COMISIÓN INTERAMERICANA DEL ATÚN TROPICAL

COMITÉ CIENTÍFICO ASESOR

16ª REUNIÓN

La Jolla, California (EE. UU.)
02-06 de junio de 2025

DOCUMENTO SAC-16 INF-I

MODELADO DE LA RELACIÓN A NIVEL DE BODEGA DE LAS PROPORCIONES DE ESPECIES ENTRE DATOS DE MUESTREO EN PUERTO DEL PRM Y DATOS DE OBSERVADORES PARA LA PESQUERÍA ATUNERA DE CERCO EN EL OCÉANO PACÍFICO ORIENTAL

Cleridy E. Lennert-Cody, Cristina De La Cadena, Luis Chompoy, Daniel W. Fuller, Mark N. Maunder y Alexandre Aires-da-Silva

RESUMEN

Como parte de la investigación que realiza el personal científico para mejorar la estimación de la captura cerquera de atunes y en apoyo del programa de umbrales individuales de captura por buque (UIB), el personal trabaja para desarrollar un modelo de la relación a nivel de bodega entre las estimaciones de composición por especies del Programa Reforzado de Monitoreo (PRM) y los datos de captura recolectados por los observadores del APICD. Un modelo estadístico de este tipo podría utilizarse para predecir la captura de especies a nivel de bodega a partir de datos de observadores para bodegas y viajes no muestreados, lo que contribuiría a las metodologías para la estimación de la captura de especies que pueden beneficiarse de la cobertura por observadores del 100% de los viajes de buques de clase 6 de la CIAT. Debido a que el UIB actual se aplica únicamente al atún patudo (BET), el presente estudio se centra en el desarrollo de un modelo para la proporción de BET en una bodega. Los datos utilizados en este estudio son estimaciones pareadas de la proporción de BET a partir de datos del PRM y de observadores, para bodegas muestreadas por el PRM entre marzo de 2023 y diciembre de 2024. Para explicar la variabilidad en la relación entre dos conjuntos de estimaciones, se ajustaron a los datos modelos de efectos mixtos que incluían una serie de covariables, como factores susceptibles de influir en la capacidad del observador de estimar la composición por especies (por ejemplo, capacidad del salabardo; uso de tolva en la cubierta principal), así como efectos aleatorios de buque, observador y viaje. En general, existía una relación positiva y creciente entre las estimaciones del PRM y de observadores de la proporción de BET en una bodega. El modelo de efectos mixtos con el valor de AIC más bajo incluía un efecto (e interacción) de tolva, un efecto de año y efectos aleatorios de buques y de viajes anidados dentro de los buques. La tolva tuvo como efecto general rotar la relación ajustada entre el PRM y los observadores más cerca de la línea de correspondencia de 1 a 1 (la línea que indica que las estimaciones son exactamente iguales). Este efecto es congruente con el hecho de que los observadores pueden realizar mejores estimaciones de la proporción de BET en la bodega cuando pueden ver la captura más claramente antes de que sea cargada bajo cubierta. Se encontró que esta relación global se veía modificada significativamente por efectos específicos de buque. Además, parecía existir una mayor tendencia a la sobreestimación por parte del observador, respecto del PRM, en el segundo año del estudio, lo cual sugiere que, para utilizar el modelo ajustado para predecir la composición por especies de las bodegas no muestreadas, sería necesario

recolectar sistemáticamente datos de muestreo en puerto. El trabajo futuro se centrará en mejorar aspectos distribucionales del modelo, en particular el supuesto de una distribución gaussiana para los efectos aleatorios. Además, se desarrollarán modelos para los atunes barrilete y aleta amarilla, lo cual es posible gracias a que los datos del PRM cubren las tres especies de atunes tropicales, debido a las características del protocolo de muestreo dentro de la bodega del PRM (SAC-14 INF-I).

ANTECEDENTES

En apoyo del programa de umbrales individuales de captura por buque (UIB), establecido por la resolución C-21-04 (y actualizado en la resolución C-24-01), el Programa Reforzado de Monitoreo (PRM) fue establecido en 2023 para cumplir la solicitud de la mejor estimación científica de la captura de atún patudo (BET) por viaje y por buque, realizada por la Comisión al personal científico de la CIAT. El PRM tiene como objetivo muestrear un subconjunto de viajes de buques de clase 6 de la CIAT que históricamente han tenido alta captura de BET en el Océano Pacífico oriental (OPO). Aproximadamente 30 buques prioritarios que descargan en Manta y Posorja, en Ecuador, constituyen el enfoque de este esfuerzo. A pesar de que el PRM muestrea un subconjunto específico de la flota cerquera de clase 6, los datos recolectados por el PRM ofrecen oportunidades para investigar las maneras de ampliar la utilidad científica de los datos de observadores sobre las capturas de atún. Lo anterior se debe a que estas dos fuentes de datos pueden parearse a nivel de bodega para todas las bodegas muestreadas por el PRM, dada la cobertura por observadores del 100% de los viajes de buques de clase 6. El muestreo del PRM continuará hasta diciembre de 2025, aunque la cobertura se reduce en 2025, en comparación con la de 2023-2024 (SAC-16 INF-H).

Este documento presenta los resultados de un análisis de la relación a nivel de bodega entre las estimaciones del PRM y de observadores de la proporción de BET en bodegas muestreadas por el PRM. Este análisis tenía por objeto desarrollar un modelo estadístico de la relación a nivel de bodega que pudiera utilizarse para predecir la captura de especies a nivel de bodega a partir de datos de observadores. El desarrollo de un modelo para esta relación ofrece varios beneficios potenciales. Primero, con el financiamiento actual, no es posible que el PRM muestree todos los viajes de buques que pudieran resultar de interés para el UIB. Para los viajes no muestreados de buques prioritarios, el modelo podría utilizarse para predecir la captura de BET por viaje a partir de datos de observadores. Segundo, un modelo de la relación entre datos de muestreo en puerto, como los que se recolectarían bajo el protocolo de la propuesta del nuevo Programa de Muestreo Integrado en Puerto (PMIP)(SAC-16-05; SAC-16 INF-J) y datos de observadores podría permitir el uso de datos de observadores como parte de los métodos de estimación de la captura de las tres especies de atunes tropicales a nivel de flota. Esto sería beneficioso debido a que no es posible recolectar datos de muestreo en puerto en la totalidad de los puertos donde los buques cerqueros descargan capturas del OPO. Además, no es posible muestrear la totalidad de las bodegas y/o viajes en los puertos donde sí se realiza el muestreo.

DATOS

Se utilizaron dos tipos de datos en este estudio: datos de muestreo en puerto y datos de observadores. Los datos de muestreo en puerto fueron recolectados por el PRM (SAC-15 INF-H ; SAC-16 INF-H) de marzo de 2023 a diciembre de 2024. El muestreo del PRM se centró en viajes de buques de clase 6 de la CIAT que realizan lances principalmente sobre atunes asociados con objetos flotantes (lances OBJ) en la región occidental del OPO. Sin embargo, se muestrearon de manera ocasional bodegas con capturas de lances OBJ de otras partes del OPO. Generalmente se muestrearon 6 u 8 bodegas por viaje. Las bodegas muestreadas tenían captura de un único tipo de lance (OBJ) y casi exclusivamente de una única área (3 áreas[1]: al oeste de 110°O; 95°O-110°O;

[1] Había 6 bodegas con capturas de las áreas al este de 95°O y 95°O-110°O, así como 11 bodegas con capturas de las áreas de 95°O-110°O y al oeste de 110°O. Para el análisis, se asignaron las 6 bodegas al área de 95°O-110°O y las 11 bodegas al área al oeste de 110°O.

al este de 95°O). Para cada bodega, se muestreó la totalidad de la descarga de la bodega con un protocolo de muestreo sistemático mediante el que se seleccionó 1 de cada 30 contenedores de peces descargados de la bodega (se proporcionan detalles en SAC-14 INF-I; SAC-14-10). Para cada contenedor de peces, todos los peces fueron identificados a nivel de especie (BET; atún aleta amarilla (YFT); atún barrilete (SKJ); otra). Todos los atunes tropicales fueron pesados individualmente con una precisión de 0.02 kg o, en el caso de los peces más grandes[2], medidos al mm más cercano y la talla se convirtió posteriormente a peso (kg) por medio de relaciones talla-peso específicas de cada especie.

Para cada bodega muestreada por el PRM, se obtuvieron datos del Resumen de Lances (RDL)[3] recolectados por observadores a bordo del programa de observadores del APICD para crear un conjunto de datos pareados. Es decir, para cada bodega muestreada por el PRM, se pudieron calcular estimaciones tanto del PRM como del RDL de la proporción de BET en la bodega. Se utilizaron datos del RDL para este estudio porque contienen información sobre el tipo de lance, la fecha y la posición de pesca y las cantidades de captura, por especie, para la captura de cada lance cargado en cada bodega de un viaje.

MÉTODOS

Proporción de BET en la bodega

En el caso de los datos del PRM, se siguió el método de SAC-14-10 y Lennert-Cody *et al.* (2024) para calcular la proporción estimada de BET en la bodega. Dado que existía una sola muestra sistemática por bodega, la proporción estimada de BET en la bodega fue igual a la suma, entre los contenedores muestreados, del peso de BET, dividida por la suma, entre los contenedores muestreados, del peso de los atunes tropicales. La proporción del PRM es una estimación debido a que se basa en una muestra de capturas de la bodega.

En el caso de los datos del RDL, la proporción estimada de BET en la bodega se basó en la cantidad de atunes, por especie, de cada lance que se cargó en la bodega. La proporción estimada de BET fue la suma, entre las cantidades de los lances en la bodega, del peso de BET, dividida por la suma, entre las cantidades de los lances en la bodega, del peso de los atunes tropicales. La proporción del PRM se considera una estimación ya que, si bien el observador monitorea toda la captura que entra en la bodega, aún debe asignar a ojo el total de las capturas de la bodega, que se supone conocido, a las diferentes especies.

En el modelado que sigue, se supondrá que las estimaciones del PRM y del RDL de la proporción de BET en la bodega son conocidas sin error. Esto se debe a que no es posible obtener una estimación de la varianza de ninguna de las dos proporciones a partir de los datos existentes. Para estimar la varianza de las proporciones del PRM, sería necesario recolectar más de una muestra sistemática por bodega (para estimar el error de muestreo), lo cual no ha sido factible bajo las actuales limitaciones logísticas asociadas con el muestreo (SAC-14 INF-I). Para las proporciones del RDL, se requeriría información sobre el error "de medición" específico del observador para la identificación de especies y las cantidades (expresadas en peso). Sin embargo, no se dispone de estos datos de calibración. Estudios de simulación con datos de muestras de alta frecuencia (se muestreó uno de cada 10 contenedores; SAC-14-10) sugirieron que al muestrear uno de cada 30 contenedores, la estimación de la muestra sería más exacta y precisa que la estimación del RDL (suponiendo que los datos del muestreo de uno de cada 10 contenedores fueran "la verdad").

Relación entre las proporciones de BET del PRM y del RDL

[2] Debido al límite de peso máximo de las básculas portátiles, que es de 30 kg, los atunes de más de 28 kg se midieron para determinar su talla (SAC-15 INF-H).
[3] Este tipo de datos de observadores también se conoce como datos de "plano de bodega" de observadores.

Se utilizaron modelos lineales de efectos mixtos para evaluar la relación entre las estimaciones de la proporción de BET a nivel de bodega del PRM y del RDL. Estas estimaciones a nivel de bodega son "observaciones pareadas" (es decir, estimaciones del PRM y del RDL para la misma bodega). En el presente análisis, se tomó la proporción de BET del PRM como variable de respuesta y la proporción de BET del RDL como variable independiente. Esto se debe a que el principal objetivo fue el desarrollo de un modelo que permitiera predecir las proporciones de especies a partir de datos del RDL para bodegas no muestreadas.

Para explicar la variabilidad en la relación a nivel de bodega entre el PRM y el RDL, se consideraron 9 covariables en el análisis, además del buque, observador y viaje (Tabla 1). Había dos categorías de covariables: las que pretendían capturar los aspectos susceptibles de afectar a la capacidad del observador de estimar la composición de la captura y, por otra parte, las relacionadas con aspectos operativos de la captura que ingresaba a la bodega, por si la naturaleza pareada de los datos no controlara adecuadamente estos factores. Las covariables relacionadas con la capacidad del observador de ver la captura adecuadamente fueron la capacidad del salabardo, la presencia/ausencia de malla doble en el salabardo (Figura 1a), la presencia/ausencia de tolva en la cubierta principal (que se utiliza para clasificar la captura antes de que se cargue en las bodegas; Figura 1b) y el pabellón del buque (si las prácticas de carga de la captura suelen diferir entre grupos de buques). La covariable de días en el mar del observador (días en el mar acumulativos hasta el momento del presente estudio) pretendía ser una medida general de la experiencia del observador. También incluimos la proporción PRM de YFT pequeños (< 5 kg) en la captura de la bodega, como aproximación de la posible identificación errónea de YFT como BET por los observadores. Esta covariable se estimó a partir de los datos del PRM debido a que los observadores no estiman la cantidad de atún por categorías de peso detalladas (esto no puede utilizarse para la predicción, pero puede ser útil para entender el proceso). Las covariables operativas fueron el área de los lances asociados con la captura (es decir, al oeste de 110°O, 95°O-110°O y al este de 95°O) y el trimestre y año de la descarga del viaje. Los factores temporales se incluyeron por si existiera algún cambio a lo largo del tiempo en el efecto del UIB sobre la estimación de los observadores (por ejemplo, un posible efecto secundario del UIB y del PRM es que incite a los observadores a prestar más atención a la identificación de especies). Los datos sobre la capacidad del salabardo, la malla del salabardo y la presencia/ausencia de tolva fueron recolectados por el PRM, ya que los observadores no recolectan esta información.

Las tres covariables genéricas relacionadas con la estructura de los datos (buque, observador, viaje) se incluyeron en los modelos de diferentes maneras. Todas se incluyeron individualmente como efectos aleatorios sobre el intercepto de la relación entre las estimaciones del PRM y del RDL. Dada la estructura jerárquica de los datos –es decir, bodegas dentro de viajes y luego viajes dentro de buques u observadores– también se consideraron efectos aleatorios anidados sobre el intercepto. Además, se ajustaron modelos con efectos aleatorios tanto sobre el intercepto como sobre la pendiente de la relación PRM-RDL para las tres covariables. En el modelado preliminar, también se ajustaron modelos con un efecto aleatorio para el equipo de muestreadores del PRM, pero esta covariable se eliminó de los análisis finales porque aumentaba el criterio de Akaike (AIC; Akaike 1974). Para viajes muestreados, la inclusión de un efecto de viaje en el modelo sería útil para predecir la proporción de BET en la captura de bodegas no muestreadas del mismo viaje. Para viajes no muestreados, el efecto de viaje es útil para controlar la variabilidad específica del viaje, para estimar mejor los efectos de otras covariables en los diferentes viajes. Sin embargo, no resulta directamente útil para la predicción de las bodegas de viajes no muestreados. De manera general, la inclusión de un efecto de viaje en el modelo captura la dependencia inherente entre las bodegas de un mismo viaje, para permitir el correcto manejo de esta dependencia en las pruebas estadísticas, por ejemplo. Lo mismo ocurre con la inclusión de efectos de buque y de observador en el modelo.

La forma general del modelo de efectos mixtos, para la i-ésima observación (bodega de un viaje) dentro del k-ésimo nivel de la covariable de agrupación (es decir, buque, observador, viaje), fue

$$g(p_{EMP_{ki}}) = (\beta_0 + b_{0_k}) + (\beta_1 + b_{1_k})g(p_{RDL_{ki}}) + \beta_2 x_{jki} + \cdots + \epsilon_{ki}$$

donde p es la proporción de BET en la bodega (PRM, RDL), g se refiere a una transformación Box-Cox (que se describe con detalle a continuación), los β denotan efectos fijos, x_j son covariables, $\boldsymbol{b}_k \sim N(\mathbf{0}, \boldsymbol{\psi})$ son vectores de efectos aleatorios (independientes para cada buque/observador/viaje; la estructura de $\boldsymbol{\psi}$ es general, simétrica y definida positiva, con parametrización de log-Cholesky (Pinheiro y Bates 1996)), $\varepsilon_{ki} \sim N(0, \sigma^2)$ el error dentro de grupos es i.i.d., independiente de **b**. Para los modelos con efectos aleatorios anidados sobre el intercepto, el primer grupo de términos entre paréntesis en la ecuación anterior contendría un término de efectos aleatorios adicional. Los modelos de efectos mixtos se ajustaron con la biblioteca nlme (Pinheiro y Bates 2004, 2024) en R (R Core Team 2024). Las estimaciones de los efectos aleatorios fueron los mejores predictores lineales e insesgados (MPLI). Los modelos se ajustaron utilizando el método por defecto de máxima verosimilitud restringida (MVR). Los modelos se ajustaron de manera escalonada, empezando con los modelos de efectos aleatorios y agregando posteriormente, de manera individual, otras covariables al modelo de efectos aleatorios con el AIC más bajo. Entre los modelos que presentaban menos de 2 unidades de AIC de diferencia, se seleccionó el modelo más simple.

Antes de ajustar los modelos de efectos mixtos, las estimaciones de la proporción de BET del PRM fueron transformadas para ajustarse mejor al supuesto gaussiano de los modelos, por medio de una transformación Box-Cox (Box y Cox 1964). La transformación Box-Cox de dos parámetros, aplicada a una variable aleatoria *Y*, presenta la siguiente forma (donde γ no es igual a 0):

$$\acute{Y} = \frac{(Y + \delta)^{\gamma} - 1}{\gamma}$$

donde los parámetros γ and δ fueron estimados a partir de los datos, utilizando la biblioteca geoR (Riberio *et al.* 2024). Los parámetros se estimaron para las proporciones del PRM y luego se aplicó la misma transformación (los mismos parámetros estimados) a la proporción del RDL para preservar la relación sin transformación entre las dos estimaciones. No se utilizaron transformaciones comunes para las proporciones, como el logit o log-log, debido a que la proporción de BET por bodega se estima a partir del peso y no de conteos de peces.

Para evaluar la mejora de los efectos aleatorios de buque para la predicción de la proporción de BET a nivel de bodega, se utilizó la validación cruzada de Monte Carlo (Simon 2007). Este procedimiento iterativo se repitió 10,000 veces. En cada iteración, los datos se dividieron en subconjuntos de entrenamiento y de prueba, en los que el subconjunto de prueba siempre fue de 1 bodega por buque, para todos los buques del conjunto de datos final (ver abajo). En otras palabras, para cada iteración, el subconjunto de prueba constaba de datos de 29 bodegas y el subconjunto de entrenamiento se componía del resto del conjunto de datos. El modelo se ajustó al subconjunto de entrenamiento y las predicciones se realizaron sobre el subconjunto de prueba y se transformaron de vuelta a la escala [0,1]. El rendimiento de cada iteración se midió con el error cuadrático medio (ECM) (es decir, la suma de las diferencias al cuadrado entre las proporciones del PRM reales y las proporciones predichas, dividida por 29); se considerarán otras medidas en estudios futuros. Los resultados se resumieron entre iteraciones tomando el promedio de los 10,000 valores del ECM, para las predicciones a nivel de población (basadas únicamente en efectos fijos estimados), y por separado, para las que incluían los efectos aleatorios de buque estimados.

RESULTADOS

Resúmenes de datos

De marzo de 2023 a diciembre de 2024, se consideraron para este estudio 1,099 bodegas de lances OBJ, de 155 viajes y 35 buques, muestreadas por el PRM. Se excluyeron algunos datos de los análisis, tal como se describe a continuación. Los datos del RDL de esas mismas bodegas fueron recolectados por 99 observadores. La mayoría de los 35 buques estuvieron representados por 1 a 6 viajes (Tabla 2). De los 99 observadores, 88 estuvieron representados por sólo 1 o 2 viajes (Tabla 3). Para el modelado de efectos mixtos, se disponía de 1,059 bodegas para el análisis. Había 40 bodegas para las cuales no se disponía de datos sobre una o más covariables y esas bodegas se excluyeron del análisis.

De esas 1,059 bodegas, existían 831 bodegas para las que las proporciones de BET en la bodega, tanto del PRM como del RDL, eran superiores a cero (Tabla 4). Había muchas más bodegas en las que la proporción de BET del RDL era cero, pero la proporción del PRM no era cero (143 bodegas o el 13.5% de las 1,059 bodegas), que bodegas en las que la proporción del PRM era cero, pero la proporción del RDL no era cero (18 bodegas o el 1.7%) (Tabla 4). La proporción mínima de BET registrada en los datos del RDL fue de 0.0087, frente a 0.00034 en los datos del PRM. Según los datos del PRM, la mayoría del BET en las bodegas muestreadas correspondía a peces pequeños (< 5 kg). La proporción mediana de BET pequeño fue de 0.90 (rango intercuartil (IQR): 0.69, 1.0).

Algunas de las covariables consideradas en este estudio estaban mejor distribuidas en este conjunto de datos que otras (Tabla 5), lo que en algunos casos es de esperar, dado el enfoque del PRM. Entre las covariables bien distribuidas en los datos se encuentran la presencia/ausencia de malla doble en el salabardo, la presencia/ausencia de tolva y el año de descarga. Alrededor de la mitad de los 32 buques contaban con salabardos de malla simple y alrededor de la mitad de los buques contaban con tolva. De los 18 buques con tolva, sólo en 4 se indicó que la tolva se utilizaba en menos del 80% de los lances. Además, el número de bodegas se dividía de manera bastante equitativa entre los dos años de descarga, si bien el muestreo de 2023 empezó en marzo, por lo que los datos del primer trimestre corresponden principalmente a descargas de 2024. Se muestra en la Figura 2 la relación entre las proporciones de BET del PRM y del RDL, según la presencia/ausencia de malla doble en el salabardo, la presencia/ausencia de tolva y el año de descarga.

Entre las covariables que no estaban bien distribuidas en el conjunto de datos se encuentra la capacidad del salabardo, el área de pesca y los días en el mar del observador. La mayoría de los salabardos contaban con una capacidad de 7 t – 8 t, siendo sólo unos cuantos los que tenían una capacidad de 6 t o de 9 t – 10 t (Tabla 5). Como es de esperar, la mayoría de las bodegas se llenaban con capturas procedentes del área situada al oeste de 110°O. Atendiendo al número acumulativo de días en el mar, se consideraría que la mayoría de los observadores son experimentados; el número mediano de días en el mar por observador fue de 2,099 d (IQR: 1091 d, 3275 d).

La proporción de BET en una bodega del PRM presentó una correlación positiva bastante alta con la proporción, del PRM, de la captura de atunes tropicales que correspondía a BET de menos de 5 kg (Tabla 6), mientras que existía poca correlación entre la proporción de YFT inferior a 5 kg en la captura de atunes tropicales del PRM y la proporción de BET en la bodega del PRM (Tabla 6). La mayoría de la captura de YFT correspondía a peces pequeños (< 5 kg), con una proporción mediana de YFT pequeños de 0.89 (IQR: 0.72, 0.98).

La relación global entre las proporciones de BET por bodega del PRM y del RDL muestra una relación ruidosa pero positiva y creciente (Figura 3). Esta relación global parece diferir según el buque (Figura 3), ya que la estimación del RDL suele ser inferior a la estimación del PRM para algunos buques (buque A) o superior a la estimación del PRM para otros buques (buque C), o se distribuye de manera relativamente

pareja alrededor de la línea de correspondencia de 1 a 1 para algunos otros buques (buque B). Para algunos buques, la relación entre las estimaciones del RDL y del PRM también variaba según el viaje (Figura 4). Además, el rango de proporciones no necesariamente abarcaba el intervalo [0, 1] en todos los viajes. En los viajes en los que había muy poco PET en las bodegas muestreadas por el PRM, de acuerdo con ambas fuentes de datos, las estimaciones a nivel de bodega se encontraban agrupadas cerca del origen. En estos casos, la pendiente estimada para el viaje puede no ser significativamente diferente de cero y, por ende, los datos del viaje sólo aportan información poco sólida sobre lo que pudo haber sido la pendiente de la relación si hubiera existido más BET en la captura de dichas bodegas.

Modelado de efectos mixtos

En el modelado preliminar, se intentó utilizar datos de la totalidad de las 1,059 bodegas. Sin embargo, la inclusión de las bodegas con una proporción de BET del RDL igual a cero produjo artefactos al modelar los datos debido a la separación entre los valores de RDL de cero y positivos (a lo largo del eje x, Figura 5) una vez que los datos habían sido transformados (ver abajo). Por lo tanto, para el análisis final, los datos se limitaron a las 849 bodegas con una proporción de BET del RDL superior a cero (Tabla 4). Además, se eliminaron datos correspondientes a 12 viajes debido a que cada uno de esos viajes estaba representado por 1 - 2 bodegas solamente, por lo que aportaban relativamente poca información sobre una relación lineal por viaje. Así, para el análisis final, se retuvo un total de 830 bodegas (aproximadamente el 78% del conjunto de datos completo de 1,059 bodegas) de 127 viajes de 29 buques y cada viaje de este conjunto de datos recortado estaba representado por un mínimo de 3 bodegas. Los resultados del análisis final no diferían considerablemente de los resultados preliminares basados en el conjunto de datos más amplio de 1,059 bodegas, pero los diagnósticos de los modelos mejoraron bastante. Para el conjunto de datos recortado, las estimaciones de los parámetros para la transformación Box-Cox fueron γ = 0.364447 y δ = 9.570761e-06.

Entre los efectos aleatorios incluidos en el análisis (Tabla 7), fueron los modelos con un efecto aleatorio a nivel de viaje los que generaron la mayor reducción en el valor AIC. En cuanto a los modelos con efectos aleatorios anidados, los efectos de viaje anidados dentro de efectos de buque generaron una mayor reducción en el valor AIC que los efectos de viaje anidados dentro de los observadores. Esto no es sorprendente si se considera que la mayoría de los observadores estuvieron representados sólo por 1 – 2 viajes, casi siempre en buques diferentes. Dados estos resultados y debido a que los efectos a nivel de buque y a nivel de viaje sobre el intercepto constituían la representación más sencilla de la estructura anidada de los datos, el ajuste posterior de los modelos con las demás covariables sólo incluyó estos efectos aleatorios anidados.

Solamente dos de las otras covariables incluidas en el estudio generaron una disminución considerable del AIC: la presencia/ausencia de tolva y el año de descarga (Tabla 7). El AIC más bajo, entre los modelos ajustados (con un valor de 458), se obtuvo con un modelo que incluía un efecto de tolva tanto sobre el intercepto como sobre la pendiente del RDL, así como un efecto de año de descarga sobre el intercepto (de manera adicional a los efectos aleatorios sobre el intercepto de los buques y de los viajes anidados dentro de los buques). El AIC de este modelo se situaba 9 unidades por debajo del AIC del modelo que incluía únicamente efectos aleatorios anidados para el buque y el viaje (un valor de 467).

A nivel de población, la tolva tuvo como efecto general rotar la relación estimada entre las proporciones de BET del PRM y del RDL para aproximarla a la línea de correspondencia de 1 a 1 (Tabla 8a, Figura 6). En la escala de la transformación Box-Cox, la presencia de una tolva representa una contribución adicional a la pendiente de 0.21, al aumentar la pendiente de 0.75 a 0.96. En el caso de las relaciones transformadas de vuelta a la escala original (Figura 6b), en ausencia de tolva, existe una tendencia a una mayor sobreestimación por el RDL, respecto del PRM, en la mayor parte del rango [0, 1] (comparar las curvas sólidas y de trazos, dentro de un mismo año); en valores de proporción pequeños (inferiores a 0.2

aproximadamente), las curvas sin tolva se encuentran ligeramente por encima de las curvas con tolva (del mismo año), siendo las estimaciones sin tolva del PRM ligeramente superiores a las del RDL para 2023. Teniendo en cuenta el efecto del año sobre el intercepto, ambas curvas, con y sin tolva, se rotan de modo que la relación de 2024 representa una mayor sobreestimación del RDL, en comparación con la relación de 2023 (comparar las líneas de trazos y, por separado, las curvas sólidas).

Los efectos aleatorios de buque estimados (Figura 7) modificarán las curvas a nivel de población que se muestran en la Figura 6. Tomando el año 2023 como ejemplo, así como los tres buques de ejemplo (Figuras 3 – 4), el efecto aleatorio global estimado para el buque B fue positivo, pero relativamente pequeño (0.0812), lo cual da una curva específica del buque cercana a la línea de correspondencia de 1 a 1 (Figura 8). En el caso de los buques C y A, los efectos aleatorios globales estimados fueron relativamente grandes y negativos (buque C; -0.1741) o grandes y positivos (buque A; 0.2217), lo cual indica una sobreestimación de los datos del RDL para el buque C, así como, en gran medida, una subestimación del RDL para el buque A, respecto del PRM (Figura 8). Entre todos los buques, según la validación cruzada de Monte Carlo aplicada a los datos de ambos años, hubo una disminución del 15% en el error cuadrático medio al incluir el efecto de buque en la proporción predicha de BET en una bodega, en comparación con la predicción a nivel de población.

DISCUSIÓN

En este estudio, se desarrolló un modelo de efectos mixtos correspondiente a la relación entre las estimaciones del PRM y del RDL de la proporción de BET en una bodega. Entre las covariables consideradas, la presencia de tolva, el año de descarga y efectos aleatorios de buque y viaje contribuyeron a una reducción sustancial del AIC. En el caso de los buques que contaban con una tolva a bordo, las estimaciones del RDL mostraron una mayor similitud con las estimaciones del PRM, lo cual es congruente con el hecho de que los observadores pueden realizar estimaciones más precisas de las cantidades de captura por especie cuando tienen mejor vista de la captura antes de que sea cargada bajo cubierta. Se encontró que esta relación global se veía modificada significativamente por efectos específicos de buque. Además, parece existir una mayor tendencia a la sobreestimación del RDL, respecto del PRM, en el segundo año del estudio. Este cambio podría relacionarse con un efecto del PRM y del UIB sobre la manera en que los observadores abordan la estimación de la captura de especies de atunes (por ejemplo, un mayor interés en no subestimar el atún patudo). Si es así, los resultados sugieren que, para utilizar la relación PRM-RDL para predecir la composición de la captura en bodegas no muestreadas, sería necesario recolectar sistemáticamente datos de muestreo en puerto. Además, los resultados sugieren que la recolección sistemática de datos del PRM y del RDL para cada buque podría mejorar la predicción debido a la existencia de efectos específicos de buque. Aunque este estudio se centró en el BET, se realizarán estudios similares para el YFT y SKJ, lo cual es posible gracias a que el PRM recolectó datos sobre las tres especies de atunes en cada contenedor muestreado de las bodegas (Figura 9).

Debido a que los datos del PRM representan un conjunto de datos oportunista para el desarrollo de un modelo de la relación PRM-RDL, el modelado futuro podría verse beneficiado por una mejora en la información de las covariables. Por ejemplo, en este modelo, el uso de una tolva se consideró en términos de su presencia/ausencia a nivel de buque. Esto se debe a que el uso de la tolva en función del lance (es decir, su uso a nivel de bodega) se desconoce actualmente. Además, los observadores no suelen asignarse al mismo buque más de una vez en dos años y, por ende, el efecto de viaje en nuestros modelos incluye probablemente cualquier interacción observador-buque, de modo que estos datos tienen poca capacidad para identificar efectos específicos de observador. El tipo de datos de muestreo en puerto que se recolectarían bajo la propuesta de PMIP para la estimación de la captura de especies a nivel de flota (SAC-16-05; SAC-16 INF-J) generaría datos apropiados a nivel de bodega con más viajes por observador y una gama más amplia de buques y tipos de lances cerqueros, lo que mejoraría el desarrollo de modelos de la

relación entre la composición por especies a nivel de bodega del muestreo en puerto y de los observadores.

Otras mejoras del modelo PRM-RDL consistirán en mejorar aspectos distribucionales. Los diagnósticos del modelo (Figura 10) sugieren que se ajusta a los datos razonablemente bien, pero se podrían hacer mejoras con respecto al supuesto gaussiano para los efectos aleatorios. El ajuste del modelo a cada año por separado (Tabla 9, Figura 11) produjo efectos fijos estimados similares, pero los efectos aleatorios a nivel de buque cumplen mejor el supuesto gaussiano en 2023, en comparación con 2024. Se explorarán otras distribuciones de efectos aleatorios. Por otra parte, también se explorará la posibilidad de ajustar el modelo a los datos de bodegas para las que tanto las estimaciones del PRM como las del RDL fueron superiores a cero, dado que el PRM casi siempre fue positivo cuando el RDL fue positivo (Tabla 4). Esto permitiría considerar otras transformaciones para los datos, como la transformación log-cociente isométrica (Egozcue *et al.* 2003). También se explorarán los efectos aleatorios de buque que varían por año debido a la existencia de diferencias por año para algunos buques. Por ejemplo, para el buque A, el único viaje muestreado en 2024 se aparta del patrón existente de subestimación por el RDL en la mayoría de sus viajes de 2023 (Figura 4). Los efectos aleatorios estimados para este buque, a partir de modelos ajustados por separado a cada año, fueron de 0.2208 para 2023 y de 0.0494 para 2024. Observamos que, si bien los residuos y las distribuciones de los efectos aleatorios parecen de cola corta en comparación con una distribución gaussiana, lo cual tendería a sobreestimar la importancia de los efectos fijos, las estimaciones de los efectos fijos no parecen verse muy afectadas (comparar las estimaciones de los coeficientes y valores p del modelo completo con las de los ajustes de modelo por año; Tablas 8 – 9).

Se intentará realizar otras mejoras del modelo mediante la incorporación de otras covariables. La magnitud de la desviación estándar de la distribución dentro de grupos es mayor que las desviaciones estándar de los efectos aleatorios de buque y de viaje (Tabla 8b), lo que sugiere que se deben explorar mejoras del ajuste del modelo a través de otras covariables y/o información más detallada sobre las covariables a nivel de buque ya consideradas (por ejemplo, el uso de la tolva). Actualmente, los observadores no registran datos a nivel de lance sobre características operativas como el uso de una tolva. En términos más generales, los observadores no recolectan datos sobre la presencia de una tolva o de malla doble en el salabardo, ni sobre el tamaño del salabardo. A nivel de buque, la información sobre estas covariables fue recolectada por el PRM para este estudio. Para estudios futuros, sería útil contar con información sobre estas y otras covariables operativas si pudiera ser recolectada por observadores a nivel de lance (uso de tolva) o a nivel de viaje (capacidad, dimensiones y características de la malla del salabardo). (En el PRM, se intentó recolectar datos sobre las dimensiones de los salabardos, pero no fue posible hacerlo para la totalidad de los buques muestreados.) Por último, la empresa armadora podría ser una covariable más informativa que el pabellón del buque y valdría la pena incluirla en modelos futuros. No se utilizó la empresa armadora en el presente estudio debido a que esta información no estaba disponible para todos los buques en el momento de este análisis.

El desarrollo de un modelo de la relación a nivel de bodega entre los datos de muestreo en puerto y de observadores para especies de atunes, o posiblemente de la relación a nivel de bodega entre los datos de muestreo en puerto y de bitácora, ofrece varios beneficios para la ciencia y la ordenación. En primer lugar, en presencia de un UIB, con datos de observadores o de bitácora, el modelo podría utilizarse para estimar las proporciones de especies en bodegas (viajes) no muestreadas de buques muestreados, con el fin de generar estimaciones de especies a nivel de viaje. Las estimaciones para las bodegas para las que las estimaciones de especies de observadores o de bitácora sean 0 podrían basarse en el promedio de las estimaciones de muestreo en puerto de las bodegas muestreadas correspondientes. Quizá sea posible desarrollar un modelo con covariables para estimar la proporción de BET en la bodega en los casos en los que la estimación del RDL fue 0. En segundo lugar, un modelo a nivel de bodega podría incorporarse a un

plan más amplio para desarrollar una metodología basada en modelos para realizar una estimación de la composición por especies de la captura a nivel de flota que recurra a múltiples fuentes de datos para mejorar la estimación de la captura de especies SAC-16-05; SAC-16 INF-J).

AGRADECIMIENTOS

Los autores agradecen especialmente a Jennifer Aguilar, Grace Álvarez, Iván Borbor, Carlos Bravo, Jairon Cabrera, Grecia Cedeño, David Crespo, Pablo Delgado, Jonathan Gaibor, Juan Galarza, José Guillén, Richard Lindao, Javier Mejía, James Méndez, Diego Montehermoso, Andrea Montenegro, Marcos Muñoz, Luis Ortiz, Darío Quimi, Shanelka Quiñonez, Alex Santana, Diego Ureta, Wellington Vásquez, Víctor Vinces, Ledin Vizueta, Robinson Zambrano, Tommy Zamora y Alisson Zúñiga por su dedicación a la recolección de datos de muestreo en puerto de alta calidad; a Jessenia Gilces por la revisión y captura de datos; a la industria y autoridades nacionales por su apoyo y colaboración; a Ernesto Altamirano por sus conversaciones sobre los factores susceptibles de afectar la capacidad del observador de estimar precisamente la composición por especies y a Mihoko Minami por sus conversaciones sobre las transformaciones estadísticas para alcanzar la normalidad.

REFERENCIAS

Akaike, H. 1974. A new look at the statistical model identification. Autom. Control, IEEE Trans. 19, 716–723.

Box, E.P. and Cox, D.R. 1964 An analysis of transformations. Journal of the Royal Statistical Society, Series B. 26 (2): 211–252.

Egozcue, J.J., Pawlowsky-Glahn, V., Mateu-Figueras, G. and Barceló-Vidal, C. 2003. Isometric logration transformations for compositional data analysis. Mathematical Geology 35: 279-300.

Lennert-Cody, C.E., De La Cadena, C., McCracken, M., Chompoy, L., Vogel, N.W., Maunder, M.N., Wiley, B.A., Altamirano Nieto, E., Aires-da-Silva, A. 2024. Within-well patterns in bigeye tuna catch composition and implications for purse-seine port-sampling and catch estimation in the Eastern Pacific Ocean. Fisheries Research. https://doi.org/10.1016/j.fishres.2024.107079

Pinheiro J, Bates D, R Core Team 2024. nlme: Linear and Nonlinear Mixed Effects Models_. R package version 3.1-165, https://CRAN.R-project.org/package=nlme

Pinheiro JC, Bates DM 2004. _Mixed-Effects Models in S and S-PLUS_. Springer, New York. https://doi.org/10.1007/b98882

Pinheiro, J.C. and Bates, D.M. 1996. Unconstrained parametrizations for variance-covariance matrices. Statistics and Computing 6: 289-296.

R Core Team 2024. _R: A Language and Environment for Statistical Computing_. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. https://www.R-project.org/

Ribeiro Jr PJ, Diggle P, Christensen O, Schlather M, Bivand R, Ripley B. 2024. _geoR: Analysis of Geostatistical Data_. R package version 1.9-4. https://CRAN.R-project.org/package=geoR

Simon, R. 2007. Resampling strategies for model assessment and selection. In: Fundamentals of Data Mining in Geonomics and Proteomics. Dubitzky, W., Granzow, M., Berrar, D., Eds. Springer. pp. 173-186.

TABLE 1. Covariates used in the mixed-effects modelling.

TABLA 1. Covariables utilizadas en el modelado de efectos mixtos.

Variable	Descripción	Nivel	Tipo
Efectos fijos			
Capacidad del salabardo	Capacidad (toneladas métricas) del contenedor utilizado para cargar el pescado de la red de cerco al buque.	Buque	Numérica
Malla doble	Presencia/ausencia de malla doble en el salabardo.	Buque	Categórica
Tolva	Presencia/ausencia de una tolva utilizada para clasificar la captura en la cubierta antes de cargarla en las bodegas.	Buque	Categórica
Días en el mar del observador	Número acumulado de días en el mar de cada observador	General	Numérica
YFT pequeño	Proportion of well catch that was small (< 5 kg) YFT	Bodega	Numérica
Área de captura	Set location corresponding to the well catch (west of 110W; 95W – 110W; east of 95W)	Bodega	Categórica
Trimestre de descarga	Trimestre de inicio de la descarga: meses 1-4; 5-8; 9-12	Viaje	Categórica
Año de descarga	Año de descarga de la captura: 2023; 2024	Viaje	Categórica
Pabellón del buque	País de registro del buque	Buque	Categórica
Efectos aleatorios			
Buque	Intercepción/pendiente		
Observador	Intercepción/pendiente		
Viaje	Intercepción/pendiente		

TABLE 2. Number of trips per vessel.
TABLA 2. Número de viajes por buque.

Viajes por buque	1	2	3	4	5	6	7	8	10	12	13	14
Número de buques	8	1	10	2	5	3	1	1	1	1	1	1

TABLE 3. Number of trips per observer.
TABLA 3. Number of trips per vessel.

Viajes por observador	1	2	3	4	5
Número de observadores	57	31	9	1	1

TABLE 4. Contingency table of wells, according to whether the estimated proportion of BET in the well was greater than zero (EMP>0; RDL>0) or equal to zero (EMP = 0; RDL = 0), for both unloading years combined and by unloading year.
TABLA 4. Tabla de contingencia de bodegas, según si la proporción estimada de BET en la bodega era superior a cero (PRM>0; RDL>0) o igual a cero (PRM = 0; RDL = 0), para ambos años de descarga combinados y por año de descarga.

Número de bodegas	RDL>0	RDL=0	Total
2023 y 2024			
PRM > 0	831	143	974
PRM = 0	18	67	85
Total	849	210	1059
2023			
PRM > 0	435	39	474
PRM = 0	6	25	31
Total	441	64	505
2024			
PRM > 0	396	104	500
PRM = 0	12	42	54
Total	408	146	554

TABLE 5. Distribution of values in the data set for some covariates. “ECU”: Ecuador; “ESP”: European Union; “PAN”: Panama; “NIC/SLV/USA”: Nicaragua/El Salvador/United States.
TABLA 5. Distribución de valores en el conjunto de datos para algunas covariables. “ECU”: Ecuador; “ESP”: Unión Europea; “PAN”: Panamá; “NIC/SLV/USA”: Nicaragua/El Salvador/Estados Unidos.

Capacidad del salabardo (t)	6	7	8	9	10
Número de buques	2	9	15	4	2
Malla doble en salabardo	No	Sí			
Número de buques	13	19			
Hopper	No	Sí			
Número de buques	14	18			
Pabellón del buque	ECU	ESP	PAN	NIC/SLV/USA	
Número de buques	16	4	8	4	
Área	Este de 95°O	95°O-110°O	Oeste de 110°O		
Número de bodegas	60	140	859		
Trimestre de descarga de bodega	1	2	3		
Número de bodegas	253	444	362		
Año de descarga de bodega	2023	2024			
Número de bodegas	505	554			

TABLE 6. Pearson correlations among covariates related to proportion of well catch by species, and in the case of BET and YFT, the proportion of the tropical tuna catch that was small (< 5 kg) fish. 'p_spp': proportion of the species in the well catch.
TABLA 6. Correlaciones de Pearson entre covariables relacionadas con la proporción de la captura de la bodega por especie y, en el caso del BET y el YFT, la proporción de la captura de atunes tropicales pequeños (< 5 kg). 'p_spp': proporción de la especie en la captura de la bodega.

	PRM p_BET	PRM p_YFT	PRM p_SKJ	Proporción de BET+YFT < 5 kg del PRM en la captura total	Proporción de BET < 5 kg del PRM en la captura total	Proporción de YFT < 5 kg del PRM en la captura total	RDL p_BET	RDL p_YFT	RDL p_SKJ
PRM p_BET	1								
PRM p_YFT	0.12	1							
PRM p_SKJ	-0.8	-0.69	1						
Proporción de BET+YFT < 5 kg del PRM en la captura total	0.5	0.67	-0.77	1					
Proporción de BET < 5 kg del PRM en la captura total	0.71	0.36	-0.73	0.8	1				
Proporción de YFT < 5 kg del PRM en la captura total	0.03	0.7	-0.44	0.74	0.18	1			
RDL p_BET	0.74	0.19	-0.66	0.37	0.47	0.08	1		
RDL p_YFT	0.25	0.75	-0.63	0.57	0.41	0.48	0.15	1	
RDL p_SKJ	-0.68	-0.59	0.85	-0.61	-0.58	-0.34	-0.81	-0.71	1

TABLE 7. Mixed-effect models fitted to the data for which the RDL proportion of BET was greater than zero. p_EMP: EMP proportion of BET in the well; p_RDL: RDL proportion BET in the well. For covariates that are factors, the AIC for the main effect and main effect with interaction are separated by a semicolon. In the model formulae, '*' indicated main effect and interaction; "~1|" indicates the random effect applies to the intercept. Nested random effects are separated by a comma. "**": indicates model shown in Table 8 and Figures 6 - 8.

TABLA 7. Modelos de efectos mixtos ajustados a los datos para los que la proporción de BET del RDL era superior a cero. p_EMP: proporción de BET en la bodega; p_RDL: proporción de BET en la bodega. Para las covariables que son factores, el AIC para el efecto principal y el efecto principal con interacción están separados por un punto y coma. En las fórmulas de los modelos, "*" indica efecto principal e interacción; "~1|" indica que el efecto aleatorio se aplica al intercepto. Los efectos aleatorios anidados están separados por una coma. "**": indica el modelo mostrado en la Tabla 8 y las Figuras 6 - 8.

Modelo	AIC
Box-Cox(p_EMP) ~	
1, random = ~1|vesno	1341
1, random = ~1|obscde	1252
1, random = ~1|tripno	1133
1, random = ~1|vesno, ~1|tripno	1135
1, random = ~1|obscde, ~1|tripno	Non-PD Var-Cov
Box-Cox(p_RDL), random = ~1|vesno	604
Box-Cox(p_RDL), random = ~1|obscde	565
Box-Cox(p_RDL), random = ~1|tripno	472
Box-Cox(p_RDL), random = ~1|vesno, ~1|tripno	467
Box-Cox(p_RDL), random = ~1|obscde, ~1|tripno	474
Box-Cox(p_RDL), random = ~ p_RDL |vesno	593
Box-Cox(p_RDL), random = ~ p_RDL |obscde	563
Box-Cox(p_RDL), random = ~ p_RDL |tripno	474
Box-Cox(p_RDL), random = ~ p_RDL |vesno, ~1|tripno	465
Box-Cox(p_RDL), random = ~ p_RDL |obscde, ~1|tripno	Sin convergencia
Box-Cox(p_RDL) + brailer size, random = ~1|vesno, ~1|tripno	473
Box-Cox(p_RDL)+double mesh, random = ~1|vesno, ~1|tripno	472; 477
Box-Cox(p_RDL) +hopper, random = ~1|vesno, ~1|tripno	471; 462
Box-Cox(p_RDL) + trimester, random = ~1|vesno, ~1|tripno	475; 482
Box-Cox(p_RDL) + year, random = ~1|vesno, ~1|tripno	461; 466
Box-Cox(p_RDL) + vessel flag, random = ~1|vesno, ~1|tripno	485; 492
Box-Cox(p_RDL) + area, random = ~1|vesno, ~1|tripno	480; 490
Box-Cox(p_RDL) + observer cumulative sea days, random = ~1|vesno, ~1|tripno	489
Box-Cox(p_RDL) + proportion small YFT, random = ~1|vesno, ~1|tripno	470
Box-Cox(p_RDL) *hopper + year, random = ~1|vesno, ~1|tripno	458**
Box-Cox(p_RDL) + hopper*year, random = ~1|vesno, ~1|tripno	466
Box-Cox(p_RDL) *year + hopper, random = ~1|vesno, ~1|tripno	470
Box-Cox(p_RDL) *hopper*year, random = ~1|vesno, ~1|tripno	469

TABLE 8. (a) Estimated fixed effects and random effect distribution standard deviations (s.d.) obtained for the mixed-effect model with an AIC of 458 in Table 7. Vessel and trip random effects were on the intercept, with trips nested within vessels. For random effects, approximate 95% CIs and estimates for the s.d. The fitted coefficients of the first two rows correspond to hopper = No. (b) estimated intercepts and slopes for year x presence/absence of a hopper, based on the coefficient values shown in (a). All estimated coefficients ('Value') and their standard errors ('Std. Error') are on the scale of the Box-Cox transformation.
TABLA 8. (a) Desviaciones estándar (s.d.) estimadas de la distribución de efectos fijos y aleatorios obtenidas para el modelo de efectos mixtos con un AIC de 458 en la Tabla 7. Los efectos aleatorios de buque y viaje estaban en el intercepto, con viajes anidados dentro de los buques. Para los efectos aleatorios, IC del 95% aproximados y estimaciones de la s.d. Los coeficientes ajustados de las dos primeras filas corresponden a tolva = No. (b) Interceptos y pendientes estimados para año x presencia/ausencia de tolva, basados en los valores de los coeficientes mostrados en (a). Todos los coeficientes estimados ('Valor') y sus errores estándar ('Error est.') corresponden a la escala de la transformación Box-Cox.

(a)

Efectos fijos	Valor	Error est.	Valor p
Intercepto	-0.36124	0.096427	0.0002
Pendiente p_RDL	0.751707	0.050331	< 0.0000
Intercepto tolva añadida	0.23421	0.115164	0.0519
Efecto de año (2024)	-0.13583	0.041447	0.0015
Pendiente tolva añadida	0.211032	0.060374	0.0005
s.d. distribución de efectos aleatorios	IC inferior	Estimación	IC superior
Buque	0.079157	0.133929	0.226601
Viaje dentro de buque	0.156690	0.189667	0.229583
Dentro de grupo	0.262893	0.277027	0.291922

(b)

	Sin tolva	Tolva
2023		
Intercepto	-0.3612	-0.1270
Pendiente p_RDL	0.7517	0.9627
2024		
Intercepto	-0.497	-0.2628
Pendiente p_RDL	0.7517	0.9627

TABLE 9. Fixed effect coefficients from the mixed-effects model fitted separately to each year. For 2023, there were 432 wells of 28 vessels and 66 trips. For 2024, there were 398 wells of 22 vessels and 61 trips. The p-values shown correspond to t-tests of the fitted coefficients. The intercept and slope coefficients shown in the first two rows for each year correspond to hopper = No. All estimated coefficients ('Value') and their standard errors ('Std. Error') are on the scale of the Box-Cox transformation.

TABLA 9. Coeficientes de efectos fijos del modelo de efectos mixtos ajustados por separado a cada año. Para 2023, hubo 432 bodegas de 28 buques y 66 viajes. En 2024, hubo 398 bodegas de 22 buques y 61 viajes. Los valores p indicados corresponden a pruebas t de los coeficientes ajustados. Los coeficientes de intercepto y pendiente de las dos primeras filas para cada año corresponden a tolva = No. Todos los coeficientes estimados ('Valor') y sus errores estándar ('Error est.') corresponden a la escala de la transformación Box-Cox.

2023	Valor	Error est.	Valor p	Tolva presente: intercepto	Tolva presente: pendiente p_RDL
Intercepto	-0.2635043	0.12126185	0.0304		
Pendiente p_RDL	0.7750724	0.06775058	< 0.0000		
Intercepto tolva añadida	0.0902458	0.14312845	0.5339		
Pendiente tolva añadida	0.1710522	0.08035681	0.0340		
				-0.1733	0.9461
2024					
Intercepto	-0.5585165	0.13258634	< 0.0000		
Pendiente p_RDL	0.7603521	0.07460394	< 0.0000		
Intercepto tolva añadida	0.4115028	0.16596485	0.0222		
Pendiente tolva añadida	0.2385667	0.09060553	0.0089		
				-0.1470	0.9989

a)

b)

FIGURE 1. (a) Double-mesh brailer filled with fish; and, (b) a hopper on the main deck of a vessel.
FIGURA 1. (a) Salabardo de malla doble lleno de pescado; b) una tolva en la cubierta principal de un buque.

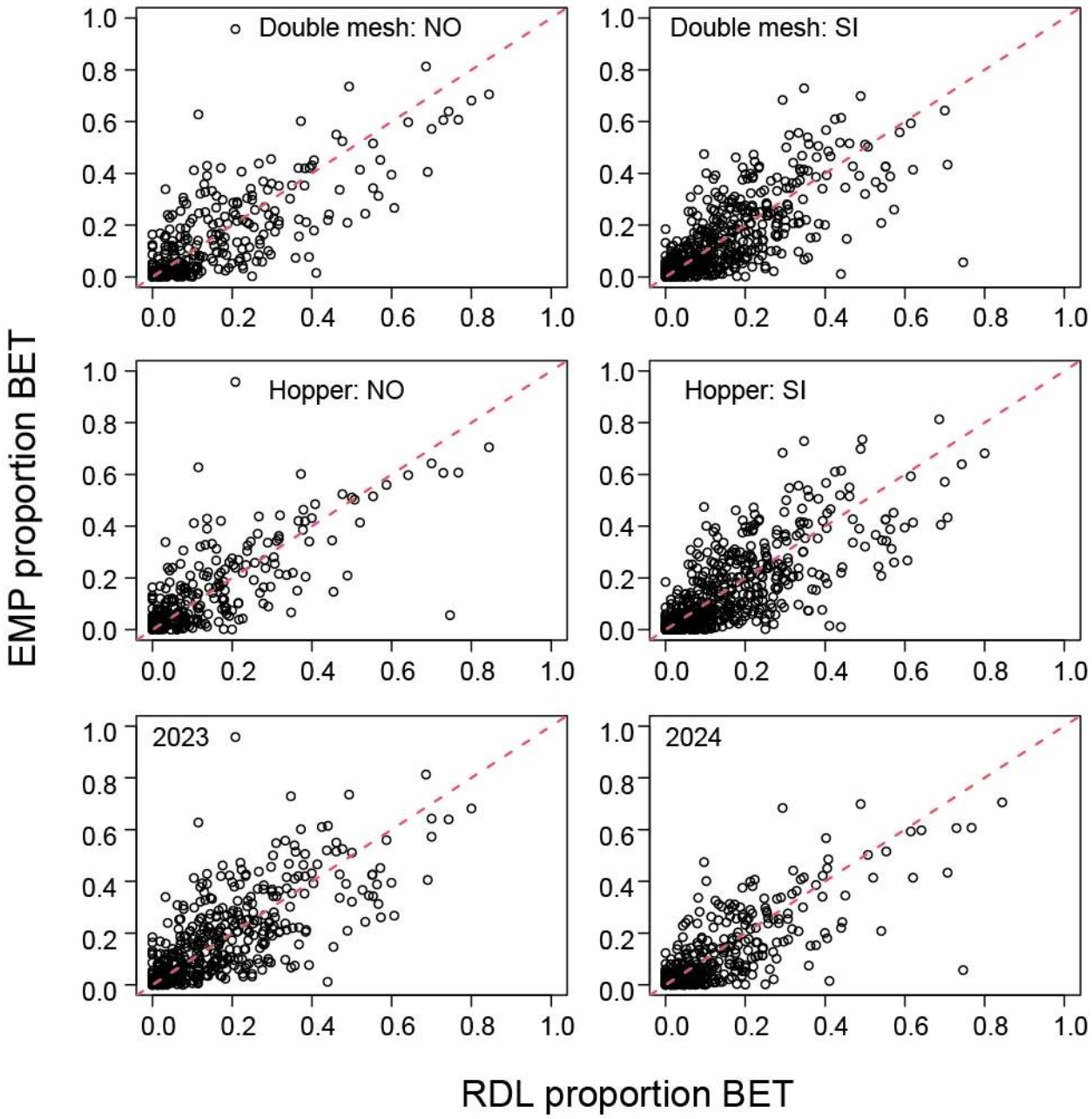

FIGURE 2. Paired estimates of the proportion of BET in each well, according to: presence/absence of double mesh on the brailer (top row); presence/absence of a hopper onboard the vessel (middle row); year the well was unloaded (bottom row). Each open circle is a well. The dashed red line is the 1-to-1 line.
FIGURA 2. Estimaciones pareadas de la proporción de BET en cada bodega, según: presencia/ausencia de malla doble en el salabardo (fila superior); presencia/ausencia de tolva a bordo del buque (fila central); año de descarga de la bodega (fila inferior). Cada círculo abierto corresponde a una bodega. La línea roja discontinua es la línea 1 a 1.

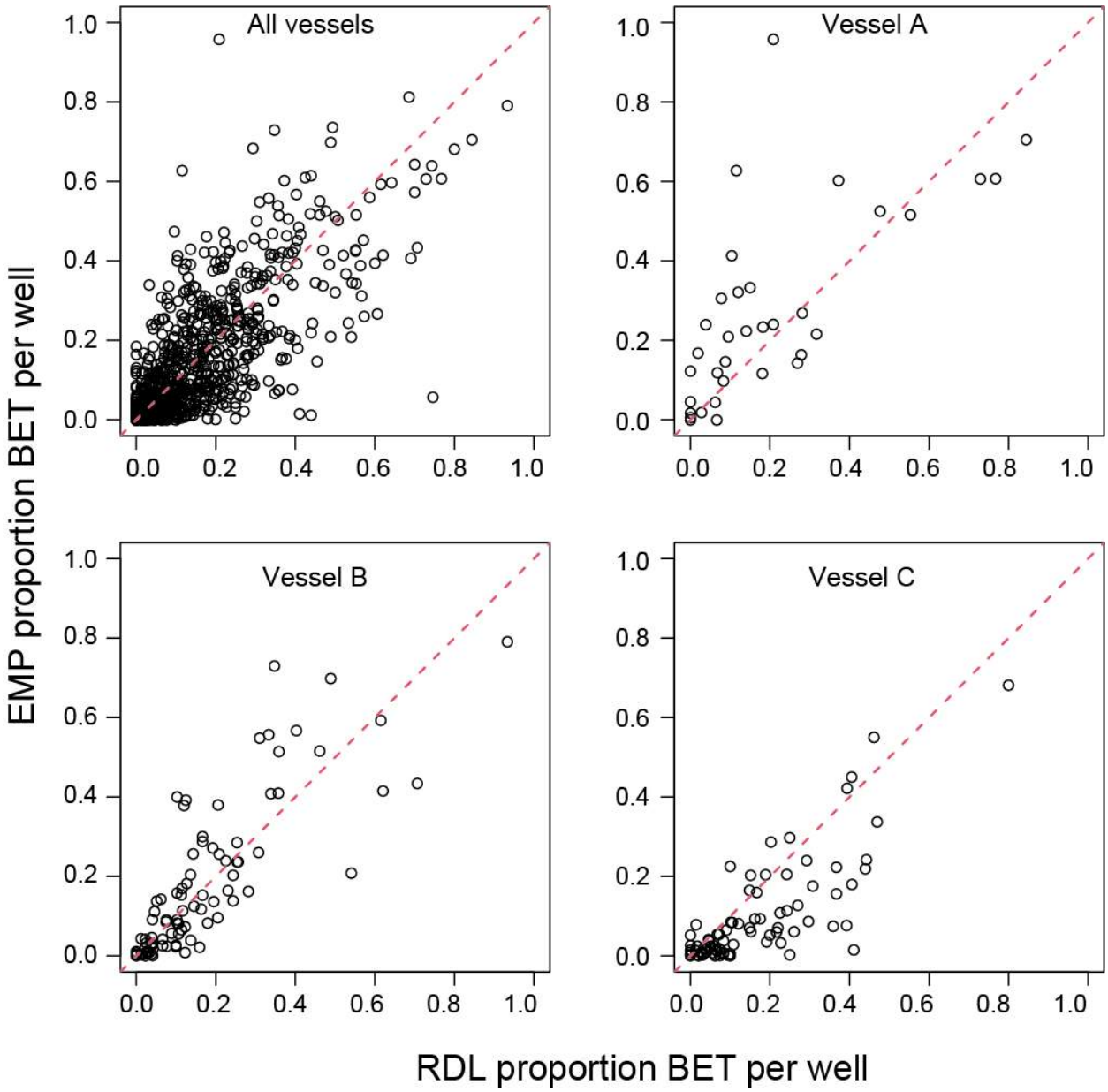

FIGURE 3. Plots of the paired estimates of the proportion of BET in the well, for all vessels, and for three example vessels, Vessels A, B, and C. Each open circle is a well. The red dashed line is the 1-to-1 line.
FIGURA 3. Gráficas de las estimaciones pareadas de la proporción de BET en la bodega, para todos los buques y para tres buques de ejemplo (los buques A, B y C). Cada círculo abierto es una bodega. La línea roja discontinua es la línea 1 a 1.

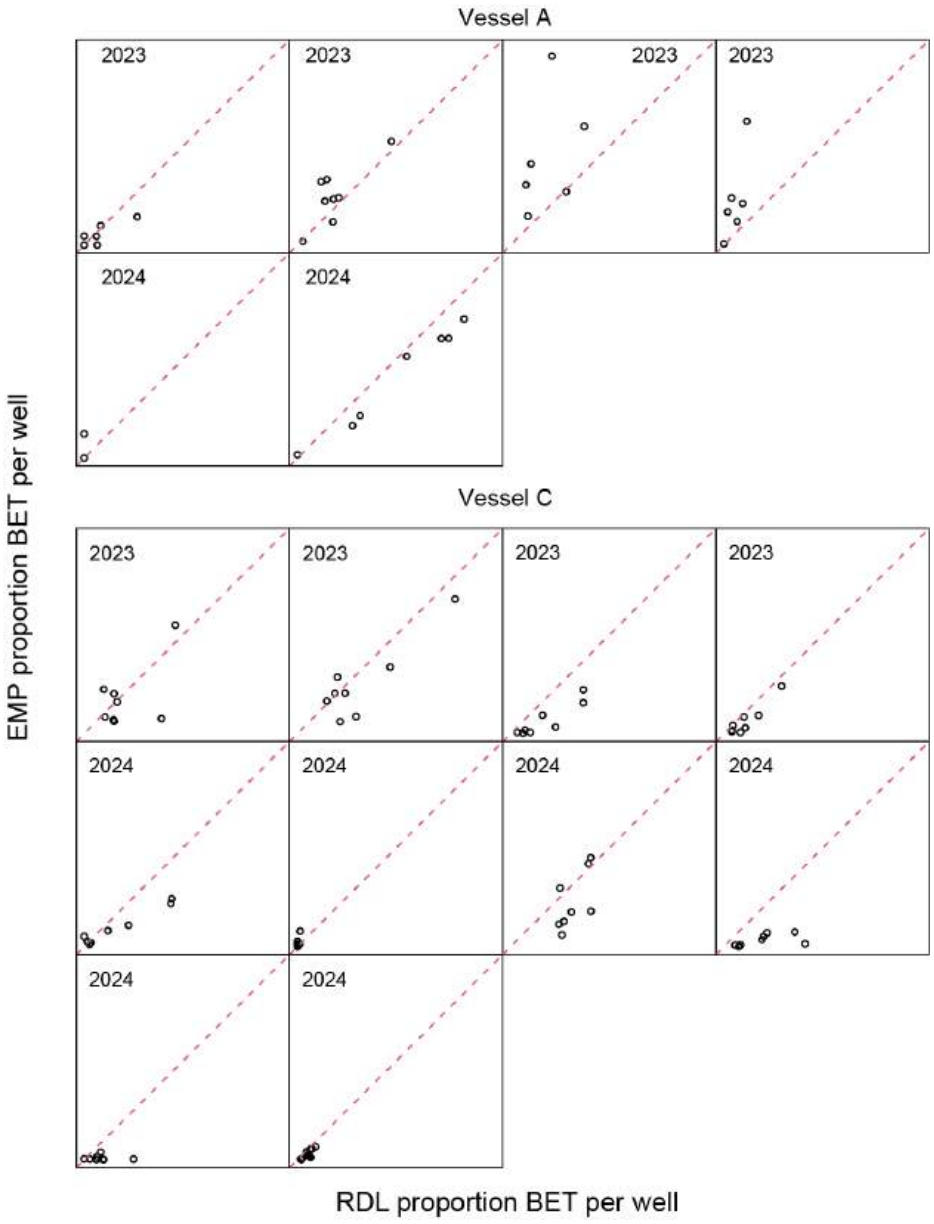

FIGURE 4. Trip-level plots of the paired estimates of the proportion of BET in the well, for two of the three example vessels shown in Figure 3. The range of both the x-axes and y-axes is the same for all panels, from 0 to 1. The red dashed lines are the 1-to-1 lines. Each open circle is an individual well, each panel shows the data for one trip. Panels are arranged by date of unloading; the year of unloading is shown in the lower right corner. The plots of data for all trips, for vessels A and C are shown in Figure 3.

FIGURA 4. Gráficas a nivel de viaje de las estimaciones pareadas de la proporción de BET en la bodega, para dos de los tres buques de ejemplo mostrados en la Figura 3. El rango de los ejes 'x' y 'y' es el mismo para todos los paneles, de 0 a 1. Las líneas rojas discontinuas son las líneas 1 a 1. Cada círculo abierto es una bodega individual, cada panel muestra los datos de un viaje. Los paneles están ordenados por fecha de descarga; el año de descarga aparece en la esquina inferior derecha. En la Figura 3 se muestran las

gráficas de los datos de todos los viajes de los buques A y C.

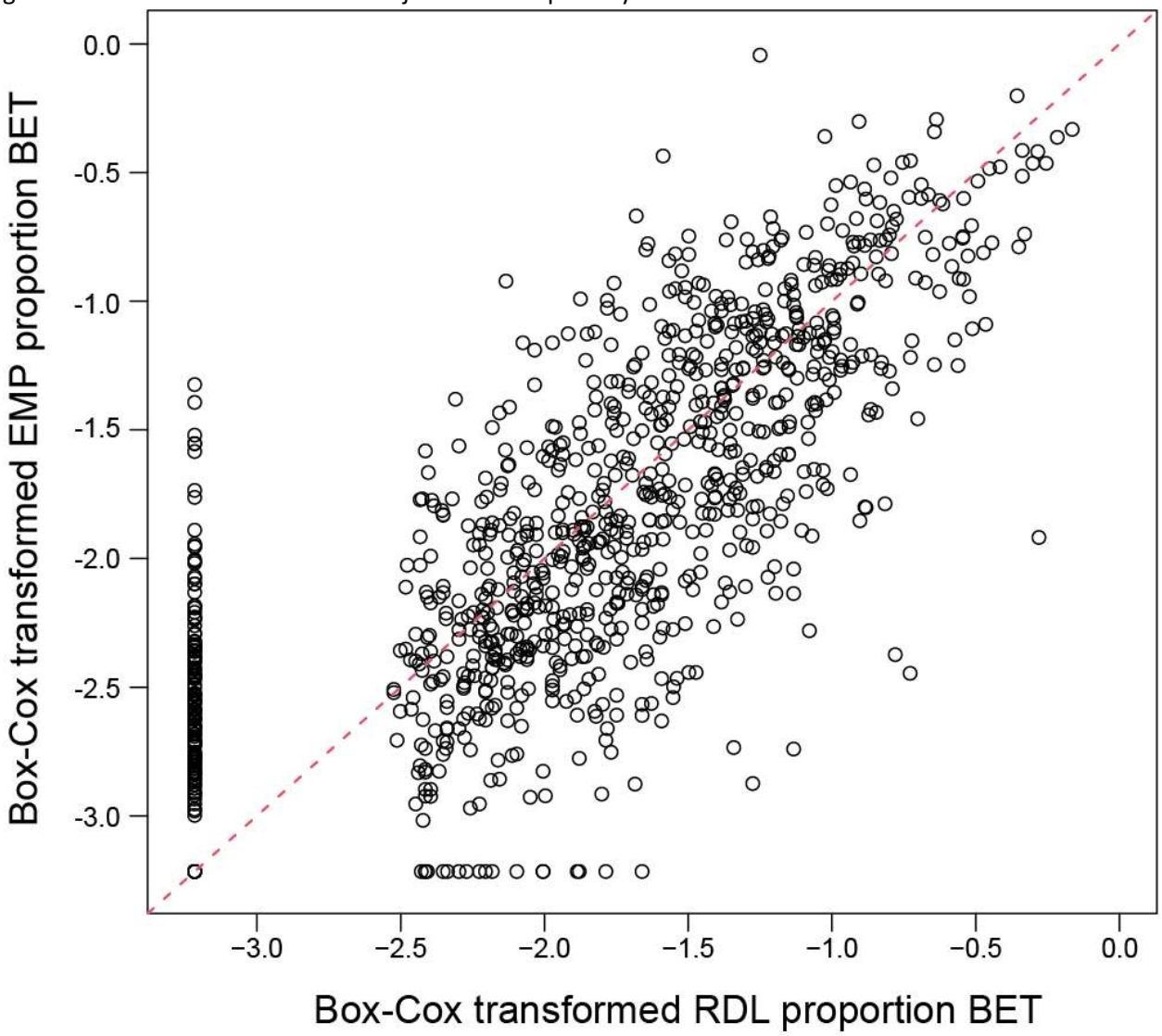

FIGURE 5. Paired Box-Cox transformed estimates of the proportion of BET in each well. A proportion of 0 corresponds to a Box-Cox-transformed value of about -2.7 and a proportion of 0.11 to a Box-Cox-transformed value of roughly -1.50. Each open circle is a well. The dashed red line is the 1-to-1 line.

FIGURA 5. Estimaciones pareadas transformadas mediante Box-Cox de la proporción de BET en cada bodega. Una proporción de 0 corresponde a un valor transformado mediante Box-Cox de aproximadamente -2.7 y una proporción de 0.11 a un valor transformado mediante Box-Cox de aproximadamente -1.50. Cada círculo abierto es una bodega. La línea roja discontinua es la línea 1 a 1.

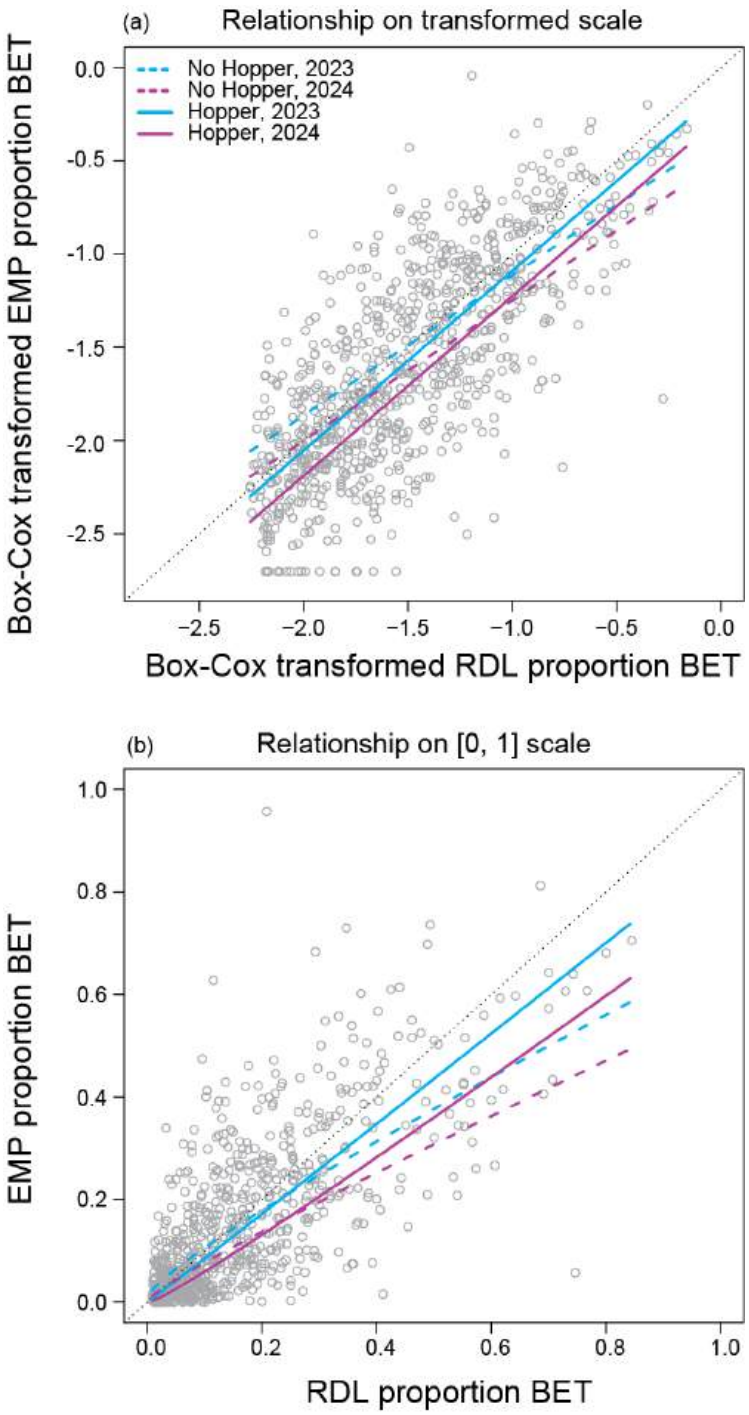

FIGURE 6. The fitted relationships from the mixed-effects model shown in Table 8a. (a): fitted lines on the scale of the Box-Cox transformation; (b): back-transformed relationships (i.e. on [0, 1] scale). The open gray circles are individual wells.

FIGURA 6. Las relaciones ajustadas del modelo de efectos mixtos mostrado en la Tabla 8a. (a): líneas ajustadas en la escala de la transformación Box-Cox; (b): relaciones retrotransformadas (es decir, en la escala [0, 1]). Los círculos grises abiertos son bodegas individuales.

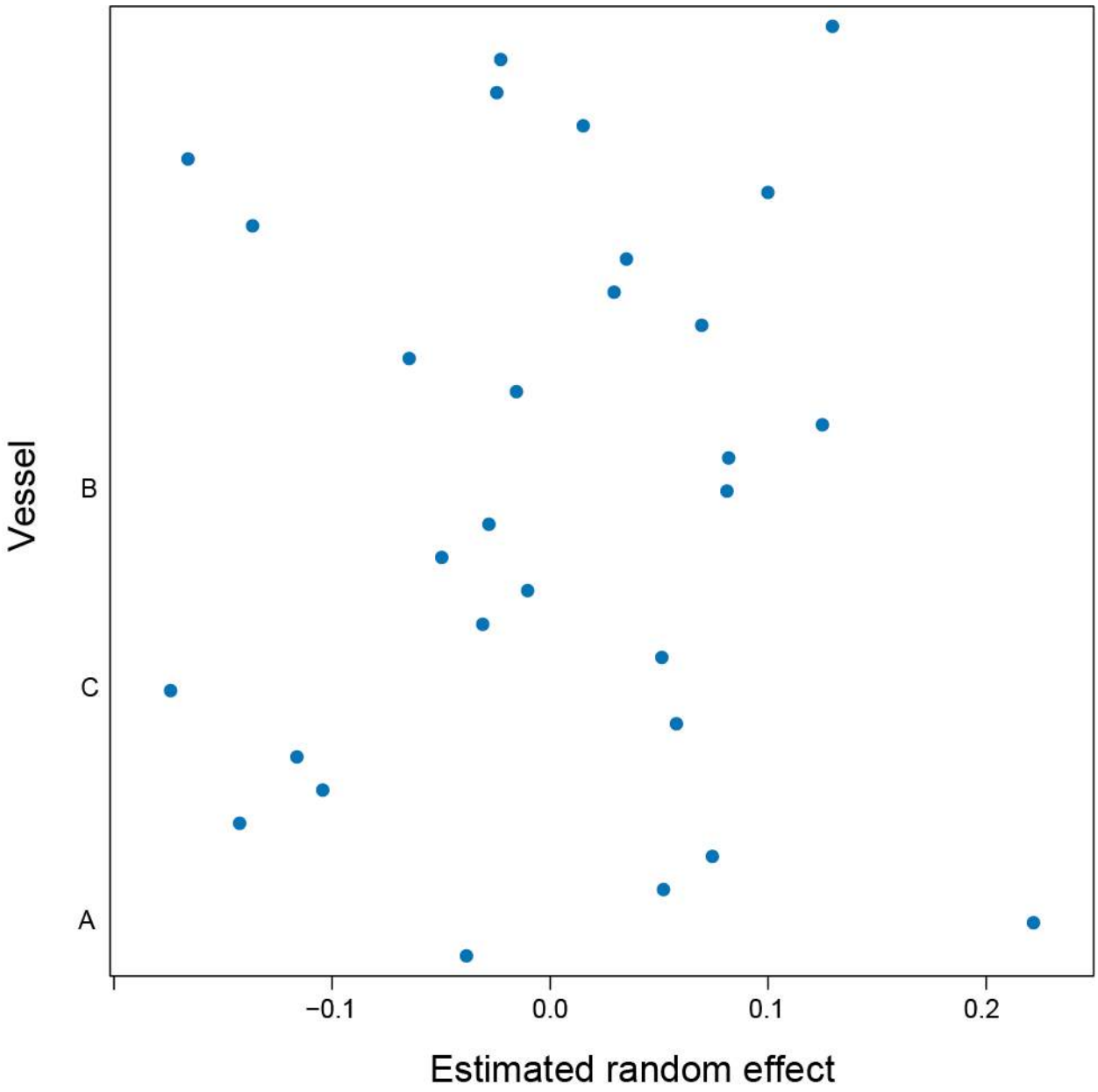

FIGURE 7. Estimated random effects (BLUPs) for each vessel for the mixed-effects model of Table 8a.
FIGURA 7. Efectos aleatorios estimados (MPLI) para cada buque para el modelo de efectos mixtos de la Tabla 8a.

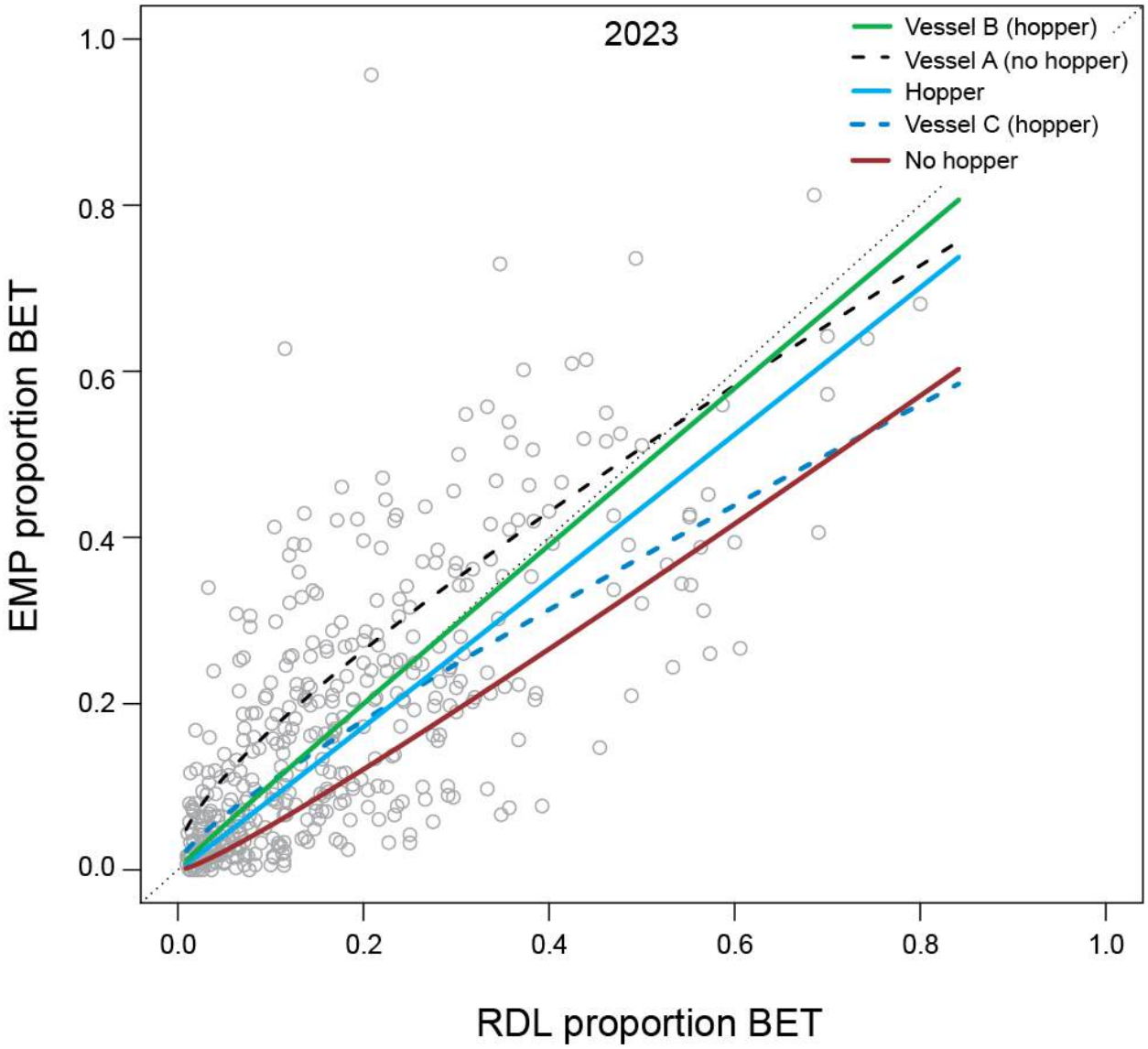

FIGURE 8. The fitted curves from the mixed-effects model shown in Table 8a for the three example vessels of Figures 3 – 4, for wells unloaded in 2023, on the [0, 1] scale. The population curves ('Hopper' and 'No Hopper') are from Figure 6b. The open gray circles are individual wells (trips unloading in 2023).

FIGURA 8. Las curvas ajustadas del modelo de efectos mixtos mostrado en la Tabla 8a para los tres buques de ejemplo de las Figuras 3-4, para bodegas descargadas en 2023, en la escala [0, 1]. Las curvas de población ('Tolva' y 'Sin tolva') proceden de la Figura 6b. Los círculos grises abiertos son bodegas individuales (viajes descargados en 2023).

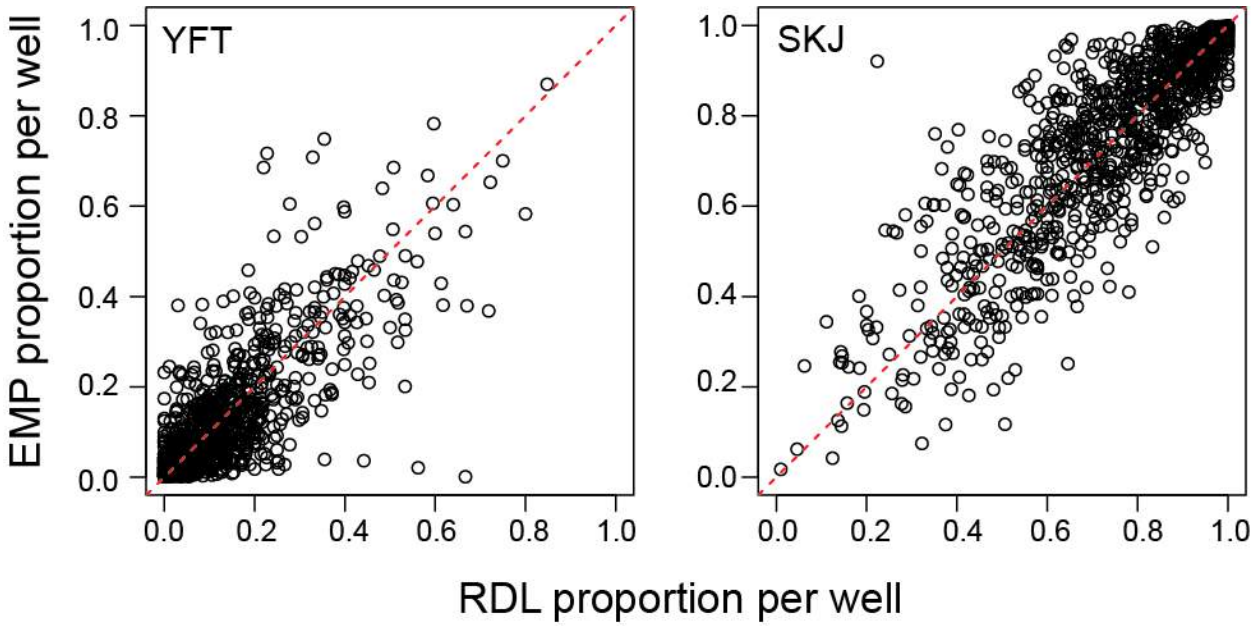

FIGURE 9. Paired estimates (EMP and RDL) of the proportion of YFT in each well (lefthand figure) and the proportion of SKJ in the well (righthand figure) for all vessels, 2023-2024. Each open circle is an individual well. The dashed red line is the 1-to-1 line.

FIGURA 9. Estimaciones pareadas (PRM y RDL) de la proporción de YFT en cada bodega (figura de la izquierda) y de la proporción de SJK en la bodega (figura de la derecha) para todos los buques, 2023-2024. Cada círculo abierto es una bodega individual. La línea roja discontinua es la línea 1 a 1.

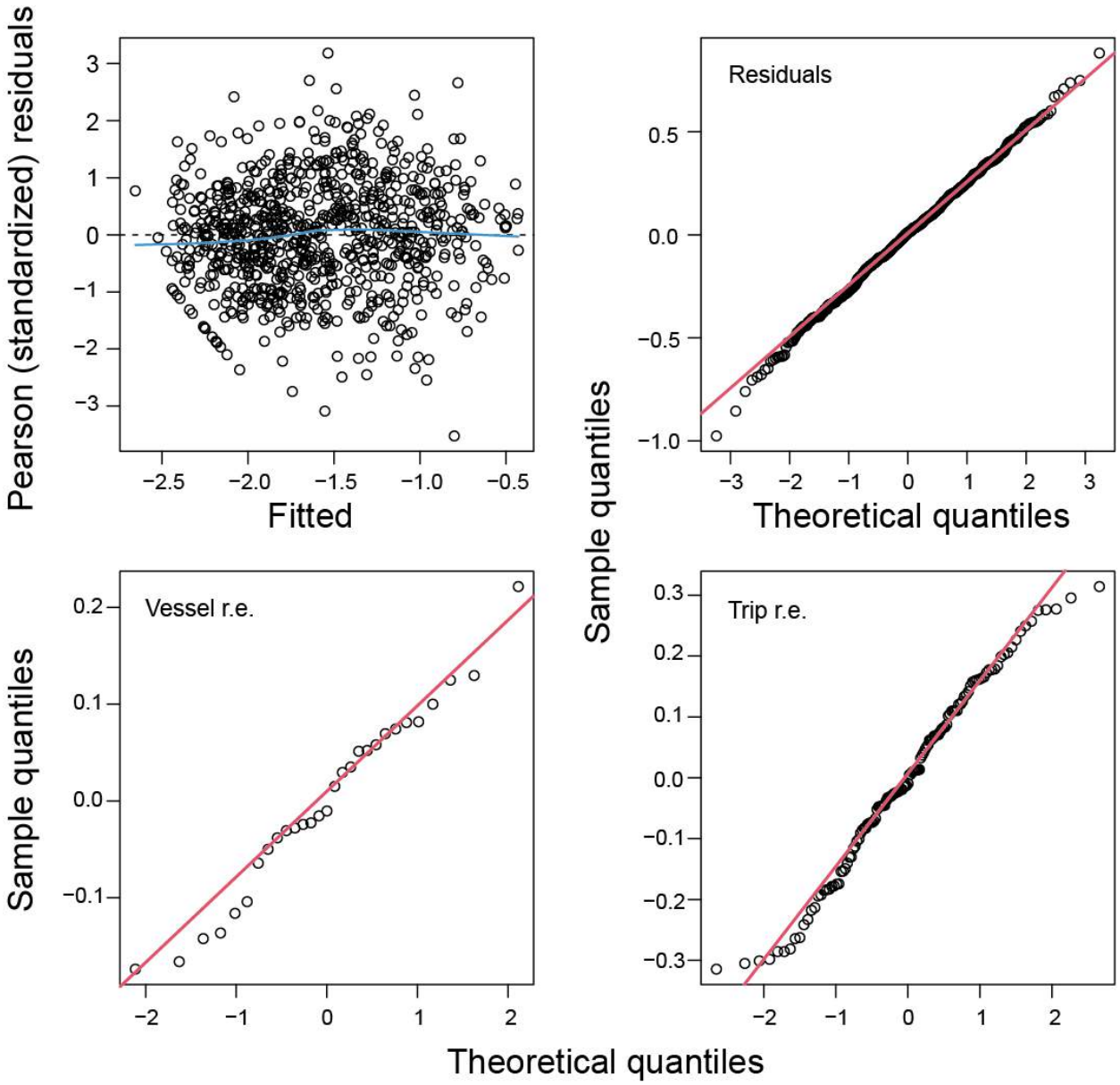

FIGURE 10. Diagnostic plots for mixed-effects model of Table 8a. "r.e.": random effects. The blue line in the upper left panel is a loess smooth (span = 0.75, degree = 1). To aid with visualization of departures from normality, the red lines indicate a theoretical normal quantile-quantile relationship (passing through the first and third quartiles of the data).

FIGURA 10. Gráficas de diagnóstico para el modelo de efectos mixtos de la Tabla 8a. "r.e.": efectos aleatorios. La línea azul en el panel superior izquierdo es un loess suavizado (span = 0.75, grado = 1). Para ayudar a visualizar las desviaciones de la normalidad, las líneas rojas indican una relación cuantil-cuantil normal teórica (que pasan por el primer y tercer cuartil de los datos).

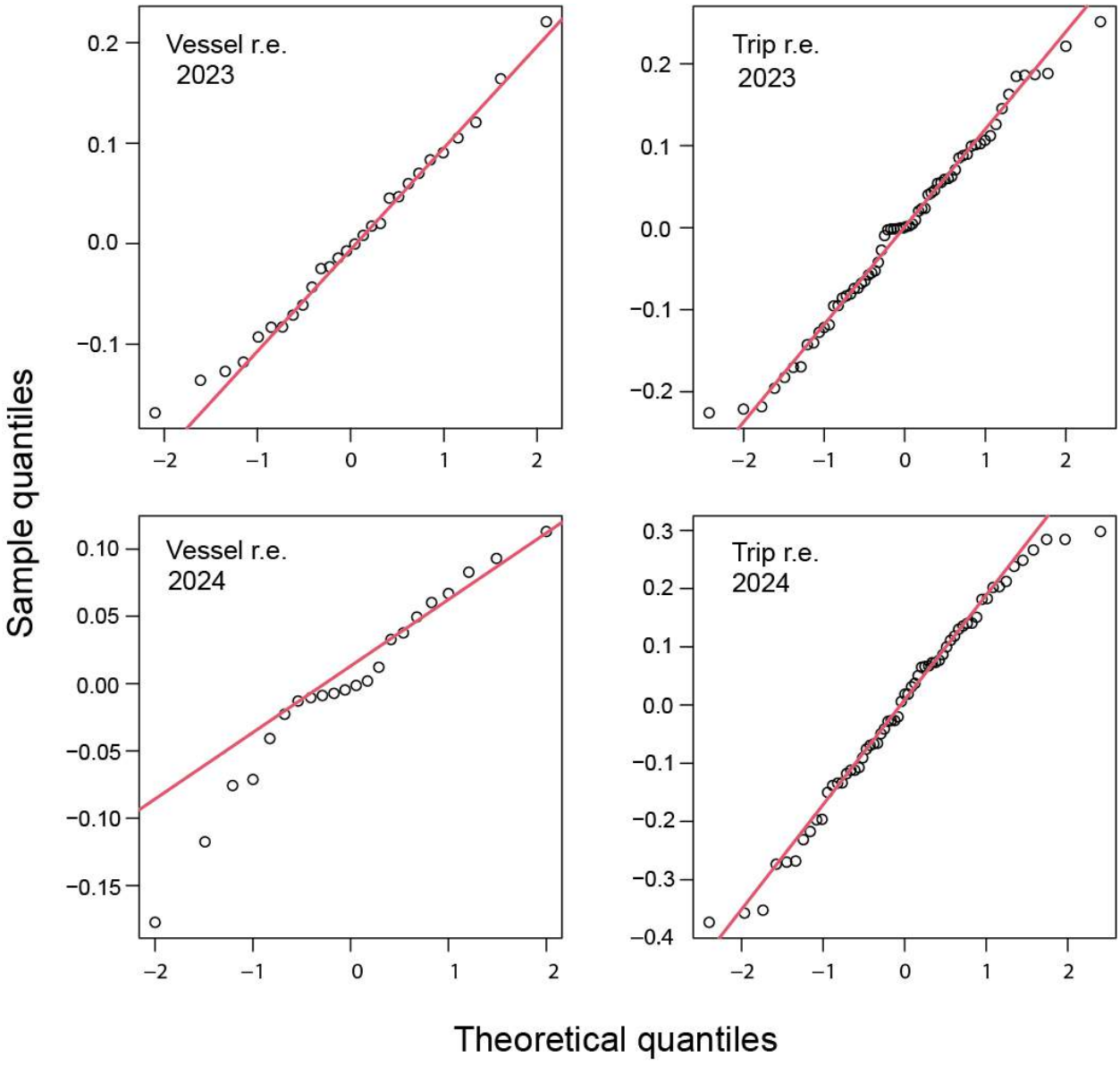

FIGURE 11. Quantile-quantile plots of the vessel random effects and trip random effect for the mixed-effects model of Table 8, fitted to 2023 and 2024 separately. To aid with visualization of departures from normality, the red lines indicate a theoretical normal quantile-quantile relationship (passing through the first and third quartiles of the data).

FIGURA 11. Gráficas de cuantil-cuantil de los efectos aleatorios de buque y de viaje para el modelo de efectos mixtos de la Tabla 8, ajustado a 2023 y 2024 por separado. Para ayudar a visualizar las desviaciones de la normalidad, las líneas rojas indican una relación cuantil-cuantil normal teórica (que pasan por el primer y tercer cuartil de los datos).