

RAPPORT DE PÊCHERIE : *DISSOSTICHUS ELEGINOIDES*
GÉORGIE DU SUD (SOUS-ZONE 48.3)

TABLE DES MATIÈRES

	Page
Informations sur la pêcherie	1
Capture déclarée (série chronologique)	1
Distribution of the fishery	3
Capture INN	4
Distribution des tailles dans les captures (série chronologique)	4
Stocks et régions	6
Paramètres et données disponibles	6
CPUE normalisée	6
Recrutement	9
Données de marquage–recapture	9
Paramètres biologiques	13
Total des prélèvements	14
Évaluation du stock	14
Comparaison entre CASAL et l'ASPM	14
Évaluation intégrée mise en œuvre par CASAL (voir aussi WG-FSA-05/16 à 05/18)	16
Structure et hypothèses du modèle CASAL	16
Dynamique des populations	16
Estimation du modèle	17
Hypothèses sur les observations	18
Erreur de traitement et pondération des données	18
Pénalités	18
Priors	19
Sélectivité et croissance	19
Passages du cas de base CASAL et analyses de sensibilité	22
Résultats de l'estimation ponctuelle (MPD)	23
Résultats de MCMC	27
Calculs de rendement	28
Modèle de production fondé sur l'âge (ASPM)	30
Description générale du modèle	30
Données d'entrée	30
Données de CPUE	30
Sélectivité selon l'âge	31
Proportion des longueurs dans les captures	32
Données de marquage–recapture	32
Données de recrutement tirées des campagnes d'évaluation	32
Hypothèses du modèle	33
Résultats des modèles	34
Analyses rétrospectives	38
Analyse de sensibilité	38
Résultats de l'essai de sélectivité de l'ASPM	39
Calcul de rendement	42

Capture accessoire de poissons et d'invertébrés	42
Estimation des prélèvements des captures accessoires	42
Estimation de la capture détachée des lignes	43
Évaluations de l'impact sur les populations affectées	43
Mesures d'atténuation	43
Capture accidentelle d'oiseaux et de mammifères	44
Mesures d'atténuation	44
Interactions entre les mammifères marins et les opérations de pêche à la palangre	44
Effets sur l'écosystème	44
Contrôles de l'exploitation pour la saison 2004/05 et avis pour 2005/06	45
Mesures de conservation	45
Avis de gestion	46
Références	50

RAPPORT DE PÊCHERIE : *DISSOSTICHUS ELEGINOIDES* GÉORGIE DU SUD (SOUS-ZONE.3)

1. Informations sur la pêche

1.1 Capture déclarée (série chronologique)

Lors de sa réunion de 2004, le WG-FSA a recommandé de subdiviser la sous-zone 48.3 en plusieurs secteurs, l'un contenant le stock de la Géorgie du Sud—des îlots Shag (SGSR), et les autres, au nord et à l'ouest, qui ne contiennent pas le stock de SGSR. Dans le secteur SGSR, la Commission a défini trois aires de gestion (A, B et C) (mesure de conservation 41-02/A).

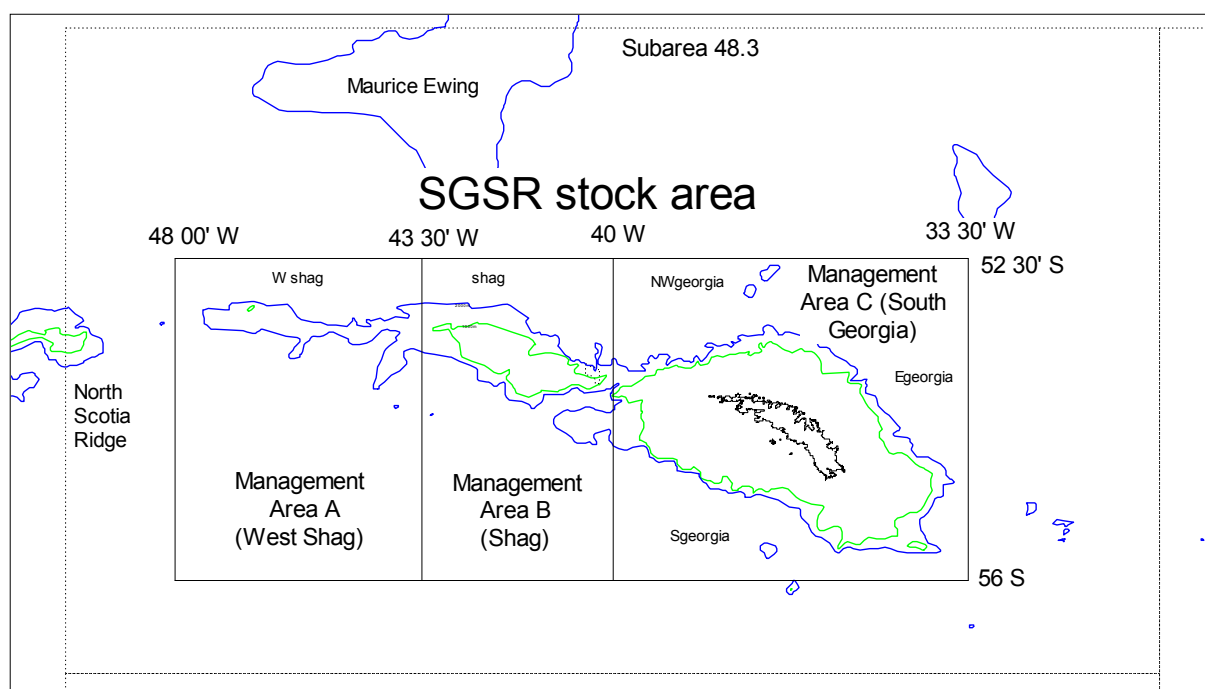


Figure 1 : Définition du secteur du stock de SGSR, avec ses trois aires de gestion, A, B et C.

2. Les limites de captures de la saison 2004/05, pour les secteurs A, B et C, étaient respectivement fixées à 0 (à l'exception de 10 tonnes pour une pêche de recherche), 915 et 2 135 tonnes, avec une capture globale de 3 050 tonnes pour l'ensemble de la zone SGSR. La capture totale déclarée est de 3 018 tonnes. De plus, 23 tonnes ont été capturées par un navire INN (*l'Elqui*) arraisonné par le Royaume-Uni avant l'ouverture de la pêche. Le total des prélèvements s'élève donc à 3 041 tonnes. Les captures respectives dans les secteurs A, B et C s'élèvent à 9, 910 et 2 122 tonnes.

3. Les limites par secteur fixés pour la saison de pêche 2004/05 l'ont été de manière à rediriger une partie de l'effort de pêche des secteurs A et B vers le secteur C. La proportion des captures provenant de A et B a baissé, passant de 35% en 2003/04 à 30% en 2004/05.

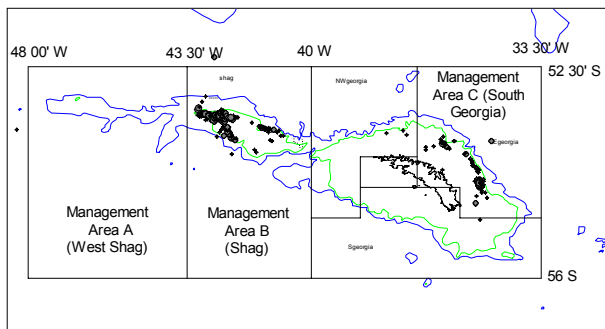
Tableau 1 : Historique des captures de *Dissostichus eleginoides* de la sous-zone 48.3. Les saisons de pêche sont données (1988/89, par ex., correspond à la période comprise entre le 1^{er} décembre 1988 et le 30 novembre 1989). Les aires de gestion sont définies dans la mesure de conservation 41-02. Source : données STATLANT et données à échelle précise jusqu'en 2004, rapports de capture et d'effort de pêche de 2005, rapports du SCIC, WG-FSA-05/6 Rev. 1.

Saison	Pêcherie réglementée		Capture INN estimée (tonnes)	Total des prélèvements (tonnes)		
	Effort de pêche déclaré (nombre de navires)	<i>D. eleginoides</i> Limite de capture (tonnes)		Capture déclarée (tonnes)	Sous-zone 48.3	Stock SGSR ¹
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

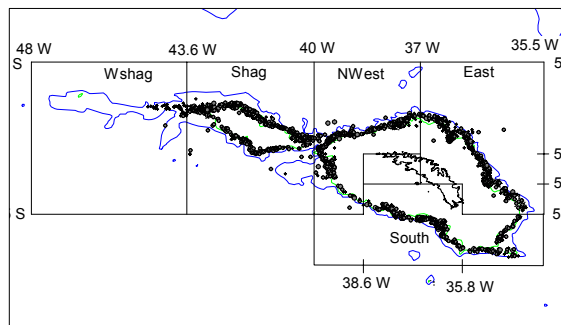
¹ Il s'agit des captures totales utilisées dans les évaluations tant de l'ASPM que de CASAL. Elles sont identiques à celles du tableau 5.14 de SC-CAMLR-XXIII, annexe 5, à l'exception de la capture de 2004/05, mais diffèrent dans une moindre mesure de celles d'une nouvelle série calculée par le secrétariat juste avant la réunion de 2005. L'essai réalisé avec les captures révisées du secrétariat n'a pas révélé de grandes différences dans l'évaluation.

Répartition de la pêche

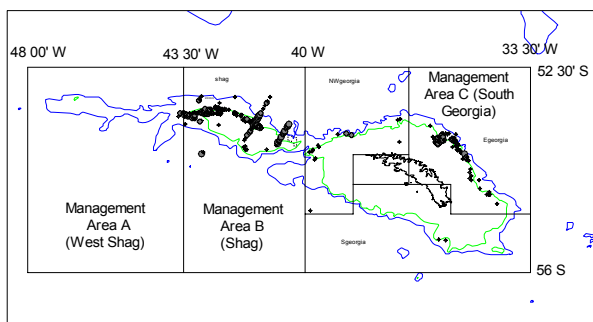
1985–1988



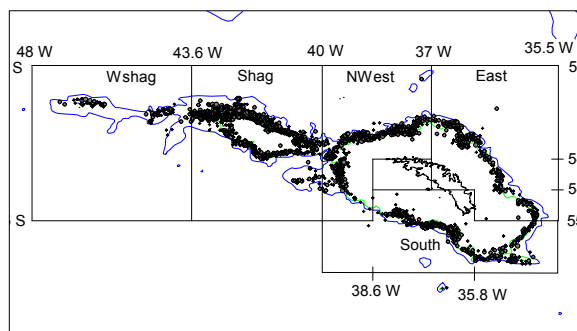
1996–1997



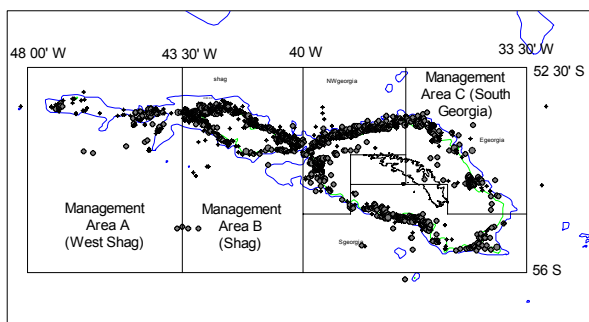
1989–1991



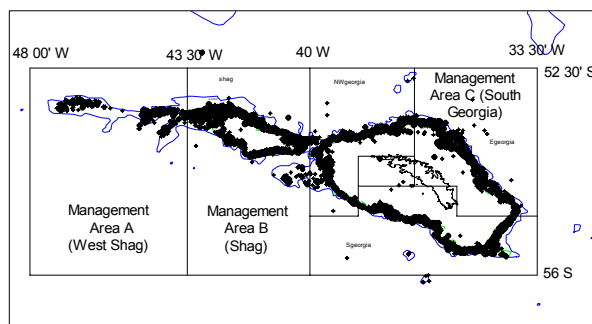
1998–2000



1992–1995



2001–2004



2005

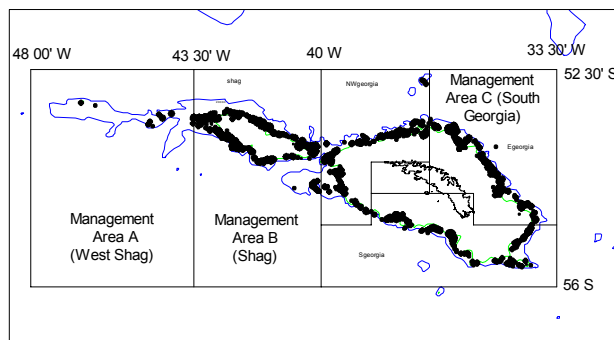


Figure 2 : Distribution des captures, par période distincte, en fonction du nombre d'hameçons posés. Wshag : ouest des îlots Shag ; Shag : îlots Shag ; NWest : nord-ouest de la Géorgie du Sud ; East : est de la Géorgie du Sud ; South : sud de la Géorgie du Sud.

1.2 Capture INN

4. La capture INN estimée pour la sous-zone 48.3 pendant la saison de pêche 2005 est de 23 tonnes.

1.3 Distribution des tailles dans les captures (série chronologique)

5. Les données de fréquence des longueurs pondérées en fonction de la capture sont présentées à la figure 1. Ces données ne sont pas calculées, en principe, pour les années 1985–1991 car, ces années-là, l'échantillonnage laissait grandement à désirer et seuls quelques individus ont été prélevés (tableau 2). Les données des observateurs sont disponibles depuis 1996. Alors qu'au départ, la pêche ne se déroulait qu'en eaux profondes (>850 m) autour des îles Shetland du Sud et de la Géorgie du Sud, en 1998, elle a brusquement changé de stratégie pour se tourner vers un intervalle bathymétrique plus étendu qui compte également les eaux peu profondes.

6. Du fait des difficultés rencontrées dans l'analyse des données antérieures à la saison 1992/93, le groupe de travail demande au secrétariat de continuer à travailler avec les propriétaires de données pour établir une série chronologique crédible de fréquences de longueurs pondérées en fonction de la capture pour les années 1985 à 1992.

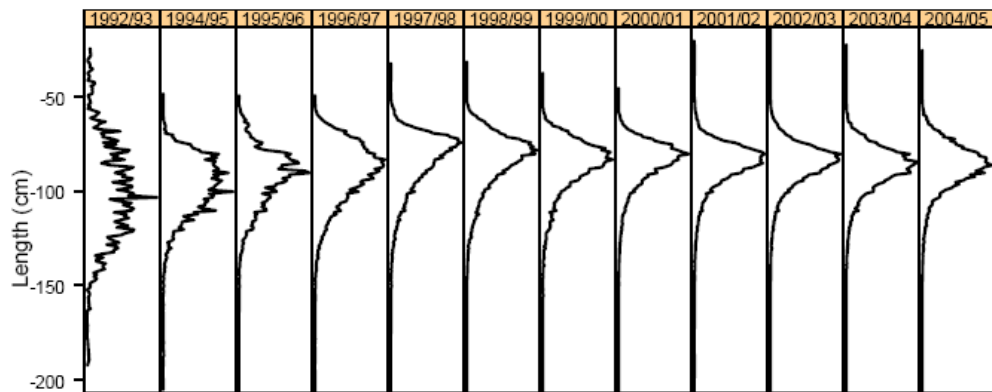


Figure 3 : Fréquences de longueurs pondérées selon la capture pour *Dissostichus eleginoides* de la sous-zone 48.3, dérivées des données des observateurs, des données à échelle précise et des données STATLANT déclarées au 5 octobre 2005.

Tableau 2 : Nombre de poissons mesurés dans la pêche (à partir des données B2) et par les observateurs. Le taux d'échantillonnage (nombre de poissons échantillonnés par tonne capturée) est également indiqué.

Saison	Mesures de longueurs (commerciales)	Mesures de longueurs (observateurs)	Nombre de poissons mesurés/tonne de capture
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

7. Les données de pêche (déclarations en poids et en nombre de poissons capturés) ont été analysées dans un GLM standard sous la forme décrite à la section 3.1. Le poids moyen a baissé de 1992 à 1998, pour remonter progressivement par la suite.

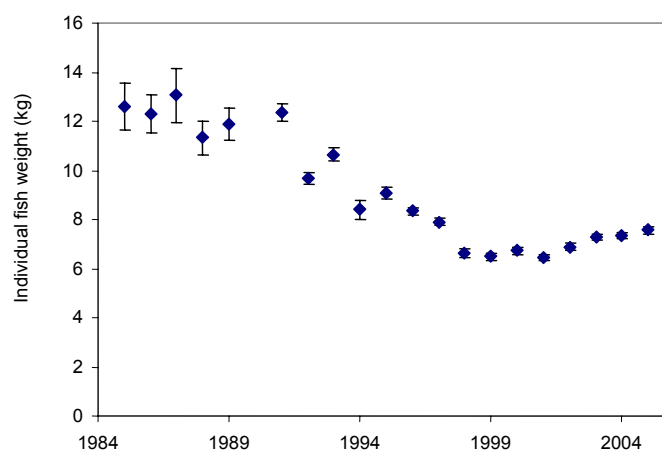


Figure 4 : Poids moyen de légine dans la capture, calculé au moyen d'un GLM de forme similaire à celle du GLM standard (SC-CAMLR-XXIII, annexe 5, paragraphes 5.111 à 5.113), normalisé par rapport aux navires chiliens menant des opérations de pêche à des profondeurs de 1 000 à 1 500 m dans le secteur sud de la Géorgie du Sud.

2. Stocks et régions

8. Il a été démontré qu'une distinction génétique sépare les poissons présents dans la sous-zone 48.3 de ceux du plateau de Patagonie (zone 41 de la FAO). Le stock de SGSR réparti entre les secteurs de gestion A, B et C (figure 1) est distinct, sur le plan génétique, des poissons capturés à l'extrême nord et à l'ouest de la sous-zone 48.3.

9. Les évaluations ne portent que sur le stock de SGSR.

3. Paramètres et données disponibles

3.1 CPUE normalisée

10. Les analyses de CPUE normalisée effectuées par le GLM et le GLMM (avec des effets aléatoires pour les navires) ont été actualisées (SC-CAMLR-XXIII, annexe 5, paragraphe 5.111).

11. La figure 5 indique que la CPUE est restée relativement constante, n'accusant qu'une très faible baisse entre 2004 et 2005.

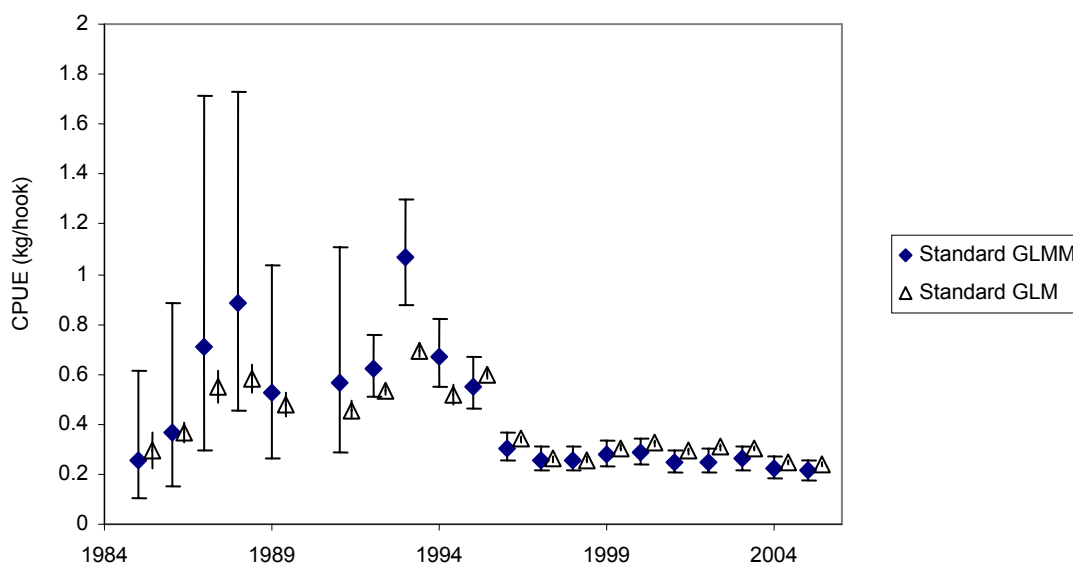


Figure 5 : CPUE normalisée de la pêche à la palangre par saison de pêche pour la sous-zone 48.3, dérivée de la méthode du GLMM avec les effets aléatoires des navires (◆) et la méthode standard GLM (Δ). Les deux séries ont été normalisées par rapport aux navires chiliens pêchant à des profondeurs de 1 000 à 1 500 m dans le secteur sud de la Géorgie du Sud.

12. L'année dernière, le groupe de travail a examiné un GLMM avec des interactions aléatoires année-région. Ceci suggère que la CPUE aux îlots Shag et Shag de l'ouest est en baisse depuis quelques années, alors qu'elle est restée constante en Géorgie du Sud. Cette année, le groupe de travail a ajusté deux modèles différents de GLMM avec des effets aléatoires des navires, mais uniquement pour les îlots Shag et la Géorgie du Sud. Ceux-ci confirment que la CPUE est relativement constante en Géorgie du Sud ces dernières années, par comparaison à la hausse initiale suivie d'une baisse aux îlots Shag.

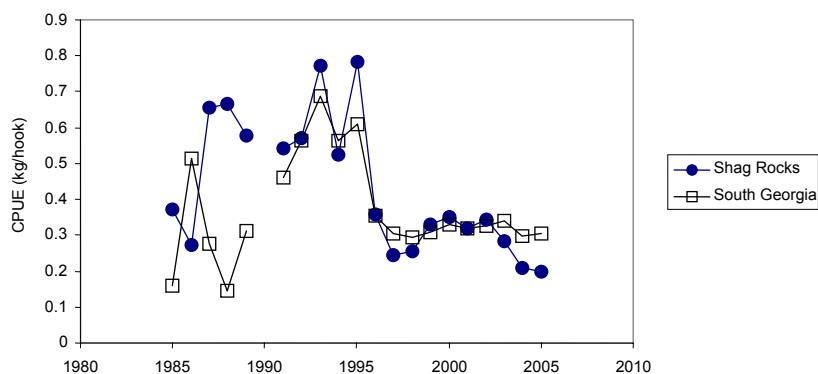


Figure 6 : CPUE normalisée de la pêche à la palangre par saison de pêche pour les îlots Shag et la Géorgie du Sud séparément dans la sous-zone 48.3 au moyen de la méthode du GLMM, démontrant clairement des différences depuis 1997.

13. La CPUE normalisée du GLMM a été utilisée dans les évaluations.

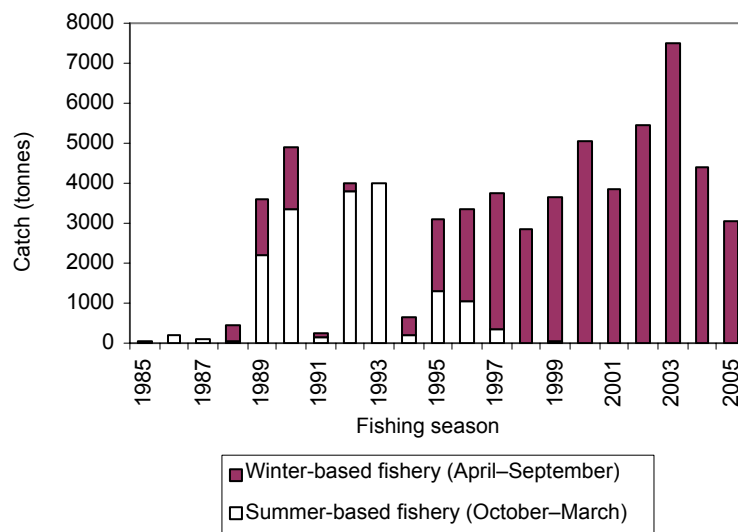
Tableau 3 : CPUE normalisée, calculée pendant la réunion au moyen de la méthode du GLMM. La série utilisée dans les évaluations de l'ASPM et de CASAL ont été estimées avant la réunion avec les données de capture et d'effort de pêche disponibles à l'époque. Cette série est également montrée à titre de comparaison. Un passage à l'essai de CASAL utilisant les dernières valeurs de CPUE normalisée n'indique pas de changement dans les évaluations de CASAL. Aucune donnée de capture et d'effort de pêche n'a été déclarée pour la saison 1989/90.

Saison de pêche	CPUE normalisée utilisée dans les évaluations	Dernière CPUE normalisée	Borne supérieure de l'IC à 95%	Borne inférieure de l'IC à 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. En interprétant les tendances de la CPUE, le groupe de travail note que des changements importants ont affecté la flottille, les dates de pêche et le niveau d'observation pour la période de 1993 à 1998. Au début des années 1990, la flottille était dominée par des navires russes puis, vers le milieu des années 1990, par des navires chiliens. En 1994, avec

seulement quatre navires, la CCAMLR a entrepris une expérience d'épuisement. De 1995 à 1997, la pêche est passée progressivement à une pêche d'hiver et la flottille a presque entièrement changé sa composition, tant sur le plan des navires que des flottilles nationales. Sur les 13 navires actifs en 1995, un seul avait déjà pêché (et ce, dans la pêche expérimentale de 1994 uniquement ; aucun d'entre eux n'avait pêché avant 1994) et deux seulement ont continué à pêcher régulièrement par la suite. En 1996, le programme international d'observateurs a produit son premier jeu de données très complètes sur la pêche (tableau 3) ; avant cette époque, seules des données commerciales étaient disponibles. En 1998, la pêche s'est stabilisée sur le plan de la structure de la flottille, des profondeurs et dates de pêche. La répartition des captures par saison et profondeur est illustrée à la figure 7.

a)



b)

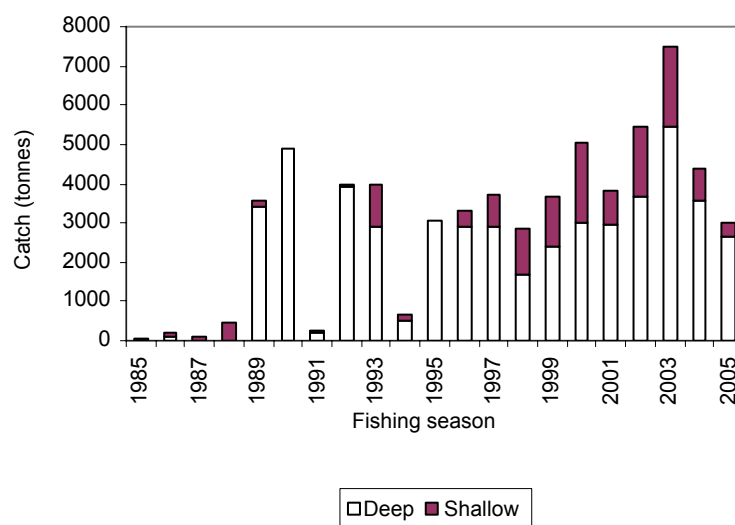


Figure 7 : Distribution des captures par : a) saison et b) strate de profondeur (supérieure ou inférieure à 850 m).

3.2 Recrutement

15. Le groupe de travail n'a pas révisé ses calculs d'estimation du recrutement dans la sous-zone 48.3 qui avaient été effectués au moyen du CMIX. Les estimations du nombre d'individus selon l'âge réalisées au moyen du CMIX et les CV correspondants, pouvant être utilisés dans les modèles d'évaluation, figurent au tableau 4.

Tableau 4 : Données de campagne d'évaluation du recrutement dans la sous-zone 48.3 : estimations, étalonnées en fonction du secteur, du nombre d'individus par âge et CV correspondants entre parenthèses. Les chiffres romains représentent les campagnes d'évaluation multiples de certaines années.

Age	3	4	5	6	7
1987	234 761 (0.04)	890 137 (0.34)	1 085 772 (0.16)	73 362 (0.93)	–
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)	–
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)	–
1995	824 263 (1.66)	937 955 (0.57)	3 642 190 (0.26)	2 221 056 (0.24)	–
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 Données de marquage–recapture

16. Le document WG-FSA-04/17 présente les résultats du programme de marquage–recapture de la sous-zone 48.3. Le groupe de travail indique que d'autres documents sur ce programme ont été présentés au WG-FSA-SAM, avec des détails de l'estimateur de Petersen modifié et adapté pour S-plus. Ces documents font aussi état d'un modèle de déplacement de la légine qui a servi à explorer le biais de la méthode, compte tenu de diverses distributions d'événements de pose de marques et de recapture (WG-FSA-SAM-05/6 Rev. 1 et 05/7).

17. En tout, quelque 8 000 poissons ont été marqués dans la sous-zone 48.3 depuis le lancement du programme en 2000. Cette année, l'effort de marquage, l'effort de pêche et les recaptures étaient bien répartis sur l'ensemble des lieux de pêche de la sous-zone 48.3.

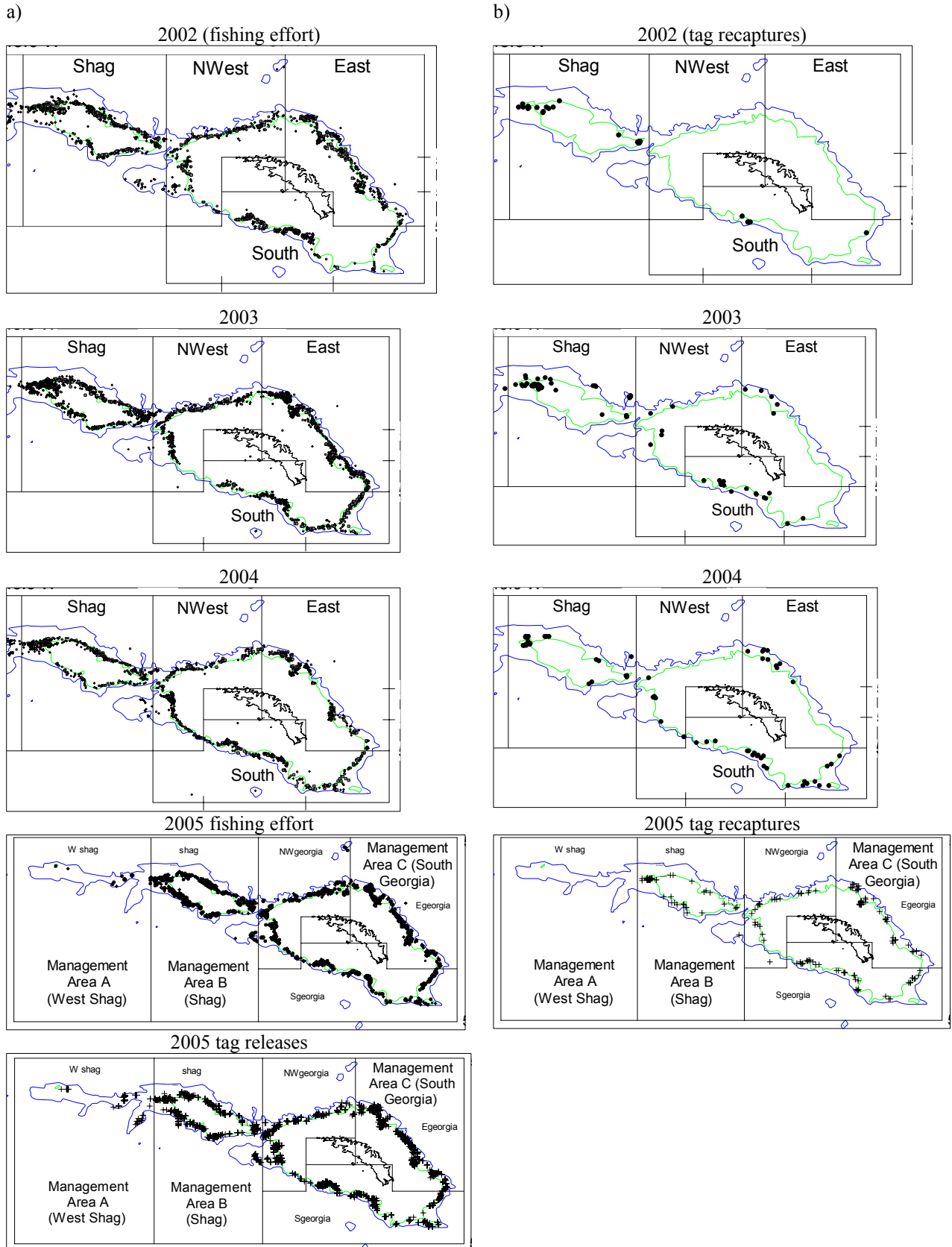


Figure 8 : Distribution de a) l'effort de pêche et de b) des marques recapturées par année depuis le lancement du programme de marquage dans la sous-zone 48.3 et des poissons marqués en 2005. Voir la figure 2 pour la définition des secteurs.

Tableau 5 : Nombre d'individus marqués, relâchés dans différents secteurs de la sous-zone 48.3.

Année du marquage	Est	Nord-Ouest	Sud	Shag	Shag Ouest	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

18. Le document WG-FSA-05/17 analyse le déplacement de la légine entre les secteurs Shag, le Nord-Ouest, l'Est et le Sud (définis sur la figure 2). En moyenne, environ 5% des poissons marqués sortent de leur secteur, chaque année. Les déplacements entre les secteurs sont donnés au tableau 6 pour les individus marqués en 2004 et recapturés en 2005, avec le nombre de poissons scannés.

Tableau 6 : Déplacement des poissons marqués en 2004 entre secteurs dans la sous-zone 48.3. Voir la figure 2 pour la définition des secteurs.

Secteur de marquage	Secteur de recapture	Nbre d'individus relâchés (2004)	Nbre d'individus récupérés 2005	Nbre d'individus scannés 2005
Est	Est	600	28	149 346
Est	Nord-Ouest		1	
Nord-Ouest	Nord-Ouest	319	11	92 107
Nord-Ouest	Sud		1	
Sud	Est		2	
Sud	Sud	762	26	78 516
Shag	Shag	1 229	24	131 119

19. Le groupe de travail note que le déplacement annuel des marques entre les principaux secteurs proches de la Géorgie du Sud et des îlots Shag est peu important, comme cela était prévu vu le faible taux de déplacement annuel de la légine. Il rappelle l'étude par simulation, présentée dans WG-FSA-SAM-05/6 Rev. 1, du déplacement de la légine, selon laquelle le programme de marquage actuel, y compris la position des poses, de la pêche et des recaptures, serait susceptible de produire des estimations non biaisées ou biaisées à la baisse de la taille de la population vulnérable. Ce point est discuté dans le rapport de 2005 du WG-FSA-SAM (WG-FSA-05/4, paragraphes 2.15 et 2.16).

20. Andrew Constable (Australie) explique que, du fait du faible taux d'échange sur une année, le taux de recapture annuel dans une zone pourrait s'avérer utile pour expliquer si l'estimation de l'abondance tirée du programme de marquage-recapture est biaisée ou non. Lorsque les données de récupération des marques de secteurs de petite taille sont regroupées sans être étalonnées en fonction des différents taux de recapture, il est alors présumé que le taux de recapture dans une zone est une estimation du taux de recapture dans les autres zones, ce qui pourrait introduire un biais dans l'estimation. Le biais général inhérent à l'estimation d'abondance dépendra de la proportion de poissons scannés dans chaque secteur localisé par rapport au nombre total de poissons scannés dans la région, de telle sorte que :

- i) si, par rapport au total des poissons scannés, la proportion de poissons scannés provenant d'un secteur à faible taux de recapture est élevée, il y a risque, à partir des données cumulées, d'obtenir une estimation d'abondance biaisée à la hausse ;
ou
- ii) si, par rapport au total des poissons scannés, la proportion de poissons scannés provenant d'un secteur à taux de recapture élevé est élevée, il y a alors risque de biais à la baisse.

21. Geoff Kirkwood (Royaume-Uni) souligne que cet effet a été étudié dans le modèle de simulation présenté au WG-FSA-SAM (WG-FSA-SAM-05/6 Rev. 1) et qu'il s'appliquerait à toutes les données de marquage-recapture, et pas uniquement à celles de la sous-zone 48.3. David Agnew (Royaume-Uni) note que la figure 8 montre que les cas de pose et de recapture de marques et l'effort de pêche sont bien répartis sur l'ensemble des lieux de pêche de la Géorgie du Sud et des îlots Shag. Selon le tableau 6, le taux de recapture annuel (mesuré en tant que nombre récupéré/nombre marqué/poissons examinés) dans les différentes régions est pratiquement le même, à l'exception peut-être des îlots Shag. Le fait que les estimations de la biomasse vulnérable (vB) dérivées des données de marquage-recapture étaient tout à fait semblables les deux dernières années de recapture, à savoir en 2004 et 2005 (WG-FSA-05/17), en dépit de la nouvelle répartition de l'effort de pêche qui, des îlots Shag, s'est déplacé vers la Géorgie du Sud, en conséquence de la décision prise par la Commission l'année dernière (paragraphe 3) est une preuve de plus que ce type de biais n'est pas apparent. Il rappelle que cette question a été examinée l'année dernière par le WG-FSA (SC-CAMLR-XXIII, annexe 5, paragraphe 5.311) et qu'aucun biais important n'avait été identifié.

22. Vu l'importance des données de marquage-recapture pour les évaluations de nombreuses régions, le groupe de travail demande de poursuivre les recherches sur un biais possible dans les estimations d'abondance en se fondant sur les données cumulées de marquage-recapture de toutes les expériences de marquage.

23. Le groupe de travail utilise les données de marquage et l'estimation de Petersen modifiée pour estimer la biomasse vulnérable de légine dans la sous-zone 48.3, avec deux fonctions différentes de sélectivité.

Tableau 7 : Résultats de l'estimateur de Petersen modifié de la biomasse vulnérable avec deux fonctions de sélectivité différentes.

Année du marquage	Année de la recapture	
	2004	2005
2000	1	2
2001	15	4
2002	8	16
2003	23	12
2004		93
Sélectivité du cas de base de CASAL		
Biomasse vulnérable <i>t</i>	53 926	54 105
Borne inférieure de l'IC	38 827	44 770
Borne supérieure de l'IC	69 025	63 441
Sélectivité du cas de base de l'ASPM		
Biomasse vulnérable <i>t</i>	53 506	53 377
Borne inférieure de l'IC	38 525	44 167
Borne supérieure de l'IC	68 487	62 586

3.4 Paramètres biologiques

24. Le tableau 8 récapitule les valeurs paramétriques utilisées dans les évaluations CASAL de la sous-zone 48.3. Il convient de noter qu'outre les deux essais de sélectivité mentionnés à la section 3.1 à l'égard des courbes de croissance, il est convenu d'en utiliser un autre qui, en plus du taux de mortalité naturelle, M , de 0,165, qui est celui du cas de base, utilisera une valeur moins élevée de M égale à 0,13. Cette valeur représente la limite inférieure de l'intervalle de valeurs de M (0,13–0,20) utilisé l'année dernière pour l'évaluation. Il est estimé que la limite supérieure de l'intervalle est plus probable, vu les faibles taux de croissance de *D. eleginoides* et les questions soulevées dans WG-FSA-05/18 (voir aussi l'appendice I).

Tableau 8 : Valeurs des paramètres biologiques de *Dissostichus eleginoides* de la sous-zone 48.3.

Composante	Paramètre	Croissance cas de base	Valeur inférieure de croissance L_{∞}	Cas de base M	Valeur inférieure de M	Tous	Unité
Mortalité naturelle	M	0.165	0.165	0.165	0.13		y^{-1}
VBGF	K	0.066	0.067	0.066	0.066		y^{-1}
VBGF	t_0	-0.21	-1.49	-0.21	-0.21		y
VBGF	L_{∞}	1946	1528	1946	1946		mm
Retard de croissance dû à la marque						0.5	y
Taux de perte de marques						0.06	Marque. y^{-1}
Survie immédiate après la pose						0.9	
Probabilité de détection des marques						1.0	
Longueur/poids	'a'					2.5E-09	mm, kg
Longueur/poids	'b'					2.8	
Maturité	L_{m50}					930	mm
Intervalle : 0 à pleine maturité						780–1080	mm
Pente de la relation stock-recrues pour les évaluations ¹ de CASAL	h					0.8	
Pente de la relation stock-recrues pour les projections du GY	h					1.0	
Recrutement lognormal Ecart-type dans les projections MPD du GY et de CASAL	σ_R					0.8	
Recrutement lognormal Ecart-type dans les projections MCMC de CASAL	σ_R					0.7	

¹ La pente du recrutement des stocks est estimée dans les évaluations de l'ASPM.

3.5 Total des prélèvements

25. Le total des prélèvements estimé est donné au tableau 1.

4. Évaluation du stock

26. Deux évaluations distinctes ont été soumises pour examen, chacune évaluant la pêcherie au moyen d'une stratégie différente de modélisation. La première consiste en une évaluation intégrée, effectuée par CASAL, qui utilise les données sur les captures, les taux de capture normalisés, les longueurs dans la capture, les indices de recrutement selon l'âge et les données de marquage. Le cas de base met en jeu deux flottilles, avec des courbes séparées de sélectivité estimée et deux estimations de capturabilité pour la série chronologique des taux de capture. La deuxième évaluation utilise un ASPM augmenté, exécuté dans un tableur Excel, qui utilise des données sur les captures, les taux de capture normalisés et les longueurs dans la capture. Le cas de base de l'ASPM met en jeu une seule flottille et deux périodes de sélectivité différentes (estimées en dehors du modèle), ainsi qu'une estimation unique de capturabilité pour la série chronologique des taux de capture plus une estimation de la pente du rapport de recrutement. D'autres détails sont donnés ci-dessous.

4.1 Comparaison entre CASAL et l'ASPM

27. Le groupe de travail dispose de deux méthodes différentes pour évaluer les stocks de légine dans la sous-zone 48.3 : CASAL (WG-FSA-05/16) et l'ASPM (WG-FSA-05/73). Bien que dans chacune d'elles, les modèles de base présumés de la dynamique de la population reposant sur l'âge soient assez semblables, on note des différences considérables dans les hypothèses et l'application des deux méthodes. Le groupe de travail estime qu'il devrait, tout d'abord, vérifier que les deux méthodes produisent des estimations suffisamment proches quand elles sont appliquées aux mêmes jeux de données et quand les hypothèses avancées sont aussi proches que possible, sans qu'il soit nécessaire de les modifier grandement. Si cette comparaison est satisfaisante, les différences qui s'ensuivent dans les résultats de l'évaluation entre les deux méthodes pourraient raisonnablement être attribuées aux différences dans les hypothèses et les données d'entrée, plutôt qu'à des différences fondamentales dans les méthodes d'évaluation.

28. En conséquence, les deux méthodes sont appliquées à un jeu limité de données constitué de :

- la série des captures totales
- la série complète de CPUE par le GLMM
- les données de fréquence des longueurs de la capture de 1992 à 2005.

Les hypothèses ci-dessous ont été avancées :

- aucune variabilité interannuelle du recrutement
- pente fixée à 0,8 pour le rapport stock-recrutement
- fonctions de sélectivité par âge fixées selon WG-FSA-05/73
- coefficient unique de capturabilité rapprochant la CPUE de la biomasse vulnérable.

29. Des estimations de la biomasse non exploitée (SSB_0) et de la biomasse actuelle du stock reproducteur (SSB_{2005}) sont données au tableau 9 et les ajustements aux données de CPUE pour les deux méthodes sont donnés à la figure 9. Alors qu'il existe de légères différences dans les estimations et les tendances de la CPUE entre les deux séries de résultats, elles sont presque certainement dues à des différences minimales dans l'ajustement des données de CPUE (les erreurs d'observation du GLMM ont servi dans CASAL et une erreur de traitement a été estimée, mais seules les estimations ponctuelles du GLMM ont été utilisées dans l'ASPM). Le groupe de travail indique que les deux méthodes d'évaluation ont produit des résultats suffisamment proches pour qu'il puisse, en toute confiance, estimer que les différences subséquentes dans les résultats étaient dues à des différences dans les hypothèses.

Tableau 9 : Résultats d'essais comparatifs entre CASAL et l'ASPM. Ceux de CASAL sont des estimations de MPD avec nouvelle pondération itérative de la taille appropriée des échantillons de données de capture selon la longueur. Les résultats de l'ASPM sont des estimations de probabilité maximale ajustées sur les captures totales, la CPUE normalisée et les fréquences de longueurs de la capture.

Méthode	SSB_0 (en tonnes)	SSB_{2005} (en tonnes)	SSB_{2005}/SSB_0
ASPM	105 202	57 831	0.55
CASAL	113 647	63 386	0.56

4.2 Évaluation intégrée mise en œuvre par CASAL (voir aussi WG-FSA-05/16 à 05/18)

Structure et hypothèses du modèle CASAL

Dynamique des populations

30. Le modèle de population CASAL utilisé dans l'évaluation de la légine dans la sous-zone 48.3 est un modèle combinant les deux sexes et portant sur une seule zone et sur trois saisons. Le cycle annuel est défini comme suit : la première saison (du 1^{er} décembre au 31 avril) est celle réservée au recrutement (au début) et à la mortalité naturelle ; la seconde, de début mai à fin août, compte la mortalité naturelle et la mortalité par pêche et englobe la période de frai – la moitié de la mortalité, cette saison-là, est antérieure au début de la ponte ; la dernière saison s'étend de début septembre à fin novembre, et finit donc le cycle annuel, avec uniquement une mortalité naturelle. Il est présumé que la mortalité naturelle et la croissance de chaque saison sont proportionnelles à la durée de cette saison sur une année. Les modèles sont exécutés pour les années 1985 à 2005, avec une structure d'âge initiale, non exploitée, équilibrée et un rapport stock-recrues de Beverton-Holt à pente fixe.

31. Parmi les données utilisées dans le modèle, on note la capture déclarée, les données de longueurs dans la capture (1992–2005), les données de CPUE normalisée du GLMM, les données de pose et de recapture des marques et les estimations par âge de la campagne d'évaluation du recrutement du CMIX.

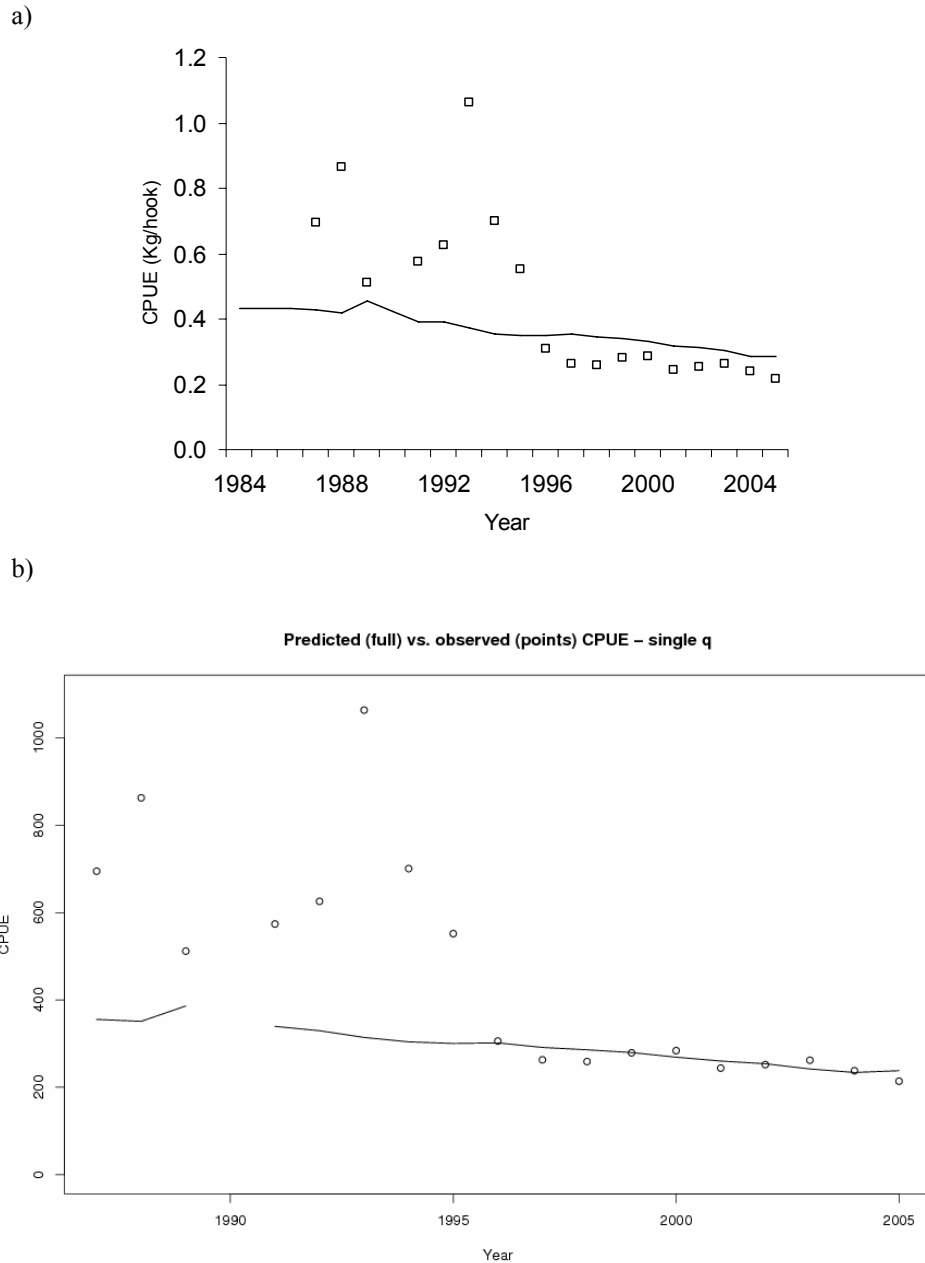


Figure 9 : a) ajustements aux données de CPUE pour l'ASPM ; b) ajustements aux données de CPUE pour CASAL.

32. Les données de fréquence des longueurs antérieures à 1995 sont très difficiles à interpréter, du fait que les taux d'échantillonnage étaient particulièrement bas (tableau 2) et que les unités de mesure de la longueur différaient selon les flottilles, certaines arrondissant au cm inférieur, d'autres au multiple de 3 cm le plus proche, d'autres encore au multiple de 5 cm. Les difficultés rencontrées pour calculer une fréquence des longueurs pondérée en fonction de la capture et qui soit représentative de ces premières années sont expliquées en détail dans WG-FSA-05/18. Ces difficultés sont particulièrement aiguës pour les années antérieures à 1992, du fait qu'il n'existe aucune donnée de la pêcherie pour 1987, 1988 ou 1989. L'évaluation CASAL n'utilise donc que les données de fréquence des longueurs de

1992 à 2005, ces données provenant, d'ailleurs, de toutes les flottilles ayant mené des opérations de pêche ces années-là.

33. Vu les changements importants ayant affecté la pêcherie de 1995 à 1998 et décrits au paragraphe 14 (changement de période de pêche, de flottilles, de navires et de répartition bathymétrique), il est fort improbable que la sélectivité et la capacité de capture de la flottille soient encore les mêmes après ces changements (donc, à partir de 1998) qu'avant (soit, avant 1997). L'évaluation du cas de base de CASAL part donc de l'hypothèse que ce sont deux flottilles qui pêchaient la légine dans la sous-zone 48.3 : la première, russe/chilienne, de 1985 à 1997 (mais avec des captures importantes à partir de 1989 uniquement), puis une flottille de diverses nationalités, de 1998 à nos jours. La saison 1997/98 a été sélectionnée comme étant la première année pour la seconde flottille, principalement parce que cette année-là, la flottille a commencé à pêcher d'une manière différente, prenant des poissons de plus petite taille, en eaux moins profondes et uniquement en hiver. Les différences de pratiques de pêche entre les deux périodes se reflètent dans les modes des données de fréquence des longueurs de 1992–1997 qui sont très différents de ceux observés à partir de 1998 (figure 6). La flottille est restée stable depuis cette époque.

34. En conséquence, dans le cas de base de l'évaluation CASAL, un modèle à deux flottilles a été utilisé, chacune ayant sa propre fonction normale double (estimée) de sélectivité selon l'âge. La première flottille menait ses opérations de 1985 à 1997, la seconde de 1998 à nos jours. Ce modèle, divisé sur le plan temporel et à deux flottilles, devait refléter le changement marqué des modes de données de fréquence des longueurs entre 1992–1997 et la période actuelle depuis 1998. Une alternative a également été considérée, avec une seule sélectivité normale double (estimée) selon l'âge.

Estimation du modèle

35. Les passages exploratoires et les analyses de sensibilité sont exploités par une analyse bayésienne d'estimation ponctuelle (densité postérieure maximale, MPD pour l'expression anglaise "maximum posterior density") – similaire à l'estimation du maximum de vraisemblance, mais tenant aussi compte, dans la fonction objective, d'hypothèses sur les paramètres présentant de l'intérêt. Pour tenir compte de l'incertitude paramétrique dans les derniers passages du modèle, on a utilisé CASAL et appliqué la méthode de Monte Carlo par chaîne de Markov (MCMC) pour extraire un échantillon de la distribution postérieure de probabilité des paramètres (données mises à jour). Ceci permet d'explorer pleinement l'espace paramétrique du modèle, et non uniquement les valeurs paramétriques les plus probables, comme le ferait la méthode exploratoire MPD.

Hypothèses sur les observations

36. Les données de capture selon la proportion des longueurs, pour 1992–2005, sont ajustées à la composition de proportion des longueurs prévue par le modèle, au moyen d'une vraisemblance multinomiale.

37. Il est présumé que les indices de CPUE adoptent une distribution lognormale à l'égard de la biomasse vulnérable prévue par le modèle au milieu de la saison de pêche, par le biais

d'une capturabilité constante q . Il est tenu compte de l'erreur d'observation en utilisant les estimations du CV annuel obtenues par la normalisation du GLMM. Un autre CV d'erreur de traitement est également estimé pour tenir compte de la variance supplémentaire nécessaire pour que le modèle de population puisse interpréter les observations de CPUE.

38. Les événements de pose de marques de 2000, 2001, 2002, 2003 et 2004 sont incorporés dans le modèle, mais vu le nombre relativement faible de récupération et l'ampleur des longueurs/âges des individus recapturés en 2001–2003, seuls les événements de recapture de 2004 et 2005 ont été utilisés. Les recaptures d'une même année ou d'une même saison ont été omises des observations pour tenir compte du mélange peut-être incomplet des premiers mois après la remise en liberté. Les événements de pose et de recapture de marques se sont déroulés pendant la saison de pêche (2^e saison), avec une probabilité de détection des marques recapturées égale à un. L'estimation du nombre de poissons scannés de chaque classe de longueur correspondant à celles des données de recapture, a été dérivée de la capture totale, de la proportion des longueurs dans la capture et du poids moyen des poissons.

39. Chaque année, les longueurs des individus remis en liberté et des poissons recapturés varient de 20 à 220 cm en catégories de fréquences de 10 cm.

Erreur de traitement et pondération des données

40. Outre l'erreur de traitement estimée en ce qui concerne les observations de la CPUE, la taille des échantillons qu'il conviendra d'utiliser pour étalonner les données de fréquence des longueurs et les niveaux de sur-dispersion possible apparents dans les populations marquées estimées sont examinés. Pour les deux jeux d'observations, des formules standard ont servi à estimer ces quantités après un passage initial MPD du modèle avec les tailles d'échantillons/valeurs de dispersion d'origine. Les tailles d'échantillons effectives/valeurs de dispersion réelles prévues par l'ajustement du modèle au jeu de données ont ensuite été adoptées et un passage secondaire de MPD a été exécuté. Si les valeurs d'échantillons/valeurs de dispersion recalculées prévues étaient proches de celles calculées par le premier passage de MPD, il peut alors être conclu que chaque jeu de données reçoit la pondération correcte dans la vraisemblance.

Pénalités

41. Deux types de pénalités sont inclus dans le modèle. La première, une pénalité sur la capture empêche le taux d'exploitation estimé d'une année de dépasser un maximum spécifié et fixé à 0,4¹ dans les modèles d'évaluation CASAL. La deuxième, une pénalité sur le marquage décourage les estimations de population qui sont trop faibles pour permettre de marquer le nombre correct de poissons.

¹ Lors de l'examen de ces évaluations, il a été suggéré que pour celles qui affichaient la plus grande baisse de SSB, un taux d'exploitation maximal plus élevé (1,0 par ex.) pourrait être plus approprié.

Priors

42. Dans un modèle bayésien, tous les paramètres libres estimés nécessitent la définition d'un prior et des bornes qui contraignent l'estimation. Le tableau 10 montre les paramètres libres estimés dans les modèles CASAL, ainsi que leurs valeurs extrêmes respectives et la paramétrisation des priors.

Tableau 10 : Paramètres libres, et leurs priors et bornes dans les modèles d'évaluation de CASAL.

Paramètre	Prior	Borne inférieure	Borne supérieure
B_0 (SSB vierge)	Uniforme-log	20 000	1e+6
Q (capturabilité)	Uniforme-log	1e-8	1e-1
A^* (max. sel. âge)	Uniforme	1	50
s_l (déclin de sel. à gauche)	Uniforme	0.05	500
s_r (déclin de sel. à droite)	Uniforme	0.05	500
CV (CPUE obs.)	Uniforme-log	0.01	10

Sélectivité et croissance

43. Dans CASAL, la sélectivité de la pêche est estimée directement en tant qu'évaluation intégrée. La sélectivité selon l'âge est exprimée en tant que courbe normale double de la forme suivante :

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

$$s(a) = 2 \frac{(a-m)^2}{r^2} \quad \text{si } a \geq m$$

où $s(a)$ est la sélectivité à l'âge a , m est l'âge de sélection maximale, l = le terme de déclin à gauche, r = le terme de déclin à droite. Les principales données qui donnent des informations sur les sélectivités sont les fréquences de longueurs de la capture annuelle et les récupérations de marques par longueur. En prévoyant les fréquences de longueurs de la capture annuelle et les retours de marques par longueur, la courbe de sélectivité selon l'âge est interprétée au moyen de la courbe de croissance spécifiée, du CV spécifié de longueur par âge (autre paramètre d'entrée de CASAL) et de la dynamique de la population. En conséquence, il existe une forte interaction entre la courbe de sélectivité estimée et la courbe de croissance présumée.

44. De même, comme cela est indiqué dans Candy (2005 – WG-FSA-SAM-05/13) et WG-FSA-05/18, les données de longueur selon l'âge provenant de la pêcherie commerciale sont également affectées par la sélectivité. WG-FSA-05/18 applique la méthode de WG-FSA-SAM-05/13 pour estimer les paramètres des courbes de croissance de von Bertalanffy en tenant compte des schémas de sélectivité estimés dans les évaluations CASAL décrites dans WG-FSA-05/16. Ceux-ci ont été révisés pendant la réunion et une série de paramètres, ainsi obtenue pour différentes courbes de sélectivités, est illustrée à la figure 10.

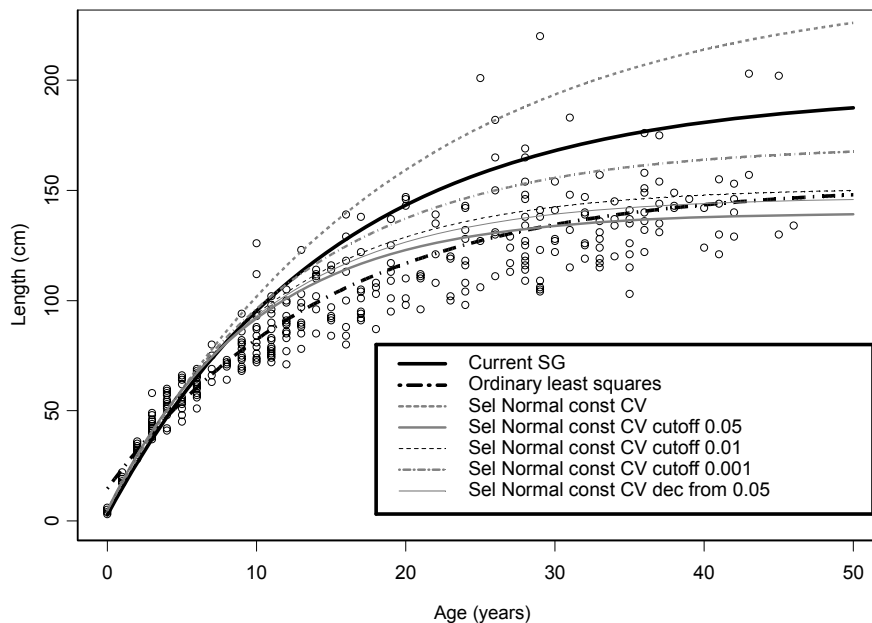


Figure 10 : Courbe de croissance actuelle de von Bertalanffy pour la sous-zone 48.3 et courbes de croissance ajustées aux données de longueurs selon l'âge (cercles) de Belchier (2004, WG-FSA-04/86) par la méthode des moindres carrés ordinaires et corrigées pour tenir compte de la sélectivité, telles qu'elles sont estimées dans le cas de base de l'évaluation de CASAL (Sél. normale, CV constant).

45. Le groupe de travail note qu'il n'est pas possible à l'heure actuelle d'estimer de manière fiable une courbe unique de croissance de *D. eleginoides* de cette région qui soit corrigée en fonction de la sélectivité. L'une des raisons en est que la fonction de vulnérabilité estimée dans CASAL est un mélange de sélectivité/disponibilité fondé sur la longueur et l'âge. L'impact de ceci dépendra de la contribution de la sélectivité fondée sur la longueur à ces paramètres. Une autre source probable d'incertitude est la différence de croissance entre les sexes. Les observations de légines d'autres secteurs indiquent qu'elles affichent un dimorphisme sexuel de taille et de maturité.

46. Le groupe de travail estime qu'en plus de la courbe de croissance de von Bertalanffy du cas de base aux paramètres identiques à ceux utilisés dans l'évaluation de l'année dernière ($L_{\infty} = 194,6$, $K = 0,066$ et $t_0 = -0,21$; par la suite dénommé "cas de base"), en tant qu'alternative, le test de la courbe de croissance estimée par les moindres carrés ordinaires appliqués aux données de Belchier (en ignorant les effets de la sélectivité) devrait également être utilisé dans les évaluations effectuées à la présente réunion. Les paramètres de cette courbe de croissance étaient $L_{\infty} = 152,8$, $K = 0,067$ et $t_0 = -1,49$ (par la suite dénommé " L_{∞} faible").

47. Une vérification croisée a été effectuée avec les résultats des données de marquage au moyen des méthodes décrites dans WG-FSA-05/17. Pour les trois années de recapture 2003, 2004 et 2005, le nombre de poissons marqués dans la population a été estimé à différentes longueurs, compte tenu de la date de la remise à l'eau et de la croissance présumée des poissons depuis la remise à l'eau, en présumant une période de retard de croissance provoqué

par la marque, égale à 0,5 an et une mortalité naturelle égale à la mortalité par pêche (estimée à partir des données de marquage dans WG-FSA-05/18). Il est présumé que les poissons marqués auront une distribution de longueurs uniforme et qu'ils auront une probabilité de capture égale par groupe de longueur. La figure 11 montre que la récupération des marques selon la longueur suit les profils de sélectivité déterminés par CASAL et d'autres méthodes d'évaluation et qu'elle dépend du modèle de croissance utilisé (voir ci-dessus).

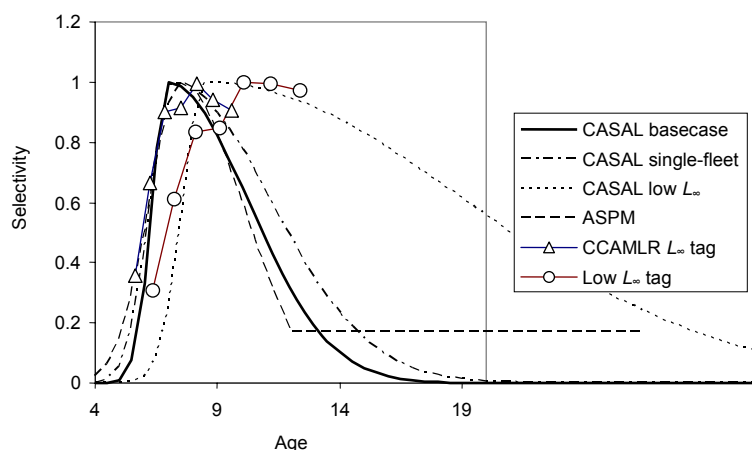


Figure 11 : Fonctions de sélectivité de la sous-zone 48.3 : à partir des paramètres de croissance actuel de la Géorgie du Sud (L_{∞} marques CCAMLR, L_{∞} 194,5 cm), deux sélectivités dérivées de CASAL sont présentées, avec les passages du cas de base et d'une seule flottille, la sélectivité de l'ASPM (WG-FSA-05/73) et la sélectivité dérivée des marques (Δ). En utilisant les paramètres de croissance reposant sur les moindres carrés ordinaires (L_{∞} = 152,8 cm), la sélectivité déterminée par CASAL et la sélectivité dérivée des marques (\circ) s'accroissent.

48. A. Constable note que, par le passé, le groupe de travail présumait que la pêche à la palangre capturait une proportion importante de poissons matures. La taille à la maturité, au tableau 8, combinée avec les fonctions de sélectivité et les courbes de croissance correspondantes indique que le scénario du cas de base de CASAL capturerait principalement des juvéniles de poissons alors que le scénario L_{∞} faible comprendrait une proportion plus importante de poissons matures. Étant donné que le second scénario semble coïncider avec les hypothèses qui avaient été avancées par le groupe de travail, il estime que les analyses de la proportion de poissons matures dans la capture pourraient, le cas échéant, servir à différencier ces deux hypothèses.

Passages du cas de base CASAL et analyses de sensibilité

49. Pour les passages du modèle d'évaluation CASAL, le modèle de base est un modèle à deux flottilles, ajusté aux données de CPUE du GLMM, de longueurs dans la capture, de campagnes d'évaluation du recrutement et de marquage-recapture (cas de base). Trois autres modèles ont été identifiés par le groupe de travail en tant que tests de sensibilité :

- i) évaluation fondée sur une seule flottille (une flottille) ;

- ii) évaluation fondée sur deux flottilles, au moyen d'une nouvelle courbe de croissance dérivée de l'ajustement des moindres carrés ordinaires aux données de longueurs selon l'âge (L_{∞} faible) ;
- iii) une évaluation fondée sur un taux de mortalité naturelle moins élevé, $M = 0,13$ (M faible).

50. L'une des questions importantes concernant les passages de l'évaluation CASAL est la manière dont il faudrait traiter la variabilité interannuelle du recrutement, dont l'estimation est une option dans CASAL. Les points clés ont trait à l'étendue des informations sur la variabilité du recrutement dans les différents jeux de données et à leur estimation systématique.

51. En principe, les données des campagnes d'évaluation du recrutement forment la source principale des informations sur le recrutement annuel, mais les estimations de densité par âge dérivées du CMIX indiquent que peu de cohortes, peut-être même aucune, progressent de manière constante et prévisible d'une classe d'âge à l'autre, parmi les plus jeunes. Lorsque les estimations selon l'âge provenant des campagnes d'évaluation sont incorporées dans le modèle d'évaluation CASAL du cas de base, l'ajustement à ces données est particulièrement peu satisfaisant et la série estimée de recrutement annuel est pratiquement identique à celle estimée lorsque les données des campagnes d'évaluation sont omises de l'estimation. Même lorsque les données de campagnes d'évaluation du recrutement reçoivent une pondération très élevée dans l'évaluation (en réduisant artificiellement les CV de l'erreur d'observation), on observe le même effet. Ceci semblerait indiquer que les données des campagnes d'évaluation n'offrent aucune information utile sur le recrutement annuel dans le contexte de l'évaluation intégrée.

52. Les données restantes qui pourraient apporter des informations sur la variabilité du recrutement sont les données de fréquence des longueurs dans la capture et les données de CPUE. Les fréquences des longueurs dans la capture sont très stables, et ce, surtout ces dernières années et ne montrent aucun signe que les classes d'âges se déplacent dans la population exploitable. Par le passé, les données de CPUE affichaient une variation considérable, mais il est vrai qu'elles font l'objet d'erreurs importantes d'observation et il est peu probable que les variations éventuelles soient dues à une variation du recrutement. Par contre, l'erreur d'observation des données de CPUE de ces dernières années est peu élevée et ces données sont très stables, ce qui, de nouveau, semble indiquer que le recrutement ne fait l'objet d'aucune variabilité.

53. Il est clair que les données utilisées dans ces scénarios de CASAL ne contiennent pas d'informations sur la variabilité du recrutement, ce qui ne veut pas forcément dire que le recrutement ne fait pas l'objet d'une variabilité. Il est possible les changements annuels de la pêcherie soient si subtils qu'il n'en découle aucune indication de changement du recrutement. Par exemple, des considérations opérationnelles peuvent entraîner (ou non) des différences de CPUE et de structure des tailles de la capture qui ne sont pas liées aux caractéristiques du stock (WG-FSA-05/4, paragraphe 2.10). Dans ces circonstances, le modèle n'aura suffisamment de données pour capturer ni toutes les relations entre les différents paramètres, ni l'importance de ces paramètres, dont l'un pourrait être la variabilité du recrutement.

54. Les essais dans lesquels la pondération attribuée aux données de CPUE était relative à celle donnée aux autres observations révèlent que les tendances du recrutement annuel estimé

varient nettement avec les pondérations relatives de la CPUE. Quand une pondération relative élevée est attribuée aux données de CPUE, les variations du recrutement estimé sont arrangées de sorte qu'elles soient le mieux ajustées possible aux données de CPUE et elles présentent un ajustement bien moins précis aux autres jeux de données. En réalité, le modèle ajuste le recrutement minutieusement d'une année à une autre afin de produire le meilleur ajustement possible à la CPUE. Lorsque les données de CPUE sont pondérées à la baisse, une série différente de recrutement est estimée, qui semble produire un meilleur ajustement aux autres observations du modèle. Ce comportement, dans des circonstances dans lesquelles les sources de données ne montrent pratiquement aucune évidence visuelle de la variabilité du recrutement, donne une indication sans équivoque d'un modèle surparamétrisé dans lequel les paramètres estimables supplémentaires représentés par les variations du recrutement sont simplement utilisés pour affiner l'ajustement, en fonction de la pondération relative des observations, plutôt que pour produire une représentation cohérente des variations annuelles du recrutement. En conséquence, dans le cas de base et les analyses de sensibilité, les anciennes variations du recrutement n'ont pas été incorporées dans le modèle CASAL. Le recrutement et la variabilité du recrutement du stock d'origine sont estimés par le modèle, directement à partir du rapport stock-recrues, mais dans les simulations de MCMC, il est tenu implicitement compte de l'incertitude paramétrique de ce rapport.

Résultats de l'estimation ponctuelle (MPD)

55. Bien que l'on ait effectué des simulations de MCMC, à titre de précision, nous récapitulons les ajustements de chacun des quatre modèles CASAL proposés à l'égard des passages de l'estimation ponctuelle de MPD. Le tableau 11 donne une vue d'ensemble des principales valeurs paramétriques calculées pour les quatre passages du modèle, ainsi que leur valeur respective de critère d'information bayésien (BIC), qui est interprétée d'une manière très proche du critère d'information d'Akaike (AIC) : le modèle qui réduit au minimum le BIC ou l'AIC est probablement le plus fiable. Bien que l'évaluation du cas de base soit, sur le plan numérique, le BIC le plus faible, rien ne permet de croire que ce modèle est nettement préférable aux autres modèles considérés.

Tableau 11 : Examen des estimations paramétriques des quatre modèles CASAL, au moyen des résultats des estimations MPD. BIC – Critère d'information bayésien.

Modèle	BIC	B_0 (tonnes)	Paramètres de sélectivité 1 (voir éq. 1)	Paramètres de sélectivité 2 (voir éq. 1)	Erreur de traitement CV (CPUE)
Cas de base	774.32	176 969	9.21, 2.17, 4.53	6.95, 0.74, 3.9	0.39
L_∞ faible	777.91	70 372	12.4, 3.22, 13.8	8.1, 1.07, 12.5	0.36
M faible	782.4	266 953	9.02, 2.2, 4.27	6.92, 0.76, 3.8	0.39
Une flottille	785.9	163 986	7.74, 1.4, 5.35	N/A	0.46

56. Les estimations de q relatives à la première et à la dernière flottilles dans l'évaluation du cas de base étaient respectivement de 0,0080 et 0,0051.

57. Les diagnostics d'ajustement du modèle et la précision des ajustements obtenus par le modèle de base sont illustrés aux figures 12 à 16.

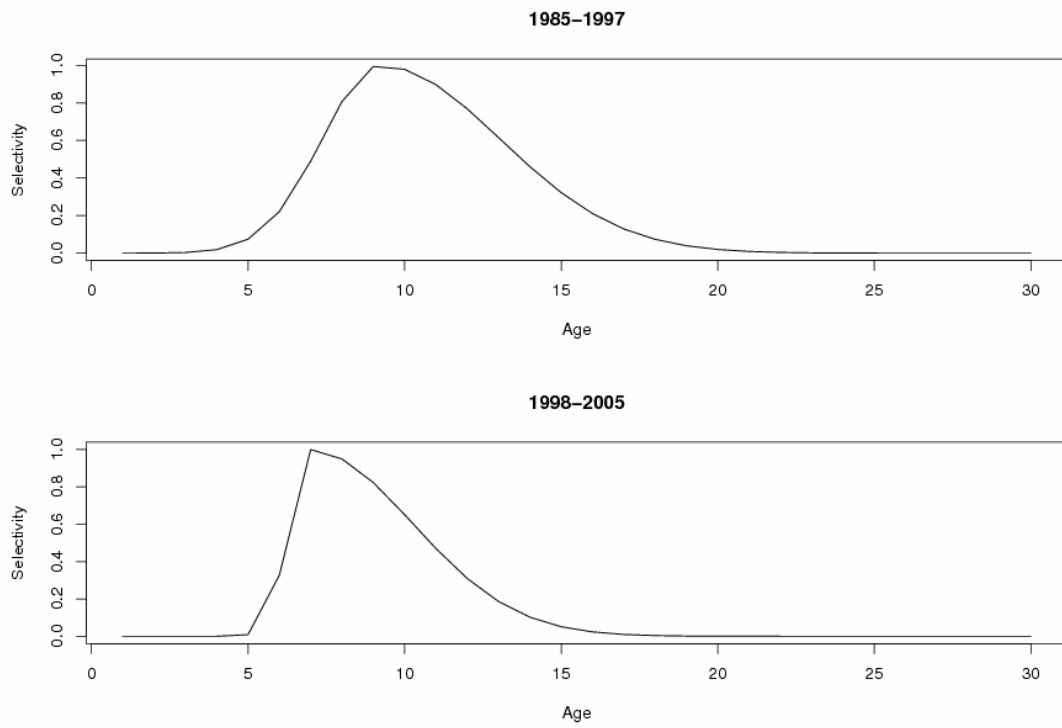


Figure 12 : Courbes de sélectivité estimées dans le modèle de base.

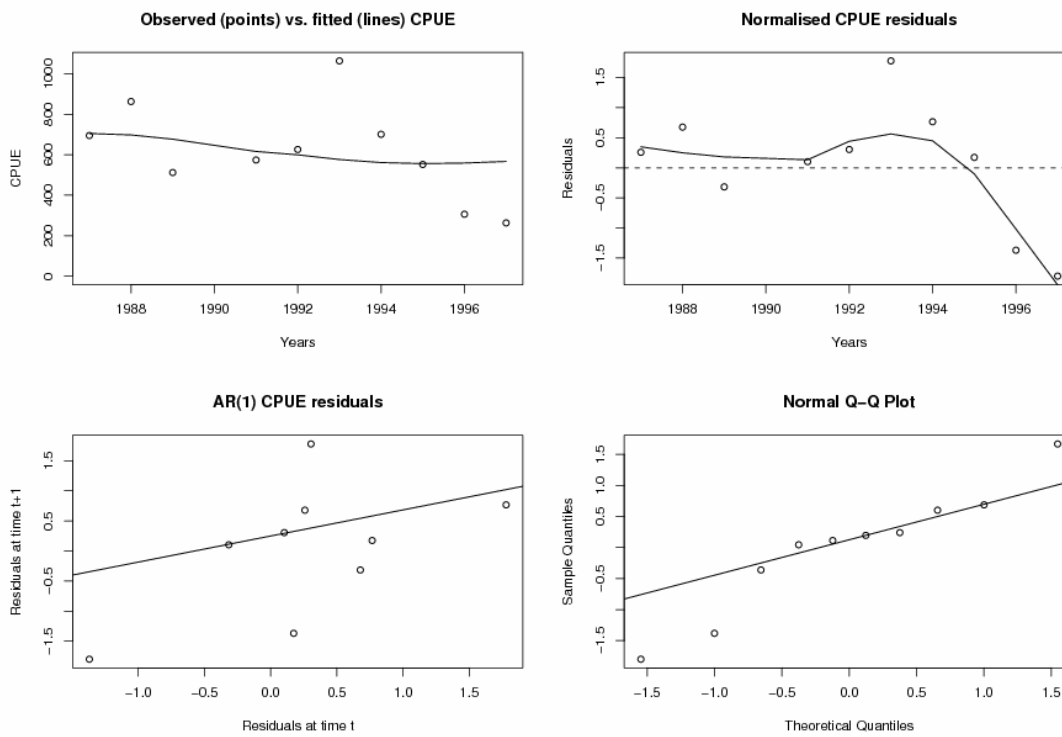


Figure 13 : Ajustement à la série de CPUE de la première flottille, modèle de base.

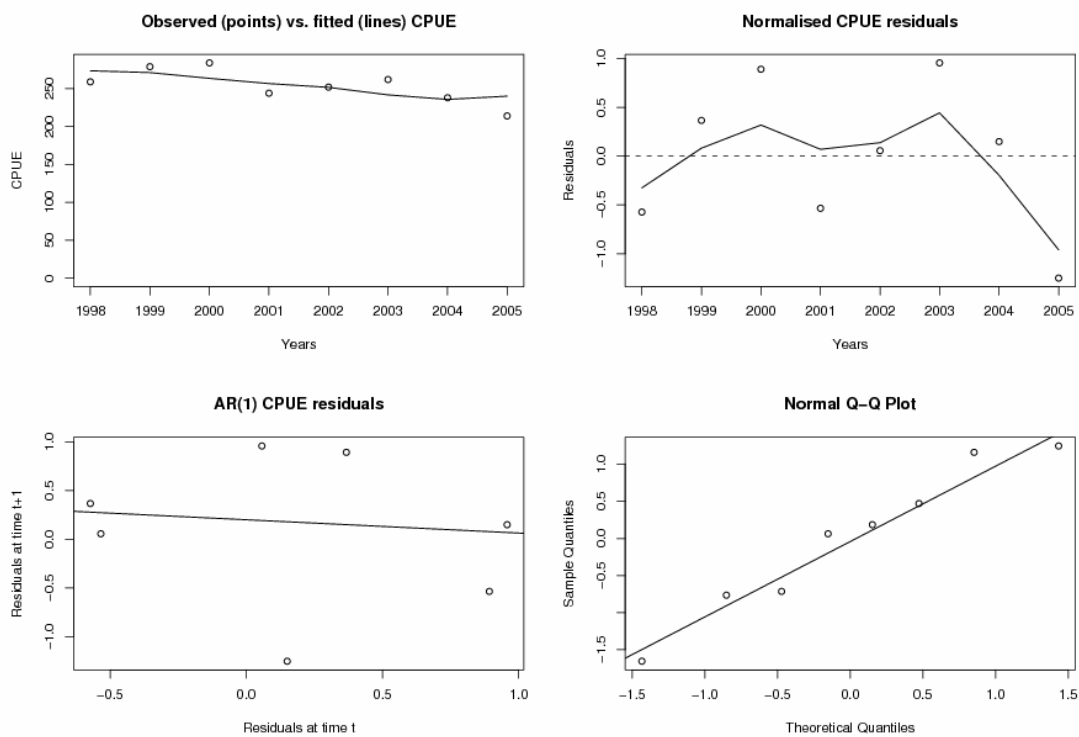


Figure 14 : Ajustement à la CPUE de la deuxième flottille, modèle de base.

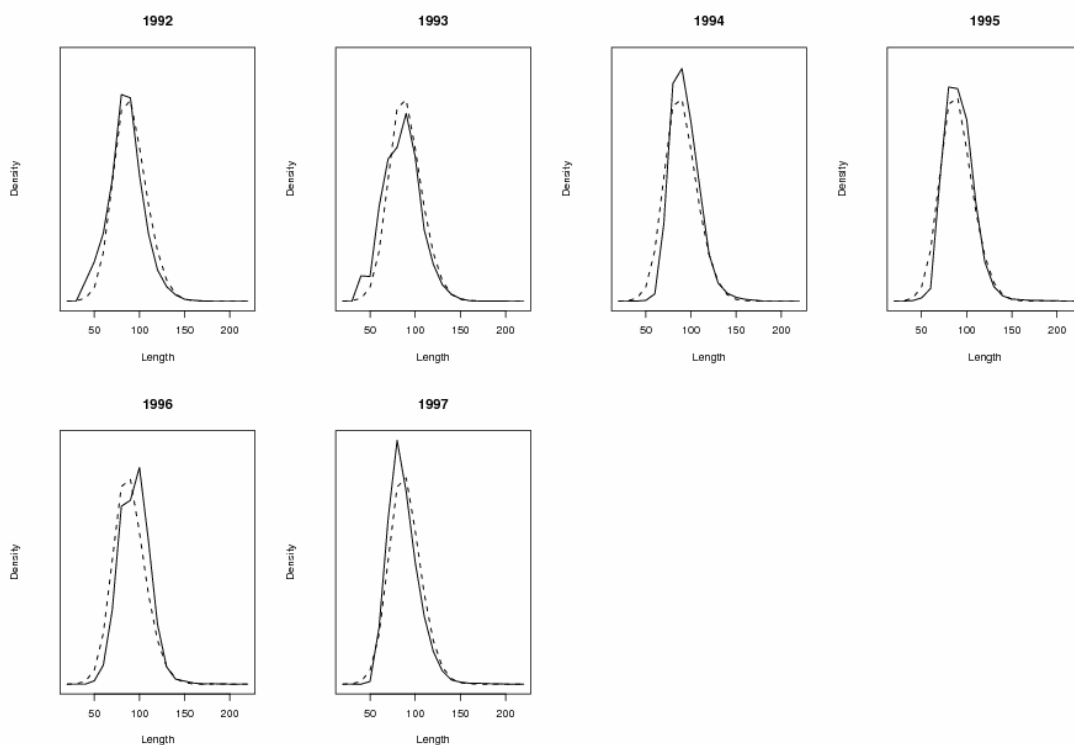


Figure 15 : Ajustement aux fréquences de longueurs de la capture de la première flottille, modèle de base.

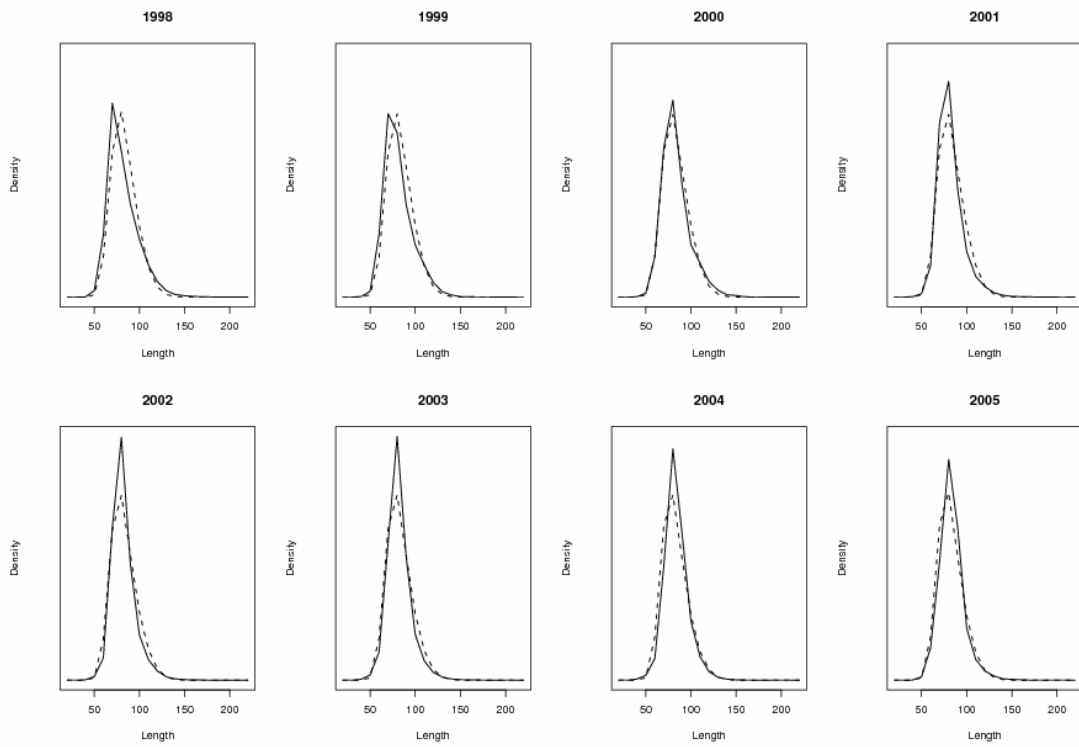


Figure 16 : Ajustement aux fréquences de longueurs de la capture de la deuxième flottille, modèle de base.

58. Les trajectoires des stocks sont illustrées à la figure 17.

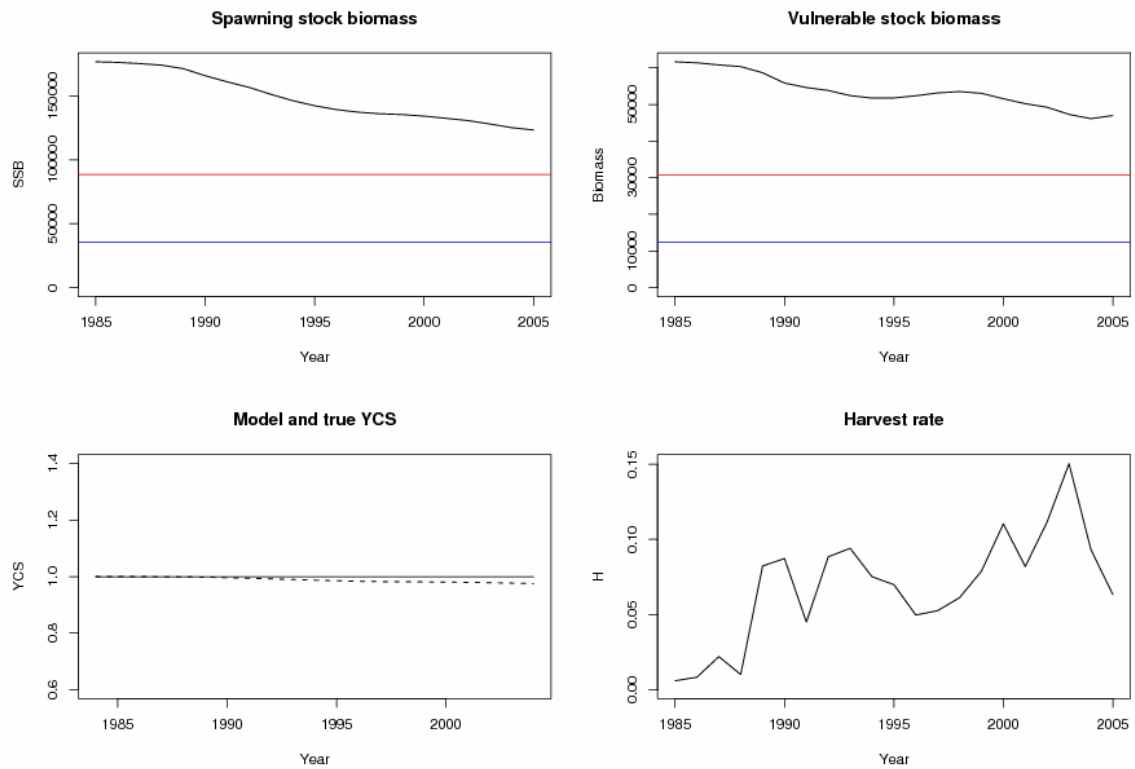


Figure 17 : Trajectoires du stock dans l'ajustement du cas de base par CASAL.

59. Comme cela peut être constaté, la correspondance avec tous les jeux de données était particulièrement réussie, sauf dans le cas des données de CPUE de la première flottille qui a donné un ajustement médiocre et pour lequel l'erreur de traitement est estimée avec un CV de 0,4. La qualité de l'ajustement doit, toutefois, être jugée en fonction du nombre important d'erreurs d'observation, pour la plus grande partie de cette série (voir figure 5).

60. Tous les modèles fondés sur deux flottilles s'ajustent aux données de manière très semblables. Le modèle fondé sur une seule flottille ne semble pas s'ajuster aux données de fréquence des longueurs aussi bien.

61. Les fonctions de sélectivité selon l'âge estimées dans les divers modèles montrent des similarités entre le cas de base et les scénarios de M faible et de flottille unique alors que le scénario de L_{∞} faible a une sélectivité selon l'âge beaucoup plus large, ce qui est prévisible vu la longueur réduite à chaque âge pour les poissons de plus de 5 ans et la nécessité d'un ajustement aux mêmes données de fréquence des longueurs (voir figure 11).

Résultats de MCMC

62. Vu le temps nécessaire pour une exécution complète de MCMC (ces modèles CASAL prennent environ 27 heures sur un ordinateur puissant), l'algorithme MCMC standard CASAL n'a été utilisé que pour le cas de base, celui du modèle fondé sur deux flottilles. On ne disposait pas de suffisamment de temps pendant la réunion pour effectuer des passages de MCMC semblables pour tous les autres modèles. Pour les trois autres cas, on a utilisé une approximation bien définie, en utilisant les données provenant des résultats MPD de CASAL. La distribution de probabilité postérieure peut pratiquement être remplacée par une distribution normale multivariée dont la moyenne est définie par le mode postérieur et la variance par la matrice de covariance remplacée dans le processus de minimisation. Vu la justesse des estimations de l'algorithme de minimisation, cette approximation est bien définie et compatible avec les méthodes de MCMC qui prennent davantage de temps, alors qu'elle produit très rapidement un échantillon de MCMC avec le même mode postérieur et une structure de variance-covariance d'approximation du type de celle qui est contenue dans la distribution postérieure réelle concernée. La justesse de la méthode normale multivariée d'approximation est examinée en reprenant le passage MCMC du cas de base utilisant cette approximation. L'approximation normale multivariée estime la médiane SSB_0 à 176 043 tonnes avec un intervalle de confiance à 95% (152 848–198 608 tonnes). L'écart le plus important est d'environ 3% dans les queues.

63. Pour le passage MCMC de CASAL, les tests de convergence exposés dans WG-FSA-05/16 indique que la convergence a bien été atteinte. La médiane et les intervalles de confiance à 95% pour les quatre ajustements de CASAL sont donnés au tableau 12.

Tableau 12 : Médiane et intervalles de confiance à 95% (en tonnes) de la SSB initiale en équilibre (B_0), de la SSB actuelle (B_{2005}), du rapport entre la SSB actuelle et la SSB initiale (B_{2005}/B_0), de la biomasse vulnérable initiale (VB_0) et de la biomasse vulnérable actuelle (VB_{2005}) pour chaque modèle de CASAL.

Modèle	B_0 (milliers)	B_{2005} (milliers)	B_{2005}/B_0	VB_0 (milliers)	VB_{2005} (milliers)
Cas de 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)
L_∞ faible	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)
M faible	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)
1 flottille	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)

Calculs de rendement

64. CASAL permet de réaliser une projection de la dynamique des stocks dérivée d'anciennes données pour toute une gamme de scénarios futurs. Une projection de capture constante permet de calculer le rendement à long terme qui correspond aux règles de décision de la CCAMLR. Le rendement à long terme est le rendement minimum, γ , qui :

- i) donne une probabilité plus élevée que 0,5 de dépasser 50% de la SSB équilibrée d'origine au bout de 35 ans ;
- ii) ne permet jamais à la trajectoire de la SSB de chuter au dessous de 20% de la SSB équilibrée d'origine plus de 10% du temps.

65. C'est au moyen d'une projection effectuée avec le modèle CASAL qu'il est le plus facile de calculer le rendement à long terme fondé sur les résultats des quatre évaluations CASAL. Ceci peut être réalisé de deux manières différentes. La première consiste à utiliser la méthode de projection de l'estimation ponctuelle qui utilise de manière aléatoire les recrutements passés et à venir (en se fondant sur un écart aléatoire lognormal spécifié par l'utilisateur) pour introduire une incertitude additionnelle dans l'interprétation de la dynamique future. La deuxième méthode de projection utilise directement l'échantillon de MCMC. Dans cette méthode de projection, chaque élément de la chaîne de Markov produit une trajectoire correspondante des stocks passés et à venir. Une autre incertitude peut être incluse dans ce processus de projection, en définissant de nouveau une forme souhaitable de déviations stochastiques du recrutement. Vu l'absence de valeur constante estimée de la magnitude de ces variations du recrutement pour tous les stocks évalués, il est convenu :

- i) pour les projections, telles que celles qui utilisent la méthode MPD de CASAL ou le GYM, un écart aléatoire lognormal du recrutement serait appliqué, avec un écart-type de 0,8 ;
- ii) pour les projections de MCMC, un écart aléatoire lognormal du recrutement serait appliqué, avec un écart-type de 0,7.

66. La raison pour laquelle cette valeur de l'écart-type de l'écart aléatoire du cas de MCMC est plus faible est que l'incertitude paramétrique fait partie intégrante du processus d'estimation de MCMC et que le fait d'avoir une valeur moins élevée de variabilité du recrutement de la projection tient compte de ce fait.

67. L'année dernière, les estimations de rendement à long terme correspondant aux estimations de marquage de la biomasse vulnérable ont été calculées au moyen du GYM, en ajustant le recrutement moyen pour que la biomasse vulnérable médiane actuelle du GYM corresponde à l'estimation du marquage. Les études effectuées par le groupe de travail révèlent que le GYM pourrait produire, pour le passé, des tendances soit de SSB, soit de biomasse vulnérable, très similaires à celles obtenues dans les ajustements de CASAL, mais pas des deux. En conséquence, deux séries de calculs du GYM ont été effectuées, dans lesquelles soit les estimations du GY de la SSB médiane actuelle, soit la biomasse vulnérable actuelle ont été rapprochées des estimations² CASAL correspondantes.

68. Le tableau 13 donne les rendements à long terme qui ont pu en être dérivés. Les rendements de projection du GY sont proches de la projection MCMC, particulièrement lorsqu'ils sont rapprochés de la SSB actuelle.

Tableau 13 : Rendements à long terme (en tonnes) satisfaisant aux règles de décision de la CCAMLR, pour chaque modèle d'évaluation CASAL, à l'aide des méthodes de projection de CASAL, MPD et MCMC et les deux méthodes du GY.

Modèle	Projection MPD	Projection MCMC	Projection GY correspondant à la SSB actuelle	Projection GY correspondant à la vulnérable biomasse
Cas de base	5573	5629	5590	6128
L_{∞} faible	3315	3407	3030	3207
M faible	5794	5876	6055	6709
Une flottille	5371	5428	5434	6643

4.3 Modèle de production fondé sur l'âge (ASPM)

Description générale du modèle

69. L'ASPM est l'application de la version utilisée sur le plateau de Patagonie. Il est dérivé de celle qui a servi à Brandão et Butterworth (2003, 2004) pour évaluer la biomasse de *D. eleginoides* dans les îles du Prince Édouard et modifié pour permettre la variabilité du recrutement et l'ajustement aux captures. La formulation générale du modèle est décrite dans WG-FSA-05/73.

Données d'entrée

Données de CPUE

70. Le modèle de base est mis en œuvre en tant que modèle portant sur un seul secteur et une seule pêcherie. Les valeurs de CPUE correspondant aux années 1993–1995 ne sont pas comprises dans l'ajustement du cas de base du modèle parce qu'il est considéré qu'elles ne

² En pratique, pour chaque modèle, un GYM a été exécuté dans lequel SB_{2005} est très proche de l'estimation CASAL de SB_{2005} et on a calculé la biomasse reproductrice médiane, la biomasse vulnérable et le rendement. Ce rendement a été ajusté au prorata pour que, soit SB_{2005} soit VB_{2005} provenant des passages du GYM corresponde exactement aux estimations de CASAL.

reflètent pas l'abondance de la légine. Un examen plus détaillé de cette question figure dans WG-FSA-05/73 et WG-FSA-SAM-05/5.

71. La série de CPUE normalisée du GLM et du GLMM indique une première tendance positive pour 1985–1987 et une tendance légèrement négative entre 1988 et 1991 (figure 5). Par la suite, les valeurs de CPUE augmentent de 1992 à 1993 puis baissent rapidement de 1993 à 1996. Enfin, la CPUE semble rester relativement stable jusqu'en 2005, ce qui est encore plus évident dans la série de CPUE du GLMM.

72. Comme cela a déjà été décrit dans différents documents, la tendance positive initiale de la CPUE est probablement liée au peu d'expérience de la flottille quant à la recherche des principaux lieux de pêche de légine, ce qui est courant au début de l'exploitation d'une nouvelle pêcherie. De ce fait, la seconde période (1988–1992), affichant une légère tendance à la baisse, pourrait refléter la densité de poisson dans les lieux de pêche ayant fait l'objet d'une campagne d'évaluation. Ensuite, la variation très nette, observée dans la CPUE entre 1992 et 1996, pourrait s'expliquer par plusieurs facteurs. Agnew *et al.* (2004 – WG-FSA-SAM-04/17) mentionne les changements possibles de secteurs ou de profondeurs de pêche, les changements de comportement de la pêcherie dus à la présence d'observateurs internationaux à bord depuis 1994, les erreurs d'estimation de l'effort (sous-estimation) les premières années, les erreurs d'estimation de la CPUE normalisée en raison de changements de navires au cours de la période ou encore la pêche INN dont il n'était pas suffisamment tenu compte en 1995–1996. Tous ces facteurs, conjointement ou individuellement, peuvent affecter les estimations de CPUE, ce qui signifie que les valeurs normalisées ne reflètent pas l'abondance de légine. Ainsi, il semblerait que la hausse de la CPUE de 1992 à 1993 puisse indiquer une plus grande disponibilité de légine pour la flottille sans toutefois indiquer un changement réel d'abondance. De plus, il ne peut pas être considéré qu'une forte hausse du recrutement puisse avoir causé la hausse de la CPUE, la plus haute jamais observée, car elle ne pourrait pas vraiment être attribuée aux classes d'âge de un ou deux ans. Cette considération émane du fait que dans une population composée d'au moins 35 classes d'âge, la contribution relative du recrutement serait absorbée par les 34 autres classes. De plus, si une ou deux classes d'âge successives exceptionnellement abondantes étaient incorporées dans la population exploitable, ceci devrait être clairement visible dans la structure de la capture selon les longueurs, ce qui n'est évident en aucune année.

73. D'un autre côté, la forte baisse de la CPUE pour la période de 1993–1996 ne peut pas vraiment être attribuée à la quantité de la capture totale, car avec des taux de prélèvement semblables, les valeurs de CPUE affichaient une légère hausse en 1992–1993.

74. Le meilleur signe existant d'abondance est alors fourni par les périodes de début et de fin de la série de CPUE normalisée, comme cela est mentionné dans le rapport du WG-FSA de l'année dernière (SC-CAMLR-XXIII, annexe 5). Dans la série de CPUE estimée à la présente réunion, les valeurs correspondant à 1993–1995 semblent être des valeurs anormales. Il est donc conclu qu'on ne peut considérer que les données annuelles de CPUE de 1993 à 1995 reflètent correctement l'abondance des légines dans la sous-zone 48.3. En conséquence, il est décidé d'ajuster le modèle de base avec les données de CPUE correspondant à 1987–1992 et 1996–2005 normalisées au moyen du GLMM.

Sélectivité selon l'âge

75. La sélectivité est modélisée conformément à la fonction donnée par Brandão et Butterworth (2003, 2004), modifiée pour inclure un paramètre asymptotique. Le schéma de sélectivité est calculé séparément pour la pêche en eaux peu profondes et la pêche en eaux profondes et appliqué en conséquence aux différentes phases de la pêcherie, en fonction des différentes profondeurs d'activités de pêche décrites dans WG-FSA-SAM-04/17. Le schéma peu profond est appliqué aux périodes de 1985–1988 et 1997–2005 et le schéma profond à la période de 1989–1996. Des considérations sur l'ajustement des fonctions de sélectivité figurent également dans WG-FSA-05/73 et WG-FSA-SAM-05/5.

76. Pour dériver les courbes de sélectivité, il est présumé que la structure du stock en équilibre (avant la pêche) est stable et indépendante de l'abondance totale. Une fois cette structure connue, on a estimé le schéma de sélectivité qui produit la proportion observée de chaque longueur dans la capture. Ces proportions sont pratiquement semblables pour les quatre premières années de la pêcherie, lorsque les captures n'étaient pas importantes ($870 \text{ tonnes an}^{-1}$) et de ce fait, on a appliqué la même courbe de sélectivité. Gardant à l'esprit ces captures relativement peu importantes, lorsque le schéma de pêche est passé de peu profond à profond en 1989 (WG-FSA-SAM-04/17), un nouveau schéma de sélectivité est estimé et utilisé en présumant que le stock reste en équilibre, ou très près de l'être. De ce fait, deux fonctions de sélectivité sont utilisées, selon que la pêcherie était en phase profonde ou non (figure 18). A titre de comparaison, les courbes de sélectivité utilisées précédemment par le WG-FSA sont également données à la figure 18.

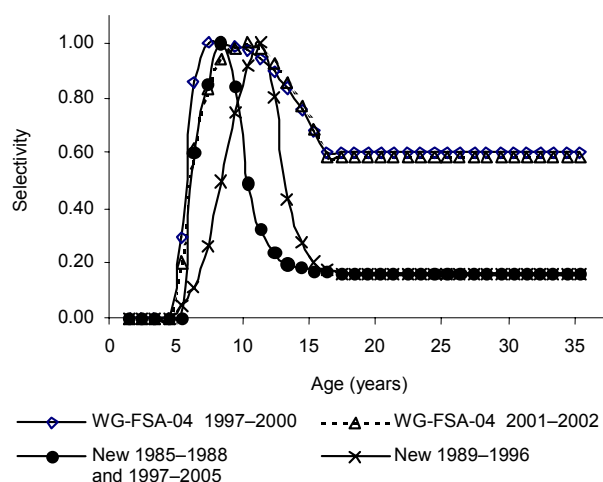


Figure 18 : Sélectivité selon l'âge utilisée dans la mise en œuvre actuelle de l'ASPM et celles utilisées précédemment par le WG-FSA.

Proportion des longueurs dans les captures

77. Les données sur la proportion des longueurs dans les captures ont été fournies par le secrétariat pour la période 1993–2005 ; les données des années précédentes étaient celles du jeu de données utilisé par Agnew et Kirkwood (2004 – WG-FSA-04/82). Les données sont regroupées par intervalles de 4 cm, de 48 à 156 cm.

Données de marquage–recapture

78. Aucune donnée de marquage n'est incluse dans l'ajustement du modèle car la conception actuelle ne permet pas d'utiliser ce type de données dans le processus d'ajustement. Il est prévu de modifier le modèle pour y inclure ce type de données à l'avenir.

Données de recrutement tirées des campagnes d'évaluation

79. Les estimations de recrutement tirées des campagnes d'évaluation ne sont pas incluses dans l'ajustement du modèle, car la conception de la campagne d'évaluation au chalut de fond et le nombre de stations chalutées en Géorgie du Sud ne fournissent pas, apparemment, d'estimations fiables du recrutement de la légine (WG-FSA-04/82). La série de recrutement tirée des campagnes d'évaluation n'est utilisée qu'à titre de comparaison.

Hypothèses du modèle

80. i) Les captures sont mesurées avec des erreurs. Dans ce cas, les captures sont estimées par le modèle qui estime les taux d'exploitation annuels à ajuster aux captures observées.
- ii) La sélectivité selon l'âge est un vecteur de paramètres d'entrée dans le modèle. La sélectivité des individus plus âgés est considérée comme une constante égale à 0,16 et 0,15 dans les deux jeux de sélectivité utilisés dans le processus d'ajustement.
- iii) Le recrutement est variable, dépendant de la SSB et ajusté aux paramètres h (pente de la relation stock–recrutement) et ε_y (vecteur de variabilité du recrutement annuel).
- iv) Le coefficient constant de capturabilité (q) de l'indice de CPUE est estimé par analyse par l'équation suivante :

$$\ln q = \frac{1}{n} \sum_{y=1}^n \ln (CPUE_y^{obs} / VB_y),$$

où n est le nombre d'années pour lesquelles on dispose de données de CPUE et où VB_y est la biomasse vulnérable.

- v) La minimisation de la fonction objective (qui inclut la CPUE, les captures annuelles et la proportion des longueurs dans les captures) présumant des erreurs lognormales, est réalisée en variant les paramètres : B_0 , F_y , ($y = 1984, 2005$), h (pente de la relation stock–recrutement), le vecteur de la variabilité du recrutement ε_y , et le paramètre ψ , lié à l'écart-type de la longueur selon l'âge.
- vi) L'estimation de la variance et des intervalles de confiance est obtenue par amorçage paramétrique, générant des valeurs aléatoires de φ_y , avec

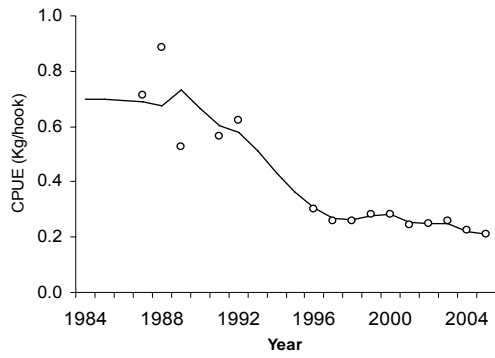


Figure 19 : Ajustement du modèle aux indices de CPUE.

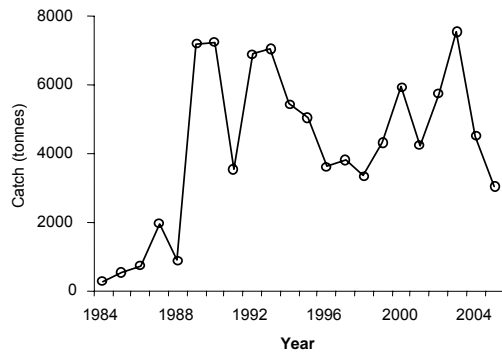


Figure 20 : Ajustements du modèle aux captures observées.

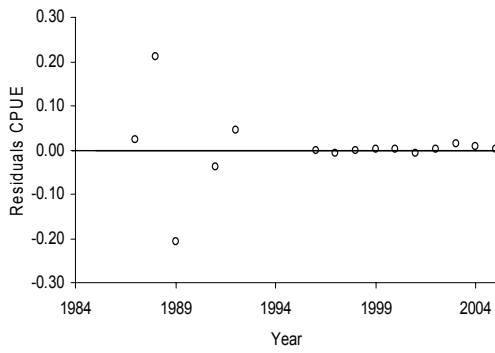


Figure 21 : Résidus de l'ajustement du modèle à la CPUE.

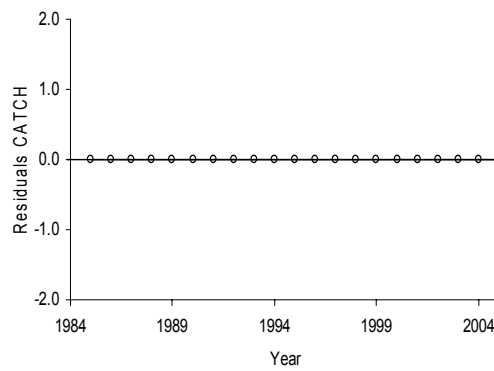


Figure 22 : Résidus de la capture observée ajustée par le modèle.

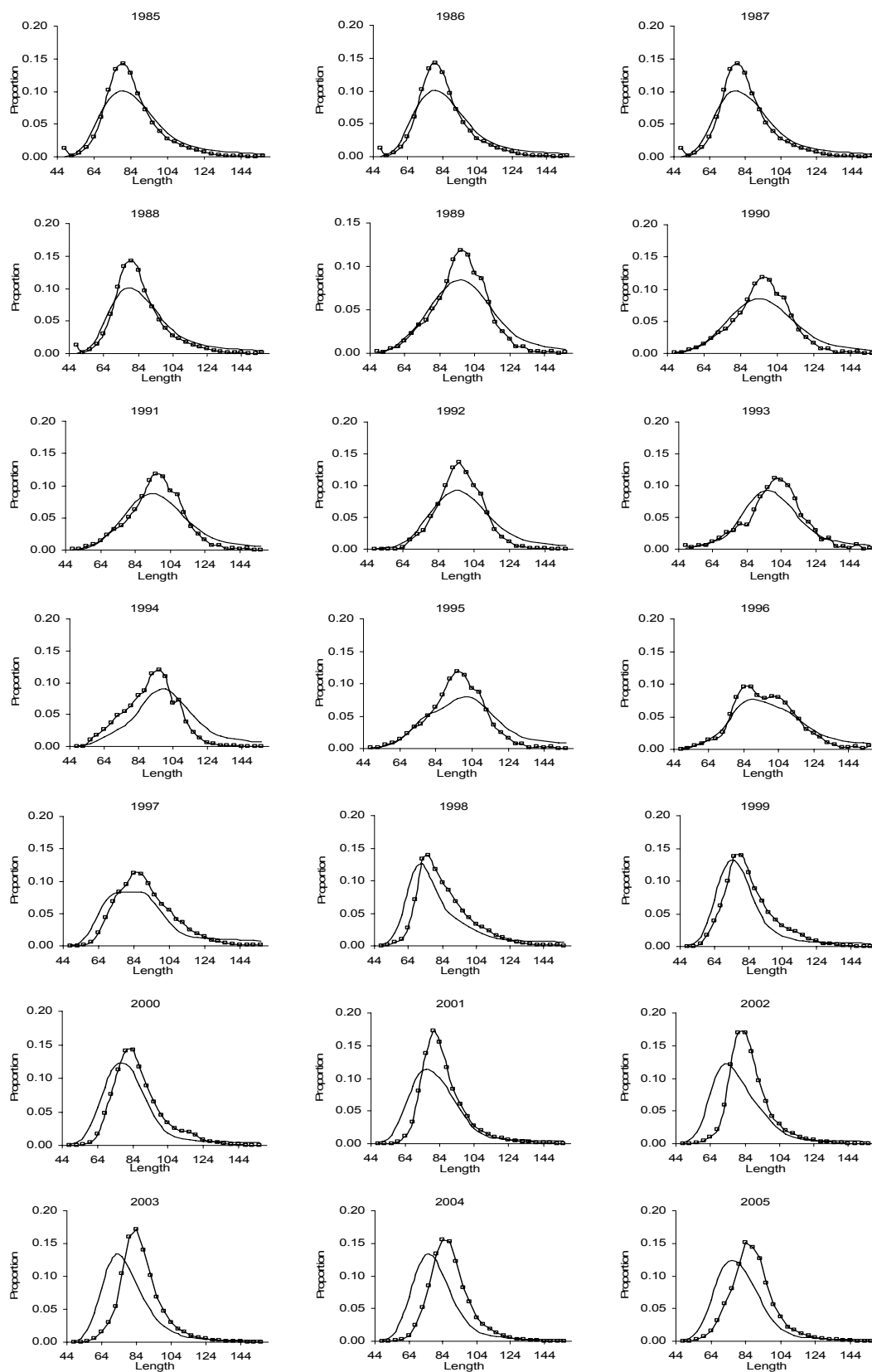


Figure 23 : Proportions de longueurs observées (traits avec points) et prévues (traits pleins) dans les captures à partir du modèle de base.

83. Le modèle de base indique que la valeur estimée de vB suit la tendance à la baisse de la CPUE normalisée. La valeur de 2005 de vB représente 30% de la valeur initiale, alors que la SSB n'atteindrait plus que 20% de sa valeur d'origine (figure 24). La tendance à la baisse dans la série de CPUE normalisée indique que la dernière valeur (2005) représente 31% de la CPUE estimée en 1987.

84. La tendance de la mortalité annuelle par pêche estimée est étroitement liée aux captures (figure 25). Le modèle suggère que la mortalité par pêche augmente régulièrement jusqu'en 2003, date à laquelle étaient enregistrées les captures et F les plus élevés.

85. Les recrutements à l'âge 1 estimés par le modèle n'indiquent pas de rapport avec la biomasse du stock reproducteur, comme on peut l'observer sur la figure 26. La variabilité modérée estimée du recrutement résulte du fait que le recrutement n'est pas fixe dans la configuration du modèle. Les estimations du nombre de poissons d'âge 4 par le modèle sont très différentes des estimations de recrutement tirées de la série de données sur les campagnes d'évaluation au chalut du tableau 4 (figure 27). L'ASPM propose une période de recrutement faible à l'âge 4, de 1990 à 1995, qui correspond à la période de recrutement le plus élevé d'après les campagnes d'évaluation au chalut. Comme l'indique WG-FSA-05/73, le recrutement à l'âge 4 estimé par l'ASPM montre une plus grande stabilité que les recrutements estimés directement à partir des campagnes d'évaluation (figure 27). Cette tendance est plus crédible pour un poisson d'eaux profondes à vie longue, tel que *D. eleginoides*. De plus, les similarités observées dans les distributions de fréquences des longueurs n'indiquent pas que les recrutements sont fortement variables comme le font les estimations tirées des campagnes d'évaluation.

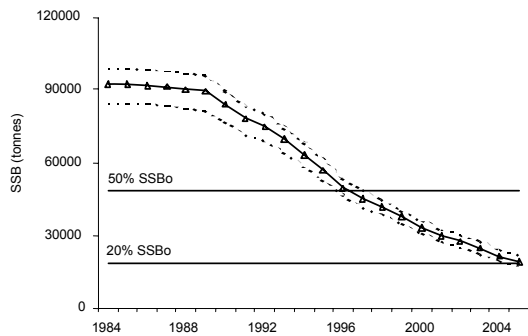


Figure 24 : Trajectoire de la biomasse du stock reproducteur et intervalles de confiance (90%) estimés par l'ASPM.

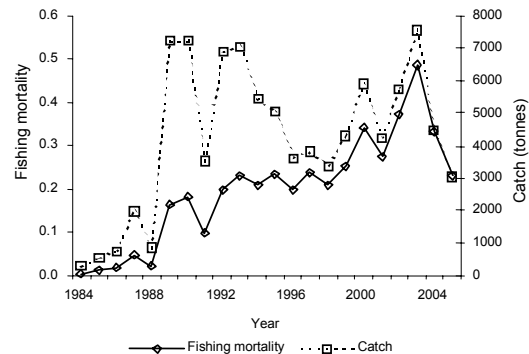


Figure 25 : Mortalité par pêche et capture annuelle.

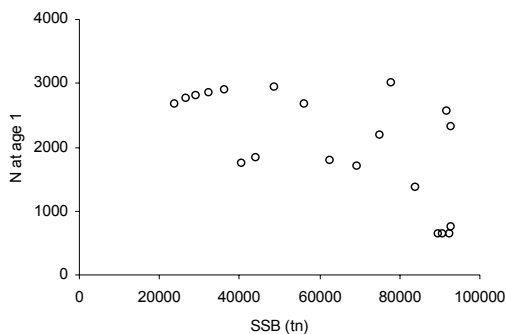


Figure 26 : Relation stock-recrutement.

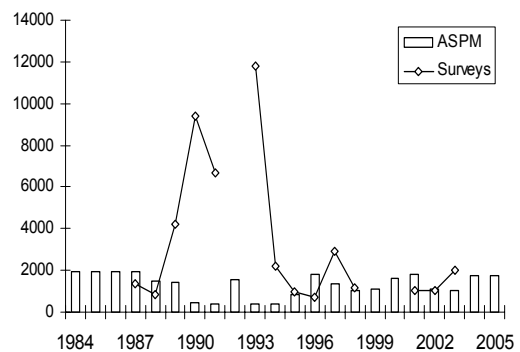


Figure 27 : Recrutement à 4 ans d'âge estimé par l'ASPM et d'après les campagnes d'évaluation.

Analyses rétrospectives

86. Des analyses rétrospectives ont été menées en réduisant les données disponibles aux séries de 1984–2004, 1984–2003 et 1984–2002. Le tableau 15 est une comparaison entre l'estimation initiale et l'estimation de 2002 de la biomasse totale et de la biomasse reproductrice. Les résultats obtenus n'indiquent pas de tendance particulière.

Tableau 15 : Biomasses initiales reproductrice (SSB_0) et vulnérable (vB_0) (en tonnes) et valeurs correspondant à 2002 estimées par le modèle de base et les passages rétrospectifs de l'ASPM.

Modèle	SSB_0	vB_0	SSB_{2002}	vB_{2002}
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

Analyse de sensibilité

87. Une analyse de sensibilité du modèle aux changements dans les paramètres et la structure a été réalisée dans les passages décrits au tableau 16. Les essais sont calculés selon différentes modifications du modèle de base et ils servent à analyser l'effet d'autres hypothèses et paramètres d'entrée du modèle.

Tableau 16 : Essais et description des passages de sensibilité de *Dissostichus eleginoides* de la sous-zone 48.3 par l'ASPM.

Essai	Description
1 Base	Passage du cas de base
2 Sélectivité	Comme le cas de base, mais avec la sélectivité selon l'âge provenant du cas de base de CASAL.
3 CPUE totale	Comme le cas de base, mais comprenant les indices de CPUE de 1993–1995.
4 Croissance	Comme le cas de base, mais avec $L_\infty = 152,8$, $k = 0,067$ et $t_0 = -1,44$.
5 M faible	Comme le cas de base, mais avec $M = 0,13 \text{ y}^{-1}$.
6 M élevé	Comme le cas de base, mais avec $M = 0,20 \text{ y}^{-1}$.
7 Probabilité w1	Comme le cas de base, mais en fixant le poids de l'indice de CPUE à 1,5.
8 Probabilité w2	Comme le cas de base, mais en fixant le poids des captures annuelles à 1,5.
9 Probabilité w3	Comme le cas de base, mais en fixant le poids des proportions de longueurs à 0,5.

88. Les résultats de l'analyse de sensibilité figurent au tableau 17. La plupart des passages donnent des résultats similaires, tant en ce qui concerne les valeurs de biomasse que la tendance au déclin. Toutefois, le passage avec la sélectivité dérivée de CASAL produit des résultats différents. La tendance au déclin est moins marquée que dans le modèle de base. Ce résultat pourrait être lié à la sélectivité différente des individus plus âgés (figure 28). Étant donné les différences dans la trajectoire de la biomasse obtenue dans cette exécution de l'ASPM, les résultats de cet ajustement sont présentés en détail dans la section ci-après.

Tableau 17 : Biomasses initiales du stock reproducteur (SSB) et vulnérable (vB) et valeurs correspondant à 2005 (toutes en tonnes) estimées par le modèle de base et les essais de sensibilité de l'ASPM pour *Dissostichus eleginoides* de la sous-zone 48.3.

Modèle	SSB ₀	vB ₀	SSB ₂₀₀₅	vB ₂₀₀₅	SSB ₂₀₀₅ /SSB ₀
Base	92 950	38 661	18 384	11 634	0.20
Sélectivité	92 539	45 498	28 132	12 150	0.30
CPUE totale	92 526	38 485	19 441	12 139	0.21
Croissance	93 954	38 663	18 385	11 635	0.20
<i>M</i> faible	111 141	37 165	25 621	10 828	0.23
<i>M</i> élevé	79 882	40 896	14 830	11 619	0.19
Probabilité w1	92 269	38 378	18 333	11 637	0.20
Probabilité w2	92 977	38 673	18 481	11 727	0.20
Probabilité w3	92 554	38 497	18 502	11 484	0.20

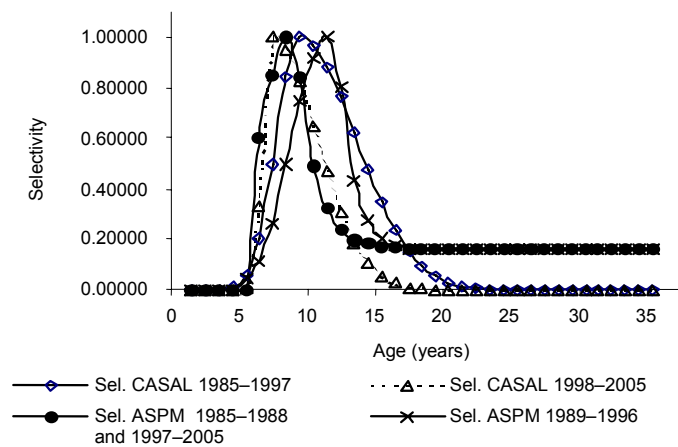


Figure 28 : Comparaison des fonctions de sélectivité utilisées dans le cas de base et dans l'essai de sélectivité.

Résultats de l'essai de sélectivité de l'ASPM

89. Les prédictions du modèle concordent avec les indices de CPUE et l'historique des captures (figures 29 à 32). Toutefois, avec cette sélectivité, le modèle n'est toujours pas capable d'ajuster sans biais, pour ces dernières années, la proportion des individus de chaque longueur. Ses résultats sont en fait les pires en ce qui concerne les proportions des longueurs au début de la pêcherie (figure 33).

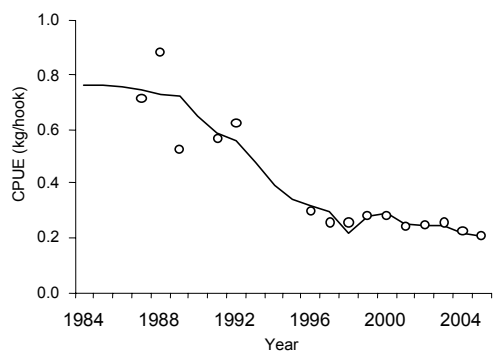


Figure 29 : Ajustement du modèle aux indices de CPUE (essai de sélectivité de l'ASPM).

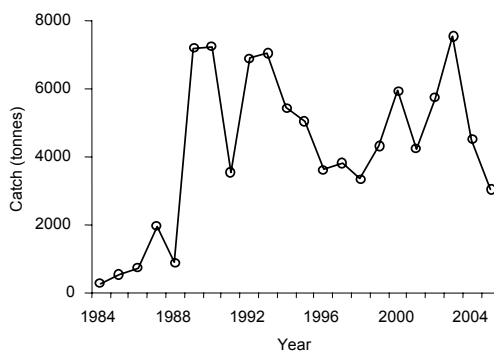


Figure 30 : Ajustement du modèle aux captures observées (essai de sélectivité de l'ASPM).

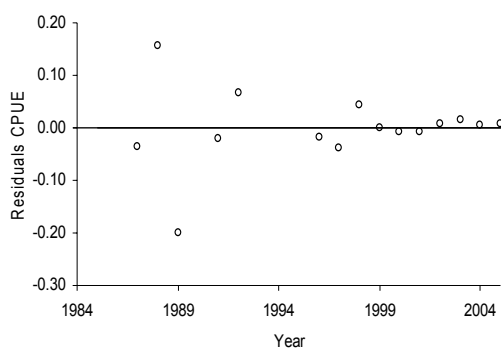


Figure 31 : Résidus de l'ajustement du modèle à la CPUE (essai de sélectivité de l'ASPM).

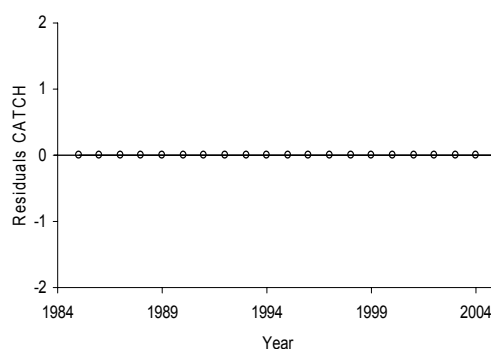


Figure 32 : Résidus de la capture observée ajustée par le modèle (essai de sélectivité de l'ASPM).

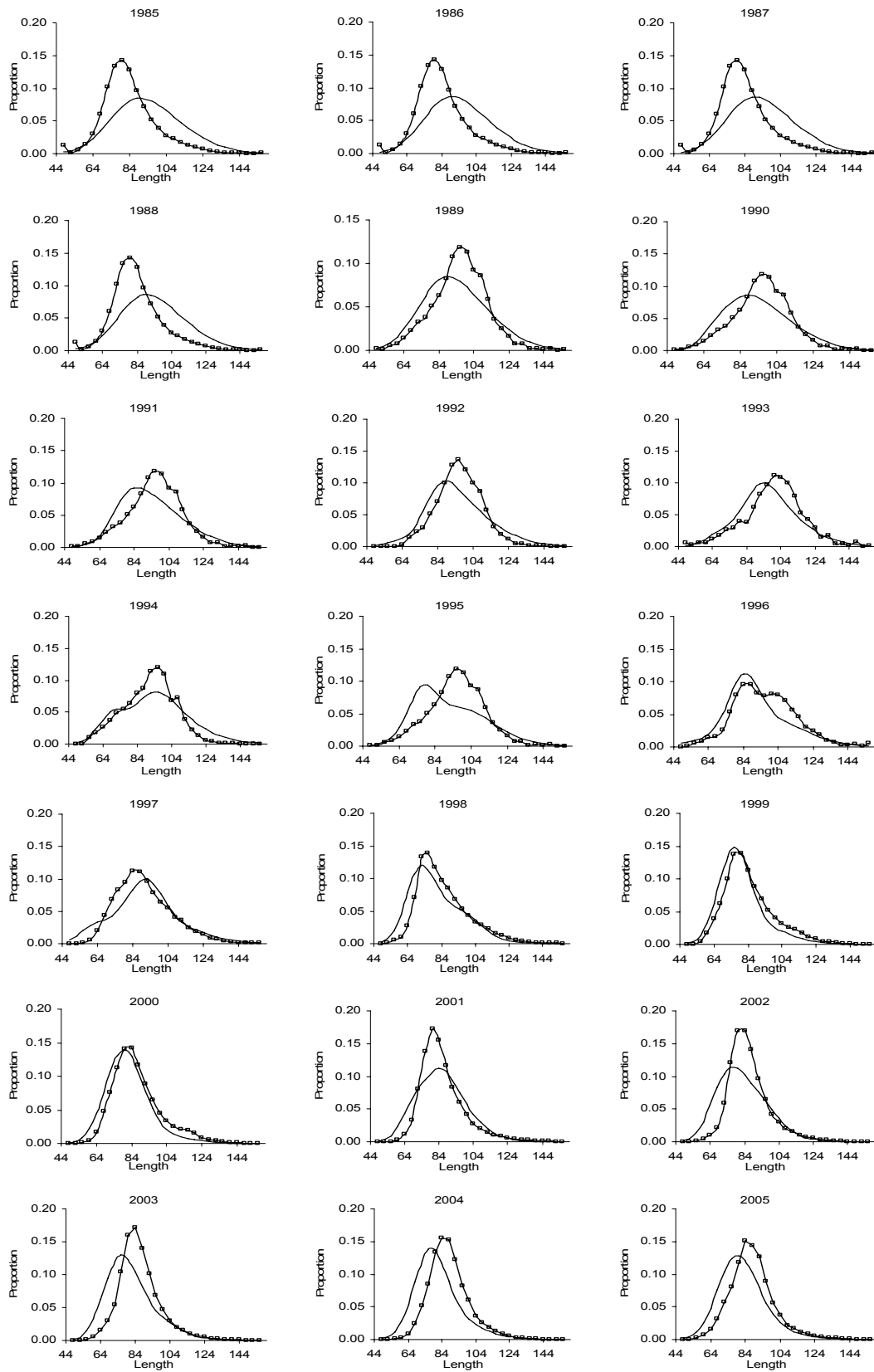


Figure 33 : Proportions observées (traits avec points) et prévues (traits pleins) de longueurs dans la capture à partir de l'essai de sélectivité de l'ASPM.

90 La trajectoire de la biomasse suit étroitement les indices de CPUE et les captures annuelles. La mortalité par pêche montre les mêmes caractéristiques que celles décrites pour le cas de base, alors que la SSB décline pour ne plus représenter que 30% de l'équilibre initial (SSB_0) (figure 34), soit 50% de plus que le résultat du modèle de base. La raison en est que le scénario de sélectivité ne prévoit aucune mortalité par pêche chez les poissons les plus âgés, ce qui produit une estimation plus élevée de la biomasse reproductrice. La mortalité par pêche estimée dans cet essai donne des valeurs faibles, mais une tendance similaire par rapport au modèle de base (figure 35).

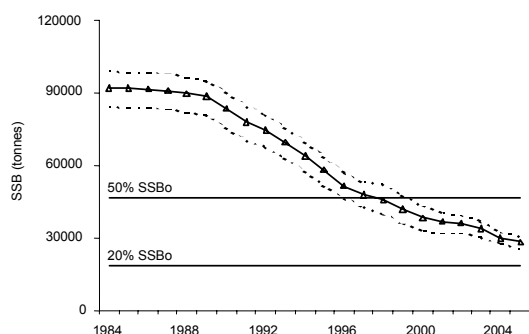


Figure 34 : Trajectoire de la biomasse du stock reproducteur (SSB) et intervalles de confiance (90%) estimés par l'essai de sélectivité de l'ASPM

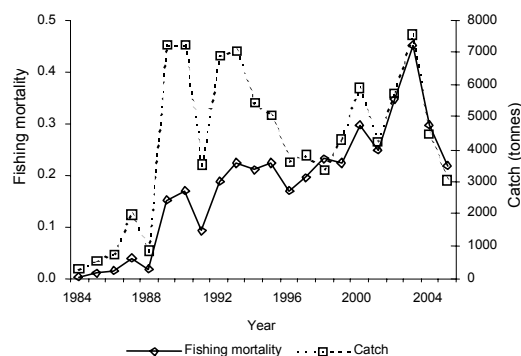


Figure 35 : Mortalité par pêche et captures annuelles.

Calcul de rendement

91. Les estimations de rendement de l'évaluation du cas de base sont calculées par une projection de l'état actuel estimé du stock sur le long terme pour une capture constante (à l'aide du logiciel GY), en tenant compte des règles de décision de la CCAMLR.

92. La capture constante qui produit une probabilité de 10% que la biomasse reproductrice tombe en dessous de 20% de la biomasse reproductrice initiale (règle 1) est estimée à 696 tonnes. Le rendement à long terme pour lequel il existe un évitement moyen de 50% du niveau de biomasse reproductrice médiane d'avant l'exploitation (règle 2) à la fin de la période de projection de 35 ans est de 2 389 tonnes.

5. Capture accessoire de poissons et d'invertébrés

5.1 Estimation des prélèvements des captures accessoires

93. Les taxons de la capture accessoire pour lesquels des évaluations sont essentielles sont les macrouridés et les raies (SC-CAMLR-XXI, annexe 5, paragraphes 5.151 à 5.154).

Tableau 18 : Capture accessoire (tonnes) déclarée dans les pêcheries à la palangre de la sous-zone 48.3. GRV –*Macrourus* spp., SRX – raies.

Saison de pêche	GRV		SRX		Autres	
	Prélèvements	Limite	Prélèvements	Limite	Prélèvements	Limite
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	

* Non spécifié

Estimation de la capture détachée des lignes

94. Des estimations de la mortalité totale des poissons détachés des palangres dans la sous-zone 48.3 ont été effectuées en 2003. Le WG-FSA ne dispose pas de suffisamment de données pour pouvoir répéter ces calculs à la présente réunion.

5.2 Évaluations de l'impact sur les populations affectées

95. Les raies et les macrouridés de la sous-zone 48.3 n'ont encore jamais fait l'objet d'évaluations.

5.3 Mesures d'atténuation

96. Les limites de capture accessoire et les règles du déplacement sont spécifiées dans la mesure de conservation annuelle établie pour cette pêcherie (mesure de conservation 41-02). En outre, les mesures d'atténuation relatives aux raies consistent à détacher les raies des palangres en coupant les avançons à la surface de l'eau.

6. Capture accidentelle d'oiseaux et de mammifères

97. Les informations détaillées sur la capture accidentelle d'oiseaux de mer (d'après le tableau O3) sont récapitulées au tableau 19. Les prélèvements potentiels estimés d'oiseaux de mer dans la pêche INN sont résumés dans SC-CAMLR-XXIV/BG/27 et au tableau 19.

Tableau 19 : Capture accidentelle estimée d'oiseaux de mer dans la sous-zone 48.3.

Saison de pêche	Taux de capture accidentelle (oiseau/millier d'hameçons)	Capture accidentelle estimée
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

* Ne tient pas compte de la campagne expérimentale de l'*Argos Helena* sur le lestage des palangres

98. Le WG-IMAF *ad hoc* a évalué le niveau de risque de mortalité accidentelle d'oiseaux de mer dans la sous-zone 48.3 à la catégorie 5 (SC-CAMLR-XXIV/BG/26).

6.1 Mesures d'atténuation

99. La mesure de conservation 25-02 s'applique à cette sous-zone.

6.2 Interactions entre les mammifères marins et les opérations de pêche à la palangre

100. Aucune interaction n'a été déclarée pendant la saison de pêche 2004.

7. Effets sur l'écosystème

101. Le groupe de travail n'a pas examiné les effets sur l'écosystème de la pêche à la palangre de légine dans la sous-zone 48.3.

8. Contrôles de l'exploitation pour la saison 2004/05 et avis pour 2005/06

8.1 Mesures de conservation

Tableau 20 : Résumé des dispositions de la mesure de conservation 41-02 sur *Dissostichus eleginoides* de la sous-zone 48.3 et avis au Comité scientifique pour la saison 2005/06.

Paragraphe et objet	Résumé de la MC 41-02 pour 2004/05	Avis pour 2005/06	Référence au paragraphe
1. Accès (engin)	Palangres et casiers uniquement	Reconduire ¹	
2. Subdivision de la sous-zone 48.3	Délimitation de la zone ouverte à la pêche	Reconduire	
3. Fermeture d'autres secteurs de 48.3	Fermeture de la pêche en dehors du secteur de la pêche	Reconduire	
4. Limite de capture	3 050 tonnes pour le secteur entier	Revoir	Rapport principal 5.77
4. Limite de capture appliquée aux zones de gestion	Zone de gestion A : 0 tonnes Zone de gestion B : 915 tonnes Zone de gestion C : 2 135 tonnes	Réviser au prorata de la limite des captures	Rapport principal 5.78
5. Saison : palangre	1 ^{er} mai – 31 août 2005 Prolongation possible jusqu'au 14 sept. 2005 pour les navires ayant pleinement respecté la MC 25-02 en 2003/04	Mettre à jour	
5. Saison : casiers	Du 1 ^{er} décembre 2004 au 30 novembre 2005	Mettre à jour	
5. Saison : oiseaux de mer	Pendant la période de prolongation (1–14 sept. 2005) tout navire capturant trois (3) oiseaux de mer doit cesser de pêcher	Mettre à jour	
6. Capture accessoire : crabes	Capture accessoire de crabes à déduire de la limite de capture de crabes	Reconduire	
7. Capture accessoire : poissons	Capture totale combinée de raies 152 tonnes Capture totale de <i>Macrourus</i> spp. 152 tonnes	Réviser au prorata de la limite des captures	
8. Capture accessoire : toutes espèces	Règle du déplacement	Reconduire	
9. Atténuation	Conformément à la MC 25-02.	Reconduire	
10. Observateurs	Tout navire doit embarquer au moins un observateur scientifique de la CCAMLR et éventuellement, un autre observateur scientifique	Reconduire	
11. Données : capture et effort	i) Système de déclaration sur cinq jours de la MC 23-01 ii) Système de déclaration mensuelle à échelle précise par trait de la MC 23-04.	Reconduire	
12. Espèce-cible	Pour les MC 23-01 et 23-04, <i>Dissostichus eleginoides</i> est l'espèce-cible et la capture accessoire est toute espèce autre que <i>D. eleginoides</i> .	Reconduire	
13. Chair gélatineuse	Le nombre et le poids des poissons rejetés, y compris ceux à chair gélatineuse, sont à déclarer. Ces captures sont décomptées de la limite de capture.	Reconduire	
14. Données : biologiques	Système de déclaration mensuelle à échelle précise de la MC 23-05. Déclaration conforme au Système international d'observation scientifique.	Reconduire	
15. Pêche de recherche	Limitée à 10 tonnes et à un navire dans la zone de gestion A.	Reconduire	

¹ En révisant à la nouvelle saison, si besoin est

8.2 Avis de gestion

102. Le groupe de travail rappelle que, lors de sa réunion de 2004, il n'avait pas été en mesure de convenir d'une évaluation de la légine de la sous-zone 48.3, et que le Comité scientifique lui avait demandé d'étudier l'incertitude liée à l'évaluation de ce stock (SC-CAMLR-XXIII, paragraphes 4.62 et 4.63). Il reconnaît que des progrès considérables ont été effectués dans ce domaine, notamment en raison de la grande quantité de travail abattu pendant la période d'intersession, pendant la réunion du WG-FSA-SAM et pendant celle du WG-FSA.

103. Le groupe de travail note que les divers résultats, qui sont donnés aux tableaux 12, 13 et 16 et au paragraphe 92, et l'examen des paramètres d'entrée et des conclusions figurant dans le présent appendice devraient être les fondements de l'avis sur les limites de capture pour 2005/06. Par exemple, à l'égard des résultats de CASAL, les projections MCMC de rendement (tableau 13) sont les suivantes :

i)	cas de base	5 629 tonnes
ii)	L_{∞} faible	3 407 tonnes
iii)	M faible	5 876 tonnes
iv)	une flottille	5 428 tonnes.

A l'égard du passage de l'ASPM, la projection GY de rendement est la suivante (paragraphe 92) :

v)	cas de base	696 tonnes.
----	-------------	-------------

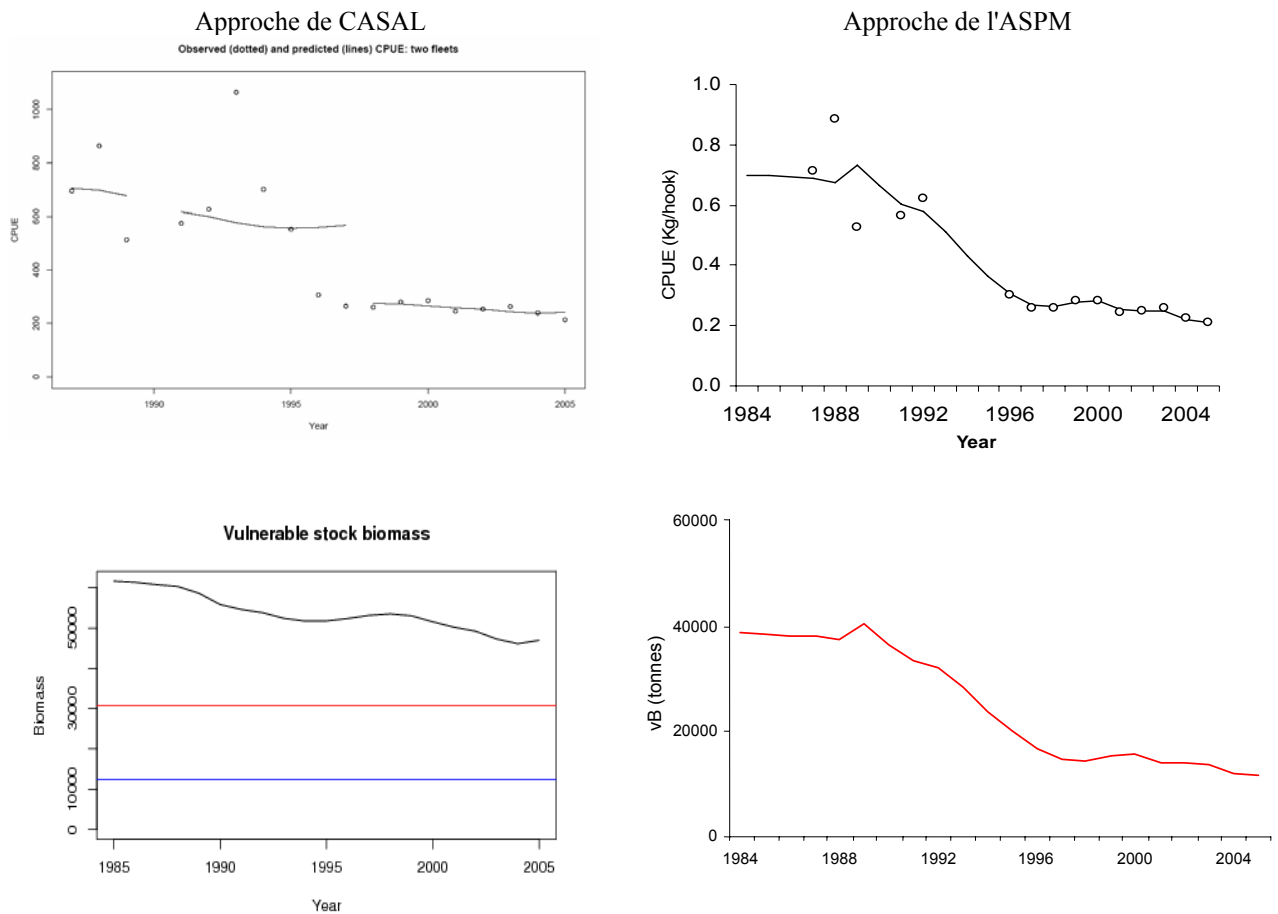
104. En raison de la complexité des suppositions de modélisation, des hypothèses et des résultats des modèles, le groupe de travail n'est pas en mesure d'aviser lequel des cas de base ou des passages de sensibilité correspond à la meilleure estimation de l'état actuel du stock de légine ou de donner un rendement convenable. En conséquence, il ne peut recommander de limite de capture pour la saison 2005/06.

105. En tenant compte du fait qu'il a examiné les questions de capture accessoire et d'autres questions sur les pêcheries, le groupe de travail recommande de reconduire toutes les autres dispositions de la mesure de conservation 41-02 relatives à la gestion pour la saison de pêche 2005/06 (appendice G, tableau 20).

106. Enrique Marschoff et Otto Wöhler (Argentine) émettent les commentaires suivants :

- i) Dans l'application de CASAL, le recrutement est dérivé d'une valeur h fixe, sans variabilité interannuelle. Dans cette condition, il est difficile d'ajuster le modèle à l'ensemble de la série de CPUE. La définition de deux flottilles menant des activités de pêche de 1984 à 1997 et de 1998 à 2005 tient compte du déclin observé de la CPUE qui est considéré comme un changement de la capturabilité (d'environ 50% de 1997 à 1998). Enfin, la fonction de sélectivité est estimée par le modèle, ce qui garantit une bonne correspondance avec la proportion des longueurs dans la capture. Ces restrictions combinées indiquent que la biomasse vulnérable estimée par le modèle ne peut suivre entièrement la tendance normalisée de la CPUE. En conséquence, l'estimation est une surestimation du stock reproducteur, de la biomasse vulnérable et du rendement à long terme.

- ii) Le modèle ASPM repose sur l'hypothèse d'un recrutement variable estimé à partir d'un paramètre h ajusté et d'un vecteur de variabilité du recrutement. L'absence de contrainte dans la relation recrutement-stock permet d'ajuster la biomasse vulnérable à l'ensemble de la série de CPUE. La biomasse vulnérable estimée suit alors le déclin de la série de CPUE. Les hypothèses de deux sélectivités fixes selon l'âge, saisies comme données d'entrée, mènent à un biais dans la correspondance avec la proportion des longueurs dans la capture des dernières années. Il en résulte une sous-estimation de la SSB actuelle et, en conséquence, une sous-estimation du rendement à long terme.



107. G. Kirkwood, D. Agnew et Richard Hillary (Royaume-Uni) soulignent quelques difficultés rencontrées dans l'approche méthodologique, les hypothèses sous-jacentes et les ajustements de l'ASPM qui, selon eux, ont invalidé cette évaluation de la légine dans la sous-zone 48.3.

- i) Dans l'ASPM, l'hypothèse d'une seule série de CPUE ne tient aucun compte des gros changements de structure et de comportement de la flottille qui sont survenus au milieu de la série de CPUE et qui sont détaillés ci-dessus. Cette hypothèse est peu probable si l'on considère les changements ayant eu lieu. Par contre, l'hypothèse de flottilles et de capturabilités différentes dans le cas de base

du modèle CASAL tient directement compte des changements connus de la pêche.

- ii) Pour examiner la possibilité que la capturabilité et la sélectivité n'aient pas changé au cours de la pêche, un passage CASAL de sensibilité est exécuté en présupant une flottille unique. Les résultats produits étaient très similaires à ceux du cas de base de CASAL.
- iii) Les ajustements du modèle CASAL à toutes les données disponibles : fréquences des longueurs, CPUE, marquage-recapture et indices de recrutement. Les ajustements à toutes les données, sauf en ce qui concerne les premières données de CPUE, sont corrects, y compris à l'égard des dernières séries de CPUE. Par contre, en attribuant une forte pondération aux données de CPUE, l'ASPM ignore en fait toutes les autres données et il émet l'hypothèse d'un déclin marqué du recrutement pour créer la chute apparente de la CPUE entre 1995 et 1997. La correspondance avec les données de fréquences de longueurs est médiocre et le modèle ne tient pas compte des données de marquage.
- iv) Les auteurs du modèle ASPM n'ont pas mis en doute la validité des données de marquage-recapture, ou des estimations de Petersen de la biomasse tirées de l'utilisation de ces données. Les données de marquage n'ont pas été utilisées dans l'ASPM car il était impossible de les y incorporer. Notre expérience de l'ajustement, tant des données de CPUE, que des données de marquage dans CASAL laisse penser que, dès que les données de marquage seront incorporées dans l'ASPM, la correspondance avec les données de CPUE se détériorera.
- v) L'estimation ASPM de la biomasse vulnérable actuelle à 11 600 tonnes est sans nul doute une sous-estimation, pour plusieurs raisons.
- vi) Les fréquences des longueurs estimées dans le modèle ASPM montrent une correspondance très médiocre avec les données, notamment pour les premières années et les années récentes. Par contre, tous les passages du modèle CASAL ont produit de bonnes correspondances. L'ajustement de l'ASPM se détériore progressivement de 1997 à 2005. La raison en est que le modèle estime un déclin très marqué de la biomasse, un prélèvement d'animaux de grande taille de la population et un recrutement élevé. Le modèle prévoit que la pêche ne pourra pas capturer de poissons de grande taille, ce qui est en contradiction avec les captures effectivement réalisées dans la pêche.
- vii) Nous prenons note du fait que les auteurs reconnaissent que le modèle sous-estime la biomasse actuelle et que, dans les discussions, plusieurs membres du groupe de travail se sont ralliés à cette conclusion.
- viii) Depuis 1997, la pêche connaît des prélèvements annuels moyens de 4 700 tonnes, sans effet majeur sur la CPUE. Il est fort peu probable que ces

captures, prélevées sur une biomasse vulnérable d'environ 13 000 tonnes, n'aient pas eu d'impact notable sur la CPUE.

- ix) Les sélectivités utilisées dans les cas de base de l'ASPM et de CASAL génèrent pratiquement les mêmes estimations de la biomasse vulnérable actuelle fondées sur les données de marquage–recapture (tableau 6). Dans le cas de CASAL, les estimations des limites de confiance de la biomasse vulnérable actuelle recourent les limites de confiance estimées à partir des seules données de marquage (tableau 6). Dans le cas de l'ASPM, les estimations de la biomasse vulnérable actuelle sont nettement moins élevées (11 600 tonnes) que les estimations tirées du marquage (53 400 tonnes), sans chevauchement des limites de confiance. Il est évident que les données de marquage ne confortent pas l'estimation ASPM de la biomasse actuelle.

- x) CASAL estime les sélectivités à partir des données. L'ASPM les fixe d'après les calculs effectués en dehors du modèle. De plus, la limite inférieure de sélectivité des individus les plus âgés, entrée dans le modèle ASPM, est totalement arbitraire et n'est pas fondée sur des données.

- xi) Le GLMM estime que l'erreur d'observation dans la série de CPUE du début des années 1990 est très élevée (figure 5) et après 1996, faible. L'ASPM ignore ce changement de variance important, qui entraîne une correspondance très médiocre avec la CPUE du début des années 1990 et, ce qui est peu probable, une correspondance parfaite avec les données de la CPUE de la fin des années 1990. La correspondance avec les données de CPUE du début des années 1990 n'est pas meilleure que celle du modèle CASAL qui tient compte des différences du niveau d'erreur d'observation.

- xii) Le recrutement annuel est l'un des paramètres les plus importants du modèle ASPM, bien que l'estimation de ces paramètres n'ait pu être précisée par des données d'observation. La seule raison pour laquelle il est tenu compte des variations interannuelles du recrutement est qu'ainsi, le modèle s'ajuste étroitement à la tendance de la CPUE. Des recrutements faibles ont été estimés pour la période précédant la chute de la CPUE (1990–1995), ce qui épuise le stock comme l'exige l'ajustement par rapport au déclin observé de la CPUE. Des valeurs de recrutement plus élevées sont nécessaires à la fin des années 1990 pour créer une CPUE stable. Ces tendances s'opposent directement aux indications de niveaux relatifs de recrutement dans les données de campagne d'évaluation (tableau 4).

- xiii) L'estimation produite par l'ASPM d'un recrutement très faible au début des années 1990, qui est nécessaire pour ajuster le modèle au déclin marqué de la CPUE, crée une dépression du recrutement lorsque la biomasse est élevée. La relation inverse qui en résulte entre le stock et le recrutement n'est pas plausible, ce qu'indiquent plusieurs membres du groupe de travail.

- xiv) En conclusion, les hypothèses de l'ASPM ne sont pas confortées par l'historique connu de la pêcherie, l'évaluation ne tente pas d'utiliser toutes les données disponibles et le modèle n'est pas bien ajusté à certaines données (le début de la série de CPUE et les données de longueurs). Par contre, le modèle CASAL correspond à l'historique connu de la pêcherie, il utilise toutes les données disponibles et est bien ajusté à chaque jeu de données (à la seule exception des premières données de CPUE qui ont un CV élevé et auxquelles il s'ajuste aussi bien que le fait l'ASPM). Le cas de base et l'intervalle de sensibilité exécutés par CASAL sont instructifs. Il est plausible de considérer que la mortalité naturelle puisse être plus faible pour la légine, mais il l'est moins de considérer que le modèle à une flottille reflète avec précision l'historique de cette pêcherie. Il est peu probable que L_{∞} soit aussi faible que dans l'essai avec L_{∞} faible.

Références

- Brandão, A. et 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, Australie.
- Brandão, A. et 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, Australie.