APÉNDICE G

# INFORME DE PESQUERÍA: *DISSOSTICHUS ELEGINOIDES* EN GEORGIA DEL SUR (SUBÁREA 48.3)

# ÍNDICE

	Página
Pormenores de la pesquería	1
Captura notificada (series cronológicas)	1
Distribución de la pesquería	3
Captura INDNR	4
Distribución de tallas de las capturas (series cronológicas)	4
Stocks y áreas	6
Parámetros y datos disponibles	6
CPLIE normalizado	6
Reclutamiento	0
Datas de marcado y recentura	9
Datos de mateado y recaptura	9
	13
Extracciones totales	14
Evaluación del stock	14
Comparación entre CASAL y ASPM	15
Aplicación de la evaluación integrada con el modelo CASAL	
(ver además los documentos WG-FSA-05/16 al 18)	17
Estructura y suposiciones del modelo CASAL	17
Dinámica de las poblaciones	17
Estimación del modelo	18
Suposiciones de las observaciones	18
Error de tratamiento v ponderación de los datos	19
Penalizaciones	19
Priores	19
Selectividad v crecimiento	20
Ejecución del modelo CASAL y pruebas de sensibilidad para el caso base	22
Resultados de las estimaciones de nunto (MPD)	24
Resultados del método MCMC	28
Estimaciones del rendimiento	20
Modelo de producción estructurado por edad (ASPM)	29 30
Descrinción general del modelo	30
Entrada da datas	20
Dates CDUE	20
Dalos CPUE	30
	31
Proporcion de tallas en la captura	32
Datos de marcado y recaptura	32
Datos de reclutamiento de las prospecciones	32
Suposiciones del modelo	33
Resultados del modelo	34
Análisis retrospectivos	38
Análisis de sensibilidad	38
Resultados de la prueba de selectividad del ASPM	40
Estimación del rendimiento	42

Captura secundaria de peces e invertebrados	42
Estimación de las extracciones de la captura secundaria	42
Estimación de la captura liberada al cortar las brazoladas	43
Evaluación del impacto en las poblaciones afectadas	43
Medidas de mitigación	43
Captura incidental de aves y mamíferos marinos	44
Medidas de mitigación	44
de pesca de palangre	44
Efectos en el ecosistema	44
Controles de la pesca para la temporada 2004/05 y asesoramiento para 2005/06	45
Medidas de Conservación	45
Asesoramiento de ordenación	46
Referencias	50

#### INFORME DE PESQUERÍA: *DISSOSTICHUS ELEGINOIDES* EN GEORGIA DEL SUR (SUBÁREA 48.3)

#### 1. Pormenores de la pesquería

#### 1.1 Captura notificada (series cronológicas)

En sus reuniones de 2004, el grupo de trabajo recomendó subdividir la Subárea 48.3 en un área que contenga los stocks de las Islas Georgia del Sur y de las Rocas Cormorán (SGSR) y otras áreas hacia el norte y oeste que no incluyan el stock de SGSR. Dentro del área SGSR, la Comisión definió tres áreas de ordenación (A, B y C) (Medida de Conservación 41-02/A).



Figura 1: Área que contiene el stock de SGSR, con sus tres zonas de ordenación A, B y C.

2. En la temporada 2004/05 se estableció un límite de captura de 0 toneladas para el área A (sin contar las 10 toneladas asignadas a la investigación científica), 915 toneladas para el área B y 2 135 toneladas para el área C, con una captura total para el área SGSR de 3 050 toneladas. La captura total notificada fue de 3 018 toneladas. Un barco de pesca INDNR (*Elqui*) extrajo otras 23 toneladas, y fue detenido por el Reino Unido antes de abrirse la pesquería. Por lo tanto, la extracción total fue de 3 041 toneladas. Las capturas en las áreas A, B y C fueron de 9, 910 y 2 122 toneladas respectivamente.

3. Los límites de cada área en la temporada de pesca 2004/05 fueron establecidos para dirigir parte del esfuerzo de las áreas A y B al área C. La proporción de capturas en las áreas A y B disminuyó de 35% en 2003/04 a 30% en 2004/05.

Temporada	da Pesquería reglamentada			Captura	Extracción total (toneladas)	
	Esfuerzo	D. eleg	ginoides	INDNR	Subárea	Stock de SGSR <sup>1</sup>
	declarado (número de barcos)	Límite de captura (toneladas)	Captura declarada (toneladas)	(toneladas)	48.3	
1984/85	1		521	0	521	521
1985/86	1		733	0	733	733
1986/87	1		1954	0	1954	1954
1987/88	2		876	0	876	876
1988/89	3		7060	144	7204	7204
1989/90	1		6785	437	7222	7222
1990/91	1	2500	1756	1775	3531	3531
1991/92	19	3500	3809	3066	6875	6871
1992/93	18	3350	3020	4019	7039	7039
1993/94	4	1300	658	4780	5438	5438
1994/95	13	2800	3371	1674	5045	4998
1995/96	13	4000	3602	0	3602	3542
1996/97	10	5000	3812	0	3812	3812
1997/98	9	3300	3201	146	3347	3347
1998/99	12	3500	3636	667	4303	4303
1999/00	17	5310	4904	1015	5919	5919
2000/01	16	4500	4047	196	4243	4243
2001/02	17	5820	5742	3	5745	5722
2002/03	19	7810	7528	0	7528	7513
2003/04	16	4420	4497	0	4497	4447
2004/05	8	3050	3018	23	3041	3041

Tabla 1:Historial de la captura de Dissostichus eleginoides en la Subárea 48.3 por temporada de pesca (i.e.<br/>1988/89: 1º de diciembre 1988 al 30 de noviembre 1989). Las áreas de ordenación se definen en la<br/>Medida de Conservación 41-02(2004). Fuente: datos STATLANT y a escala fina hasta 2004,<br/>informes de captura y esfuerzo de 2005, informes de SCIC, WG-FSA-05/6 Rev. 1.

<sup>1</sup> Capturas totales utilizadas tanto en las evaluaciones con los modelos ASPM y CASAL, idénticas a las de la tabla 5.14 de SC-CAMLR-XXIII, anexo 5, excepto por la captura de 2004/05, aunque difieren un poco de una nueva serie de datos de captura calculados por la Secretaría antes de la reunión de 2005. Una pasada de prueba con los datos de captura revisados por la Secretaría reveló diferencias muy pequeñas en la evaluación.

35.5 W

52

# Distribución de la pesquería



1996-1997

48 W













40 W

NWest

43.6 W

Wshag

Shag

37 W

0

East











Figura 2: Distribución de la captura en distintas épocas, graduada según el número de anzuelos calados.
 Wshag – oeste de Rocas Cormorán; Shag – Rocas Cormorán; NWest – noroeste de Georgia del Sur; East – este de Georgia del Sur; South – sur de Georgia del Sur.

# 1.2 Captura INDNR

4. La captura INDNR estimada para la Subárea 48.3 durante la temporada de pesca 2005 fue de 23 toneladas.

# **1.3** Distribución de tallas de las capturas (series cronológicas)

5. La figura 1 muestra los datos de frecuencia de tallas ponderados por la captura. Estos datos no son normalmente estimados para los años 1985–1991 ya que el muestreo realizado en esos años fue muy escaso, recolectándose sólo unos pocos peces (tabla 2). Se cuenta con datos de observación desde 1996. Si bien inicialmente se pescó solamente en aguas profundas (>850m) alrededor de las Rocas Cormorán y de Georgia del Sur, la tendencia cambió abruptamente en 1998 cuando el intervalo de profundidad de pesca fue más amplio e incluyó aguas más someras.

6. Debido a las dificultades experimentadas en el análisis de los datos previos a la temporada 1992/93, el grupo de trabajo pidió que la Secretaría siguiera en contacto con los titulares de los datos para tratar de establecer una serie cronológica fiable de la frecuencia de tallas ponderada por la captura de 1985 a 1992.



Figura 3: Frecuencia de tallas de *Dissostichus eleginoides* ponderada por la captura en la Subárea 48.3, derivada de los datos de observación, en escala fina y STATLANT notificados al 5 de octubre de 2005.

Temporada	Tallas comerciales	Tallas observadas	Número de peces medidos por toneladas de captura
1984/85	83		0.16
1985/86	210		0.29
1986/87			0.00
1987/88			0.00
1988/89			0.00
1989/90	296		0.04
1990/91	112		0.03
1991/92	2 809		0.41
1992/93	3 178		0.45
1993/94	910		0.17
1994/95	6 621		1.32
1995/96	590	10 496	2.96
1996/97	1 946	82 887	21.74
1997/98		81 275	24.28
1998/99		55 074	12.80
1999/00		47 374	8.00
2000/01		74 056	17.49
2001/02		107 592	18.80
2002/03		86 549	11.52
2003/04		51 836	11.66
2004/05		36 000	11.84

Tabla 2:Número de peces medidos en la pesquería (de los datos B2) y por<br/>los observadores. También se muestra la tasa de muestreo<br/>(número de peces muestreados por tonelada de captura).

7. Los datos de la pesca (informes sobre el peso y número de peces capturados) fueron analizados mediante un GLM estándar como el descrito en la sección 3.1. El peso promedio disminuyó de 1992 a 1998, y desde entonces ha aumentado gradualmente.



Figura 4: Peso promedio de la austromerluza capturada calculado mediante un GLM similar al modelo GLM estándar (SC-CAMLR-XXIII, anexo 5, párrafos 5.111 al 5.113), utilizado en la normalización del CPUE de los barcos chilenos que pescaron entre 1 000–1 500 m de profundidad en el sector sur de Georgia del Sur.

# 2. Stocks y áreas

8. Se ha demostrado que existe una diferencia genética entre los peces de la Subárea 48.3 y los de la plataforma patagónica (Área 41 de la FAO). El stock del área SGSR que se encuentra dentro de las áreas de ordenación A, B y C (figura 1), es genéticamente diferente de los peces extraídos en el extremo norte y oeste de la Subárea 48.3.

9. Todas las evaluaciones consideran solamente el stock de SGSR.

# 3. Parámetros y datos disponibles

# 3.1 CPUE normalizado

10. Se actualizaron los análisis del CPUE normalizado con el GLM y el GLMM (con efectos aleatorios del factor barco) (SC-CAMLR-XXIII, anexo 5, párrafo 5.111).

11. La figura 5 muestra que el CPUE ha permanecido relativamente constante entre 2004 y 2005, disminuyendo apenas.



Figura 5: Normalización del CPUE de la pesca de palangre por temporada en la Subárea 48.3 mediante el método GLMM con efectos al azar del factor barco ( $\blacklozenge$ ) y con el método estándar GLM ( $\Delta$ ). Ambas series han sido normalizadas para los barcos chilenos que pescaron entre 1 000 y 1 500 m de profundidad en el sector sur de Georgia del Sur.

12. El año pasado el grupo de trabajo había examinado un GLMM con efectos al azar de la interacción año-área. Esto sugirió que el CPUE en las Rocas Cormorán y en la zona oeste de las Rocas Cormorán había disminuido en los últimos años, mientras que había permanecido constante en Georgia del Sur. Este año el grupo de trabajo ajustó dos modelos distintos de GLMM, con efectos al azar para el barco solamente, a las Rocas Cormorán y a Georgia del Sur. Los resultados confirman que el CPUE había permanecido relativamente constante en Georgia del Sur en años recientes, en comparación con el aumento inicial y descenso posterior observado en las Rocas Cormorán.



- Figura 6: Normalización del CPUE de la pesca de palangre por temporada en las Rocas Cormorán y Georgia del Sur por separado dentro de la Subárea 48.3 mediante el método GLMM, demostrando claramente algunas diferencias desde 1997.
- 13. Las evaluaciones utilizaron el CPUE normalizado con el GLMM.
- Tabla 3:CPUE normalizado calculado durante la reunión con el método del GLMM. La serie utilizada en las<br/>evaluaciones con los modelos ASPM y CASAL fue calculada antes de la reunión con los datos de<br/>captura y esfuerzo disponibles. Esta serie también se muestra a modo de comparación. Una pasada<br/>de prueba con CASAL que utilizó los últimos CPUE normalizados no mostró cambios en las<br/>evaluaciones con CASAL. No se notificaron datos de captura y esfuerzo para la temporada<br/>1989/90.

Temporada de pesca	CPUE estándar utilizado en las evaluaciones	Último CPUE normalizado	Límite superior del IC del 95%	Límite inferior del IC del 95%
1984/85	0.253	0.253	0.612	0.104
1985/86	0.369	0.369	0.881	0.155
1986/87	0.695	0.713	1.714	0.296
1987/88	0.863	0.885	1.731	0.453
1988/89	0.512	0.524	1.038	0.265
1989/90				
1990/91	0.574	0.565	1.111	0.287
1991/92	0.626	0.623	0.759	0.512
1992/93	1.064	1.067	1.295	0.880
1993/94	0.701	0.671	0.823	0.547
1994/95	0.552	0.554	0.666	0.461
1995/96	0.306	0.302	0.363	0.252
1996/97	0.263	0.259	0.310	0.216
1997/98	0.259	0.259	0.311	0.216
1998/99	0.279	0.280	0.336	0.234
1999/00	0.284	0.283	0.339	0.236
2000/01	0.244	0.244	0.293	0.204
2001/02	0.252	0.251	0.300	0.209
2002/03	0.262	0.261	0.312	0.218
2003/04	0.238	0.224	0.269	0.187
2004/05	0.211	0.212	0.255	0.177

14. Al interpretar las tendencias del CPUE, el grupo de trabajo indicó que se habían producido grandes cambios en los factores flota, tiempo de pesca y cobertura de observación en el período 1993–1998. A principios de la década de los 90 la flota estaba compuesta principalmente por barcos rusos, y por barcos chilenos a mediados de la misma. En 1994 la CCRVMA realizó un experimento de merma con cuatro barcos solamente. Entre 1995 y 1997

se favoreció la pesca en el invierno, y la composición de las flotas cambió casi por completo con respecto a los barcos propiamente tal y a las flotas nacionales. De los 13 barcos que pescaron en 1995, sólo uno había participado anteriormente (en la pesca experimental de 1994 solamente; ninguno de estos barcos pescó antes de 1994), y solo dos barcos continuaron pescando después en forma regular. En 1996 el programa de observación internacional produjo su primer conjunto detallado de datos sobre la pesquería (tabla 3); previo a ello solamente se contaba con datos comerciales. Ya en 1998 la pesquería se había estabilizado en términos de la estructura de la flota y la profundidad y temporada de pesca. La figura 7 muestra la distribución de las capturas por temporada y profundidad.



Figura 7: Distribución de capturas por: (a) temporada y (b) zonas de profundidad (sobre y bajo 850 m).

#### 3.2 Reclutamiento

15. El grupo de trabajo no revisó sus estimaciones del reclutamiento con CMIX para la Subárea 48.3. La tabla 4 proporciona las estimaciones CMIX del número por edad y los coeficientes de variación correspondientes, disponibles para su utilización en los modelos de evaluación.

Tabla 4:Datos de las campañas para estudiar el reclutamiento efectuadas en la Subárea 48.3: estimaciones<br/>del número por edad ponderadas por el área y CV entre paréntesis. Los números romanos<br/>diferencian prospecciones múltiples en algunos años.

Edad	3	4	5	6	7
1987	234 761 (0.04)	890 137 (0.34)	1 085 772 (0.16)	73 362 (0.93)	na
1990	83 320 (1.22)	1 106 314 (0.42)	648 050 (0.55)	356 427 (0.45)	143 496 (1.03)
1991	3 605 231 (0.37)	225 789 (0.49)	236 894 (0.56)	1 617 542 (0.75)	2 254 195 (1.07)
1992	525 799 (0.34)	5 957 678 (0.23)	306 371 (0.77)	579 621 (0.41)	na
1994 (i)	1 465 903 (0.31)	1 312 447 (0.48)	1 570 898 (0.43)	92 880 (1.70)	76 727 (0.32)
1994 (ii)	217 924 (1.42)	98 065 (1.59)	1 394 715 (0.20)	14 528 (7.25)	na
1995	824 263 (1.66)	937 955 (0.57)	3 642 190 (0.26)	2 221 056 (0.24)	na
1996	837 148 (0.32)	2 787 619 (0.37)	297 748 (0.80)	1 324 766 (0.41)	293 433 (0.75)
1997 (i)	321 481 (0.71)	671 814 (0.31)	774 853 (0.38)	803 704 (0.50)	746 002 (0.43)
1997 (ii)	95 163 (0.52)	165 501 (1.88)	1 874 304 (0.37)	405 478 (1.65)	910 257 (0.41)
2000	1 134 828 (0.34)	593 478 (0.36)	240 599 (0.72)	324 809 (0.78)	1 951 082 (0.17)

#### 3.3 Datos de marcado y recaptura

16. El documento WG-FSA-04/17 presentó los resultados del programa de marcado y recaptura en la Subárea 48.3. El grupo de trabajo indicó que los documentos adicionales sobre este programa habían sido presentados al WG-FSA-SAM; ellos proporcionaban detalles del estimador modificado de Petersen adaptado para el programa S-plus y un modelo del desplazamiento de austromerluza que fue utilizado para estudiar el sesgo del método, dadas las diferentes distribuciones de los eventos de marcado y recaptura (WG-FSA-SAM-05/6 Rev. 1 y 05/7).

17. En total se han marcado unos 8 000 peces en la Subárea 48.3 desde el comienzo del programa en 2000. El esfuerzo de marcado, pesca y recapturas de este año estuvo bien distribuido en todos los caladeros de pesca explotables de la Subárea 48.3.



Figura 8: Distribución de (a) el esfuerzo de pesca y (b) la recuperación de marcas por año desde el inicio del programa de marcado en la Subárea 48.3, y liberación de marcas en 2005. Véase la figura 2 para la definición de las áreas.

Año de liberación	Este	Noroeste	Sur	Shag	Wshag	Total
2000	37	7		91		135
2001	3	4	16	324		347
2002		99	116	186		401
2003	92		134	129		355
2004	600	319	762	1229	4	2914
2005	1110	793	641	1284	116	3944

Tabla 5: Número de animales marcados y liberados en distintas zonas de la Subárea 48.3.

18. El documento WG-FSA-05/17 analizó el desplazamiento de austromerluza entre las áreas Shag, NWest, East y South (como se define en la figura 2). Un promedio de 5% de los peces marcados salieron de un área en particular en un año. El desplazamiento de los peces de un área a otra se muestra en la tabla 6 para los peces marcados en 2004 y capturados en 2005, junto con el número de peces escaneados.

Tabla 6:Desplazamiento de los peces marcados en 2004 entre las<br/>subdivisiones de la Subárea 48.3.Véase la figura 2 para la<br/>definición de áreas.

Área donde se efectuó el marcado	Área donde se volvió a capturar	Número de peces liberados en 2004	Número de marcas recuperadas en 2005	Número de peces escaneados en 2005
East	East	600	28	149 346
East	NWest		1	
NWest	NWest	319	11	92 107
NWest	South		1	
South	East		2	
South	South	762	26	78 516
Shag	Shag	1 229	24	131 119

19. El grupo de trabajo indicó que había poco movimiento anual de los peces marcados entre las áreas principales alrededor de Georgia del Sur y las Rocas Cormorán, lo que es de suponer dada la baja tasa de movimiento anual de la austromerluza. Recordó el estudio de simulación del desplazamiento de la austromerluza en la Subárea 48.3 descrito en WG-FSA-SAM-5/6 Rev. 1 y encontró que el programa actual de marcado (con los lugares de liberación de los peces marcados, los caladeros de pesca y los lugares donde se les volvió a capturar), probablemente produciría una estimación sin sesgos del tamaño de la población vulnerable, o con un sesgo negativo. Esto se discutió en el informe de WG-FSA-SAM de 2005 (WG-FSA-05/41, párrafos 2.15 y 2.16).

20. El Dr. A. Constable (Australia) comentó que, dado el bajo nivel de intercambio anual, la tasa de recaptura anual dentro de un área podría ayudar enormemente a esclarecer si la estimación de la abundancia del programa de marcado y recaptura contiene sesgos. Cuando se agrupan los datos de recaptura de varias áreas pequeñas sin ponderación para compensar por la diferencia de las tasas de recaptura, se supone que la tasa de recaptura de un área es una estimación de la tasa de recaptura de otras áreas y viceversa, lo que podría introducir un sesgo

en la estimación. El sesgo total de la estimación de la abundancia dependerá de la contribución de los peces examinados para ver si tienen marcas de cada una de las áreas locales en relación con el número total de peces examinados en la región, de tal manera que:

- si la contribución al número total de peces examinados es alta para un área con baja tasa de recaptura, se puede generar un sesgo positivo en la estimación de la abundancia a partir de los datos agrupados; o
- ii) si la contribución de los peces examinados es alta para un área con alta tasa de recaptura, entonces se puede generar un sesgo negativo.

El Dr. G. Kirkwood (RU) indicó que este efecto se había estudiado en el modelo de 21. simulación presentado a WG-FSA-SAM (WG-FSA-SAM-5/06 Rev. 1), y que más aún, este comentario era aplicable a todos los datos de marcado y recaptura, y no sólo a los de la Subárea 48.3. El Dr. Agnew (RU) indicó que la figura 8 muestra que el marcado, la recaptura y el esfuerzo pesquero, están bien distribuidos en todos los caladeros de pesca de Georgia del Sur y las Rocas Cormorán. La tabla 6 muestra que la tasa de recaptura anual (medida como número recuperado/número liberado/número examinado) concuerda entre las varias áreas, con la posible excepción de las Rocas Cormorán. La gran coherencia entre las estimaciones de la biomasa vulnerable a partir de los datos de marcado y recaptura en los dos últimos años de recapturas (2004 y 2005; WG-FSA-05/17) proporcionó pruebas adicionales de que tales sesgos no eran detectables, a pesar de que parte del esfuerzo fue redistribuido desde las Rocas Cormorán a Georgia del Sur de acuerdo a lo decidido el año pasado por la Comisión (párrafo 3). Recordó que este problema ya había sido estudiado el año pasado por el WG-FSA (SC-CAMLR-XXIII, anexo 5, párrafo 5.311) y que no se había detectado un sesgo significativo.

22. En vista de la importancia de los datos de marcado y recaptura para las evaluaciones de muchas áreas, el grupo de trabajo pidió que se investigara más a fondo la posibilidad de que las estimaciones de la abundancia basadas en una agrupación de los datos de marcado y recaptura de todos los experimentos de marcado estuvieran sesgadas.

23. El grupo de trabajo utilizó los datos de marcado y recaptura y el estimador modificado de Petersen para calcular la biomasa vulnerable de la austromerluza en la Subárea 48.3 con dos funciones de selectividad diferentes.

Año de marcado	Año de recaptura	
	2004	2005
2000	1	2
2001	15	4
2002	8	16
2003	23	12
2004		93
Selectividad del caso base con CASAL		
Biomasa vulnerable t	53 926	54 105
Límite inferior del IC	38 827	44 770
Límite superior del IC	69 025	63 441
Selectividad del caso base con ASPM		
Biomasa vulnerable t	53 506	53 377
Límite inferior del IC	38 525	44 167
Límite superior del IC	68 487	62 586

Tabla 7:Resultados del estimador de Petersen de la biomasa<br/>vulnerable con dos funciones de selectividad diferentes.

#### 3.4 Parámetros biológicos

24. La tabla 8 resume los valores de los parámetros utilizados en las evaluaciones CASAL de la Subárea 48.3. Nótese que además de las dos pruebas de selectividad para las curvas de crecimiento mencionadas en la sección 3.1, se acordó que, además del valor del caso base de 0.165 para la tasa de mortalidad natural M, se utilizó una prueba adicional de sensibilidad con un valor menor de M (0.13). Este representa el límite inferior de los valores de M utilizados en la evaluación del año pasado (0.13–0.20). El límite superior se consideró menos probable, dadas las bajas tasas de crecimiento de D. *eleginoides* y los problemas descritos en WG-FSA-05/18 (véase asimismo el apéndice I).

Componente	Parámetro	Crecimiento caso base	Bajo crecimiento $L_{\infty}$	M caso base	Baja M	Todos	Unidad
Mortalidad natural VBGF VBGF VBGF	$egin{array}{c} M \ K \ t_0 \ L_{\infty} \end{array}$	0.165 0.066 0.21 1946	0.165 0.067 -1.49 1528	0.165 0.066 -0.21 1946	0.13 0.066 -0.21 1946	0.5	año <sup>-1</sup> año <sup>-1</sup> año mm
por el marcado Tasa de pérdida de marcas						0.06	marca. año <sup>-1</sup>
Supervivencia inmediata después del marcado Probabilidad de detección da la marca						0.9 1.0	
Razón talla-peso Razón talla-peso Madurez Rango: 0 a madurez total	a' b' $L_{m50}$					2.5E-09 2.8 930 780–1080	mm, kg mm mm
Pendiente de la relación stock-recluta de las eva- luaciones con CASAL <sup>1</sup>	h					0.8	
Pendiente de la relación stock-recluta de las pro- yecciones con GY	h					1.0	
SD del reclutamiento lognormal de las proyecciones con GY y CASAL MPD	$\sigma_{\!R}$					0.8	
SD del reclutamiento lognormal de las proyecciones con CASAL MCMC	$\sigma_{\!R}$					0.7	

 Tabla 8:
 Valores de los parámetros biológicos de Dissostichus eleginoides en la Subárea 48.3.

<sup>1</sup> Las evaluaciones con ASPM han calculado la pendiente del reclutamiento del stock.

#### 3.5 Extracciones totales

25. La tabla 1 presenta las extracciones totales estimadas.

#### 4. Evaluación del stock

26. Se presentaron dos evaluaciones de la pesquería con diferentes estrategias de modelación para ser consideradas. La primera fue una evaluación integrada (IA) con CASAL que utilizó datos de captura, tasas de captura estándar, captura por talla, índices de reclutamiento por edad y datos de marcado. El caso base incluyó dos flotas, cada una con su propia curva de selectividad, y dos estimaciones de capturabilidad obtenidas de la serie cronológica de tasas de captura. La segunda evaluación con un ASPM ampliado (en un cuaderno de trabajo Excel) utilizó datos sobre las capturas, tasas normalizadas de captura y

captura por talla. El caso base del ASPM incluyó una sola flota con dos períodos de diferente selectividad (estimada fuera del modelo) y una sola estimación de la capturabilidad obtenida de la serie cronológica de la captura más una estimación de la pendiente de la curva de reclutamiento. A continuación se presentan más detalles al respecto.

#### 4.1 Comparación entre CASAL y ASPM

27. El grupo de trabajo contó con dos métodos diferentes para evaluar el stock de austromerluza en la Subárea 48.3: CASAL (WG-FSA-05/16) y ASPM (WG-FSA-05/73). Si bien los modelos de la dinámica de poblaciones estructurados por edad de ambos métodos son similares, las suposiciones y la implementación difieren notablemente. El grupo de trabajo acordó que primero deseaba verificar que los dos enfoques producirían estimaciones lo suficientemente similares al ser aplicados a los mismos conjuntos de datos cuando las suposiciones de ambos son lo más parecidas posible sin mayor modificación de los métodos. Si esta comparación resultaba satisfactoria, era razonable entonces atribuir las diferencias de los resultados de las evaluaciones con los dos métodos a diferencias de los datos de entrada y de las suposiciones, y no a diferencias fundamentales en los métodos de evaluación.

28. Se aplicaron ambos métodos a un conjunto pequeño de datos que consistía de:

- la serie completa de la captura
- la serie completa del CPUE normalizado con el GLMM
- los datos de frecuencias de tallas de 1992 a 2005.

Se hicieron las siguientes suposiciones:

- no hay variabilidad interanual del reclutamiento
- la curva de reclutamiento del stock tiene una pendiente fija de 0.8
- funciones fijas de selectividad por edad como se define en WG-FSA-05/73
- un coeficiente único de capturabilidad que relaciona el CPUE a la biomasa vulnerable.

29. La tabla 9 presenta la estimación de la biomasa actual (SSB<sub>2005</sub>) y de la biomasa del stock desovante (SSBB<sub>0</sub>) sin explotar; la figura 9 muestra el ajuste de los datos CPUE para los dos métodos. Si bien hay ligeras diferencias entre las estimaciones y las tendencias del CPUE de los dos métodos, es muy probable que se deban a diferencias menores del ajuste de los datos de CPUE (los errores de observación del GLMM fueron utilizados en CASAL y se estimó el error de tratamiento, pero solamente se utilizaron las estimaciones de punto del GLMM en el ASPM). El grupo de trabajo por lo tanto estuvo de acuerdo en que los dos métodos de evaluación habían producido resultados lo suficientemente similares como para determinar con un grado de confianza razonable que las diferencias obtenidas subsiguientemente en los resultados obedecerían a diferencias en las suposiciones.

Tabla 9:Resultados de comparaciones entre los modelos CASAL y<br/>ASPM. Los resultados de CASAL son estimaciones MPD<br/>con una ponderación iterativa de las muestras de datos de<br/>captura por talla de tamaño efectivo. Los resultados del<br/>ASPM son estimaciones de la máxima verosimilitud que<br/>han sido ajustadas a la captura total, el CPUE normalizado<br/>y la frecuencia de tallas de la captura.

Método	SSB <sub>0</sub> (en toneladas)	SSB <sub>2005</sub> (en toneladas)	SSB <sub>2005</sub> /SSB <sub>0</sub>
ASPM	105 202	57 831	0.55
CASAL	113 647	63 386	0.56





(a)





Figura 9: (a) ajustes a los datos CPUE con ASPM; (b) ajustes a los datos CPUE con CASAL.

#### 4.2 Evaluación integrada con el modelo CASAL (ver además los documentos WG-FSA-05/16 al 18)

#### Estructura y suposiciones del modelo CASAL

#### Dinámica de las poblaciones

30. El modelo de poblaciones CASAL utilizado en la evaluación de la austromerluza en la Subárea 48.3 combinó los factores sexo, una sola área, y tres temporadas. Se definió el ciclo anual como sigue: primera temporada (1º de diciembre al 31 de abril) cuando sólo ocurre el reclutamiento (al comienzo) y la mortalidad natural; la segunda temporada desde comienzos de mayo al final de agosto, incluye la mortalidad natural y por pesca y contiene el período de desove – la mitad de la mortalidad considerada de esa temporada ocurre antes del desove; y la temporada final desde comienzos de septiembre al final de noviembre que completa el ciclo anual donde sólo hay mortalidad natural. Se supuso que en todo momento las proporciones de mortalidad natural y de crecimiento de cada temporada eran equivalentes a la proporción anual representada por el largo de esa temporada. Se ejecutaron los modelos para los años 1985 a 2005, con una estructura de edad inicial sin explotar en equilibrio y una curva de reclutamiento del stock de Beverton-Holt con pendiente fija.

31. Los datos utilizados en el modelo incluyeron la captura registrada, los datos de captura por intervalo de talla (1992–2005), los datos del CPUE normalizado con GLMM, los datos de marcado y recaptura, y las estimaciones del reclutamiento por edad del CMIX a partir de los datos de prospecciones.

32. Los datos de frecuencia de tallas previos a 1995 son muy difíciles de interpretar por la bajísima tasa de muestreo (tabla 2), y porque las unidades de medición de la talla fueron diferentes entre las distintas flotas (algunas con una precisión de un cm, otras de 3 y otras de 5 cm). Las dificultades en calcular la frecuencia de tallas ponderada por la captura representativa para esos años iniciales se explica más o menos en detalle en el documento WG-FSA-05/18, y las estimaciones son muy inciertas para los años anteriores a 1992, no habiendo datos de ningún tipo para la pesquería en 1987, 1988 y 1989. Por lo tanto, la evaluación CASAL utilizó datos de frecuencia de tallas de 1992 a 2005 solamente, además de datos de todas las flotas que pescaron en esos años.

33. Dados los enormes cambios experimentados por esta pesquería entre 1995 y 1998 según se describe en el párrafo 14 (período de pesca, flotas, barcos y distribución de la profundidad de pesca), es muy improbable que la selectividad y capturabilidad de la flota fuera la misma después de dichos cambios (es decir, desde 1998) en comparación con antes de que éstos ocurriesen (es decir, antes de 1997). La evaluación del caso base CASAL por lo tanto supuso que dos flotas habían pescado austromerluza en la Subárea 48.3: la flota inicial de barcos rusos y chilenos que pescó desde 1985 (pero con capturas significativas a partir de 1989) a 1997; y más tarde una flota multinacional de barcos que pescó desde 1998 hasta ahora. La temporada 1997/98 fue escogida como el primer año de la segunda flota por el cambio significativo de la estrategia de pesca de la flota a partir de ese año, cuando se extrajeron peces de menor tamaño en aguas más someras exclusivamente en invierno. Las diferentes prácticas pesqueras entre los dos períodos se reflejan en el marcado cambio de la moda de los datos de frecuencia de talla desde 1992 a 1997 en comparación con lo observado desde 1998 en adelante (figura 6). Desde entonces, la flota ha permanecido muy estable.

34. En consecuencia, en la evaluación de CASAL se utilizó como caso base un modelo de dos flotas, cada una con su propia (estimada) función doble normal de selectividad por edad. La primera flota operó desde 1985 a 1997, y la segunda desde 1998 hasta ahora. Este modelo utilizó dos temporadas y dos flotas para tomar en cuenta el cambio abrupto de las modas de los datos de frecuencia de tallas desde 1992–1997, en comparación con lo observado desde 1998 en adelante. Como alternativa se consideró un modelo con una sola flota y una estimación de la función doble normal de selectividad por edad.

# Estimación del modelo

35. Se hicieron pasadas exploratorias y pruebas de sensibilidad con un análisis bayesiano de estimaciones de punto (MPD: máxima distribución posterior) – similar a una estimación de máxima verosimilitud, pero considerando también los valores esperados de los parámetros de interés en la función objetiva. Se aplicó el modelo CASAL con el método de Monte Carlo con cadenas Markov (MCMC) para obtener una muestra de la distribución de probabilidad posterior de los parámetros (con datos actualizados), para tomar en cuenta la incertidumbre de los parámetros en las pasadas finales. Esto permite explorar a fondo el espacio de los parámetros del modelo, y no solamente los valores más probables de ellos, como es el caso del método de exploración con una MPD.

# Suposiciones de las observaciones

36. Se utilizó una función de verosimilitud multinomial para ajustar los datos de proporción de tallas de la captura para 1992–2005 a la composición de tallas esperada del modelo.

37. Se supuso que los índices CPUE tenían una distribución lognormal en relación con la biomasa vulnerable pronosticada por el modelo a mediados de la temporada de pesca, con una constante q de capturabilidad. El error de observación fue tomado en cuenta al utilizar las estimaciones anuales del CV obtenidas de la normalización con GLMM. También se calculó el CV del error de tratamiento para tomar en cuenta la varianza adicional requerida por el modelo de población en la interpretación del CPUE observado.

38. Los programas de marcado y captura en 2000, 2001, 2002, 2003, y 2004 fueron incorporados al modelo, pero dado el número relativamente bajo de recapturas y la limitada distribución de datos de talla por edad para 2001–2003, solamente se utilizaron los datos de recaptura de 2004 y 2005. Se eliminaron las recapturas ocurridas en el mismo año o temporada para compensar por la mezcla incompleta que podría haber ocurrido en los primeros meses después de la liberación de los peces. El marcado y la recaptura se efectuaron durante la temporada de pesca (temporada 2) y la probabilidad de detección de los peces marcados fue uno. La estimación del número de peces de cada clase de talla que fueron examinados – guardando relación con los datos de recaptura – fue efectuada mediante los datos de biomasa total de la captura, la composición de tallas de la captura y el peso promedio de los peces.

39. Cada año, las frecuencias de tallas de los peces marcados y recapturados fluctuaron entre 20 y 220 cm, en intervalos de 10 cm.

#### Error de tratamiento y ponderación de los datos

40. Además de la estimación del error de tratamiento para las observaciones del CPUE, se investigó el tamaño apropiado y efectivo de la muestra requerida para ponderar los datos de frecuencia de tallas, y el grado de una posible dispersión excesiva observada en la estimación de las poblaciones marcadas. En los dos conjuntos de observaciones se utilizaron fórmulas estándar para calcular estos valores, después de una pasada inicial del modelo con MPD con los valores originales del tamaño y la dispersión de la muestra. Los valores del tamaño efectivo y dispersión de la muestra pronosticados por el ajuste del modelo a los datos pertinentes fueron adoptados, y se realizó una segunda pasada con MPD. Si los nuevos valores del tamaño de la muestra y su dispersión se asemejaban a los calculados con la primera pasada de MPD, se podía concluir que la verosimilitud de todos los conjuntos de datos habían sido ponderados correctamente.

### Penalizaciones

41. El modelo incluyó dos tipos de penalizaciones. En primer lugar, una penalización de la captura impidió que la tasa de captura estimada para un año en particular excediese de un máximo especificado de  $0.4^1$  en las simulaciones de evaluación con CASAL. En segundo lugar, una penalización en el marcado evitó las estimaciones del stock demasiado bajas como para permitir el marcado del número correcto de peces.

#### Priores

42. Un modelo Bayesiano requiere la definición de un valor esperado inicial (prior) y valores límites para restringir la estimación de todos los parámetros ajustables. La tabla 10 muestra la estimación de los parámetros ajustables en las simulaciones con CASAL, junto con sus valores límites y la parametrización de sus priores.

 Tabla 10:
 Parámetros ajustables junto a sus valores límites y priores en las simulaciones de evaluación con CASAL.

Parámetro	Prior	Límite inferior	Límite superior
$B_0$ (SSB prístina)	Log-uniforme	20 000	1e+6
Q	Log-uniforme	1e-8	1e-1
(capturabilidad)			
$A^*$ (máx. sel. edad)	Uniforme	1	50
$s_l$ (desintegración sel. izq.)	Uniforme	0.05	500
$s_r$ (desintegración sel. der.)	Uniforme	0.05	500
CV (CPUE obs.)	Log-uniforme	0.01	10

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> Durante la revisión de estas evaluaciones se indicó que sería más apropiado utilizar una tasa de explotación máxima más elevada (e.g. 1.0) para las evaluaciones que mostraron una disminución máxima de SSB.

#### Selectividad y crecimiento

43. En CASAL, la selectividad de pesca se estima directamente como parte de la evaluación integrada. La selectividad por edad se expresa como una curva con dos distribuciones normales de la siguiente forma:

$$s(a) = 2^{-\frac{(a-m)^2}{l^2}}$$
 si a < m (1)  
 $s(a) = 2^{-\frac{(a-m)^2}{r^2}}$  si a ≥ m

donde s(a) es la selectividad por edad a, m es la edad de máxima selección, l es la tasa de disminución hacia la izquierda, r es la tasa de disminución hacia la derecha. Los datos primarios que conforman estas selectividades son las frecuencias de tallas anuales de la captura y los datos de recaptura por talla. Al pronosticar las frecuencias de tallas anuales de la captura y los datos de recaptura por talla, la curva de selectividad por edad se interpreta mediante la curva de crecimiento especificada, el CV especificado de la talla por edad (otro parámetro de entrada de CASAL) y la dinámica de la población. En consecuencia, hay una interacción fuerte entre la curva de selectividad estimada y la curva de crecimiento supuesta.

44. De manera similar, como fuera indicado por Candy (2005-WG-FSA-SAM-05/13) y en WG-FSA-05/18, los datos de talla por edad de la pesquería comercial también son afectados por la selectividad. En WG-FSA-05/18 se aplicó el método expuesto en WG-FSA-SAM-05/13 para estimar los parámetros de la curva de crecimiento de von Bertalanffy que toman en cuenta los patrones de la selectividad estimados en las evaluaciones CASAL notificadas en WG-FSA-05/16. Éstos fueron revisados durante la reunión y el conjunto de parámetros de la curva de crecimiento obtenidos de esa manera para distintas curvas de selectividad que se muestran en la figura 10.



Figura 10: Curva de crecimiento de von Bertalanffy actual para la Subarea 48.3 y curvas de crecimiento ajustadas a los datos de talla por edad (círculos) de Belchier (2004, WG-FSA-04/86) por el método de mínimos cuadrados ordinarios y corregidas tomando en cuenta la selectividad de acuerdo con la evaluación CASAL del caso base (Sel normal, CV constante).

45. El grupo de trabajo indicó que actualmente no era posible estimar de manera fiable una sola curva de crecimiento corregida de acuerdo con la selectividad para *D. eleginoides* en esta región. Esto se debe, entre otras cosas, a que la función de vulnerabilidad calculada con CASAL es una mezcla de la selectividad y disponibilidad por talla y edad. El resultado dependerá de la contribución de la selectividad por talla a estos parámetros. Otra posible fuente de incertidumbre es la diferencia de crecimiento entre los sexos. Las observaciones de otras áreas indicaron que la austromerluza exhibe dimorfismo sexual en relación con el crecimiento y la madurez.

46. El grupo de trabajo estuvo de acuerdo en que, además de la curva de crecimiento de von Bertalanffy del caso base con parámetros iguales a los utilizados en la evaluación del año pasado ( $L_{\infty} = 194.6$ , K = 0.066 y  $t_0 = -0.21$ ; que a continuación se llamará "caso base"), se debería utilizar la curva de crecimiento estimada por el método de mínimos cuadrados ordinarios aplicado a los datos de Belchier (ignorando el efecto de la selectividad) como prueba adicional en las evaluaciones de esta reunión. Los parámetros de esta curva de crecimiento fueron  $L_{\infty} = 152.8$ , K = 0.067 y  $t_0 = -1.49$  (en adelante llamado "bajo  $L_{\infty}$ ").

47. Se efectuaron pruebas de comprobación cruzadas de los resultados de los datos de marcado mediante los métodos descritos en WG-FSA-05/17. Para los tres años de recaptura 2003, 2004 y 2005 se calculó el número de peces marcados en la población (por talla), dado el tiempo de la liberación del pez marcado, y el crecimiento supuesto del pez desde su liberación, suponiendo que el marcado causa un retraso de 0.5 años en el crecimiento, y que la mortalidad natural es igual a la mortalidad por pesca (estimada de los datos de marcado en WG-FSA-05/18). Se supuso que los peces marcados estarían distribuidos uniformemente con

respecto a la talla, y que la probabilidad de captura sería igual para todos los peces de una talla dada. La figura 11 muestra que la recuperación de marcas según la talla sigue el perfil de selectividad determinado por CASAL y otros métodos de evaluación, y depende del modelo de crecimiento utilizado (véase el texto anterior).



Figura 11: Funciones de selectividad para la Subárea 48.3: se presentan dos selectividades derivadas de CASAL con los parámetros de crecimiento actuales de Georgia del Sur (CCAMLR  $L_{\infty}$  tag,  $L_{\infty}$  194.5 cm), asociadas con el caso base y con pasadas de una flota solamente, con la selectividad ASPM (WG-FSA-05/73) y con la selectividad derivada del marcado ( $\Delta$ ). La selectividad de CASAL y la selectividad derivada de los datos de marcado ( $\circ$ ) han sido ampliadas con los parámetros de crecimiento de cuadrados mínimos ordinarios ( $L_{\infty}$  = 152.8 cm).

48. El Dr. Constable indicó que el grupo de trabajo siempre había supuesto que la captura con palangres tenía una alta proporción de peces maduros. La talla de madurez (tabla 8) combinada con las funciones de selectividad y las curvas de crecimiento correspondientes indican que el caso base de CASAL extraería más que nada peces juveniles mientras que con un bajo  $L_{\infty}$  la captura comprendería una mayor proporción de peces maduros. Dado que el último caso parece coincidir con las suposiciones previas del grupo de trabajo, el Dr. Constable propuso que, de ser necesario, se utilicen los análisis de la proporción de peces maduros.

#### Ejecución del modelo CASAL y pruebas de sensibilidad para el caso base

49. Para la evaluación efectuada con el modelo CASAL, el caso base comprendía dos flotas, un ajuste del CPUE normalizado con el GLMM, datos de captura por talla, datos de prospecciones de reclutamiento y datos de marcado y recaptura (caso base). El grupo de trabajo identificó otros tres modelos como pruebas de sensibilidad:

- i) evaluación con una flota (flota única);
- ii) evaluación con dos flotas, con otra curva de crecimiento derivada del ajuste de los datos de talla por edad con el método de los mínimos cuadrados ordinarios (bajo  $L_{\infty}$ );

iii) evaluación de dos flotas, con mortalidad natural más baja, M = 0.13 (baja M).

50. Un problema importante en la evaluación con el modelo CASAL fue cómo tratar la variabilidad interanual del reclutamiento, cuya estimación es una opción en CASAL. Las cuestiones importantes son la cantidad de información sobre la variabilidad del reclutamiento en los distintos conjuntos de datos y la uniformidad de su estimación.

51. En principio, la fuente principal de información sobre el reclutamiento anual proviene de los datos de prospecciones para estimar el reclutamiento, pero las estimaciones de densidad por edad derivadas del CMIX muestran que hay pocas (si es que las hay) cohortes reclutadas de las clases de menor edad. El ajuste fue particularmente malo cuando se incluyeron las estimaciones de talla por edad de los datos de prospección en la evaluación CASAL del caso base, y la serie estimada de reclutamiento anual fue casi idéntica a la estimada cuando se omitieron del cálculo los datos de prospección. El mismo efecto fue observado aún cuando se dio una alta ponderación a los datos de reclutamiento de la prospección en la evaluación (mediante la reducción artificial y substancial del CV del error de la observación). Esto significa que los datos del reclutamiento anual provenientes de las prospecciones no son útiles en el contexto de la evaluación integrada.

52. Los otros datos que podrían afectar la variabilidad del reclutamiento son los datos de frecuencia de tallas de la captura y el CPUE. Los datos de frecuencia de tallas de la captura han demostrado ser muy estables, especialmente en los últimos años, y no exhiben indicios de que las clases anuales de la población explotable hayan cambiado. En el pasado los datos CPUE mostraron una alta variabilidad, aunque también están sujetos a un error de observación considerable y es muy improbable que cualquier variación sea causada por una variación del reclutamiento. Por el contrario, los datos de CPUE en los últimos años tienen un error de observación bajo y son muy estables, lo que estaría reiterando que el reclutamiento no ha variado.

53. Resulta claro que los datos utilizados en estas simulaciones con CASAL no contienen información sobre la variabilidad del reclutamiento, lo que no necesariamente quiere decir que el reclutamiento no varió. Es posible que la pesquería cambie sutilmente la forma en que opera cada año, de manera que no se observa variación del reclutamiento. Por ejemplo, algunas consideraciones operacionales podrían generar una variación en el CPUE y en la estructura de tallas de la captura que no se relaciona con las características del stock (WG-FSA-05/4, párrafo 2.10). En estas circunstancias, el modelo no dispondrá de suficientes datos como para simular todas las relaciones entre los parámetros, y la magnitud de los mismos, uno de los cuales podría ser la variabilidad del reclutamiento.

54. Las pruebas en las cuales se varió la ponderación dada a los datos CPUE en relación con la ponderación dada a todas las otras observaciones, revelaron que las tendencias del reclutamiento anual estimadas varían marcadamente con la ponderación relativa del CPUE. Cuando se dio una alta ponderación relativa a los datos de CPUE, se arreglaron las varianzas del reclutamiento estimadas de manera que brindaran el mejor ajuste posible a los datos del CPUE, se obtuvo un ajuste mucho peor para los otros conjuntos de datos. De hecho, el modelo estaba ajustando minuciosamente el reclutamiento entre años para proporcionar el mejor ajuste posible al CPUE. Cuando se disminuyó la ponderación de los datos CPUE, se estimó una serie de reclutamiento diferente, obteniéndose entonces un ajuste levemente mejor a las otras observaciones en el modelo. Este comportamiento, cuando las fuentes de los datos casi no muestran indicios de una variabilidad del reclutamiento, demuestra claramente que el

modelo tiene demasiados parámetros, donde los parámetros adicionales estimables representados por las variaciones del reclutamiento son utilizados simplemente para refinar la calidad del ajuste dependiendo de la ponderación relativa de las observaciones, y no para obtener una representación coherente de la variación anual del reclutamiento. Por lo tanto, no se incluyeron variaciones históricas del reclutamiento en las pasadas de evaluación del caso base ni en las pruebas de sensibilidad con el modelo CASAL. El modelo estimó directamente el reclutamiento del stock inicial y su variabilidad mediante la curva de reclutamiento del stock pero tomando en cuenta la incertidumbre de los parámetros de esta relación, que está implícita en las simulaciones del método MCMC.

#### Resultados de las estimaciones de punto (MPD)

55. Aún cuando se realizaron las simulaciones MCMC, en aras de la claridad se resumieron los ajustes de cada uno de las cuatro simulaciones CASAL propuestas en relación con las estimaciones de punto de las pasadas MPD. La tabla 11 muestra los valores de los parámetros principales calculados para las cuatro pasadas y sus respectivos BIC (criterio de información Bayesiano), que son interpretados de manera muy similar al criterio de información de Akaike (AIC): el modelo que minimiza el BIC o el AIC es el más probable. Si bien la evaluación del caso base tiene el menor valor de BIC, nada hay que indique que es un modelo mejor que los otros modelos considerados.

Tabla 11: Revisión de los valores estimados de los parámetros para las cuatro simulaciones con CASAL, utilizando los resultados de la estimación MPD. BIC – Criterio de información bayesiano.

Modelo	BIC	B <sub>0</sub> (toneladas)	Parámetros de la selectividad 1 (ver primera ecuación)	Parámetros de la selectividad 2 (ver segunda ecuación)	CV del error de tratamiento (CPUE)
Caso base	774.32	176 969	9.21, 2.17, 4.53	6.95, 0.74, 3.9	0.39
Bajo $L_{\infty}$	777.91	70 372	12.4, 3.22, 13.8	8.1, 1.07, 12.5	0.36
Bajo $M$	782.4	266 953	9.02, 2.2, 4.27	6.92, 0.76, 3.8	0.39
Una flota	785.9	163 986	7.74, 1.4, 5.35	N/A	0.46

56. Las estimaciones de q en la evaluación del caso base para las flotas iniciales y finales fueron de 0.0080 y 0.0051 respectivamente.

57. Las pruebas de diagnóstico y la bondad del ajuste conseguidos para el modelo del caso base se muestran en las figuras 12 a la 16.



Figura 12: Curvas de selectividad estimadas en el modelo del caso base.



Figura 13: Ajuste a la serie del CPUE de la flota inicial, modelo del caso base.



Figura 14: Ajuste a la serie del CPUE de la segunda flota, modelo del caso base.



Figura 15: Ajuste de los datos de frecuencia de tallas en la captura de la flota inicial, modelo del caso base.



Figura 16: Ajuste de los datos de frecuencia de tallas en la captura de la segunda flota, modelo del caso base.

58. Las trayectorias del stock se muestran en la figura 17.



Figura 17: Trayectorias del stock para el ajuste del caso base con CASAL.

59. Como se puede apreciar, se consiguen ajustes excelentes a todos los conjuntos de datos, excepto los datos de CPUE de la primera flota, donde el ajuste es malo y se estima que el error de tratamiento tiene un CV de 0.4. La calidad del ajuste, sin embargo, debe ser juzgada en relación con el elevado error de observación para la mayor parte de esta serie de datos (figura 5).

60. Todas las simulaciones con dos flotas tuvieron ajustes muy similares a los datos. La simulación de una flota aparentemente no se ajusta tan bien a los datos de frecuencia de tallas.

61. Las diferentes simulaciones estimaron funciones similares de selectividad por edad para el caso base, para una baja M y para una flota, mientras que se obtuvo una selectividad por edad mucho más amplia para un bajo  $L_{\infty}$ . Esto último era de esperar dada la reducción del índice de la talla por edad de los peces mayores de 5 años y la necesidad de efectuar un ajuste a los mismos datos de frecuencias de tallas (véase la figura 11).

### Resultados del método MCMC

62. Debido al tiempo que toma una pasada completa de MCMC (unas 27 horas en un ordenador de alta capacidad para estos modelos CASAL), se utilizó el algoritmo estándar CASAL MCMC para el caso base de dos flotas solamente. Durante la reunión no se dispuso de tiempo suficiente como para completar pasadas similares para las otras opciones. Para los otros tres casos, se utilizó una aproximación bien definida, con datos provenientes de los resultados de las pasadas CASAL MPD. La distribución posterior de la probabilidad puede ser representada de manera aproximada con una distribución normal multivariante, con el promedio definido por la moda de la distribución posterior, y la varianza definida por la matriz de covarianza alcanzada con el proceso de minimización. Si las estimaciones del algoritmo de minimización son buenas, esta aproximación está bien definida y guarda relación con los métodos más lentos de MCMC, dando rápidamente una muestra de MCMC con la misma moda de distribución posterior y estructura similar de la varianza y covarianza a la de la distribución posterior de interés. La precisión del método con una distribución normal multivariante se evaluó repitiendo la pasada del caso base MCMC con esta aproximación. La aproximación con una distribución normal multivariante estimó una mediana de SSB<sub>0</sub> igual a 176 043 toneladas con un intervalo de confianza de 95% (152 848-198 608 toneladas). La mayor discrepancia (3%) se encuentra en los residuales.

63. Para la pasada CASAL MCMC, las pruebas de convergencia descritas en WG-FSA-05/16 indicaron que ésta convergencia había sido satisfactoria. La mediana y el intervalo de confianza del 95% para las cuatro simulaciones con CASAL se presentan en la tabla 12.

Tabla 12: Mediana e intervalos de confianza del 95% (en toneladas) para la SSB inicial en equilibrio (B<sub>0</sub>), la SSB actual (B<sub>2005</sub>), la razón entre la SSB actual e inicial (B<sub>2005</sub>/B<sub>0</sub>), la biomasa vulnerable inicial (VB<sub>0</sub>) y la biomasa vulnerable actual (VB<sub>2005</sub>) para cada uno de los modelos CASAL.

Modelo	$B_0$ (miles)	B <sub>2005</sub> (miles)	$B_{2005}/B_0$	$VB_0$ (miles)	$VB_{2005}$ (miles)
Caso base	177.3 (157.7–202.1)	124.0 (104.6–148.7)	0.69 (0.66-0.74)	61.9 (55.1–70.6)	47.2 (40.2–56.1)
Bajo $L_\infty$	70.3 (61.8–77.9)	35.6 (27.3–43.5)	0.51 (0.44–0.56)	83.3 (72.4–97.2)	53.2 (43.6-64.9)
Bajo M	267.3 (235.1–300.4)	197.2 (163.9–229.9)	0.74 (0.71-0.76)	64.8 (56.9–72.8)	49.7 (41.6–57.7)
Una flota	163.8 (139.9–188.4)	108.6 (84.6–133.5)	0.67 (0.61–0.71)	81.8 (69.6–94.9)	61.1 (48.8–74.7)

# Estimaciones del rendimiento

64. CASAL permite proyectar la dinámica histórica del stock a futuro, para una variedad de situaciones diferentes. Una proyección con una captura constante permite calcular el rendimiento a largo plazo que satisface los criterios de decisión de la CCRVMA. El rendimiento a largo plazo es el rendimiento mínimo,  $\gamma$ , que:

- i) da una probabilidad mayor de 0.5 de que la biomasa del stock desovante sea mayor del 50% de su nivel inicial en equilibrio después de 35 años;
- ii) nunca permite que la trayectoria de SSB descienda a menos del 20% de su equilibrio inicial más del 10% de las veces.

65. Las estimaciones del rendimiento a largo plazo basadas en los resultados de las cuatro evaluaciones CASAL son más fáciles de efectuar cuando se usa este modelo en la proyección a futuro. Esto se puede hacer de dos maneras. El primer método de proyección utiliza estimaciones de punto que seleccionan al azar el reclutamiento histórico y futuro (sobre la base de una desviación lognormal especificada por el usuario) para introducir más incertidumbre en la interpretación de la dinámica futura. El segundo método de proyección utiliza directamente la muestra MCMC. En este método de proyección, cada elemento en la cadena Markov produce una trayectoria histórica y futura del stock. Se puede aumentar la incertidumbre en este proceso de proyección, volviendo a definir una función adecuada para la desviación estocástica del reclutamiento. Dada la falta de una estimación coherente de la magnitud de la variación del reclutamiento en los stocks evaluados, se acordó:

- Aplicar una desviación lognormal del reclutamiento, con una desviación estándar de 0.8, para las proyecciones que utilizan el método de proyección MPD CASAL o el GYM;
- ii) Aplicar una desviación lognormal del reclutamiento, con una desviación estándar de 0.7, para las proyecciones MCMC.

66. La razón del menor valor de la desviación estándar del reclutamiento obtenido en las proyecciones MCMC se debe a que la incertidumbre paramétrica es parte integral del proceso, y la menor variabilidad del reclutamiento de la proyección toma esto en cuenta.

67. El año pasado se utilizó el GYM para estimar el rendimiento a largo plazo correspondiente a las estimaciones de la biomasa vulnerable derivada de los datos de marcado. El reclutamiento promedio fue ajustado de manera que la mediana de la biomasa vulnerable actual del GYM coincidiera con la estimación de los datos de marcado. El grupo de trabajo determinó que el GYM podía producir tendencias históricas de la SSB o de la biomasa vulnerable muy similares a las del ajuste con el modelo CASAL, pero no de ambas. En consecuencia, se realizaron dos conjuntos de estimaciones con el GYM, haciéndose coincidir las estimaciones de la mediana de la SSB actual o las de la biomasa vulnerable del GY con las respectivas estimaciones CASAL<sup>2</sup>.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> En la práctica, el GYM fue aplicado a cada pasada utilizando una SB<sub>2005</sub> muy similar a la estimación SB<sub>2005</sub> de CASAL; se calculó la mediana de la biomasa del stock desovante, la mediana de la biomasa vulnerable y el rendimiento. Este rendimiento fue ajustado proporcionalmente de manera que la SB<sub>2005</sub> o la VB<sub>2005</sub> de las pasadas con el GYM coincidiesen exactamente con las estimaciones de CASAL.

68. La tabla 13 muestra las estimaciones del rendimiento a largo plazo resultantes. La proyección del GYM produce rendimientos similares a los obtenidos de la proyección MCMC, especialmente cuando se hace coincidir con la SSB actual.

Tabla 13:Rendimientos a largo plazo (en toneladas) que cumplen con los criterios de decisión de la<br/>CCRVMA, para cada una de las pasadas de evaluación CASAL, utilizando las proyecciones MPD y<br/>MCMC CASAL, y los dos modelos de GY.

Modelo	Proyección MPD	Proyección MCMC	Proyección GYM que coincide con la SSB actual	Proyección GYM que coincide con la biomasa vulnerable actual
Caso base	5573	5629	5590	6128
Bajo $L_\infty$	3315	3407	3030	3207
Bajo M	5794	5876	6055	6709
Una flota	5371	5428	5434	6643

#### 4.3 Modelo de producción estructurado por edad (ASPM)

#### Descripción general del modelo

69. El ASPM es una aplicación de la versión utilizada en la plataforma patagónica. Fue derivado de aquel utilizado por Brandão y Butterworth (2003, 2004) para evaluar la biomasa de *D. eleginoides* en las Islas Príncipe Eduardo y modificado para acomodar la variabilidad del reclutamiento y el ajuste de las capturas. La formulación general del modelo se describe en WG-FSA 05/73.

#### Entrada de datos

#### Datos CPUE

70. El modelo del caso base aplicado comprendió una sola área y una sola pesquería. Los valores de CPUE correspondientes a los años 1993–1995 no fueron incluidos en el ajuste del caso base porque se estimó que no eran representativos de la abundancia de la austromerluza. Este tema se detalla en WG-FSA-05/73 y WG-FSA-SAM 05.

71. Las series normalizadas de CPUE del GLM y GLMM muestran una tendencia inicial positiva en el período 1985–1987 y una leve tendencia negativa entre 1988 y 1991 (figura 5). Después, los valores de CPUE aumentan de 1992 a 1993 y disminuyen rápidamente de 1993–1996. Finalmente, el CPUE muestra una tendencia relativamente estable hasta 2005, más evidente en las series CPUE del GLMM.

72. Como se ha descrito en documentos anteriores, es muy posible que la tendencia positiva inicial del CPUE se deba a la inexperiencia de la flota en localizar los principales caladeros de pesca de austromerluza, como es habitual en la etapa inicial de una pesquería nueva. Por lo tanto, la leve tendencia negativa del segundo período (1988-1992) podría ser más indicativa de la densidad de los peces en los caladeros prospectados. La marcada

variación subsiguiente observada en el CPUE entre 1992 y 1996 podría deberse a otras razones. Agnew et al. (2004 - WG-FSA-SAM-04/17) mencionan posibles cambios de los caladeros o de la profundidad de pesca, cambios en el comportamiento de la flota debido a la presencia de observadores internacionales a bordo desde 1994, errores en la estimación del esfuerzo (subestimación) en los primeros años, errores en la estimación del CPUE normalizado debido a cambios de las flotas en ese período, o que no se ha tomado debida cuenta de la pesca INDNR entre 1995 y 1996. Todos estos factores, en forma individual o conjunta, pueden afectar la estimación de CPUE, haciendo que los valores normalizados no sean representativos de la abundancia de la austromerluza. Se consideró por lo tanto que el aumento del CPUE entre 1992 y 1993 podría ser indicativo de una mayor disponibilidad de austromerluza para la flota, y no de un cambio real en la abundancia. Asimismo, no se puede considerar que un cambio súbito en el reclutamiento pueda haber causado el valor más alto de CPUE observado, ya que no es posible atribuir este efecto a una o dos clases de edad. Esta consideración surge del hecho que en una población compuesta de por lo menos 35 clases anuales, la contribución relativa al reclutamiento de una clase de edad sería absorbida por las otras 34 clases de edad. Además, si una o dos clases anuales sucesivas y excepcionalmente abundantes son incorporadas a la población explotable, esto sería observable claramente en la estructura de tallas de la captura, sin embargo, esto no se ha observado en ningún año.

73. Por otro lado, la disminución significativa del CPUE en el período 1993-1996 difícilmente podría atribuirse al volumen de la extracción total, porque con niveles similares de extracción, el CPUE aumentó ligeramente en 1992-1993.

74. En estas circunstancias, la mejor indicación de la abundancia la dan los períodos iniciales y finales de la serie de CPUE normalizado, como se mencionó en el informe del año pasado de WG-FSA (SC-CAMLR-XXIII, anexo 5). En las series del CPUE estimadas en esta reunión, los valores correspondientes al período de 1993-1995 aparentemente son anómalos. Se concluyó por lo tanto que los datos anuales de CPUE entre 1993 y 1995 no pueden ser considerados como indicativos de la abundancia de la austromerluza en la Subárea 48.3 de la CCRVMA. En consecuencia, se decidió utilizar los datos de CPUE de 1987–1992 y 1996–2005 normalizados con el GLMM para refinar el modelo del caso base.

# Selectividad por edad

75. La selectividad se simuló mediante la función de Brandão y Butterworth (2003, 2004), modificada para incluir un parámetro asintótico. Se calcularon curvas de selectividad separadamente para la pesca en aguas someras y profundas, las que fueron aplicadas como corresponde a las profundidades de pesca de la pesquería descrita en WG-FSA-SAM-04/17. La curva para aguas someras fue aplicada a los períodos de 1985 a 1988 y 1997 a 2005 y la correspondiente a aguas profundas al período entre 1989 y 1996. La lógica del ajuste de las funciones de selectividad también se presenta en WG-FSA-O5/73 y WG-FSA-SAM 05.

76. Para derivar las curvas de selectividad se supuso que en el equilibrio (antes de la pesca), la estructura de tallas del stock es estable e independiente de la abundancia total. Sabiendo cuál es esta estructura, se estimó la selectividad correspondiente a la proporción de tallas observada en las capturas. La composición de tallas observada en la captura fue similar durante los primeros cuatro años de la pesquería, cuando las capturas no fueron abundantes (870 toneladas año<sup>-1</sup>) y por lo tanto se aplicó la misma curva de selectividad. Teniendo en

mente estas capturas relativamente bajas, cuando la pesquería se trasladó de aguas someras a profundas en 1989 (WG-FSA-SAM-04/17) se estimó una nueva curva de selectividad que fue utilizada suponiendo que el stock permanece en equilibrio, o está muy próximo a ello. Por lo tanto, se utilizaron dos funciones de selectividad dependiendo de la profundidad de la pesquería (aguas profundas o someras) (figura 18). Las curvas de selectividad utilizadas anteriormente por el WG-FSA también se muestran en la figura 18 a modo de comparación.



Figura 18: Selectividad por edad utilizada en la aplicación actual del ASPM y selectividades utilizadas previamente por el WG-FSA.

#### Proporción de tallas en la captura

77. Los datos de la proporción de tallas en la captura fueron proporcionados por la Secretaría para el período 1993–2005; los datos de años anteriores correspondieron al conjunto utilizado por Agnew y Kirkwood (2004 – WG-FSA-04/82). Los datos fueron agrupados en intervalos de 4 cm desde 48 a 156 cm.

#### Datos de marcado y recaptura

78. No se incluyeron datos de marcado en el ajuste del modelo porque esta aplicación no ha sido adaptada para ello. Se espera modificar el modelo a fin de incluir este tipo de datos en el futuro.

#### Datos de reclutamiento de las prospecciones

79. No se incluyeron las estimaciones del reclutamiento de las prospecciones de arrastre de fondo en el ajuste del modelo ya que su diseño y el número de estaciones prospectadas en Georgia del Sur no produjeron estimaciones fiables del reclutamiento de la austromerluza (WG-FSA-04/82). La serie de reclutamiento de las prospecciones se presenta solamente a modo de comparación.

#### Suposiciones del modelo

- 80. i) Las capturas se miden con error. En este caso, el modelo estima las capturas calculando las tasas anuales de captura que coincidirían con las capturas observadas.
  - La selectividad por edad es un vector de entrada de los parámetros fijos de este modelo. La selectividad de los peces de mayor edad se considera como una constante (0.16 y 0.15) en los dos conjuntos de selectividad utilizados para ajustar el modelo.
  - iii) El reclutamiento es variable, dependiendo de la SSB y del ajuste de los parámetros *h* (pendiente de la curva de reclutamiento del stock) y  $\varepsilon_y$  (vector de la variabilidad anual del reclutamiento).
  - iv) El coeficiente de capturabilidad constante (q) para el índice CPUE fue estimado analíticamente de la siguiente ecuación:

$$\ln q = \frac{1}{n} \sum_{y=1,}^{n} \ln \left( CPUE_{y}^{obs} / VB_{y} \right)$$

donde n es el número de años con datos disponibles de CPUE, y VBy es la biomasa vulnerable.

- v) Se minimizó la función objetiva (incluido el CPUE, las capturas anuales y las proporciones de tallas en las capturas) suponiendo errores lognormales, variando los parámetros:  $B_0$ ,  $F_y$ , (y = 1984, 2005), h (pendiente de la curva de reclutamiento del stock), el vector de la variabilidad anual del reclutamiento  $\varepsilon_y$ , y el parámetro  $\psi$ , relacionado con la desviación estándar de los datos de talla por edad.
- vi) La estimación de la varianza y de los intervalos de confianza se hizo con un método paramétrico bootstrap, generando valores al azar de  $\varphi_y$ , con  $\varphi_y \approx N(0, \sigma^2)$ , donde  $\tilde{I}_y = \hat{I}_y e^{\varphi y}$ , y  $\hat{I}_y$  i es el valor estimado por el modelo del índice I.  $\hat{\sigma}^2$  es la varianza estimada de los residuales del modelo de regresión lineal  $\ln(I_y) = \ln(\hat{I}) + \varphi_y$ . Este método permite generar nuevos valores para los índices. El modelo se ajusta para cada pasada y se obtienen nuevas estimaciones de todos los parámetros. Luego se calculan las estadísticas básicas para cada parámetro. Los intervalos de confianza se calcularon como percentiles.

81. Los valores de entrada de los parámetros fijos utilizados en el modelo del caso base se presentan en la tabla 14.

Parámetros	Valores
Captura anual (toneladas) (1984–2004)	268; 521; 733; 1954; 876; 7204; 7222; 3531; 6875; 7039; 5438; 5045; 3602; 3812; 3347; 4303; 5919; 4243; 5747; 7534; 4482; 3041
Estructura por edad (edad de reclutamiento más la acumulación de clases)	1; 35
Mortalidad natural (mín, máx, promedio)	0.13, 0.2, 0.165
VBGF ( $L_{\infty}$ , K, $t_0$ )	194.6; 0.066; -0.21
Razón talla-peso $(a, b)$	0.000025; 2.8
Madurez por edad (1 a 35+)	0.00; 0.00; 0.00; 0.00; 0.00; 0.00; 0.00; 0.03; 0.34;
	0.91; 1.00; 1.00; 1.00; 1.00; 1.00; 1.00; 1.00; 1.00;
	1.00; 1.00; 1.00; 1.00; 1.00; 1.00; 1.00; 1.00; 1.00;
	1.00; 1.00; 1.00; 1.00; 1.00; 1.00; 1.00; 1.00
CPUE estándar (GLMM) 1987–2005	Véase la tabla 3, columna 1.
Vulnerabilidad (1985–1988; 1997–2005)	0.000; 0.000; 0.000; 0.000; 0.001; 0.602; 0.849,
edades 1 a 35+	1.000, 0.842; 0.491; 0.319; 0.237; 0.199; 0.181;
	0.172; 0.168; 0.166; 0.165; 0.165; 0.165; 0.165;
	0.165; 0.165; 0.165; 0.165; 0.165; 0.165; 0.165;
	0.165; 0.165; 0.165; 0.165; 0.165; 0.165; 0.165
Vulnerabilidad (1989–1996) edades 1 a 35+	0.000; 0.000; 0.000; 0.000; 0.045; 0.112; 0.259;
	0.496; 0.746; 0.916; 1.000; 0.803; 0.434; 0.274;
	0.206; 0.177; 0.164; 0.159; 0.157; 0.156; 0.156;
	0.156; 0.156; 0.156; 0.156; 0.156; 0.156; 0.156;
	0.156; 0.156; 0.156; 0.156; 0.156; 0.156; 0.156

Tabla 14:Valores de los parámetros de Dissostichus eleginoides utilizados en la evaluación del caso base con<br/>ASPM para la Subárea 48.3.

#### Resultados del modelo

82. El modelo muestra una buena concordancia entre el CPUE pronosticado y observado, las capturas anuales y la proporción de tallas en la captura, como lo indican las figuras 19 a la 23. Hasta 1996, el ajuste de la proporción de tallas en la captura fue razonable, pero desde 1997 a 2005 se obtuvo un error sistemático creciente, lo que sugiere que en los últimos años la abundancia ha sido subestimada (figura 23).



Figura 19: Ajuste del modelo a los índices CPUE. Figura 20:

Ajuste del modelo a las capturas observadas.



Figura 21: Residuales del ajuste del CPUE al modelo



Figura 22: Residuales del ajuste de la captura observada por el modelo.



Figura 23: Proporción de tallas observada (línea punteada) y prevista (línea continua) en la captura de acuerdo con el modelo del caso base.

83. El modelo del caso base indica que la estimación de la biomasa vulnerable (vB) siguió la tendencia decreciente del CPUE normalizado. El valor de 2005 de la biomasa vulnerable representa un 30% del valor inicial, mientras que la biomasa del stock en desove SSB habría disminuido a un 20% de su valor prístino (figura 24). La tendencia decreciente en la serie del CPUE normalizado indica que el último valor (2005) corresponde al 31% del CPUE estimado en 1987.

84. La tendencia observada en la estimación de la mortalidad anual por pesca está estrechamente relacionada con las capturas (figura 25). El modelo sugiere que la mortalidad por pesca aumentó a un ritmo constante hasta 2003, cuando se registraron los valores más altos de captura y de F.

85. Los reclutamientos al año de edad estimados por el modelo no muestran una relación con la biomasa del stock en desove como se observa en la figura 26. La moderada variación estimada del reclutamiento se debió a que éste no fue predeterminado en la configuración del modelo. Las estimaciones del número de peces de 4 años del modelo difieren considerablemente del reclutamiento estimado de las series de prospecciones de arrastre que figuran en la tabla 4 (figura 27). El ASPM indica un período de bajo reclutamiento a los 4 años de edad (de 1990 a 1995), que es el período con el reclutamiento más alto según las prospecciones de arrastre. Como lo indica el documento WG-FSA-05/73, el reclutamiento estimado por ASPM a los 4 años de edad demuestra ser más estable que el estimado directamente de las prospecciones (figura 27). Esto es más verosímil para los peces de aguas profundas y de larga vida como es el caso de *D. eleginoides*. Además, las similitudes observadas en las distribuciones de talla de las captura anuales no indicaron que el reclutamiento fuese muy variable, como lo indican las estimaciones de las prospecciones.



Figura 24: Trayectoria de la biomasa del stock desovante e intervalos de confianza (90%) estimados por el ASPM.



Figura 25: Mortalidad por pesca y capturas anuales.



#### Análisis retrospectivos

86. Se realizaron análisis retrospectivos restringiendo los datos disponibles a las series de 1984–2004, 1984–2003 y 1984–2002. En la tabla 15 se presentan las estimaciones de la biomasa total y desovante iniciales y de 2002 con fines de comparación. Los resultados obtenidos de este análisis no muestran ninguna tendencia definida.

Tabla 15:Biomasa inicial (SSB<sub>0</sub>) y biomasa vulnerable (vB<sub>0</sub>) (en toneladas)<br/>y los valores estimados de 2002 mediante el modelo del caso<br/>base y las pasadas retrospectivas del ASPM.

Modelo	$SSB_0$	$vB_0$	$SSB_{2002}$	vB <sub>2002</sub>
Base (1984–2005)	92 950	38 661	26 849	13 738
1984–2004	93 006	38 685	26 828	13 714
1984–2003	90 881	37 801	25 572	13 242
1984–2002	93 251	38 787	27 000	13 777

### Análisis de sensibilidad

87. Un análisis de la sensibilidad del modelo a los cambios en los parámetros y en la estructura fue descrito en la tabla 16. Las pruebas se formularon como modificaciones del caso base para analizar el efecto de otras suposiciones y de distintos parámetros de entrada en el comportamiento del modelo.

Pr	ueba	Descripción
1	Base	Simulación del caso base
2	Selectividad	Igual al caso base, pero con la selectividad por edad como el caso base CASAL.
3	Todo el CPUE	Igual al caso base, pero incluyendo los índices CPUE de 1993–1995.
4	Crecimiento	Igual al caso base, pero con $L_{\infty} = 152.8$ , $k = 0.067$ y $t_0 = -1.44$ .
5	Bajo M	Igual al caso base, pero con $M = 0.13$ año <sup>-1</sup> .
6	Alta M	Igual al caso base, pero con $M = 0.20$ año <sup>-1</sup> .
7	Probabilidad w1	Igual al caso base, pero con una ponderación del CPUE igual a 1.5.
8	Probabilidad w2	Igual al caso base, pero con una ponderación de las capturas anuales igual a 1.5.
9	Probabilidad w3	Igual al caso base, pero con un factor de ponderación de las proporciones de
		tallas de 0.5.

 

 Tabla 16:
 Pruebas y descripción del análisis de sensibilidad con respecto a la simulación de Dissostichus eleginoides en la Subárea 48.3 con el ASPM.

88. Los resultados de los análisis de sensibilidad se presentan en la tabla 17. La mayoría de las pasadas produjeron resultados similares, tanto en términos de los valores de biomasa como de la tendencia decreciente. No obstante, la pasada que utilizó la selectividad derivada de CASAL produjo resultados diferentes. La tendencia decreciente fue menos pronunciada que en el modelo del caso base, lo que puede estar relacionado con la distinta selectividad de las edades mayores (figura 28). A raíz de las diferencias observadas en la trayectoria de la biomasa obtenida en esta simulación con ASPM, los resultados de este ajuste se presentan en forma detallada en la siguiente sección

Tabla 17:Biomasa del stock desovante inicial (SSB) y biomasa del stock vulnerable (vB) y los valores<br/>correspondientes de 2005 (todos en toneladas) estimada por el modelo del caso base y las pruebas<br/>de sensibilidad del ASPM de *Dissostichus eleginoides* en la Subárea 48.3.

Modelo	$SSB_0$	$vB_0$	$SSB_{2005}$	vB <sub>2005</sub>	$SSB_{2005}/SSB_0$
Base	92 950	38 661	18 384	11 634	0.20
Selectividad	92 539	45 498	28 132	12 150	0.30
CPUE total	92 526	38 485	19 441	12 139	0.21
Crecimiento	93 954	38 663	18 385	11 635	0.20
Baja M	111 141	37 165	25 621	10 828	0.23
Alta M	79 882	40 896	14 830	11 619	0.19
Probabilidad w1	92 269	38 378	18 333	11 637	0.20
Probabilidad w2	92 977	38 673	18 481	11 727	0.20
Probabilidad w3	92 554	38 497	18 502	11 484	0.20



Figura 28: Comparación de las funciones de selectividad del caso base y de la prueba de selectividad.

#### Resultados de la prueba de selectividad del ASPM

89. Las predicciones del modelo concordaron con los índices CPUE y con el historial de captura (figuras 29 a la 32). No obstante, al utilizar esta selectividad el modelo no logró obtener un ajuste sin sesgos de la proporción de tallas en los últimos años, e incluso se obtuvieron peores ajustes de la proporción de tallas al principio de la pesquería (figura 33)



(análisis de selectividad con ASPM).





Figura 31: Residuales del ajuste del modelo al CPUE (análisis de selectividad con ASPM).

Figura 32: Residuales del ajuste de la captura observada con el modelo (análisis de selectividad con ASPM).

Year



Figura 29: Ajuste del modelo a los índices del CPUE Figura 30: Ajuste del modelo a las capturas observadas (análisis de selectividad con ASPM).



Figura 33: Proporción de tallas observada (línea punteada) y prevista (línea continua) en la captura de acuerdo con la prueba de selectividad ASPM.

90. La trayectoria de la biomasa sigue muy de cerca los índices CPUE y las capturas anuales. La mortalidad por pesca muestra las mismas características descritas para el caso base, si bien la SSB disminuye a un 30% del equilibrio inicial (SSB<sub>0</sub>) (figura 34), siendo 50% mayor que el resultado del modelo del caso base. Esto se debe a que la prueba de selectividad supuso una mortalidad por pesca de cero para los peces mayores, lo que genera una estimación mayor de la biomasa desovante. La mortalidad por pesca resultante fue menor pero su tendencia fue similar a la simulación del caso base (figura 35).



Figura 34: Trayectoria de la biomasa del stock desovante (SSB) e intervalos de confianza (90%) de la prueba de selectividad del ASPM.



Figura 35: Mortalidad por pesca y capturas anuales.

#### Estimación del rendimiento

91. Los valores del rendimiento para la evaluación del caso base fueron calculados mediante una proyección a largo plazo del estado actual del stock en condiciones de captura constante (con software GY), tomando en cuenta los criterios de decisión de la CCRVMA.

92. La captura constante que produjo un 10% de probabilidad de que la biomasa desovante disminuyera a menos del 20% de la biomasa desovante inicial (criterio 1) fue estimada en 696 toneladas. El rendimiento a largo plazo cuya mediana de escape corresponde a la mitad de la mediana de la biomasa del stock desovante antes de la explotación (criterio 2) en el plazo de proyección de 35 años fue de 2 389 toneladas.

#### 5. Captura secundaria de peces e invertebrados

#### 5.1 Estimación de las extracciones de la captura secundaria

93. Los taxones principales de la captura secundaria que requieren evaluaciones de su condición son los granaderos y las rayas (SC-CAMLR-XXI, anexo 5, párrafos 5.151 al 5.154).

Temporada	GRV		SRX		Otros	
de pesca	Extracciones	Límite	Extracciones	Límite	Extracciones	Límite
1988/89	2		22		0	*
1989/90	0		0		0	*
1990/91	9		26		0	*
1991/92	1		2		0	*
1992/93	2		0		0	*
1993/94	0		12		0	*
1994/95	13		98		11	*
1995/96	40		58		0	*
1996/97	34		44		4	*
1997/98	24		15		2	*
1998/99	21		19		1	*
1999/00	18		12		5	*
2000/01	22		28		3	*
2001/02	53	291	26	291	13	
2002/03	75	390	38	390	19	
2003/04	30	221	6	221	4	
2004/05	112	152	9	152	19	

Tabla 18:Captura secundaria (en toneladas) declarada de las pesquerías de palangre<br/>en la Subárea 48.3.GRV –*Macrourus* spp., SRX – rayas.

\* No especificado

#### Estimación de la captura liberada al cortar las brazoladas

94. En 2003 se estimó la mortalidad total de los peces liberados al cortar las líneas de palangre en la Subárea 48.3. No se pudieron repetir estos cálculos en la reunión de WG-FSA de 2005 por falta de datos.

#### 5.2 Evaluación del impacto en las poblaciones afectadas

95. Aún no se han realizado evaluaciones de los stocks de rayas ni granaderos en la Subárea 48.3.

#### 5.3 Medidas de mitigación

96. Los límites de captura secundaria y las reglas de traslado se incluyen en la medida de conservación anual establecida para esta pesquería (Medida de Conservación 41-02). Además, en el caso de las rayas, una medida de mitigación consiste en cortar las brazoladas de los palangres para liberarlas mientras se encuentran en la superficie del agua.

#### 6. Captura incidental de aves y mamíferos

97. Los pormenores de la captura incidental de aves marinas (extraídos de la tabla O3) se resumen en la tabla 19. En SC-CAMLR-XXIV/BG/27 y tabla 19 se resume la captura potencial estimada de aves marinas en la pesca INDNR.

Temporada de pesca	Tasa de captura incidental (aves/mil anzuelos)	Captura incidental estimada
1996/97	0.23	5 755
1997/98	0.032	640
1998/99	0.013*	210*
1999/00	0.002	21
2000/01	0.002	30
2001/02	0.0015	27
2002/03	0.0003	8
2003/04	0.0015	27
2004/05	0.0015	13

 Tabla 19:
 Captura incidental estimada de aves marinas en la Subárea 48.3.

\* Sin incluir la campaña experimental de lastrado de la línea del Argos Helena.

98. El WG-IMAF ha estimado que el nivel de riesgo de mortalidad incidental para las aves marinas en la Subárea 48.3 corresponde a la categoría 5 (SC-CAMLR-XXIV/BG/26).

#### 6.1 Medidas de mitigación

99. La Medida de Conservación 25-02 se aplica en esta subárea.

# 6.2 Interacciones de mamíferos marinos con las operaciones de pesca de palangre

100. No se registraron interacciones en la temporada de pesca de 2004.

#### 7. Efectos en el ecosistema

101. El grupo de trabajo no examinó el impacto ambiental de la pesca de austromerluza con palangres en la Subárea 48.3.

# 8. Controles de la pesca para la temporada 2004/05 y asesoramiento para 2005/06

### 8.1 Medidas de Conservación

Tabla 20:Resumen de las disposiciones de la Medida de Conservación 41-02 para Dissostichus eleginoides en<br/>la Subárea 48.3 y recomendaciones al Comité Científico para la temporada 2005/06.

	Párrafo y tema	Resumen de la MC 41-02	Asesoramiento	Párrafos de
1	Access (arte)	Palangras y pasas solomenta	Continuar <sup>1</sup>	referencia
1. 2.	Subdivisión de la Subárea 48.3	Definición de un área abierta a la pesca	Continuar	
3.	Cierre de otras áreas en 48.3	Cierre de la zona fuera del área de pesca	Continuar	
4.	Límite de captura	3 050 toneladas para toda el área	Revisar	Informe principal 5.77
4.	Límite de captura aplicado a zonas de ordenación	Área de ordenación A: 0 toneladas Área de ordenación B: 915 toneladas Área de ordenación C: 2 135 toneladas	Revisar calculando proporcional- mente el límite de captura	Informe principal 5.78
5.	Temporada: palangre	1º de mayo al 31 de agosto de 2005 Podrá extenderse hasta el 14 de septiembre de 2005 para cualquier barco que haya cumplido totalmente con la MC 25-02 en 2003/04.	Actualizar	
5.	Temporada: nasas	1° de diciembre 2004 al 30 de noviembre 2005	Actualizar	
5.	Temporada: aves marinas	Durante esta extensión (1–14 de septiembre 2005), cualquier barco que capture tres (3) aves deberá cesar la pesca.	Actualizar	
6.	Captura secundaria: centollas	La captura secundaria de centollas se contará como parte del límite de captura para este recurso.	Continuar	
7.	Captura secundaria: peces	Captura total combinada de rayas: 152 toneladas Captura total de <i>Macrourus</i> spp. 152 toneladas	Revisar calculando proporcional- mente el límite de captura	
8.	Captura secundaria: otros peces	Regla de traslado	Continuar	
9.	Mitigación	De acuerdo con la MC 25-02.	Continuar	
10.	Observadores	Todo barco llevará por lo menos un observador científico designado de acuerdo con el sistema de la CCRVMA y podrá incluir un observador científico adicional.	Continuar	
11.	Datos: captura y esfuerzo	<ul> <li>i) Sistema de notificación por períodos de cinco días de acuerdo con la MC 23-01.</li> <li>ii) Sistema de notificación mensual de datos en escala fina de acuerdo con la MC 23-04 en formato de lance por lance.</li> </ul>	Continuar	
12.	Especie objetivo	A los efectos de las MC 23-01 y 23-04, la especie objetivo es <i>Dissostichus eleginoides</i> y la captura secundaria es cualquier otra especie distinta de <i>D. eleginoides</i> .	Continuar	

13. Carne gelatinosa	Se declarará el número y peso total de peces descartados, incluso los con carne gelatinosa. Estas capturas serán contadas como parte de la captura total.	Continuar
14. Datos: biológicos	Sistema de notificación mensual de datos en escala fina de acuerdo con la Medida de Conservación 23-05. Datos notificados de acuerdo con el Sistema de Observación Científica Internacional	Continuar
15. Pesca de investigación	Límite de 10 toneladas y un barco en el área de ordenación A.	Continuar

<sup>1</sup> Efectuando las modificaciones correspondientes con respecto a la nueva temporada, cuando proceda.

#### 8.2 Asesoramiento de ordenación

102. El grupo de trabajo recordó que el año pasado no había logrado llegar a un acuerdo en cuanto al asesoramiento para las especies de austromerluza de la Subárea 48.3, y que el Comité Científico le había solicitado que se esforzara en resolver las incertidumbres en la evaluación de este stock (SC-CAMLR-XXIII, párrafos 4.62 y 4.63). El grupo de trabajo indicó que gracias al arduo trabajo realizado durante el período entre sesiones y durante la reunión de WG-FSA-SAM y en su propia reunión, se había logrado importantes avances en este sentido.

103. El grupo de trabajo indicó que los distintos resultados (presentados en las tablas 12, 13 y 16 y en el párrafo 92) y la consideración de los parámetros de entrada y conclusiones presentadas en este apéndice, deberían ser considerados como la base del asesoramiento sobre límites de captura para la temporada 2005/06. Por ejemplo, con respecto a los resultados del modelo CASAL, se obtienen las siguientes proyecciones del rendimiento con MCMC (tabla 13):

i)	caso base	5 629 toneladas
ii)	bajo $L_\infty$	3 407 toneladas
iii)	baja M	5 876 toneladas
iv)	una flota	5 428 toneladas.

Con respecto a la proyección con ASPM, se obtiene la siguiente proyección de rendimiento con el GY (párrafo 92):

v) caso base 696 toneladas.

104. Debido a la complejidad de las suposiciones, hipótesis y resultados del modelo, el grupo de trabajo no pudo recomendar cuál de los casos base, o de las pruebas de sensibilidad representaban la mejor estimación del estado actual de los stocks de austromerluza y del rendimiento correspondiente. En consecuencia, no le fue posible recomendar un límite de captura apropiado para la temporada 2005/06.

105. El grupo de trabajo, considerando sus deliberaciones sobre la captura secundaria y otros temas pesqueros, recomendó que todos los demás aspectos de ordenación de la Medida de Conservación 41-02 se mantengan vigentes para la temporada de pesca 2005/06 (apéndice G, tabla 20).

- 106. Los Dres. E. Marschoff y O. Wöhler (Argentina) hicieron las siguientes observaciones:
  - i) En la aplicación de CASAL, el reclutamiento se deriva de un valor constante h, sin variación interanual. Bajo esta condición es difícil ajustar el modelo a la serie completa del CPUE. La definición de dos flotas pescando en los períodos de 1984 a 1997 y de 1998 a 2005 absorbe la disminución observada en el CPUE que es considerada como un cambio en la capturabilidad (alrededor de 50% de 1997 a 1998). Por último, la función de selectividad se estima mediante el modelo, lo que asegura un buen ajuste a la proporción de tallas en la captura. La combinación de estas restricciones determina que la biomasa vulnerable estimada por el modelo no siga la tendencia del CPUE estandarizado. En términos de la estimación, la consecuencia es una sobrestimación del stock desovante, de la biomasa vulnerable y de la estimación del rendimiento a largo plazo.
  - ii) El ASPM supone un reclutamiento variable estimado de un parámetro h ajustado y un vector de variabilidad del reclutamiento. La falta de restricciones en la función de reclutamiento del stock permite el ajuste de la biomasa vulnerable a toda la serie del CPUE. Por consiguiente, la estimación de la biomasa vulnerable replica la disminución observada en la serie del CPUE. La suposición inicial de dos selectividades por edad fijas ingresadas como datos de entrada, resulta en ajustes sesgados de la proporción de tallas en las capturas de los últimos años. Esto resulta en una subestimación de la biomasa actual en desove y una consiguiente subestimación del rendimiento a largo plazo.



107. Los Dres. Kirkwood, Agnew y Hillary (RU) destacaron varias dificultades con la metodología, las hipótesis subyacentes y los ajustes del ASPM que, a su modo de ver, invalidaban la evaluación de austromerluza en la Subárea 48.3.

- La suposición del ASPM de que hay una sola serie de datos de CPUE no toma en cuenta los cambios más importantes en la estructura y comportamiento de la flota que ocurrieron en la mitad de la serie del CPUE, y que han sido descritos anteriormente. Esta es una suposición muy poco probable, dada la magnitud de los cambios ocurridos. Por contraste, la suposición de distintas flotas y capturabilidades del modelo del caso base CASAL considera de forma directa los cambios conocidos en la pesquería.
- Se hizo una prueba de sensibilidad CASAL con una sola flota para estudiar la posibilidad de que la capturabilidad y selectividad hubieran permanecido constantes durante la pesquería. Esto produjo resultados muy parecidos a los del caso base del modelo CASAL.
- iii) El modelo CASAL se ajusta a todos los datos disponibles: frecuencia de tallas y los índices de CPUE, marcado y recaptura, y reclutamiento. Los ajustes a todos los datos, con excepción del CPUE inicial, fueron buenos, incluido el ajuste de la última serie de CPUE. Por contraste, el ASPM ignora efectivamente todos los

datos excepto los de CPUE, al dar una alta ponderación a estos datos y al suponer una marcada disminución del reclutamiento para crear la aparente caída en el CPUE de 1995 a 1997. Los ajustes de los datos de frecuencia de tallas son mediocres y el modelo no utiliza los datos de marcado.

- iv) Los autores del modelo ASPM no pusieron en duda la validez de los datos de marcado y recaptura, ni las estimaciones de biomasa de Petersen derivadas de estos datos. El ASPM no utilizó los datos de marcado únicamente porque el modelo no tenía la capacidad para incorporarlos. Nuestra experiencia en el ajuste de los datos CPUE y de marcado en el modelo CASAL indica que el ajuste del CPUE empeorará al incorporar los datos de marcado en el ASPM.
- v) La estimación de la biomasa vulnerable actual de 11 600 toneladas obtenida mediante el ASPM es considerada, por varias razones, como una clara subestimación.
- vi) Las frecuencias de tallas estimadas mediante el modelo ASPM demuestran un mal ajuste de los datos, especialmente en los años iniciales y finales. Por contraste, se lograron muy buenos resultados en todas las pasadas de CASAL. El mal ajuste del ASPM se acentúa de 1997 a 2005 debido a que el modelo está estimando una marcada disminución de la biomasa, una extracción de animales de gran tamaño de la población y un reclutamiento elevado. El modelo predice que la pesquería no podría capturar peces grandes, lo que se contradice con las capturas reales de la pesquería.
- vii) Hemos notado que los autores reconocen que el modelo subestima la biomasa actual, y durante el debate muchos miembros del grupo de trabajo estuvieron de acuerdo con esta conclusión.
- viii) Desde 1997, la captura anual promedio de la pesquería ha sido de 4 700 toneladas, con un efecto mínimo en el CPUE. Es muy poco probable que este nivel de extracción, de una biomasa vulnerable de aproximadamente 13 000 toneladas, no haya causado cambios significativos en el CPUE.
- ix) La selectividad usada en el caso base de ASPM produce una estimación de la biomasa vulnerable a partir de los datos de marcado y recaptura similar a la obtenida con la selectividad utilizada en el caso base CASAL (tabla 6). En el caso de CASAL, las estimaciones de los intervalos de confianza de la biomasa vulnerable actual se superponen con los intervalos de confianza estimados de los datos de marcado solamente (tabla 6). En el caso del ASPM, la estimaciones de la biomasa vulnerable actual son significativamente menores (11 600 toneladas) que las estimaciones de los datos de marcado (53 400 toneladas), sin una superposición de los intervalos de confianza. Los datos de marcado decididamente no apoyan la estimación de la biomasa actual con ASPM.
- x) CASAL estima las selectividades a partir de los datos. ASPM fija las selectividades de acuerdo con los cálculos efectuados fuera del modelo. Más aún, el límite inferior de la selectividad de las edades mayores fijo en el modelo ASPM es totalmente arbitrario, y no ha sido estimado mediante ningún dato.

- xi) El GLMM estima un error de observación muy alto para la serie del CPUE a principios de la década del noventa (figura 5) y un error bajo después de 1996. El ASPM ignora este cambio significativo en la varianza, que produce un ajuste muy mediocre de los datos de CPUE a principios de la década del noventa y ajustes perfectos muy poco probables al final de dicha década. Los ajustes del CPUE a principios de los noventa no son mejores que los ajustes del modelo CASAL, que sí toma en cuenta las diferencias en el error de observación.
- xii) Uno de los parámetros más importantes del modelo ASPM es el reclutamiento anual, si bien no hay datos de observación para documentar la estimación de estos parámetros. La única razón por la cual se permiten variaciones interanuales del reclutamiento es para que el modelo replique más fehacientemente la tendencia del CPUE. Se estiman reclutamientos bajos en el período anterior a la caída en el CPUE (1990–1995), que merma las reservas como corresponde para ajustar la disminución observada del CPUE. Al final de la década del noventa se requieren reclutamientos más altos para estabilizar el CPUE. Estas tendencias son totalmente contrarias a los valores relativos del reclutamiento indicados en los datos de prospecciones (tabla 4).
- xiii) El reclutamiento extremadamente bajo estimado con el modelo ASPM para principios de la década del noventa, que es necesario para ajustar la marcada disminución del CPUE, genera una disminución del reclutamiento cuando la biomasa es alta. La relación inversa resultante entre el stock y el reclutamiento no es verosímil, como fue señalado por varios miembros del grupo de trabajo.
- xiv) En conclusión, las suposiciones del modelo ASPM no concuerdan con la historia conocida de la pesquería, la evaluación no trata de utilizar todos los datos disponibles, y los ajustes de algunos datos (de las primeras series de CPUE y los datos de tallas) no son buenos. Por contraste, el modelo CASAL concuerda con la historia conocida de la pesquería, utiliza todos los datos disponibles y obtiene buenos ajustes para todos los conjuntos de datos (con la única excepción de los primeros datos de CPUE, que tienen un CV alto, y para los cuales obtiene un ajuste tan bueno como el obtenido por el ASPM). El caso base y pruebas de sensibilidad de CASAL son informativos. Es posible que la mortalidad natural de la austromerluza sea menor, pero es menos posible que el modelo de una flota refleje fielmente la historia de la pesquería. Es muy poco probable que el  $L_{\infty}$  sea tan bajo como el utilizado en la prueba con bajo  $L_{\infty}$ .

#### Referencias

- Brandão, A. and D.S. Butterworth. 2003. Progress on the application of an age-structured production model fitted to commercial catch-rate and catch-at-length data to assess the toothfish (*Dissostichus eleginoides*) resource in the Prince Edward Islands vicinity. Document *WG-FSA-03/97*. CCAMLR, Hobart, Australia.
- Brandão, A. and D.S. Butterworth. 2004. Variants of the ASPM assessment of the toothfish (*Dissostichus eleginoides*) resource in the Prince Edward Islands vicinity which attempt to reconcile CPUE and catch-at-length data. Document *WG-FSA-SAM-04/12*. CCAMLR, Hobart, Australia.