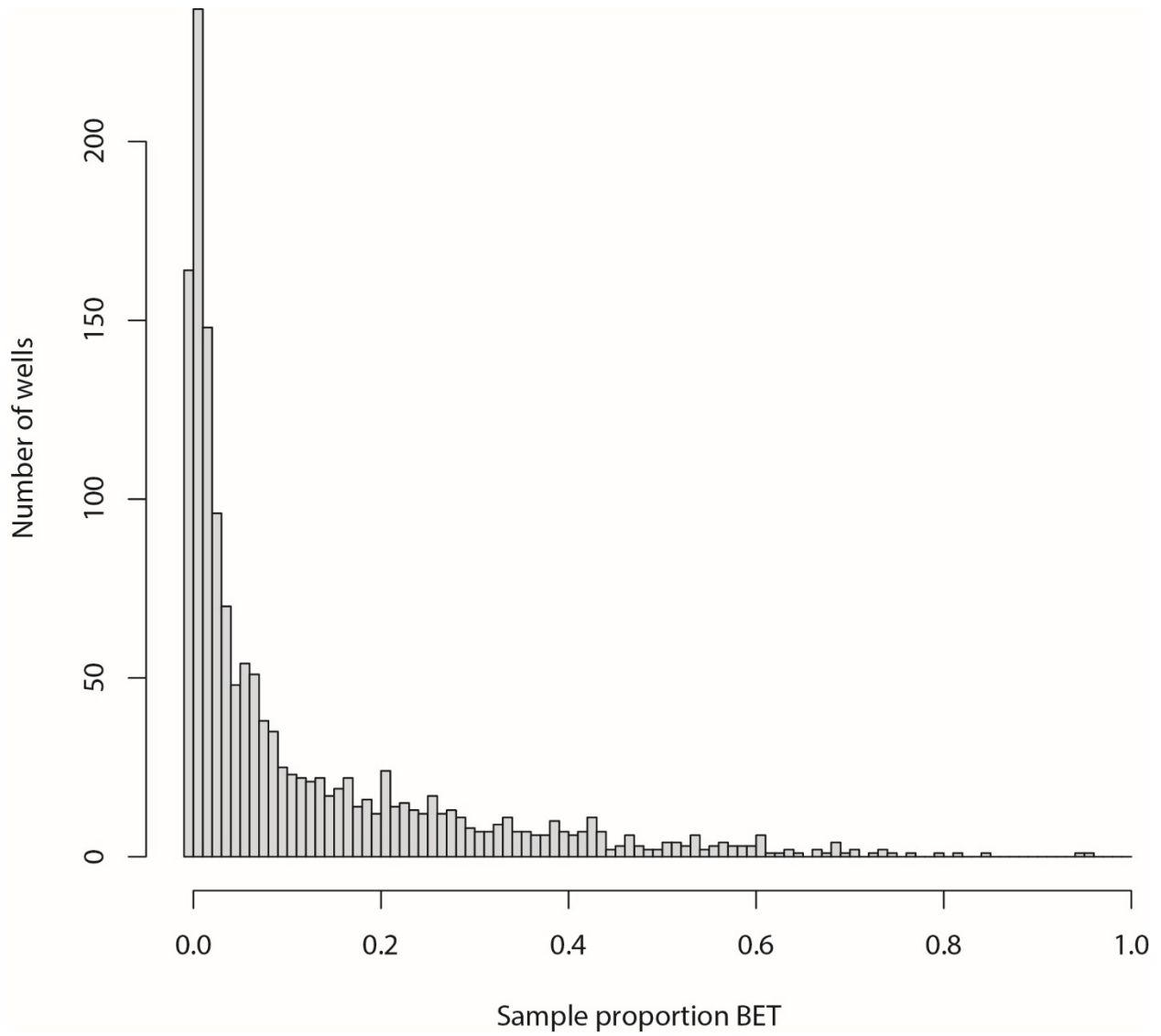
Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Figura 1. Relación a nivel de pozo entre las estimaciones de la muestra (EMP) de la proporción de BET y las estimaciones del observador (OBS) de la proporción de BET (todos los pozos muestreados), 2023-2025. Cada círculo abierto representa un pozo individual. La línea discontinua roja es la línea 1 a 1.



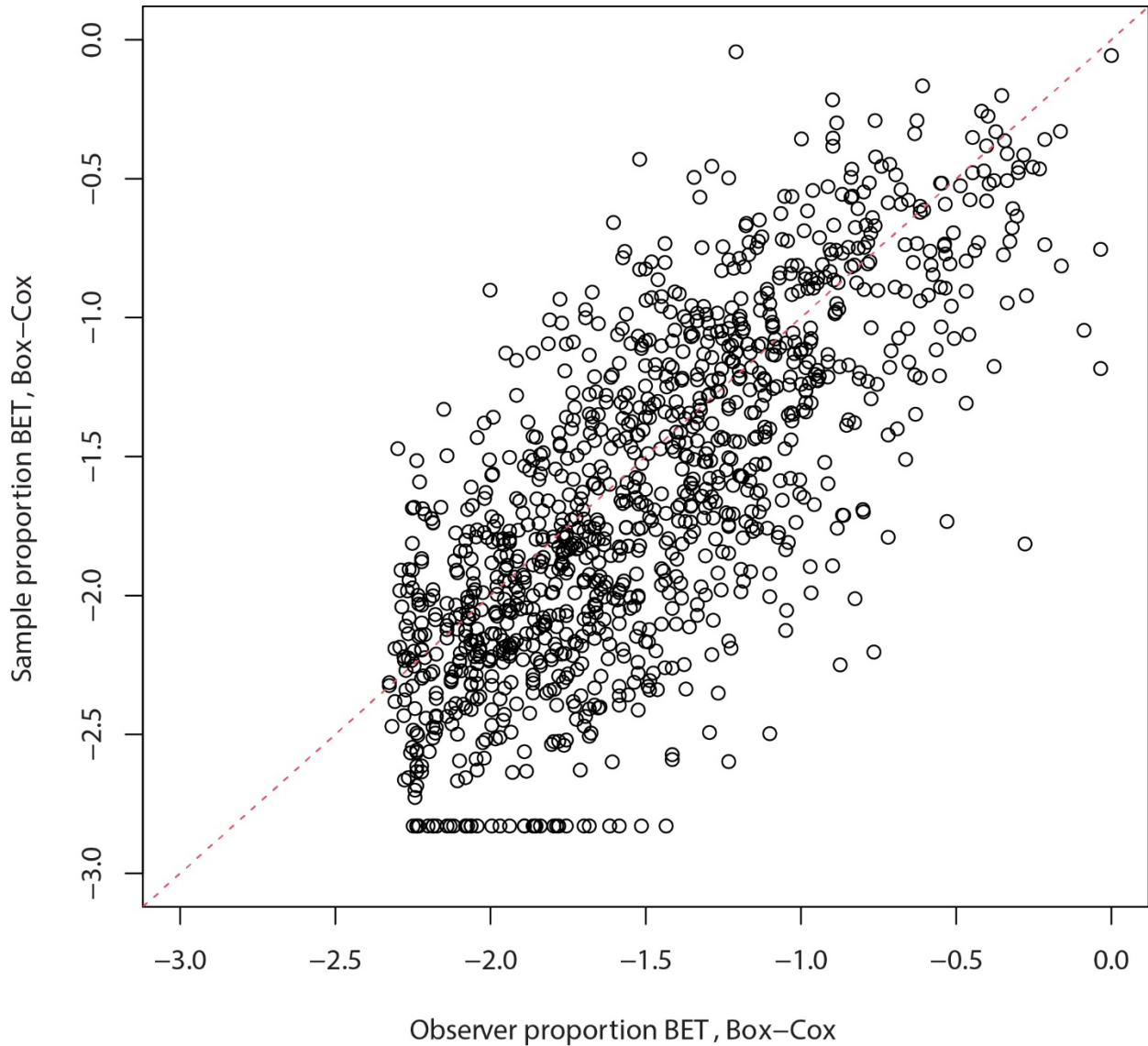
Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Figura 2. Distribución de frecuencias de la proporción de BET de la muestra (EMP) por pozo (todos los pozos muestreados), 2023-2025.



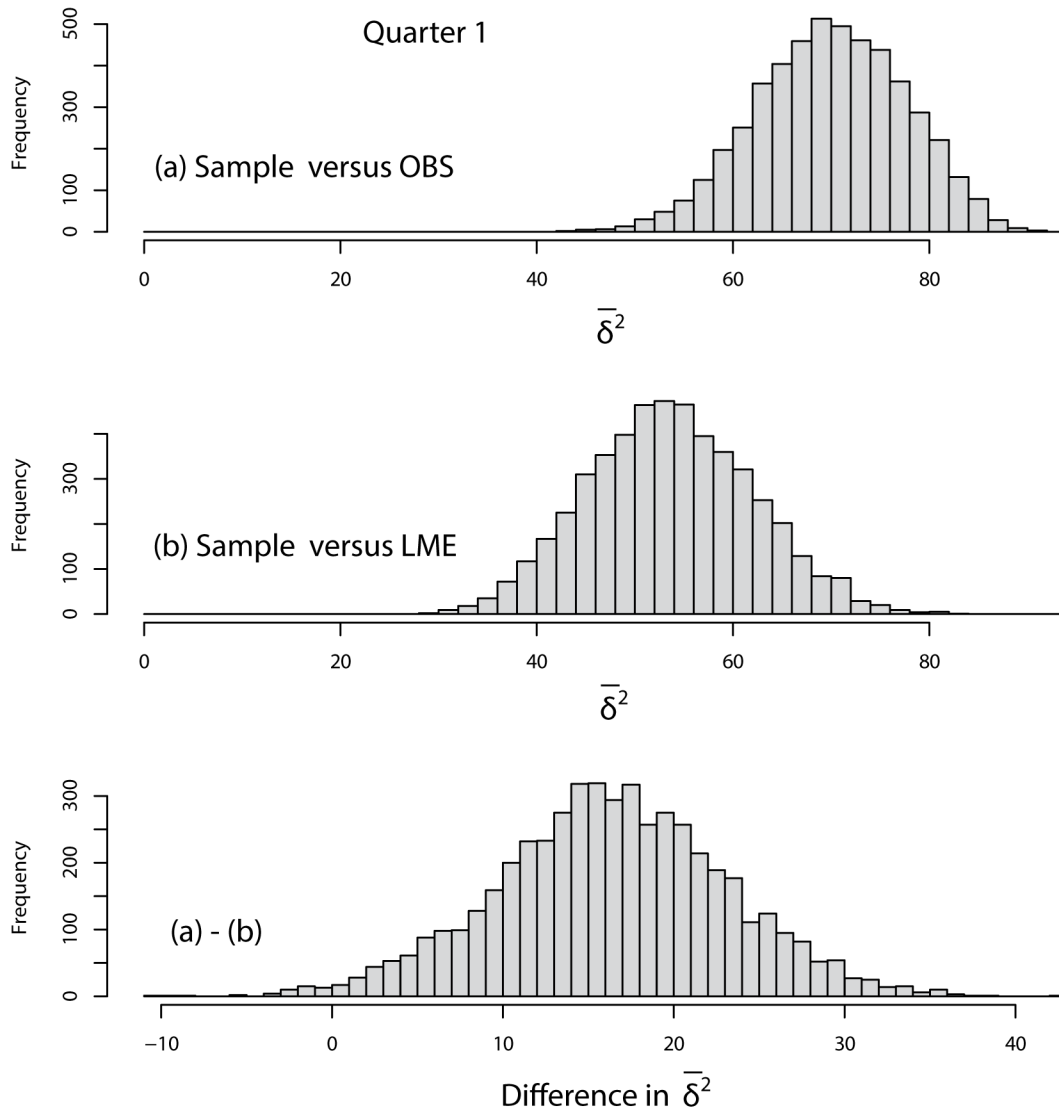
Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Figura 3. Gráfico de la proporción de BET del observador (OBS), transformada mediante Box-Cox, a nivel de pozo frente a la proporción de BET de la muestra (EMP), transformada mediante Box-Cox, solo pozos del conjunto OBJ, 2023-2025. Cada círculo abierto representa un pozo individual. La línea discontinua roja es la línea 1 a 1. La fila de círculos abiertos paralela al eje x en la parte inferior de la figura corresponde a aquellos pozos para los que la estimación de la muestra de la proporción de BET fue cero (35 pozos; dos menos de los que se muestran en la Tabla 1 debido al recorte de datos).



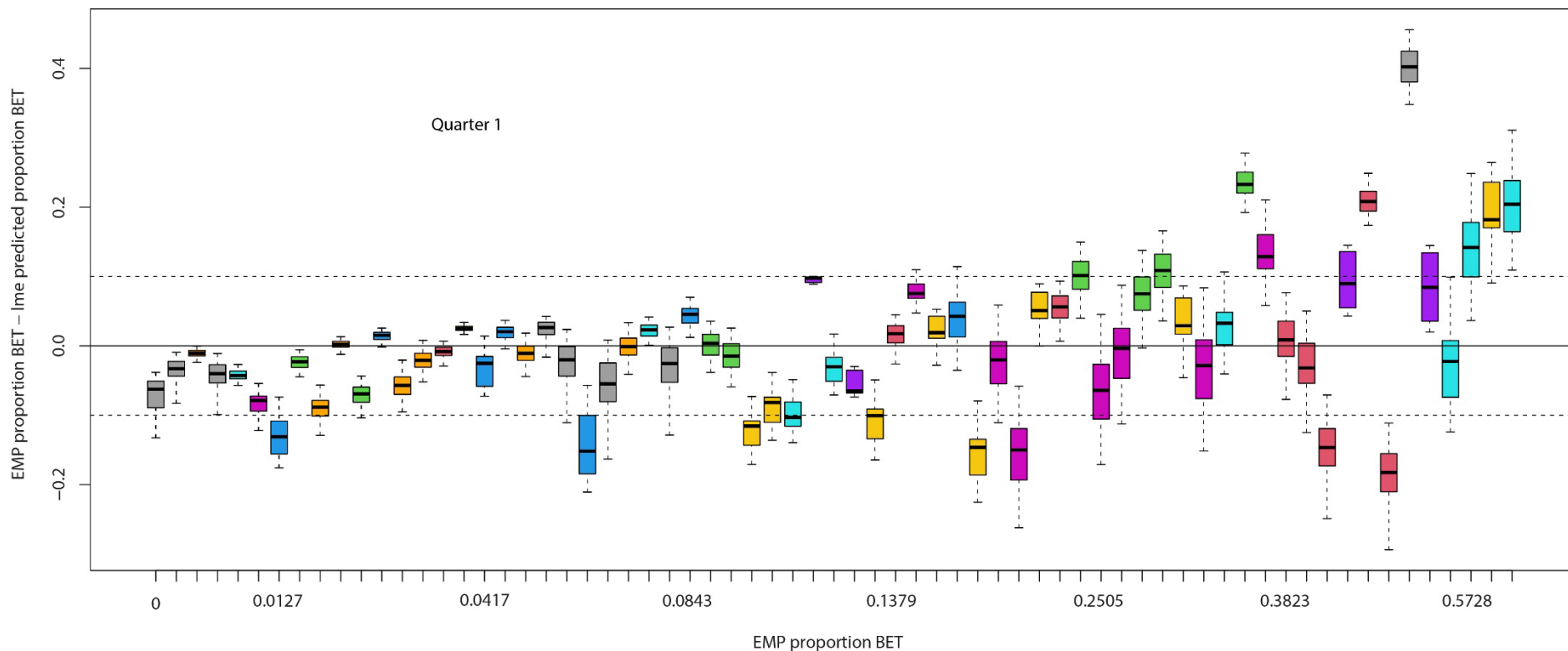
Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Figura 4. Histogramas de la estimación de la proporción de BET ($\bar{\delta}^2$, eje x) para la muestra (EMP) frente a OBS (panel superior), la muestra frente a la estimada por LME (panel central) y la diferencia entre ambas (panel inferior); datos de prueba, primer trimestre.



Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Figura 5. Diagramas de caja y bigotes de la diferencia entre la proporción de BET estimada por EMP y la proporción de BET estimada por el modelo lineal de efectos mixtos, para el mismo pozo (eje y), para los pozos del conjunto de datos de prueba del primer trimestre de 2025, ordenados por la proporción real de BET estimada por EMP, de izquierda a derecha. Cada diagrama de caja y bigotes representa la variabilidad entre los conjuntos de datos sintéticos de la diferencia para un solo pozo. Los colores indican el viaje al que pertenecen los pozos.



Esta traducción fue realizada con IA y se proporciona únicamente como referencia, por lo que puede estar sujeta a cambios.

Figura 6. Gráficos de la relación entre las estimaciones del observador (OBS) y de la muestra (EMP) de la proporción de BET por pozo (círculos abiertos), por viaje, para un buque, 2023-2025. Cada panel muestra los datos de los pozos muestreados de un viaje. La línea discontinua roja es la línea 1 a 1. Los paneles están ordenados por número de viaje ascendente, de arriba a la izquierda a abajo a la derecha, lo que supone, a grandes rasgos, un orden cronológico. [cambiar el orden por año en lugar de por número de viaje]

