2025
Informe
TÉCNICO OFICIAL
018-25
NO-2025-43175627-APN-DNI#INIDEP
24/04/2025

Índice de abundancia de merluza austral (*Merluccius australis*) derivado de la aplicación de un Modelo Lineal General basado en datos de buques de la flota comercial argentina. Período 1992-2024

Anabela Zavatteri, Germán Lukaszewicz, Gonzalo H Troccoli

Dirección: Dirección de Pesqueías de Peces
Area: Programa Pesquerías de Peces Demersales Australes y Subantárticos

Citar como:
Zavatteri A, Lukaszewicz G, Troccoli GH. 2025. Índice de abundancia de merluza austral (Merluccius australis) derivado de la aplicación de un Modelo Lineal General basado en datos de buques de la flota comercial argentina. Perído 1992-2024. Inf Investigación INIDEP Nº 018/25, 14 pp.

COPIA ELECTRÓNICA INIDEP

INIDEP
INSTITUTO NACIONAL DE INVESTIGACIÓN
Y DESARROLLO PESQUERO

Índice de abundancia de merluza austral (*Merluccius australis*) derivado de la aplicación de un Modelo Lineal General basado en datos de buques de la flota comercial argentina. Período 1992-2024

Anabela Zavatteri, Germán Lukaszewicz, Gonzalo H Troccoli

Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero (INIDEP)

COPIA ELECTRÓNICA INIDEP

Resumen ejecutivo

Se estimó un índice estandarizado de la Captura por Unidad de Esfuerzo (CPUE) de la merluza austral (*Merluccius australis*) que comprendió el período 1992-2024, elaborado a partir de datos de la Estadística Oficial de Argentina. Para ello, se ajustó un Modelo Lineal General, definido de la siguiente manera:

$$\frac{\boldsymbol{CPUE_{ijkl}}^{\boldsymbol{\lambda}} - \mathbf{1}}{\boldsymbol{\lambda}} = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{AÑO_i} + \boldsymbol{BIMESTRE_j} + \boldsymbol{ÁREA_k} + (\boldsymbol{BIMESTRE_j} * \boldsymbol{ÁREA_k}) + (\boldsymbol{BIMESTRE_j} * \boldsymbol{BUQUE_l}) + (\boldsymbol{AREA_k} * \boldsymbol{BUQUE_l}) + \boldsymbol{\varepsilon_{ijkl}}$$

El modelo planteado explicó el 19% de la variación total observada. En los inicios del período se observó cierta variabilidad, aunque la tendencia general fue en descenso hasta el año 1997. A partir de allí y hasta el 2008 la CPUE fue más estable, seguido de un aumento sostenido de los rendimientos a partir de 2009 que alcanzó su punto máximo en 2013. Posteriormente y hasta el 2022, la tendencia resultó nuevamente decreciente, con dos años intermedios de pequeños aumentos (2016 y 2020) que no lograron alcanzar la magnitud del valor máximo registrado. En los últimos dos años del análisis (2023 y 2024), se detectaron aumentos en los rendimientos, aunque el primero sólo representó 27% respecto del máximo de toda la serie (2013) y el segundo fue más elevado, alcanzando el 47% respecto del máximo histórico.
En general, los mayores valores de CPUE fueron registrados entre los meses de marzo y junio, predominantemente en el área ubicada al sur de los 53ºS, donde operan los buques de menor potencia de máquina.

Palabras Clave

Merluccius australis, capturas, esfuerzo, índice estandarizado.

Introducción

La merluza austral (*Merluccius australis*) que habita el área sur del Océano Atlántico Sudoccidental (ASO), presenta una distribución estrechamente relacionada con la corriente de Malvinas, localizándose cerca del fondo, desde los 100 hasta más de 1.000 metros de profundidad (Otero y Simonazzi 1980).
La especie es capturada mayormente al sur de los 49ºS, encontrándose los principales cardúmenes en la región ubicada al sur de los 52ºS (Giussi et al. 2005, 2016). En esta región, su abundancia es relativamente baja, ya que su principal área de distribución se encuentra en el Océano Pacífico.
Históricamente, las mayores capturas de la especie provinieron de las declaraciones de la flota que operaba en áreas próximas a las Islas Malvinas, hacia finales de la década de 1980. El máximo histórico fue registrado en el año 1988, con un valor de 14.000 t. A partir de 1989, los desembarques manifestaron un marcado descenso hasta el año 1994, a partir del cual se observó un período de mayor estabilidad, con leves oscilaciones y un promedio anual de 4.000 t hasta el año 2016. Desde 2019, las capturas no han superado las 500 t anuales, alcanzando en 2022 el valor más bajo de todo el período analizado (Gorini y Lukaszewicz 2024).
El asesoramiento científico a la autoridad de aplicación sobre las especies explotadas requiere del ajuste de datos a modelos de dinámica poblacional que permitan estimar variables cuantitativas del estado de un recurso. Dichos datos deben considerar la información derivada de las capturas e índices de abundancia relativa (Maunder y Punt 2004). Estos últimos suelen elaborarse a partir de datos

dependientes de la pesca, utilizando como indicador la Captura por Unidad de Esfuerzo (CPUE).
Los Modelos Lineales Generales (MLG) han sido ampliamente utilizados en la estimación de índices de abundancia (Hillborn y Walters 1992, Hinton y Maunder 2003), dado que permiten lograr la estandarización de los mismos mediante el uso de factores individuales y sus interacciones.
A pesar de que la pesca de merluza austral no es dirigida, es decir que los buques no operan directamente sobre ella, constituye una especie de interés por ser parte de la fauna acompañante de otras especies consideradas más importantes en el área austral, como es la merluza de cola. Esto condujo a la estimación de un índice actualizado y a su posterior aplicación en el correspondiente modelo de estimación de abundancia de la especie para identificar las tendencias de las variables de estado (Zavatteri y Giussi 2023).
Se estableció como objetivo del presente estudio, la estimación de la CPUE para ser utilizada como un índice estandarizado de la abundancia de merluza austral, correspondiente al período 1992-2024, para ser aplicado en la calibración del modelo de evaluación de abundancia de la especie.

Materiales y métodos

Los datos básicos empleados en el análisis provinieron de la Estadística Oficial, elaborada a partir de los partes de pesca que contienen la información de los buques que capturaron merluza austral. Estos mismos, de carácter de declaración jurada, incluyen información sobre las capturas por especie, el número de lances realizados, la fecha y el área donde operó el buque, el tiempo empleado (en horas) y el arte de pesca utilizado, entre otros.
De la totalidad de los datos obtenidos, se consideraron aquellos provenientes del sur de los 49ºS de latitud, donde se encuentra la principal área de distribución de la especie (Gorini et al. 2006, Gorini y Lukaszewicz 2025) en aguas atlánticas. Al norte de dicha latitud, la merluza austral podría ser confundida con la merluza común (*Merluccius hubbsi*), lo que podría generar errores en la consignación de los datos (Giussi et al. 2016). Además, se eliminaron los registros que presentaron datos equívocos, principalmente en las áreas declaradas o las horas dedicadas a cada operación de pesca.
El análisis de Captura por Unidad de Esfuerzo se realizó mediante la aplicación de un Modelo Lineal Generalizado (MLG), implementado en la plataforma R y reparametrizado con la parametrización sigma-restrictiva.
En principio, se planteó el tipo de transformación de la variable respuesta *CPUE*, del tipo Box-Cox (Box y Cox 1964), a fin de aproximar, de mejor manera, la distribución de los errores del modelo a una distribución normal y cumplir así con los supuestos del modelo lineal. De esta manera, la variable respuesta del modelo quedó definida como:

$$CPUE(\lambda) = \begin{cases} \dfrac{CPUE^{\lambda} - 1}{\lambda} & si\ \lambda \neq 0 \\ log(CPUE) & si\ \lambda = 0 \end{cases}$$

donde λ permite minimizar la desviación estándar de una variable transformada estandarizada.
Se utilizó la función *boxcox* de la librería *MASS* del programa R (https://cran.r-project.org/), mediante la cual, a partir del modelo original con la variable respuesta sin transformar, se encontró, por método de máxima verosimilitud, el valor óptimo del parámetro λ a ser utilizado en la transformación. Luego, a partir del valor optimizado de λ, se realizó el ajuste del modelo con la transformación de Box-Cox sobre la variable respuesta *CPUE*.
El modelo se planteó con todos los factores independientes y las interacciones factibles de ser realizadas. Posteriormente, se realizó un Análisis de la Varianza (ANOVA tipo III), para evaluar la significancia de los factores y sus interacciones.
Se consideraron distintos factores que podrían contribuir en la explicación de la tendencia del índice de abundancia. Entre ellos, se analizó el efecto de los años del período considerado (**Año**), los meses de captura agrupados de a dos según el año calendario (**Bimestre**), el área en la cual se desarrollaron

COPIA ELECTRÓNICA INIDEP

las operaciones de pesca y donde fue capturada la especie (**Área**): ≤50º; 51-52º; ≥53º y, por último, se incluyó un factor relacionado con el porte de los buques intervinientes en la pesquería (**Buque**), el cual quedó conformado por dos niveles respecto a la potencia de máquina: ≤4000 y >4000 hp.
Se realizó un diagnóstico del modelo mediante el análisis de los residuales (Zar 1999, Crawley 2013), evaluando el cumplimiento de los supuestos de normalidad, homocedasticidad e independencia de las observaciones. A los efectos de verificar la existencia de datos anómalos ("*outliers*") y puntos influyentes que provocaran resultados sesgados, se resolvió eliminar aquellos puntos cuyos valores residuales se encontraran por fuera de los límites calculados a partir de la Prueba de Bonferroni, con un nivel de significación de 0,05 (Jammalamadaka y Sengupta 2003), la cual considera el número de observaciones y los grados de libertad para establecer dichos límites.
Además, se empleó el Criterio de Información de Akaike, AIC (Akaike 1973; Burnham y Anderson 2002) para seleccionar las variables independientes y sus interacciones, a fin de identificar el mejor submodelo entre las posibles opciones. La selección del modelo se realizó de forma automatizada mediante la función *dredge* del paquete estadístico *MuMIn* del programa R (https://cran.r-project.org/).
A los fines de evaluar las diferencias entre los distintos submodelos y ponderar su importancia, se calcularon los valores de AIC, la diferencia entre dichos valores con respecto al submodelo con el mínimo valor de AIC (delta Akaike) y el peso relativo de cada submodelo.
La bondad de ajuste del MLG y su capacidad para predecir los datos observados, fueron evaluadas mediante la estimación del coeficiente de determinación múltiple (R^2).
Las medias geométricas anuales de la *CPUE* y los límites de sus respectivos intervalos de confianza, estimados mediante el método de máxima verosimilitud, se expresaron en términos de la variable original ($CPUE_i$) por medio de la transformación inversa, de la siguiente manera:

$$\overline{CPUE_i} = \left[\left(\frac{\overline{CPUE_i{}^{\lambda} - 1}}{\lambda}\right)\lambda + 1\right]^{\frac{1}{\lambda}} \quad para\ i = 1992, \dots, 2024$$

y de forma análoga para el resto de los factores e interacciones planteadas.
Finalmente, se seleccionó el modelo que cumpliera de mejor manera con los supuestos de un MLG y, a partir del mismo, se realizó un análisis descriptivo de la variación de la CPUE en relación con los factores independientes y las interacciones entre ellos.

Resultados y Discusión

Análisis de correlación

A partir de la evaluación de la distribución de la CPUE (variable respuesta) y las variables predictivas empleadas en el análisis, se determinó la ausencia de correlación entre ellas (Figura 1). Esto se vio manifestado en los valores de correlación que se encontraron, en todos los casos, alejados del uno.

COPIA ELECTRÓNICA INIDEP

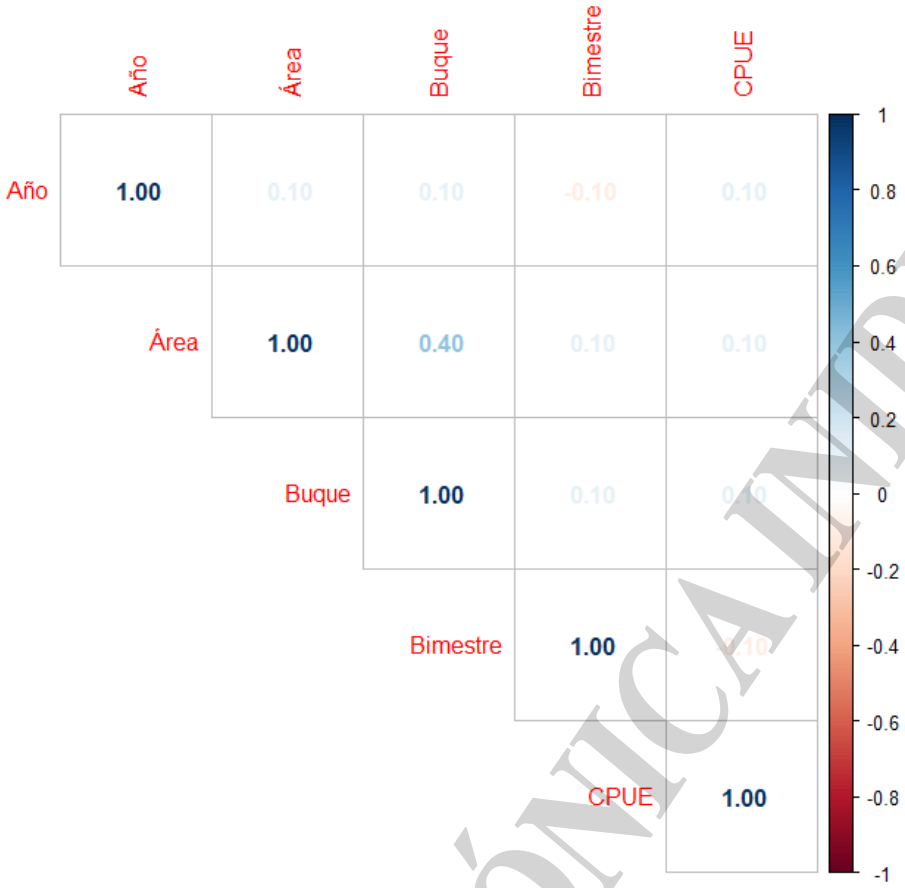

Figura 1. Relación entre la CPUE (t/h) de merluza austral y las variables discretas (Año, Bimestre, Área, y Buque) consideradas en el análisis. Período 1992-2024.

Estimación del parámetro λ de la transformación de Box-Cox

El valor optimizado por máxima verosimilitud, del parámetro λ para la transformación de Box-Cox fue de 0,081 (Figura 2). Dicho valor resultó alejado del cero, que correspondería a una transformación logarítmica, por lo que se justificaría el uso de la transformación Box-Cox sobre la variable respuesta CPUE en el MLG. En este modelo, la variable respuesta quedaría transformada de la siguiente forma:

$$\frac{CPUE^{0,081} - 1}{0,081}$$

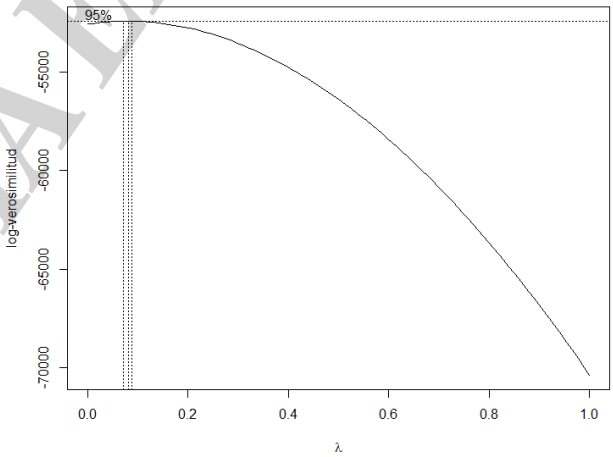

Figura 2. Valor estimado del parámetro λ correspondiente a la transformación de Box-Cox.

COPIA ELECTRÓNICA INIDEP

Selección de las covariables y definición del MLG

El análisis de la varianza (ANOVA) en el modelo general, indicó que todos los factores independientes, y las interacciones entre ellos, fueron significativas (Tabla 1). Las interacciones Año:Bimestre y Año:Área no pudieron ser evaluadas por no registrarse datos de captura en ciertos bimestres de los últimos tres años del análisis (2022-2024). Además, a partir del año 2018, no se registraron capturas en áreas ubicadas al norte de los 50ºS, impidiendo establecer la relación entre los años y las zonas de captura.

Tabla 1. Análisis de la varianza (ANOVA) del modelo con los factores independientes y las interacciones entre ellos.

Factores/Interacciones	SC	gl	Valor F	p (>F)
Intercepto	17.304	1	11.385	< 2,2e-16
Año	590	32	12	< 2,2e-16
Bimestre	245	5	32	< 2,2e-16
Área	764	2	251	< 2,2e-16
Buque	6	1	4	0,048877
Bimestre:Área	194	10	13	< 2,2e-16
Bimestre:Buque	29	5	4	0,00174
Área:Buque	41	2	14	1,111e-07

Se obtuvo una serie de submodelos alternativos mediante distintas combinaciones de las covariables y sus interacciones, todos ellos derivados de un primer modelo global (Tabla 2). Los submodelos (M1-M5) fueron ordenados considerando su peso relativo (*w*), su valor de AIC y la diferencia de AIC entre ellos (ΔAIC).

El análisis de selección de las covariables indicó que el submodelo de mayor importancia relativa (*w*) fue aquel que incluyó todos los factores independientes y las interacciones factibles de realizarse con los datos disponibles (Tabla 2). Los submodelos M_2 a M_5 presentaron valores de *w* muy inferiores al M_1 y los valores de ΔAIC_c fueron superiores a dos.

Tabla 2. Resultado del proceso de selección de covariables. Se muestran los cinco submodelos alternativos más importantes (M1 a M5), la significancia de las covariables (+), los grados de libertad (gl), el negativo del logaritmo de la verosimilitud (-logV), el Criterio de Información de Akaike corregido (AICc), las diferencias entre AICc (ΔAIC_c) y la importancia relativa (*w*) de cada uno de ellos.

Covariables/Submodelos	M_1	M_2	M_3	M_4	M_5
Año	+	+	+	+	+
Bimestre	+	+	+	+	+
Área	+	+	+	+	+
Buque	+	+	+	+	
Bimestre:Área	+	+	+	+	
Bimestre:Buque	+		+		+
Área:Buque	+	+			+
gl	59	54	57	51	49
-logV	-16.896	-16.905	-16.909	-16.917	-16.931
AICc	33.909	33.918	33.932	33.939	33.966
ΔAIC_c	0,00	9,22	23,30	30,15	57,29
w	0,99	0,01	0,000	0,000	0,000

COPIA ELECTRÓNICA INIDEP

Modelo aplicado

El MLG, con la transformación Box-Cox sobre su variable respuesta CPUE y las covariables consideradas como influyentes sobre la CPUE, quedó definido de la siguiente forma:

$$\frac{CPUE_{ijkl}{}^{\lambda}-1}{\lambda} = \mu + AÑO_i + BIMESTRE_j + ÁREA_k + BUQUE + (BIMESTRE_j * ÁREA_k) + (BIMESTRE_j * BUQUE_l) + (AREA_k * BUQUE_l) + \varepsilon_{ijkl}$$

$$siendo\ \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \qquad con\ \lambda = 0{,}081$$

$para\ i = 1992, \dots, 2024; j = 1, \dots, 6; k = 1, \dots, 3; l = 1\ y\ 2.$

siendo:

$CPUE_{ijkl}$: Captura por Unidad de Esfuerzo, expresada en toneladas por hora de arrastre (t/h), correspondiente al año i, al bimestre j, al área k y a la potencia l.

μ: intercepto del modelo.

$AÑO_i$: efecto correspondiente al nivel i del factor año (33 niveles).

$BIMESTRE_j$: efecto correspondiente al nivel j del factor bimestre (6 niveles).

$ÁREA_k$: efecto correspondiente al nivel k del factor área (3 niveles).

$BUQUE_l$: efecto correspondiente al nivel l del factor potencia de buque (2 niveles).

$BIMESTRE_j$ * $ÁREA_k$: Interacción entre bimestre y área, que representa cómo varía el efecto del bimestre en función del área (6 × 3 niveles).

$BIMESTRE_j$ * $BUQUE_l$: Interacción entre bimestre y potencia del buque, que indica si la influencia del bimestre cambia según la potencia del buque (6 × 2 niveles).

$ÁREA_k$ * $BUQUE_l$: Interacción entre área y potencia del buque, que evalúa si el efecto del área depende de la potencia del buque (3 × 2 niveles).

ε_{ijkl}: término de error aleatorio del modelo.

Bondad de ajuste del MLG

Mediante la Prueba de Bonferroni se identificó la presencia de dos valores anómalos en el modelo, los cuales fueron eliminados del análisis. Sin embargo, por tratarse de un bajo número de datos, no se detectaron cambios significativos en la explicación del modelo.

El coeficiente de determinación múltiple (R^2 múltiple) derivado del MLG, explicó el 19% de la variación anual de la CPUE (Tabla 3).

Tabla 3. Prueba de suma de cuadrados *vs.* suma de cuadrados residuales del MLG (período 1992-2024).

Error estándar residual	1,233
R^2 múltiple	0,186
R^2 ajustado	0,182
gl (modelo)	57
gl (residual)	10.336
F	41
p	< 2,2e-16

Diagnóstico del MLG

Los residuos estudentizados se encontraron normalmente distribuidos (Figura 3a). Al aplicar la transformación de Box-Cox se detectó una buena aproximación de los errores a la recta normal esperada (Figura 3b). Así, se cumplió con el supuesto básico de normalidad, necesario para la aplicación del MLG.

COPIA ELECTRÓNICA INIDEP

La relación entre los residuos estudentizados y los valores normales esperados evidenció una distribución homogénea y una tendencia poco significativa de los errores, lo cual permitió aceptar el supuesto de homocedasticidad (Figura 3c).

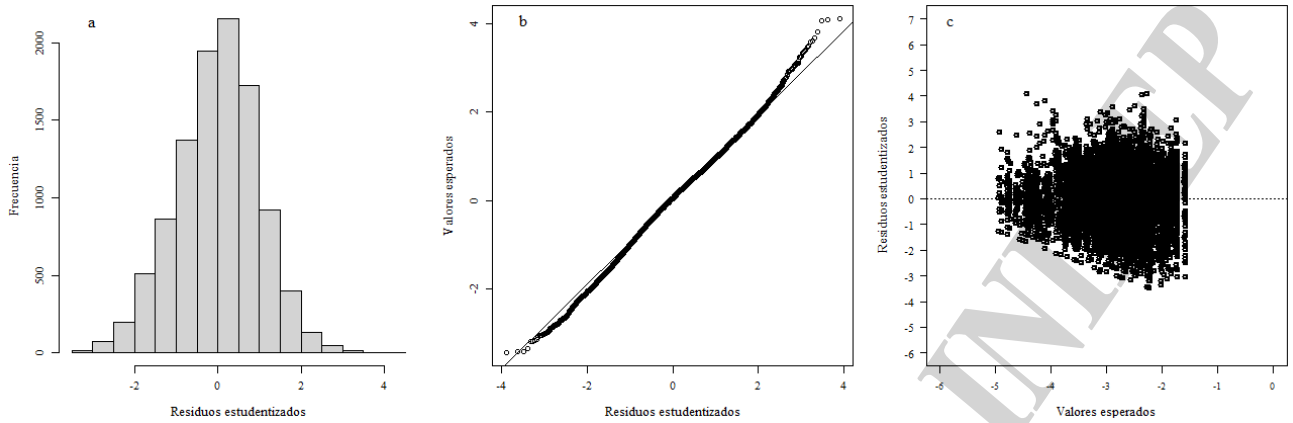

Figura 3. Análisis de normalidad y homocedasticidad de los residuos estudentizados derivados del MLG ajustado para el modelo. Histograma de distribución de frecuencias (a), recta probabilística de normalidad (b), supuesto de homocedasticidad (c).

El análisis anual de los residuos estudentizados del modelo con transformación logarítmica, mostró una distribución normal aceptable, aunque se observó un cierto alejamiento en los extremos respecto de la recta normal en algunos años del período (Figura 4).

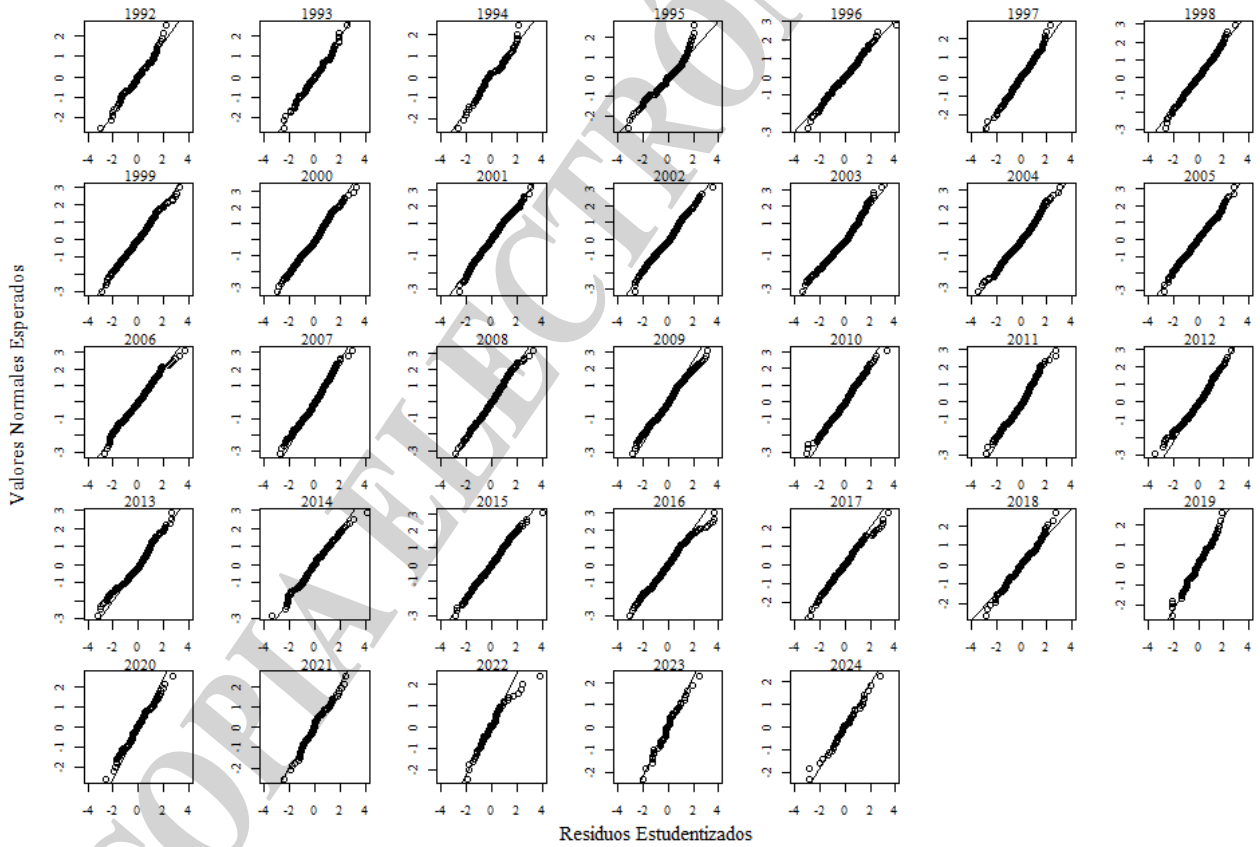

Figura 4. Valores normales anuales esperados para los residuos del MLG. Período 1992-2024.

COPIA ELECTRÓNICA INIDEP

Análisis espacio-temporal de la CPUE estandarizada

CPUE estandarizada correspondiente al factor AÑO

El índice de CPUE estimado a partir del modelo evidenció una tendencia general decreciente a lo largo del período analizado. En los inicios del período se observó cierta variabilidad, aunque la tendencia general fue en descenso hasta el año 1997. Entre ese año y 2008, la CPUE se mantuvo relativamente estable. A partir de 2009, se detectó un aumento sostenido de los rendimientos, alcanzando en 2013 el valor más alto de la serie (Figura 5). Desde entonces y hasta el 2022, la tendencia resultó nuevamente decreciente, con dos años intermedios de pequeños aumentos (2016 y 2020) que no lograron representar la magnitud del valor máximo registrado. En los últimos dos años (2023 y 2024), la CPUE mostró un nuevo incremento, aunque sólo representó el 27% y el 48%, respectivamente, del máximo de la serie (Tabla 4).

Tabla 4. Valores medios anuales de CPUE (en toneladas por hora) de merluza austral estimados por el modelo, intervalos de confianza al 95% y número de observaciones. Período 1992-2024.

Año	$\overline{CPUE}$ estand.	Lím, Inf, IC -95%	Lím, Sup, IC +95%	N	Año	$\overline{CPUE}$ estand.	Lím, Inf, IC -95%	Lím, Sup, IC +95%	N
1992	0,0344	0,0242	0,0486	86	**2009**	0,0226	0,0192	0,0264	522
1993	0,0311	0,0221	0,0434	94	**2010**	0,0303	0,0258	0,0356	470
1994	0,0179	0,0119	0,0264	73	**2011**	0,0288	0,0237	0,0348	321
1995	0,0316	0,0234	0,0425	120	**2012**	0,0402	0,0329	0,0490	285
1996	0,0195	0,0152	0,0247	205	**2013**	0,0490	0,0396	0,0605	235
1997	0,0148	0,0112	0,0194	166	**2014**	0,0394	0,0316	0,0491	225
1998	0,0169	0,0139	0,0205	332	**2015**	0,0347	0,0292	0,0411	418
1999	0,0174	0,0142	0,0212	325	**2016**	0,0406	0,0340	0,0483	386
2000	0,0209	0,0183	0,0239	798	**2017**	0,0326	0,0251	0,0421	166
2001	0,0183	0,0156	0,0214	552	**2018**	0,0214	0,0157	0,0289	128
2002	0,0267	0,0227	0,0313	495	**2019**	0,0119	0,0082	0,0171	94
2003	0,0284	0,0246	0,0327	622	**2020**	0,0171	0,0121	0,0238	104
2004	0,0215	0,0186	0,0248	674	**2021**	0,0109	0,0074	0,0159	86
2005	0,0184	0,0154	0,0218	436	**2022**	0,0081	0,0051	0,0127	63
2006	0,0175	0,0149	0,0205	539	**2023**	0,0134	0,0080	0,0219	48
2007	0,0181	0,0155	0,0211	562	**2024**	0,0234	0,0139	0,0384	43
2008	0,0171	0,0148	0,0197	723					

COPIA ELECTRÓNICA INIDEP

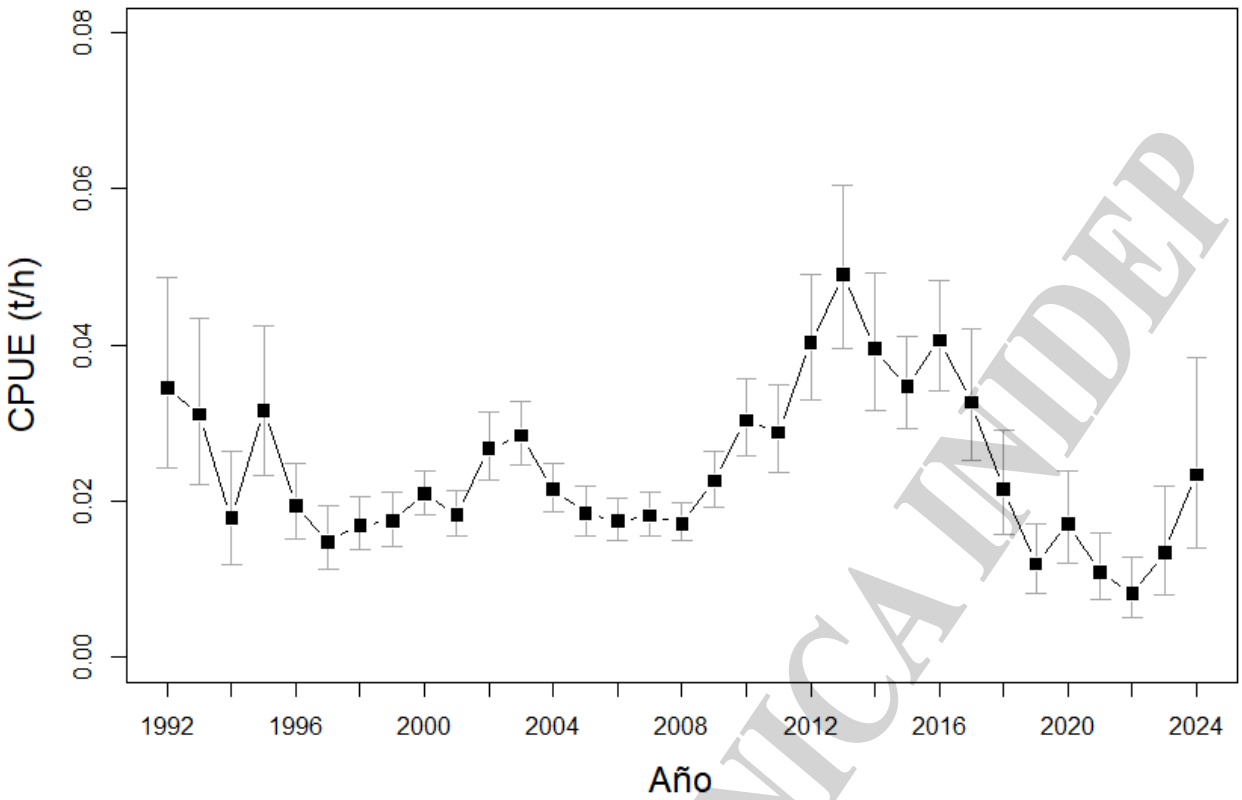

Figura 5. Valores medios anuales de la CPUE estandarizada (t/h) de merluza austral como resultado de los MLG aplicados y sus correspondientes intervalos de confianza del 95%. Período 1992-2024.

CPUE estandarizada correspondiente a los factores individuales BIMESTRE y ÁREA

El análisis temporal de la CPUE estandarizada evidenció los mayores rendimientos en los meses comprendidos entre marzo y agosto. A partir de allí, las capturas por unidad de esfuerzo descendieron hasta alcanzar, en los últimos dos bimestres, valores similares a los de los meses de enero y febrero (Figura 6a). Esto mismo ha sido registrado en análisis previos (Zavatteri et al. 2021, Zavatteri 2023, Zavatteri 2024).

La relación entre los rendimientos y el área evidenció un claro aumento de los mismos hacia el sur de los 53ºS, mientras que a latitudes de 50°S e inferiores fueron muy bajos (Figura 6b). En particular, en los últimos tres años (2022-2024), no se registraron capturas en áreas al norte de los 51ºS.

COPIA ELECTRÓNICA INIDEP

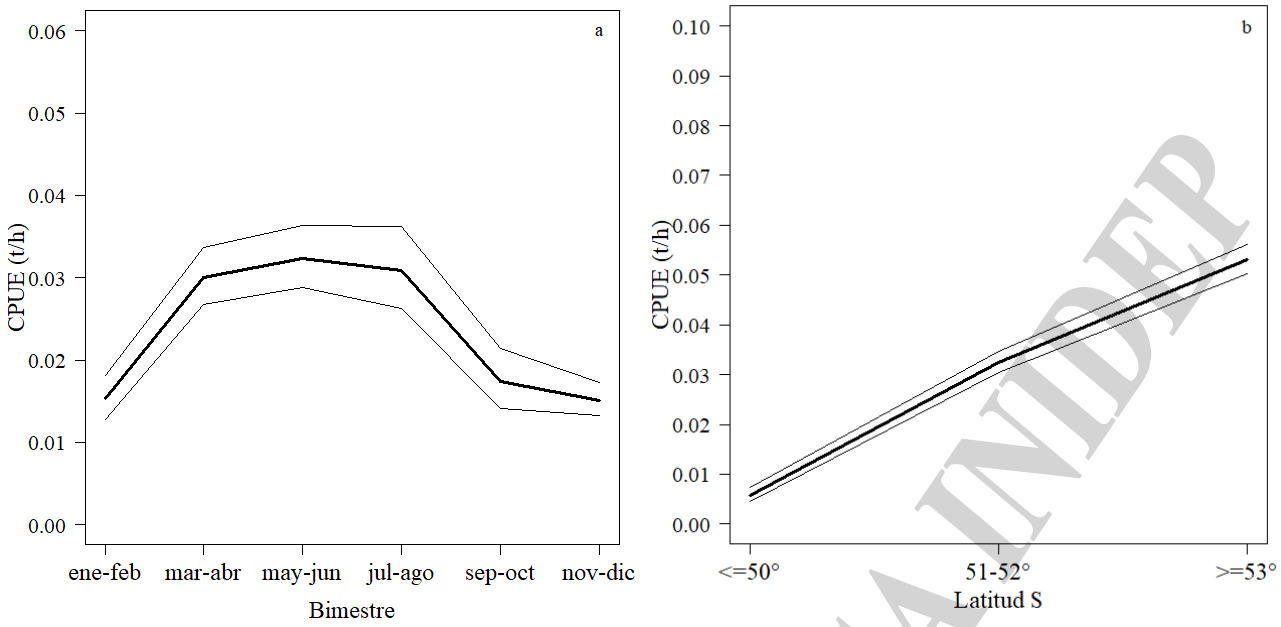

Figura 6. Valores medios anuales de la CPUE estandarizada (t/h) de merluza austral como resultado del MLG aplicado. Análisis de los factores *BIMESTRE* (a) y *ÁREA* (b). Período 1992-2024.

El esfuerzo aplicado a la captura de merluza austral fue menor al norte de los 52ºS a lo largo del período evaluado. A partir del año 2018, las operaciones de pesca en esas áreas fueron prácticamente nulas para los buques que podrían capturar la especie. Al sur de esa latitud, se detectaron mayores valores de CPUE, aunque no necesariamente asociados a un mayor esfuerzo. Los rendimientos más elevados se encontraron en las cuadrículas 5565 y 5566 en la mayoría de los años analizados (Figura 7).

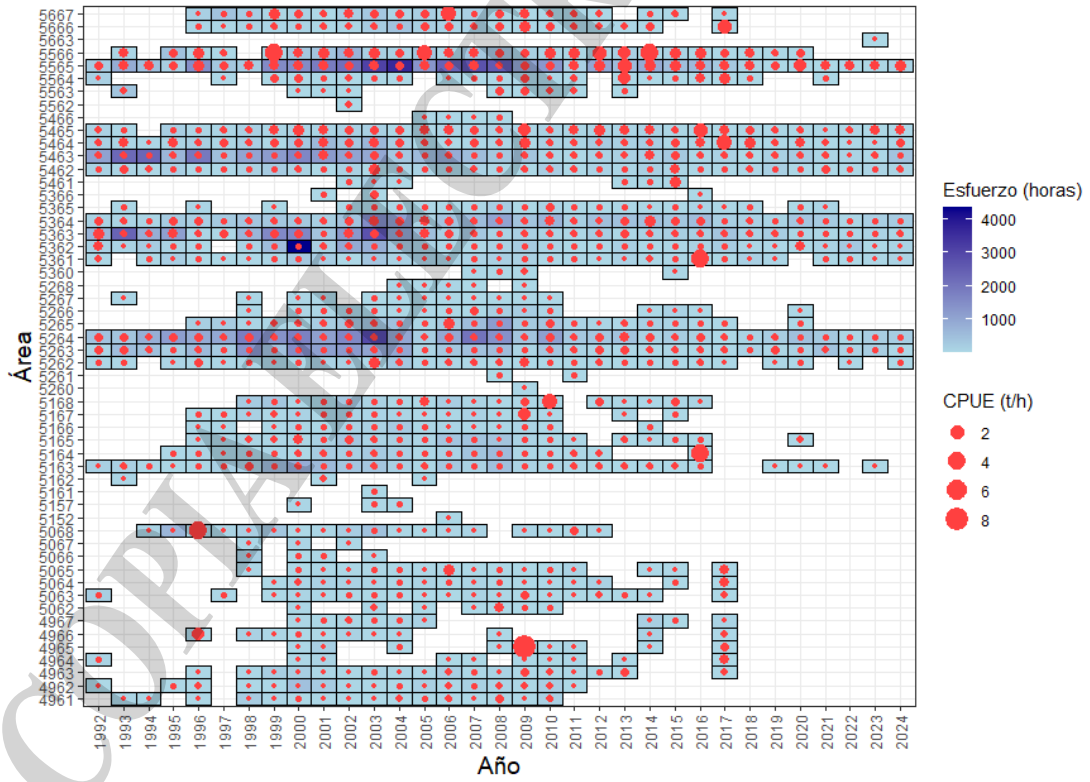

Figura 7. Esfuerzo (h) aplicado y rendimientos (CPUE, t/h) de merluza austral, por Área y Año, en el período 1992-2024.

COPIA ELECTRÓNICA INIDEP

CPUE estandarizada correspondiente a las interacciones BIMESTRE:ÁREA y BIMESTRE:BUQUE

El análisis de la CPUE respecto de la interacción entre los bimestres y las áreas, registró los más elevados rendimientos al sur de los 53ºS entre los meses de marzo y junio. Entre julio y febrero, los rendimientos en esta área disminuyeron. Durante julio y agosto, los valores de CPUE fueron más elevados en el área comprendida entre los 51° y 52° S. Al norte de dichas latitudes, los rendimientos fueron marcadamente inferiores a lo largo de todo el año (Figura 8a).
La tendencia de la CPUE respecto de los bimestres y los buques, evidenció los mayores rendimientos entre los meses de marzo y agosto, para ambos tipos de buques con las potencias de máquina analizadas. En los demás bimestres, los valores de CPUE fueron menores, y las tendencias resultaron prácticamente iguales entre las categorías de buques consideradas (Figura 8b). Es decir que, en los meses que comprenden las temporadas más cálidas de primavera y verano, los rendimientos resultaron menores a los obtenidos en el resto del año, y esto se evidenció para todos los buques que capturaron la especie.

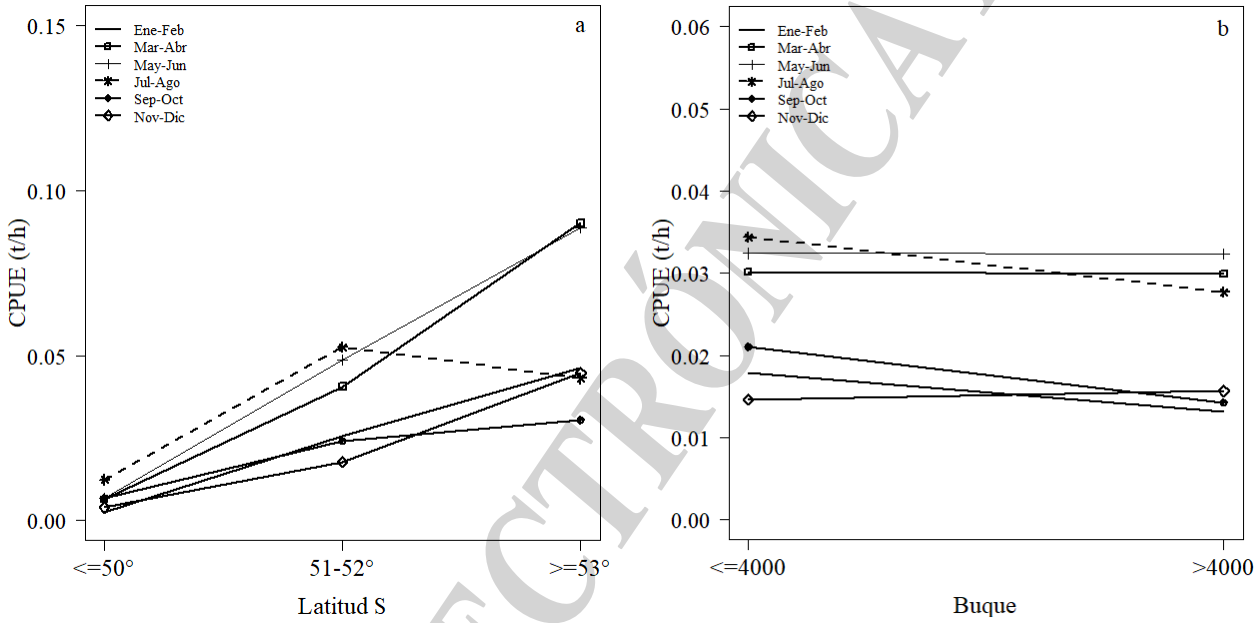

Figura 8. Valores medios anuales de la CPUE estandarizada (t/h) de merluza austral como resultado del MLG aplicado. Análisis de las interacciones *BIMESTRE:ÁREA* (a) y *BIMESTRE:BUQUE* (b). Período 1992-2024.

CPUE estandarizada correspondiente a la interacción ÁREA:BUQUE

Las dos categorías de potencia de buque analizadas evidenciaron la misma tendencia de CPUE en relación con las áreas de pesca. En las áreas al sur de los 51ºS, los buques con menos potencia de máquina presentaron valores de CPUE más elevados que los de mayor potencia. Al norte de dicha latitud, los rendimientos fueron prácticamente iguales (Figura 9).

COPIA ELECTRÓNICA INIDEP

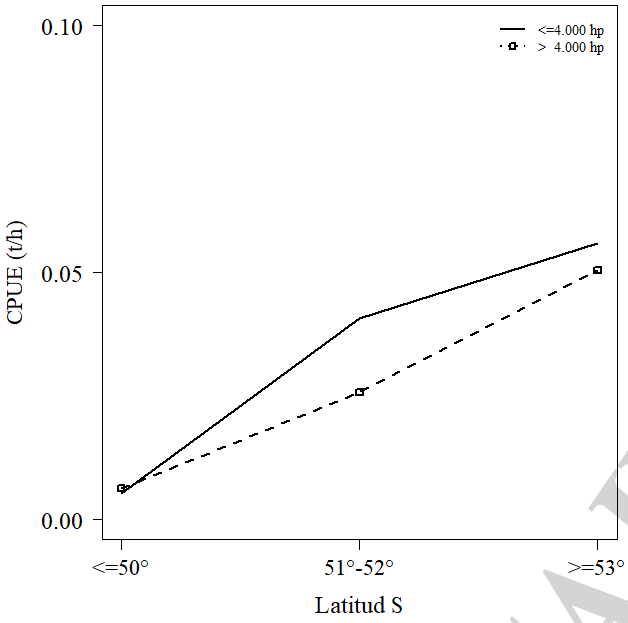

Figura 9. Valores medios anuales de la CPUE estandarizada (t/h) de merluza austral obtenidos mediante el MLG aplicado. Análisis de la interacción *ÁREA:BUQUE*. Período 1992-2024.

Conclusiones

El MLG considerado en el estudio permitió actualizar el índice de abundancia para la merluza austral a partir de datos derivados de la estadística oficial de Argentina, y podría ser aplicado ya que cumplió con los supuestos necesarios para su implementación. El mismo quedó conformado por los factores independientes Año, Bimestre y Área y las interacciones de primer orden que pudieran generarse entre ellos, con excepción de las identificadas como Año:Bimestre y Año:Área, que no pudieron incluirse debido a la ausencia de captura de la especie en ciertas áreas y bimestres, principalmente en los últimos tres años del análisis. Estas modificaciones generaron cambios en la tendencia de la CPUE en algunos años respecto del MLG utilizado para la especie en 2023 (Zavatteri 2023). Sin embargo, la tendencia fue muy similar al modelo planteado para el año siguiente (Zavatteri 2024).

La varianza explicada fue del 19%, un valor muy similar a la observada para el período en los últimos análisis realizados (Zavatteri 2023, 2024). Si bien la explicación del modelo es relativamente baja, es importante destacar que se trata de un índice de una especie que es capturada como fauna acompañante de otras pesquerías que cuentan con captura dirigida, como las de merluza de cola y polaca. Esta falta de intencionalidad de captura hacia la merluza austral, podría generar ciertas dificultades para lograr una explicación adecuada del modelo a partir de los datos observados.

La tendencia general del índice fue descendente a lo largo del período evaluado. En los últimos dos años (2023 y 2024) se detectaron aumentos en los rendimientos. Sin embargo, el primero sólo representó 27% respecto del máximo de toda la serie (2013) y el segundo fue más elevado, alcanzando el 47%.

Los valores de CPUE más elevados fueron observados entre los meses de marzo y junio y en el área ubicada al sur de los 53ºS. Los buques de menor potencia de máquina fueron los que registraron los mayores rendimientos al sur de los 51ºS. No se evidenciaron diferencias al norte de dicha latitud.

Bibliografía

AKAIKE H. 1973. Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle. In: B.N. PETROV and F. CSAKI, eds. Second International Symposium on Information Theory. Budapest: Akademiai Kiado, pp. 267–281.

COPIA ELECTRÓNICA INIDEP

BOX GEP, COX DR. 1964. An analysis of transformations, Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 26, 211-252.

BURNHAM K, ANDERSON D. 2002. A Practical Information-Theoretic Approach, 2nd ed., XXVI, 488 p.

CRAWLEY MJ. 2013. The R Book. Second edition. Chichester (UK): Wiley & Sons, 1041 pp. ISBN 978-0-470-97392-9.

GIUSSI AR, GORINI FL, SANCHEZ F, WÖHLER OC. 2005. Distribución de las especies del género *Merluccius* del Mar Argentino al sur de los 45°S. Inf. Téc. Int. INIDEP Nº 71/2005. 9 pp.

GIUSSI AR, GORINI FL, DI MARCO EJ, ZAVATTERI A, MARÍ NR. 2016. Biology and fishery of the Southern hake (*Merluccius australis*) in the Southwest Atlantic Ocean. Rev. Invest. Desarr. Pesq. Nº28: 37-53.

GORINI FL, LUKASZEWICZ G. 2025. Actualización de la estadística pesquera de peces demersales australes en el Atlántico Sudoccidental (período 2012-2024). Inf. Téc. Of. INIDEP (em elaboración).

GORINI FL, GIUSSI AR, WÖHLER OC. 2006. Actualización de la estadística pesquera de peces demersales australes en el Atlántico Sudoccidental (periodo 1990-2004). Inf. Téc. INIDEP Nº 12/2006. 90 p.

Hillborn R, Walters CJ. 1992. Quantitative fisheries stock assesment: choice, dynamic and uncertainty. Chapman and Hall, London, 542 pp.

Hinton MG, Maunder MN. 2003. Methods for standardizing CPUE and how to select among them [MWG-7]. Noumea, New Caledonia: SPC, Secretariat of the Pacific Community. Standing Committee on Tuna and Billfish, Mooloolaba, Queensland, Australia, 9-16 July 2003, 16th. 11 p.

JAMMALAMADAKA SR, SENGUPTA D. 2003. Linear Models an Integrated Approach. Singapore: World Scientific Publications. 622 p.

MAUNDER MN, PUNT AE. 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches. Fisheries Research, 70: 141-159.

OTERO HO, SIMONAZZI MA. 1980. Los recursos pesqueros demersales del Mar Argentino. Parte I. Evaluación de la biomasa (standing stock) de la merluza común (*Merluccius hubbsi*) y de la merluza austral (*Merluccius polylepis*) en el área de distribución estival. Rev. Invest: Desarr. Pesq., 2: 5-12.

ZAR JH. 1999. Biostatistical Analysis. 4th Edition, Prentice Hall, Upper Saddle River, 663 p.

ZAVATTERI A. 2023. Índice de abundancia de merluza austral (*Merluccius australis*) derivado de la aplicación de un Modelo Lineal General a partir de datos de buques de la flota comercial argentina. Período 1992-2022. Inf. Invest. INIDEP Nº081/2023. 14 p.

ZAVATTERI A. 2024. Índice de abundancia de merluza austral (*Merluccius australis*) derivado de la aplicación de un Modelo Lineal General a partir de datos de buques de la flota comercial argentina. Período 1992-2023. Inf. Téc. Of. INIDEP. 14 p. (en corrección en DNI).

ZAVATTERI A, GIUSSI AR. 2023. Evaluación de la abundancia de la merluza austral (*Merluccius australis*) del Océano Atlántico Sudoccidental para el período 1986-2022. Recomendación de la Captura Biológicamente Aceptable del año 2024. Inf. Téc. Of. INIDEP Nº034/2023. 12 p.

ZAVATTERI A, GIUSSI AR, LUKASZEWICZ G. 2021. Índice de abundancia de merluza austral (*Merluccius australis*) derivado de la aplicación de un Modelo Lineal General a partir de datos de buques de la flota comercial argentina. Período 1992-2019. Inf. Invest. INIDEP Nº021/2021. 11 p.

COPIA ELECTRÓNICA INIDEP