

Estimación de un índice de abundancia de juveniles de merluza negra (*Dissostichus eleginoides*) en el Atlántico Sudoccidental a partir de campañas de investigación realizadas con un buque comercial. Periodo 2017-2020.

Gonzalo Troccoli, Emiliano Di Marco, Patricia Martínez y Otto Wöhler

Resumen

Se realizó una estandarización de la CPUE anual de datos provenientes de la campaña destinada a evaluar juveniles de Merluza negra realizada a bordo de un buque comercial por medio de la aplicación de un Modelo Lineal (ML). El modelo final, cuyo periodo considerado fue entre los años 2017-2020, se definió como:

$$\ln(\text{CPUE}_{ijkl}) = \mu + \text{AÑO}_i + \text{PROF} + \text{TEMP} + \varepsilon_i$$

La tendencia general anual del índice resultó declinante entre el periodo 2017 y 2019, con un marcado incremento en el año 2020. El cambio abrupto en el mismo podrían deberse a modificaciones en la distribución de los peces o en la abundancia local, que derivara en una mayor disponibilidad en el área cubierta por el crucero. El motivo de esta tendencia podría verificarse, en el largo plazo, con la continuidad de la realización de las campañas en los años venideros.



Estimación de un índice de abundancia de juveniles de merluza negra (*Dissostichus eleginoides*) en el Atlántico Sudoccidental a partir de campañas de investigación realizadas con un buque comercial. Periodo 2017-2020.

Gonzalo Troccoli, Emiliano Di Marco, Patricia Martínez y Otto Wöhler

Instituto Nacional de Investigación y desarrollo Pesquero (INIDEP)

Resumen

Se realizó una estandarización de la CPUE anual de datos provenientes de la campaña destinada a evaluar juveniles de Merluza negra realizada a bordo de un buque comercial por medio de la aplicación de un Modelo Lineal (ML). El modelo final, cuyo periodo considerado fue entre los años 2017-2020, se definió como:

$$\ln(\text{CPUE}_{ijkl}) = \mu + \text{AÑO}_i + \text{PROF} + \text{TEMP} + \varepsilon_i$$

La tendencia general anual del índice resultó declinante entre el periodo 2017 y 2019, con un marcado incremento en el año 2020. El cambio abrupto en el mismo podría deberse a modificaciones en la distribución de los peces o en la abundancia local, que derivara en una mayor disponibilidad en el área cubierta por el crucero. El motivo de esta tendencia podría verificarse, en el largo plazo, con la continuidad de la realización de las campañas en los años venideros.

Palabras Clave

Merluza negra, Índice de abundancia, CPUE, juveniles

Introducción

A comienzos de la década de los noventa, el rápido incremento en las capturas y la expansión del área de pesca en la pesquería argentina de merluza negra (*Dissostichus eleginoides*) originó una situación de sobreexplotación del recurso (Wöhler & Martínez 2002). Las características biológicas de esta especie, como ser una baja fecundidad, madurez tardía, crecimiento lento y distribución batimétrica particular, la convierten en una especie muy sensible a dicha situación (Prenski & Almeida 2000; Horn 2002; Belchier 2004). Todo esto motivó la recomendación de diversas medidas de manejo por parte del INIDEP, cuyo objetivo principal fue preservar la sustentabilidad del recurso y de la pesquería.

Una de las medidas de mayor impacto positivo, en cuanto a la sostenibilidad de la pesquería, fue la relacionada con la profundidad permitida para operar en forma dirigida sobre la especie. La misma se basó en que la merluza negra presenta una distribución diferencial por tamaños según la profundidad. Los juveniles se encuentran, principalmente, a profundidades menores a los 600 metros, mientras que los adultos lo hacen hasta los 2.500 metros, en pozos y cañones submarinos (Cassia & Perrotta 1998). Esta distribución característica significó una ventaja al momento de sugerir una medida de manejo

tendiente a minimizar la presencia de juveniles en las capturas. La normativa vigente establece que los lances de pesca, tanto con red de arrastre como con palangre, deben realizarse obligatoriamente a profundidades mayores a los 800 metros (Resolución SAGPyA N°19/02). Si bien esta limitación fue efectiva y cumplió con el objetivo propuesto en cuanto a la presencia de juveniles en las capturas, produjo un efecto de déficit en la obtención de información sobre esa fracción poblacional, ya que sesgó los datos disponibles derivados de la pesca comercial hacia la fracción adulta y, en consecuencia, generó una mayor incertidumbre sobre la estimación de los reclutamientos en el modelo de evaluación de abundancia (Di Marco et al. 2019).

Con la finalidad de encontrar una solución a la problemática planteada e intentar estimar, a su vez, la variabilidad interanual de los juveniles de merluza negra a bordo de un buque comercial, se planificaron campañas de evaluación para dicha fracción del recurso, a bordo del B/P Centurión del Atlántico (Troccoli et al. 2018, 2019, 2020, 2021) en dos áreas determinadas (5363 y 5462). Las mismas fueron autorizadas por el Consejo Federal Pesquero (CFP) mediante diversas actas (Actas N°24/2017, N°24/2018, N°25/2019 y N°19/2020). En el año 2020, se realizó por primera vez, una estandarización de la Captura por Unidad de Esfuerzo (CPUE) mediante un Modelo Lineal (ML), cuyo periodo abarcó tres años (2017-2019), en la que se observó una tendencia declinante de esa fracción del *stock* (Troccoli et al. 2021).

Por lo tanto, y continuando con el objetivo mencionado previamente, en este trabajo se estima un índice de abundancia de juveniles de merluza negra (*Dissostichus eleginoides*) independiente de la pesquería, durante el período 2017-2020, factible de ser utilizado en la calibración del modelo de evaluación de dicha especie que lleva a cabo anualmente el INIDEP.

Materiales y métodos

Las campañas se realizaron a bordo del B/P Centurión del Atlántico, propiedad de la empresa Estremar S. A., durante los meses de septiembre de los años 2017, 2019 y 2020 y entre septiembre y octubre del 2018.

El área de estudio se limitó a dos rectángulos estadísticos, el 5363 y el 5462 (Figura 1), este último pertenece al Área de Protección de Juveniles de Merluza Negra, APJMN (Resolución SAGPyA N°17/02). En el mismo, de acuerdo a la normativa vigente, no pueden realizarse lances de arrastre de fondo a menos de 800 m de profundidad. Sin embargo, y a los fines de este estudio, el CFP otorgó una autorización especial que permitió la operatividad en menores profundidades, donde se ubican preferentemente los juveniles de la especie. Las posiciones de los lances fueron las mismas en toda la serie de tiempo de las campañas.

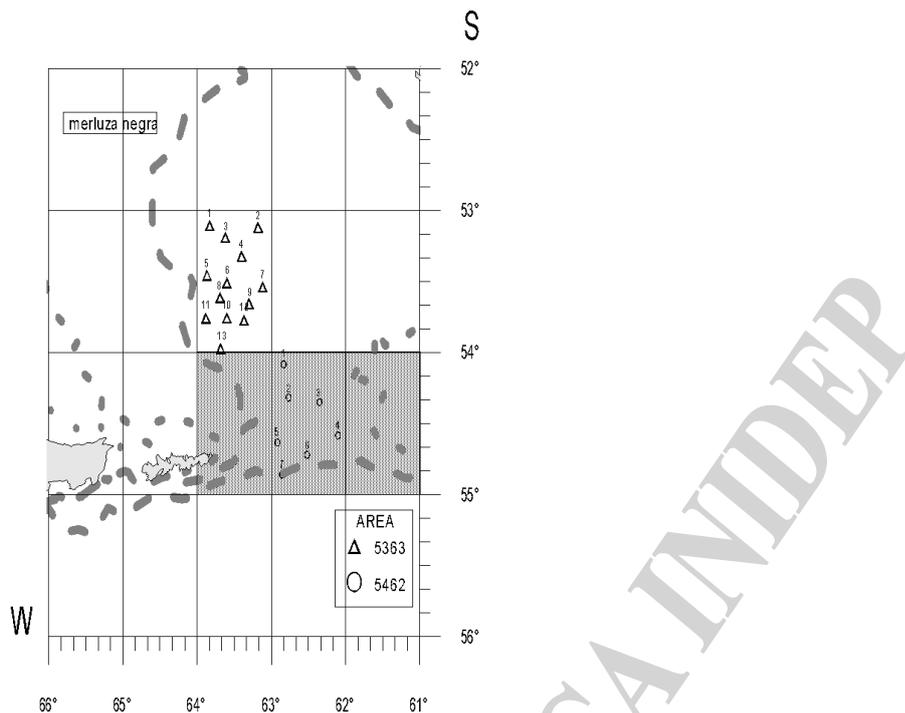


Figura 1. Área de estudio y posiciones de los lances de pesca con red de arrastre de fondo donde se realizaron las prospecciones de juveniles de merluza negra. Se indica en gris el APJMN.

La campaña consistió en efectuar 20 operaciones de pesca destinadas exclusivamente a la captura de individuos juveniles de merluza negra para la estimación del índice de abundancia. En la primera campaña, en 2017, los lances tuvieron una duración de 15 minutos. Sin embargo, al constatar que las capturas eran muy escasas la duración de los mismos se elevó a 20 minutos efectivos de arrastre en las campañas siguientes. De cada una de las campañas realizadas, fue realizado un informe con toda la información correspondiente (Troccoli et al. 2018, 2019; Troccoli & Martinez 2020, 2021).

Análisis general de los datos

Se analizó un total de 80 registros correspondientes a los cuatro años en los que se efectuó la campaña. Debido a que el tiempo de duración de los lances no fue el mismo en las cuatro campañas, se utilizó la captura por unidad de esfuerzo (CPUE) como variable representativa de la abundancia, expresada en kilogramos de merluza negra por hora de arrastre (kg/h).

Se utilizó la misma red de pesca en las cuatro campañas, por lo que se asumió que el área barrida resultó dependiente, exclusivamente, del tiempo de arrastre.

La distribución de las longitudes correspondientes a los ejemplares muestreados fue, casi en su totalidad, menor a 82 cm (Figura 2), longitud considerada de primera madurez para la especie (Pájaro et al. 2009).

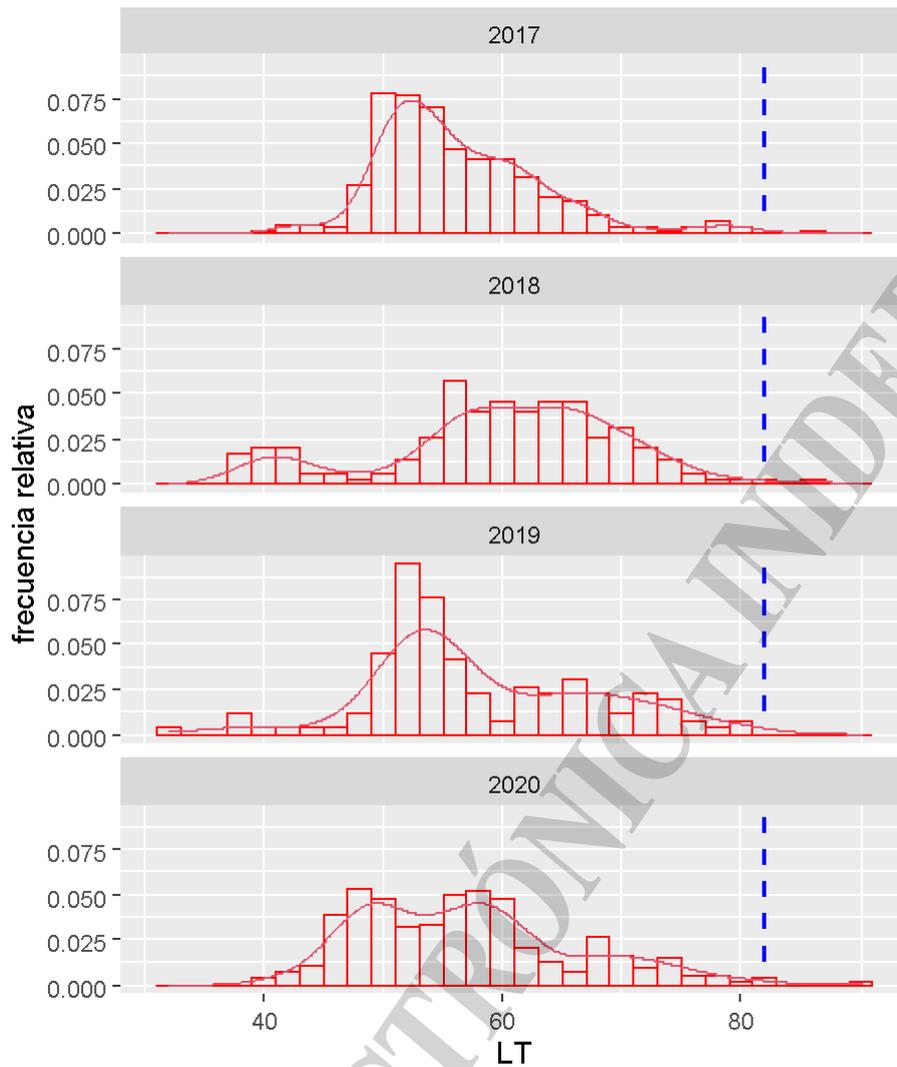


Figura 2. Distribución de longitudes (LT en cm) de los ejemplares muestreados por año en las campañas de juveniles de merluza negra. Se indica en interlineado azul la longitud de primera madurez sexual (82 cm LT).

La estandarización de la CPUE anual se realizó por medio de la aplicación de un Modelo Lineal (ML), considerando como variable respuesta al logaritmo natural de la CPUE ($\ln[CPUE]$) y una distribución normal para los errores del modelo. A fin de aplicar dicho modelo, se utilizó el entorno de programación R (<https://www.r-project.org/>). Como sugiriera Hernández (2004), se incorporaron efectos fijos y variables espacio-temporales consideradas como influyentes sobre la CPUE. El modelo base, de partida, con todos los efectos factibles a ser evaluados, se definió como:

$$\ln(CPUE_i) = \mu + AÑO_i + MES + AREA + PROF + TEMP + \varepsilon_{ijkl}$$

para $i = 2017, \dots, 2020$
siendo $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2_\varepsilon)$

donde

$CPUE_i$: es la captura por unidad de esfuerzo, expresada en kilogramos por hora de arrastre (kg/h), correspondiente al año i .

μ : es la constante del modelo (intercepto).

AÑO_i: es el efecto correspondiente al nivel i del factor año correspondiente al año en que se llevaron a cabo las campañas (4 niveles: 2017 a 2020).

MES: es la variable discreta correspondiente al mes en donde se efectuó el lance (2 niveles: 9 y 10).

AREA: es la variable discreta correspondiente a la posición de latitud y longitud del lance (2 niveles: 5363 y 5462).

PROF: es la variable continua correspondiente a la profundidad, con valores que variaron entre los 351 y 672 metros (80 registros).

TEMP: es la variable continua correspondiente a la temperatura de fondo a la cual se realizó el lance de pesca, con valores que variaron entre los 2,9 y 5 grados centígrados (80 registros).

ϵ_i : es el término de error del modelo con distribución normal.

Se descartaron aquellos efectos que no fueran estadísticamente significativos. La selección de variables incluidas en el modelo definitivo se realizó mediante la aplicación del Criterio de Información de Akaike (AIC, Akaike 1973; Burnham & Anderson 2002) a través de la función *dredge* perteneciente a la librería *MuMIn* del programa R. Se partió de un modelo base que incluyó todos los efectos fijos factibles y se generó una serie de submodelos con diferentes combinaciones de efectos fijos considerados. Para cada uno de los submodelos, incluido el modelo base, se calculó el valor de AIC, la diferencia respecto del AIC del modelo global (Δ) y la importancia relativa (peso relativo: W) del mismo.

A fin de detectar y eliminar tanto puntos anómalos (*outliers*) como influyentes, se efectuó una prueba de detección de *outliers* basado sobre la corrección de Bonferroni con un nivel de significación de 0,05 (Jammalamadaka & Sengupta 2003, Morrison 1976) y, además, se calcularon las Distancias de Cook eliminando aquellos puntos con valores mayores a $8/(n-2*p)$, con n cantidad de observaciones y p número de parámetros del modelo.

A partir del análisis de los residuales (Crawley 2013, Zar 1999) se realizó un diagnóstico del modelo a fin de verificar el cumplimiento de los supuestos de un ML (normalidad, homocedasticidad e independencia de las observaciones).

La estimación de los parámetros del ML se realizó mediante parametrización *sigma-restrictiva*. Los valores de dichos parámetros se estimaron por el método de máxima verosimilitud, funciones incluidas dentro de la función *lm*.

A fin de evaluar la capacidad del ML seleccionado para predecir los datos observados, se realizó una prueba de bondad de ajuste mediante el cálculo del coeficiente de determinación múltiple (R^2).

Una vez seleccionado y validado el modelo definitivo, se procedió a la extracción y análisis de los valores estandarizados de las medias, desvíos estándares y límites de sus respectivos intervalos de confianza correspondientes al factor AÑO mediante la función *LSmeans* (librería *doBy*).

Las medias geométricas anuales de los logaritmos naturales de la CPUE, así como los límites de sus respectivos intervalos de confianza estimados por el modelo se obtuvieron por el método de máxima verosimilitud, que en este caso equivale al de mínimos cuadrados al considerar una distribución normal de los errores del modelo, y se expresaron en términos de la variable original (CPUE_i) aplicando directamente la transformación anti-logarítmica (Hernández 2004):

$$\overline{CPUE}_i = \exp(\overline{\ln CPUE}_i) \text{ para los años } i = 2017, 2018, 2019 \text{ y } 2020.$$

Posteriormente, se comparó la tendencia de los valores de CPUE (kg/h) medios anuales

estandarizados resultante del modelo aplicado en este informe (ML) con la tendencia en la serie de densidades medias (kg/h) estimadas previamente a la realización del modelo estandarizado.

Por último, una vez comparado y seleccionado el índice final, se analizó la variación de la CPUE con las variables del modelo que resultaron significativas.

Resultados

1a. Procesamiento de la información

Del total de los registros de la base de datos obtenida de la campaña de juveniles, fueron excluidos aquellos de valor cero (5), identificándose 75 (94%) registros aptos para el posterior análisis e inclusión en el ML correspondiente al período 2017-2020.

2a. Selección de efectos fijos (elección del ML-definitivo)

Los resultados del proceso automatizado de selección del modelo definitivo indicaron que los mejores fueron los que incluyeron los efectos con un peso relativo (W_i de 0,296 y 0,222 (SubM 15 y 13, Tabla 1). Los restantes, todos ellos con deltas de Akaike mayores a dos ($\Delta_i > 2$) y pesos relativos de $W_i = 0$, indicaron que dichos submodelos fueron muy improbables, según el criterio establecido por Burnham & Anderson (2002).

Tabla 1. Resultados del proceso de selección de submodelos del ML. Se muestran los mejores cinco submodelos (SubM), el valor del intercepto (Interc), la significancia (+) de cada uno de los efectos e interacciones, los grados de libertad (gl), el valor de log-verosimilitud (ln L), el valor de Criterio de Información de Akaike corregido ($AICc_i$), las diferencias en AIC (Δ_i) y el peso relativo de cada submodelo (W_i).

SubM	INTERC	AÑO	AREA	MES	PROF	TEMP	gl	ln L	$AICc_i$	Δ_i	W_i
15	5,510	+		+	0,003673	-0,8241	8	-105.354	228,9	0,00	0,296
13	5,888	+			0,004017	-0,8693	7	-106.897	229,5	0,57	0,222
7	1,306	+		+	0,004921		7	-107.746	231,2	2,27	0,095
16	5,981	+	+	+	0,003467	-0,9198	9	-105.283	231,3	2,44	0,087

Por lo mencionado anteriormente, el modelo final podría ser cualquiera de los dos primeros (submodelos 15 y 13), ya que el delta AIC es menor a dos. Sin embargo, debido a que la cantidad de datos no es elevada el modelo debe tender a tener la menor cantidad de parámetros posibles, es decir, ser más parsimonioso. El modelo final se definió de la siguiente manera:

$$\ln(CPUE_{ijkl}) = \mu + AÑO_i + PROF + TEMP + \varepsilon_i$$

$$\text{para } i = 2017, \dots, 2020$$

$$\text{siendo } \varepsilon \sim N(0, \sigma^2_\varepsilon)$$

2b. Bondad de ajuste del ML definitivo

El coeficiente de determinación múltiple del ML definitivo explicó un 39% de la variación total observada (Tabla 5), valor aceptable en este tipo de modelos aplicados a fin de estimar índices de abundancia derivados de la flota comercial. En el análisis de puntos anómalos, se detectó un punto

Índice de abundancia de juveniles de merluza negra (*Dissostichus eleginoides*). Período 2017-2020

influyente u *outlier* que fue eliminado, disminuyendo el número de observaciones final de 75 a 74 (Tabla 2).

Tabla 2. Prueba de suma de cuadrados y suma de cuadrados residuales para el ML ajustado (período 2017-2020).

R² múltiple	0,4309
R² ajustado	0,389
Error estándar (residual)	0,9888
Grados de libertad (residual)	68
Estadístico F	10,3
Valor p	0,0000002239
N (n° de observaciones)	74

2c. Diagnóstico del ML (análisis residual y verificación de supuestos)

La distribución de los residuales correspondientes al ML definitivo resultó aproximadamente normal, con algunas desviaciones de la línea en el extremo inferior, permitiendo aceptar el supuesto básico de normalidad (Figura 3a). Se observó una buena aproximación a la distribución normal en la gráfica de distribución de frecuencias de los residuales (Figura 3B). Los valores residuales respecto de los valores estimados para el predictor lineal mostraron una distribución homogénea alrededor de la línea horizontal del valor residual 0, indicando el cumplimiento de los supuestos de homocedasticidad de la varianza e independencia en las observaciones (Figura 3C).

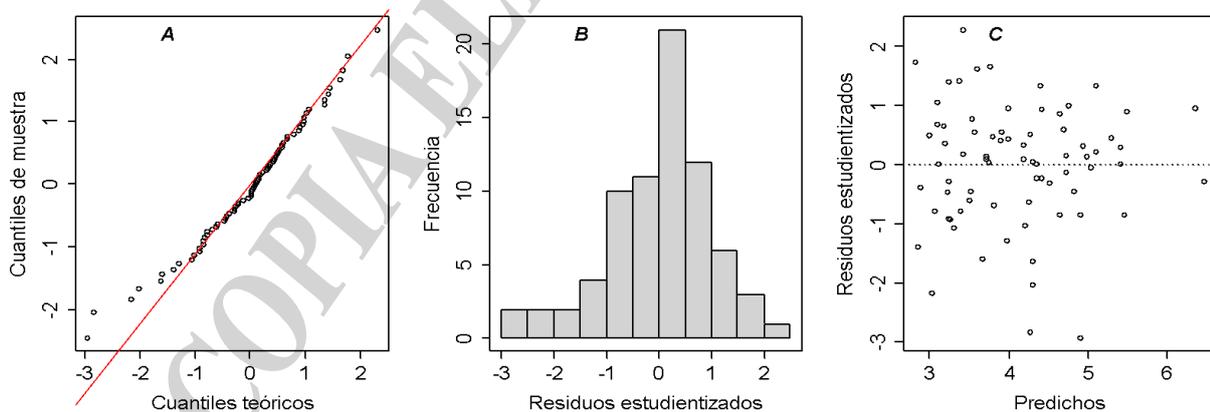


Figura 3. Gráficos del diagnóstico del modelo lineal: (A) qqplot (B) histograma de residuos estudentizados y (C) residuales estudentizados vs valores ajustados del ML (período 2017-2020).

2d. Análisis de la CPUE estandarizada en función de efectos temporales

Los valores medios de CPUE correspondientes a la variable predictiva AÑO evidenciaron una tendencia general decreciente desde el 2017 hasta el 2019 y un marcado incremento en 2020 (Tabla 3, Figura 4). En términos relativos, la variación de valores medios estimados de CPUE fue mayor en 2017-2018 (67%) que en el periodo 2018-2019 (35%, Figura 4). Sin embargo, el valor de CPUE del último año (2020) se incrementó un 33% respecto de aquel obtenido en 2017.

Tabla 3. Valores medios anuales de la CPUE (kg/h) estandarizada, desvío estándar (DE) e intervalos de confianza de la CPUE (kg/h) estandarizada por el ML (período 2017-2020).

AÑO	CPUE media	DE	IC inf (95%)	ICsup (95%)	N
2017	105,24	26,54	63,62	174,08	19
2018	35,07	8,65	21,43	57,39	18
2019	22,84	5,65	13,94	37,42	18
2020	140,04	32,40	88,25	222,22	19

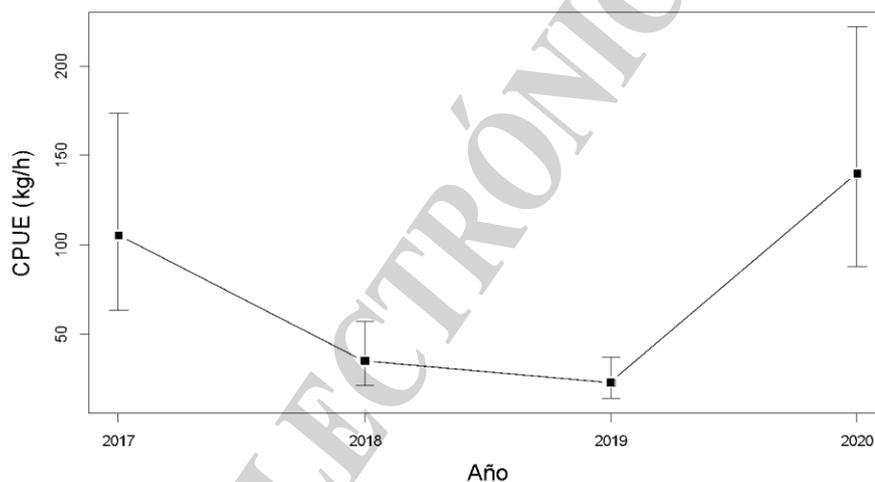


Figura 4. Valores medios e intervalos de confianza de CPUE estandarizada (kg/h) de merluza negra por año estimados a partir del ML aplicado (período 2017-2020).

2e. Análisis de la CPUE estandarizada en función de la profundidad

Los valores medios de CPUE correspondientes a la variable predictiva PROF mostraron que a medida que aumentó la profundidad, también lo hizo la CPUE, es decir que la relación fue directamente proporcional entre ambas (Figura 5).

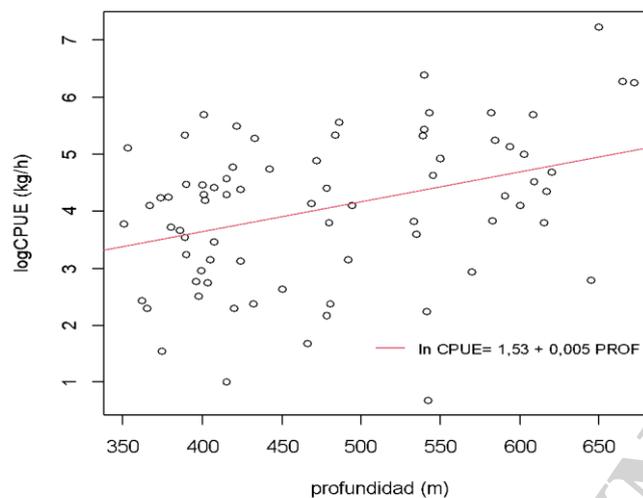


Figura 5. Valores observados (puntos) y estimados (recta) del ln CPUE (kg/h) en función de los valores observados de la covariable PROF, estimados a partir del ML aplicado (período 2017-2020).

2f. Análisis de la CPUE estandarizada en función de la temperatura

Los valores medios de CPUE correspondientes a la variable predictiva TEMP mostraron que a medida que disminuyó la temperatura (lo que se relaciona con el aumento de la profundidad), aumentó la CPUE, es decir que la relación entre ellas fue inversa, aunque con una leve pendiente (Figura 6).

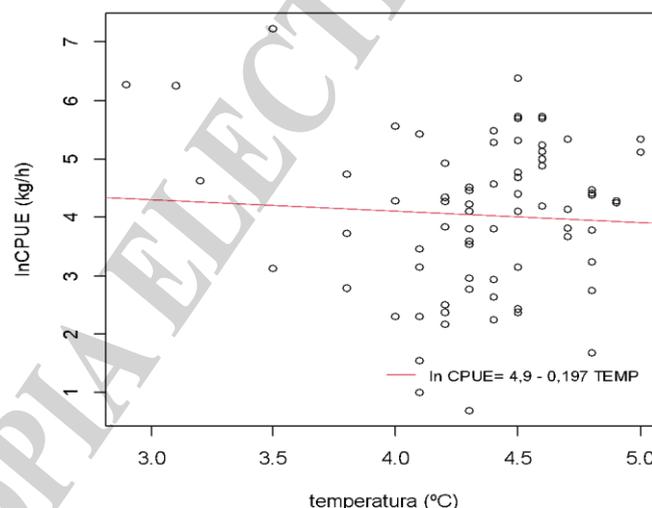


Figura 6. Valores observados (puntos) y estimados (recta) del ln CPUE (kg/h) en función de los valores observados de la covariable TEMP, estimados a partir del ML aplicado (período 2017-2020).

Consideraciones finales

La tendencia general anual del índice resultó declinante entre el periodo 2017 y 2019, con un marcado incremento en el año 2020. Este aumento fue importante, sobre todo si se considera que el índice no representa una clase anual en particular, sino más bien la fracción juvenil de la población,

por lo que los cambios abruptos en el mismo podrían deberse a cierto cambio en la distribución de los peces o a un cambio en la abundancia local, que derivara en una mayor disponibilidad en el área cubierta por el crucero. Sin embargo, probablemente la tendencia que pudiera detectarse en el largo plazo podría responder a cambios en la abundancia de los juveniles de la especie. Este aspecto podrá verificarse posiblemente con la continuidad de las campañas en los años venideros.

La relación entre la CPUE y la profundidad del modelo fue positiva, mientras que la existente entre la CPUE y la temperatura fue negativa.

En virtud de lo expuesto, se recomienda continuar con la realización de las campañas de investigación a bordo de buques comerciales, ya que aporta información muy valiosa de la fracción juvenil del recurso.

Agradecimientos

Se agradece a la Empresa Estremar por ceder el buque pesquero Centurión del Atlántico en la realización de la campaña y a la tripulación del mismo por su colaboración y total predisposición.

Bibliografía

- Belchier M. 2004. The age structure and growth rate of Patagonian toothfish (*Dissostichus eleginoides*) at South Georgia. CCAMLR WG-FSA 04/86.
- Burnham K, Anderson D. 2002. A Practical Information-Theoretic Approach, 2nd ed., XXVI, 488 pp.
- Di Marco E, Martínez P, Wöhler O, Troccoli G. 2019. Evaluación de abundancia y estado de explotación de la Merluza negra (*Dissostichus eleginoides*) del atlántico sudoccidental durante el período 1980-2018. Captura biológicamente aceptable para el año 2020. Inf. Tec. Of. N°43/2019. 33 pp.
- Cassia MC, Perrotta RG. 1996. Distribución, estructura de tallas, alimentación y pesca de la merluza negra (*Dissostichus eleginoides* Smith, 1898) en un sector del Atlántico Sudoccidental. INIDEP, Inf. Téc. N°17/1996. 24 pp.
- Crawley MJ. 2013. The R Book. Second edition. Chichester (UK): Wiley & Sons, 1041 pp. ISBN 978-0-470-97392-9.
- Hernández D. 2004. Estimación de índices de abundancia relativa, estimación del poder de pesca y estandarización del esfuerzo a partir de modelos multiplicativos. Revisión y ampliación de notas de 2002. Notas de divulgación, Biblioteca INIDEP, Mar del Plata, 56 pp.
- Horn PL. 2002. Age and growth of Patagonian toothfish (*Dissostichus eleginoides*) and Antarctic toothfish (*D. mawsoni*) in waters from the New Zealand subantarctic to the Ross Sea, Antarctica. Fisheries Research, 56: 275–287.
- Jammalamadaka SR, Sengupta D. 2003. Linear Models an Integrated Approach. Singapore: World Scientific Publications. 622 pp.
- Mandeville PB. 2009. Tema 21: Tamaño de la muestra para modelos lineales. Ciencia UANL, Universidad Autónoma de Nuevo León, México. Vol. XII, Núm. 3: 351-355 pp.
- McDonald JH. 2014. Handbook of Biological Statistics (3rd ed.). Sparky House Publishing, Baltimore, Maryland, 317 pp.
- Morrison DF. 1976. Multivariate statistical methods, 2d ed. McGraw-Hill, NY, 415 pp.
- Pajaro M, Macchi G, Martínez PA, Wöhler OC. 2009. Características reproductivas de dos agregaciones de merluza negra (*Dissostichus eleginoides*) del Atlántico Sudoccidental. Inf. Invest. INIDEP N°49/2009. 16 pp.
- Prenski B, Almeyda M. 2000. Some biological aspects relevant to Patagonian Toothfish (*Dissostichus eleginoides*) exploitation in the Argentine exclusive economic zone and adjacent ocean sector. Frente Marítimo 18(A): 103-124.
- Troccoli G, Aguilar E, Martínez PA. 2018. Primera campaña para evaluar la abundancia de juveniles de Merluza Negra (*Dissostichus eleginoides*) en el Atlántico Sudoccidental en buques comerciales.

- Primavera de 2017. Inf. Camp. INIDEP N°01/2018. 9 pp.
- Troccoli G, Aguilar E, Martinez PA. 2019. Segunda campaña para evaluar la abundancia de juveniles de Merluza Negra (*Dissostichus eleginoides*) en el Atlántico Sudoccidental en buques comerciales. Septiembre-octubre de 2018. Inf. Camp. INIDEP N°05/2019. 9 pp.
- Troccoli G, Martinez P. 2020. Tercera campaña de evaluación de juveniles de Merluza Negra (*Dissostichus eleginoides*) a bordo del B/P Centurión del Atlántico: Septiembre de 2019. Inf. Camp. INIDEP N° 08/2020. 9 pp.
- Troccoli G, Martinez P. 2021. Tercera campaña de evaluación de juveniles de Merluza Negra (*Dissostichus eleginoides*) a bordo del B/P Centurión del Atlántico: Septiembre de 2021. Inf. Camp. INIDEP N° 08/2021. 8 pp.
- Troccoli G, Di Marco E, Martinez PA. 2021. Estimación de un índice de abundancia de juveniles de Merluza Negra (*Dissostichus eleginoides*) en el Atlántico Sudoccidental: periodo 2017-2019. Inf. Invest. INIDEP N° 20/2021. 16 pp
- Wöhler O, Martínez P. 2002. La pesquería argentina de merluza negra en el período enero-septiembre de 2002: Aspectos preocupantes sobre su sustentabilidad en el largo plazo. Inf. Téc. INIDEP N° 92/2002. 14 pp.
- Zar JH. 1999. Biostatistical Analysis. 4th Edition, Prentice Hall, Upper Saddle River, 663 pp.