



Universidad de Concepción

Facultad de Ciencias Naturales y Oceanográficas

Departamento de Oceanografía

**MODELAMIENTO JERÁRQUICO DE LA MADUREZ Y EPOCA DE DESOVE
DE MERLUZA DE COLA (*MACRURONUS MAGELLANICUS*).**

POR: IGNACIO SERGIO PAYÁ CONTRERAS

Tesis presentada a la Facultad de Ciencias Naturales y Oceanográficas de la
Universidad de Concepción para optar al grado académico de Magister en
Ciencias con Mención en Pesquerías

Profesor Guía: Luis Antonio Cubillos Santander

agosto 2020, Concepción - Chile

Se autoriza la reproducción total o parcial, con fines académicos, por cualquier medio o procedimiento, incluyendo la cita bibliográfica del documento.

AUTORIZACIÓN DE PUBLICACIÓN

Quién suscribe, Ignacio Sergio Payá Contreras, CI: 9.579.996-5, alumno del programa de Magister en Ciencias con Mención en Pesquerías de la Universidad de Concepción, declara ser autor de la obra “Modelamiento jerárquico de la madurez y época de desove de merluza de cola (*Macrurus magellanicus*)” y conceder derecho de publicación, comunicación al público y reproducción de la obra, en forma total o parcial en cualquier medio y bajo cualquier formato del mismo, a la Universidad de Concepción, Chile, para formar parte de la colección material o digital de cualquiera de las bibliotecas de la Universidad de Concepción y del repositorio UDEC. Esta autorización es de forma libre y gratuita, y considera la reproducción de la obra con fines académicos y de difusión tanto nacional como internacionalmente.

Asimismo, quien suscribe declara que dicha obra no infringe derechos de autor de terceros.



(FIRMA)

La presente tesis fue aprobada por la comisión evaluadora formada por:

Profesor Guía

Dr. Luis Cubillos Santander
Departamento de Oceanografía
Universidad de Concepción

Comisión Evaluadora

Dr. Analía Giussi
Instituto Nacional de Investigación
y Desarrollo Pesquero (INIDEP), Argentina.

Dr. Carlos Montenegro Silva
Instituto de Fomento Pesquero

Dr. Cristian Canales Ramírez
Escuela de Ciencias del Mar
Pontificia Universidad Católica de Valparaíso

Esta tesis está dedicada a mi amada familia que me ha dado el soporte emocional y de tiempo para poder completar este postgrado.

AGRADECIMIENTOS

Mis agradecimientos al Dr. Luis Cubillos por incentivar, guiarme y ayudarme en la realización de este postgrado. A todos los profesores del programa de magister por su ayuda y comprensión. Mis gracias a la Dr. Analía Giusi por compartir sus conocimientos de la merluza de cola en el mar argentino. A los miembros de la comisión evaluadora, Dr. Cristian Canales y Dr. Carlos Montenegro, por sus comentarios y aportes. Al Instituto de Fomento Pesquero (IFOP) de Chile y al Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero (INIDEP) de Argentina por facilitar sus instalaciones y bases de datos para esta tesis. Finalmente, al soporte financiero otorgado por la beca CONICYT-PFCHA/Magíster/2018 – 22181075.

ÍNDICE DE CONTENIDO

ÍNDICE DE TABLAS.	viii
ÍNDICE DE ILUSTRACIONES	ix
RESUMEN	xiii
ABSTRACT	xiv
1. INTRODUCCIÓN	1
2. OBJETIVO GENERAL	12
3. OBJETIVOS ESPECÍFICOS	12
4. HIPÓTESIS	12
5. MATERIAL Y METODOS	13
6. CAPÍTULO 1. MODELAMIENTO JERÁRQUICO DE LA MADUREZ	19
ABSTRACT	20
RESUMEN	21
6.1 INTRODUCCIÓN	22
6.2 MATERIAL Y MÉTODOS	31
6.3 RESULTADOS	41
6.4 DISCUSIÓN	54
6.5 AGRADECIMIENTOS	60
6.6 LITERATURA CITADA	61
7. CAPÍTULO 2. EFECTO EN LA ESTIMACION DE MADUREZ DE LA SUBREPRESENTACIÓN DE PECES INMADUROS EN LA MUESTRA.	67
7.1 INTRODUCCIÓN	67
7.2 OBJETIVO	69
7.3 MATERIAL Y MÉTODOS	69
7.4 RESULTADOS	70
7.5 DISCUSIÓN	75
7.6 LITERATURA CITADA	77
8. CAPÍTULO 3. MODELAMIENTO JERÁRQUICO DE LA ÉPOCA DE DESOVE	79
RESUMEN	79
8.1 INTRODUCCIÓN	80
8.2 OBJETIVO	81
8.3 MATERIAL Y MÉTODOS	81
8.4 RESULTADOS	87

8.5 DISCUSIÓN	109
8.6 LITERATURA CITADA	112
9. DISCUSION GENERAL	114
10. CONCLUSIONES	117
11. REFERENCIAS TOTALES	119
Anexo 1: Código de modelo de madurez en ADMB_RE.	127
Anexo 2: Código de modelo de IGS diario en TMB.	132
Anexo 3: Ventajas y desventajas de TMB en comparación con ADMB.	135

ÍNDICE DE TABLAS.

CAPÍTULO 1

Tabla 1. Número de hembras muestreados por año y zona / Number of females sampled per year and zone.	32
Tabla 2. Estadios de madurez de hembras, basados en observación macroscópica, usadas por los observadores científicos de IFOP (modificado de Balbontín & Fischer, 1981) e INIDEP (Macchi & Pájaro 1999). ND= No Definido. / Maturity stages of females, based on macroscopic observation, used by scientific observers from IFOP (modified from Balbontín & Fischer 1981) and INIDEP (Macchi & Pájaro 1999). ND = Not Defined.	33
Tabla 3. Número de errores de clasificación basada en observación macroscópica con respecto al número total de clasificaciones correctas basadas en observaciones microscópicas, en muestras de cruceros de investigación en Chile. / Number of classification errors based on macroscopic observation with respect to the total number of correct classifications based on microscopic observations, in research cruise samples in Chile.	44
Tabla 4. Parámetros estimados con el modelo jerárquico. / Parameters estimated with the hierarchical model.	47
Tabla 5. Longitud media de la muestra total (l) y estimados de longitud (L50%M) y rango (RM) de madurez. / Total sample mean length (l) and estimates of length (L50% M) and range (RM) of maturity.	48
Tabla 6. Comparación (AIC) de los modelos lineales generales mixtos ajustados a los datos con el paquete lme4. / Comparison (AIC) of general linear mixed models fitted to data with lme4 package.	50
Tabla 7. Resultados del ajuste del modelo lme4_4. / lme4_4 model results.	51

CAPÍTULO 2

Sin Tablas

CAPÍTULO 3.

Tabla 1. Resumen de los datos de IGS diario.	87
Tabla 2. Comparación de modelos de IGS diario. N es el tamaño de la muestra.	87
Tabla 3. Estimados de los hiperparámetros y sus intervalos de confianza basados en la matriz de covarianza y en los perfiles de verosimilitud.	90
Tabla 4. Parámetros aleatorios de aumento y decremento con errores estándares e intervalos de confianza al 95%.	98
Tabla 5. Parámetros aleatorios de día e IGS máximo, con errores estándares e intervalos de confianza al 95%.	99
Tabla 6. Modelos lineales para el día del IGS máximo (dmax y día de agosto). EdadCapt: edad media en las capturas comerciales; EdadAcus: edad media en la abundancia estimada por acústica en la zona de desove.	102
.	102
Tabla 7. Parámetros del modelo de decaimiento exponencial entre el día del IGS máximo (dmax) y la proporción de peces mayores de 7 años de edad (8+) en el stock total.	105
Tabla 8. Modelos lineales para la extensión del desove. dmax: día IGSmax; EdadCapt: edad media en las capturas comerciales; EdadAcus: edad media en la abundancia estimada por acústica en la zona de desove; EdadStock: edad media en el stock.	107

ÍNDICE DE ILUSTRACIONES

INTRODUCCIÓN GENERAL.

Figura 1. Porcentaje de estados de madurez de machos por mes en el Pacífico (período 1985-2000)	4
Figura 2. Porcentaje de estados de madurez de hembras por mes en el Pacífico (período 1985-2000)	4
Figura 3. Porcentaje mensual de peces inmaduros en Chile, en la plataforma argentina y en las Islas Malvinas-Falkland.	5
Figura 4. IGS en el océano Pacífico (Payá 2011)	5

- Figura 5. Promedio de rendimiento de pesca de merluza de cola en Argentina al sur de los 54°00'S (Gorini & Pájaro, 2014) e índice de CPUE estandarizado en Chile al sur de los 41°S (Payá & Canales, 2013). 6
- Figura 6. Representación del modelo jerárquico simple propuesto para la función de madurez de merluza de cola (adaptado desde Thorson & Colin 2015). 16
- Figura 7. Relación jerárquica entre el negativo del logaritmo natural de la verosimilitud del error de proceso (omitiendo las constantes) y el negativo del logaritmo natural de la verosimilitud del error de data. 17
- Figura 8. Esquema del modelo jerárquico utilizado para describir la variación del IGS diario (adaptado desde Thorson & Colin 2015). 18

CAPÍTULO 1.

- Figura 1. Área de distribución geográfica de merluza de cola (Tomado de Giussi *et al.* 2016). / Hoki geographic distribution area (Taken from Giussi *et al.* 2016). 23
- Figura 2. Desembarques anuales de merluza de cola por océano. / Hoki annual landings per ocean. 24
- Figura 3. Índice mensual de abundancia de merluza de cola al sur de los 54°00'S en Argentina (Gorini & Pájaro, 2014) y al sur de los 41°S en Chile (Payá & Canales, 2013) (arriba). Porcentaje mensual de peces maduros en Chile en 1985-2000, en la plataforma argentina en 2003-2010 y en las islas Malvinas-Falkland en 1988-2000 (abajo). / Hoki abundance indices per month in the areas to the south of 54° 00'S in Argentina (Gorini & Pájaro, 2014) and to the south of 41° S in Chile (Payá & Canales, 2013) (above). Percentage of mature fish per month in Chile 1985-2000, in Argentina 2003-2010, and in the Malvinas-Falkland Islands 1988-2000 (below). 26
- Figura 4. Distribución de la longitud total (cm) de los peces muestreados por año y océano. / Distribution of total length (cm) of fish sampled per year and ocean. 43
- Figura 5. Madurez estimada y datos por año y océano. En todos los gráficos se presenta la hiperfunción de madurez (Fijo). / Estimated maturity and data per year and ocean. Maturity hypermodel (Fijo) is shown in each plot. 45
- Figura 6. Histogramas de los efectos aleatorios de los interceptos y de las pendientes (panel izquierdo) y sus gráficos de cuantiles normales, qnorm (panel derecho). / Intercept and slope random effects histograms (left panel) and normal quantile plots, qnorm (right panel). 46

- Figura 7. Longitud de madurez (arriba) y rango de madurez (abajo) por año y océano. Las líneas verticales corresponden a intervalos de confianza al 95%. Las líneas horizontales de referencia representan la longitud y el rango de madurez latente (efecto fijo). / Maturity length (above) and maturity range (below) per year and ocean. Vertical lines represent 95% confidence intervals. The horizontal reference lines represent the length and the latent maturity range (fixed effect). 49
- Figura 8. Correlación entre las longitudes de madurez estimadas con MJS y aquellas estimadas con lme4_4, para el total de muestras (arriba), y longitudes de madurez estimadas por año con MJS (puntos) y estimadas con lme4_4 (círculos) para el océano Pacífico (medio) y el Atlántico (abajo). / Correlation between maturity lengths estimated with MJS and the ones estimated with lme4_4, including all samples (above), and maturity lengths estimated per year with MJS (points) and with lme4_4 (circles) for the Pacific (middle) and Atlantic (bottom) ocean. 52
- Figura 9. Tasa de explotación por año y océano (arriba), y correlaciones entre la longitud de madurez y la tasa de explotación por océano (abajo). / Exploitation rates per year and ocean (above), and correlations between maturity length and exploitation rate per ocean (below). 53

CAPÍTULO 2.

- Figura 1. Modelos de madurez a la longitud ajustados por Young *et al.* 1998 (arriba) y Chong 2000 (abajo). Imágenes escaneadas de los originales. 72
- Figura 2. Madurez a la edad estimada por Young *et al.* (1998) (línea continua) y Chong (2000) (línea segmentada). Se indica la longitud de madurez (L50%M). 73
- Figura 3. Estimaciones de longitud de madurez basadas en muestras provenientes del área principal de desove en Chile (cruceros acústicos), de las áreas desove y alimentación en Chile (capturas comerciales) y del área de alimentación en Argentina. La línea horizontal representa la longitud madurez (efecto fijo) del modelo jerárquico. 74

CAPÍTULO 3.

- Figura 1. Ajuste del modelo doble mitad-normal a los IGS diarios. La línea vertical indica el día del IGS máximo. La línea roja es el hipermodelo. 88

Figura 2. Ajuste del modelo doble exponencial a los IGS diarios. La línea vertical indica el día del IGS máximo. La línea roja es el hipermodelo.	89
Figura 3. Distribución de los residuales (arriba) y $qnorm$ (abajo) del modelo de IGS.	91
Figura 4. Perfiles de verosimilitud de los parámetros de la fase de crecimiento, $ln(\sigma'1)$ (arriba) y $\sigma\sigma'1$ (abajo).	92
Figura 5. Perfiles de verosimilitud de los parámetros de la fase de dismunición, $ln(\sigma'2)$ (arriba) y $\sigma\sigma'2$ (abajo).	93
Figura 6. Perfiles de verosimilitud de los parámetros del día de IGS máximo, $ln(dmax)$ (arriba) y $\sigma dmax$ (abajo).	94
Figura 7. Perfiles de verosimilitud de los parámetros de escala o IGS máximo, $ln(E)$ (arriba) y σE (abajo).	95
Figura 8. Histogramas de los parámetros aleatorios.	96
Figura 9. Parámetros aleatorios por año.	97
Figura 10. Aumento del día del IGS máximo a través de los años.	100
Figura 11. Variación interanual del día en que se alcanzó el IGS máximo, y las fases que la luna (números indicados en gráfico según escalas de fases) y su luminosidad de ese día.	101
Figura 12. Disminución del día del IGS máximo con la edad media en las capturas. $dmax$ (arriba) y días de agosto (abajo).	103
Figura 13. Disminución del día del IGS máximo con la edad media en la abundancia en la zona desove. $dmax$ (arriba) y días de agosto (abajo).	104
Figura 14. Ajuste del modelo exponencial del día del IGS máximo ($dmax$) con la proporción de peces mayores de 7 años de edad en el stock total (arriba) y ajuste de sus residuos a los cuantiles de la distribución normal (abajo).	106
Figura 15. Extensión del desove, $dmax$ hasta día del $0,5IGS_{max}$, por año.	108
Figura 16. Extensión del desove, $dmax$ hasta día del $0,5IGS_{max}$, por año.	109

RESUMEN

La merluza de cola es pescada en Chile y Argentina, y migraría desde las áreas de alimentación localizadas en ambos países a las áreas de desove en Chile. La madurez a la longitud y el ciclo anual de desove son procesos claves en la evaluación de stock y manejo pesquero. El objetivo de esta tesis fue mejorar el conocimiento de estos procesos. Se revisó la madurez usada en la evaluación de stock en Chile y las estimadas en cruceros de evaluación del stock desovante. Se ajustó un modelo jerárquico de madurez con datos de ambos países desde 1983 a 2016, y otro modelo jerárquico del índice gonadosomático diario desde 1997 a 2012. Se recomienda reemplazar la función de madurez usada en la evaluación de stock por la estimada con el modelo jerárquico, que entrega una longitud de madurez de 59 cm LT (4 años de edad). La madurez varió aleatoriamente por año y zona, y no se relacionó con la pesca. La fecha del desove aumentó 10 días en 16 años, mientras que la extensión del desove fluctuó aleatoriamente. La fecha del desove disminuyó linealmente con la edad media en las capturas comerciales y en el stock presente en el área de desove, y disminuyó exponencialmente con la proporción de los peces mayores de 7 años en el stock total. Esto se explicaría porque la pesca truncó la estructura de edades del stock y dejó peces más pequeños que desovan más tarde durante la temporada de desove. Se recomienda revisar la fecha y duración de la veda reproductiva y los cruceros de evaluación del stock desovante.

ABSTRACT

Hoki are fished in Chile and Argentina, and they likely migrate from feeding grounds located in both countries to the spawning areas in Chile. Maturity-at-size and annual spawning cycle are key input functions in stock assessment and fishery management. The aim of this work was to improve the understanding of these functions. The maturity function used in stock assessment in Chile and those estimated in acoustic surveys of spawning biomass were analyzed. A hierarchical maturity model was fitted to data taken in both countries from 1983 to 2016. Another hierarchical model was fitted to daily gonad-somatic indices from 1997 to 2012. It is recommended to replace the maturity function used in stock assessment by the one estimated by the hierarchical model, which estimated the length-at-50%-maturity at 59 cm TL (4-year old). Maturity fluctuated randomly by year and zone without any correlation with fishing. The spawning date increased 10 days during 16 years, while the extension of spawning period fluctuated randomly. The spawning date decreased linearly with the mean age in the commercial catches and in stock in the spawning area, and decreased exponentially with the proportion of fish older than 7 years-old in the whole stock. A possible explanation is fishing truncated the stock age structure and left alive smaller fish that spawn later. Therefore, reproductive ban and survey dates should be reviewed.

1. INTRODUCCIÓN

La merluza de cola, *Macruronus magellanicus*, es un pez demersal pelágico que extiende su distribución alrededor del cono sur de América, y entre los individuos de los océanos Pacífico y Atlántico existe una diferenciación genética débil (Machado-Schiaffino & García-Vázquez, 2011). Asimismo, dentro de cada océano se ha encontrado que esta especie tiene una alta homogeneidad genética (Galleguillos *et al.* 1999, D'Amato & Carvallo 2005; D'Amato 2016), aunque en el Atlántico se postula la presencia de dos linajes, uno asociado a una gran población que habita la plataforma continental y el otro a una pequeña población que habita el golfo de San Matías. Tanto los análisis de microelementos en los otolitos que evidenciaron que existe un alto grado de mezcla entre las merluzas de cola capturadas en cada océano (Schuchert *et al.* 2010) como los estudios de marcadores genéticos y parásitos (MacKenzie *et al.* 2013), que son complementarios, indicaron un alto grado de conectividad y de flujo de genes entre el Pacífico y Atlántico dentro de un sistema de "homing" no-natal a las zonas de desove (McKeown *et al.*, 2015).

La merluza de cola es un desovante de tipo sincrónico y tiene un período corto de desove (Young *et al.* 1998, Chong 2000). Se concentra a desovar principalmente entre los 41-47°S en Chile (Aguayo *et al.* 1990, Payá *et al.* 1993), donde forma grandes concentraciones, las cuales sostuvieron la mayor parte de las capturas históricas hasta el 2013, cuando se estableció la veda reproductiva. La biomasa desovante es monitoreada anualmente mediante

cruceros de investigación que estiman la biomasa disponible por métodos hidroacústicos (Payá *et al.* 1993, Lillo *et al.* 2014 y 2015). Históricamente, se han detectado otras potenciales áreas de desove, que han sido inferidas desde la presencia de huevos y larvas, tanto en canales de aguas interiores en la zona 40-47°S como en el extremo sur 55-56°S (Ernst *et al.* 2005, Niklitchek *et al.* 2014).

En el océano Atlántico, los cambios estacionales de la abundancia de la merluza de cola se conocen desde las primeras prospecciones realizadas en la plataforma argentina en 1978-1979, cuando se estimó que la biomasa de invierno era un tercio de la biomasa de verano (Otero *et al.* 1981). Esta estacionalidad se ha ratificado posteriormente con la variación mensual de los desembarques comerciales. Debido a esta estacionalidad de la abundancia y a la falta de una zona de concentración reproductiva en el Atlántico, Wöhler & Giussi (2001) postularon la hipótesis de una posible migración reproductiva hacia el Pacífico alrededor del Cabo de Hornos y vía el Estrecho de Magallanes. Al pasar de los años esta hipótesis se ha fortalecido, Giussi & Wöhler (2005) encontraron que en el 2003 no había evidencia de zonas de desove significativas en el Atlántico. Pájaro *et al.* (2004), realizaron una prospección pesquera en agosto-septiembre de 2003 en la zona del talud continental argentino (38°-55°S), pero no encontraron ninguna área de desove. Gorini & Pájaro (2014), establecieron como posible época reproductiva julio a septiembre, pero tampoco pudieron delimitar un área de desove. Por lo tanto,

durante varios años se ha tratado de detectar actividad reproductiva en aguas atlánticas con resultados infructuosos (Giussi *et al.* 2016a). Gorini & Pájaro (2014) encontraron que más del 80% de los peces en la plataforma argentina en 2003-2010 se encontraban inmaduros o en maduración y menos del 5% en puesta.

Cuando la abundancia de merluza de cola disminuye de la plataforma argentina en invierno, parte de ella migra hacia el sur y la otra parte hacia el noreste de las islas Malvinas (Falkland Islands). Middleton *et al.* (2001), analizando datos desde 1988 a 2000 en estas islas, encontraron que la proporción de peces inmaduros es alta desde julio a septiembre y que la proporción de peces en puesta estuvo presente solo en octubre y noviembre, pero con valores muy bajos. Posteriormente, la población de adultos en las Islas Malvinas/Falkland Islands se describe como peces que se saltan el desove o “skippers” (Schuchert *et al.* 2010), concordando con lo descrito para el *hoki* en Nueva Zelanda (Livington, 1997).

El patrón estacional caracterizado por un mayor porcentaje de peces inmaduros en julio-agosto observado en la plataforma Argentina y al norte de las Islas Malvinas es inverso al patrón observado en Chile, donde durante estos meses la presencia de peces inmaduros es escasa y dominan los peces en maduración y puesta (Figuras 1, 2 y 3), cuando el índice gónado-somático (IGS) es máximo (4).

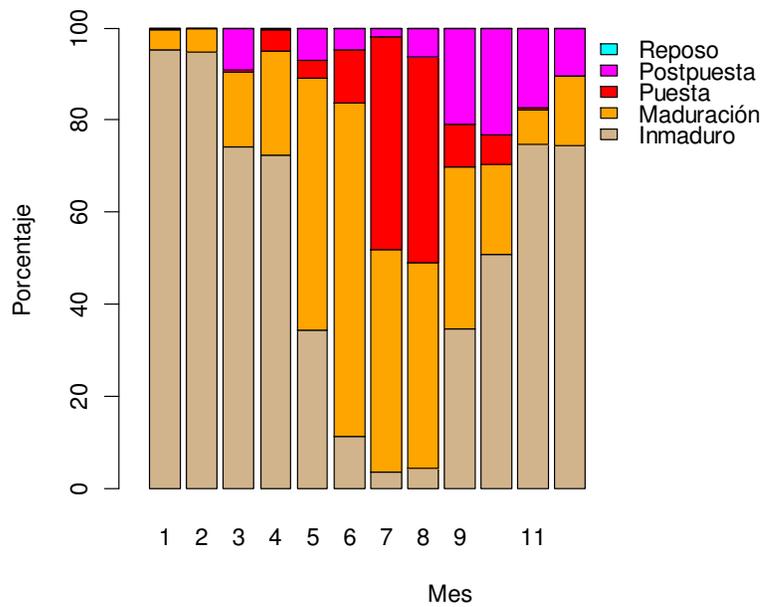


Figura 1. Porcentaje de estados de madurez de machos por mes en el Pacífico (período 1985-2000)

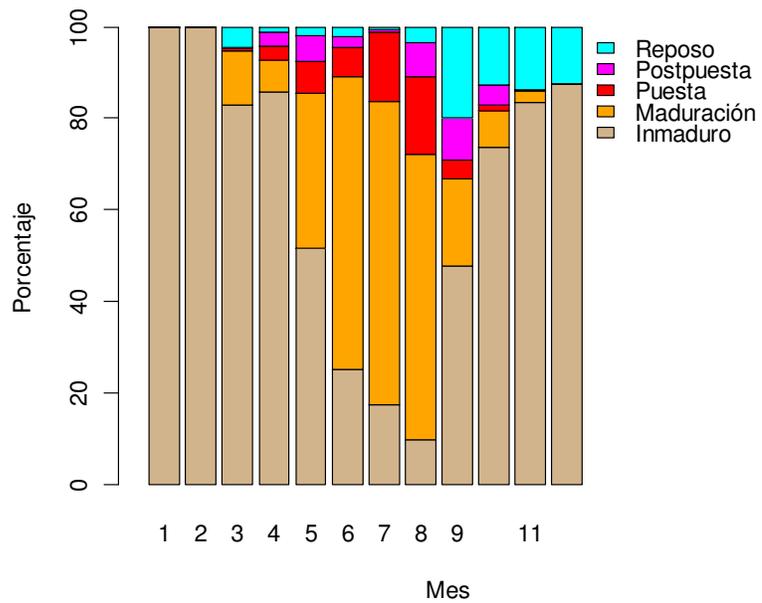


Figura 2. Porcentaje de estados de madurez de hembras por mes en el Pacífico (período 1985-2000)

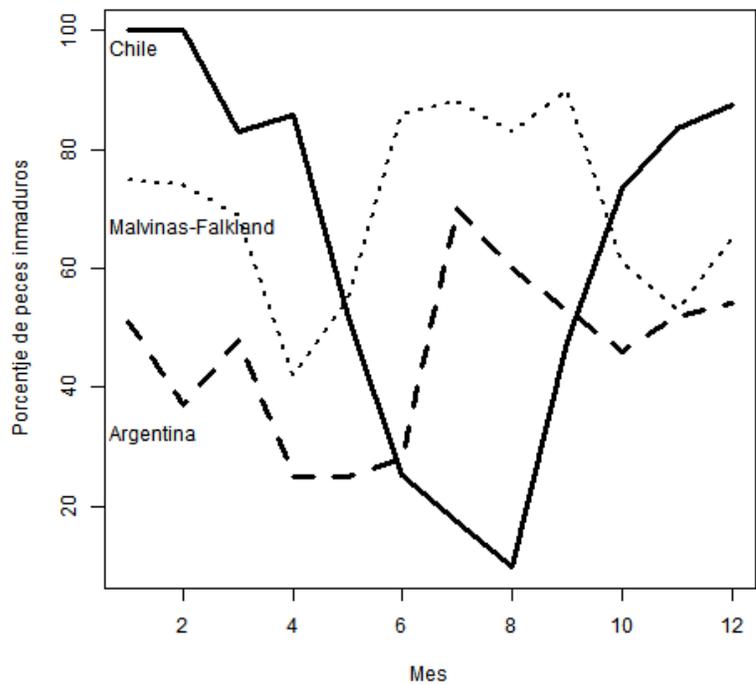


Figura 3. Porcentaje mensual de peces inmaduros en Chile, en la plataforma argentina y en las Islas Malvinas-Falkland.

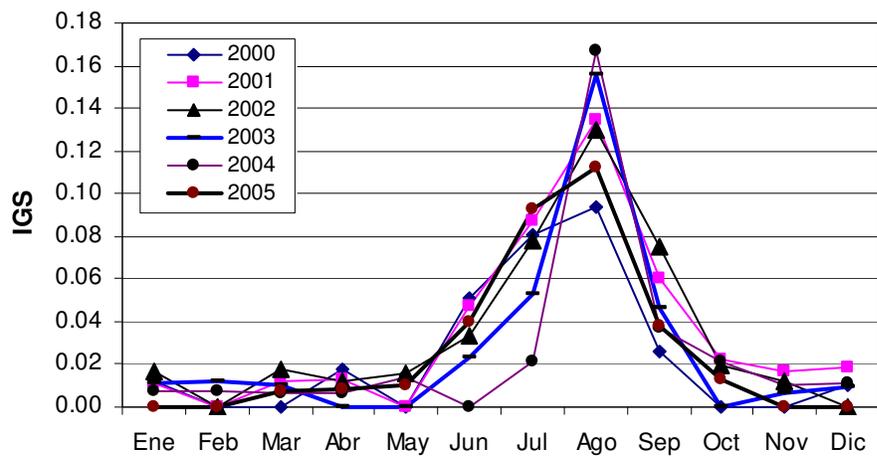


Figura 4. IGS en el océano Pacífico (Payá 2011)

Por otra parte, el índice mensual de abundancia relativa de merluza de cola en la plataforma argentina ($>54^{\circ}00'S$) tiene una tendencia que sugiere un desplazamiento de los peces maduros para desovar en el Pacífico (Figura 5).

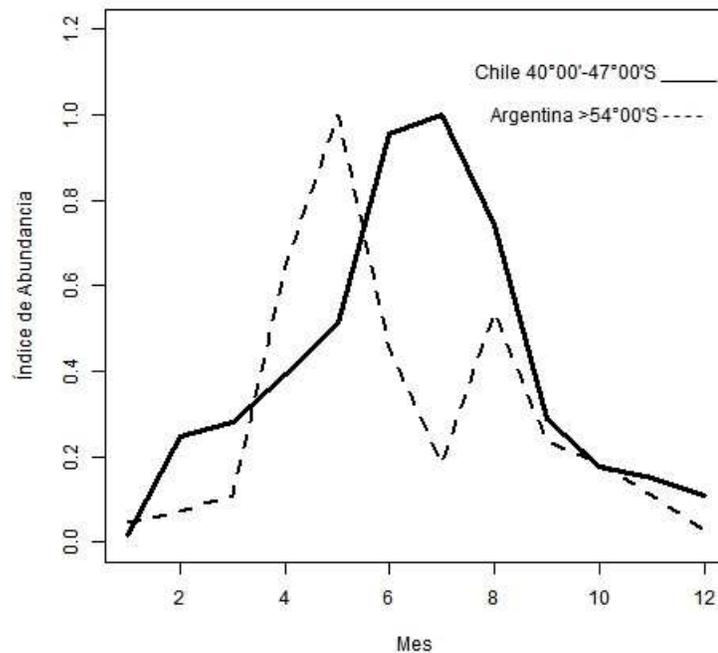


Figura 5. Promedio de rendimiento de pesca de merluza de cola en argentina al sur de los $54^{\circ}00'S$ (Gorini & Pájaro, 2014) e índice de CPUE estandarizado en Chile al sur de los $41^{\circ}S$ (Payá & Canales, 2013).

Ernst *et al.* (2005) consideraron que esta hipótesis de migración entre océanos (Wöhler & Giussi, 2001) era poco factible basado en que los niveles de biomasa evaluada hidroacústicamente en la zona de desove en Chile eran muy bajos

para soportar los niveles de desembarques de ambos países. Este argumento puede ser cuestionado porque parte importante de los peces en el Atlántico también migraría al área de las Islas Malvinas, donde permanecen y se saltan el desove (“skippers”), y por que la zona de desove evaluada hidroacústicamente en Chile, es la zona principal, pero no la única, ya que en las zonas de los canales se han encontrado huevos y larvas que sugieren zonas de desove secundarias.

En conclusión desde de la revisión de Ernst *et al.* (2005) se han sumado antecedentes que indican que la hipótesis de migraciones entre océanos es la más plausible, entre ellos: 1) falta de zonas de desove importantes en el Atlántico; 2) zonas en el Atlántico donde los peces saltan el desove (“skippers”), 3) alto grado de mezcla entre peces de los dos océanos, 3) diferenciación genética débil entre los peces de los dos océanos, 4) estacionalidad inversa de peces inmaduros entre océanos 5) desfase de la abundancia relativa entre océanos.

En Chile, la situación del stock es preocupante puesto que la biomasa desovante ha disminuido por debajo del 20% de su condición virginal (Payá, 2014) y se ha observado una disminución de la longitud de madurez en la zona de desove (Lillo *et al.* 2015). En el Atlántico, la evaluación del stock evidencia un panorama distinto y algo más favorable con tendencia relativamente estable en relación al comienzo del período de diagnóstico (Giussi *et al.* 2016b).

La madurez es un proceso clave en la evaluación de stock, para la merluza de cola en Chile se ha usado históricamente la estimación de madurez de Young *et al.* (1998), que luego fue publicada por Chong (2000) y que podría tener factores espaciales no considerados, debido a su baja cobertura espacial y limitado número de muestras. En la evaluación realizada en Argentina, en cambio, se incluyen variaciones anuales en la función de madurez (Giussi *et al.* 2016b).

El área reproductiva que se halla en el O. Pacífico es monitoreada anualmente durante el mes de agosto, momento en el cual se produce el desove masivo, mediante cruceros de investigación para estimar la biomasa disponible por métodos hidroacústicos (Payá *et al.* 1993, Lillo *et al.* 2014 y 2015). Durante estos cruceros se obtiene información de la estructura poblacional y de los parámetros reproductivos (longitud de madurez y fecundidad) a través de observaciones macro y microscópicas, pero sólo se cuenta con datos de los individuos que están presentes en la zona de desove durante el desove, por lo que los resultados podrían estar sesgados, faltando los peces juveniles que no migran a la zona de desove (error de observación). El problema de estimar la función de madurez con muestras representativas de la fracción madura pero no de la fracción inmadura fue planteado por Gulland (1964), y continúa siendo un problema vigente debido a la dificultad de disponer simultáneamente de muestras representativas de peces inmaduros y maduros (Heino *et al.* 2019). En el caso de la merluza de cola, contar con muestras simultáneas por fuera

del área de desove (zonas de alimentación) provenientes de Chile y Argentina permitiría evaluar la robustez de las estimaciones realizadas por Young *et al.* (1998) y las posteriormente realizadas en los cruceros de evaluación hidroacústicas, las cuales sugieren una disminución de la longitud de primera madurez (Lillo *et al.* 2015).

Normalmente, se supone que la función de madurez no cambia en el tiempo, pero en otras especies se ha descrito que estas responden frente al exceso de pesca con una disminución de la edad de madurez (Hunter *et al.* 2015). Además, la estimación de la función de madurez puede ser afectada por errores de asignación (error de medición) de los estados de madurez realizados por los diferentes observadores a bordo de las embarcaciones o en los laboratorios de análisis, por ejemplo, entre los observadores de IFOP e INIDEP. El análisis estadístico de la madurez a través de los años y sexo mediante estadística es complejo, ya que no se cumple el supuesto de independencia de las observaciones entre los tratamientos que tienen los modelos lineales generalizados (Bustos & Cubillos 2016). La independencia entre años puede ser violada si el recurso responde frente a la alta explotación pesquera adelantando su madurez. La independencia tampoco se cumple entre muestras tomadas por diferentes observadores científicos ya que estos pueden mantenerse o ser reemplazados a través de los años. En este contexto, la madurez puede ser considerada como una función biológica no observada y las observaciones de las proporciones de peces maduros a la longitud estarían

afectadas por los estados latentes de esta función en cada año, sexo y área de procedencia (Chile o Argentina). Los modelos jerárquicos o mixtos, que incluyen errores fijos y errores aleatorios, permiten modelar situaciones cuando los errores de los tratamientos están correlacionados y modelar estos como errores aleatorios.

En el presente trabajo se modelaron las variaciones de la función de madurez a la longitud entre años y zonas (océanos) como errores aleatorios mediante un modelo jerárquico, que también puede ser denominado modelo lineal generalizado con efectos mixtos (Cadigan *et al.* 2014, Xu *et al.* 2015, Thorson & Minto 2015). Posteriormente, se evaluó la correlación entre el cambio de la longitud del 50% de madurez y las tasas de explotación pesquera en ambos océanos.

La función de madurez estimada por Young *et al.* (1998) y Chong (2000) se utiliza en Chile en la estimación de la biomasa desovante, de los puntos biológicos de referencia, del estatus del recurso y de la captura biológicamente aceptable (CBA). Estos autores utilizaron datos de un solo año, los cuales tuvieron una escasa presencia de peces juveniles, por lo tanto, su estimación de madurez podría estar afectada por una subrepresentación en las muestras de las proporciones de peces inmaduros.

En relación con la protección del desove de la merluza de cola, esta se hace mediante una veda reproductiva que se estableció en Chile en el 2013 para proteger la zona del 41°28,6 hasta 47° S, desde el 1 al 31 de agosto, pero con

la excepción del año 2013 en que el período fue del 15 al 31 de agosto (SSPA 2013). Esta veda se ha mantenido igual y su efectividad aún no ha sido evaluada frente a posibles variaciones del período de desove, como las descritas para la merluza de cola (“blue grenadier”) en Australia, donde el desove parece ser más variable y prolongado (Punt *et al.* 2015). Por lo tanto, en la presente tesis también se evaluó la existencia de variaciones interanuales del periodo de desove usando la variación del patrón mensual del índice gonadosomático.

La motivación de los análisis realizados sobre la madurez en esta tesis está relacionada con el uso de esta función en los modelos de evaluación de stock y la estimación del potencial reproductivo que determina los valores de los puntos biológicos de referencia, los cuales son usados para definir el estatus del stock y las capturas biológicamente aceptables. En este contexto, es importante conocer si las variaciones observadas en la madurez corresponden a errores de observación y/o de procesos, lo cual se logra con modelos mixtos como el modelo jerárquico. La motivación de conocer las variaciones del período y del máximo del desove es entender la dinámica reproductiva, y de esta forma ser capaz de adecuar los períodos de las vedas reproductivas, y de los cruceros de evaluación directa del stock desovante, que hasta la fecha suponen que no hay variabilidad en la época de la máxima concentración para desovar.

La presente tesis está estructurada en tres capítulos que corresponde a cada una de los objetivos específicos. En el caso del primer objetivo específico se presenta el manuscrito enviado a publicación.

2. OBJETIVO GENERAL

Mejorar el entendimiento de la variabilidad interanual de la madurez y del período de desove integrando los datos del cono sur de América.

3. OBJETIVOS ESPECÍFICOS

1. Evaluar la correlación entre la explotación pesquera y la longitud de primera madurez.
2. Evaluar el efecto de la subrepresentación muestral de peces inmaduros en la función de madurez de merluza de cola.
3. Analizar la estabilidad interanual de la extensión del período de desove y del momento máximo del desove.

4. HIPÓTESIS

Se evaluaron tres hipótesis nulas y sus respectivas hipótesis alternativas:

H0_1: La variación interanual de la longitud de madurez no se correlaciona con la explotación pesquera.

H1_1: La variación interanual de la longitud de madurez se correlaciona con la explotación pesquera.

H0_2: La subrepresentación muestral de peces inmaduros no afecta las estimaciones de la longitud de madurez de merluza de cola.

H1_2: La subrepresentación muestral de peces inmaduros afecta las estimaciones de la longitud de madurez de merluza de cola.

H0_3: El período y el máximo del desove se mantuvo estable desde el 1997 al 2012.

H1_3: El período y el máximo del desove varió desde el 1997 al 2012.

5. MATERIAL Y METODOS

Los materiales y métodos usados para probar las diferentes hipótesis se presentan en detalle en cada capítulo de la tesis. Para introducir los materiales y métodos, a continuación, se entrega una versión resumida.

DATA

Para estimar la función de madurez a la longitud se usaron los datos disponibles dentro del marco del convenio de cooperación científica entre el

Instituto de Fomento Pesquero (IFOP) de Chile y el Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero (INIDEP) de Argentina. Los datos de INIDEP los puso a disposición la Dra. Analía Giussi, quién es la encargada de las pesquerías australes del INIDEP; y quién participó de la investigación. Los datos de Chile provienen de los cruceros de investigación realizados durante la época y zona de desove, y de los muestreos a bordo de barcos comerciales que operan tanto en la zona de desove como en la de alimentación. Los datos de Argentina provienen del programa observadores a bordo de los buques comerciales del INIDEP. Se compararon y se utilizaron escalas de madurez compatibles entre IFOP e INIDEP. Se compilaron y revisaron los datos disponibles de los muestreos realizados entre junio y noviembre desde el año 1983 al 2016. Los tipos de datos son los colectados en los muestreos biológicos, entre los cuales se registra a nivel de individuos, entre otras variables, longitud total, peso total, sexo, estadios de madurez, peso gónada, peso eviscerado, lance de pesca, posición del lance de pesca, etc.

Para el estudio del período de desove se utilizó las variaciones del índice gonadosomático. Los datos provienen del proyecto de seguimiento de las pesquerías demersales de la zona sur-austral que rutinariamente realiza IFOP. Se usaron datos (1997 al 2012) previos a la aplicación de la primera veda reproductiva.

MÉTODOS POR HIPÓTESIS

H0_1: La variación interanual de la longitud de madurez no se correlaciona con la explotación pesquera.

Para evaluar esta hipótesis, primero se modeló la variación de la madurez a través de los años (1983-2016), aplicando un modelo jerárquico (Cadigan *et al.* 2014, Xu *et al.* 2015, Thorson & Minto 2015), y luego se calcularon las correlaciones de la longitud de madurez (L50%M) con las tasas de explotación estimadas para el stock chileno por Payá (2014) y para el stock argentino por Giussi *et al.* (2017).

La figura 6, muestra la representación gráfica de un modelo jerárquico propuesta por Thorson & Minto (2015), y adaptada al modelo madurez a la longitud usado en la presente tesis para estimar la función. Se definen los hiperparámetros B0 y B1 que corresponden al modelo de procesos, y que se distribuyen en forma normal, $B0 \sim N(\mu B0, \sigma B0)$ y $B1 \sim N(\mu B1, \sigma B1)$. Desde la distribución de cada hiperparámetro se obtienen muestras (M) de los parámetros (B_0i, B_1i), que corresponden a los efectos aleatorios, y que se ajustan a los datos (D) mediante el modelo de las observaciones. Para el ajuste de este modelo se consideró una verosimilitud basada en un modelo de probabilidad binomial para la estimación de las proporciones de madurez y en un modelo de probabilidad normal para los efectos aleatorios (Figura 7).

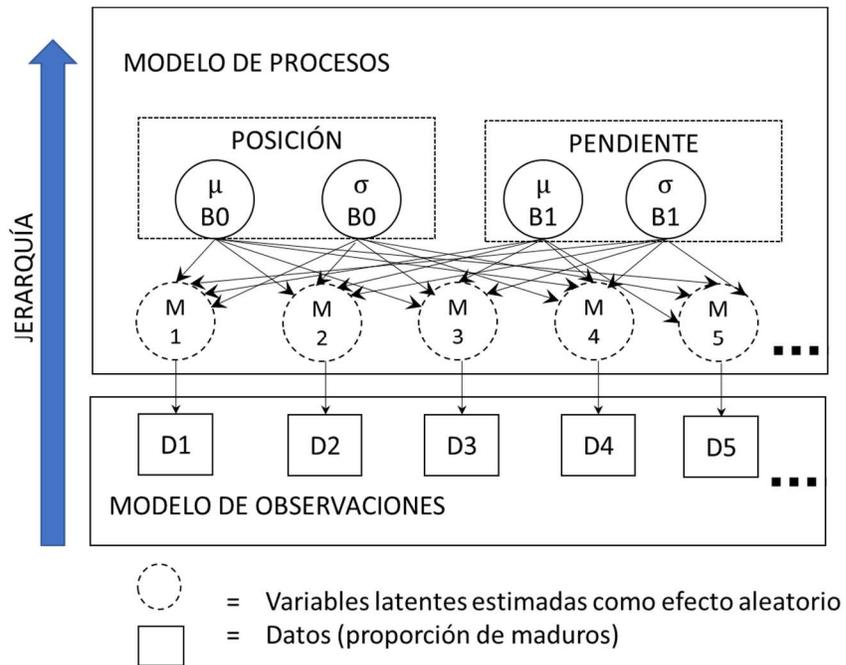


Figura 6. Representación del modelo jerárquico simple propuesto para la función de madurez de merluza de cola (adaptado desde Thorson & Colin 2015).

H0_2: La subrepresentación muestral de peces inmaduros no afecta las estimaciones de la longitud de madurez de merluza de cola.

Para esta evaluar esta hipótesis se compararon las funciones de madurez ajustadas por Young *et al.* (1998) y Lillo *et al.* (2015) con datos provenientes de la zona y época de desove en Chile, con las funciones ajustadas con datos de las zonas de desove (Chile) y de alimentación (Chile y Argentina) en el capítulo 1 de la presente tesis. Cuando los intervalos de confianza de las estimaciones

estuvieron disponibles, la comparación se basó en la sobreposición de los intervalos de confianza.

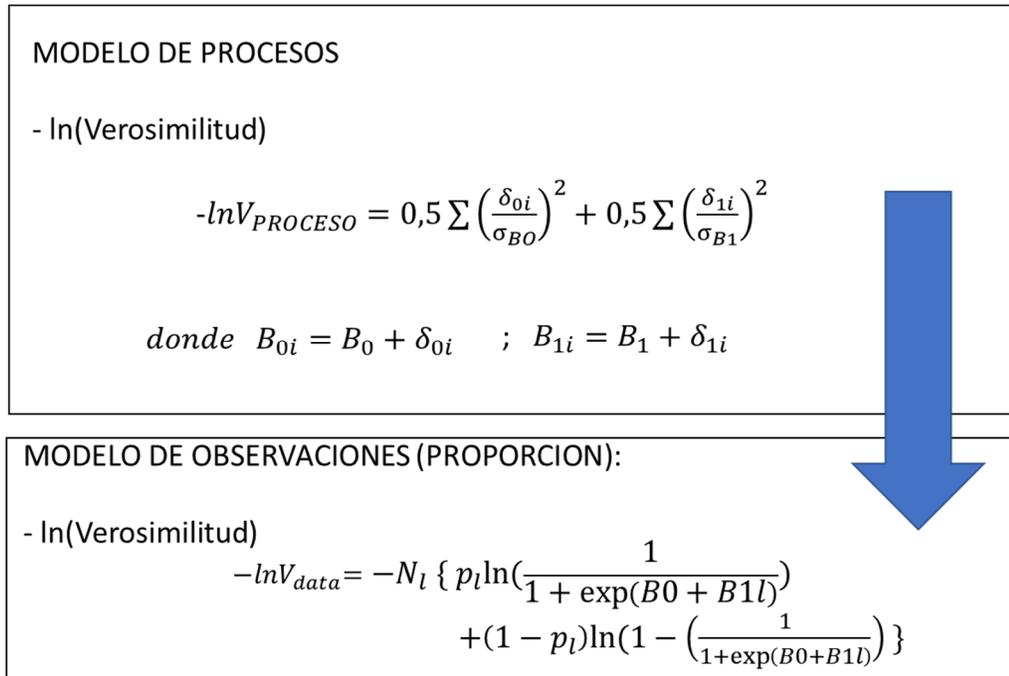


Figura 7. Relación jerárquica entre el negativo del logaritmo natural de la verosimilitud del error de proceso (omitiendo las constantes) y el negativo del logaritmo natural de la verosimilitud del error de data.

H0_3: El período y el máximo del desove se mantuvo estable desde el 1997 al 2012.

Para evaluar esta hipótesis se modeló la variación del índice gonadosomático, IGS, desde 1997 a 2012. Se probaron dos modelos jerárquicos, un modelo doble-mitad-normal y el otro doble exponencial.

La Figura 8 muestra la representación gráfica del modelo jerárquico usado para describir el IGS diario. Se definen los hiperparámetros (σ'_1 , σ'_2 , d_{max} , E), que corresponden al modelo de procesos y que se distribuyen en forma normal. Desde la distribución de cada hiperparámetro se obtienen muestras (M) de los parámetros ($\sigma'_{1,i}$, $\sigma'_{2,i}$, $d_{max,i}$, E_i), que corresponden a los efectos aleatorios, y que se ajustan a los datos (D) mediante el modelo de las observaciones que supone una distribución normal.

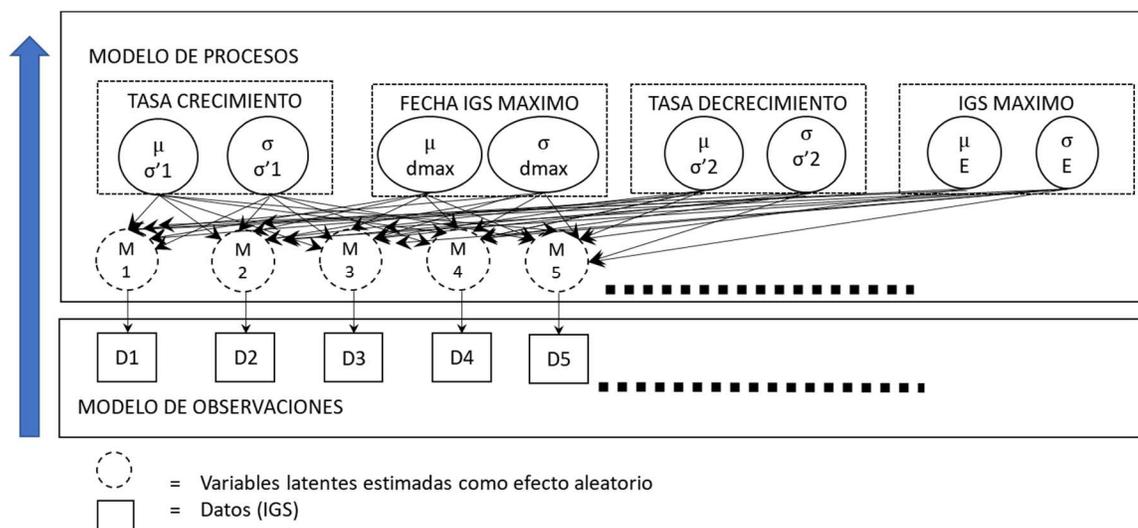


Figura 8. Esquema del modelo jerárquico utilizado para describir la variación del IGS diario (adaptado desde Thorson & Colin 2015).

6. CAPÍTULO 1. MODELAMIENTO JERÁRQUICO DE LA MADUREZ

Modelamiento jerárquico muestra fluctuaciones anuales aleatorias de la madurez de merluza de cola (*Macruronus magellanicus*) alrededor del cono sur de América en el período 1983-2016. / Hierarchical modelling shows random annual fluctuations in the maturity of hoki (*Macruronus magellanicus*) around the southern cone of America in the period 1983-2016

Título abreviado: Madurez de la merluza de cola en el cono sur de América

Autores: Ignacio Payá¹ y Analía R. Giussi².

¹ Instituto de Fomento Pesquero (IFOP), Manuel Blanco Encalada 839, Valparaíso, Chile, ignacio.paya@ifop.cl

² Instituto Nacional de Desarrollo Pesquero (INIDEP), Paseo Victoria Ocampo N°1, Escollera Norte, B7602HSA - Mar del Plata, Argentina

Enviado a la Revista de Biología Marina y Oceanografía. (<https://revbiolmar.uv.cl/es/>)

ABSTRACT

Hoki distributed around the southern cone of America, have been targeted by important fisheries in Chile and Argentina. It has been hypothesized its length at maturity has been decreased in response to fishing. Hoki migrate from Argentine and Chilean feeding grounds to spawning grounds in Chilean waters. In this study, for the first time, a hierarchical model was fitted to maturity observations done in both countries in the period 1983-2016. Maturity-at-length was modelled as a logistic function with logit transformation and assuming errors with binomial distributions. Maturity of samples (year-ocean) were modelled as random errors of intercepts and slopes and assuming normal distributions. The hierarchical model was programmed in ADMB_RE, which maximizes the marginal likelihood using the Laplace approximation. The model was validated against the results of general linear mixed models fitted to data using R package lmer4. The hypermodel length at maturity was estimated at 59 cm TL, that corresponds to a 4-yr old fish. Length at maturity varied randomly between years and oceans and was not correlated with fishing exploitation rates. It is proposed maturity hypermodel be used as a constant function in stock assessment models, and in the estimation of biological reference points and biologically allowable catches.

Key words: Hoki, south America, maturity, hierarchical model, exploitation rates

RESUMEN

La merluza de cola que se distribuye en la zona austral del cono sur de América, es objeto de importantes pesquerías en Chile y Argentina. Se ha postulado que su longitud de madurez ha disminuido en respuesta a la pesca. Esta especie migraría desde las áreas de alimentación en Argentina y Chile a las áreas de desove localizadas en el océano Pacífico. En este estudio, por primera vez, se ajustó un modelo jerárquico a las observaciones de madurez realizadas en ambos países en el período 1983-2016. La madurez a la longitud se modeló como una función logística con transformación *logit*, suponiendo una distribución binomial de los errores. La madurez por año y océano se modeló como errores aleatorios con distribuciones normales. El modelo jerárquico se programó en ADMB_RE, que maximiza la verosimilitud marginal mediante la aproximación de Laplace. El modelo se validó con los resultados de un modelo lineal general mixto ajustado con el paquete lmer4 en R. El modelo jerárquico estimó un hipermodelo de madurez (para todas las muestras) cuya longitud de madurez de 59 cm LT. corresponde a una edad de 4 años. La madurez varió aleatoriamente entre años y océanos y no se correlacionó con las tasas de explotación pesquera. Se propone que el hipermodelo de madurez sea usado como una función de constante en los modelos de evaluación de stock y en la estimación de los puntos biológicos de referencia y las consecuentes capturas biológicamente aceptables.

Palabras claves: Merluza de cola, América del sur, madurez, modelo jerárquico, tasa de explotación.

6.1 INTRODUCCIÓN

La merluza de cola *Macruronus magellanicus* (Lönnberg 1907) es un pez demersal pelágico que se halla rodeando el cono sur de América en los océanos Pacífico y Atlántico, donde sostiene importantes pesquerías en Chile y Argentina (Figuras 1 y 2). Esta especie es sinonimia de *Macruronus novaezelandiae* que se conoce como “hoki” de Nueva Zelanda y “blue grenadier” en Australia (Olavarría *et al.* 2006). En el cono-sur de América, los individuos del océano Pacífico tienen una diferenciación genética débil con respecto a los individuos del océano Atlántico (Machado-Schiaffino & García-Vázquez 2011). Asimismo, dentro de cada océano se ha encontrado que esta especie tiene una alta homogeneidad genética (Galleguillos *et al.* 1999, D’Amato & Carvallo 2005, D’Amato 2016), aunque en el Atlántico se postula la presencia de dos linajes, uno asociado a una gran población que habita la plataforma continental y el otro a una pequeña población que se distribuye en el golfo de San Matías (Giussi *et al.* 1999). Tanto los análisis de microelementos en los otolitos, que evidenciaron que existe un alto grado de mezcla entre las merluzas de cola capturadas en cada océano (Schuchert *et al.* 2010) como los estudios de marcadores genéticos y parásitos (MacKenzie *et al.* 2013), que son

complementarios, indican un alto grado de conectividad y de flujo de genes entre el Pacífico y Atlántico, dentro de un sistema de “homing” no-natal a las zonas de desove (McKeown *et al.* 2015).

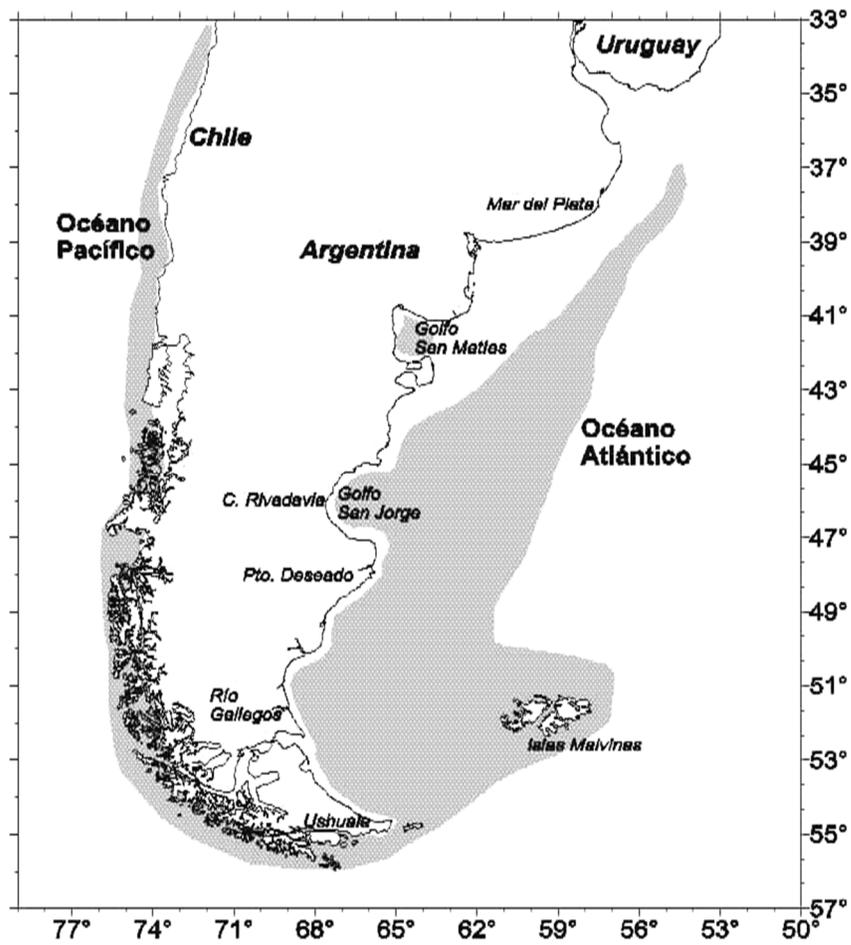


Figura 1. Área de distribución geográfica de merluza de cola (Tomado de Giussi *et al.* 2016). / Hoki geographic distribution area (Taken from Giussi *et al.* 2016).

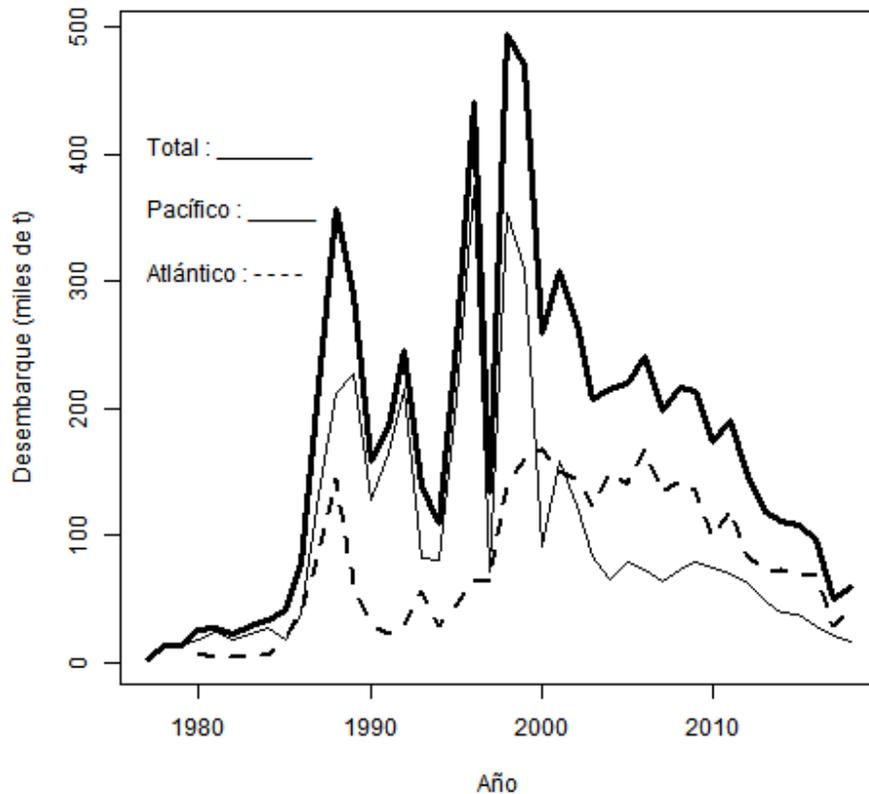


Figura 2. Desembarques anuales de merluza de cola por océano. / Hoki annual landings per ocean.

La merluza de cola es un desovante de tipo sincrónico, con una sola camada clara de ovocitos hidratados y con un período de desove corto, que dura un par de semanas en agosto (Young *et al.* 1998, Chong, 2000). Se concentra en gran medida a desovar principalmente entre los 43-47°S en el océano Pacífico, donde forma grandes concentraciones a media agua, en los cañones submarinos en la zona de las islas Guafo y Guablín (Aguayo *et al.* 1990, Payá *et al.* 1993). Estas grandes concentraciones están protegidas, desde el año

2013, con una veda reproductiva en agosto localizadas el área mencionada y que son monitoreadas anualmente mediante cruceros de investigación que estiman la biomasa disponible por métodos hidroacústicos (Payá *et al.* 1993, Lillo *et al.* 2015). El patrón mensual de abundancia relativa está directamente correlacionado con el ciclo de maduración y la proporción de peces maduros (Figura 3). Históricamente, se han propuesto otras áreas potenciales de desove, que han sido inferidas desde la presencia de huevos y larvas, tanto en canales de aguas interiores en la zona 40-47°S como en el extremo sur 55-56°S (Ernst *et al.* 2005, Niklitchek *et al.* 2014). A pesar de ello, en esta última zona no se han observado importantes concentraciones de individuos desovantes que puedan sostener capturas comerciales, como las existentes en la principal área de desove. Después de la implementación de la veda reproductiva, la flota comercial no ha encontrado otra zona de concentración donde pescar con altos rendimientos.

En el océano Atlántico, los cambios estacionales de la abundancia de la merluza de cola se conocen desde las primeras prospecciones realizadas en la plataforma argentina en 1978-1979, cuando se estimó que la biomasa de invierno era un tercio de la biomasa de verano, con focos importantes en las cercanías del estrecho de Magallanes y con una estructura compuesta por peces adultos (LT media = 80 cm), que contrastaba con la estructura de la biomasa de verano compuesta por juveniles (LT media de 38 cm) (Otero *et al.* 1981).

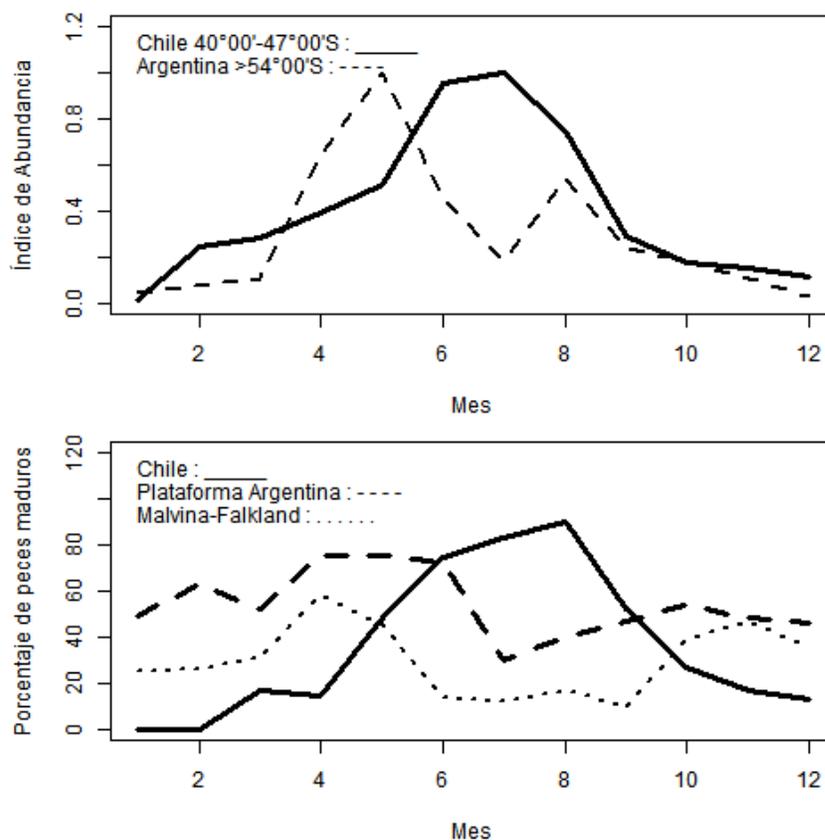


Figura 3. Índice mensual de abundancia de merluza de cola al sur de los 54°00'S en Argentina (Gorini & Pájaro, 2014) y al sur de los 41°S en Chile (Payá & Canales, 2013) (arriba). Porcentaje mensual de peces maduros en Chile en 1985-2000, en la plataforma argentina en 2003-2010 y en las islas Malvinas-Falkland en 1988-2000 (abajo). / Hoki abundance indices per month in the areas to the south of 54° 00'S in Argentina (Gorini & Pájaro, 2014) and to the south of 41° S in Chile (Payá & Canales, 2013) (above). Percentage of mature fish per month in Chile 1985-2000, in Argentina 2003-2010, and in the Malvinas-Falkland Islands 1988-2000 (below).

Esta estacionalidad se ha ratificado en los desembarques comerciales, cuyo patrón histórico se caracteriza por una máxima actividad en mayo, seguido de una fuerte caída hasta septiembre, y luego un repunte hacia diciembre.

La estacionalidad de la abundancia y la falta de una zona de concentración reproductiva, que permitiera sostener los niveles de capturas obtenidos en la plataforma argentina, llevaron a Wöhler & Giussi (2001) a postular la hipótesis de una posible migración entre los océanos alrededor del Cabo de Hornos y vía el Estrecho de Magallanes. Debido a esto, Giussi & Whöler (2005) analizaron los datos pesqueros y biológicos del año 2003, y encontraron que no existían evidencias de zonas de desove significativas en el Atlántico. Pájaro *et al.* (2004), probablemente considerando que en Chile y Nueva Zelanda el desove se produce en agosto-septiembre en cañones submarinos, realizaron una prospección pesquera en agosto y septiembre de 2003 en la zona del talud continental argentino, entre los 38°S y 55°S, pero no lograron identificar ninguna área de puesta y sólo observaron algunos ejemplares aislados en desove. Más recientemente, Gorini & Pájaro (2014), realizaron un análisis histórico de los muestreos biológicos de las capturas comerciales entre 2003 y 2010 en el Atlántico al sur de los 41°S, que les permitió establecer como posible época reproductiva julio a septiembre, aunque la presencia de peces en puesta fue mínima, menos del 5%. En cambio, más del 80% de los peces en la

plataforma argentina se encontraban inmaduros o en maduración durante el mes de agosto, cuando en el Pacífico se produce el desove o puesta. A pesar de registrar grandes concentraciones de peces al estar estos en estadios no reproductivos no pudieron delimitar un área de puesta. No obstante, lograron estimar una función madurez basada en la proporción de maduros a la longitud, donde los peces maduros fueron principalmente peces en estadios de maduración. Consecuentemente, los intentos de detección de actividad reproductiva en aguas atlánticas resultaron infructuosos (Giussi *et al.* 2016).

Por otra parte, cuando la abundancia de merluza de cola disminuye en la plataforma argentina en invierno, parte de ella migra hacia el sur y la otra parte hacia el noreste de las islas Malvinas-Falkland (Fig. 3). Middleton *et al.* (2001), analizando datos desde 1988 a 2000 en estas islas, encontraron que la proporción de peces inmaduros es alta desde julio a septiembre y que la proporción de peces en puesta estuvo presente sólo en octubre y noviembre, pero con valores muy bajos. Posteriormente, la población de adultos en las Islas Malvinas/Falkland se describe como peces que se saltan el desove o “skippers” (Schuchert *et al.* 2010), concordando con lo descrito para el hoki en Nueva Zelanda (Livingston *et al.* 1997).

El patrón estacional caracterizado por un menor porcentaje de peces maduros en julio-agosto observado en la plataforma argentina y al norte de las Islas Malvinas/Falkland es inverso al patrón observado en Chile (Fig. 3), donde

durante estos meses la presencia de peces inmaduros es escasa y dominan los peces en maduración y puesta (Payá *et al.* 1993 y Young *et al.* 1998).

En consecuencia, la hipótesis de migraciones reproductivas entre océanos es más plausible que la hipótesis de dos poblaciones independientes, y está basada en: 1) la falta de zonas de desove importantes en el Atlántico; 2) zonas en el Atlántico donde los peces podrían saltar anualmente el desove (“skippers”), 3) alto grado de mezcla entre peces de los dos océanos, 3) diferenciación genética débil entre los peces de los dos océanos, 4) estacionalidad inversa de peces inmaduros entre océanos, y 5) estacionalidad inversa de la abundancia relativa entre océanos.

En la evaluación de la abundancia de la merluza de cola realizada en Chile se ha usado históricamente la estimación de madurez realizada por Young *et al.* (1998), como una función constante para determinar la evolución del estatus del stock y sus capturas anuales permisibles. En el caso de las funciones de madurez utilizadas en las evaluaciones de stock realizadas en Argentina, donde la presencia de peces en puesta es escasa, las estimaciones anuales están obtenidas con muestras colectadas fuera de la época de desove (Giussi *et al.* 2017).

La explotación pesquera de la merluza de cola en el cono sur de América se inició a fines de los años setenta, como una especie acompañante de las pesquerías de merluzas del género *Merluccius*, pero desde la década del

noventa pasó a ser capturada como una especie objetivo en la pesca de cerco y luego desde el 2000 en la pesquería de arrastre. En Chile la situación del stock es preocupante puesto que la biomasa desovante ha disminuido por debajo del 20% de su valor virginal (Payá 2014). En Argentina se estima un panorama distinto y algo más favorable, con una tendencia relativamente estable en relación al comienzo del período de diagnóstico. Sin embargo, durante los últimos años existe una gran incertidumbre producto de la interrupción de la serie del índice de abundancia basado en las campañas de investigación y de la baja importante de las capturas comerciales (Giussi *et al.* 2017).

La longitud de primera madurez de merluza de cola en agosto en el área de desove disminuyó desde 56,7 cm en 2001 hasta 48,8 cm en el 2012 (Lillo *et al.* 2015). Debido a que en varias especies de peces se ha descrito una disminución de la edad de madurez como respuesta al exceso de pesca (Hunter *et al.* 2015), en este trabajo se planteó la hipótesis que las variaciones de la madurez en meluza de cola se correlacionan con la explotación pesquera. Para probar esta hipótesis se compilaron muestras de estadios de madurez desde 1983 a 2016 en el área de desove principal en Chile y en las áreas de alimentación en Argentina y Chile, luego se estimaron las longitudes de madurez por año y zona (océanos), y éstas se correlacionaron con las tasas de explotación pesqueras estimadas en cada zona. El análisis estadístico de la madurez a través de los años mediante estadística clásica es complejo, ya que no se cumple el supuesto de independencia entre los tratamientos que tienen

los modelos lineales generalizados (Bustos & Cubillos 2016). Debido a esto, en el presente trabajo se aplicó un modelo jerárquico, o de efectos mixtos (Thorson & Minto 2015), donde las funciones de madurez de los diferentes años y zonas corresponden a variaciones aleatorias de un mismo modelo jerárquico. En el caso de que las variaciones de la madurez resultantes no tuvieran una correlación significativa con las tasas de explotación pesquera, podría proponerse la hiper función de madurez como una constante para estimar el potencial reproductivo y los puntos biológicos de referencia usados para definir el estatus y la captura biológicamente aceptable.

6.2 MATERIAL Y MÉTODOS

Los datos utilizados se compilaron en el marco del convenio de cooperación científica entre el Instituto de Fomento Pesquero (IFOP) de Chile y el Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero (INIDEP) de Argentina (Tabla 1). Los datos provinieron de los muestreos biológicos efectuados a bordo de los barcos comerciales de cada país por los observadores científicos de ambos institutos. En estos muestreos se registró a nivel de individuos, entre otras variables, la longitud total, el peso total, el sexo, y los estadios de madurez, el peso gonadal, del ejemplar eviscerado, el número y la posición del lance de pesca y demás información que permitiera referenciar geográfica y temporalmente los datos.

Tabla 1. Número de hembras muestreados por año y zona / Number of females sampled per year and zone.

Año	Pacífico	Atlántico	Total
1983	866		866
1984	5432		5432
1985	5221		5221
1990	1279		1279
1994	1441		1441
1997	2195		2195
1998		292	292
2000	3482	2694	6176
2001		199	199
2002		254	254
2003		824	824
2004	2165	932	3097
2005	5010	955	5965
2006	3798	1580	5378
2007	5249	1973	7222
2008		1346	1346
2009		945	945
2010	2406	1201	3607
2011	2780	1231	4011
2012	5453	2356	7809
2013	5964	1207	7171
2014	4533	2267	6800
2015	3833	1784	5617
2016	5947	1030	6977
Total	67054	23070	90124

Las escalas de estadios de madurez utilizadas por los observadores científicos de ambos institutos y compatibles entre ellas se basaron en observaciones macroscópicas de las gónadas (Tabla 2).

Tabla 2. Estadios de madurez de hembras, basados en observación macroscópica, usadas por los observadores científicos de IFOP (modificado de Balbontín & Fischer, 1981) e INIDEP (Macchi & Pájaro 1999). ND= No Definido. / Maturity stages of females, based on macroscopic observation, used by scientific observers from IFOP (modified from Balbontín & Fischer 1981) and INIDEP (Macchi & Pájaro 1999). ND = Not Defined.

IFOP		INIDEP	
1	Virginal (sexo indeterminado)	ND	
2	Inmaduro	1	Juvenil
3	En Maduración	2	En Maduración
4	Maduro	3	Puesta
5	Desovados y en regresión	4	Post Puesta
ND		5	Reposo

Los peces maduros fueron aquellos cuyas gónadas se encontraban en estadios >2 en la escala de IFOP, y en estadio ≥ 2 en la escala de INIDEP. Para poder seleccionar los datos a utilizar se analizaron las proporciones de los estadios gonadales, por lo que se decidió considerar los datos de hembras obtenidos en

el período junio a noviembre. Para cada muestra se incluyeron las longitudes con a lo menos tres ejemplares muestreados.

Las dificultades de identificar los diferentes estadios de madurez basándose en observaciones macroscópicas de las gónadas se encuentran bien documentadas (Flores *et al.* 2015). Para conocer el error porcentual en la clasificación macroscópica entre inmaduros y maduros en merluza de cola, se utilizó la base de datos de los cruceros científicos que realiza IFOP para estimar la biomasa desovante de este recurso (Lillo *et al.* 2015). En estos cruceros los observadores científicos a bordo clasifican macroscópicamente los estadios madurez, los cuales luego son revisados mediante observación microscópica de las gónadas en laboratorio (Lillo *et al.* 2015).

Para evaluar la hipótesis en la cual las variaciones de la madurez en meluza de cola se correlacionan con la explotación pesquera, primero se modeló la variación de la madurez a través de los años, aplicando un modelo jerárquico o modelo lineal de efectos mixtos (Cadigan *et al.* 2014, Xu *et al.* 2015, Thorson & Minto 2015), y luego se calcularon las correlaciones de la longitud de madurez (L50%M) con las tasas de explotación estimadas para el stock chileno por Payá (2014) y para el stock argentino por Giussi *et al.* (2017). Para analizar la significancia estadística de las correlaciones lineales se usó el coeficiente de Pearson, y que su valor de probabilidad fue determinado usando la distribución de t-student con $n-2$ grados de libertad, donde n es el tamaño de muestra.

Considerando que la madurez aumenta monótonicamente con la longitud del pez, la probabilidad $p_{l,i}$ de observar un pez maduro de longitud total l en la muestra i se modeló con una función logística.

$$p_{l,i} = \frac{\exp(\eta_{l,i})}{1 + \exp(\eta_{l,i})} \quad (1.1)$$

donde

$$\eta_{l,i} = B_{0i} + B_{1i}(l - \bar{l}) \quad (1.2)$$

y B_{0i} y B_{1i} son respectivamente los interceptos y las pendientes. La longitud de primera madurez se estimó como: $L50\%M_i = -B_{0i}/B_{1i}$, y el rango de madurez o amplitud de la función de madurez como: $RM_i = L75\%M_i - L50\%M_i = \ln(9)/B_{1i}$.

Considerando la hipótesis de migraciones reproductivas entre océanos, se supuso que las funciones de madurez de las diferentes zonas y años provinieron de un mismo modelo jerárquico simple (MJS de aquí en adelante). De esta forma, la muestra i provino indistintamente de diferentes años y zonas, es decir, ni el año ni la zona fueron considerados como efectos fijos sino efectos aleatorios. En consecuencia, los parámetros de las funciones de madurez por muestra se definieron como:

$$B_{0i} = B_0 + \delta_{0i}, \quad \delta_{0i} \sim N(0, \sigma_0^2), \quad (1.3)$$

y

$$B_{1i} = B_1 + \delta_{1i}, \quad \delta_{1i} \sim N(0, \sigma_1^2) \quad (1.4)$$

donde B_0 y B_1 son los efectos fijos que definen la hiperfunción y B_{0i} y B_{1i} son los parámetros dinámicos definidos por los efectos aleatorios δ_{0i} y δ_{1i} . Debido a que esta aproximación supone que los interceptos son independientes de las pendientes, los datos fueron estandarizados restando la longitud media (\bar{l}), como una solución práctica que evita incluir la correlación que existe entre interceptos y pendientes (Cadigan *et al.* 2014).

El modelo se ajustó maximizando la verosimilitud marginal.

$$L(\vartheta, \tau|D) = \int_{\varepsilon} \Pr(D|\vartheta, \varepsilon) \Pr(\varepsilon|\tau) d\varepsilon \quad (1.5)$$

donde:

ϑ : Vector de parámetros de los efectos fijos (B_0, B_1)

τ : Vector de parámetros de los efectos aleatorios (δ_{0i}, δ_{1i})

D : Datos

$\Pr(D|\vartheta, \varepsilon)$: Densidad de probabilidad conjunta de los datos, condicionada a los efectos aleatorios.

$\Pr(\varepsilon|\tau)$: Probabilidad de los efectos aleatorios dado los parámetros que controlan su distribución.

El proceso de maximización se realizó minimizando el negativo del logaritmo natural de la verosimilitud total, $-\ln V_{total}$. Para el componente de los procesos, se supuso que los efectos aleatorios siguen una distribución de probabilidad

normal, por lo que el negativo del logaritmo natural de la verosimilitud corresponde a:

$$-\ln V_{proceso} = 0.5 \sum_i \left(\frac{\delta_{0i}}{\sigma_0} \right)^2 + 0.5 \sum_i \left(\frac{\delta_{1i}}{\sigma_1} \right)^2 \quad (1.6)$$

Para el componente de los datos, se supuso que las proporciones de madurez tienen una distribución binomial, por lo que el negativo del logaritmo natural de la verosimilitud es igual a:

$$-\ln V_{data} = \sum_i \sum_l -\ln V_{l,i} \quad (1.7)$$

$$-\ln V_{l,i} = -N_{l,i} \{ y_{l,i} \ln(p_{l,i}) + (1 - y_{l,i}) \ln(1 - (p_{l,i})) \} \quad (1.8)$$

donde y es la proporción de maduros observada y N es el número total de individuos.

Para mejorar la convergencia de la minimización de $-\ln V_{total}$, se restringió la proporción de madurez de peces de 10 cm longitud total fuera próxima a cero, mediante una penalización de un error normal con media cero y desviación estándar igual a 0,1.

$$-\ln V_{penalización} = 0.5 \sum_i \left(\frac{p_{l=10,i}}{0.1} \right)^2 \quad (1.9)$$

Por lo tanto,

$$-\ln V_{total} = -\ln V_{proceso} - \ln V_{data} - \ln V_{penalización} \quad (1.10)$$

Se creó un programa llamado HOKI_MAT_RE para ejecutar el MJS para la madurez de merluza de cola, el cual se codificó con el programa ADMB-RE, que es una extensión de ADModel Builder para modelos con errores aleatorios (Fournier *et al.* 2012), y que se entrega en el Anexo 1. Mediante el ADMB-RE, la verosimilitud marginal se estima usando la aproximación de Laplace.

Siguiendo la explicación de Sakug y Fournier (2004), la aproximación de Laplace de la ecuación (1.5) se basa en la expansión de Taylor de segundo orden del $\ln(\text{verosimilitud})$ penalizado $g(\cdot, \vartheta)$ alrededor del punto.

$$\hat{\tau}(\vartheta) = \underset{\tau}{\text{agrmax}} g(\tau, \vartheta) \quad (1.11)$$

La aproximación de la verosimilitud es:

$$L^*(\vartheta) = \det \{H(\vartheta)\}^{-1/2} \exp[g(\hat{\tau}(\vartheta), \vartheta)], \quad (1.12)$$

donde

$$H(\vartheta) = -\frac{\partial^2}{\partial \tau^2} g(\tau, \vartheta)|_{\tau=\hat{\tau}(\vartheta)} \quad (1.13)$$

En los modelos puramente gaussianos, es decir, cuando $g(\cdot, \vartheta)$ es una función cuadrática, la aproximación de Laplace es exacta. En el caso no lineal, la aproximación está definida sólo para aquellos ϑ tales que la $H(\vartheta)$ es definida positiva, es decir, $\det \{H(\vartheta)\} > 0$.

Para los cálculos numéricos es más conveniente trabajar con el logaritmo de $L^*(\vartheta)$:

$$l^*(\vartheta) = -0,5 \ln(\det\{H(\vartheta)\}) + g(\hat{\tau}(\vartheta), \vartheta) \quad (1.14)$$

Las dos cantidades presentes en la ecuación (1.14) no están fácilmente disponibles: $\hat{\tau}(\vartheta)$ y $H(\vartheta)$. Para calcular $\hat{\tau}(\vartheta)$ se debe usar un optimizador estándar de funciones no-lineales. Es importante notar que cuando se usa un método iterativo para maximizar $l^*(\vartheta)$, se debe reevaluar $\hat{\tau}(\vartheta)$ en cada paso de iteración. La evaluación de $H(\vartheta)$ se realiza utilizando diferenciación automática, AD.

Encontrar los ϑ que maximizan la aproximación de Laplace (1.14) es un problema de optimización anidada. Primero se resuelve el problema interno (1.11) usando el algoritmo de quasi-Newton seguido de uno o dos pasos de Newton propiamente tal (beneficiándose de la información exacta del gradiente que es generada por AD). El problema externo es resuelto usando el algoritmo de quasi-Newton que posee AD Model Builder.

La incertidumbre de los parámetros y las variables derivadas (L50%M y RM) fue estimada desde los errores estándares asintóticos calculados por el ADMB-RE, que provienen del inverso de la matriz Hessiana.

Además, para contrastar los resultados obtenidos del MJS con el programa HOKI_MAT_RE se ajustaron diferentes modelos lineales generales mixtos (GLMM) empleando la función *glmer* del paquete lme4 (Bates *et al.* 2015) del lenguaje R (R Development Core Team 2009). Para esto, la función logística se transformó en un modelo lineal mediante la función *logit*.

$$g(p_l) = \log(p_l/(1 - p_l)) = \beta_0 + \beta_1 l \quad (1.15)$$

No obstante, la hipótesis más plausible indica que la merluza de cola no desova en el Atlántico y migra a desovar al Pacífico, se consideró interesante evaluar el impacto de la zona de procedencia (océanos) como un efecto fijo y/o aleatorio. Por lo tanto, se ajustaron con el paquete lme4 diferentes modelos con las siguientes combinaciones de efectos fijos y aleatorios en el intercepto y/o en la pendiente.

lme4_1: Intercepto aleatorio para año (δ_{0j}) y pendiente aleatoria para océano (δ_{1k}).

$$g(p_{l,j,k}) = (\beta_0 + \delta_{0j}) + (\beta_1 + (\beta_{1k} + \delta_{1k}))l_{l,j,k} + \varepsilon_{l,j,k} \quad (1.16)$$

lme4_2: Intercepto aleatorio para océano.

$$g(p_{l,j,k}) = (\beta_0 + \delta_{0k}) + (\beta_1 + \beta_{1j})l_{l,j,k} + \varepsilon_{l,j,k} \quad (1.17)$$

lme4_3: Intercepto aleatorio con interacción año x océano.

$$g(p_{l,j,k}) = (\beta_0 + \delta_{0jk}) + \beta_1 l_{l,j,k} + \varepsilon_{l,j,k} \quad (1.18)$$

lme4_4: Intercepto aleatorio con interacción año x océano y pendiente aleatoria.

$$g(p_{l,j,k}) = (\beta_0 + \delta_{0jk}) + (\beta_1 + \delta_1)l_{l,j,k} + \varepsilon_{l,j,k} \quad (1.19)$$

donde l, j y k representan las longitudes, los años y las zonas (océanos), β_0 es el intercepto fijo, β_1 es la pendiente, β_{1j} es el efecto fijo del año, β_{1k} es el efecto

fijo de la zona, δ_{0k} es el efecto aleatorio de la zona en el intercepto, $\delta_{0k} \sim N(0, \sigma_{0k}^2)$, δ_{0j} es el efecto aleatorio del año en el intercepto, $\delta_{0j} \sim N(0, \sigma_{0j}^2)$, δ_{0jk} es el efecto aleatorio de la interacción año x zona en el intercepto, $\delta_{0jk} \sim N(0, \sigma_{0jk}^2)$, δ_1 es el efecto aleatorio de la pendiente, $\delta_1 \sim N(0, \sigma_1^2)$, δ_{1k} es el efecto aleatorio de la zona en la pendiente, $\delta_{1k} \sim N(0, \sigma_{1k}^2)$, y $\varepsilon_{l,j,k}$ representa el error aleatorio $\varepsilon_{l,j,k} \sim N(0, \sigma^2)$.

Se seleccionó el mejor modelo lme4 como aquel más parsimonioso, el cual corresponde al modelo que produce el menor valor del Criterio de Información de Akaike (Akaike 1973).

6.3 RESULTADOS

Se compilaron un total de 90.124 observaciones, de las cuales 67.054 provinieron del Pacífico y 23.070 del Atlántico (Tabla 1). Los tamaños de las muestras fueron muy variables, desde 199 ejemplares en el 2001 en el Atlántico hasta 5.964 en el 2013 en el Pacífico. Las muestras del Pacífico tuvieron un mayor número de ejemplares y una mayor proporción de ejemplares grandes que las provinieron del Atlántico (Figura 4). Para el análisis del porcentaje de error de las clasificaciones macroscópicas de las gónadas en inmaduros y maduros, se compiló un total de 6.757 observaciones provenientes de nueve cruceros de investigación (uno por año), y se encontraron bajos porcentajes de

error (1-6%) en siete cruceros, y altos errores (27-33%) en sólo dos cruceros (Tabla 3).

El MJS reprodujo adecuadamente la madurez observada en las diferentes muestras, las cuales tuvieron menos datos y mayor dispersión en los primeros años de la serie (Figura 5). Tanto los errores aleatorios del intercepto, como los de la pendiente, tuvieron cuantiles de distribución próximos a la distribución normal (Figura 6). Para la función de madurez basada en los hiperparámetros (efecto fijo) se estimó longitud de madurez en 59,102 cm, y el rango de madurez (50-75%) en 12,389 cm (Tablas 4 y 5). La longitud de madurez no mostró tendencias, ni a través de los años ni por zona de procedencia, mientras que el rango de madurez fue mayor en las estimaciones del Pacífico que en las del Atlántico (Figura 7).

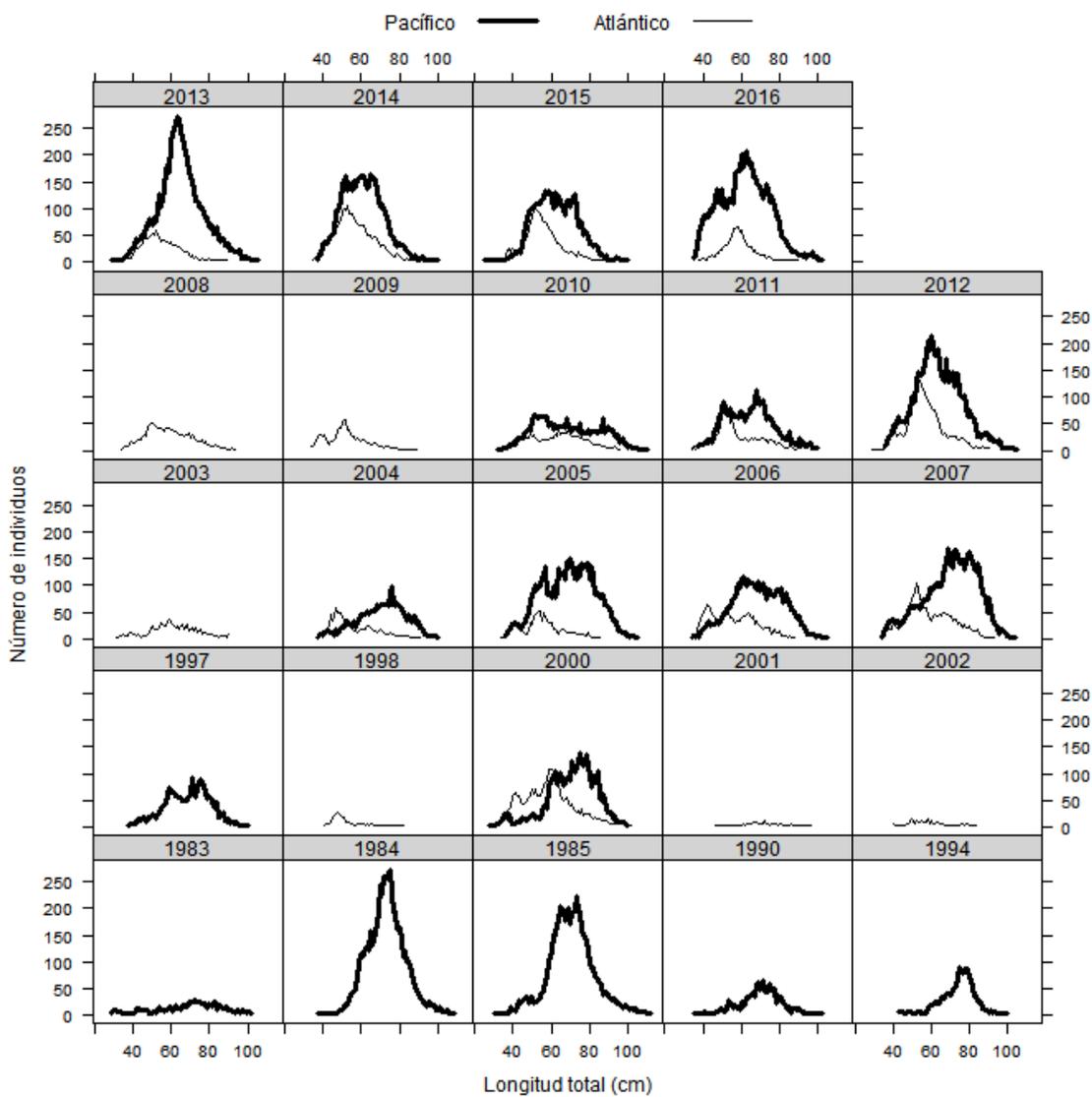


Figura 4. Distribución de la longitud total (cm) de los peces muestreados por año y océano. / Distribution of total length (cm) of fish sampled per year and ocean.

Tabla 3. Número de errores de clasificación basada en observación macroscópica con respecto al número total de clasificaciones correctas basadas en observaciones microscópicas, en muestras de cruceros de investigación en Chile. / Number of classification errors based on macroscopic observation with respect to the total number of correct classifications based on microscopic observations, in research cruise samples in Chile.

Año	Número	Número	Porcentaje
2001	300	898	33
2002	5	639	1
2005	429	1564	27
2007	4	257	2
2008	15	637	2
2009	38	628	6
2010	15	595	3
2011	8	596	1
2014	27	943	3

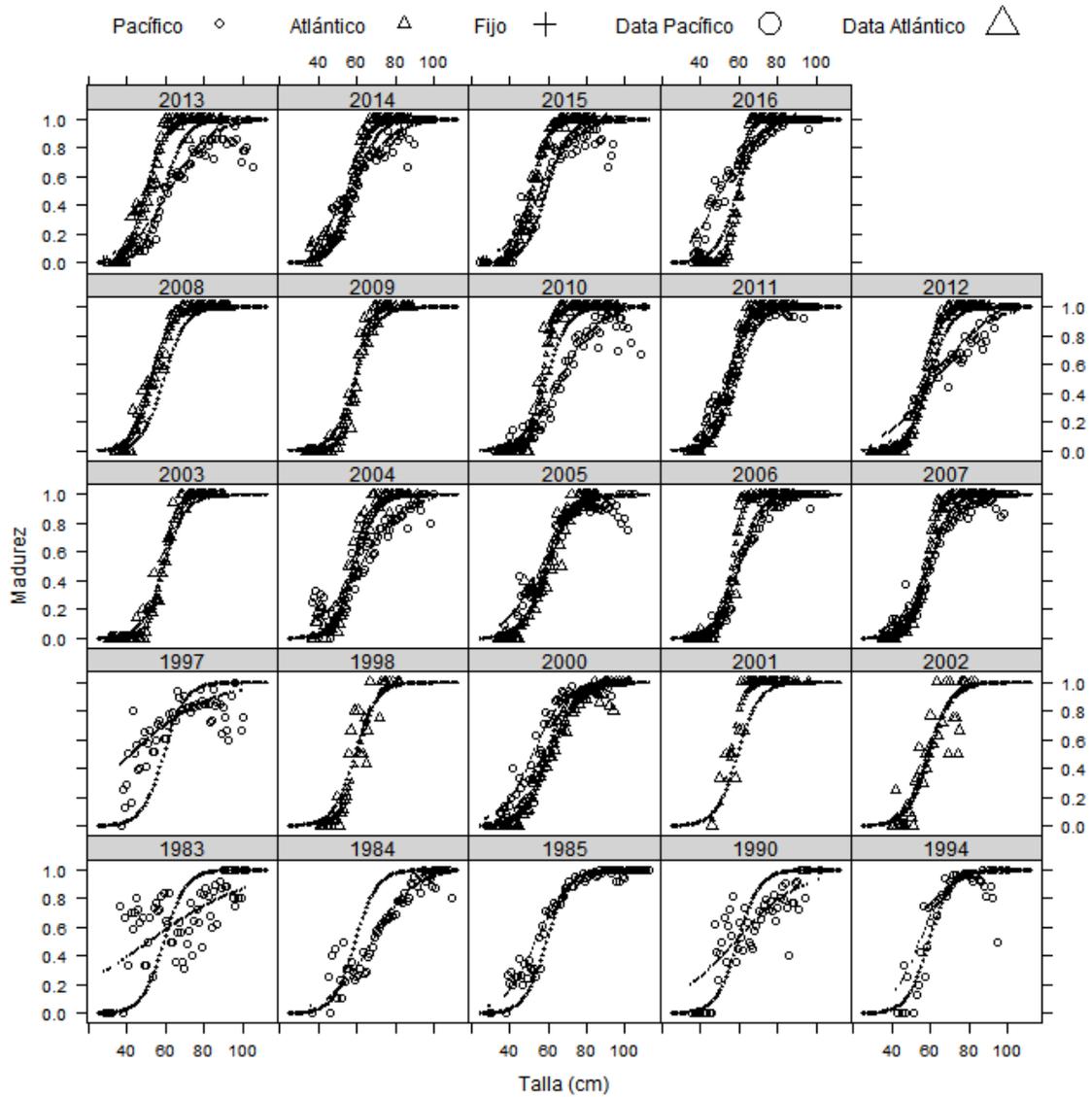


Figura 5. Madurez estimada y datos por año y océano. En todos los gráficos se presenta la hiperfunción de madurez (Fijo). / Estimated maturity and data per year and ocean. Maturity hypermodel (Fijo) is shown in each plot.

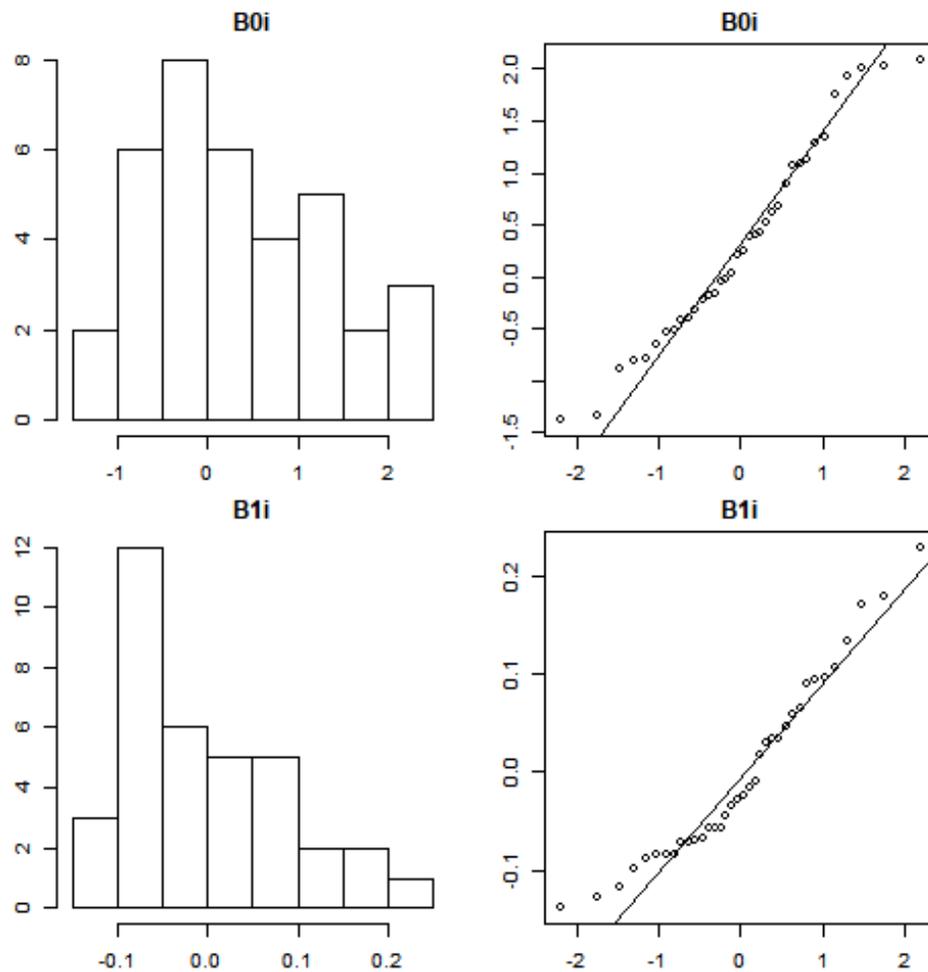


Figura 6. Histogramas de los efectos aleatorios de los interceptos y de las pendientes (panel izquierdo) y sus gráficos de cuantiles normales, qnorm (panel derecho). / Intercept and slope random effects histograms (left panel) and normal quantile plots, qnorm (right panel).

Tabla 4. Parámetros estimados con el modelo jerárquico. / Parameters estimated with the hierarchical model.

Efectos Fijos									
Nombre	Estimado	D.E.							
log_B0	-1,07E-14	4,11E-08							
log_B1	-1,73E+00	8,51E-02							
Efectos aleatorios									
Nombre	Estimado	D.E.							
log_σ1	-5,33E-15	1,63E-08							
log_σ2	-3,40E-07	1,45E-03							
Efectos aleatorios del intercepto			Efectos aleatorios de pendiente						
Nombre	Estimado	D.E.	Wald	Prob.	Nombre	Estimado	D.E.	Wald	Prob.
B0_1	-0,539	0,074	53	0,00 ***	B1_1	-0,139	0,016	79	0,00 ***
B0_2	-1,385	0,039	1232	0,00 ***	B1_2	-0,084	0,016	29	0,00 ***
B0_3	0,217	0,040	29	0,00 ***	B1_3	-0,057	0,016	13	0,00 ***
B0_4	-0,654	0,063	106	0,00 ***	B1_4	-0,118	0,016	54	0,00 ***
B0_5	0,251	0,095	7	0,01 ***	B1_5	-0,046	0,018	6	0,01 ***
B0_6	0,040	0,051	1	0,43	B1_6	-0,129	0,016	68	0,00 ***
B0_7	0,387	0,053	53	0,00 ***	B1_7	-0,058	0,016	13	0,00 ***
B0_8	-0,785	0,053	221	0,00 ***	B1_8	-0,089	0,016	32	0,00 ***
B0_9	-0,219	0,037	35	0,00 ***	B1_9	-0,071	0,015	21	0,00 ***
B0_10	-0,417	0,045	87	0,00 ***	B1_10	-0,024	0,016	2	0,13
B0_11	-0,392	0,038	109	0,00 ***	B1_11	-0,057	0,015	13	0,00 ***
B0_12	-1,341	0,052	655	0,00 ***	B1_12	-0,072	0,016	21	0,00 ***
B0_13	0,620	0,068	83	0,00 ***	B1_13	-0,028	0,016	3	0,09
B0_14	-0,893	0,030	888	0,00 ***	B1_14	-0,098	0,015	41	0,00 ***
B0_15	-0,802	0,029	760	0,00 ***	B1_15	-0,083	0,015	29	0,00 ***
B0_16	-0,313	0,038	68	0,00 ***	B1_16	-0,085	0,016	30	0,00 ***
B0_17	-0,185	0,042	19	0,00 ***	B1_17	-0,068	0,016	19	0,00 ***
B0_18	0,422	0,041	105	0,00 ***	B1_18	-0,069	0,015	20	0,00 ***
B0_19	-0,046	0,291	0	0,87	B1_19	0,047	0,030	2	0,12
B0_20	-0,513	0,057	80	0,00 ***	B1_20	-0,035	0,016	5	0,03 ***
B0_21	1,930	0,447	19	0,00 ***	B1_21	0,135	0,060	5	0,02 ***
B0_22	-0,020	0,224	0	0,93	B1_22	-0,010	0,027	0	0,70
B0_23	0,687	0,155	20	0,00 ***	B1_23	0,091	0,025	13	0,00 ***
B0_24	0,415	0,150	8	0,01 ***	B1_24	0,034	0,020	3	0,09
B0_25	-0,166	0,120	2	0,17	B1_25	-0,017	0,019	1	0,37
B0_26	2,030	0,184	121	0,00 ***	B1_26	0,172	0,024	53	0,00 ***
B0_27	1,061	0,124	73	0,00 ***	B1_27	0,096	0,019	25	0,00 ***
B0_28	1,276	0,137	86	0,00 ***	B1_28	0,018	0,019	1	0,33
B0_29	0,520	0,189	8	0,01 ***	B1_29	0,108	0,025	19	0,00 ***
B0_30	1,765	0,204	75	0,00 ***	B1_30	0,181	0,027	44	0,00 ***
B0_31	1,343	0,172	61	0,00 ***	B1_31	0,065	0,021	9	0,00 ***
B0_32	1,096	0,116	89	0,00 ***	B1_32	0,094	0,019	24	0,00 ***
B0_33	2,005	0,183	120	0,00 ***	B1_33	0,030	0,020	2	0,13
B0_34	0,886	0,101	77	0,00 ***	B1_34	0,034	0,018	4	0,05
B0_35	2,097	0,158	176	0,00 ***	B1_35	0,059	0,019	9	0,00 ***
B0_36	1,137	0,180	40	0,00 ***	B1_36	0,231	0,031	56	0,00 ***

Tabla 5. Longitud media de la muestra total (\bar{l}) y estimados de longitud (L50%M) y rango (RM) de madurez. / Total sample mean length (\bar{l}) and estimates of length (L50% M) and range (RM) of maturity.

\bar{l}		64,7407			
Efectos					
Nombre	Estimado	D. Estándar			
L50M	59,10	0,48			
RM	12,39	1,05			
Efectos Aleatorios					
		L50%M		RM	
Año	Zona	Estimado	D. Estándar	Estimado	D. Estándar
1983	Pacífico	52,59	2,48	57,94	6,42
1984	Pacífico	68,87	0,34	23,58	0,91
1985	Pacífico	54,67	0,48	18,18	0,67
1990	Pacífico	58,88	1,34	37,21	3,52
1994	Pacífico	55,24	1,19	16,68	1,30
1997	Pacífico	43,29	2,10	45,32	3,80
2000	Pacífico	53,16	0,61	18,34	0,76
2004	Pacífico	62,32	0,65	24,80	1,30
2005	Pacífico	57,37	0,39	20,73	0,66
2006	Pacífico	60,94	0,30	14,33	0,48
2007	Pacífico	59,70	0,35	18,23	0,53
2010	Pacífico	67,97	0,49	20,79	0,83
2011	Pacífico	53,92	0,38	14,67	0,61
2012	Pacífico	63,39	0,38	27,80	1,00
2013	Pacífico	62,64	0,31	23,39	0,78
2014	Pacífico	57,34	0,36	23,68	0,93
2015	Pacífico	57,27	0,36	20,14	0,78
2016	Pacífico	51,57	0,34	20,36	0,61
1998	Atlántico	60,48	0,99	9,81	1,12
2000	Atlántico	61,32	0,35	15,45	0,62
2001	Atlántico	55,35	1,35	7,04	1,31
2002	Atlántico	58,87	0,95	13,16	1,73
2003	Atlántico	58,45	0,40	8,19	0,60
2004	Atlántico	58,04	0,48	10,41	0,63
2005	Atlántico	59,55	0,55	13,67	0,94
2006	Atlántico	56,06	0,27	6,30	0,33
2007	Atlántico	57,22	0,26	8,02	0,36
2008	Atlántico	53,09	0,39	11,24	0,63
2009	Atlántico	59,41	0,43	7,70	0,53
2010	Atlántico	57,02	0,34	6,14	0,39
2011	Atlántico	55,07	0,33	9,07	0,55
2012	Atlántico	57,03	0,21	8,09	0,35
2013	Atlántico	50,25	0,37	10,60	0,64
2014	Atlántico	55,82	0,26	10,39	0,44
2015	Atlántico	51,62	0,27	9,31	0,48
2016	Atlántico	59,50	0,23	5,39	0,36

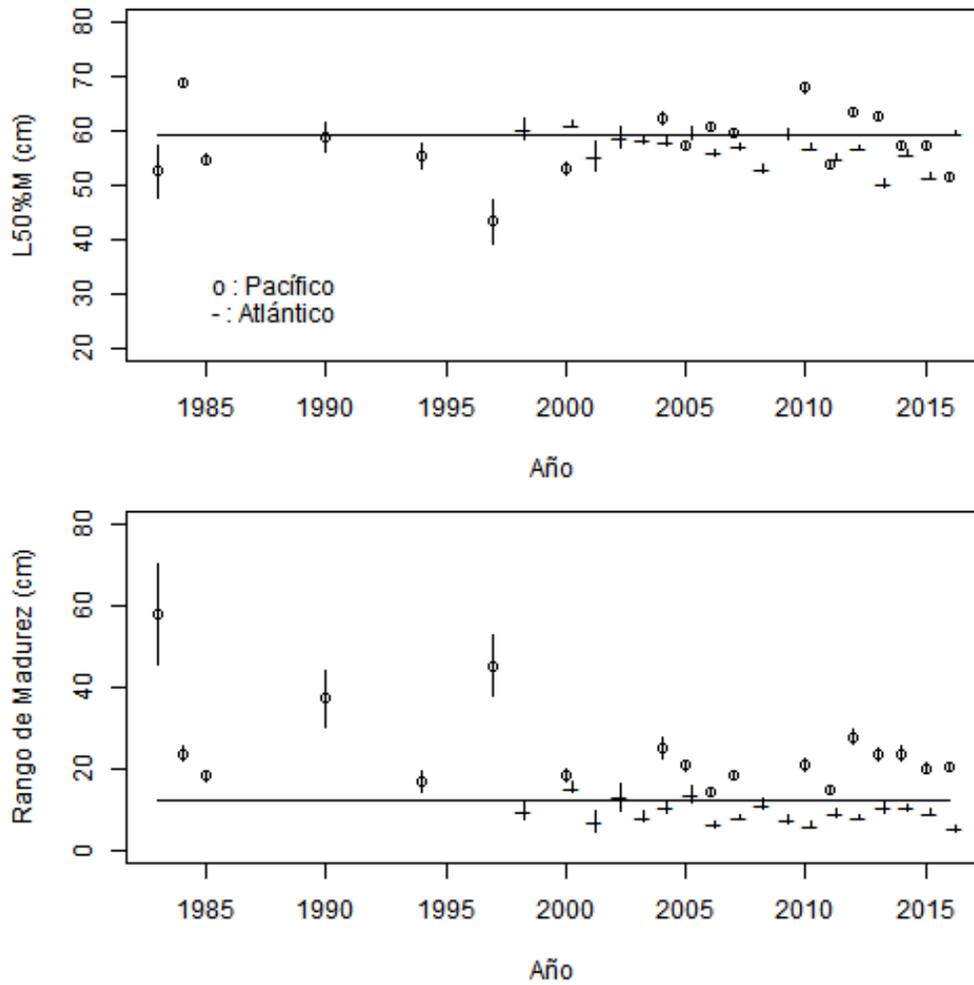


Figura 7. Longitud de madurez (arriba) y rango de madurez (abajo) por año y océano. Las líneas verticales corresponden a intervalos de confianza al 95%. Las líneas horizontales de referencia representan la longitud y el rango de madurez latente (efecto fijo). / Maturity length (above) and maturity range (below) per year and ocean. Vertical lines represent 95% confidence intervals. The horizontal reference lines represent the length and the latent maturity range (fixed effect).

De los cuatro modelos ajustados con el paquete lme4, el mejor (menor AIC) fue el modelo lme4_4 que consideró un intercepto aleatorio con interacción entre año y océano, y una pendiente aleatoria (Tablas 6 y 7).

Tabla 6. Comparación (AIC) de los modelos lineales generales mixtos ajustados a los datos con el paquete lme4. / Comparison (AIC) of general linear mixed models fitted to data with lme4 package.

Modelo	Descripción	g.l.	AIC
lme4_1	Intercepto aleatorio para año y pendiente aleatoria para océano.	6	11459
lme4_2	Intercepto aleatorio para océano y con media fija	26	12714
lme4_3	Intercepto aleatorio con interacción año y océano.	3	11457
lme4_4	Intercepto aleatorio con interacción año y océano, y pendiente	5	8343

Las longitudes de madurez estimadas con este modelo fueron prácticamente iguales a las estimadas con el MJS, teniendo entre ellos un coeficiente de correlación de Pearson de 0,9992 (Figura 8). Si se consideran los estimados sólo del Pacífico la correlación fue 0,999, y no exactamente 1 debido a los estimados de 1983 y 1997 que fueron levemente distintos, posiblemente porque se basaron en los datos más dispersos de la serie (Figura 5). En el caso del Atlántico, los estimados de madurez con MJS y lme4_4 fueron iguales, con una correlación igual a 1.

Tabla 7. Resultados del ajuste del modelo lme4_4. / lme4_4 model results.

Generalized linear mixed model fit by maximum likelihood (Laplace Approximation) [glmerMod]
 Family: binomial (logit)

Formula: respuesta ~ longitud + (longitud | año:océano)

	AIC	BIC	logLik	deviance	df.resid
	8343.3	8371.6	-4166.6	8333.3	2122

Scaled residuals:

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-13.8544	-0.7067	0.0462	0.569	29.3753

Random effects:

Groups Name	Variance	Std. Dev.	Corr
año:océano (Intercept)	28.050729	5.29629	
longitud	0.008653	0.09302	-0.99

Number of obs: 2127, groups: año:océano, 36

Fixed effects:

	Estimate	Std. Error	z	value	Pr(> z)
(Intercept)	-10.07896	0.89466	-11.27	<2e-16	***
size	0.17624	0.01571	11.22	<2e-16	***

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Correlation of Fixed Effects:
 (Intr)
 longitud -0.994

Las tasas de explotación pesquera en el Pacífico fueron altas y sumamente variables desde el 1988 hasta el 2000, para luego evidenciar una tendencia decreciente, aunque manteniendo cierta variabilidad. Las tasas de explotación en el Atlántico evidenciaron similitudes en algunos años. Hasta el año 1992 cuando fueron máximas y, luego del año 2000 con una tendencia decreciente análoga, Los valores del último año fueron muy semejantes entre ambos océanos (Figura 9). Las longitudes de madurez de cada región geográfica no

tuvieron correlaciones estadísticamente significativas con las tasas de explotación pesquera.

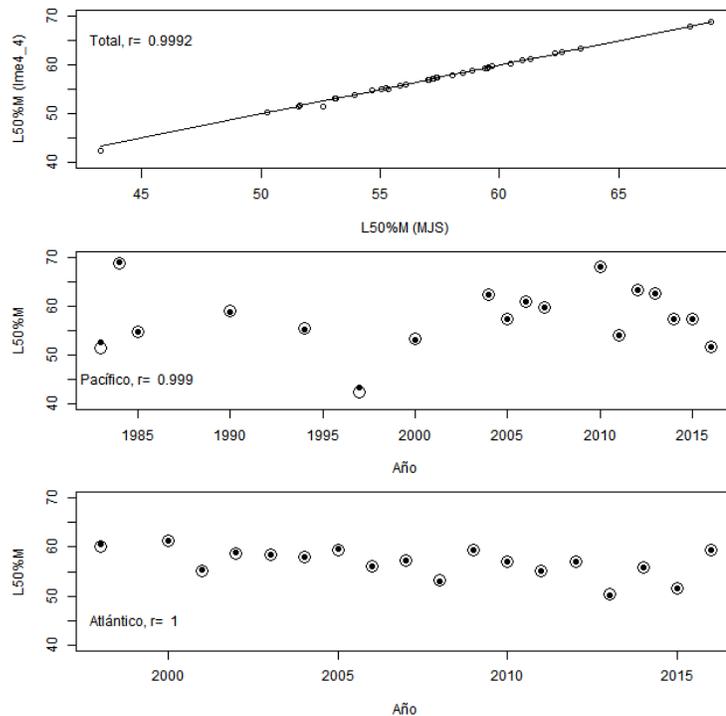


Figura 8. Correlación entre las longitudes de madurez estimadas con MJS y aquellas estimadas con Ime4_4, para el total de muestras (arriba), y longitudes de madurez estimadas por año con MJS (puntos) y estimadas con Ime4_4 (círculos) para el océano Pacífico (medio) y el Atlántico (abajo). / Correlation between maturity lengths estimated with MJS and the ones estimated with Ime4_4, including all samples (above), and maturity lengths estimated per year with MJS (points) and with Ime4_4 (circles) for the Pacific (middle) and Atlantic (bottom) ocean.

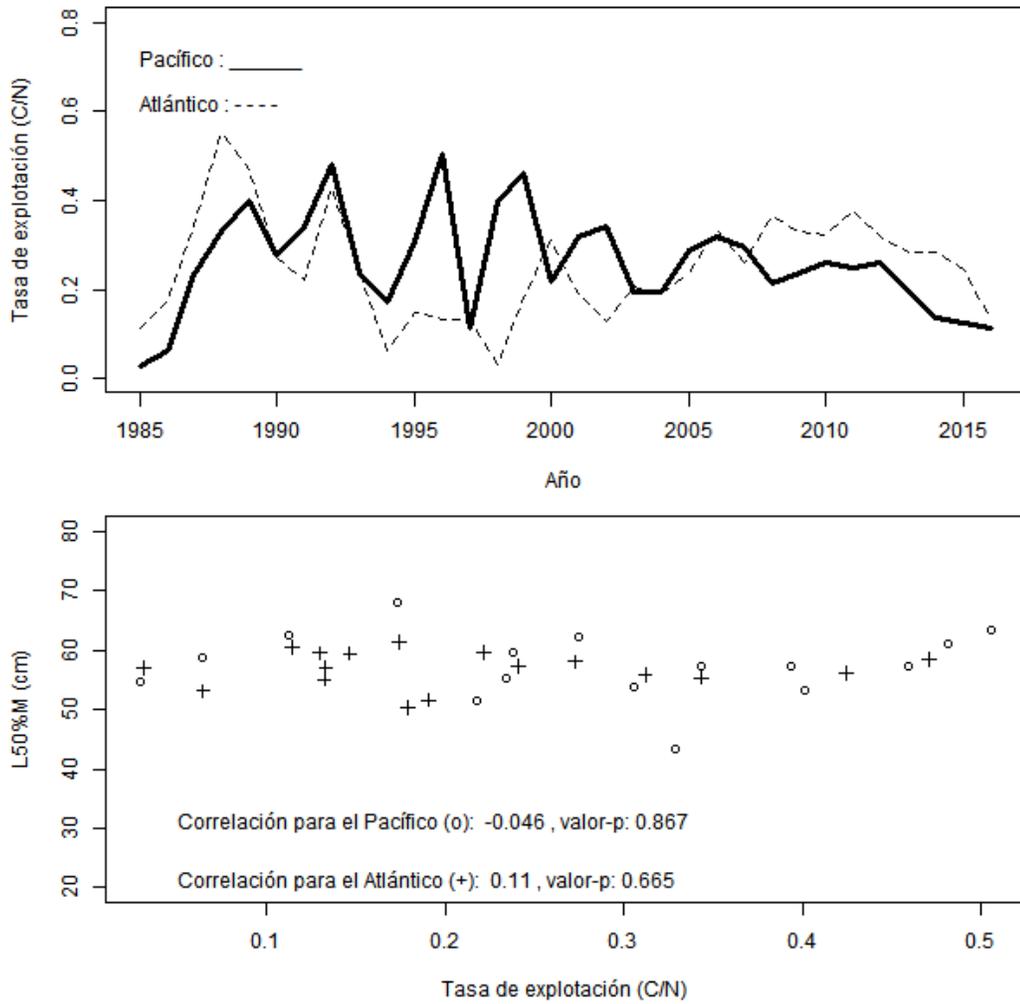


Figura 9. Tasa de explotación por año y océano (arriba), y correlaciones entre la longitud de madurez y la tasa de explotación por océano (abajo). / Exploitation rates per year and ocean (above), and correlations between maturity length and exploitation rate per ocean (below).

6.4 DISCUSIÓN

En este trabajo, por primera vez se integró la información reproductiva de merluza de cola proveniente de Chile y Argentina para modelar las variaciones de la madurez en el cono sur de América. La revisión de los antecedentes existentes respaldó la hipótesis de migraciones reproductivas desde el Atlántico para desovar en el Pacífico, postulada por Wöhler & Giussi (2001). Los antecedentes más fuertes son que no se ha podido encontrar una zona de concentración reproductiva en el Atlántico de la envergadura de la presente en el Pacífico (Giussi *et al.* 2016), y la escasa o nula presencia de merluzas en estadios en puesta en el Atlántico (Gorini & Pájaro 2014, Schuchert *et al.* 2010). Esta hipótesis podría mantenerse aun cuando recientes estudios han evidenciado, a través de la química del núcleo del otolito, que los individuos de ambos océanos no habían compartido la misma área de nacimiento (Gorini *et al.* 2020) aunque probablemente podía existir intercambio genético entre todos los grupos poblacionales. Por tanto, estos hechos no impiden estimar la madurez de la merluza de cola en el Atlántico, ya que la misma considera la proporción de peces maduros, donde la clasificación en este agrupamiento incluye los estadios gonadales en maduración, puesta, post puesta y reposo (Tabla 2).

El menor tamaño de las muestras y la baja proporción de merluzas de grandes tamaños en las muestras del Atlántico en comparación con las muestras del Pacífico, se puede explicar por la disminución de la disponibilidad de peces

grandes durante la época de desove, cuando ellos migran para desovar en el Pacífico, y por la aplicación de un diseño de muestreo proporcional a la estructura de longitudes en las capturas que no estuvo estratificado por rangos de longitud (Fig. 2). La selectividad del arte de pesca probablemente tiene menor importancia en estas diferencias, ya que en ambos océanos se utilizan redes de arrastre con poco efecto selectivo.

La calidad de las muestras hacia los inicios de la serie de datos en el Pacífico fue menor que en los años más recientes, lo cual se refleja en una mayor variabilidad e incertidumbre de los estimados de longitud y rango de madurez en los primeros años. Una de las posibles explicaciones es que, durante los primeros años, la merluza de cola fue capturada por la flota arrastrera como fauna acompañante de la merluza del sur (*Merluccius australis*), teniendo menor prioridad en las actividades de los observadores científicos a bordo de los barcos comerciales. Otra explicación puede ser la variabilidad entre años encontrada en los porcentajes de errores de clasificación de madurez basada en observaciones macroscópicas, los cuales fueron altos en dos de los nueve cruceros de investigación, y bajos en el resto. Ambas explicaciones sobre los posibles errores de medición y clasificación, permitirían destacar la ventaja de usar un modelo jerárquico donde las estimaciones de las muestras con más datos dan “soporte” a las muestras más dispersas (Punt *et al.* 2006).

Aunque para el establecer el modelo jerárquico en este estudio se aplicó la formulación de Cadigan *et al.* (2014), existen dos diferencias importantes, primero estos autores desarrollaron su modelo para estimar la madurez a la edad a través de diferentes cohortes, mientras que nosotros lo aplicamos a la madurez a la longitud a través de años y zonas, y segundo estos autores consideraron la autocorrelación de los errores aleatorios de cohortes próximas, mediante un modelo autorregresivo de primer orden AR(1), que no fue aplicado aquí porque la serie de tiempo fue discontinua y los análisis no fueron realizados por cohortes. Por lo tanto, para estudios futuros se debería completar la serie de tiempo y utilizar claves longitud-edad para transformar los datos de longitudes a edades y poder realizar el seguimiento de las cohortes y considerar la autocorrelación de los errores aleatorios, transformando el modelo jerárquico simple en un modelo de estados espaciales donde el pasar de los estados siga un AR(1). Esto permitiría, como lo hizo Cadigan *et al.* (2014), usar este modelo de estados espaciales para predecir la madurez a la edad de las cohortes incompletas e incluir esta información en los cálculos de capturas biológicamente aceptables.

Las longitudes de madurez estimadas con el modelo jerárquico fueron prácticamente iguales a las estimadas con el modelo lmer4_4 ajustado con el paquete lme4, lo que permite establecer que no hubo errores de codificación en el programa HOKI_MAT_RE desarrollado en ADMB_RE, y que la penalización de la proporción de madurez a la longitud de 10 cm, incluida para facilitar la

convergencia del modelo, no afectó los valores de los parámetros estimados. La similitud de los resultados se debía cumplir porque el modelo jerárquico es un modelo de efectos mixtos y tanto el programa ADMB_RE como el paquete lme4 usan la aproximación de Laplace para calcular la verosimilitud marginal.

El presente trabajo estimó por primera vez las funciones de madurez de merluza de cola para varios años simultáneamente mediante un modelo jerárquico, ya que las estimaciones previas se han basado en datos en un año puntual o de un conjunto de años agrupados (Chong 2000, Gorini & Pájaro 2014). En el Pacífico para el 1997, Young *et al.* (1998) y Chong (2000) estimaron una longitud de madurez de 54,4 cm. Estas estimaciones son muy similares a las obtenidas con el MJS para 1994 (54 cm) y 2000 (53 cm), pero mayores que las 1997 (43 cm). En nuestra base de datos, el tamaño de muestra 1997 es de 2.195 ejemplares, pero con una dispersión de la madurez muy amplia, que generó valores altos de rango de madurez y de desviación estándar (Tablas 1 y 4, y Fig. 5). Por ello concluimos que en este año predominaron los errores de asignación de estadios de madurez por parte de los observadores científicos. Chong (2000) tuvo dificultades similares y tuvo que complementar observaciones macroscópicas con análisis microscópicos, y realizar estimaciones complementarias con un modelo lineal predictivo inverso, con el cual estimó una longitud de madurez de 55,8 cm, casi 1,4 cm mayor que la estimación obtenida con el modelo logístico. En el Atlántico, Pájaro *et al.* (2002), basados en análisis microscópicos de las gónadas, estimaron una

longitud de madurez de 59,12 cm para el período 1995-2001. Esta estimación es igual a la longitud de madurez de 59,10 cm, obtenida desde los efectos fijos (hiperparámetros) del MJS que son comunes a todos los años, además, la estimación de estos autores, está dentro del rango de las estimaciones realizadas con el MJS para esos años (Tabla 4). También en el Atlántico, Gorini & Pájaro (2014), para el período 2003-2010, y basados en análisis macroscópicos de gónadas, estimaron una longitud de madurez en 56,05 cm, la cual está dentro del rango de las estimaciones anuales realizadas con el MJS (Tabla 4).

Para la especie sinonimia, *Macruronus novaezelandiae* en Nueva Zelanda, Kerstan & Sahrhage (1980) y Annala *et al.* (1999) estimaron respectivamente, una longitud de madurez de 57-65 y 65-70 cm LT (*sensu* Gorini & Pájaro 2014). Para *M. novaezelandiae* en Australia, la longitud de madurez se estimó en 63,7 cm LE (Russel & Smith, 2007). Estas estimaciones son levemente mayores que las realizadas en el presente trabajo, y no exactamente comparables, ya que en este trabajo se usó la longitud total y no la longitud estándar.

Las funciones de madurez tuvieron rangos mayores en el Pacífico que en el Atlántico, probablemente porque sus muestras incluyeron una proporción de individuos de mayor tamaño, en las cuales puede existir más incertidumbre en la identificación de los estados de madurez, ya que es posible que los observadores científicos confundan el estadio de post desove como el estadio

de peces inmaduros (Chong 2000). Por otra parte, también es probable que en el Pacífico las muestras incluyeran individuos que se saltan el desove, como lo sugiere la presencia de una proporción peces adultos inmaduros en algunos años (Fig. 5). Esto no se observó en las muestras del Atlántico, probablemente porque la muestra está compuesta principalmente por peces en maduración, con una escasa presencia de peces en puesta (Gorini & Pájaro, 2014), o porque las muestras del Atlántico no incluyeron ejemplares de las Islas Malvinas-Falkland, donde los peces se saltarían el desove anualmente (Schuchert *et al.* 2010). En análisis futuros se debería modelar una función de madurez que incluya un tercer parámetro para incluir el salto del desove en aquellos años en que los datos de Chile lo sugieran, y complementar los con datos provenientes de las Islas Malvinas-Falkland.

La longitud de madurez estimada en 59,102 cm, aplicando el modelo de crecimiento de von_Bertalanffy (1938) ajustado con retrocálculo para la merluza de cola hembra en Chile (Chong *et al.* 2007), corresponde a una edad de 4,1 años, y si se considera el intervalo de confianza al 95% de la longitud total para la edad 4 (56,9 - 59,6 cm LT), entonces la edad de madurez se alcanza a los 4 años de edad. De igual forma, aplicando el modelo de crecimiento von_Bertalanffy a las hembras de merluza de cola en Argentina (Zavatteri *et al.* 2016), la edad de madurez es 3,94 años. Por lo tanto, usando los dos modelos de crecimiento se puede aproximar la edad de madurez a 4 años en ambos océanos.

La función de madurez basada en los hiperparámetros permitiría disponer de una función constante para ingresar al modelo de evaluación de stock, estimar los puntos biológicos de referencia, proyectar la abundancia y su captura biológicamente aceptable. Antes del presente trabajo existía la duda si la función de madurez debía variar a través de los años para incluir la disminución de la longitud de madurez estimada en los cruceros de evaluación de la biomasa desovante (Lillo *et. al*, 2015). El modelo jerárquico mostró que esto no sería necesario, además, se debe considerar que las estimaciones de los cruceros se basaron en muestras de peces disponibles en agosto en la zona de desove, lo cual puede ser variable entre años como se ha observado en *M. novaezelandiae* en Nueva Zelanda, donde se modela el recambio de los peces de diferentes edades y estados de madurez a lo largo de la temporada de desove (Punt *et al.* 2015). Por el contrario, la estimación de madurez aquí obtenida se basó en las muestras provenientes de las capturas comerciales que incluyen individuos de las zonas de desove y alimentación y que abarcan desde junio a noviembre durante más de tres décadas, por lo que representa la madurez en la población.

6.5 AGRADECIMIENTOS

Este trabajo fue parte de la tesis de magister en ciencias con mención pesquerías del primer autor, quién agradece el soporte financiero otorgado por

la beca CONICYT-PFCHA/Magíster/2018-22181075 del gobierno de Chile. Agradecemos al Instituto de Fomento Pesquero (IFOP) de Chile y al Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero (INIDEP) de Argentina por facilitar sus instalaciones y bases de datos, y en especial a los observadores científicos que realizaron los muestreos a bordo. Este trabajo se realizó en el marco del convenio de cooperación científica IFOP-INIDEP.

6.6 LITERATURA CITADA

- Aguayo, M., I. Payá, R. Bustos, V. Ojeda, I. Céspedes & C. Vera. 1990. Diagnóstico de las principales pesquerías nacionales demersales (peces) zona sur-austral 1989. Estado de Situación del recurso. IFOP 209 p. (AP 90/12). <<https://doi.org/10.13140/RG.2.2.14249.39527>>
- Akaike, H. 1973. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. 267-281 pgs. En: B.N. Petran & F. Csaaki, Eds. International Symposium on Information Theory, 2nd ed. Akademiai Kiadó, Budapest, Hungary.
- Balbontín, F. & W. Fischer. 1981. Ciclo sexual y fecundidad de la merluza, *Merluccius gayi Húngara*, en la costa de Chile. Rev. Biol. Mar., Valparaíso, 17: 285-334.
- Bates, D., M. Mächler, B.M. Bolker & S.C. Walker. 2015. Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4. Journal of Statistical Software. 67(1):1-48.
- Bustos, B. & L. Cubillos. 2016. Cambios interanuales en la talla de madurez de sardina común, *Strangomera bentincki*, en la zona centro-sur de Chile (2007-2012). Revista de Biología Marina y Oceanografía. 51(2): 317-325.
- Cadigan, N.G., M.J. Morgan & J. Bratney. 2014. Improved estimation and forecasts of stock maturities using generalised linear mixed models with auto-correlated random effects. Fisheries Management and Ecology, 21: 343–356.

- Chong, J.V. 2000. Ciclo de maduración ovárica, fecundidad y talla de madurez en *Macruronus magellanicus* (Lönnerberg, 1907) de la zona sur de Chile. *Biología Pesquera*. 28:3-13
- Chong, J.V., M. Aguayo & I. Payá. 2007. Determination of age, growth and natural mortality of Chilean hoki, *Macruronus magellanicus*, Lönnerberg, 1907 (Macruronidae, Gadiformes) from the Southeastern Pacific Ocean. *Revista de Biología Marina y Oceanografía*. 42(3): 311–333.
- D’Amato, M.E. & G.R. Carvalho. 2005. Population genetic structure and history of the long-tailed hake, *Macruronus magellanicus*, in the SW Atlantic as revealed by mtDNA RFLP analysis. *ICES J. Mar. Sci.* 62, 247–255.
- D’Amato, M.E. 2006. Demographic expansion and subtle differentiation in the longtailed hake *Macruronus magellanicus*: evidence from microsatellite data. *Mar. Biotech.* 8: 189–201.
- Ernst, B., G. Aedo, R. Roa, L. Cubillos, P. Rubilar, A. Zuleta, L. Castro & M. Landaeta. 2005. Evaluación del reclutamiento de merluza de cola ente la V y X región: revisión metodológica. FIPA N°2004-12. Universidad de Concepción. 270 p. + 5 Anexos. <http://www.subpesca.cl/fipa/613/articles-89050_informe_final.pdf>
- Flores, A., R. Wiff & E. Diaz. 2015. Using the gonadosomatic index to estimate the maturity ogive: application to Chilean hake (*Merluccius gayi gayi*). *ICES Journal of Marine Science*. 72 (2): 508-514.
- Fournier, D.A., H.J. Skaug, J. Ancheta, J. Ianelli, A. Magnusson, M.N. Maunder, A. Nielsen, & J. Sibert. 2012. AD Model Builder: using automatic differentiation for statistical inference of highly parameterized complex nonlinear models. *Optim. Methods Softw.* 27: 233-249.
- Galleguillos, R., R. Montoya, L. Troncoso, M. Oliva & C. Oyarzún. 1999. Identificación de unidades de stock en el recurso merluza de cola en el área de distribución de la pesquería. Informe Final. Proyecto FIP N° 96-30. U. de Concepción, Fac. C. Naturales y Oceanografía. 81 p.
- Giussi, A. & O. Whöler. 2005. Un intento por establecer patrones migratorios de la merluza de cola en el sector sur de la plataforma patagónica argentina. 205-215 p, en Ernst *et al.* 2005.
- Giussi, A.R., Hernández, D. & Abachian, V. 1999. Diferencias en el crecimiento de la merluza de cola (*Macruronus magellanicus*) en dos áreas del Océano Atlántico Sudoccidental. En: *Avances en Métodos y*

Tecnología aplicados a la Investigación Pesquera. Seminario final del Proyecto INIDEP-JICA sobre Evaluación y Monitoreo de Recursos Pesqueros 1994-1999. Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero (INIDEP), Mar del Plata: 131-134. <https://www.oceandocs.org/handle/1834/5510>.

- Giussi, A., A. Zavatteri, E. Di Marco, F. Gorini, J.C. Bernardel & N. Marí. 2016. Biology and Fishery of long tail hake (*Macruronus magellanicus*) in the southwest Atlantic Ocean. Rev. Invest. Desarr. Pesq. 28: 55-82.
- Giussi, A., A. Zavatteri, E. Di Marco & O. Whöler. 2017. Evaluación de abundancia de la merluza de cola (*Macruronus magellanicus*) del Atlántico Sudoccidental. Período 1985-2016. INIDEP. Informe Técnico Oficial. 38. 23 p.
- Gorini, F. & M. Pájaro. 2014. Características reproductivas y longitud de primera madurez de la merluza de cola (*Macruronus magellanicus*) en el Atlántico sudoccidental. Período 2003-2010. Rev. Invest. Desar. Pesq. 24: 5-19.
- Gorini, F.L., F. Zumpano, N. Ruocco, A.R. Giussi & E. Avigliano. 2020. Spatial structuring of longtail hake from Southwest Atlantic and Southeast Pacific oceans in adult and young stages. INIDEP. Manuscrito en preparación.
- Hunter, A., D. Speirs & M. Heath. 2015. Fishery-induced changes to age and length dependent maturation schedules of three demersal fish species in the Firth of Clyde. Fisheries Research. 170: 14–23.
- Lillo, S., Molina E., V. Ojeda, R. Céspedes, L. Muñoz, H. Hidalgo, K. Hunt, A. Villalón, F. Balbontín, R. Bravo, G. Herrera, R. Meléndez & A. Saavedra. 2015. Evaluación del stock desovante de merluza del sur, merluza de cola y merluza de tres aletas, Capítulo II – Merluza de cola. FIP N°2013-3. 108 páginas + 57 figuras + 47 tablas + 5Aneox. <http://biblioteca.ifop.cl/ADM/view/4/15002_FIP_2013_13_MCola_000029896.pdf>
- Livingston, M, M. Vignaux & K. Schofield. 1997. Estimating the annual proportion of nonspawning adults in NewZealand hoki, *Macruronus novaezelandiae*. Fishery Bulletin. 95(1): 99-113.
- Machado-Schiaffino, G. A. & E. García-Vázquez. 2011. Population structure of long tailed hake *Macruronus magellanicus* in the Pacific and Atlantic oceans: Implications for fisheries management. Fisheries Research 111 (3): 164-169.

- MacKenzie, K., P. Brickle, W. Hemmingsen & M. George-Nascimento. 2013. Parasites of hoki, *Macruronus magellanicus*, in the Southwest Atlantic and Southeast Pacific Oceans, with an assessment of their potential value as biological tags. *Fish. Res.* 145: 1–5.
- McKeown, N., A. Arkhipkin. & P. Shaw. 2015. Integrating genetic and otolith microchemistry data to understand population structure in the Patagonian Hoki (*Macruronus magellanicus*). *Fisheries Research* 164: 1–7.
- Middleton, D., A. Arkhipkin & R. Grzebielec. 2001. The biology and fishery of *Macruronus magellanicus* in Falkland Islands waters. Falkland Islands Fisheries Department, Falkland Islands. Workshop on hoki and southern blue whiting, Chile. En Payá *et al.* 2002. < <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.33989.88800>>
- Niklitchek, E., D. Secor, P. Toledo, X. Valenzuela, L. Cubillos & A. Zuleta. 2014. Nursery systems for Patagonian grenadier off Western Patagonia: large inner sea or narrow continental shelf? *ICES Journal of Marine Science.* 71(2), 374-390.
- Olavarría, C., F. Balbontín, R. Bernal & C. Baker. 2006. Lack of divergence in the mitochondrial cytochrome b gene between *Macruronus* species (Pisces: Merlucciidae) in the Southern Hemisphere. *New Zealand Journal of Marine and Freshwater Research.* 40: 299-304.
- Otero, H., S. Bezzi, R. Perrota, J. Pérez, M. Simonazzi & M. Renzi. 1981. Los recursos demersales del mar argentino. Parte III.- Distribución, estructura de la población, biomasa y rendimiento potencial de la polaca, el bacalao de profundidad, la merluza de cola y del calamar. En Campañas de investigación pesquera realizadas en el mar argentino por los B/I “Shinkai maru” y “Walter Herwig” y el B/P “Marburd”, años 1978 y 1979. Resultados de la parte argentina. Instituto de Investigación y Desarrollo Pesquero. Serie contribuciones. 383: 28-41.
- Pájaro, M., G. Macchi, L. Machinandiarena & N. Scarlato. 2002. Análisis temporal y espacial del proceso de maduración ovárica de la merluza de cola (*Macruronus magellanicus*). *Inf. Téc. INIDEP N°39.* 14 pp.
- Pájaro, M., G. Macchi, O. Wöhler & E. Leonarduzzi. 2004. Análisis de la condición de maduración ovárica y talla de primera maduración de merluza de cola (*Macruronus magellanicus*) en el periodo agosto – septiembre de 2003. *Inf. Téc. INIDEP N° 46.* 14 pp.
- Payá, I. 2014. Investigación del estatus y posibilidades de explotación biológicamente sustentables de los principales recursos pesqueros

- nacionales año 2015. Merluza de cola, 2015. IFOP. Documento Técnico 2. Informe de Estatus y Cuota. 108 pp. + 6 anexos. <<https://doi.org/10.13140/RG.2.1.3674.6326>>
- Payá, I., S. Lillo, L. Córdova, A. Paillaman, R. Quiñónez, J. Blanco, R. Céspedes, E. Figueroa & I. Céspedes. 1993. Evaluación directa de la abundancia de recursos demersales en aguas exteriores de la pesquería sur austral. IFOP. 72 páginas, 64 figuras y 20 tablas. <<https://doi.org/10.13140/RG.2.2.21641.85603>>
- Payá, I., P. Rubilar, H. Pool, R. Céspedes, H. Reyes, N. Ehrhardt, L. Adasme & H. Hidalgo, 2002. Evaluación de la merluza de cola y merluza tres aletas. IFOP. FIP 2000-15. 163 pp. <<https://doi.org/10.13140/RG.2.2.33989.88800>>
- Payá, I. & C. Canales. 2013. Estatus y posibilidades de explotación biológicamente sustentables de los principales recursos pesqueros nacionales año 2012. Merluza de cola, 2012. IFOP. 141 páginas + 11 anexos. <<https://doi.org/10.13140/RG.2.2.12704.48640>>
- Punt, A.E., D.K. Hobday & F. Rhonda. 2006. Bayesian hierarchical modelling of maturity-at-length for rock lobsters, *Jasus edwardsii*, off Victoria, Australia. *Marine and Freshwater Research*. 57: 503–511.
- Punt, A.E., D.C Smith, M. Haddon, S. Russell, G. Tuck & T. Ryan. 2016. Estimating the dynamics of spawning aggregations using biological and fisheries data. *Marine and Freshwater Research*. 67: 342-356
- R Development Core Team. 2009. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing. Vienna. Austria. ISBN 3-900051-07-0. <<http://www.R-project.org>>
- Russell, S. & D.C. Smith. 2007. Spawning and reproduction biology of blue grenadier in south-eastern Australia and the winter spawning aggregation off western Tasmania. Final report to Fisheries Research and Development Corporation Project No. 2000/102. Fisheries Research Branch, Fisheries Victoria, Queenscliff. <<http://www.frdc.com.au/Archived-Reports/FRDC%20Projects/2000-102-DLD.pdf>>
- Schuchert, P.C., A. Arkhipkin & A.E. Koenigb. 2010. Traveling around Cape Horn: Otolith chemistry reveals a mixed stock of Patagonian hoki with separate Atlantic and Pacific spawning grounds. *Fisheries Research* 102: 80–86.

- Skaug, H.J. & D. Fournier. 2004. Automatic approximation of the marginal likelihood in nonlinear hierarchical models. Otter Research Ltd., Sidney, Canada. 20 p.
- Thorson, J. & C. Minto. 2015. Mixed effects: a unifying framework for statistical modelling in fisheries biology. *ICES Journal of Marine Science*. 72(5): 1245–1256.
- von Bertalanffy, L. 1938. A quantitative theory of organic growth. *Human Biology*, 10(2):181–213.
- Wöhler, O.C. & A.R. Giussi. 2001. La Merluza de Cola (*Macruronus magellanicus*) en el Mar Argentino. Taller Internacional. Evaluación de Stock de Merluza de Cola y Merluza de Tres Aletas. Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero (INIDEP), Argentina. En anexo en Payá *et al.* 2002. <<https://doi.org/10.13140/RG.2.2.33989.88800>>
- Xu, X., E. Cantoni, J.M. Flemming & C. Field. 2015. Robust state space models for estimating fish stock maturities. *The Canadian Journal of Statistics*. 43(1): 133–150.
- Young, Z., P. Gálvez, H. González, J. Chong & H. Robotham. 1998. Análisis de la pesquería de merluza de cola en la zona sur austral. Informe final (FIP 96-37), IFOP: 96 p. <http://biblioteca.ifop.cl/ADM/thumbnail/2/980048_000021325.pdf>
- Zavatteri, A., A. Giussi, A. Barrutia & V. Abachian. 2016. Estimación del Crecimiento, longitud y edad de primera madurez y mortalidad natural de la merluza de cola (*Macruronus magellanicus*) capturada por la flota del océano Atlántico sudoccidental. Año 2012. INIDEP Inf. Téc. 16. 22 pp.

7. CAPÍTULO 2. EFECTO EN LA ESTIMACION DE MADUREZ DE LA SUBREPRESENTACIÓN DE PECES INMADUROS EN LA MUESTRA.

7.1 INTRODUCCIÓN

La madurez a la edad es una función clave que se usa en los modelos de evaluación de stock para estimar el potencial reproductivo (biomasa desovante por recluta), la biomasa desovante y su depleción a través de los años, y los puntos biológicos de referencia, que permiten definir el estatus del stock y calcular las capturas biológicamente aceptables que definen el rango de cuota de captura anual. En la evaluación de stock de merluza de cola en Chile (Payá 2014) se utiliza la madurez a la edad que resulta de transformar la función de madurez a la longitud estimada por Young *et al.* (1998) aplicando el modelo de crecimiento en longitud por edad ajustado Ojeda *et al.* (1998). Esta función de madurez por longitud podría estar afectada porque se ajustó a datos de una sola muestra, que tuvo baja cobertura espacial y temporal (julio 1997) y bajo tamaño de muestra (193 ejemplares).

Por otra parte, el área reproductiva que se halla en el O. Pacífico es monitoreada anualmente durante el mes de agosto, momento en el cual se produce el desove masivo, mediante cruceros de investigación para estimar la biomasa disponible por métodos hidroacústicos (Payá *et al.* 1993, Lillo *et al.* 2014 y 2015). Durante estos cruceros se obtiene información de la estructura poblacional y de los parámetros reproductivos (longitud de madurez y fecundidad) a través de observaciones macro y microscópicas, pero sólo se cuenta con datos de los individuos que están presentes en la zona de desove durante el desove, por lo tanto, los resultados podrían estar sesgados, faltando los peces juveniles que no migran a la zona de desove. El problema de estimar la función de madurez con muestras representativas de la fracción madura pero no de la fracción inmadura fue planteado por Gulland (1964), y continúa siendo un problema vigente debido a la dificultad de disponer simultáneamente de muestras representativas de peces inmaduros y maduros (Heino *et al.*, 2019). En el caso de la merluza de cola, contar con muestras simultáneas por fuera del área de desove (zonas de alimentación) provenientes de Chile y Argentina permitió evaluar la robustez de las estimaciones realizadas por Young *et al.* (1998) y las posteriormente realizadas en los cruceros de evaluación hidroacústicas, las cuales sugieren una disminución de la longitud de primera madurez desde 56,7 cm en 2001 hasta 48,9 cm en el 2012 (Lillo *et al.*, 2015).

7.2 OBJETIVO

Evaluar si las funciones de madurez estimadas por Young *et al.* (1998) y Lillo *et al.* (2015) está afectada por una subrepresentación de muestras de peces inmaduros.

7.3 MATERIAL Y MÉTODOS

En el proyecto de tesis se planteó para evaluar si la madurez estimada por Young *et al.* (1998) estaba afectada por la subrepresentación de muestras de peces inmaduros, comparar esta función con una función ajustada a datos provenientes de la zona y época de desove en Chile, con las funciones ajustadas con datos de las zonas de desove (Chile) y de alimentación (Chile y Argentina). Sin embargo, no fue posible acceder a los datos originales usados por Young *et al.* (1998), ya que estos no se presentan en su informe y no fue posible conseguirlos con el coautor Javier Chong. Debido a esto se revisó en detalle el informe de Young *et al.* (1998) y la publicación que luego generó Chong (2000). La longitud estimada por Young *et al.* (1998) fue comparada con la longitud de madurez estimada con el modelo jerárquico que incluyó muestras de las áreas de alimentación en Argentina y Chile y del área de reproducción de Chile, cuyo detalle se entregó en el capítulo 1 de la presente tesis. Esta comparación se basó en los intervalos de confianza al 95%.

Para analizar las longitudes de madurez basadas en muestras colectadas sólo en la zona de desove estimadas hasta el 2013 por Lillo *et al.* (2015), primero se completó esta serie con las estimaciones realizadas hasta el 2018 por Legua *et al.* (2019) y luego se compararon con los estimados de las longitudes de madurez realizados mediante un modelo jerárquico. Solo los intervalos de confianza de las estimaciones de madurez realizadas en el 2013 y 2014 (Balbontín *et al.* 2015a y 2015b) se informan en los reportes de los cruceros hidroacústicos. Por lo tanto, sólo se compararon estos intervalos de confianza con los intervalos de confianza del modelo jerárquico.

7.4 RESULTADOS

El modelo logístico de madurez a la longitud, l , ajustado por Young *et al.* (1998) fue:

$$p_l = \frac{1}{1 + \exp(-0.1037(l - 54.03))} \quad (2.1)$$

y se basó en una muestra de julio de 1997 que incluyó 193 ejemplares cuyas longitudes totales fueron desde 40 a 97 cm. El detalle de los análisis reproductivos, que fue luego publicado por Chong (2000), indica que se analizaron 193 ejemplares recolectados en julio de 1997, sin embargo, el rango de longitudes fue diferente abarcando desde 20 hasta 100 cm. De la revisión realizada, no resultó claro porque cambia este rango y la dispersión de datos en los gráficos Young *et al.* 1998 y Chong 2000 (Figura 1). Ambos

estudios se basaron en observaciones microscópicas (histología) de las gónadas y usaron para asignar los estadios gonadales la escala de Holden & Raitt (1975), donde, I: Inmaduro, II: virgen madurando o en recuperación, III: madurando; IV maduro, y V: postpuesta.

El modelo logístico ajustado por Chong (2000) fue:

$$p_l = \frac{1}{1+\exp(5.757-0.1058l)} \quad (2.2)$$

Para poder compararlo con el modelo de Young *et al.* (1998) se reordenó como:

$$p_l = \frac{1}{1+\exp(-0.1058(l-54.4))} \quad (2.3)$$

resultando prácticamente el mismo modelo: Young *et al.* (1998) estimó una longitud de madurez en 54,03 cm y Chong (2000) en 54,4 cm (Figura 2).

Young *et al.* (1998) reportan que la longitud de madurez estimada en 54 cm tuvo un intervalo de confianza al 95% que abarcó desde 51 hasta 57 cm. El modelo jerárquico ajustado en el capítulo 1 de esta tesis estimó una longitud de madurez de 59 cm con un intervalo de confianza de 58 a 60 cm. Por lo tanto, estos intervalos de confianza no se superponen, indicando que la estimación de longitud de madurez de Young *et al.* (1998) fue significativamente menor que la estimada con el modelo jerárquico.

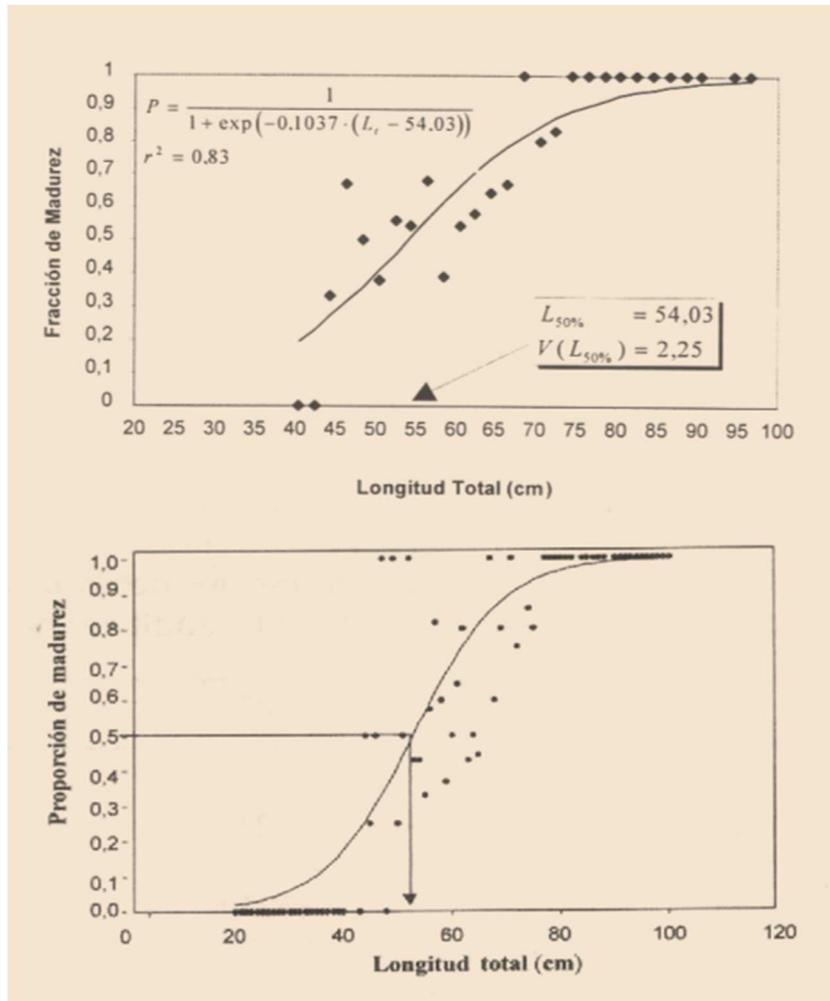


Figura 1. Modelos de madurez a la longitud ajustados por Young *et al.* 1998 (arriba) y Chong 2000 (abajo). Imágenes escaneadas de los originales.

En los cruceros hidroacústicos, la longitud de madurez en el 2013 fue estimada en 54,8 cm con un intervalo de confianza de 54,7 a 55,0 cm, mientras que en el 2014 fue estimada en 57 cm con un intervalo de confianza de 56,8 a 57,1 cm. Ninguno de estos intervalos alcanzó el límite inferior (58,2 cm) del intervalo de confianza de la estimación del modelo jerárquico. Por lo

tanto, estas estimaciones de 2013 y 2014 fueron significativamente menores que la estimación del modelo jerárquico.

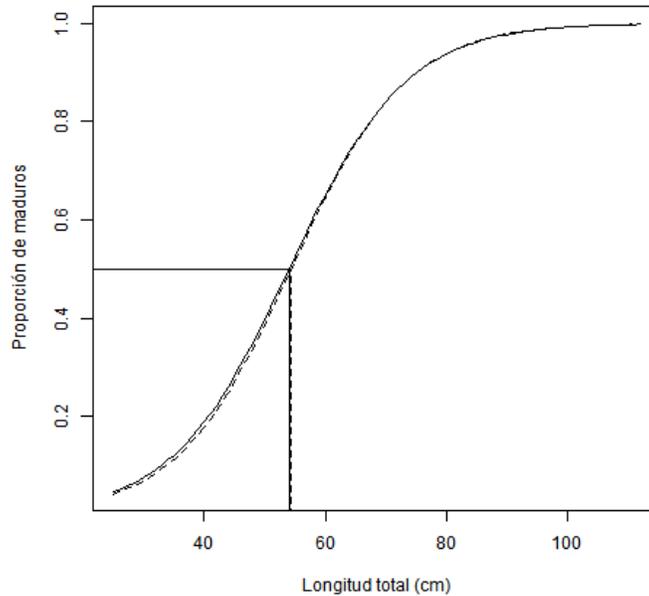


Figura 2. Madurez a la edad estimada por Young *et al.* (1998) (línea continua) y Chong (2000) (línea segmentada). Se indica la longitud de madurez (L50%M).

Todas las longitudes de madurez estimadas con datos sólo del área de desove (cruceros acústicos) fueron menores que la longitud de madurez de 59 cm estimada con el modelo jerárquico (Figura 3). Para los años 2003, 2008, 2009 y 2010, se reportó en los cruceros hidroacústicos que, debido a la alta presencia de efectivos maduros en tallas pequeñas, tamaño muy por

debajo de la longitud de madurez estimada en años anteriores, no fue posible estimar la longitud de madurez (Balbontín y Bravo 2011).

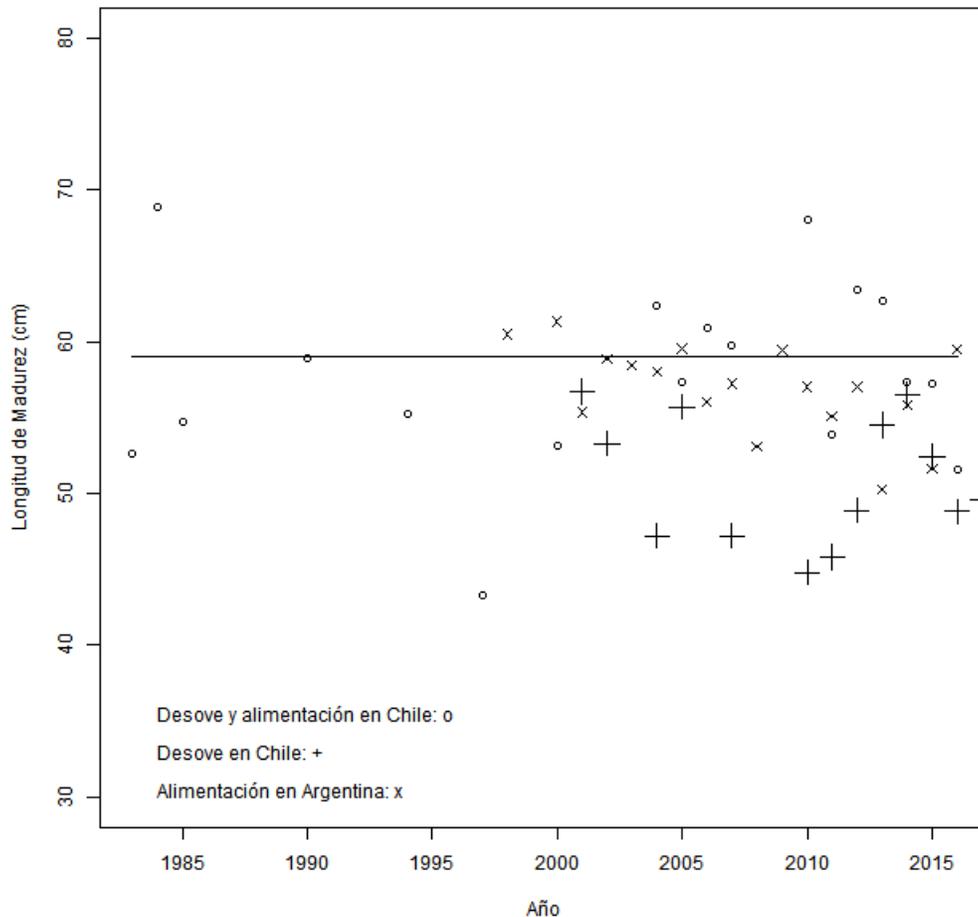


Figura 3. Estimaciones de longitud de madurez basadas en muestras provenientes del área principal de desove en Chile (cruceos acústicos), de las áreas desove y alimentación en Chile (capturas comerciales) y del área de alimentación en Argentina. La línea horizontal representa la longitud madurez (efecto fijo) del modelo jerárquico.

7.5 DISCUSIÓN

No fue posible contar con los datos usados Young *et al.* (1998) y Chong (2000), los cuales deben ser los mismos, ya que el modelo ajustado fue igual, sin embargo, el rango de longitudes descrito y la dispersión de los datos fueron distintos. Chong (2000) también ajustó un modelo lineal predictivo inverso, con el cual estimó una longitud de madurez de 55,8 cm, es decir, 1,4 cm mayor que con el modelo logístico. Este autor considera que su estimación de madurez podría cambiar dependiendo del mes y cantidad de ejemplares analizados, y destaca que en el desove de agosto-septiembre de 1997 la primera hembra madura tuvo una longitud de 45 cm y la última inmadura de 71 cm, mientras que en 1996 todos peces, que tuvieron longitudes de 55 a 100 cm LT, eran maduros. Esto refuerza la importancia de disponer de una función de madurez basada en muestras más representativas de la población y de su variación a través de los años, lo cual fue abordado en el primer capítulo de esta tesis, y de conocer la variabilidad interanual de la extensión y del máximo período de desove, que fue abordado en el tercer capítulo.

La comparación de los intervalos de confianza al 95% mostró que la longitud de madurez estimada por Young *et al.* (1998), desde capturas comerciales, y las longitudes de madurez estimadas por Balbontín *et al.* (2015a y 2015b), desde los cruceros hidroacústicos, fueron significativamente menores que la longitud de 59 cm estimada con el modelo jerárquico. Esto significa que estos

estimados no pueden ser considerados como la función de madurez representativa de toda la población.

Todas las estimaciones de longitud de madurez basadas en muestras del área de desove (acústicas) fueron menores que la longitud de madurez 59 cm estimada con el hipermodelo. Esto permite indicar que estas estimaciones no se distribuyen como errores aleatorios en torno al promedio poblacional (efecto fijo). La menor longitud de madurez estimada con muestras sólo del área de desove se explica porque la ausencia de peces inmaduros aumenta la proporción de peces maduros en las longitudes pequeñas que pueden contener todavía fracciones importantes de peces inmaduros que no están disponibles en el área de desove, pero sí en la población. Este efecto también explica porque en los años 2003, 2008, 2009 y 2010 no fue posible ajustar funciones de madurez a los datos colectados en el área de desove por los cruceros de evaluación hidroacústica (Balbontín y Bravo 2011, Lillo *et al.* 2015 y Legua *et al.* 2019). Por lo tanto, se puede concluir que la subrepresentación muestral de peces inmaduros de longitudes pequeñas sí afectó la estimación de la función de madurez. Sin embargo, para estudios futuros se recomienda, compilar la base de datos de los muestreos de madurez realizados por estos cruceros y juntarla con la base de datos de los muestreos de capturas comerciales de Chile y Argentina, para poder evaluar, mediante un modelo lineal general mixto, el efecto fijo de la procedencia de las muestras.

7.6 LITERATURA CITADA

- Akaike, H. 1973. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. 267-281 pgs. En: B.N. Petran & F. Csaki, Eds. International Symposium on Information Theory, 2nd ed. Akademiai Kiado, Budapest, Hungary.
- Balbontín, F. & R. Bravo. 2011. Aspectos reproductivos. Pesca de Investigación. Evaluación de stock desovante de merluza del sur y merluza de cola en la zona sur austral, año 2010. Instituto de Fomento Pesquero. 61 p. + Figuras + Tablas + Anexo.
- Balbontín, F, R. Bravo & G. Herrera. 2015a. Aspectos reproductivos. Evaluación de stock desovante de merluza del sur, merluza de cola y merluza de tres aletas en las aguas exteriores entre X y XI regiones. Instituto de Fomento Pesquero. 68 p. + Figuras + Tablas + Anexo
- Balbontín, F, R. Bravo & G. Herrera. 2015b. Aspectos reproductivos. Evaluación de stock desovante de merluza del sur, merluza de cola y merluza de tres aletas. Capítulo II - Merluza de cola. Instituto de Fomento Pesquero. FIP 2013-13.
- Chong, J.V. 2000. Ciclo de maduración ovárica, fecundidad y talla de madurez en *Macruronus magellanicus* (Lönnberg, 1907) de la zona sur de Chile. Biología Pesquera. 28:3-13.
- Gulland, J.A., 1964. The abundance of fish stocks in the Barents Sea. Rapp. Procès-Verbaux 345 La Réunion. Cons. Perm. Int. Pour Explor. Mer 155, 126–137.
- Heino, M., O. Godo & U. Dieckmann. 2019. The generalization of Gulland's method: how to estimate maturity ogives 1 when juvenile data are missing while spawner demography is known. Fisheries Research 219: e105265. DOI:10.1016/j.fishres.2019.04.001.
- Holden, M.J., & D-F. Raitt. 1975. Manual de Ciencia Pesquera. Parte 2: Métodos para investigar los recursos y su aplicación. Doc. Tec. FAO. Pesca (115) Rev. 1, 211 p.
- Ojeda, V., F. Cerna, J. Chong, M. Aguayo e I. Payá. 1998. Estudio de crecimiento y construcción de claves talla-edad de merluza de tres aletas y merluza de cola. IFOP-FIP97-15. 131 páginas., 52 figuras, 53 tablas y 1 anexo.
- Legua, J., R. Vargas, R. Céspedes, V. Ojeda, H. Hidalgo, L. Muñoz, M. Landaeta, G. Herrera, E. López, P. Troncoso, L. Rodríguez, S.

- Klarian, F. Vargas, C. Cárcamo, J. Julca, I. Quintanilla, B. Leiva. 2019. Evaluación del stock desovante de merluza del sur, merluza de cola y merluza de tres aletas en las aguas exteriores entre la X y XII regiones. Sección II. Merluza de cola. Convenio de Desempeño 2018. IFOP. 70 páginas + 59 figuras + 39 tablas + Anexo.
- Lillo, S., Molina E., V. Ojeda, R. Céspedes, L. Muñoz, H. Hidalgo, K. Hunt, A. Villalón, F. Balbontín, R. Bravo, G. Herrera, R. Meléndez & A. Saavedra. 2014. Evaluación del stock desovante de merluza del sur, merluza de cola y merluza de tres aletas, año 2013. Informe Final.
- Lillo, S., Molina E., V. Ojeda, R. Céspedes, L. Muñoz, H. Hidalgo, K. Hunt, A. Villalón, F. Balbontín, R. Bravo, G. Herrera, R. Meléndez & A. Saavedra. 2015. Evaluación del stock desovante de merluza del sur, merluza de cola y merluza de tres aletas, Capítulo II – Merluza de cola. FIP N°2013-3. 108 páginas + 57 figuras + 47 tablas + 5Aneox. <http://biblioteca.ifop.cl/ADM/view/4/15002_FIP_2013_13_MCola_00029896.pdf>
- Payá, I. 2014. Investigación del estatus y posibilidades de explotación biológicamente sustentables de los principales recursos pesqueros nacionales año 2015. Merluza de cola, 2015. IFOP. Documento Técnico 2. Informe de Estatus y Cuota. 108 pp. + 6 anexos. <<https://doi.org/10.13140/RG.2.1.3674.6326>>.
- Payá, I., S. Lillo, L. Córdova, A. Paillaman, R. Quiñónez, J. Blanco, R. Céspedes, E. Figueroa e I. Céspedes. 1993. Evaluación directa de la abundancia de recursos demersales en aguas exteriores de la pesquería sur austral. IFOP. 72 páginas, 64 figuras y 20 tablas.
- Young, Z., P. Gálvez, H. González, J. Chong & H. Robotham. 1998. Análisis de la pesquería de merluza de cola en la zona sur austral. Informe final (FIP 96-37), IFOP: 96 p. <http://biblioteca.ifop.cl/ADM/thumbnail/2/980048_000021325.pdf>

8. CAPÍTULO 3. MODELAMIENTO JERÁRQUICO DE LA ÉPOCA DE DESOVE

RESUMEN

En la merluza de cola el ciclo anual de desove se usa para definir la fecha y extensión de la veda reproductiva y del crucero de evaluación hidroacústica del stock desovante. Se ajustó un modelo jerárquico de la variación diaria del índice gonadosomático (IGS) desde 1997 a 2012. Se probaron dos formas de describir el IGS diario, una basada en una función doble-mitad-normal, y la otra en una doble exponencial, obteniendo el mejor ajuste a los datos con esta última. Esto se explicaría porque la merluza de cola es un desovante tipo sincrónico, que libera una única moda de ovocitos en un corto período. La fecha del desove aumentó 10 días en 16 años, mientras que la extensión del desove se redujo en un 32% en el mismo período. La fecha del desove disminuyó exponencialmente con la edad media del stock total, mientras que la extensión del desove tuvo un crecimiento asintótico con dicha edad. Esto se explicaría porque la pesca truncó la estructura de edades del stock y dejó peces más jóvenes que desovan más tarde durante la temporada de desove

y en un período más corto. Se recomienda revisar la fecha y duración de la veda reproductiva y los cruceros de evaluación del stock desovante.

8.1 INTRODUCCIÓN

La protección del desove de la merluza de cola se hace mediante una veda reproductiva que se estableció en Chile en 2013 para proteger la zona del 41°28,6 hasta 47° S, desde el 1 al 31 de agosto, pero con la excepción del año 2013 en que el período fue del 15 al 31 de agosto (SSPA 2013). Esta veda se ha mantenido igual y su efectividad aún no ha sido evaluada frente a posibles variaciones del período de desove. En la especie sinonimia, *Macruronus novaezelandiae*, se ha descrito que el desove es muy variable y prolongado, debido al recambio de los peces desovantes durante el período de desove. Debido a ello, se han aplicado modelos jerárquicos para estimar el tiempo de residencia en la zona de desove, determinar la fecha más conveniente para realizar los cruceros hidroacústicos y corregir los estimados de biomasa, tanto en Nueva Zelanda (Harley *et al.* 2004) como en Australia (Punt *et al.* 2015). Para esta especie también se ha postulado que la conducta de desove podría estar influenciada por el ciclo lunar (Gunn *et al.* 1989). Aunque, los ciclos lunares están comúnmente documentados en plantas y animales que viven en tierra o en aguas superficiales, Mercier *et al.* (2011) reportan evidencia de periodicidad lunar en la reproducción de 6 especies de peces que habitan entre 400 a 1000 m de profundidad.

Por lo tanto, en el presente capítulo se evaluó la existencia de variaciones interanuales del periodo de desove usando la variación del patrón mensual del índice gonadosomático. Las hipótesis nula y alternativa fueron:

H0_3: El período y el máximo del desove se mantuvo estable desde 1997 a 2012.

H1_3: El período y el máximo del desove varió desde 1997 a 2012.

Durante los análisis se verificó que la H1_3 fue la correcta, por lo tanto, se plantearon las siguientes hipótesis:

H1_3_1: La fecha del IGS máximo se relaciona con la fase y luminosidad lunar.

H1_3_2: La fecha del IGS máximo se relaciona con el truncamiento de la estructura de edades en las capturas comerciales de la zona de desove.

H1_3_3: La fecha del IGS máximo se relaciona con el truncamiento de la estructura de edades en el stock del Océano Pacífico.

8.2 OBJETIVO

Analizar la estabilidad interanual de la extensión del período de desove y del momento de máximo del desove.

8.3 MATERIAL Y MÉTODOS

Los datos provienen del proyecto de seguimiento de las pesquerías demersales de la zona sur-austral que rutinariamente realiza IFOP. Se usaron datos del período 1997-2012. Para evitar efectos espurios generados

por la presencia de peces juveniles no se emplearán datos de peces menores de 50 cm. de longitud total. Los datos estuvieron restringidos a la zona de desove principal que abarca desde los 41°30' a los 46°00'S.

El dato usado en los modelos fue el índice gonadosomático (IGS) diario, que se calculó como:

$$IGS_{i,d,s} = \frac{PG_{i,d,s}}{PE_{i,d,s}} \quad (3.1)$$

donde i es el año, d es el día, s es el individuo, PG es el peso de la gónada y PE es el peso eviscerado. El día d de la muestra fue calculado como los días transcurridos desde 1° de enero del año de la toma de la muestra. Para esto se usó la función “días” de Excel, que considera la diferencia entre dos fechas, que son transformadas en números de serie secuenciales, donde la fecha 1 de enero de 1900 es el número 1 de las series.

Para describir los cambios diarios del IGS se probarán dos modelos, el primero describe los cambios como la secuencia dos mitades de distribuciones normales, por lo que se denomina doble mitad-normal.

$$IGS_{i,d,s} = \begin{cases} e^{-\frac{1}{\sigma_{1,i}^2}(d_{i,s}-dmax_i)^2} E_i + \varepsilon_{i,d,s} \cdots \text{para } d_{i,s} \leq dmax_i \\ e^{-\frac{1}{\sigma_{2,i}^2}(dmax_i-d_{i,s})^2} E_i + \varepsilon_{i,d,s} \cdots \text{para } d_{i,s} > dmax_i \end{cases} \quad (3.2)$$

donde:

dmax : Día en que se alcanza el máximo IGS.

- σ_1 : Desviación estándar del período de aumento del IGS
- σ_2 : Desviación estándar del período de disminución del IGS
- E : Parámetro de escala que corresponde al estimado del IGS máximo.
- ε : Error residual $\sim N(0, \sigma_\varepsilon)$

El segundo modelo describe el IGS diario como dos funciones exponenciales, por lo que se denominó doble exponencial.

$$IGS_{i,d,s} = \begin{cases} e^{-\frac{1}{\sigma_{1,i}^2}(d_{i,s}-d_{max_i})} E_i + \varepsilon_{i,d,s} \cdots \text{para } d_{i,s} \leq d_{max_i} \\ e^{-\frac{1}{\sigma_{2,i}^2}(d_{max_i}-d_{i,s})} E_i + \varepsilon_{i,d,s} \cdots \text{para } d_{i,s} > d_{max_i} \end{cases} \quad (3.3)$$

donde:

σ'_1 : determina la tasa de incremento, $(\frac{1}{\sigma_1^2})$, del período de aumento.

σ'_2 : determina la tasa de decremento, $\frac{1}{\sigma_2^2}$, del período de disminución.

En los modelos jerárquicos se definen los hiperparámetros $(\sigma'_1, \sigma'_2, d_{max}, E)$, que corresponden al modelo de procesos, y que siguen un curso forma normal. Desde la distribución de cada hiperparámetro se obtienen muestras para cada uno de los i años $(\sigma'_{1,i}, \sigma'_{2,i}, d_{max,i}, E_i)$, que corresponden a los efectos aleatorios, y que se ajustan a los datos mediante el modelo de las observaciones que supone una distribución normal.

El proceso de maximización se realizó minimizando el negativo del logaritmo natural de la verosimilitud total, $-\ln(V_{total})$. Para el componente de los procesos, se supuso que los efectos aleatorios siguen una distribución de probabilidad normal, por lo que el negativo del logaritmo natural de la verosimilitud corresponde a:

$$\begin{aligned}
 -\ln(V_{proceso}) = & 0.5 \sum_i \left(\frac{\sigma'_{1,i} - \sigma'_1}{\sigma_{\sigma'1}} \right)^2 + 0.5 \sum_i \left(\frac{\sigma'_{2,i} - \sigma'_2}{\sigma_{\sigma'2}} \right)^2 \\
 & + 0.5 \sum_i \left(\frac{d_{max_i} - d_{max}}{\sigma_{dmax}} \right)^2 + 0.5 \sum_i \left(\frac{E_i - E}{\sigma_E} \right)^2
 \end{aligned} \tag{3.4}$$

Para el componente de los datos, se supuso que el IGS tiene una distribución normal, por lo que el negativo del logaritmo natural de la verosimilitud es igual a:

$$-\ln(V_{data}) = 0.5 \sum_i \sum_d \sum_s \left(\frac{\widehat{IGS}_{i,d,s} - IGS_{i,d,s}}{\sigma_{IGS}} \right)^2 \tag{3.5}$$

donde \widehat{IGS} es el valor estimado por el modelo. Por lo tanto

$$-\ln(V_{total}) = -\ln(V_{proceso}) - \ln(V_{data}) \tag{3.6}$$

Los modelos se programaron en lenguaje R (R Development Core Team 2009), empleando el paquete TMB, "Template Model Builder" (Kristensen *et al.* 2016), el código se entrega en el Anexo 2. TMB tiene varias ventajas sobre ADMB que se presentan en el Anexo 3. El mejor modelo se seleccionó como aquel más parsimonioso, que corresponde al que produce el menor valor del Criterio de

Información de Akaike, AIC (Akaike 1973). AIC se calcula como $2k-2\ln L$, donde k es el número de parámetros y L es la verosimilitud total.

Los parámetros se estimaron en escala logarítmica y los errores estándares se estimaron de dos formas, primero como la raíz cuadrada de la diagonal de la matriz de covarianzas, que se estimó como el inverso de la matriz hessiana, segundo desde los perfiles de verosimilitud de cada parámetro.

Para los análisis posteriores de la fecha del IGS máximo se usaron dos medidas, los días desde enero (d_{max}), que evita el efecto de los años bisiestos, y el día de agosto, que es más fácil interpretar y se obtiene de d_{max} . Para manipular los días y las fechas se usó el paquete lubridate (Grolemund & Wickham 2011).

Se ajustaron modelos lineales simples para analizar la correlación de la fecha del IGS máximo con: 1) las fases de la luna, 2) la luminosidad de la luna (proporción de la iluminación lunar), 3) edad media de las capturas comerciales de la zona 41-47°S, 4) la edad media del stock desovante en la misma zona, y 5) la edad media del stock total. Las variables lunares se calcularon para la zona de tiempo UCT-4, usando el paquete lunar en R (Lazaridis 2014). Las matrices de captura a la edad, número de individuos en el stock desovante estimadas por acústica y la abundancia a la edad en el stock total fueron las utilizadas en los modelos de evaluación de stock (Payá 2014).

Para analizar la relación de $dmax$ con el truncamiento de la estructura de edades del stock total, se definió como índice de truncamiento la proporción de peces mayores de 7 años de edad ($8+$), p^{8+} , y se ajustó el siguiente modelo exponencial:

$$dmax_i = base + Alt * e^{-r(p_i^{8+})} \quad (3.7)$$

donde base es $dmax$ mínimo, Alt es el $dmax$ máximo y r es la tasa de decrecimiento.

El modelo exponencial se programó en R y se ajustó con la función nlm. Los parámetros fueron restringidos a valores positivos (mediante transformación logarítmica) y los errores estándares se calcularon como la raíz cuadrada de la diagonal de la matriz de covarianzas, que se estimó como el inverso de la matriz hessiana.

Para el análisis de la extensión del desove, se definió Ex, como los días desde el día de IGS máximo hasta el día de 50% de IGS máximo:

$$Ex_i = dmax_i - \ln(0,5)\sigma_{2,i}^2 \quad (3.8)$$

Ex, al igual que el rango de madurez (RM), fue definido arbitrariamente sin una base biológica.

Se ajustaron modelos lineales simples de la extensión del desove con: 1) $dmax$, 2) año, 3) edad media de las capturas comerciales de la zona 41-47°S, 4) edad media del stock desovante en la misma zona, y 5) edad media del stock total.

8.4 RESULTADOS

Se compilaron un total de 37.017 IGS diarios en 16 años (1976-2012), que se distribuyeron entre el día 152 y 305 (Tabla 1).

Tabla 1. Resumen de los datos de IGS diario.

	Día	Año	IGS
Min.	152	1997	0,0008333
1st Qu	189	2005	0,0264706
Median	213	2008	0,0713115
Mean	213	2007	0,0931966
3rd Qu	231	2010	0,1355932
Max.	305	2012	0,61

El mejor modelo fue el doble exponencial, porque tuvo un menor AIC (Tabla 2) y un mejor ajuste a los datos (Figuras 1 a 2).

Tabla 2. Comparación de modelos de IGS diario. N es el tamaño de la muestra.

Modelo	N	ln (Verosimilitud)	Parámetros	AIC
Doble Mitad Normal	37017	48156	8	-22278
Doble Mitad Exponencial	37017	48624	8	-23214

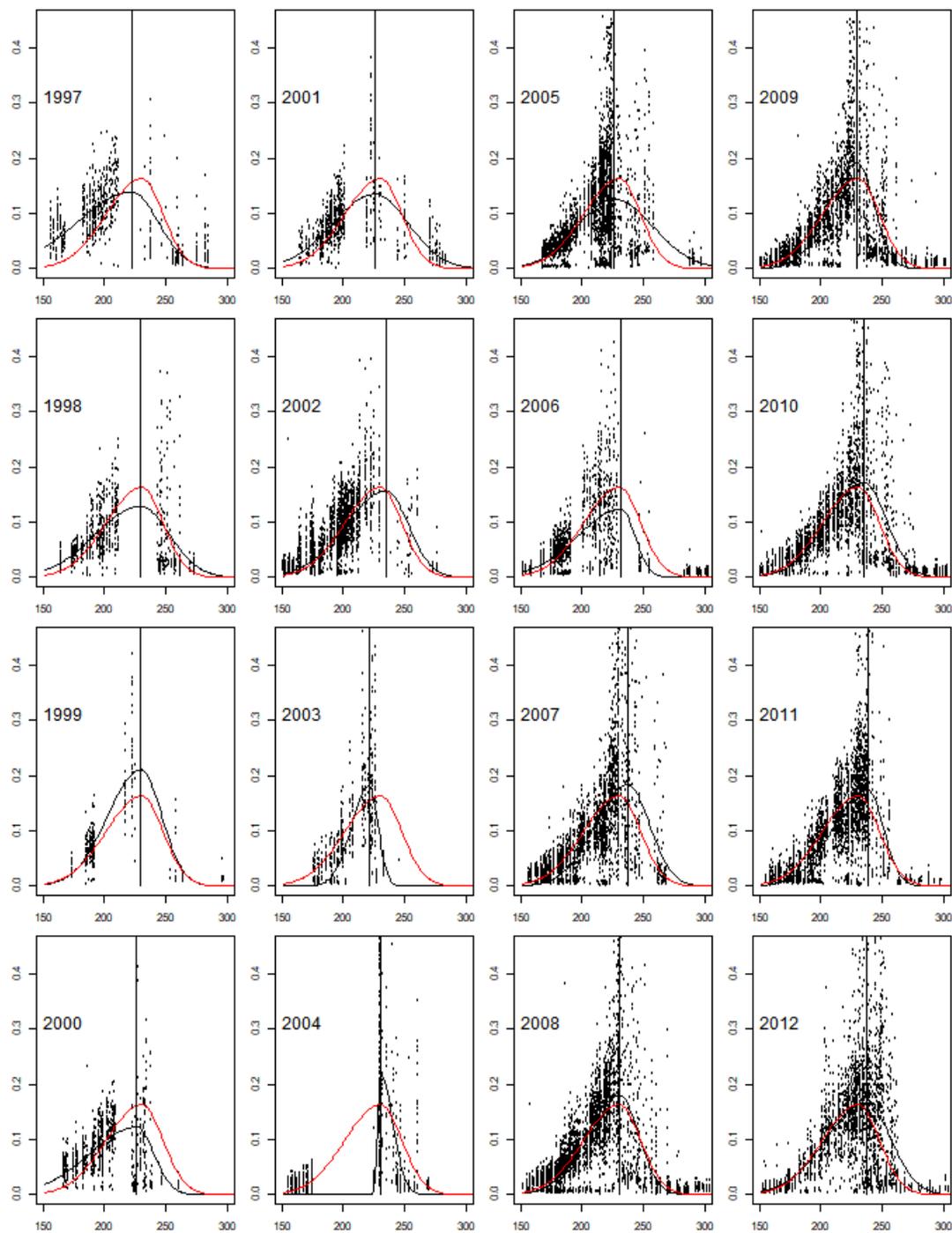


Figura 1. Ajuste del modelo doble mitad-normal a los IGS diarios. La línea vertical indica el día del IGS máximo. La línea roja es el hipermodelo.

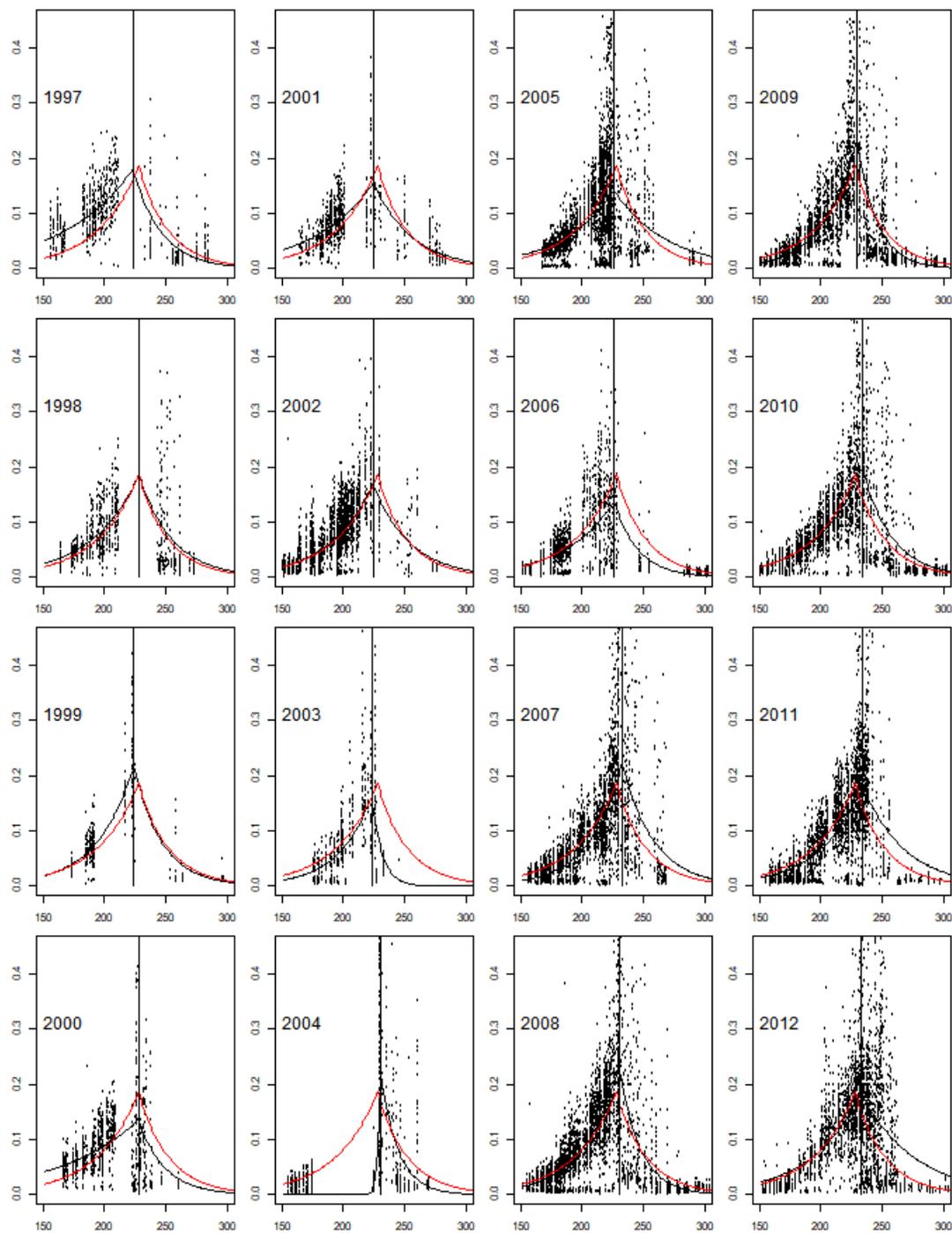


Figura 2. Ajuste del modelo doble exponencial a los IGS diarios. La línea vertical indica el día del IGS máximo. La línea roja es el hipermodelo.

La distribución de los residuales se aproximó en su mayor parte a la distribución normal supuesta (Figura 3). Los estimados de los hiperparámetros y sus intervalos de confianza al 95% se entregan en la tabla 3. Los intervalos estimados desde la matriz de varianzas-covarianzas y desde los perfiles de verosimilitud resultaron muy similares, aunque algunos perfiles fueron asimétricos figuras 4 a 7.

Tabla 3. Estimados de los hiperparámetros y sus intervalos de confianza basados en la matriz de covarianza y en los perfiles de verosimilitud.

Hiperparámetro	Estimado	E. Estándar	Matriz de Covarianza		Perfil Verosimilitud	
			LI95%	LS95%	LI95%	LS95%
$\ln(\sigma'_1)$	-2,739	0,004	-2,746	-2,746	-2,739	-2,746
$\sigma_{\sigma'_1}$	1,765	0,062	1,643	1,643	1,765	1,626
$\ln(\sigma'_2)$	0,367	0,182	0,010	0,010	0,367	0,044
$\sigma_{\sigma'_2}$	1,595	0,057	1,483	1,483	1,595	1,465
$\ln(d_{max})$	0,008	0,218	-0,418	-0,418	0,008	-0,401
$\sigma_{d_{max}}$	5,429	0,006	5,418	5,418	5,429	5,416
$\ln(E)$	1,433	0,254	0,935	0,935	1,433	0,957
σ_E	-1,685	0,051	-1,785	-1,785	-1,685	-1,799

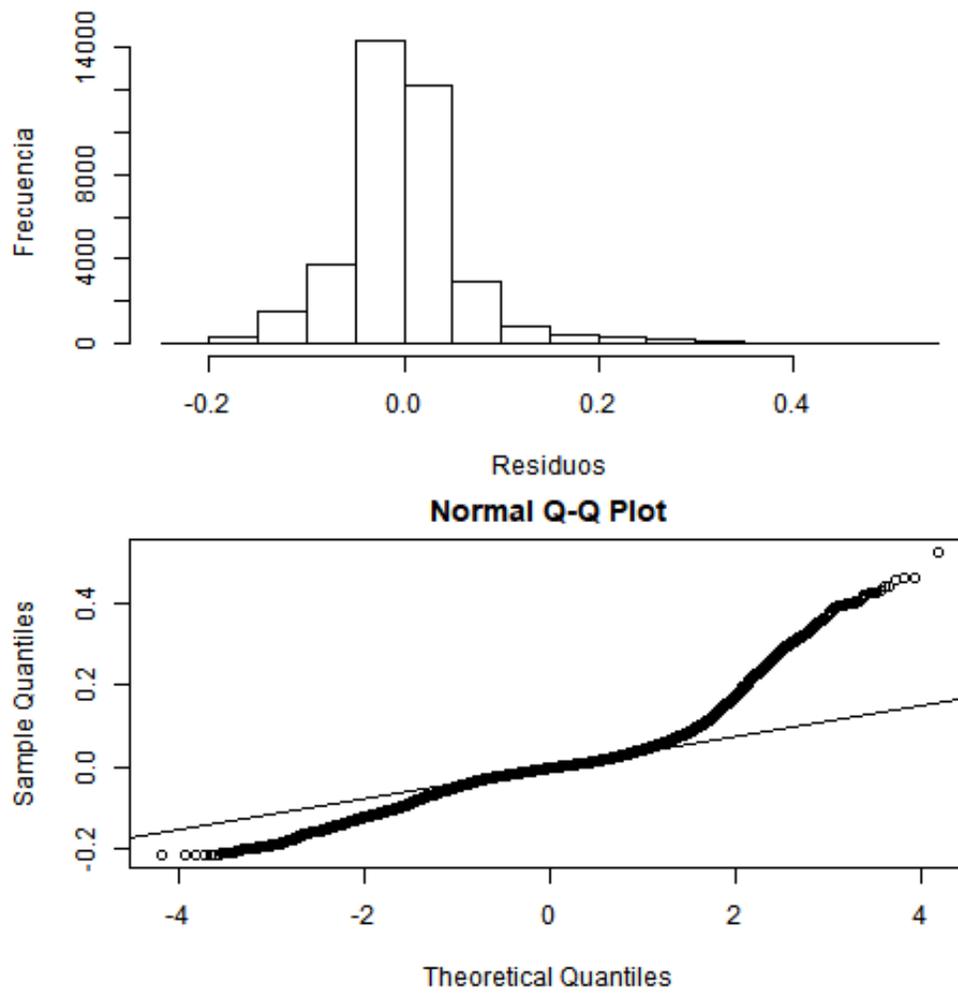


Figura 3. Distribución de los residuales (arriba) y qnorm (abajo) del modelo de IGS.

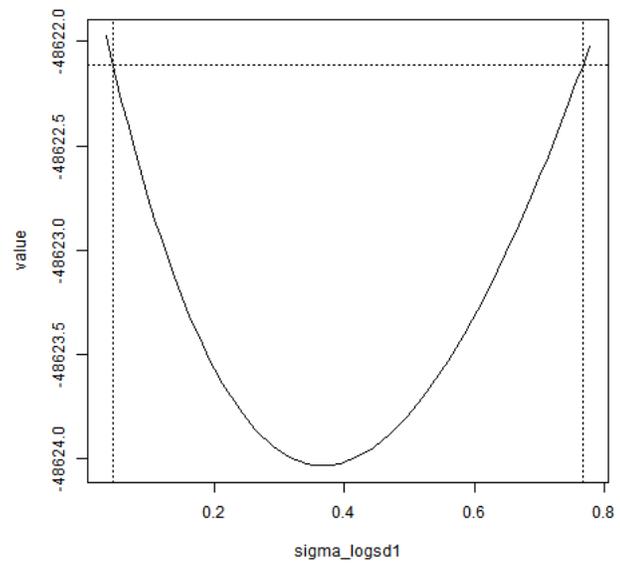
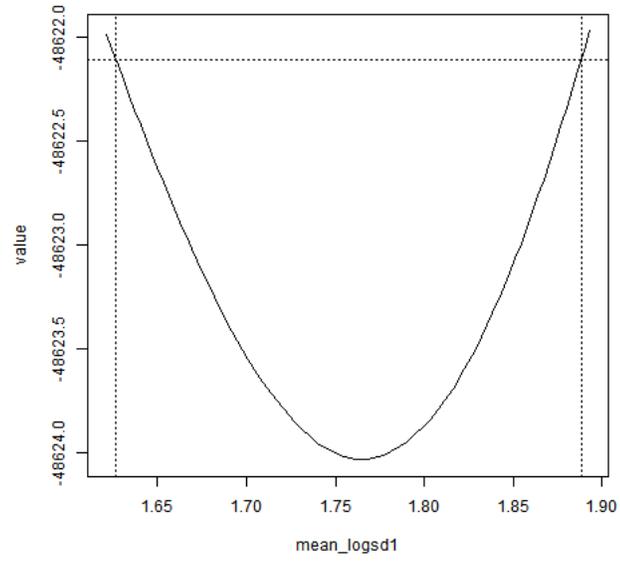


Figura 4. Perfiles de verosimilitud de los parámetros de la fase de crecimiento, $\ln(\sigma'_1)$ (arriba) y $\sigma_{\sigma'_1}$ (abajo).

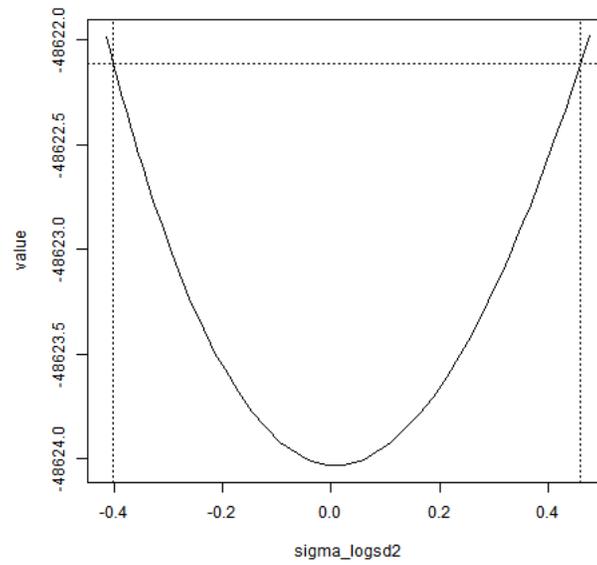
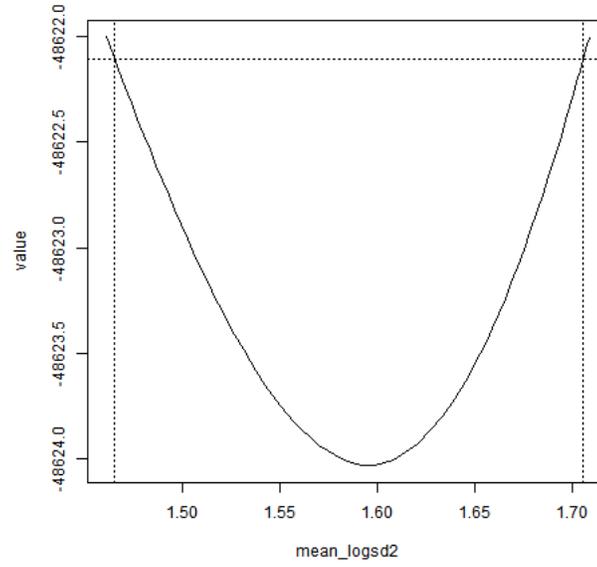


Figura 5. Perfiles de verosimilitud de los parámetros de la fase de dismunición, $\ln(\sigma'_2)$ (arriba) y $\sigma_{\sigma'2}$ (abajo).

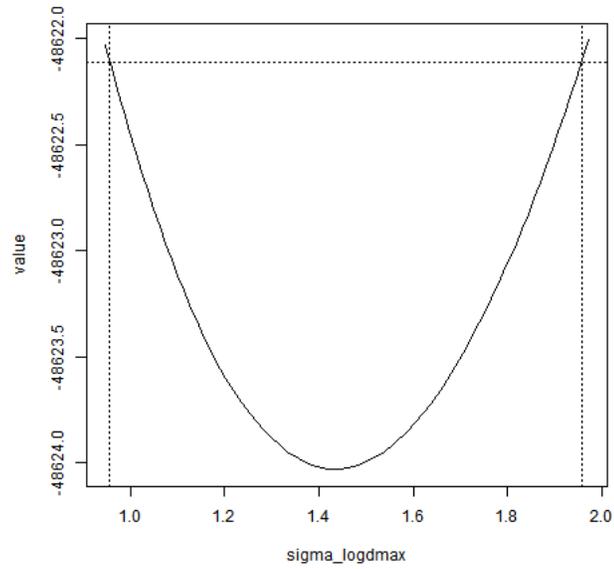
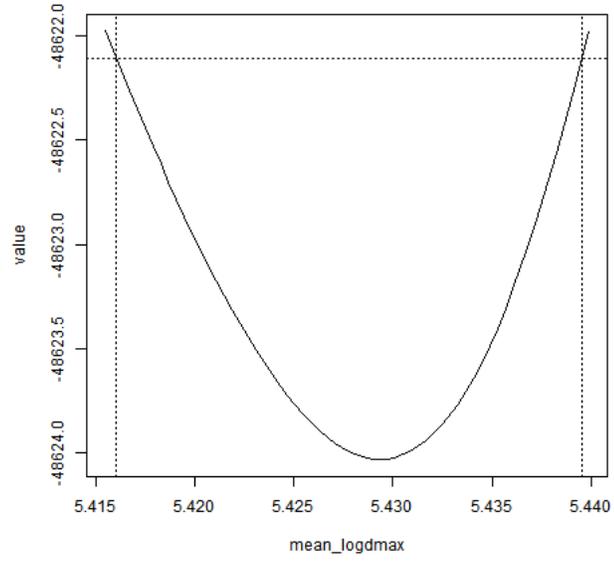


Figura 6. Perfiles de verosimilitud de los parámetros del día de IGS máximo, $\ln(d_{max})$ (arriba) y $\sigma_{d_{max}}$ (abajo).

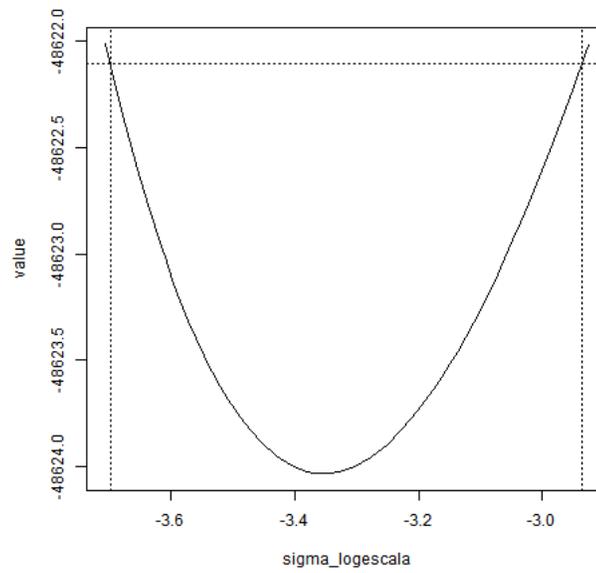
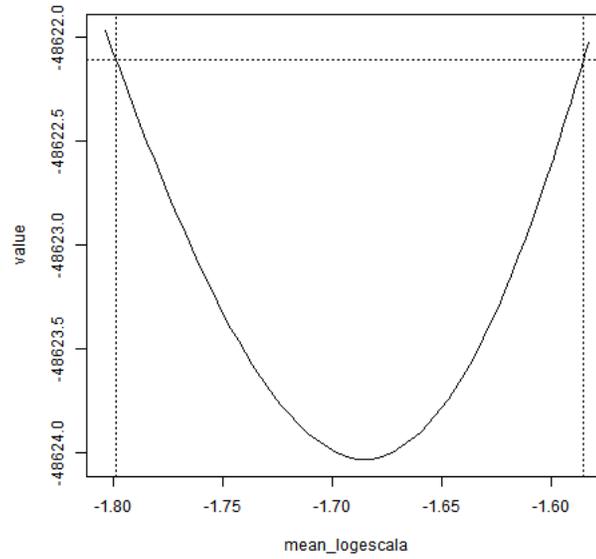


Figura 7. Perfiles de verosimilitud de los parámetros de escala o IGS máximo, $\ln(E)$ (arriba) y σ_E (abajo).

Los histogramas de los parámetros aleatorios se entregan en la figura 8.

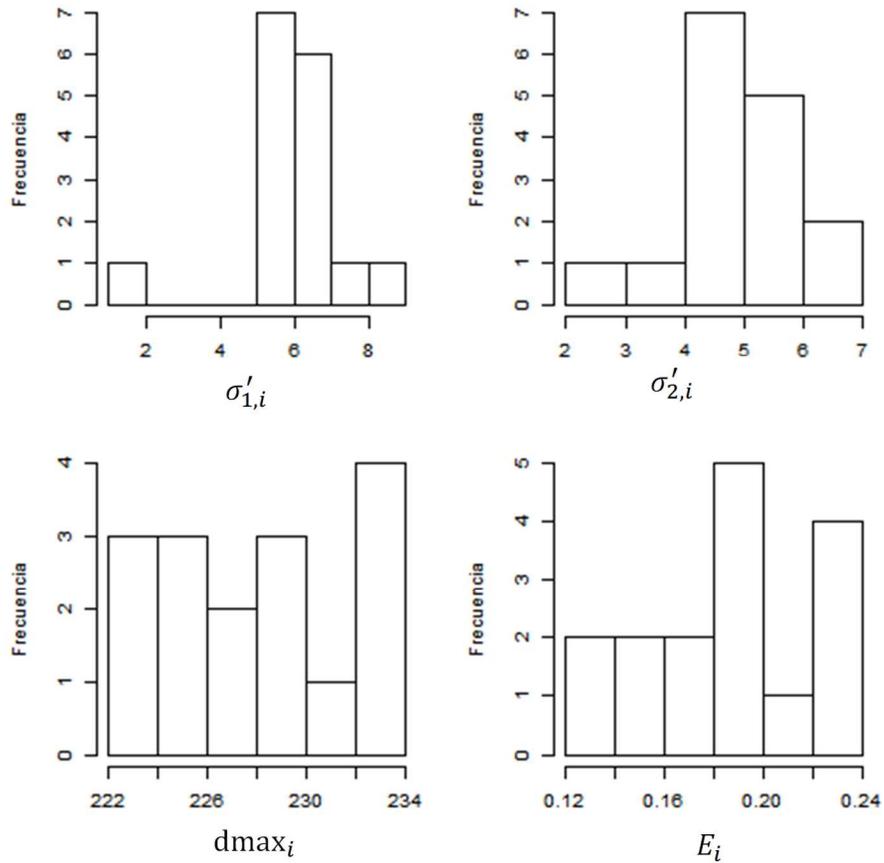


Figura 8. Histogramas de los parámetros aleatorios.

La tasa de incremento del IGS ($1/\sigma'_1$) y la fecha del IGS máximo ($dmax$) mostraron tendencias a través de los años, mientras que los otros parámetros fluctuaron aleatoriamente (Tablas 4 y 5 y Figura 9).

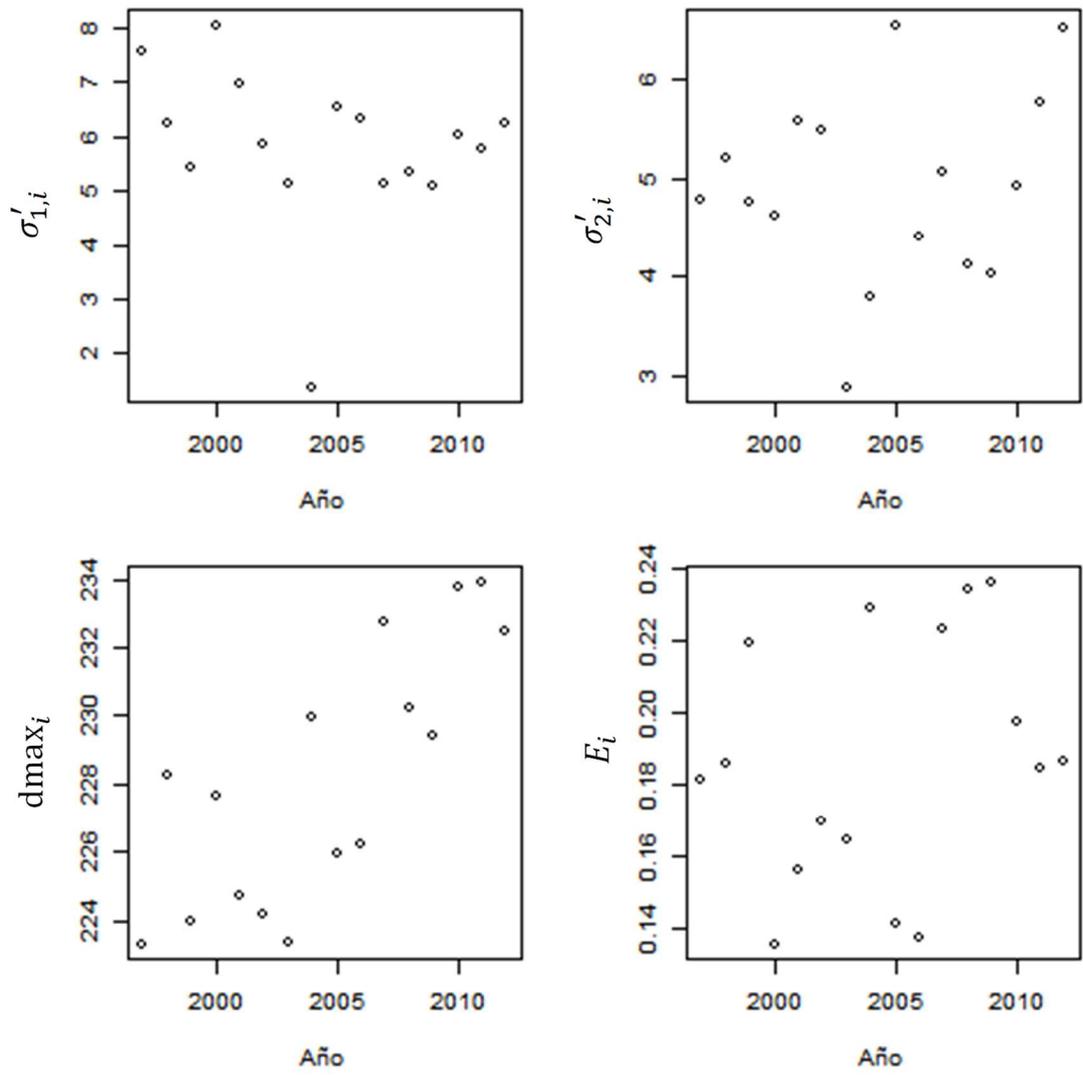


Figura 9. Parámetros aleatorios por año.

Tabla 4. Parámetros aleatorios de aumento y decremento con errores estándares e intervalos de confianza al 95%.

Año	σ_1	σ_1_{ee}	LI95%	LS95%	σ_2	σ_2_{ee}	LI95%	LS95%
1997	7,562	0,053	7,458	7,666	4,782	0,078	4,628	4,936
1998	6,225	0,056	6,115	6,334	5,210	0,080	5,053	5,366
1999	5,437	0,039	5,361	5,512	4,753	0,114	4,530	4,976
2000	8,048	0,044	7,961	8,134	4,615	0,123	4,373	4,856
2001	6,986	0,042	6,904	7,068	5,585	0,070	5,448	5,723
2002	5,876	0,019	5,839	5,914	5,492	0,075	5,344	5,640
2003	5,148	0,028	5,094	5,202	2,884	0,282	2,332	3,435
2004	1,402	0,092	1,223	1,582	3,796	0,040	3,718	3,874
2005	6,545	0,024	6,497	6,593	6,556	0,066	6,426	6,685
2006	6,339	0,029	6,283	6,395	4,402	0,125	4,158	4,647
2007	5,125	0,016	5,094	5,155	5,075	0,025	5,027	5,124
2008	5,334	0,010	5,315	5,353	4,113	0,028	4,059	4,168
2009	5,085	0,012	5,061	5,108	4,019	0,023	3,975	4,063
2010	6,017	0,018	5,981	6,052	4,923	0,020	4,884	4,963
2011	5,768	0,016	5,736	5,799	5,765	0,027	5,712	5,818
2012	6,260	0,021	6,219	6,300	6,522	0,021	6,481	6,563

Tabla 5. Parámetros aleatorios de día e IGS máximo, con errores estándares e intervalos de confianza al 95%.

Año	dmax	dmax_ee	LI95%	LS95%	E	E_ee	LI95%	LS95%
1997	223,32	0,01	223,30	223,35	0,18	0,06	0,06	0,30
1998	228,27	0,01	228,25	228,29	0,19	0,08	0,03	0,34
1999	223,98	0,02	223,95	224,01	0,22	0,11	0,00	0,44
2000	227,65	0,01	227,63	227,66	0,14	0,04	0,06	0,21
2001	224,71	0,01	224,69	224,73	0,16	0,06	0,05	0,26
2002	224,17	0,01	224,15	224,19	0,17	0,06	0,05	0,29
2003	223,33	0,02	223,29	223,36	0,16	0,15	-0,12	0,45
2004	229,97	0,00	229,97	229,97	0,23	0,05	0,14	0,32
2005	225,96	0,01	225,95	225,97	0,14	0,03	0,08	0,20
2006	226,23	0,02	226,19	226,26	0,14	0,09	-0,05	0,32
2007	232,76	0,00	232,75	232,76	0,22	0,01	0,20	0,25
2008	230,22	0,00	230,22	230,23	0,23	0,01	0,21	0,26
2009	229,42	0,00	229,42	229,42	0,24	0,01	0,21	0,26
2010	233,79	0,00	233,79	233,80	0,20	0,01	0,17	0,23
2011	233,93	0,00	233,92	233,93	0,18	0,01	0,16	0,21
2012	232,48	0,00	232,48	232,48	0,19	0,01	0,16	0,21

El día del IGS máximo tuvo una relación lineal con los años altamente significativa ($Pr>F = 0,0004$), indicando un aumento de 0,6 día por año, lo cual significó un desplazamiento de 10 días en los 16 años analizados (Figura 10).

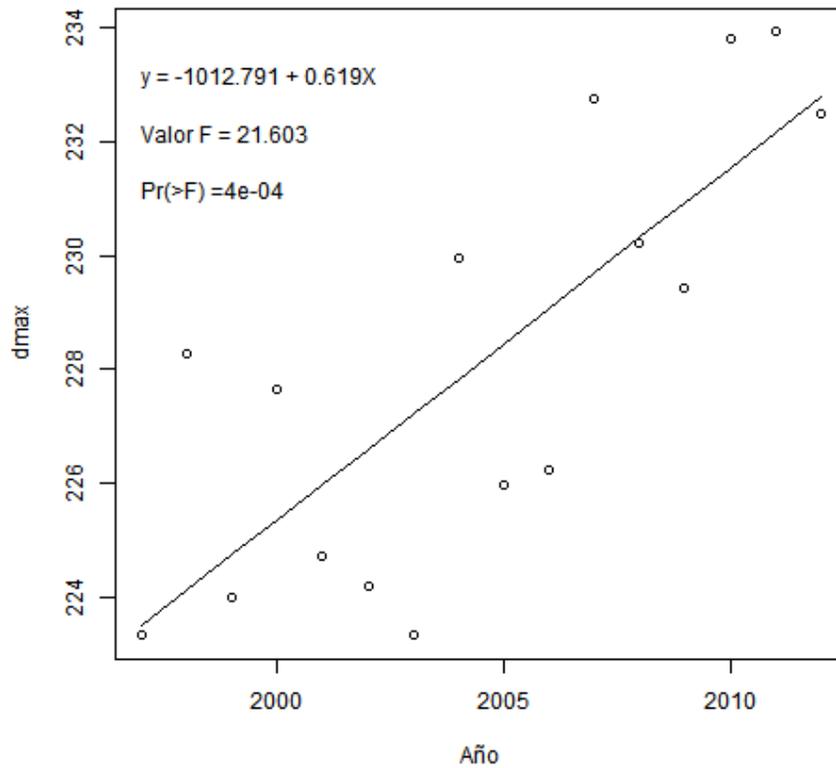


Figura 10. Aumento del día del IGS máximo a través de los años.

El día en que se alcanza el IGS máximo no se relacionó con las fases de la luna ni con su luminosidad (Figura 11). Mientras todos los otros modelos lineales del día del IGS máximo fueron estadísticamente significativos (Tabla 6 y Figuras 12 y 13).

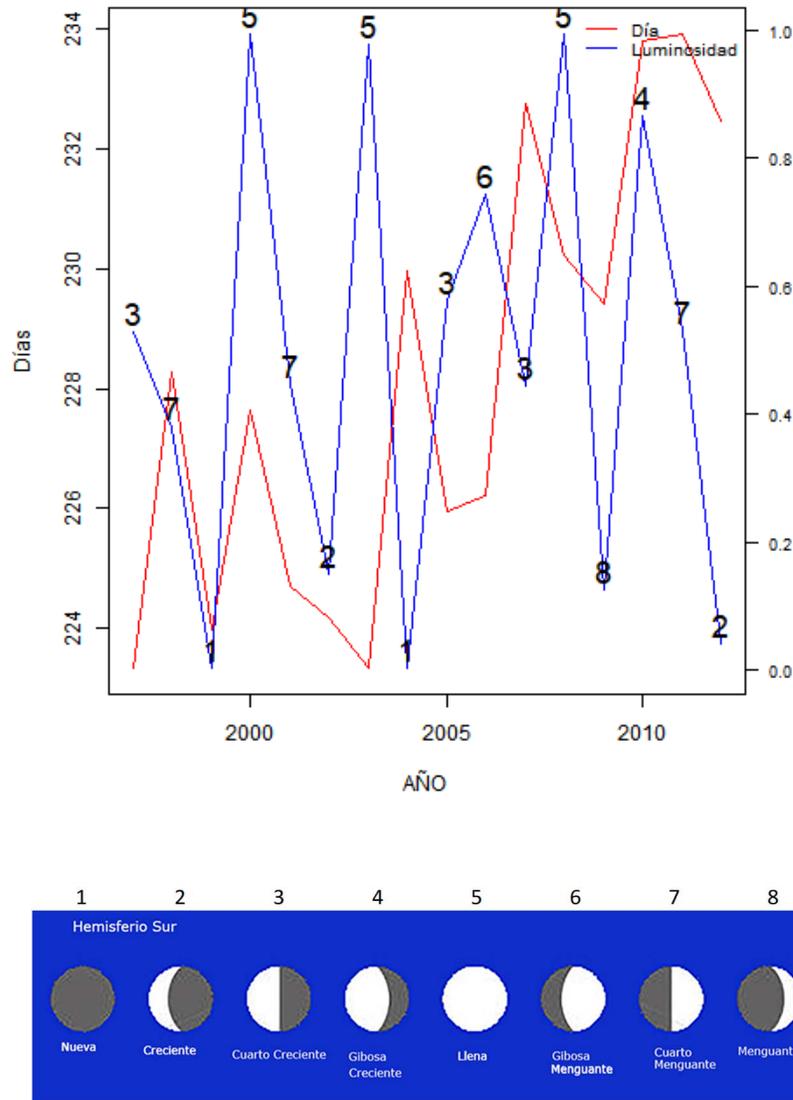


Figura 11. Variación interanual del día en que se alcanzó el IGS máximo, y las fases que la luna (números indicados en gráfico según escalas de fases) y su luminosidad de ese día.

Tabla 6. Modelos lineales para el día del IGS máximo (dmax y día de agosto). EdadCapt: edad media en las capturas comerciales; EdadAcus: edad media en la abundancia estimada por acústica en la zona de desove.

Modelo	Intercepto	Pendiente	F	Pr(>F)
$d_{max} = a + b \cdot \text{EdadCap}$	246,258	-2,708	10,097	0,007
día_agosto = a + b*EdadCap	32,909	-2,63	10,939	0,005
$d_{max} = a + b \cdot \text{EdadAcus}$	26,82	-1,849	14,349	0,004
día_agosto = a+ b*EdadAcus	239,878	-1,868	12,157	0,006

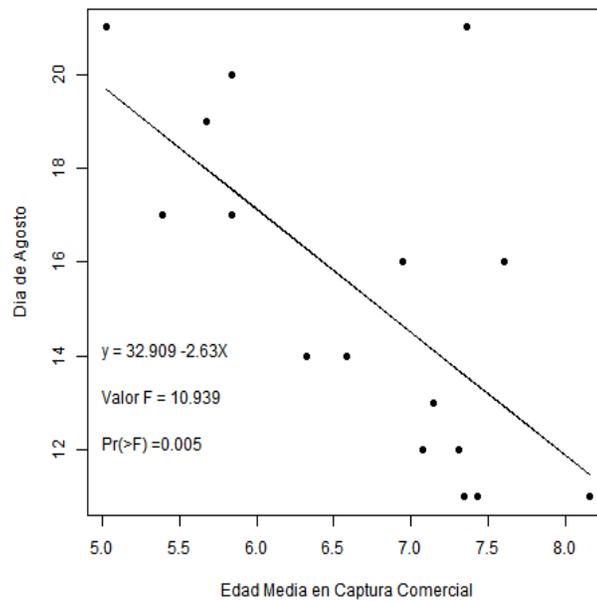
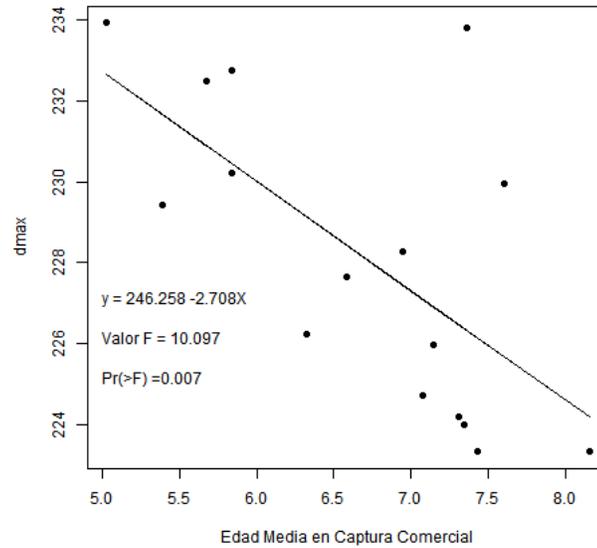


Figura 12. Disminución del día del IGS máximo con la edad media en las capturas. dmax(arriba) y días de agosto (abajo).

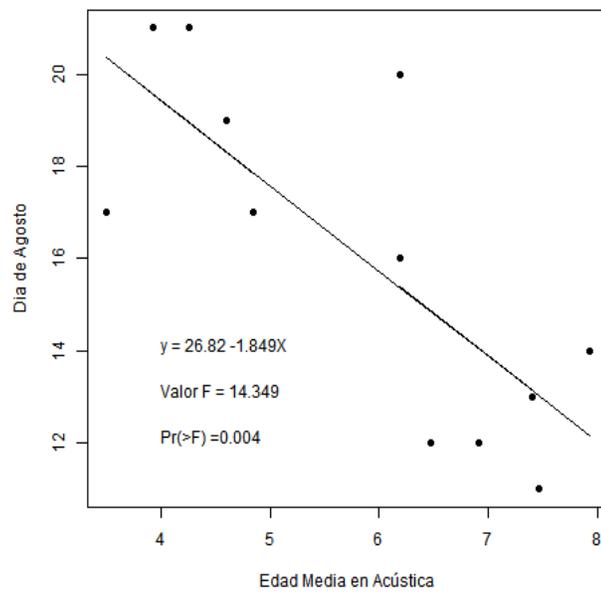
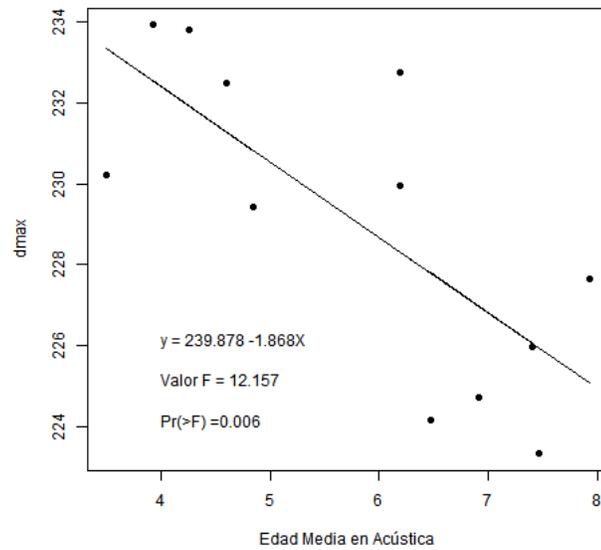


Figura 13. Disminución del día del IGS máximo con la edad media en la abundancia en la zona desove. dmax (arriba) y días de agosto (abajo).

El modelo exponencial decreciente entre el día en que se alcanza el IGS máximo (d_{max}) y la proporción de peces mayores de 7 años (8+) en el stock se ajustó bien a los datos (Tabla 7 y Figura 14). El día máximo se estimó en 2482 ($base + Alt$) y se alcanza cuando la proporción es igual a cero, por lo tanto, es un valor de posición del modelo a partir del cual los días decrecen a una tasa exponencial de 436. Los cuantiles de la distribución de los residuales del modelo fueron próximos a los cuantiles teóricos de la distribución normal.

Tabla 7. Parámetros del modelo de decaimiento exponencial entre el día del IGS máximo (d_{max}) y la proporción de peces mayores de 7 años de edad (8+) en el stock total.

Parámetro	Estimado	Error Estándar	LI95	LS95
$\ln(Alt)$	7,722	0,015	7,692	7,751
$\ln(r)$	6,078	0,003	6,073	6,084
$\ln(Base)$	5,422	0,000	5,422	5,422
Alt	2256,525	1,015	2190,033	2325,035
r	436,367	1,003	434,129	438,616
Base	226,301	1,000	226,293	226,308

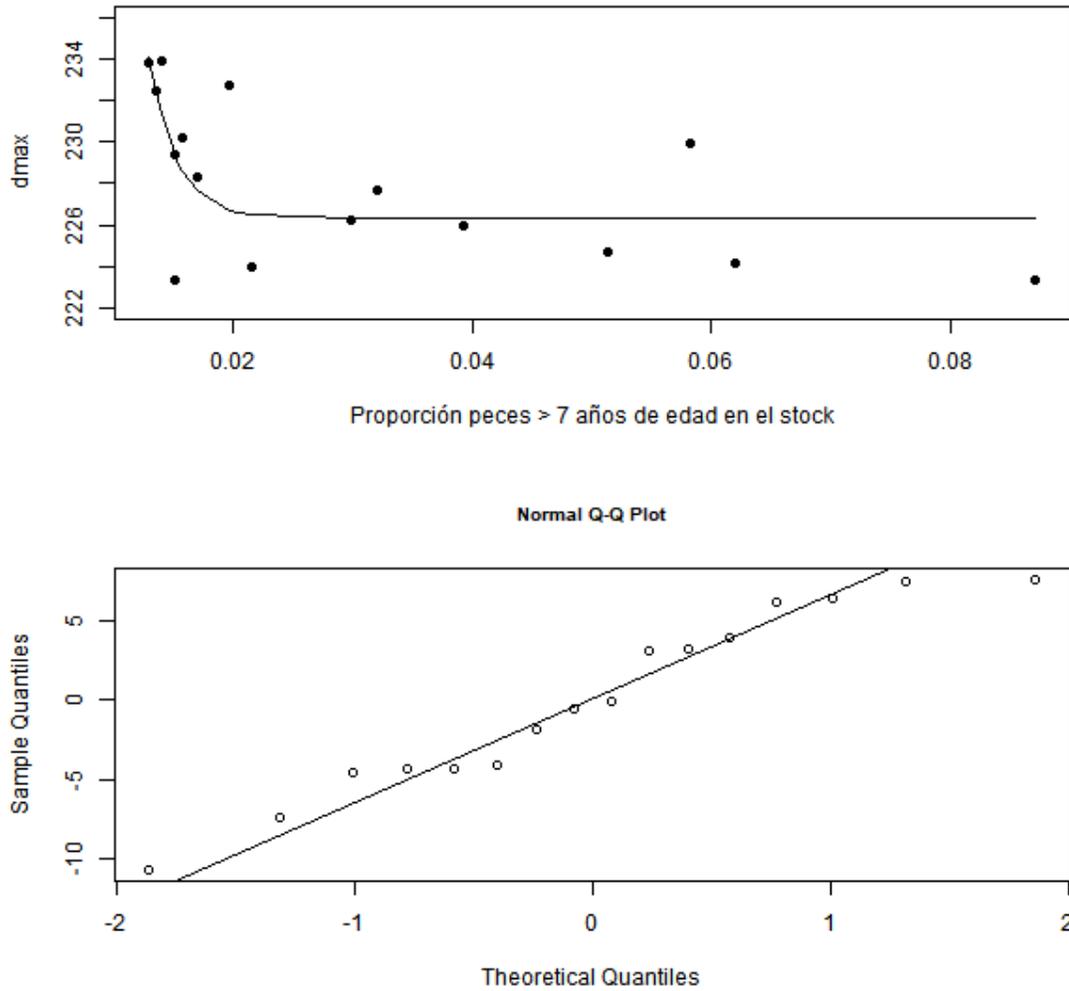


Figura 14. Ajuste del modelo exponencial del día del IGS máximo (dmax) con la proporción de peces mayores de 7 años de edad en el stock total (arriba) y ajuste de sus residuos a los cuantiles de la distribución normal (abajo).

La extensión del desove tuvo una variación aleatoria a través de los años (Figuras 15 y 16), y ninguno de los diferentes modelos lineales ajustados fue estadísticamente significativo (Tabla 8).

Tabla 8. Modelos lineales para la extensión del desove. dmax: día IGSmax; EdadCapt: edad media en las capturas comerciales; EdadAcus: edad media en la abundancia estimada por acústica en la zona de desove; EdadStock: edad media en el stock.

Modelo	Intercepto	Pendiente	F	Pr(>F)
Extensión = a + b*dmax	-62,265	0,349	0,583	0,458
Extensión = a + b*Año	-567,221	0,292	0,649	0,434
Extensión = a + b*EdadCapt	30,391	-1,957	1,086	0,315
Extensión = a + b*EdadAcus	19,126	-0,238	0,023	0,883
Extensión = a+ b*EdadStock	32,243	-5,434	1,080	0,316

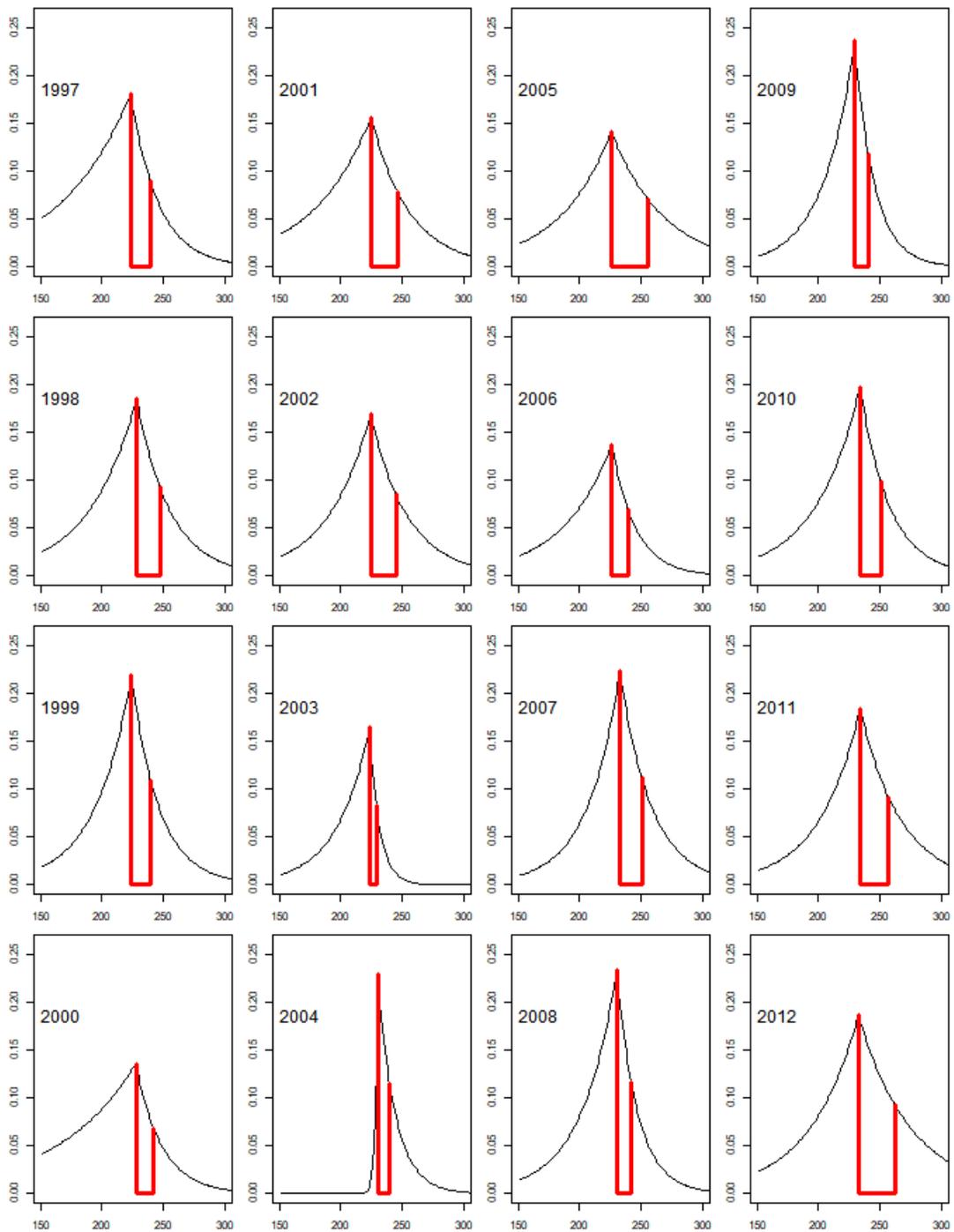


Figura 15. Extensión del desove, dmax hasta día del 0,5IGSmax, por año.

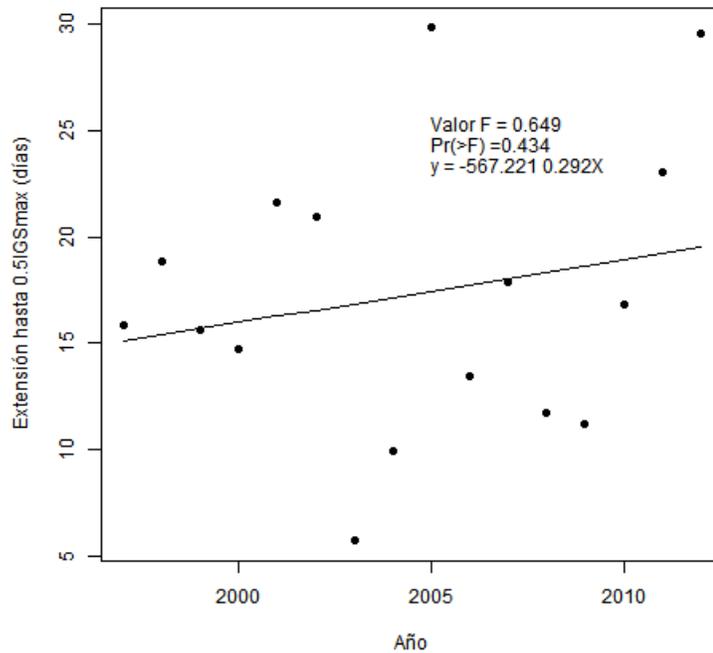


Figura 16. Extensión del desove, dmax hasta día del 0,5IGSmax, por año.

8.5 DISCUSIÓN

Por primera vez se ajustó un modelo jerárquico a los IGS diarios de merluza de cola a través de los años. El modelo doble exponencial describió en mejor forma el IGS que el modelo doble mitad-normal, lo cual puede estar relacionado con la característica de desovar sincrónico de la merluza, donde una moda única de ovocitos se libera en un corto período (Chong 2000). El modelo jerárquico permitió estimar la función de IGS para aquellos años en que la muestra fue escasa o ausente en torno al valor de IGS máximo, donde un modelo ajustado independiente hubiera fallado. En estos casos, la estimación

“se sustenta” con información del resto de los años a través del hipermodelo (Harley *et al.* 2004, Cadigan *et al.* 2014).

Los parámetros aleatorios, tasa de crecimiento ($1/\sigma_1$) y día del IGS máximo (d_{max}), presentaron tendencias a través de los años, por lo que para futuros análisis se recomienda incluir una dinámica que relacione los estados entre años, transformando el modelo jerárquico en un modelo de estados espaciales (“state-space”). Una alternativa es usar una función autorregresiva de primer orden, AR(1), como la implementada para la función de madurez a la edad por Cadigan *et al.* (2014).

La fecha en que se alcanza el IGS máximo determina el inicio del proceso de desove a partir del cual las gónadas liberan los ovocitos, y es relevante tanto para determinar el período de la veda reproductiva como la fecha en que se deben realizar los cruceros de evaluación hidroacústicas para encontrar al recurso concentrado. En el caso de merluza de cola, en este trabajo se describe y modela por primera vez el desplazamiento de la fecha del IGS máximo en 10 días desde 1997 hasta 2012, con una tasa de 0,6 días por año. Estos cambios estuvieron correlacionados con el truncamiento de la composición de edades en las capturas comerciales y en la abundancia del stock. La fecha del IGS máximo tuvo una relación lineal decreciente con la edad promedio en las capturas comerciales y en la abundancia del stock desovante en la zona de desove. Mientras que la fecha del IGS máximo disminuye exponencialmente

con el aumento de la proporción de peces mayores de 7 años de edad en el stock total. Por lo tanto, se puede concluir que el desplazamiento o atraso del desove se correlaciona con el truncamiento de la estructura de edades de las capturas comerciales y en el stock. Esto puede ser explicado considerando que en *Macruronus novaezelandiae*, se ha descrito una salida secuencial por tamaño de los peces desde las zonas de desove, dejando la zona primero los peces de mayor tamaño y luego los más pequeños (Punt *et al.* 2015). Por lo tanto, si esto también sucede en merluza de cola, la fecha del desove se desplazó 10 días en 16 años, por el aumento del predominio de peces pequeños. Esto supone que la fecha de desove de los peces pequeños es independiente de la presencia de los peces más grandes en la zona de desove. Por lo tanto, para validar este supuesto, en futuros estudios se deben realizar análisis de IGS por rangos de tamaño de los peces.

Mientras el día del IGS máximo aumentó con los años la extensión del desove tuvo fluctuaciones aleatorias, sin correlacionarse con ninguna de las variables analizadas. Por lo tanto, se puede postular que el truncamiento del stock hacia peces más pequeños generó un atraso de la fecha del desove, pero no afectó la extensión del desove.

La extensión máxima del desove de 30 días depende del nivel de reducción del IGS máximo, que se fijó arbitrariamente en 50%, por lo tanto, la extensión aumentaría con un nivel de reducción mayor (20%). Aunque no afecta las

conclusiones, sería interesante definir este nivel con una base biológica, lo que genera la pregunta ¿cuándo termina el desove? Este nivel biológico tendría la ventaja que ser una referencia fija, y no dependería del IGS máximo de cada año, lo que ayudaría en la revisión de la extensión de la veda reproductiva.

Finalmente, considerando que el desove de merluza de cola ocurre simultáneamente con el desove de merluza del sur (*Merluccius australis*), que el IGS máximo de merluza del sur se produce en agosto en sincronía con el máximo de turbulencia y el mínimo de surgencia (Payá & Ehrhardt 2005), y que merluza de cola es la principal presa de merluza del sur (Payá 1992), en futuros análisis se debería incluir variables del ambiente físico y biológico.

8.6 LITERATURA CITADA

- Akaike, H. 1973. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. Páginas 267-281. En B.N. Petran & F. Csaaki, Eds. International Symposium on Information Theory, 2nd ed. Akademiai Kiadó, Budapest, Hungary.
- Cadigan, N.G., M.J. Morgan & J. Bratley. 2014. Improved estimation and forecasts of stock maturities using generalised linear mixed models with auto-correlated random effects. *Fisheries Management and Ecology*, 21: 343–356.
- Chong, J.V. 2000. Ciclo de maduración ovárica, fecundidad y talla de madurez en *Macrurus magellanicus* (Lönnberg, 1907) de la zona sur de Chile. *Biología Pesquera*. 28:3-13.
- Gunn, J. S., B. D. Bruce, D. M. Furlani, R. E. Thresher & S. J. M. Blaber. 1989. Timing and location of spawning blue grenadier (*Macrurus novaezelandiae*) (Teleostei: Merlucciidae) in Australian coastal waters. *Australian Journal of Marine and Freshwater Research* 40:97–112.

- Grolemund, G., & H. Wickham. 2011. Dates and Times Made Easy with lubridate. *Journal of Statistical Software*, 40(3), 1-25. <http://www.jstatsoft.org/v40/i03/>.
- Harley, S., R.A. Myers & C.A. Field. 2004. Hierarchical models improve abundance estimates: spawning biomass of hoki in cook strait, New Zealand. *Ecological Applications*. 14(5): 1479–1494.
- Kristensen, K., A. Nielsen, C. W. Berg, H. Skaug, B. M. Bell. 2016. TMB: Automatic Differentiation and Laplace Approximation. *Journal of Statistical Software*, 70(5), 1-21. doi:10.18637/jss.v070.i05.
- Lazaridis, E. 2014. The lunar package. Version 0.1-4. <http://statistics.lazaridis.eu>
- Mercier, A., S. Zhao, B. Sandrine, & J. Hamel. 2011. Lunar Rhythms in the Deep Sea: Evidence from the Reproductive Periodicity of Several Marine Invertebrates. *Journal of Biological Rhythms*. 26(1): 82-86. DOI: 10.1177/0748730410391948.
- Payá, I. 1992. The diet of patagonian hake *Merluccius australis polylepis* and its daily ration of patagonian grenadier *Macrouronus magellanicus*. *South African Journal of Marine Science*. 12:753-760.
- Payá, I. 2014. Investigación del estatus y posibilidades de explotación biológicamente sustentables de los principales recursos pesqueros nacionales año 2015. Merluza de cola, 2015. IFOP. Documento Técnico 2. Informe de Estatus y Cuota. 108 pp. + 6 anexos. < <https://doi.org/10.13140/RG.2.1.3674.6326> >.
- Payá I., & N. Ehrhardt. 2005. Comparative sustainability mechanisms of two hake (*Merluccius gayi gayi* and *Merluccius australis*) populations subjected to exploitation in Chile. *Bulletin of Marine Science*. 76(2): 261-286.
- Punt, A., D. Smith, M. Haddon, S. Russell, G. Tuck & T. Ryan. 2015. Estimating the dynamics of spawning aggregations using biological and fisheries data. *Marine and Freshwater Research*. 67(3) 342-356. <http://dx.doi.org/10.1071/MF14342>.
- R Development Core Team. 2009. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, <http://www.R-project.org>.

SSPA, 2013. Veda biológica merluza de cola 41°28,6 y 47°LS. Decreto exento N°795 del 12 de Agosto 2013. Subsecretaría de Pesca y Acuicultura. Gobierno de Chile.

9. DISCUSION GENERAL

El modelo jerárquico de madurez incluyó muestras provenientes de Chile y Argentina bajo la hipótesis más probable que los peces del Atlántico migran a desovar al Pacífico (Wöhler & Giussi 2001). Esta hipótesis se ha ido fortaleciendo a través de los años (Pájaro *et al.* 2004, Schuchert *et al.* 2010, Gorini & Pájaro 2014, McKeown *et al.* 2015, Giussi *et al.* 2016), y aunque estudios recientes de química del núcleo del otolito indicarían que los individuos de ambos océanos no habían compartido la misma área de nacimiento (Gorini *et al.* 2020), es probable que exista intercambio genético entre todos los grupos poblacionales. El presente estudio de madurez también refuerza la hipótesis de conectividad, ya que la madurez por océano pudo ser modelada con desvíos aleatorios de un hipermodelo, sin encontrar diferentes niveles en los errores aleatorios por océano que sugieran un efecto fijo, esperable cuando existen grupos distintos. La hipótesis de conectividad también se vio respaldada por la similitud evidente entre los modelos de crecimiento individual, ya que la longitud de madurez de 59 cm corresponde a 4,1 años en el modelo de crecimiento en el Pacífico (Chong *et al.* 2007) y a 3,94 años en el Atlántico (Zavatteri *et al.* 2016). Para futuros estudios un modelo de jerárquico o de

estados espaciales podría profundizar en la similitud del crecimiento por océano.

La revisión de la función de madurez (Young *et al.* 1998), que históricamente se usó en la evaluación de stock en Chile (Payá 2014), indicó que esta es sensible al tamaño y fecha de las muestras (Chong 2000), y aunque la longitud de madurez que esta genera está dentro del rango de la variación interanual del modelo jerárquico, se recomienda usar el hipermodelo de madurez para fines de referencia biológica. Por lo tanto, para estimar el potencial reproductivo, la biomasa virginal y los puntos biológicos de referencia se debería usar el hipermodelo de madurez.

El análisis de las longitudes de madurez estimadas con muestras provenientes sólo del área de desove (Lillo *et al.* 2015), mostró que estas son sistemáticamente menores que la longitud de madurez estimada con el modelo jerárquico que utilizó muestras de áreas de alimentación y de desove. Esto indicó que la falta de peces inmaduros en la zona de desove afecta la estimación de la madurez, por lo que hay que diferenciar entre la función de proporción de peces maduros en el mes y zona del crucero hidroacústico y la función de madurez para toda la población, la primera es útil para estimar la abundancia de peces maduros disponibles durante el crucero, y la otra para estimar variables a nivel poblacional. Por otra parte, la tendencia decreciente de la longitud de madurez estimada en los cruceros (Lillo *et al.* 2015), que podría haber sido una respuesta a la pesca, no se verificó en el

modelo jerárquico, ni en los últimos cruceros donde esta tendencia decreciente ya no es tan clara, debido al repunte en las estimaciones de la longitud de madurez (Legua *et al.* 2019). Este resultado es similar al obtenido en la sardina común de Chile, cuya longitud de madurez fluctuó aleatoriamente a través de los años, sin correlacionarse con la pesca (Bustos y Cubillos 2016).

Los modelos jerárquicos se han aplicado al estudio de la madurez en diferentes especies, por ejemplo, langostas (Punt *et al.* 2004) y sardinas (Bustos y Cubillos 2016). Esta es la primera vez que se aplican modelos jerárquicos a los datos de madurez a la longitud e IGS diario de merluza de cola en el cono sur de América. En el caso del modelo del IGS, dos de los parámetros aleatorios tuvieron tendencia a través de los años, un paso siguiente en estudios futuros debería ser desarrollar un modelo de estados espaciales (“state-space”) donde el cambio de los parámetros entre años sea modelado como un cambio de estado, ya sea usando un modelo autorregresivo de primer orden (Cadigan *et al.* 2014) o bien usando las funciones encontradas en esta tesis para el día del IGS máximo, es decir, relación lineal con los años, relación lineal con la edad promedio en las capturas comerciales y en el stock desovante.

Debido a que la fecha del desove aumentó en 10 días desde 1997 a 2012, la veda reproductiva actual que cubre del 1 al 30 de agosto debería ser revisada, ya que el desove actualmente podría estar ocurriendo principalmente en la tercera y cuarta semana de agosto. Por su parte, los cruceros hidroacústicos se realizan durante la primera quincena de agosto (Lillo *et al.* 2014 y 2015, Legua

et al. 2019), lo cual, según el hipermodelo de IGS concuerda con la fecha del IGS máximo entre 1997 y 2006, pero no entre 2007 y 2012, donde esta fecha se desplazó a la tercera semana de agosto. Por lo tanto, para futuros estudios, es importante extender el modelo de IGS al período con veda reproductiva para analizar si la fecha del crucero es la más adecuada o bien si se deben realizar correcciones a los estimados de biomasa acústica como los que se realizan en Australia (Punt *et al.* 2015) y Nueva Zelanda (Harley *et al.* 2004) para la especie *sinonimia*. Para estos análisis se deberá incorporar los datos de IGS medidos en los cruceros hidroacústicos, ya que la veda reproductiva introducida en el 2013 (SSP 2013) redujo notablemente los datos de IGS desde las capturas comerciales.

10. CONCLUSIONES

- 1) La función de madurez (Young *et al.* 1998) utilizada en la evaluación de stock en Chile, depende del mes y el tamaño de la muestra, por lo que no debería ser usada como referente biológico.
- 2) Las estimaciones de madurez basadas en muestras provenientes del crucero hidroacústico deberían ser usadas sólo en el cálculo del stock desovante presente en el área del crucero y no a nivel poblacional.
- 3) La hipótesis de disminución de la longitud de madurez producto de la pesca, basada en muestras provenientes solo del área de desove

principal, no se verifica cuando se integran muestras procedentes de áreas de desove y de alimentación.

- 4) El modelo jerárquico de madurez estima un hipermodelo con una longitud de madurez de 59 cm LT, que corresponde a 4 años de edad.
- 5) La madurez varió aleatoriamente entre años y zonas, y no se correlacionó con la pesca, por lo que se recomienda el uso del hipermodelo de madurez como referente en la evaluación de stock.
- 6) La variación diaria del índice gonadosomático, se describe mejor con un modelo doble exponencial que con uno doble mitad-normal, producto que la merluza de cola es un desovante tipo sincrónico con un desove corto.
- 7) La fecha del desove aumentó en 10 días desde 1997 a 2012, mientras que la extensión del desove fluctuó aleatoriamente.
- 8) La fecha del desove disminuyó exponencialmente con el truncamiento de la estructura de edades del stock.
- 9) El truncamiento de la estructura de edades del stock por la pesca dejó peces más pequeños que desovan más tarde en la temporada de desove.
- 10) Se descarta la existencia de correlaciones de la fecha del desove con la fase de la luna y la intensidad de la luna.
- 11) Se recomienda revisar la fecha y duración de la veda reproductiva y del crucero hidroacústico que evalúa el stock desovante durante el desove.

11. REFERENCIAS TOTALES

- Aguayo, M., I. Payá, R. Bustos, V. Ojeda, I. Céspedes & C. Vera. 1990. Diagnóstico de las principales pesquerías nacionales demersales (peces) zona sur-austral 1989. Estado de Situación del recurso. IFOP 209 p. (AP 90/12).
- Akaike, H. 1973. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. Páginas 267-281. En B.N. Petran & F. Csaaki, Eds. International Symposium on Information Theory, 2nd ed. Akademiai Kiadó, Budapest, Hungary.
- Balbontín, F. & R. Bravo. 2011. Aspectos reproductivos. Pesca de Investigación. Evaluación de stock desovante de merluza del sur y merluza de cola en la zona sur austral, año 2010. Instituto de Fomento Pesquero. 61 p. + Figuras + Tablas + Anexo.
- Balbontín, F, R. Bravo & G. Herrera. 2015a. Aspectos reproductivos. Evaluación de stock desovante de merluza del sur, merluza de cola y merluza de tres aletas en las aguas exteriores entre X y XI regiones. Instituto de Fomento Pesquero. 68 p. + Figuras + Tablas + Anexo
- Balbontín, F, R. Bravo & G. Herrera. 2015b. Aspectos reproductivos. Evaluación de stock desovante de merluza del sur, merluza de cola y merluza de tres aletas. Capítulo II - Merluza de cola. Instituto de Fomento Pesquero. FIP 2013-13.
- Balbontín, F. & W. Fischer. 1981. Ciclo sexual y fecundidad de la merluza, *Merluccius gayi gayi*, en la costa de Chile. Rev. Biol. Mar., Valparaíso, 17: 285-334.
- Bates, D., M. Mächler, B.M. Bolker & S.C. Walker. 2015. Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4. Journal of Statistical Software. 67(1):1-48.
- Bustos, B. & L. Cubillos. 2016. Cambios interanuales en la talla de madurez de sardina común, *Strangomera bentincki*, en la zona centro-sur de Chile (2007-2012). Revista de Biología Marina y Oceanografía. 51(2): 317-325.
- Cadigan, N.G., M.J. Morgan & J. Bratney. 2014. Improved estimation and forecasts of stock maturities using generalised linear mixed models with auto-correlated random effects. Fisheries Management and Ecology, 21: 343–356.

- Chong, J.V. 2000. Ciclo de maduración ovárica, fecundidad y talla de madurez en *Macruronus magellanicus* (Lönnerberg, 1907) de la zona sur de Chile. *Biología Pesquera* 28:3-13
- Chong, J.V., M. Aguayo & I. Payá. 2007. Determination of age, growth and natural mortality of Chilean hoki, *Macruronus magellanicus*, Lönnerberg, 1907 (Macruronidae, Gadiformes) from the Southeastern Pacific Ocean. *Revista de Biología Marina y Oceanografía*. 42(3): 311–333.
- D'Amato, M.E. & G.R. Carvalho. 2005. Population genetic structure and history of the long-tailed hake. *Macruronus magellanicus*, in the SW Atlantic as revealed by mtDNA RFLP analysis. *ICES J. Mar. Sci.* 62, 247–255.
- D'Amato, M.E. 2006. Demographic expansion and subtle differentiation in the longtailed hake *Macruronus magellanicus*: evidence from microsatellite data. *Mar. Biotech.* 8, 189–201.
- Ernst, B., G. Aedo, R. Roa, L. Cubillos, P. Rubilar, A. Zuleta, L. Castro & M. Landaeta. 2005. Evaluación del reclutamiento de merluza de cola ente la V y X región: revisión metodológica. FIPA N°2004-12. Universidad de Concepción. 270 p. + 5 Anexos.
- Flores, A., R. Wiff & E. Diaz. 2015. Using the gonadosomatic index to estimate the maturity ogive: application to Chilean hake (*Merluccius gayi gayi*). *ICES Journal of Marine Science*. 72 (2): 508-514.
- Fournier, D.A., H.J. Skaug, J. Ancheta, J. Ianelli, A. Magnusson, M.N. Maunder, A. Nielsen, y J. Sibert. 2012. AD Model Builder: using automatic differentiation for statistical inference of highly parameterized complex nonlinear models. *Optim. Methods Softw.* 27:233-249.
- Galleguillos, R., R. Montoya, L. Troncoso, M. Oliva & C. Oyarzún. 1999. Identificación de unidades de stock en el recurso merluza de cola en el área de distribución de la pesquería. Informe Final. Proyecto FIP N° 96-30. U. de. Concepción, Fac. C. Naturales y Oceanografía. 81 p.
- Giussi, A. & O. Whöler. 2005. Un intento por establecer patrones migratorios de la merluza de cola en el sector sur de la plataforma patagónica argentina. 205-2015 p, en Ernst et al., 2005.
- Giussi, A.R., Hernández, D. & Abachian, V. 1999. Diferencias en el crecimiento de la merluza de cola (*Macruronus magellanicus*) en dos áreas del

Océano Atlántico Sudoccidental. En: Avances en Métodos y Tecnología aplicados a la Investigación Pesquera. Seminario final del Proyecto INIDEP-JICA sobre Evaluación y Monitoreo de Recursos Pesqueros 1994-1999. Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero (INIDEP), Mar del Plata: 131-134. <https://www.oceandocs.org/handle/1834/5510>.

- Giussi, A., A. Zavatteri, E. Di Marco, F. Gorini, J.C. Bernardel & N. Marí. 2016a. Biology and Fishery of long tail hake (*Macruronus magellanicus*) in the southwest Atlantic Ocean. Rev. Invest. Desarr. Pesq. N°28: 55-82.
- Giussi, A., A. Zavatteri, E. Di Marco & O. Whöler. 2016b. Evaluación de abundancia de la merluza de cola (*Macruronus magellanicus*) del Atlántico Sudoccidental. Informe Técnico Oficial N°40. 23 p.
- Gorini, F & M. Pájaro. 2014. Características reproductivas y longitud de primera madurez de la merluza de cola (*Macruronus magellanicus*) en el Atlántico sudoccidental. Período 2003-2010. Rev. Invest. Desar. Pesq. N°24: 5-19.
- Gorini, F.L., F. Zumpano, N. Ruocco, A.R. Giussi & E. Avigliano. 2020. Spatial structuring of longtail hake from Southwest Atlantic and Southeast Pacific oceans in adult and young stages. INIDEP. Manuscrito en preparación.
- Grolemund, G, & H. Wickham. 2011. Dates and times made easy with lubridate. Journal of Statistical Software, 40(3), 1-25. <http://www.jstatsoft.org/v40/i03/>.
- Gulland, J.A., 1964. The abundance of fish stocks in the Barents Sea. Rapp. Procès-Verbaux 345 La Réunion. Cons. Perm. Int. Pour Explor. Mer 155, 126–137.
- Gunn, J. S., B. D. Bruce, D. M. Furlani, R. E. Thresher & S. J. M. Blaber. 1989. Timing and location of spawning blue grenadier (*Macruronus novaezelandiae*) (Teleostei: Merlucciidae) in Australian coastal waters. Australian Journal of Marine and Freshwater Research 40:97–112.
- Harley, S., R.A. Myers & C.A. Field. 2004. Hierarchical models improve abundance estimates: spawning biomass of hoki in cook strait, New Zealand. Ecological Applications. 14(5): 1479–1494.

- Heino, M., O. Godo & U. Dieckmann. 2019. The generalization of Gulland's method: how to estimate maturity ogives 1 when juvenile data are missing while spawner demography is known. *Fisheries Research* 219: e105265. DOI:10.1016/j.fishres.2019.04.001.
- Holden, M.J., & D-F- Raitt. 1975. Manual de Ciencia Pesquera. Parte 2: Métodos para investigar los recursos y su aplicación. Doc. Tec. FAO. Pesca (115) Rev. 1, 211 p.
- Hunter, A., D. Speirs & M. Heath. 2015. Fishery-induced changes to age and length dependent maturation schedules of three demersal fish species in the Firth of Clyde. *Fisheries Research* 170 (2015) 14–23.
- Kristensen, K., A. Nielsen, C. W. Berg, H. Skaug, B. M. Bell. 2016. TMB: Automatic Differentiation and Laplace Approximation. *Journal of Statistical Software*, 70(5), 1-21. doi:10.18637/jss.v070.i05.
- Lazaridis, E. 2014. The lunar package. Version 0.1-4. <http://statistics.lazaridis.eu>
- Legua, J., R. Vargas, R. Céspedes, V. Ojeda, H. Hidalgo, L. Muñoz, M. Landaeta, G. Herrera, E. López, P. Troncoso, L. Rodríguez, S. Klarian, F. Vargas, C. Cárcamo, J. Julca, I Quintanilla, B. Leiva. 2019. Evaluación del stock desovante de merluza del sur, merluza de cola y merluza de tres aletas en las aguas exteriores entre la X y XII regiones. Sección II. Merluza de cola. Convenio de Desempeño 2018. IFOP. 70 páginas + 59 figuras + 39 tablas + Anexo.
- Lillo, S., Molina E., V. Ojeda, R. Céspedes, L. Muñoz, H. Hidalgo, K. Hunt, A. Villalón, F. Balbontín, R. Bravo, G. Herrera, R. Meléndez & A. Saavedra. 2014. Evaluación del stock desovante de merluza del sur, merluza de cola y merluza de tres aletas, año 2013. Informe Final.
- Lillo, S., Molina E., V. Ojeda, R. Céspedes, L. Muñoz, H. Hidalgo, K. Hunt, A. Villalón, F. Balbontín, R. Bravo, G. Herrera, R. Meléndez & A. Saavedra. 2015. Evaluación del stock desovante de merluza del sur, merluza de cola y merluza de tres aletas, Capítulo II – Merluza de cola. FIP N°2013-3. 108 páginas + 57 figuras + 47 tablas + 5Aneox. <http://biblioteca.ifop.cl/ADM/view/4/15002_FIP_2013_13_MCola_00029896.pdf>
- Livingston, M, M. Vignaux & K. Schofield. 1997. Estimating the annual proportion of nonspawning adults in NewZealand hoki, *Macrurus novaezelandiae*. *FisheryBulletin* 95(1): 99-113.

- Machado-Schiaffino, G. A. & E. García-Vázquez, 2011. Population structure of long tailed hake *Macruronus magellanicus* in the Pacific and Atlantic oceans: Implications for fisheries management. Fisheries Research Volumen 111, Issue 3. 164-169.
- MacKenzie, K., Brickle, P., Hemmingsen, W., George-Nascimento, M., 2013. Parasites of hoki, *Macruronus magellanicus*, in the Southwest Atlantic and Southeast Pacific Oceans, with an assessment of their potential value as biological tags. Fish. Res. 145, 1–5.
- McKeown, N., A. Arkhipkin., & P. Shaw. 2015. Integrating genetic and otolith microchemistry data to understand population structure in the Patagonian Hoki (*Macruronus magellanicus*). Fisheries Research 164: 1–7.
- Mercier, A., S. Zhao, B. Sandrine, & J. Hamel. 2011. Lunar Rhythms in the Deep Sea: Evidence from the Reproductive Periodicity of Several Marine Invertebrates. Journal of Biological Rhythms. 26(1): 82-86. DOI: 10.1177/0748730410391948
- Middleton, D., A. Arkhipkin & R. Grzebielec. 2001. The biology and fishery of *Macruronus magellanicus* in Falkland Islands waters. Falkland Islands Fisheries Department, Falkland Islands. Workshop on hoki and southern blue whiting, Chile. En anexo en Payá et al., 2002.
- Niklitchek, E., D. Secor, P. Toledo, X. Valenzuela, L. Cubillos & A. Zuleta. 2014. Nursery systems for Patagonian grenadier off Western Patagonia: large inner sea or narrow continental shelf? ICES Journal of Marine Science. 71(2), 374-390.
- Ojeda, V., F. Cerna, J. Chong, M. Aguayo & I. Payá. 1998. Estudio de crecimiento y construcción de claves talla-edad de merluza de tres aletas y merluza de cola. IFOP-FIP97-15. 131 páginas., 52 figuras, 53 tablas y 1 anexo.
- Olavarría, C., F. Balbontín, R. Bernal & C. Baker. 2006. Lack of divergence in the mitochondrial cytochrome b gene between *Macruronus* species (Pisces: Merlucciidae) in the Southern Hemisphere. New Zealand Journal of Marine and Freshwater Research. 40: 299-304.
- Otero, H., S. Bezzi, R. Perrota, J. Pérez, M. Simonazzi, & M. Renzi. 1981. Los recursos demersales del mar Argentino-. Parte III.- Distribución, estructura de la población, biomasa y rendimiento potencial de la polaca, el bacalao de profundidad, la merluza de cola y del calamar. En Campañas de investigación pesquera realizadas en el mar

argentino por los B/I “Shinkai maru” y “Walter Herwig” y el B/P “Marburd”, años 1978 y 1979. Resultados de la parte argentina. Instituto de Investigación y Desarrollo Pesquero. Serie contribuciones N°383: 28-41.

- Pájaro, M., G. Macchi, L. Machinandiarena & N. Scarlato. 2002. Análisis temporal y espacial del proceso de maduración ovárica de la merluza de cola (*Macruronus magellanicus*). Inf. Téc. INIDEP N°39. 14 pp.
- Pájaro, M., G. Macchi, O. Wöhler & E. Leonarduzzi. 2004. Análisis de la condición de maduración ovárica y talla de primera maduración de merluza de cola (*Macruronus magellanicus*) en el periodo agosto – septiembre de 2003.
- Payá, I. 1992. The diet of patagonian hake *Merluccius australis polylepis* and its daily ration of patagonian grenadier *Macruronus magellanicus*. South African Journal of Marine Science. 12:753-760.
- Payá, I. 2011. Data and parameter review for Chilean hoki stock assessment. CHSAWW2001/ Doc: 4. 22 pp. Instituto de Fomento Pesquero.
- Payá, I. 2014. Investigación del estatus y posibilidades de explotación biológicamente sustentables de los principales recursos pesqueros nacionales año 2015. Merluza de cola, 2015. Subsecretaría de Economía – IFOP. Documento Técnico 2. Informe de estatus y cuota. 108 pp + 6 anexos.
- Payá, I., & N. Ehrhardt. 2005. Comparative sustainability mechanisms of two hake (*Merluccius gayi gayi* and *Merluccius australis*) populations subjected to exploitation in Chile. Bulletin of Marine Science. 76(2): 261-286.
- Payá, I. & C. Canales. 2013. Estatus y posibilidades de explotación biológicamente sustentables de los principales recursos pesqueros nacionales año 2013. Merluza de cola, 2013. Instituto de Fomento Pesquero. 141 páginas + 11 anexos.
- Payá, I., S. Lillo, L. Córdova, A. Paillaman, R. Quiñónez, J. Blanco, R. Céspedes, E. Figueroa e I. Céspedes. 1993. Evaluación directa de la abundancia de recursos demersales en aguas exteriores de la pesquería sur austral. IFOP. 72 páginas, 64 figuras y 20 tablas.
- Payá, I., P. Rubilar, H. Pool, R. Céspedes, H. Reyes, N. Ehrhardt, L. Adasme, H. Hidalgo, 2002. Evaluación de la merluza de cola y merluza tres aletas. IFOP, Informe Final Proyecto FIP 2000-15, 163 pp.

- Punt, A.E., D.K. Hobday & F. Rhonda. 2006. Bayesian hierarchical modelling of maturity-at-length for rock lobsters, *Jasus edwardsii*, off Victoria, Australia. *Marine and Freshwater Research*. 57: 503–511.
- Punt, A.E., D.C. Smith, M. Haddon, S. Russell, G. Tuck & T. Ryan. 2015. Estimating the dynamics of spawning aggregations using biological and fisheries data. *Marine and Freshwater Research*. 67: 342-356
- R Development Core Team. 2009. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, <http://www.R-project.org>.
- Russell, S. & D.C. Smith. 2007. Spawning and reproduction biology of blue grenadier in south-eastern Australia and the winter spawning aggregation off western Tasmania. Final report to Fisheries Research and Development Corporation Project No. 2000/102. Fisheries Research Branch, Fisheries Victoria, Queenscliff. <<http://www.frdc.com.au/Archived-Reports/FRDC%20Projects/2000-102-DLD.pdf>>
- Schuchert, P.C., A. Arkhipkin, & A.E. Koenigb. 2010. Traveling around Cape Horn: Otolith chemistry reveals a mixed stock of Patagonian hoki with separate Atlantic and Pacific spawning grounds. *Fisheries Research* 102 (2010) 80–86.
- Skaug, H.J. & D. Fournier. 2004. Automatic approximation of the marginal likelihood in nonlinear hierarchical models. Otter Research Ltd., Sidney, Canada. 20 p.
- SSPA, 2013. Veda biológica merluza de cola 41°28,6 y 47°LS. Decreto exento N°795 del 12 de Agosto 2013. Subsecretaría de Pesca y Acuicultura. Gobierno de Chile.
- Thorson, J. & C. Minto. Mixed effects: a unifying framework for statistical modelling in fisheries biology. *ICES Journal of Marine Science* (2015), 72(5), 1245–1256. doi:10.1093/icesjms/fsu213.
- Wöhler, O.C. & A.R. Giussi. 2001. La Merluza de Cola (*Macruronus magellanicus*) en el Mar Argentino. Taller Internacional; Evaluación de Stock de Merluza de Cola y Merluza de Tres Aletas. Instituto Nacional de Investigación y Desarrollo Pesquero (INIDEP), Argentina. En anexo en Payá et al., 2002.

- Xu, X., E. Cantoni, J.M. Flemming & C. Field. 2015. Robust state space models for estimating fish stock maturities. *The Canadian Journal of Statistics*. 43(1): 133–150.
- Young, Z., P. Gálvez, H. González, J. Chong & H. Robotham. 1998. Análisis de la pesquería de merluza de cola en la zona sur austral. Informe final (FIP 96-37), IFOP: 96 p.
- Zavatteri, A., A. Giussi, A. Barrutia & V. Abachian. 2016. Estimación del Crecimiento, longitud y edad de primera madurez y mortalidad natural de la merluza de cola (*Macruronus magellanicus*) capturada por la flota del océano Atlántico sudoccidental. Año 2012. INIDEP Inf. Téc. 16. 22 pp.

Anexo 1: Código de modelo de madurez en ADMB_RE.

```
// ----- //  
// HOKI_MAT_RE 1.3 //  
// // //  
// Ignacio Payá, March 2020 //  
// // //  
// Binomial-normal logistic model //  
// // //  
// ----- //
```

TOP_OF_MAIN_SECTION

```
  arrmbssize = 500000000;  
  gradient_structure::set_GRADSTACK_BUFFER_SIZE(1.e7);  
  gradient_structure::set_CMPDIF_BUFFER_SIZE(1.e7);  
  gradient_structure::set_MAX_NVAR_OFFSET(6000);  
  gradient_structure::set_NUM_DEPENDENT_VARIABLES(5000);
```

GLOBALS_SECTION

```
  #include "admodel.h"
```

DATA_SECTION

```
  init_int nyr1;  
  init_vector year1(1,nyr1);  
  init_int nyr2;  
  init_vector year2(1,nyr2);  
  int nyr;  
  !! nyr = nyr1+nyr2;  
  init_int nyt; // Numbers of ramdon effects  
  init_int n; // numbers of rows  
  init_matrix data(1,n,1,6);  
  vector A(1,n);  
  vector Y(1,n);  
  vector L(1,n);  
  vector S(1,n);  
  vector N(1,n);  
  vector B0indx(1,n);  
  int na;  
  !! na = n/2;  
  vector k(1,na);  
  vector MatPropDat(1,na);  
  vector NMat(1,na);  
  vector NT(1,na);  
  number p;
```

number am;

PARAMETER_SECTION

init_bounded_number log_B0_0(-15,0.0000000000000001,1);
init_bounded_number log_B1_0(-15,0.0000000000000001,1);
init_bounded_number log_B0sd(-15,0.0000000000000001,2);
init_bounded_number log_B1sd(-15,0.0000000000000001,2);

random_effects_vector B0(1,nyt,1); // natural scale not log
random_effects_vector B1(1,nyt,1); // natural scale not log

objective_function_value ft

number B0_0;
number B1_0;
number B0_re;
number B1_re;
number B02_re;
number B12_re;
number var0;
number var1;
vector pnc(1,20);
vector nac_lat(1,n);
vector pac_lat(1,n);
vector nac(1,n);
vector pac(1,n);
vector MatProp(1,na);
vector MatProp_lat(1,na);
vector Y_R(1,na);
vector A_R(1,na);
vector L_R(1,na);
sdreport_number L50M;
sdreport_vector L50M_1(1,nyr1);
sdreport_vector L50M_2(1,nyr2);
sdreport_number Range;
sdreport_vector Range_1(1,nyr1);
sdreport_vector Range_2(1,nyr2);
sdreport_vector Lprop(1,20);
vector Prop_L1_1(1,nyr1);
vector Prop_L1_2(1,nyr2);

PRELIMINARY_CALCS_SECTION

Y = column(data,1);
A = column(data,2);

```

L = column(data,3);
S = column(data,4);
N = column(data,5);
B0indx = column(data,6);
for (int j=1; j<=na; j++) {
    int i=j*2;
    NMat(j) = S(i)*N(i);
    NT(j) = N(i)+N(i-1);
    MatPropDat(j) = NMat(j)/NT(j);
}
am=sum(elem_prod(L,N))/sum(N);

```

PROCEDURE_SECTION

```

ft=0.0;
Maturity();
dvariable var0=exp(2.0*log_B0sd);
ft += 0.5 * norm2(B0)/var0;
dvariable var1=exp(2.0*log_B1sd);
ft += 0.5 * norm2(B1)/var1;

```

FUNCTION Maturity

```

B0_0=mfexp(log_B0_0);
B1_0=mfexp(log_B1_0);
L50M= am-B0_0/B1_0;
Range=log(9)/B1_0;
for (int i=1; i<=n; i++)
{
    nac(i)=exp( (B0_0+B0(B0indx(i))) + (B1_0+B1(B0indx(i))) *(L(i)-am) );
    pac(i)=nac(i)/(1+nac(i));
    ft += - N(i) * ( S(i) *log(pac(i)) + (1-S(i)) *log(1. - pac(i)) );
    nac_lat(i)=exp( (B0_0) + (B1_0) *(L(i)-am) );
    pac_lat(i)=nac_lat(i)/(1+nac_lat(i));
}

```

```

for (int i=1; i<=na; i++){
    int l=i*2;
    MatProp(i)= pac(l);
    MatProp_lat(i)=pac_lat(l);
    Y_R(i) = Y(l);
    A_R(i) = A(l);
    L_R(i) = L(l);
}

```

```

for (int i=1; i<=nyr; i++) {

```

```

    if (i<=nyr1) {
        B0_re=B0(i);
        B1_re=B1(i);
        L50M_1(i)= am-( (B0_0+B0_re)/(B1_0 + B1_re) );
        Range_1(i)=log(9)/(B1_0 + B1_re);
        Prop_L1_1(i)=(exp( (B0_0+B0_re) + (B1_0+B1_re) *(10-am) ))/(1+(exp(
(B0_0+B0_re) + (B1_0+B1_re) *(10-am) )));
        ft += 0.5 * square(Prop_L1_1(i)/0.1);
    }
    else {
        B02_re=B0(i);
        B12_re=B1(i);
        L50M_2(i-nyr1)= am-( (B0_0+B02_re)/(B1_0 + B12_re) );
        Range_2(i-nyr1)=log(9)/(B1_0 + B12_re);
        Prop_L1_2(i-nyr1)=(exp( (B0_0+B02_re) + (B1_0+B12_re) *(10-am)
))/(1+(exp( (B0_0+B02_re) + (B1_0+B12_re) *(10-am) )));
        ft += 0.5 * square(Prop_L1_2(i-nyr1)/0.1);
    }
}

int z;
z=0;
for (int i=1; i<=20; i++)
{
    z=z+5;
    pncac(i)=exp( B0_0 + B1_0 *(z-am) );
    Lprop(i)=pncac(i)/(1+pncac(i));
}

```

REPORT_SECTION

```

report << "HOKI_MAT_RE 1.1" << endl;
report << "Binomial-normal logistic model" << endl;
report << " Mean length (am) is calculated not a parameter " << endl;
report << "Ignacio Payá, March 2016" << endl;
report << "" << endl;
report << "" << endl;
report << "# Year1" << endl;
report << year1 << endl;
report << "# Year2" << endl;
report << year2 << endl;
report << "# LOSS" << endl;
report << ft << endl;
report << "# L50M" << endl;
report << L50M << endl;

```

```

report << "# Range" << endl;
report << Range << endl;
report << "# Lprop" << endl;
report << Lprop << endl;
report << "# Mean Age " << endl;
report << am << endl;
report << "# Par B0" << endl;
report << B0 << endl;
report << "# Par B1" << endl;
report << B1 << endl;
report << "# MatPropDat" << endl;
report << MatPropDat << endl;
report << "# MatProp" << endl;
report << MatProp << endl;
report << "# MatProp_lat" << endl;
report << MatProp_lat << endl;
report << "# NT" << endl;
report << NT << endl;
report << "# Y_R" << endl;
report << Y_R << endl;
report << "# A_R" << endl;
report << A_R << endl;
report << "# L_R" << endl;
report << L_R << endl;
report << "# MatPropDat MatProp NT" << endl;
for (int i=1; i<=na;i++)
{
report << MatPropDat(i) <<","<< MatProp(i)<<","<<NT(i)<<endl;
}
report << "# Loss function" << endl;
report << ft << endl;

```

Anexo 2: Código de modelo de IGS diario en TMB.

```
// -----//
// GSI double half exponential      //
//                                  //
// Ignacio Payá C., April 2020      //
//                                  //
// -----//
#include <TMB.hpp>
template<class Type>
  Type objective_function<Type>::operator() ()
{
  DATA_VECTOR(day);
  DATA_FACTOR(year);
  DATA_VECTOR(GSI);
  DATA_VECTOR(day_pred);

  PARAMETER(logsigma);
  // Random error years
  PARAMETER_VECTOR(logsd1);
  PARAMETER_VECTOR(logsd2);
  PARAMETER_VECTOR(logdmax);
  PARAMETER_VECTOR(logescala);
  // Hyper parameter
  PARAMETER(mean_logsd1);
  PARAMETER(sigma_logsd1);
  PARAMETER(mean_logsd2);
  PARAMETER(sigma_logsd2);
  PARAMETER(mean_logdmax);
  PARAMETER(sigma_logdmax);
  PARAMETER(mean_logescala);
  PARAMETER(sigma_logescala);

  Type sigma=exp(logsigma);
  //Type sigma=logsigma;
  // We use log transforms to keep parameters positive
  vector<Type> sd1=exp(logsd1);
  vector<Type> sd2=exp(logsd2);
  vector<Type> dmax=exp(logdmax);
  vector<Type> escala=exp(logescala);
  // Hyperparameters
  Type mean_sd1=exp(mean_logsd1);
  Type mean_sd2=exp(mean_logsd2);
  Type mean_dmax=exp(mean_logdmax);
```

```

Type mean_escal=exp(mean_logescala);

Type sigma_sd1=exp(sigma_logsd1);
Type sigma_sd2=exp(sigma_logsd2);
Type sigma_dmax=exp(sigma_logdmax);
Type sigma_escal=exp(sigma_logescala);

// Loop through each observed days and predict GSI
int N=GSI.size();
vector<Type> GSI_est(N);
vector<Type> logGSI_est(N); // estimateas for each row in log scale
vector<Type> logGSI(N); // data for each row in log scale

for(int i=0; i<N; i++){
    int j=year(i);
    if(day(i)<=dmax(j))
    {
        GSI_est(i)= exp( 1/( pow(sd1(j),2) )*(day(i)-dmax(j)) )*escal(j);
    }
    else{
        GSI_est(i)= exp( 1/(pow(sd2(j),2) )*(dmax(j)-day(i)) )*escal(j);}
        logGSI_est(i)=log(GSI_est(i));
    logGSI(i)=log(GSI(i));
}

// For reporting hyper model by day
int N2=day_pred.size();
vector<Type> GSI_pred(N2); // estimateas for each row in log scale
for(int i=0; i<N2; i++){
    if(day_pred(i)<mean_dmax)
    {
        GSI_pred(i)= exp(1/(pow(mean_sd1,2))*(day_pred(i)-
mean_dmax))*mean_escal;
    }
    else{
        GSI_pred(i)= exp(1/(pow(mean_sd2,2))*(mean_dmax-
day_pred(i)))*mean_escal;}
}

Type nll=0.0;
// negative log-likelihood
// Note: using vector calculations so need to sum them
nll -= dnorm(GSI,GSI_est,sigma,true).sum(); // Likelihood of data
nll -= dnorm(sd1, mean_sd1, sigma_sd1, true).sum(); // Likelihood of logsd1

```

```
nll -= dnorm(sd2, mean_sd2, sigma_sd2, true).sum(); // Likelihood of logsd2
nll -= dnorm(dmax, mean_dmax, sigma_dmax, true).sum(); // Likelihood of
dmax
nll -= dnorm(escala, mean_escala, sigma_escala, true).sum(); // Likelihood of
dmax

// Reporting
ADREPORT(sd1);
ADREPORT(sd2);
ADREPORT(dmax);
ADREPORT(escala);
ADREPORT(GSI_est);
ADREPORT(GSI_pred);

return(nll);
}
```

Anexo 3: Ventajas y desventajas de TMB en comparación con ADMB.

Traducido de la presentación “A comparison between ADMB & TMB” de Kasper Kristensen, Anders Nielsen, Casper W. Berg. 2003. (<http://www.admb-project.org/developers/workshops/reykjavik-2013/TMB.pdf>)

Características de TMB.

1. Paquete R inspirado en ADMB.
2. Combina bibliotecas externas: CppAD, Eigen, CHOLMOD.
3. Desarrollado continuamente desde 2009, ~ 1000 líneas de código.
4. Implementa la aproximación de Laplace para efectos aleatorios.
5. Basado en Plantilla C ++ (“template”).
6. Detección automática de escasez (“sparseness”).
7. Paralelismo a través de BLAS.
8. Plantillas de usuario paralelas.
9. Paralelismo mediante paquete multinúcleo.

Ventajas

1. Tiempos de ejecución rápidos.
2. El uso de bibliotecas externas significa una base de código compacta que está altamente optimizado.
3. Puede manejar problemas dimensionales muy altos (~ 106 Efectos aleatorios).
4. No se necesita ninguna construcción SEPARABLE_FUNCTION, detección completamente automática de escasez (“sparseness”).
5. Integración completa de R: sin necesidad de datos + importación / exportación de resultados.
6. Sin uso de archivos temporales en el disco.

7. Basado en plantillas: no se necesita duplicación de código como para variables `df1b2`, etc.
8. Hessian analítico para efectos fijos.
9. Paralelización de alto nivel con paquete multinúcleo.

Desventajas

1. Tiempos de compilación lentos.
2. Las aplicaciones independientes no son posibles.
3. Menos funcionalidades especializadas integradas (p. Ej. probabilidad de perfil, `sd_report_number`, etc.).
4. Documentación escasa.
5. Depende de bibliotecas externas.