

ДОПОЛНЕНИЕ G

**ОТЧЕТ О ПРОМЫСЛЕ: *DISSOSTICHUS ELEGINOIDES*
ЮЖНАЯ ГЕОРГИЯ (ПОДРАЙОН 48.3)**

СОДЕРЖАНИЕ

	Стр.
Информация о промысле.....	1
Зарегистрированный улов (временные ряды)	1
Распределение промысла.....	3
ННН вылов	4
Размерное распределение уловов (временные ряды).....	4
Запасы и районы	6
Параметры и имеющиеся данные.....	6
Стадартизованные CPUE	6
Пополнение	9
Данные мечения–повторной поимки	9
Биологические параметры.....	13
Общее изъятие	13
Оценка запаса	14
Сравнение CASAL и ASP-модели.....	14
Комплексная оценка по CASAL (см. также WG-FSA-05/16-05/18)	16
Структура и допущения модели CASAL	16
Динамика популяции	16
Модельная оценка	17
Допущения в отношении наблюдений.....	18
Ошибка при обработке и взвешивание данных	18
Штрафные функции	18
Априорные значения	19
Селективность и рост	19
Расчеты базового случая CASAL и анализ чувствительности.....	22
Результаты точечной оценки (MPD)	23
Результаты анализа MCMC	27
Расчеты уловов	28
Возрастная модель продуктивности (ASP-модель).....	29
Общее описание модели.....	29
Входные данные	29
Данные CPUE.....	29
Повозрастная селективность	30
Доля длин в уловах	31
Данные по мечению–повторной поимке	31
Съемочные данные по пополнению.....	32
Допущения модели	32
Результаты модели	33
Ретроспективный анализ	37
Анализ чувствительности	37
Результаты расчета селективности по ASP-модели	38
Расчет вылова	41

Прилов рыбы и беспозвоночных.....	41
Оценка изъятия прилова.....	41
Оценка срезанного улова.....	42
Оценки воздействия на затронутые популяции.....	42
Смягчающие меры.....	42
Прилов птиц и млекопитающих.....	42
Смягчающие меры.....	43
Взаимодействие морских млекопитающих с ярусным промыслом.....	43
Влияние на экосистему.....	43
Меры по управлению промыслом в сезоне 2004/05 г. и рекомендации на 2005/06 г.	44
Меры по сохранению.....	44
Рекомендации по управлению.....	45
Литература.....	49

ОТЧЕТ О ПРОМЫСЛЕ: *DISSOSTICHUS ELEGINOIDES* ЮЖНАЯ ГЕОРГИЯ (ПОДРАЙОН 48.3)

1. Информация о промысле

1.1 Зарегистрированный улов (временные ряды)

На своем совещании в 2004 г. WG-FSA рекомендовала разделить Подрайон 48.3 на районы, один из которых включает запас у Южной Георгии и скал Шаг (SGSR), и другие (к северу и к западу), которые не включают запас SGSR. В районе SGSR Комиссия выделила 3 района управления (А, В и С) (Мера по сохранению 41-02/А).

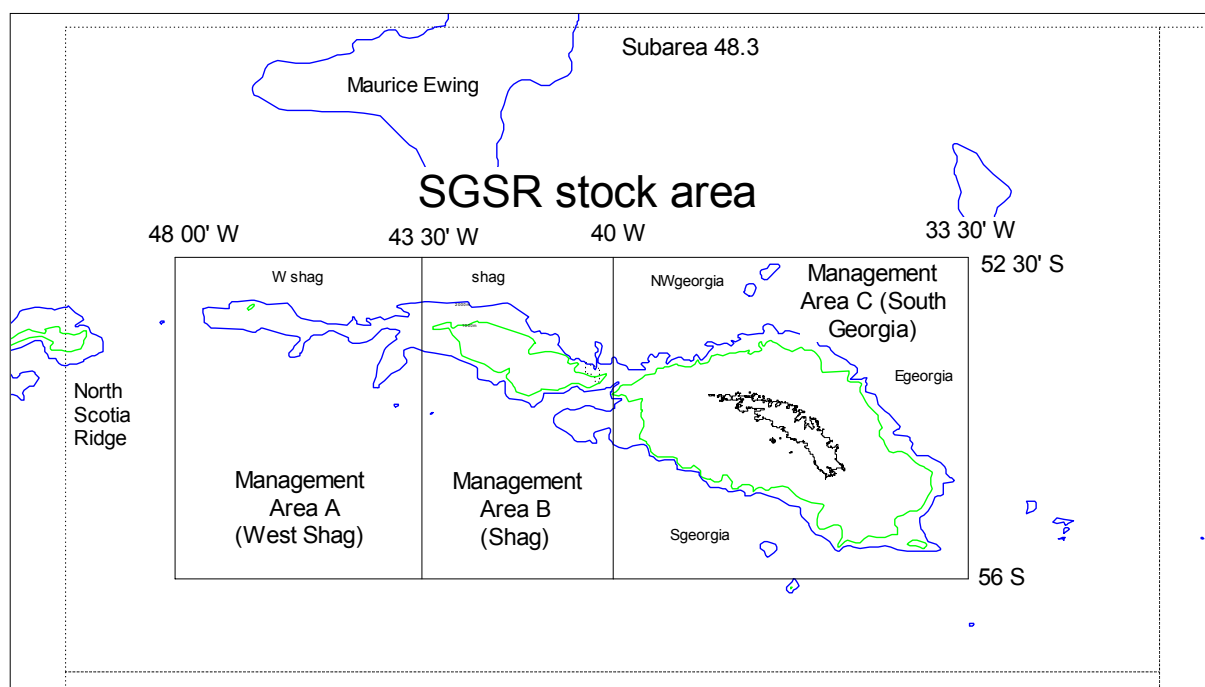


Рис. 1: Определение района, включающего запас SGSR, и трех районов управления – А, В и С.

2. Ограничения на вылов в сезоне 2004/05 г. для районов А, В и С равнялись 0 (не считая 10 т на научные исследования), 915 и 2135 т, при общем объеме вылова в SGSR 3050 т. Общий зарегистрированный вылов составил 3018 т. 23 т были дополнительно получены одним ННН судном (*Elqui*), которое было задержано СК до начала промысла. Следовательно, общее изъятие составило 3041 т. Вылов в районах А, В и С составил соответственно 9, 910 и 2122 т.

3. Установленные в промысловом сезоне 2004/05 г. ограничения по районам имели целью перенаправить часть усилия из районов А и В в район С. Доля уловов в А и В сократилась с 35% в 2003/04 г. до 30% в 2004/05 г.

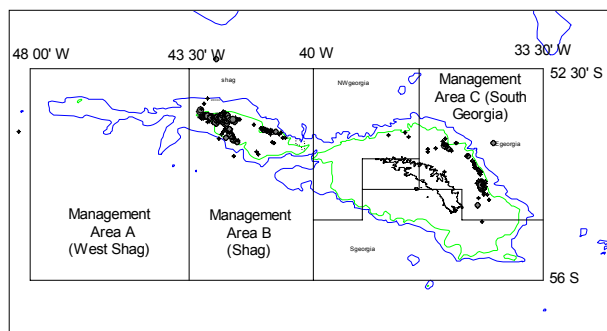
Табл. 1: Ретроспективные уловы *Dissostichus eleginoides* в Подрайоне 48.3. Показаны промысловые сезоны (т.е. 1988/89 – с 1 декабря 1988 г. по 30 ноября 1989 г.). Районы управления определены в Мере по сохранению 41-02. Источник: данные STATLANT и мелкомасштабные данные по 2004 г., отчеты об уловах и усиллии за 2005 г., отчеты SCIC, WG-FSA-05/6 Rev. 1.

Сезон	Регулируемый промысел			Оценочный ННН вылов (т)	Общее изъятие (т)	
	Зарегистр. усилие (кол-во судов)	<i>D. eleginoides</i>			Подрайон 48.3	Запас SGSR ¹
		Огранич. на вылов (т)	Зарегистр. вылов (т)			
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

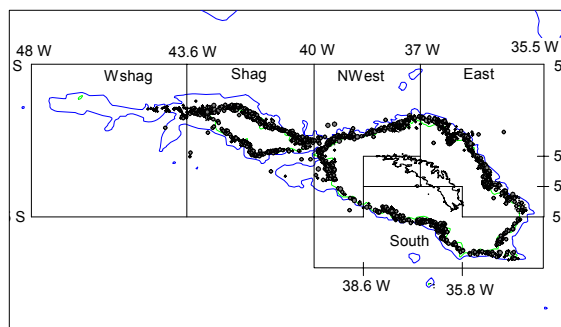
¹ Эти общие уловы использовались в оценках по ASPM и CASAL. Они идентичны уловам в табл. 5.14, SC-CAMLR-XXIII, Приложение 5, за исключением улова в 2004/05 г., но они незначительно отличаются от нового временного ряда, рассчитанного Секретариатом непосредственно перед совещанием 2005 г. Пробный расчет с использованием пересмотренных Секретариатом уловов выявил очень незначительную разницу при оценке.

Распределение промысла

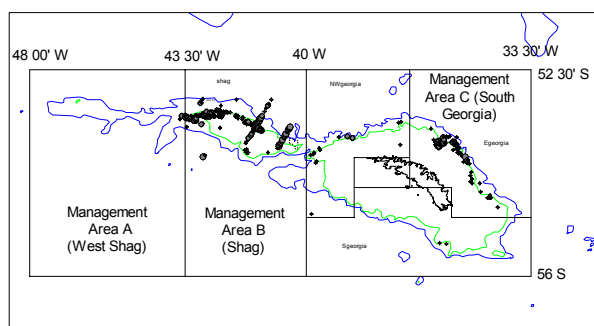
1985–1988



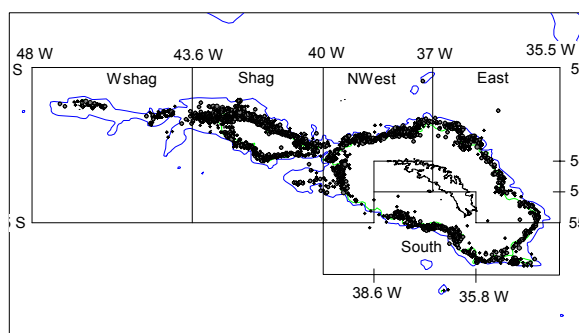
1996–1997



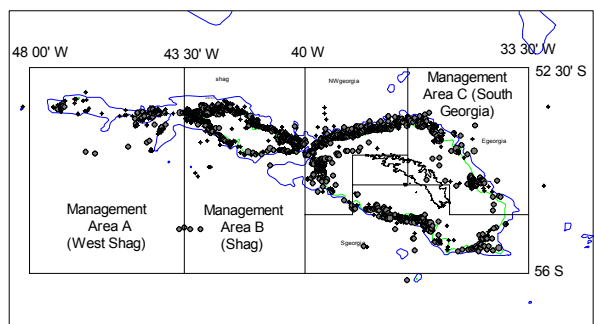
1989–1991



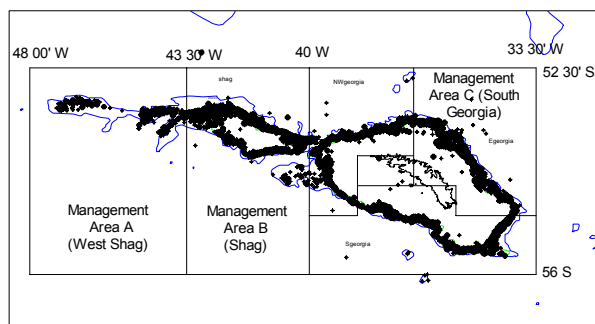
1998–2000



1992–1995



2001–2004



2005

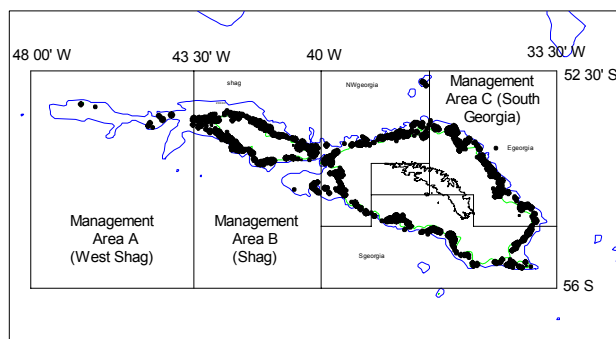


Рис. 2: Распределение уловов в отдельные периоды по мере возрастания числа выставленных крючков. Wshag – западная часть скал Шаг; Shag – скалы Шаг; NWest – северо-западная часть Южной Георгии; East – восточная часть Южной Георгии; South – южная часть Южной Георгии.

1.2 ННН вылов

4. Оценочный ННН вылов в Подрайоне 48.3 в промысловом сезоне 2005 г. составил 23 т.

1.3 Размерное распределение уловов (временные ряды)

5. Данные о взвешенных по уловам частотам длин приведены на рис 1. Взвешенные по уловам частоты длин обычно не рассчитываются для периода 1985–1991 гг., поскольку сбора образцов в эти годы почти не проводились и было отобрано всего несколько особей (табл. 2). Данные наблюдателей имеются за период с 1996 г. Сначала промысел велся только на большой глубине (>850 м) в районе скал Шаг и Южной Георгии, затем, в 1998 г. поведение промысла заметно изменилось в сторону использования более широкого диапазона глубин, включая мелководье.

6. В связи с затруднениями в проведении анализа данных, относящихся к сезонам до 1992/93 г., WG-FSA попросила, чтобы Секретариат продолжал поддерживать связь с владельцами данных в попытке создать надежные временные ряды взвешенных по уловам частот длин за период 1985–1992 гг.

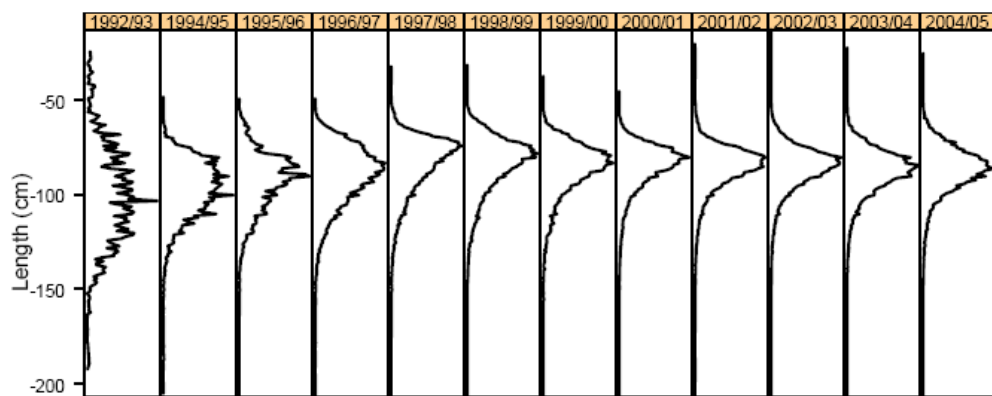


Рис. 3: Взвешенные по уловам частоты длин *Dissostichus eleginoides* в Подрайоне 48.3, полученные по данным наблюдателей, мелкомасштабным данным и данным STATLANT, имеющимся на 5 октября 2005 г.

Табл. 2: Количество особей, измеренных в ходе промысла (по данным В2) и наблюдателями. Также показана доля выборки (число отобранных особей на тонну улова).

Сезон	Длина по данным промысла	Длина по данным наблюдателей	Число измеренных особей/тонну улова
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. Промысловые данные (отчеты о весе и количестве пойманной рыбы) были проанализированы по стандартной GL-модели, приведенной в разделе 3.1. Средний вес сокращался в период с 1992 по 1998 гг., а затем стал постепенно увеличиваться.

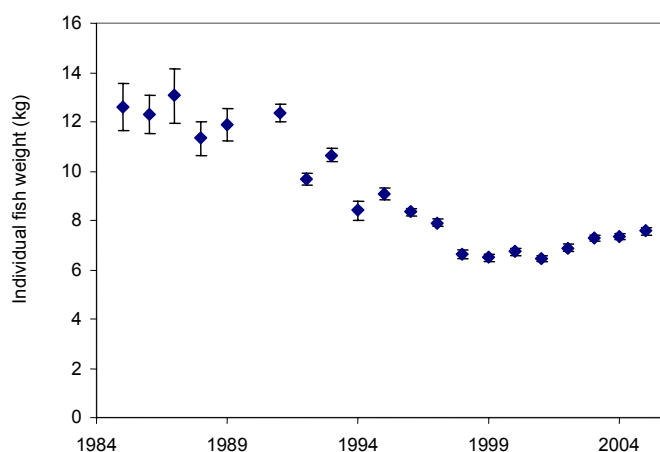


Рис. 4: Средний вес клыкача в улове, рассчитанный по GL-модели, форма которой сходна с формой стандартной GL-модели (SC-CAMLR-XXIII, Приложение 5, пп. 5.111–5.113), стандартизованный по чилийским судам, ведущим промысел на глубинах 1000–1500 м в южном секторе Южной Георгии.

2. Запасы и районы

8. Доказано, что генетически рыба, обитающая в Подрайоне 48.3, отличается от той, которая водится на Патагонском шельфе (Район ФАО 41). Запас SGSR, встречающийся в районах управления А, В и С (рис. 1), генетически отличается от рыбы, получаемой на крайнем севере и западе Подрайона 48.3.

9. Во всех оценках рассматривается только запас SGSR.

3. Параметры и имеющиеся данные

3.1 Стандартизованные CPUE

10. Был обновлен анализ стандартизованных CPUE по GL-модели и GLM-модели (со случайными эффектами судов) (SC-CAMLR-XXIII, Приложение 5, п. 5.111).

11. На рис. 5 показано, что CPUE оставались довольно постоянными в период 2004–2005 гг., с незначительным снижением.

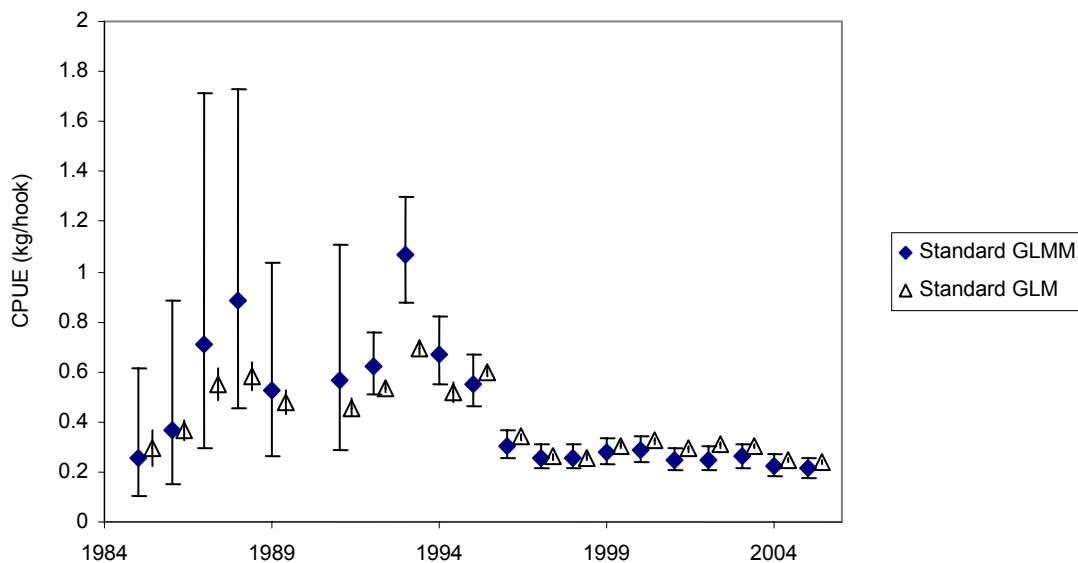


Рис. 5: Стандартизованные CPUE для ярусного промысла по промысловым сезонам в Подрайоне 48.3 на основе GLM-модели со случайными эффектами для судов (◆) и стандартной GL-модели (△). Оба ряда стандартизованы для чилийских судов, ведущих промысел на глубинах 1000–1500 м в южном секторе Южной Георгии.

12. В прошлом году WG-FSA рассмотрела GLM-модель со случайной взаимосвязью год–район. Выяснилось, что в районе скал Шаг и западной части Шаг CPUE в течение последних нескольких лет сокращались, тогда как в районе Южной Георгии они оставались постоянными. В этом году WG-FSA подобрала две отдельные GLM-модели со случайными эффектами судов только для скал Шаг и Южной Георгии. Они подтверждают сравнительное постоянство CPUE в районе Южной Георгии в последние годы, по сравнению с первоначальным ростом, а затем снижением в районе скал Шаг.

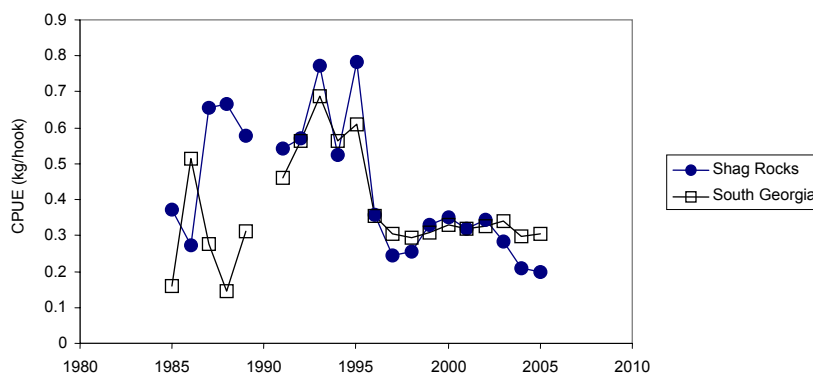


Рис. 6: Стандартизованные CPUE ярусного промысла по промысловым сезонам отдельно для скал Шаг и Южной Георгии в Подрайоне 48.3 по методу GLM-модели, ясно показывающие различия начиная с 1997 г.

13. В оценках использовались CPUE, стандартизованные по GLM-модели.

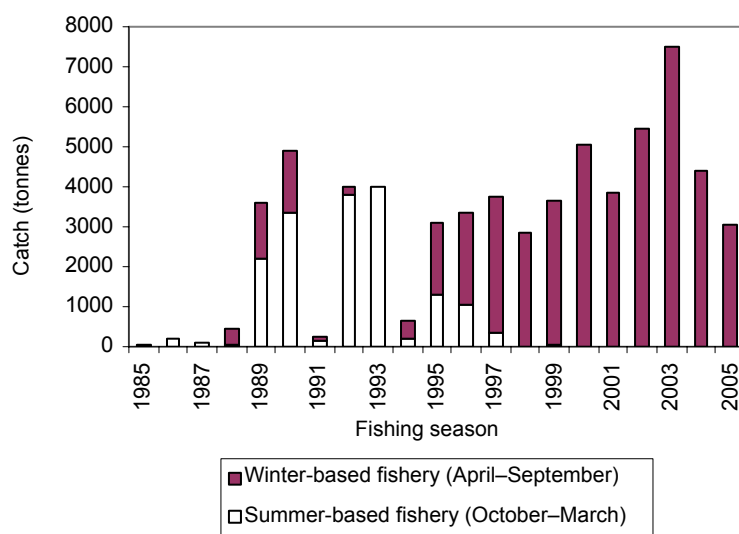
Табл. 3: Стандартизованные CPUE, рассчитанные во время совещания по методу GLM-модели. Ряд, использовавшийся в оценках ASPM и CASAL, был рассчитан до совещания на основе имевшихся на тот момент данных по уловам и усилию. Этот ряд также показан для сравнения. Пробный расчет по CASAL с использованием самых последних стандартизованных CPUE показал, что оценки CASAL не изменились. За сезон 1989/90 г. данных по уловам и усилию представлено не было.

Промысл. сезон	Стандартизованные CPUE, исп. в оценках	Новейшие стандарт. CPUE	Верхний 95% ДИ	Нижний 95% ДИ
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. Рассматривая тенденции CPUE, WG-FSA отметила, что в период 1993–1998 гг. флотилии, время промысла и охват наблюдениями существенно изменились. В начале 1990-х гг. промысел велся, в основном, российскими, а к середине 1990-х гг. – чилийскими судами. В 1994 г. АНТКОМ провел эксперимент по истощению только с 4 судами. В период 1995–1997 гг. происходил постепенный переход к зимнему промыслу

и флотилии практически полностью изменились – как отдельные суда, так и национальные флотилии. Из 13 судов, проводивших промысел в 1995 г., только 1 вело промысел ранее (и при этом только экспериментальный промысел в 1994 г.; ни одно из этих судов не вело промысел до 1994 г.) и только 2 вели регулярный промысел впоследствии. В 1996 г. программа международных наблюдений дала свой первый набор очень полных данных по промыслу (табл. 3); до этого имелись только коммерческие данные. К 1998 г. промысел стабилизировался в плане структуры флотилии, глубины и промыслового времени года. Распределение уловов по сезонам и глубине приводится на рис. 7.

(a)



(b)

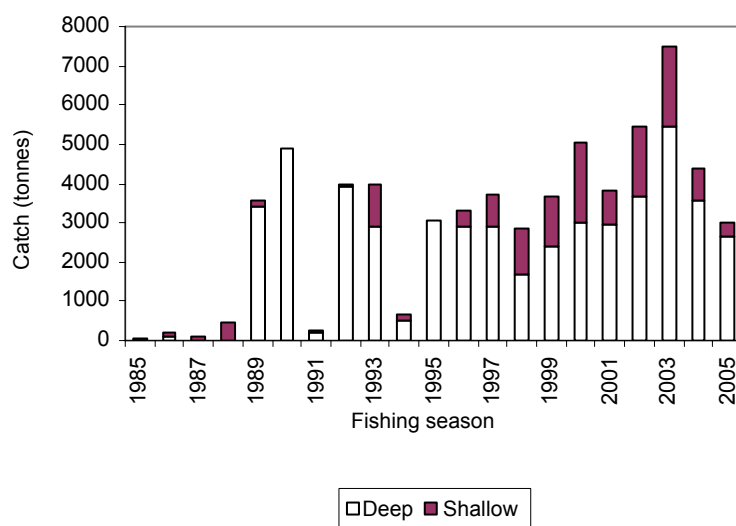


Рис. 7: Распределение уловов по: (а) сезонам и (b) горизонтам глубин (мельче или глубже 850 м).

3.2 Пополнение

15. WG-FSA не пересматривала своих расчетов оценок пополнения по модели CMIX в Подрайоне 48.3. Оценки численности по возрастам, полученные по CMIX, и соответствующие CV, используемые в моделях оценки, приводятся в табл. 4.

Табл. 4: Данные съемки пополнения в Подрайоне 48.3: пересчитанные на район оценки количества по возрастам и их CV (в скобках). Римские цифры обозначают различные съемки в отдельные годы.

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

3.3 Данные мечения–повторной поимки

16. В WG-FSA-04/17 представлены результаты программы мечения–повторной поимки в Подрайоне 48.3. WG-FSA отметила, что дополнительные документы по этой программе были представлены в WG-FSA-SAM. В них приводится информация об усовершенствованном варианте оценки Петерсена, адаптированной для модели S-plus и модели перемещения клыкача, которая использовалась для изучения систематической ошибки в этом методе с учетом различного распределения событий мечения и промысла с целью повторной поимки (WG-FSA-SAM-05/6 Rev. 1 и 05/7).

17. В целом теперь в Подрайоне 48.3 помечено около 8000 особей со времени начала программы в 2000 г. В этом году усилие по мечению, промысловое усилие и повторные поимки были хорошо распределены по всем пригодным для лова участкам в Подрайоне 48.3.

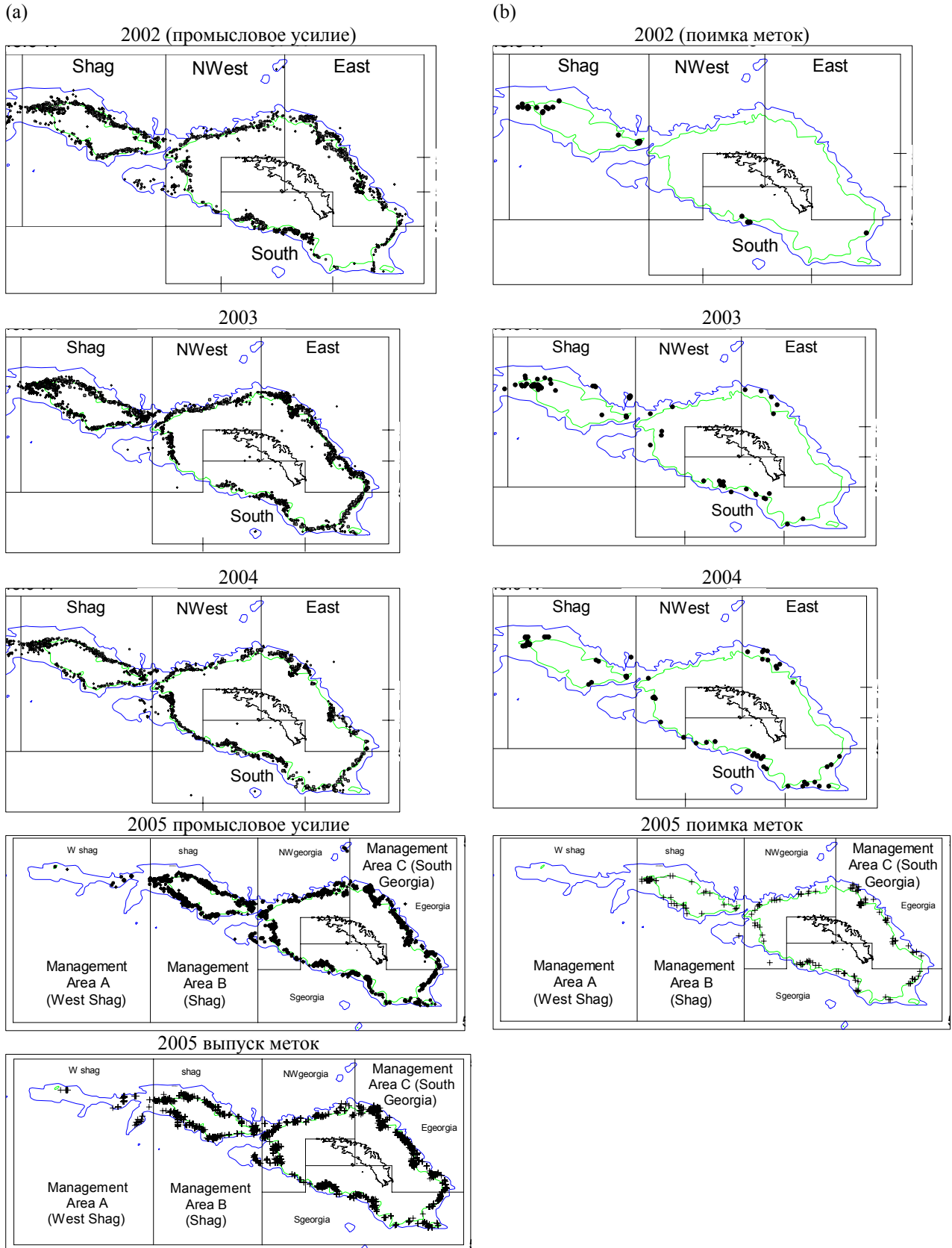


Рис. 8: Распределение (a) промыслового усилия и (b) возвращенных меток по годам со времени начала программы мечения в Подрайоне 48.3, и выпуска меток в 2005 г. Районы показаны на рис. 2.

Табл. 5: Количество помеченных особей, выпущенных в различных районах Подрайона 48.3.

Год выпуска	Вост.	Сев.-зап.	Юг	Шаг	Зап. Шаг	Всего
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. В WG-FSA-05/17 анализируется перемещение клыкача между районами Шаг, северо-западной, восточной и южной частями Южной Георгии (как показано на рис. 2). В среднем около 5% помеченных особей клыкача перемещаются ежегодно из того или иного района. Перемещение между районами особей, помеченных в 2004 г. и повторно пойманных в 2005 г., и количество проверенной рыбы, показаны в табл. 6.

Табл. 6: Перемещение помеченной рыбы между районами Подрайона 48.3 в 2004 г. Районы показаны на рис. 2.

Район мечения	Район поимки	Кол-во выпущено (2004 г.)	Кол-во повт. поймано 2005 г.	Проверено (особей) 2005 г.
Восток	Восток	600	28	149 346
Восток	Сев.-зап.		1	
Сев.-зап.	Сев.-зап.	319	11	92 107
Сев.-зап.	Юг		1	
Юг	Восток		2	
Юг	Юг	762	26	78 516
Шаг	Шаг	1 229	24	131 119

19. WG-FSA отметила, что ежегодное перемещение меток между основными районами вокруг Южной Георгии и скал Шаг является низким, как и предполагалось в связи с низким показателем ежегодного перемещения клыкача. Она напомнила об имитационном исследовании в WG-FSA-SAM-05/6 Rev. 1, в котором моделировалось перемещение клыкача в Подрайоне 48.3, и пришла к выводу, что текущая программа мечения, включая места выпуска, промысла и повторной поимки, по всей вероятности, даст несмещенные оценки размера уязвимой популяции или оценки с отрицательным смещением. Это обсуждается в отчете WG-FSA-SAM 2005 г. (WG-FSA-05/4, пп. 2.15 и 2.16).

20. А. Констебль (Австралия) заметил, что в результате низкого уровня обмена в течение одного года годовой показатель повторного вылова в границах района может быть важен для понимания того, будет ли смещена оценка численности по программе мечения–повторной поимки. Когда данные о возврате меток обобщаются по небольшим районам без взвешивания на различия в коэффициентах повторной поимки, то подразумевается, что коэффициент повторной поимки в одном районе является оценкой коэффициента повторной поимки в других районах и наоборот, и это может привести к систематической ошибке в оценке. Общая систематическая ошибка в оценке численности будет зависеть от доли проверенной рыбы в каждом локальном районе от общего числа проверенной рыбы в этом регионе, так что:

- (i) если в общем числе проверенной рыбы высока доля района с низким уровнем повторной поимки, то оценка численности по обобщенным данным может быть смещена вверх; или
- (ii) если высока доля проверенной рыбы из района с высоким уровнем повторной поимки, то существует возможность смещения вниз.

21. Дж. Кирквуд (СК) указал, что этот результат изучался в рамках имитационной модели, представленной в WG-FSA-SAM (WG-FSA-SAM-05/6 Rev. 1), и что, кроме того, это замечание относится ко всем данным мечения–повторной поимки, а не только к данным по Подрайону 48.3. Д. Агню (СК) отметил, что на рис. 8 показано, что события выпуска и повторной поимки меток, а также промысловое усилие хорошо распределены по всем промысловым участкам в районе Южной Георгии и скал Шаг. В табл. 6 показано, что ежегодный коэффициент повторной поимки (измеряемый как количество повторно пойманных/количество выпущенных/количество проверенных особей) сопоставимо между различными районами, за исключением, возможно, скал Шаг. Несмотря на то, что в результате прошлогоднего решения Комиссии (п. 3) произошло некоторое перераспределение усилия из района скал Шаг в район Южной Георгии, тот факт, что оценки уязвимой биомассы (vB) по данным мечения–повторной поимки за последние два года повторных поимок (2004 и 2005 гг.) хорошо сопоставимы (WG-FSA-05/17), еще раз подтвердил, что такие систематические ошибки не очевидны. Д. Агню напомнил, что этот вопрос изучался WG-FSA в прошлом году (SC-CAMLR-XXIII, Приложение 5, п. 5.311) и что существенного смещения выявлено не было.

22. В связи с важным значением данных мечения–повторной поимки для оценок во многих районах, WG-FSA попросила провести дополнительное изучение возможных систематических ошибок в оценках численности, получаемых на основе обобщенных данных мечения–поимки по всем экспериментам с мечением.

23. WG-FSA использовала данные мечения и модифицированную оценку Петерсена для расчета уязвимой биомассы клыкача в Подрайоне 48.3 с двумя различными функциями селективности.

Табл. 7: Результаты модифицированной оценки уязвимой биомассы по Петерсену с двумя различными функциями селективности.

Год мечения	Год повт. поимки	
	2004	2005
2000	1	2
2001	15	4
2002	8	16
2003	23	12
2004		93
CASAL, селективность в базовом случае		
Уязвимая биомасса t	53 926	54 105
Нижний ДИ	38 827	44 770
Верхний ДИ	69 025	63 441
ASPM, селективность в базовом случае		
Уязвимая биомасса t	53 506	53 377
Нижний ДИ	38 525	44 167
Верхний ДИ	68 487	62 586

3.4 Биологические параметры

24. В табл. 8 дается сводка значений параметров, использовавшихся в оценках Подрайона 48.3 по модели CASAL. Следует отметить, что в дополнение к двум расчетам селективности по кривым роста, упомянутым в разделе 3.1, было решено, что кроме базового значения показателя естественной смертности $M = 0.165$ следует провести дополнительный расчет чувствительности с использованием более низкого значения $M = 0.13$, которое представляет нижнюю границу диапазона значений M , использовавшихся в прошлогодней оценке (0.13–0.20). Был сделан вывод, что верхняя граница диапазона маловероятна с учетом медленных темпов роста *D. eleginoides* и вопросов, поднятых в WG-FSA-05/18 (см. также Дополнение I).

Табл. 8: Значения биологических параметров для *Dissostichus eleginoides* в Подрайоне 48.3.

Компонент	Параметр	Рост базов. случай	Рост низкий L_{∞}	M базов. случай	Низкая M	Все	Единицы
Естественная смертность	M	0.165	0.165	0.165	0.13		лет ⁻¹
VBGF	K	0.066	0.067	0.066	0.066		лет ⁻¹
VBGF	t_0	-0.21	-1.49	-0.21	-0.21		лет
VBGF	L_{∞}	1946	1528	1946	1946		мм
Задержка роста в связи с мечением						0.5	лет
Козф. потери меток						0.06	меток. лет ⁻¹
Начальная выживаемость после мечения						0.9	
Вероятность обнаружения меток						1.0	
Длина–масса	' a '					2.5E-09	мм, кг
Длина–масса	' b '					2.8	
Половозрелость	L_{m50}					930	мм
Диапазон: 0 – полная зрелость						780–1080	мм
Крутизна зависимости запас–пополнение для оценок CASAL ¹	h					0.8	
Крутизна зависимости запас–пополнение для прогнозов GY	h					1.0	
Логнормальное SD пополнения для GY и CASAL MPD-прогнозов	σ_R					0.8	
Логнормальное SD пополнения для CASAL MCMC -прогнозов	σ_R					0.7	

¹ Крутизна для пополнения запаса оценена по ASP-модели.

3.5 Общее изъятие

25. Оценки общего изъятия приводятся в табл. 1.

4. Оценка запаса

26. На рассмотрение были представлены две отдельные оценки, каждая из них оценивает промысел на основе различных стратегий моделирования. Первая – комплексная оценка (КО), полученная по модели CASAL, которая использует данные об уловах, стандартизованные коэффициенты вылова, уловы по длинам, возрастные показатели пополнения и данные мечения. В базовом случае рассматриваются две флотилии с различными кривыми оценочной селективности и двумя оценками уловистости по временным рядам показателей вылова. Вторая оценка использует расширенную ASP-модель, выполненную в программе Excel, с использованием данных об уловах, стандартизованных коэффициентов вылова и распределения уловов по длинам. Базовый случай ASP-модели включает одну флотилию с двумя периодами различной селективности (оцененной вне модели) и одну оценку уловистости по временным рядам показателей вылова плюс оценку крутизны функции пополнения. Более подробная информация приводится ниже.

4.1 Сравнение CASAL и ASP-модели

27. У WG-FSA имелось два различных метода оценки запасов клыкача в Подрайоне 48.3: CASAL (WG-FSA-05/16) и ASP-модель (WG-FSA-05/73). Хотя лежащие в их основе базовые возрастные модели динамики популяций аналогичны, существовали значительные различия в допущениях и выполнении этих двух методов. WG-FSA решила сначала проверить, дадут ли эти два метода достаточно близкие оценки при применении к одним и тем же наборам данных и при максимально сходных допущениях, без необходимости существенного изменения самих методов. Если результаты сравнения будут удовлетворительными, то имеющиеся различия в результатах оценки по этим двум методам могут быть обоснованно отнесены на счет различий в допущениях и входных данных, а не фундаментальных различий в методах оценки.

28. В соответствии с этим оба метода были применены к ограниченному набору данных, включающему:

- ряды данных по общему вылову;
- полные ряды CPUE, полученные по GLM-модели;
- данные о частоте длин в уловах за 1992–2005 гг.

Были сделаны следующие допущения:

- отсутствие межгодовой изменчивости пополнения;
- фиксированная крутизна (0.8) зависимости запас–пополнение;
- функции селективности по возрастам были фиксированными, как определено в WG-FSA-05/73;
- один коэффициент уловистости, связывающий CPUE с уязвимой биомассой.

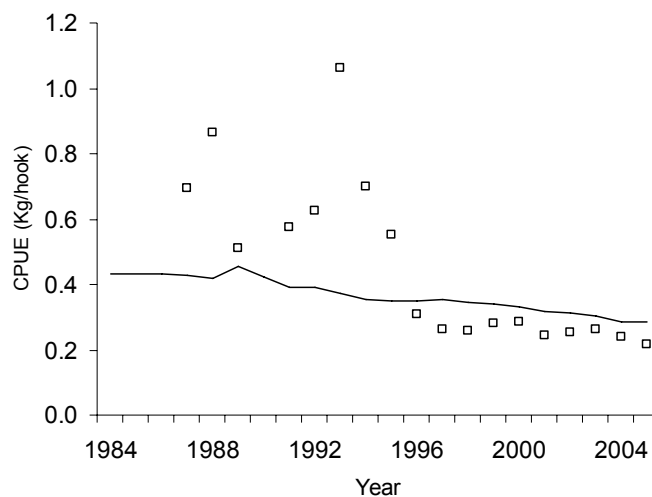
29. Оценки необлавливаемой биомассы (SSB_0) и имеющейся биомассы нерестового запаса (SSB_{2005}) приводятся в табл. 9, а соответствие данным CPUE для этих двух методов показано на рис. 9. Хотя между двумя наборами результатов имеются незначительные различия в оценках и тенденциях изменения CPUE, они почти

наверняка объясняются мелкими различиями в аппроксимации данных CPUE (в CASAL использовались ошибки наблюдения GLM-модели и рассчитывалась ошибка обработки данных, а в ASP-модели использовались только точечные оценки GLM-модели). В связи с этим WG-FSA решила, что эти два метода оценки дали достаточно близкие результаты, позволяющие считать, что разница в результатах объясняется различиями в допущениях.

Табл. 9: Результаты сравнительных расчетов по CASAL и ASP-модели. Результаты расчетов CASAL – оценки MPD с повторным взвешиванием эффективного размера выборки данных о распределении улова по длинам. Результаты ASP-модели – оценки максимального правдоподобия, подобранные к общим уловам, стандартизованным CPUE и частотам длин в уловах.

Метод	SSB ₀ (т)	SSB ₂₀₀₅ (т)	SSB ₂₀₀₅ /SSB ₀
ASPM	105 202	57 831	0.55
CASAL	113 647	63 386	0.56

(a)



(b)

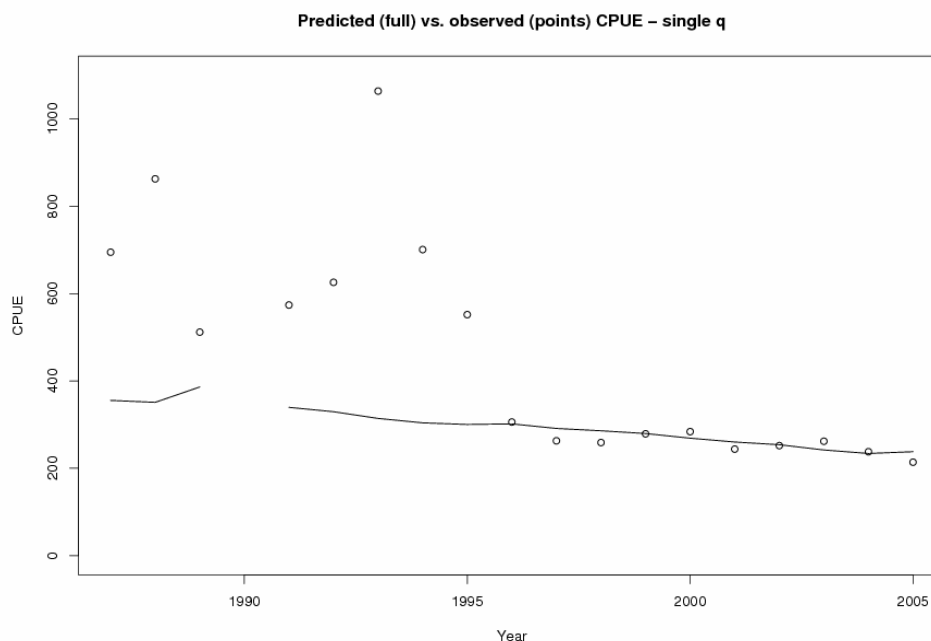


Рис. 9: (а) соответствие данным CPUE для ASP-модели; (b) соответствие данным CPUE для CASAL.

4.2 Комплексная оценка по CASAL (см. также WG-FSA-05/16-05/18)

Структура и допущения модели CASAL

Динамика популяции

30. Модель популяции CASAL, использовавшаяся при оценке клыкача Подрайона 48.3, представляет собой комбинированную модель пола, одного участка и трех сезонов. Годовой цикл был определен следующим образом: первый сезон (1 декабря – 31 апреля), когда имеется только пополнение (в начале) и естественная смертность; второй сезон (с начала мая по конец августа) включает естественную смертность и промысел и охватывает период нереста, при этом половина случаев смертности в этом конкретном сезоне относится ко времени до начала нереста; последний сезон продолжается с начала сентября до конца ноября, тем самым завершая годовой цикл, и здесь имеется только естественная смертность. Повсюду предполагается, что доли естественной смертности и роста, приходящиеся на каждый сезон, равны продолжительности данного сезона как части года. Были выполнены модельные расчеты за 1985–2005 гг. с равновесной исходной предэксплуатационной возрастной структурой и фиксированной крутизной зависимости запас–пополнение по Бевертону-Холту.

31. Используемые в модели данные включали зарегистрированные уловы, данные о распределении улова по длинам (1992–2005 гг.), стандартизованные по GLM-модели данные CPUE, данные по выпуску–повторной поимке меток, а также CMIX-оценки по возрастам, полученные по съемке пополнения.

32. Данные по частоте длин за период до 1995 г. с трудом поддаются интерпретации, так как коэффициент взятия проб был очень низок (табл. 2), а также потому, что различные флотилии пользовались различными единицами измерения длины: в одних случаях производилось округление вниз до 1 см, в других – до ближайших 3 см, а иногда 5 см. Трудности расчета репрезентативной взвешенной по уловам частоты длин за эти первые годы довольно подробно разъясняются в WG-FSA-05/18; особую трудность представляет период до 1992 г., т.к. не имеется никаких данных по промыслу в 1987, 1988 и 1989 гг. В связи с этим в оценке CASAL использовались данные по частоте длин только с 1992 г. по 2005 г., причем использовались данные всех флотилий, проводивших промысел в эти годы.

33. Учитывая то, что в 1995–1998 гг. промысел претерпел существенные изменения, описанные в п. 14 (изменение сроков ведения промысла, флотилий, судов и распределения по глубине), представляется маловероятным, чтобы селективность и уловистость флотилий после изменений (т.е. начиная с 1998 г.) оставалась такой же, как и до них (т.е. до 1997 г.). В связи с этим в оценке базового случая CASAL предполагается, что фактически промысел клыкача в Подрайоне 48.3 велся двумя флотилиями – исходной, российской/чилийской флотилией, проводившей промысел с 1985 по 1997 гг. (при этом крупные уловы – только с 1989 г.), и более поздней, смешанной флотилией судов из разных стран, ведущей промысел с 1998 г. и по настоящее время. Сезон 1997/98 г. был выбран в качестве первого года для второй флотилии в основном потому, что начиная с этого года характер ведения промысла данной флотилией заметно изменился – стала вылавливаться более мелкая рыба на меньших глубинах и исключительно зимой. Различия в методах промысла между этими двумя периодами отражены в явном сдвиге мод в данных по частоте длин за 1992–1997 гг. по сравнению с наблюдавшимися начиная с 1998 г. (рис. 6). С этого момента и по настоящее время данная флотилия остается очень стабильной.

34. В связи с этим в оценке CASAL в качестве базового случая используется модель двух флотилий (каждая флотилия – со своей собственной (рассчитанной) двойной нормальной функцией возрастной селективности). Первая флотилия работала с 1985 по 1997 год, а вторая – с 1998 г. по настоящее время. Целью выбора такой разделенной по времени модели двух флотилий является учет явного сдвига мод в данных по частоте длин за 1992–1997 гг. по сравнению с наблюдавшимися начиная с 1998 г. В качестве альтернативы рассматривалась также модель одной флотилии с одной (рассчитанной) двойной нормальной возрастной селективностью.

Модельная оценка

35. Пробные прогоны и анализ чувствительности были проведены с использованием точечной оценки байесовского анализа (MPD – максимальная плотность апостериорного распределения), подобно оценке максимального правдоподобия, но с априорными предположениями об интересующих параметрах также учтенными в целевой функции. Для учета параметрической неопределенности в окончательных прогонах в CASAL применялся метод цепи Маркова–Монте-Карло (MCMC) для получения выборки апостериорного вероятностного распределения параметра (обновленные данные). Это позволяет полностью изучить пространство параметров модели, а не только наиболее вероятные значения параметров, как в случае метода MPD.

Допущения в отношении наблюдений

36. Данные по соотношению длин в уловах за 1992–2005 гг. были соотнесены с рассчитанным по модели относительным возрастным составом, используя мультиномиальное правдоподобие.

37. При постоянной уловистости q предполагалось логарифмически нормальное распределение показателей CPUE вокруг рассчитанной по модели уязвимой биомассы до середины промыслового сезона. Ошибки наблюдений учитывались путем применения годовых оценок CV, полученных при стандартизации по GLM-модели. Также были рассчитаны дополнительные CV ошибок обработки данных для учета дополнительной изменчивости, необходимой для интерпретации наблюдений CPUE популяционной моделью.

38. В модели учитывались события выпуска меток в 2000, 2001, 2002, 2003 и 2004 гг., но из-за относительно небольшого числа повторно пойманных особей и разброса длин/возрастов этих особей в 2001–2003 гг., использовались только случаи повторной поимки в 2004 и 2005 гг. Повторные поимки в пределах года/сезона исключались из наблюдений, чтобы учесть возможность неполного смешивания в течение первых нескольких месяцев после выпуска. События выпуска и повторной поимки меток происходили в течение промыслового сезона (сезон 2), при этом вероятность обнаружения повторно пойманных меток равнялась единице. Оценочное количество проверенной рыбы в каждом размерном классе, к которому относятся данные о повторных поимках, рассчитывалось по общей биомассе улова, соотношению длин в уловах и среднему весу рыбы.

39. В рамках каждого года частоты длин выпущенной и повторно пойманной рыбы варьировали в диапазоне от 20 до 220 см по 10-сантиметровым интервалам.

Ошибка при обработке и взвешивание данных

40. Помимо оценки ошибки при обработке данных наблюдений CPUE изучались подходящие эффективные размеры выборок для взвешивания данных по частоте длин и уровни возможной избыточной дисперсии, прослеживаемые в оцениваемых меченых популяциях. В случае обоих наборов наблюдений применялись стандартные формулы для оценки этих величин после начального MPD прогона модели с исходными значениями размеров выборок/дисперсии. После этого принимались фактические эффективные значения размера выборки/дисперсии, полученные по подбору модели к соответствующему набору данных, и проводился второй MPD прогон. Если соответствующие пересчитанные размеры выборки/дисперсии близки к рассчитанным по первому MPD прогону, можно сделать вывод, что каждому набору данных был присвоен правильный вес при оценке правдоподобия.

Штрафные функции

41. В модель были включены два типа штрафных функций. Во-первых, штрафная функция на улов, не дающая расчетному коэффициенту вылова за какой-либо год

превысить заданный максимум, установленный на уровне 0.4¹ в модели оценки CASAL. Во-вторых, штрафная функция на мечение не позволяла получать оценки популяции, которые были слишком низкими для того, чтобы позволить пометить истинное количество особей.

Априорные значения

42. В байесовской модели все оцениваемые свободные параметры требуют определения априорного распределения и пределов, которые ограничивают эту оценку. В табл. 10 показаны свободные параметры, рассчитанные по моделям CASAL, и соответствующие им экстремумы и априорная параметризация.

Табл. 10: Свободные параметры, их априорные значения и границы в моделях оценки CASAL.

Параметр	Априор. распределение	Нижняя граница	Верхняя граница
B_0 (девств. SSB)	Равномерное логарифм.	20 000	1e+6
Q (уловистость)	Равномерное логарифм.	1e-8	1e-1
A^* (макс. возр. пополн.)	Равномерное	1	50
s_l (лев. затухание сел.)	Равномерное	0.05	500
s_r (прав. затухание сел.)	Равномерное	0.05	500
CV (CPUE набл.)	Равномерное логарифм.	0.01	10

Селективность и рост

43. В CASAL промысловая селективность оценивается непосредственно как часть комплексной оценки. Возрастная селективность выражается двойной нормальной кривой следующего типа:

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

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

где $s(a)$ – возрастная селективность в возрасте a , m – возраст максимального отбора, l – левостороннее затухание, r – правостороннее затухание. Первичные данные, дающие информацию об этой селективности, – это частота длин в годовом вылове и повторная поимка меток по длинам особей. При прогнозировании частоты длин в годовом вылове и повторной поимки меток по длинам интерпретация графика возрастной селективности осуществляется по определенной кривой роста, определенному CV длины по возрастам (еще один входной параметр CASAL) и популяционной динамике. В результате этого имеется сильная взаимосвязь между оценочной кривой селективности и предполагаемой кривой роста.

¹ В ходе пересмотра этих оценок было отмечено, что для тех оценок, которые показывают наибольшее снижение SSB, лучше использовать более высокий максимальный коэффициент вылова (напр., 1.0).

44. Подобным же образом, как отмечается в работе С. Канди (Candy, 2005, – WG-FSA-SAM-05/13) и в WG-FSA-05/18, селективность также влияет на данные о длине по возрастам, собранные в ходе коммерческого промысла. В WG-FSA-05/18 был применен метод из WG-FSA-SAM-05/13 для оценки параметров кривой роста по Берталанфи с учетом картины селективности, рассчитанной в оценках CASAL, представленных в WG-FSA-05/16. Они были пересмотрены в ходе совещания и полученный таким образом набор параметров кривой роста для различных кривых селективности показан на рис. 10.

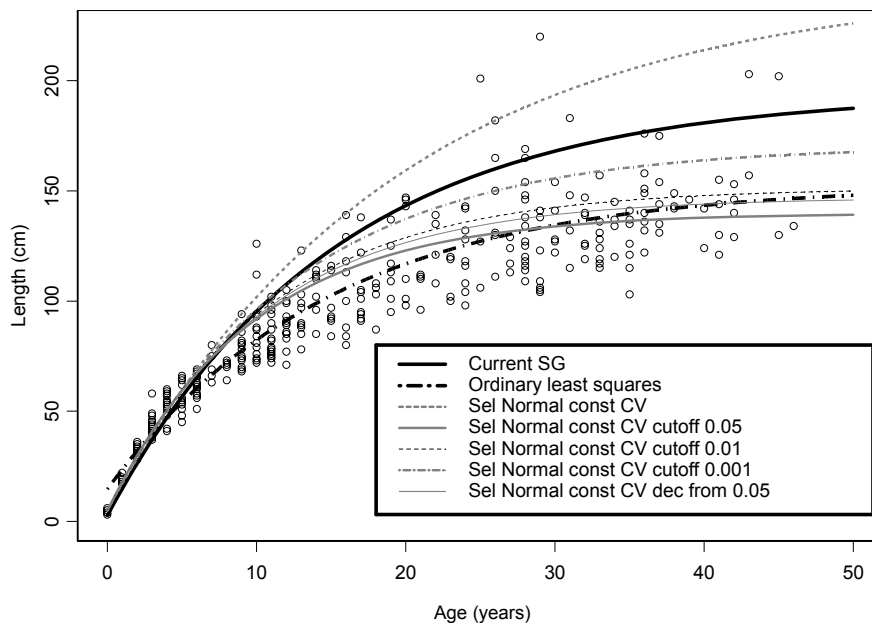


Рис. 10: Существующая кривая роста по Берталанфи для Подрайона 48.3 и кривые роста, подобранные к данным Белшьера (Belchier, 2004; WG-FSA-04/86) о длине по возрастам (кружки) по обычному методу наименьших квадратов и с поправкой на селективность, полученную при расчете базового случая CASAL («Sel normal, const CV»).

45. WG-FSA отметила, что в настоящее время нельзя достоверно рассчитать одну кривую роста с поправкой на селективность для *D. eleginoides* этого региона, отчасти из-за того, что функция уязвимости, рассчитанная в CASAL, является смесью селективности/наличия по возрастам и по длине. Влияние этого будет зависеть от вклада селективности по длине в данные параметры. Дополнительным вероятным источником неопределенности являются различия в росте между полами. Наблюдения за клыкачом в других районах показали, что рост и половозрелость характеризуются половым диморфизмом.

46. WG-FSA решила, что в дополнение к кривой роста по Берталанфи для базового случая с параметрами, равными тем, что использовались в прошлогодней оценке ($L_{\infty} = 194.6$, $K = 0.066$ и $t_0 = -0.21$; впоследствии названные «базовым случаем»), в качестве альтернативного теста в оценках, проводимых на данном совещании, следует также использовать кривую роста, рассчитанную по обычному методу наименьших квадратов

по данным Белшера (без учета влияния селективности). Параметры этой кривой следующие: $L_{\infty} = 152.8$, $K = 0.067$ и $t_0 = -1.49$ (впоследствии названные «низким L_{∞} »).

47. Была проведена перекрестная проверка по результатам данных о мечении с применением методов, описанных в WG-FSA-05/17. За три года повторной поимки (2003, 2004 и 2005 гг.) количество меченых особей в популяции оценивалось по различным длинам с учетом времени выпуска особей и предполагаемого роста рыбы со времени выпуска, при допущении, что период вызванной мечением задержки в росте составляет 0.5 года и естественная смертность равна промысловой смертности (рассчитано по данным о мечении в WG-FSA-05/18). Было принято, что помеченная рыба равномерно распределена по диапазону длин и характеризуется равной вероятностью вылова по размерным группам. Из рис. 11 видно, что повторная поимка меток по длине соответствует профилю селективности, определенному по CASAL и по другим методам оценки, и зависит от применяемой модели роста (см. выше).

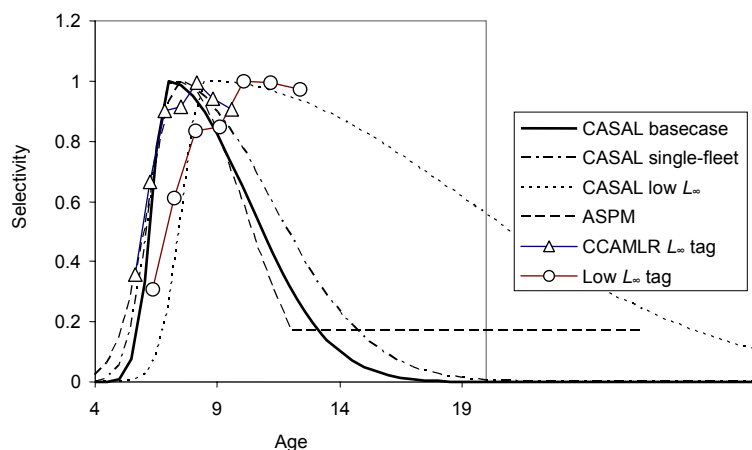


Рис. 11: Функции селективности для Подрайона 48.3: на основе существующих параметров роста для Южной Георгии (CCAMLR L_{∞} tag, L_{∞} 194.5 см) представлены две полученные по CASAL селективности, соответствующие расчетам для базового случая и для одной флотилии, селективность по ASP-модели (WG-FSA-05/73) и селективность по результатам мечения (Δ). При использовании параметров роста для обычного метода наименьших квадратов ($L_{\infty} = 152.8$ см), селективность по CASAL и селективность, полученная в результате мечения, расширяются (\circ).

48. А. Констебль отметил, что ранее WG-FSA предполагала, что большую часть ярусного улова составляет половозрелая рыба. Размер по достижении половозрелости (табл. 8) в сочетании с функциями селективности и соответствующими кривыми роста говорит о том, что в базовом случае CASAL будет вылавливаться в основном молодь, тогда как сценарий с низким L_{∞} дает большую долю половозрелой рыбы. Учитывая, что второй сценарий, по-видимому, совпадает с предыдущими допущениями, принятыми WG-FSA, А. Констебль предложил в будущем, если потребуется, применять анализ доли половозрелой рыбы в улове, что поможет различать эти две гипотезы.

Расчеты базового случая CASAL и анализ чувствительности

49. В расчетах по модели оценки CASAL «базовым случаем» была модель с двумя флотилиями, подобранная к данным CPUE по GLM-модели, данным о распределении уловов по длинам, данным съёмок пополнения и данным о мечении–повторной поимке (базовый случай). В качестве испытаний на чувствительность WG-FSA определила еще три модели:

- (i) оценка с одной флотилией («одна флотилия»);
- (ii) оценка с двумя флотилиями при альтернативной кривой роста, полученной путем аппроксимации данных о длине по возрастам по обычному методу наименьших квадратов («низкий L_{∞} »);
- (iii) оценка с двумя флотилиями и более низким коэффициентом естественной смертности $M = 0.13$ («низкая M »).

50. Важным вопросом при всех оценочных прогонах по CASAL был вопрос о том, что делать с межгодовой изменчивостью пополнения, оценка которой является дополнительным элементом в CASAL. Ключевыми вопросами являются объем информации об изменчивости пополнения в различных наборах данных и их согласованная оценка.

51. В принципе, первичным источником информации о годовом пополнении являются данные съёмок пополнения, но полученные по CMIX оценки плотности возрастов показывают, что почти никакие когорты не проходят равномерно и предсказуемо через младшие годовые классы. Когда съёмочные возрастные оценки были включены в базовый случай модели оценки CASAL, соответствие с ними было особенно плохим и оценочные ряды годового пополнения практически совпадали с рядами, рассчитанными при исключении съёмочных данных из оценки. Даже в том случае, когда съёмочные данные по пополнению имели очень большой вес в оценке (путем искусственного сильного занижения CV ошибок наблюдения), наблюдался тот же результат. Это означает, что в контексте комплексной оценки съёмочные данные не давали никакой полезной информации о ежегодном пополнении.

52. Остальные данные, которые потенциально информируют об изменчивости пополнения, это данные о частоте длин в уловах и данные CPUE. Частоты длин в уловах были очень стабильными, особенно в последние годы, и ничем не указывают на прохождение годовых классов через облавливаемый запас. Раньше в данных CPUE наблюдалась большая изменчивость, но в них также бывали и большие ошибки наблюдения, и очень сомнительно, чтобы какая-либо изменчивость была вызвана изменчивостью пополнения. Наоборот, в последние годы данные CPUE характеризуются небольшими ошибками наблюдения и высокой стабильностью, что снова говорит об отсутствии изменчивости в пополнении.

53. Ясно, что использовавшиеся в этих сценариях CASAL данные не несут информации об изменчивости пополнения. Это не обязательно означает отсутствие изменчивости в пополнении. Возможно, каждый год промысел ведется немного по-другому, что приводит к отсутствию признаков изменения в пополнении. Оперативные соображения, например, могут привести (или не привести) к различиям в CPUE и размерном составе улова, которые не имеют никакого отношения к характеристикам самого запаса (WG-FSA-05/4, п. 2.10). В такой ситуации у модели не имеется

достаточных данных для регистрации уровней параметров и всех зависимостей между различными параметрами, одним из которых может быть изменчивость пополнения.

54. Расчеты, в которых вес данных CPUE менялся относительно веса других наблюдений, показали, что тенденции изменения в оценочном годовом пополнении существенно различались при различном весе CPUE. Когда данным CPUE придавался относительно высокий вес, величины оценочной изменчивости пополнения были организованы таким образом, чтобы дать как можно лучшее соответствие данным CPUE и гораздо худшее соответствие другим наборам данных. Фактически, модель незначительно корректировала пополнение от года к году с тем, чтобы дать как можно лучшее соответствие CPUE. Когда вес данных CPUE снижался, оценивались другие ряды пополнения, немного лучше соответствующие другим использованным в модели наблюдениям. Такое поведение в ситуации, когда источники данных почти не содержат видимых признаков изменчивости пополнения, явно свидетельствует о слишком большом количестве параметров в модели, где дополнительные оцениваемые параметры, представленные изменчивостью пополнения, используются только для улучшения качества соответствия в зависимости от относительного веса наблюдений, а не для получения согласованного представления о годовой изменчивости пополнения. В связи с этим в базовом случае и анализе чувствительности ретроспективная изменчивость пополнения в модель CASAL не включалась. Пополнение и изменчивость пополнения по родительскому запасу оценивались моделью непосредственно по зависимости «запас–пополнение», и при этом параметрическая неопределенность в этой зависимости неявно учитывалась MCMC моделированием.

Результаты точечной оценки (MPD)

55. Несмотря на то, что было проведено моделирование MCMC, для ясности подбор каждой из четырех предлагаемых моделей CASAL был повторен по отношению к расчетам точечной оценки по MPD. В табл. 11 дается обзор величин основных параметров, рассчитанных для четырех прогонов, и соответствующие им значения BIC (байесовский информационный критерий), интерпретация которого очень близка информационному критерию Акаике (AIC): наиболее вероятной является модель, минимизирующая BIC или AIC. Хотя в базовом случае оценки значение BIC было наименьшим, почти ничто не указывает на то, что эта модель действительно лучше остальных рассмотренных моделей.

Табл. 11: Анализ оценок параметров для четырех моделей CASAL с использованием результатов оценки MPD. BIC – байесовский информационный критерий.

Модель	BIC	B_0 (т)	Селективность 1 параметры (см. уравн. 1)	Селективность 2 параметры (см. уравн. 1)	Ошибка обработки CV (CPUE)
Базовый случай	774.32	176 969	9.21, 2.17, 4.53	6.95, 0.74, 3.9	0.39
Низкий L_∞	777.91	70 372	12.4, 3.22, 13.8	8.1, 1.07, 12.5	0.36
Низкий M	782.4	266 953	9.02, 2.2, 4.27	6.92, 0.76, 3.8	0.39
1 флотилия	785.9	163 986	7.74, 1.4, 5.35	N/A	0.46

56. Оценочные значения q для ранней и поздней флотилий в базовом случае составляли соответственно 0.0080 и 0.0051.

57. Диагностика подбора модели и степень соответствия, достигнутая в базовом случае модели, показаны на рис. 12–16.

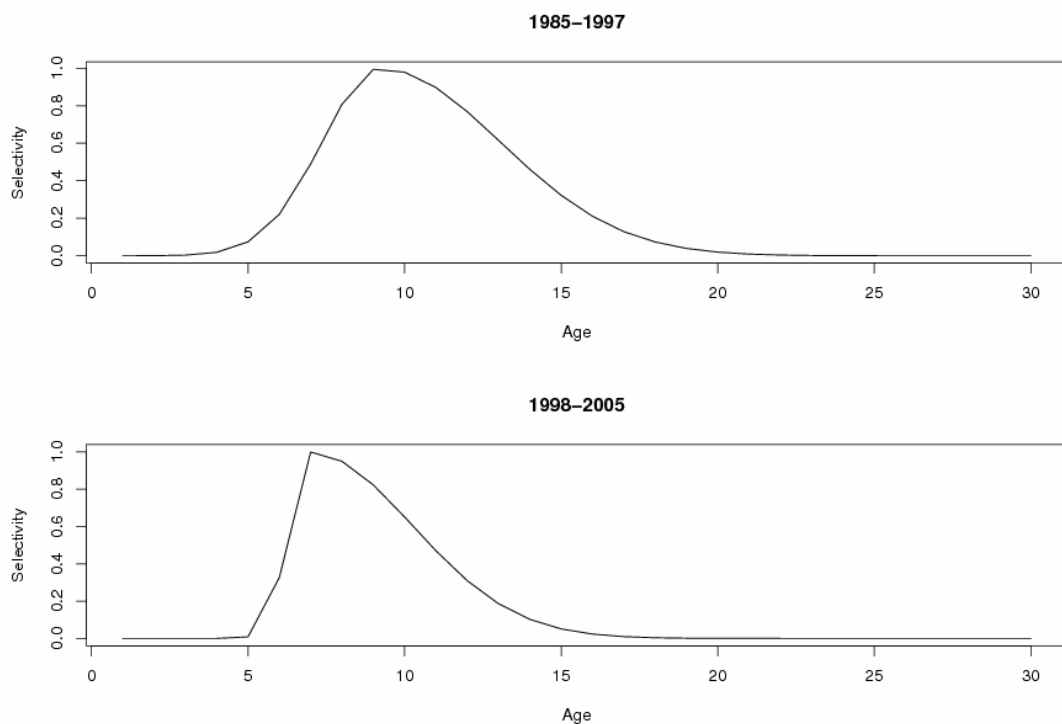


Рис. 12: Оценочные кривые селективности в модели базового случая.

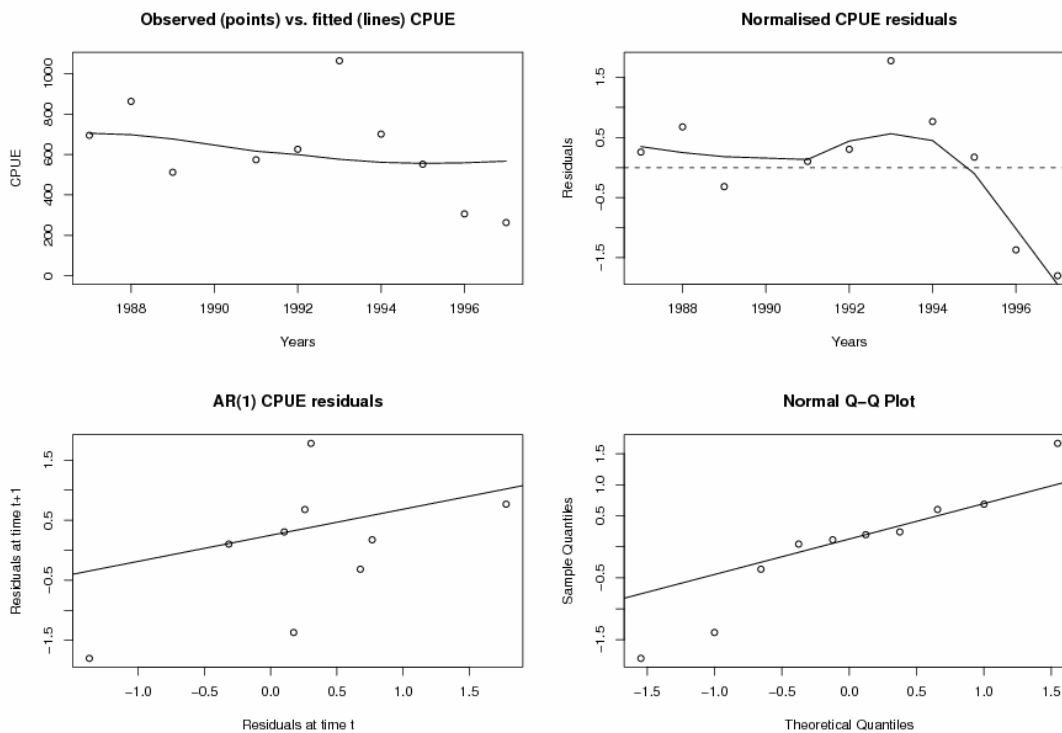


Рис. 13: Подбор к ряду CPUE для первой флотилии, модель базового случая.

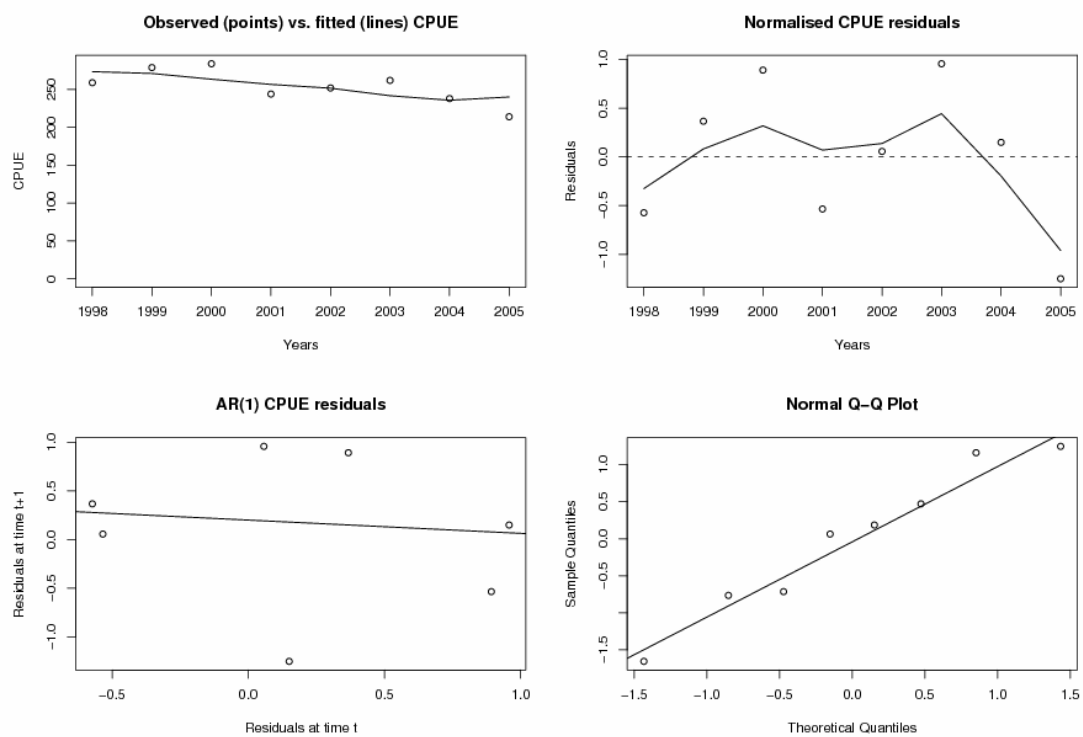


Рис. 14: Подбор к ряду CPUE для второй флотилии, модель базового случая.

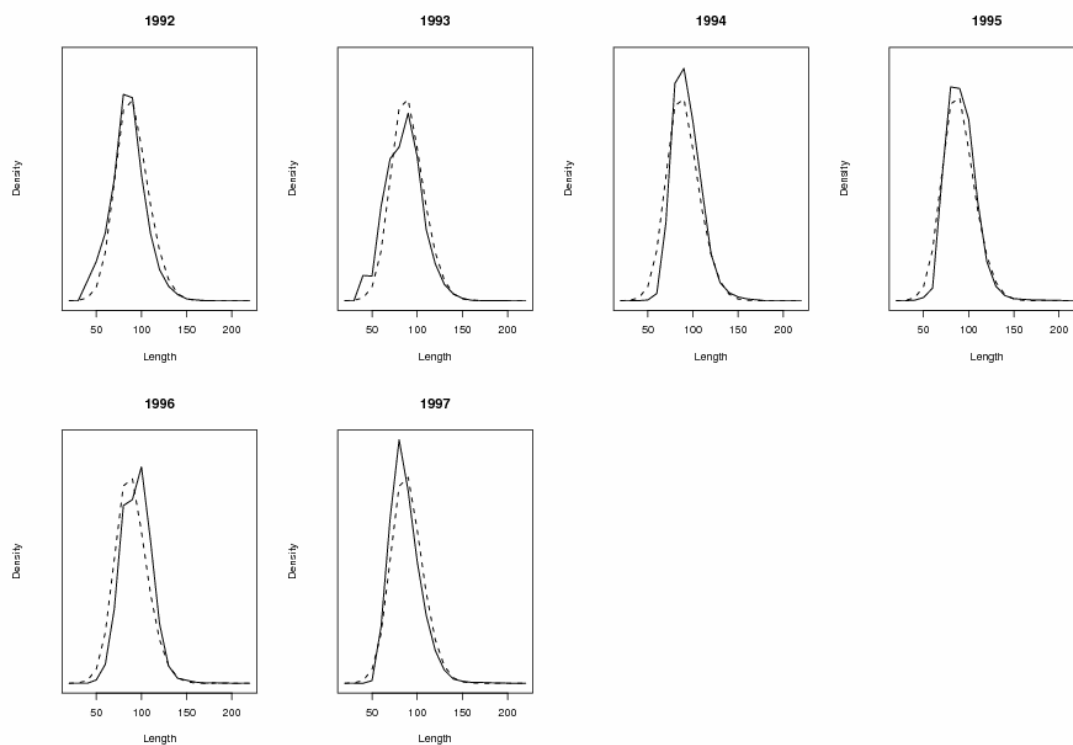


Рис. 15: Подбор к частотам длин уловов для первой флотилии, модель базового случая.

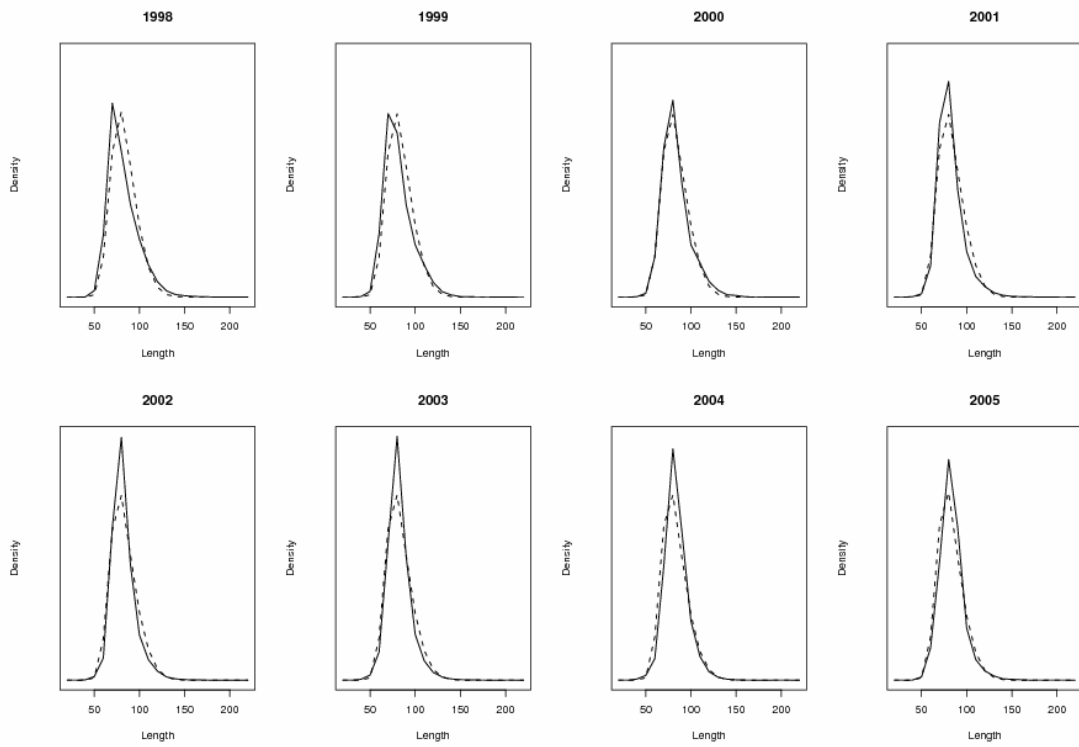


Рис. 16: Подбор к частотам длин уловов для второй флотилии, модель базового случая.

58. Траектории запаса показаны на рис. 17.

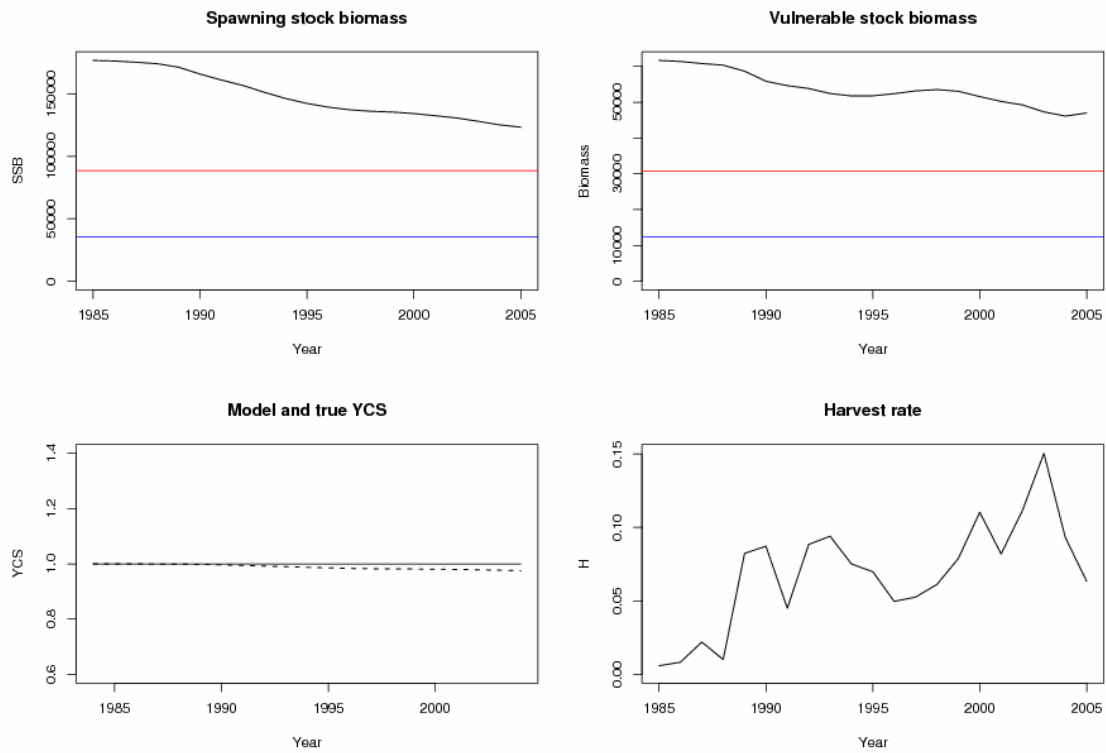


Рис. 17: Траектории запаса для базового случая CASAL.

59. Как можно видеть, очень хорошее соответствие достигается по всем наборам данных за исключением данных CPUE для первой флотилии, где соответствие слабое, а CV ошибки обработки данных составляет 0.4. Качество соответствия, однако, должно оцениваться по отношению к высоким ошибкам наблюдений для большей части этого ряда (см. рис. 5).

60. Во всех моделях с двумя флотилиями соответствие данным почти одинаковое. Модель с одной флотилией хуже соответствует данным по частоте длин.

61. Функции повозрастной селективности, оцененные по различным моделям, выявляют сходство между базовым случаем, низким M и одной флотилией, тогда как вариант с низким L_{∞} отличается гораздо более широкой повозрастной селективностью, чего можно ожидать, учитывая меньшую длину по возрасту для рыбы старше 5 лет, и необходимостью подбора к тем же данным по частоте длин (см. рис. 11).

Результаты анализа MCMC

62. В связи с продолжительностью полного прогона по MCMC (для этих конкретных моделей CASAL – около 27 часов при мощном процессоре) стандартный алгоритм CASAL MCMC применялся только к базовому случаю модели с двумя флотилиями. Во время совещания не было достаточно времени для проведения таких же MCMC прогонов для всех альтернативных вариантов. В остальных трех случаях использовалась хорошо определенная аппроксимация и данные, полученные по результатам CASAL MPD. Апостериорное распределение вероятности может быть аппроксимировано многомерным нормальным распределением, где среднее определяется апостериорной модой, а дисперсия – ковариационной матрицей, аппроксимированной в процессе минимизации. При хороших оценках по алгоритму минимизации эта аппроксимация хорошо определяется и соответствует более трудоемким методам MCMC, и в то же время очень быстро дает пример MCMC с той же апостериорной модой и приблизительной дисперсионно-ковариантной структурой, что и в случае интересующего нас фактического апостериорного распределения. Точность аппроксимирующего многомерного нормального метода была изучена путем повторения базового случая MCMC с данной аппроксимацией. Оценка медианной SSB_0 по многомерной нормальной аппроксимации составила 176 043 с 95% доверительным интервалом (152 848–198 608 т). Наибольшее отклонение было примерно 3% в хвостах.

63. В случае прогона CASAL MCMC тесты на сходимость, описанные в WG-FSA-05/16, показали, что сходимость была удовлетворительной. Медиана и 95%-ные доверительные интервалы для четырех вариантов CASAL показаны в табл. 12.

Табл. 12: Медианы и 95% доверительные интервалы (в т) для исходной равновесной SSB (B_0), существующей SSB (B_{2005}), отношения существующей к исходной SSB (B_{2005}/B_0), исходной уязвимой биомассы (VB_0) и существующей уязвимой биомассы (VB_{2005}) для каждой из моделей CASAL.

Модель	B_0 (тысяч)	B_{2005} (тысяч)	B_{2005}/B_0	VB_0 (тысяч)	VB_{2005} (тысяч)
Базовый случай	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)
Низкий L_{∞}	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)
Низкий M	267.3 (235.1–300.4)	197.2 (163.9–229.9)	0.74 (0.71–0.76)	64.8 (56.9–72.8)	49.7 (41.6–57.7)
1 флотилия	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)

Расчеты уловов

64. CASAL позволяет экстраполировать ретроспективную динамику запаса в будущее для ряда будущих сценариев. Прогноз постоянного вылова позволяет рассчитать долгосрочный вылов, соответствующий правилам АНТКОМа о принятии решений. Долгосрочный вылов – это минимальный вылов (γ), который:

- (i) дает вероятность большую чем 0.5 того, что через 35 лет он составит более 50% исходной равновесной SSB;
- (ii) никогда не позволит, чтобы траектория SSB более чем в 10% случаев опускалась до уровня ниже 20% исходной равновесной SSB.

65. Расчеты долгосрочного вылова, основанные на результатах четырех оценок по CASAL легче всего провести, применяя модель CASAL для экстраполяции. Это можно сделать двумя способами. Первый – это применять метода точечной оценки, который рандомизирует пополнение в прошлом и в будущем (по логнормальному отклонению, задаваемому пользователем) с тем, чтобы внести дополнительную неопределенность в интерпретацию динамики в будущем. Второй метод экстраполяции использует непосредственно образец MCMC. В этом методе экстраполяции каждый элемент цепи Маркова дает соответствующую траекторию запаса в прошлом и будущем. Дополнительная неопределенность может быть включена в эту экстраполяцию опять путем определения подходящей формы стохастических отклонений в пополнении. В отсутствие согласованных оценочных значений диапазона этой изменчивости пополнения по всем оцениваемым запасам было решено, что:

- (i) в прогнозах, подобных тем, в которых используется метод экстраполяции MPD CASAL или GY-модель, будет применяться логнормальное отклонение пополнения со стандартным отклонением 0.8;
- (ii) в прогнозах по MCMC будет применяться логнормальное отклонение пополнения со стандартным отклонением 0.7.

66. Причина выбора этого меньшего значения стандартного отклонения в отклонении пополнения в случае MCMC заключается в том то, что параметрическая неопределенность является неотъемлемой частью процесса оценки MCMC, и более низкое значение прогнозной изменчивости пополнения отражает этот факт.

67. В прошлом году оценки долгосрочного вылова, соответствующие оценкам уязвимой биомассы по данным мечения, рассчитывались по GY-модели путем корректировки среднего пополнения таким образом, чтобы существующая медианная уязвимая биомасса в GY-модели соответствовала оценке мечения. Изучение этого вопроса в WG-FSA показало, что GY-модель может дать ретроспективные тенденции отдельно для SSB или уязвимой биомассы, которые будут очень близки полученным при расчетах по CASAL, но не для обоих параметров вместе. Вследствие этого были проведены два расчета по GY-модели, в которых полученные по GY-модели оценки

существующей медианной SSB или существующей уязвимой биомассы сопоставлялись с соответствующими оценками по CASAL².

68. В табл. 13 показаны полученные расчетные величины долгосрочного вылова. Прогнозный вылов по GY-модели довольно близок к прогнозу по MCMC, особенно при подборе к существующей SSB.

Табл. 13: Долгосрочный вылов (т), соответствующий правилам принятия решений АНТКОМа, для каждой оценочной модели CASAL, использующей методы прогнозирования MPD и MCMC CASAL, и двух методов GY.

Модель	Прогноз MPD	Прогноз MCMC	Прогноз GY, соответствующий существующей SSB	Прогноз GY, соответствующий существующей уязвимой биомассе
Базовый случай	5573	5629	5590	6128
Низкий L_{∞}	3315	3407	3030	3207
Низкий M	5794	5876	6055	6709
1 флотилия	5371	5428	5434	6643

4.3 Возрастная модель продуктивности (ASP-модель)

Общее описание модели

69. ASP-модель – это вариант модели, применявшейся к Патагонскому шельфу. Она была разработана на основе модели, использовавшейся Брандао и Баттервортом (Brandão and Butterworth, 2003, 2004) для оценки биомассы *D. eleginoides* в районе о-вов Принс-Эдуард, и модифицированной так, чтобы допускать изменчивость пополнения и подбор уловов. Общая формулировка модели дается в WG-FSA-05/73.

Входные данные

Данные CPUE

70. Базовый вариант модели был выполнен для одного района и одного промысла. Значения CPUE, относящиеся к 1993–1995 г., не были включены в расчеты базового случая модели, так как считалось, что они не отражают численность клыкача. Более подробно этот вопрос освещен в документах WG-FSA-05/73 и WG-FSA-SAM-05/5.

71. Полученный по моделям GL и GLM стандартизованный ряд CPUE показывает сначала положительную тенденцию в 1985–1987 гг. и слабую отрицательную тенденцию в 1988–1991 гг. (рис. 5). После этого значения CPUE росли с 1992 г. по 1993 г. и стали быстро снижаться в течение 1993–1996 гг. Под конец, CPUE

² На практике, для каждой модели был сделан прогон GY-модели, в котором SB_{2005} близко соответствовала оценке SB_{2005} по CASAL, и были рассчитаны медианная нерестовая биомасса, уязвимая биомасса и вылов. Этот вылов был пропорционально пересчитан таким образом, чтобы либо SB_{2005} , либо VB_{2005} из прогонов GY-модели точно соответствовали оценкам CASAL.

демонстрирует тенденцию к относительной стабилизации в период до 2005 г., что более заметно в рядах CPUE, полученных по GLM-модели.

72. Как говорилось в предыдущих документах, первоначальная положительная тенденция CPUE, вероятно, относится к периоду, когда суда учились определять местоположение основных участков промысла клыкача, как обычно происходит на ранних стадиях развития нового промысла. В этом плане второй период (1988–1992 гг.), демонстрирующий слабую тенденцию к снижению, может отражать плотность рыбы на обследуемых промысловых участках. Последующие сильные изменения, наблюдавшиеся в CPUE с 1992 по 1996 гг., могут быть вызваны другими причинами. Агню и др. (Agnew et al., 2004, – WG-FSA-SAM-04/17) упоминает возможные изменения в районах промысла или глубинах, изменения в поведении флотилии в связи с наличием международных наблюдателей на борту начиная с 1994 г., ошибки в оценках усилия (занижение) в первые годы, ошибки в оценках стандартизованного CPUE в связи с изменением судов в этот период и неточный учет ННН промысла в 1995–1996 гг. Все они вместе и по отдельности могут повлиять на оценки CPUE, в результате чего стандартизованные величины не отражают численность клыкача. В связи с этим, было решено, что прирост CPUE в 1992–1993 гг. указывает на бóльшую доступность клыкача для флотилий, но не на реальное изменение численности. Кроме того, нельзя считать, что причиной самых высоких наблюдавшихся CPUE может быть резкий рост пополнения, так как его вряд ли можно отнести к одному или двум годовым классам. Это связано с тем, что в популяции, состоящей как минимум из 35 годовых классов, относительная доля пополнения будет поглощена остальными 34 классами. Кроме того, если в эксплуатируемую популяцию включить один или два исключительно сильных последовательных годовых класса, то это будет четко прослеживаться в структуре улова по длинам, чего ни в один год не наблюдалось.

73. С другой стороны, сильное сокращение CPUE в течение 1993–1996 гг. вряд ли можно объяснить объемом общего вылова, так как при почти аналогичном уровне изъятия в 1992–1993 гг. CPUE немного вырос.

74. Таким образом, наилучший показатель численности дается ранним и поздним периодами стандартизованного ряда CPUE, как говорится в прошлогоднем отчете WG-FSA (SC-CAMLR-XXIII, Приложение 5). В ряду CPUE, рассчитанном на этом совещании, значения, соответствующие 1993–1995 гг., кажутся аномальными. В связи с этим был сделан вывод, что годовые данные CPUE за период 1993–1995 гг. нельзя считать показательными в плане численности клыкача в Подрайоне 48.3. Вследствие этого было решено подстроить модель базового случая к данным CPUE, соответствующим 1987–1992 и 1996–2005 гг. и стандартизованным с помощью GLM-модели.

Повозрастная селективность

75. Селективность была смоделирована в соответствии с функцией, приведенной у Брандао и Баттерворта (Brandão and Butterworth, 2003, 2004), модифицированной так, чтобы включить асимптотический параметр. Картина селективности рассчитывалась отдельно для мелко- и глубоководного промысла и применялась согласно фазам ведения промысла по глубинам, описанным в WG-FSA-SAM-04/17. Мелководная

картина применялась к периодам 1985–1988 гг. и 1997–2005 гг., а глубоководная – к периоду 1989–1996 гг. Обсуждение подбора функций селективности также приводится в WG-FSA-05/73 и WG-FSA-SAM-05/5.

76. Для получения кривых селективности принималось, что в состоянии равновесия (до промысла) размерная структура запаса стабильна и не зависит от общей численности. Исходя из этой структуры была рассчитана селективность, которая дала наблюдавшуюся долю длин в уловах. Наблюдавшееся распределение уловов по длинам было сходным в течение первых четырех лет промысла, когда вылов был небольшим (870 т год^{-1}) и поэтому применялась одна и та же кривая селективности. С учетом этих относительно низких уловов, когда в 1989 г. промысел изменился с мелководного на глубоководный (WG-FSA-SAM-04/17), была рассчитана и стала применяться новая селективность, допускавшая, что запас остается в состоянии равновесия или очень близком к этому состоянию. В результате применялись две функции селективности, в зависимости от того, на какой фазе находился промысел – глубоководной или мелководной (рис. 18). В целях сравнения на рис. 18 также показаны кривые селективности, ранее применявшиеся WG-FSA.

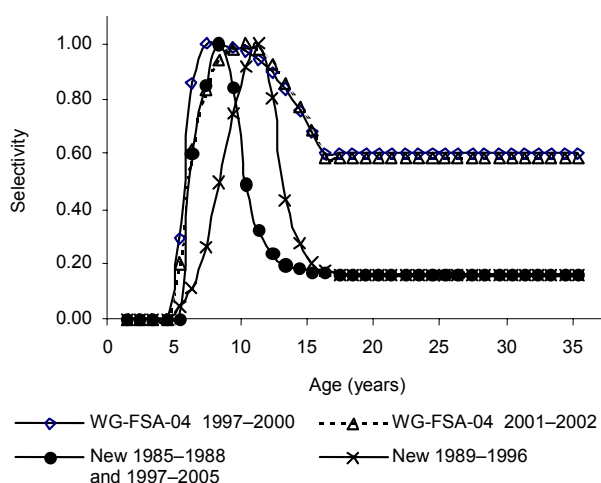


Рис. 18: Повозрастная селективность, использовавшаяся в текущей реализации ASP-модели, и ранее использовавшаяся WG-FSA.

Доля длин в уловах

77. Данные по долям длин в уловах были представлены Секретариатом за период 1993–2005 гг.; данные за предыдущие годы были тем же набором данных, который использовался Агнью и Кирквудом (Agnew and Kirkwood, 2004, – WG-FSA-04/82). Данные были сгруппированы с 4-сантиметровым интервалом от 48 до 156 см.

Данные по мечению–повторной поимке

78. В этот вариант расчета по модели данные по мечению не включались, т.к. существующая реализация не позволяет использовать такого рода данные в процессе

аппроксимации. Ожидается, что эта модель будет модифицирована, с тем чтобы включать такой тип данных в будущем.

Съемочные данные по пополнению

79. Оценки пополнения по съемкам не были включены в этот вариант расчета по модели, поскольку схема донной траловой съемки и количество станций, протраленных у Южной Георгии, явно неадекватны для получения достоверных оценок пополнения клыкача (WG-FSA-04/82). Ряд съемочных данных по пополнению используется только для сравнения.

Допущения модели

80. (i) Уловы измеряются с ошибками. В этом случае уловы оцениваются по модели, рассчитывающей годовые коэффициенты вылова так, чтобы было соответствие наблюдавшимся уловам.
- (ii) Селективность по возрастам представляет собой входной вектор фиксированных параметров модели. Селективность более старших возрастов считается постоянной, равной 0.16 и 0.15 в двух наборах селективности, используемых в процессе подбора.
- (iii) Пополнение является переменной, зависящей от SSB и соответствующей параметрам h (крутизна функции запас–пополнение) и ε_y (вектор изменчивости ежегодного пополнения).
- (iv) Постоянный коэффициент уловистости (q) для индекса CPUE оценивался аналитически по следующей формуле:

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

где n – это число лет, по которым имеются данные CPUE, а VB_y – уязвимая биомасса.

- (v) Минимизация целевой функции (включает CPUE, показатели годового вылова и доли длин в уловах) с допущением о логарифмически нормальных ошибках была достигнута путем изменения параметров: B_0 , F_y , ($y = 1984, 2005$), h (крутизна функции запас–пополнение), вектора изменчивости пополнения ε_y и параметра ψ , связанного со стандартным отклонением длины по возрастам.
- (vi) Оценка дисперсии и доверительных интервалов была получена путем параметрического бутстрэпа, генерирующего случайные значения φ_y , с $\varphi_y \approx N(0, \sigma^2)$, где $\tilde{I}_y = \hat{I}_y e^{\varphi_y}$, и \hat{I}_y – это оценочное значение по модели

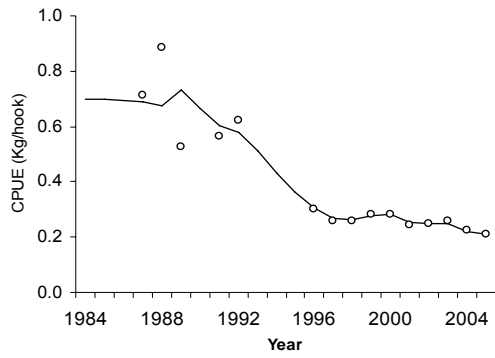


Рис. 19: Подбор модели к индексам CPUE.

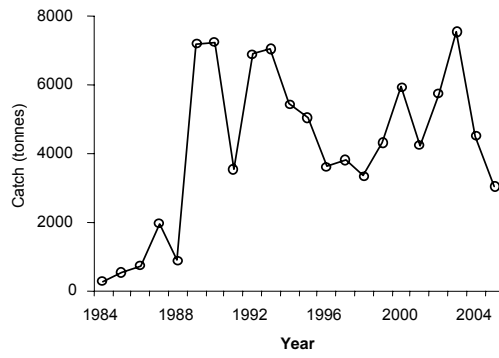


Рис. 20: Подбор модели к наблюдаемым уловам.

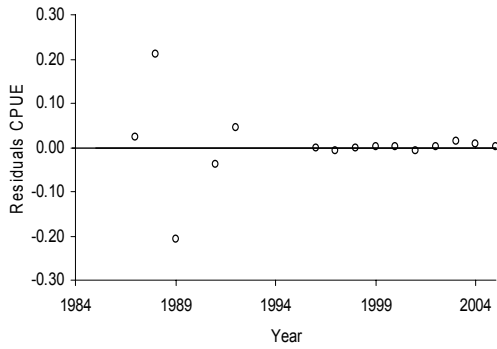


Рис. 21: Остаточные значения подбора модели к CPUE.

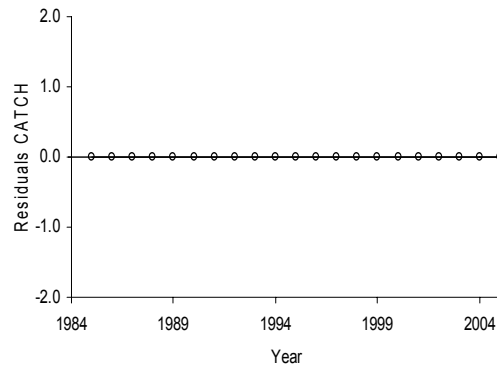


Рис. 22: Остаточные значения подбора модели к наблюдаемым уловам.

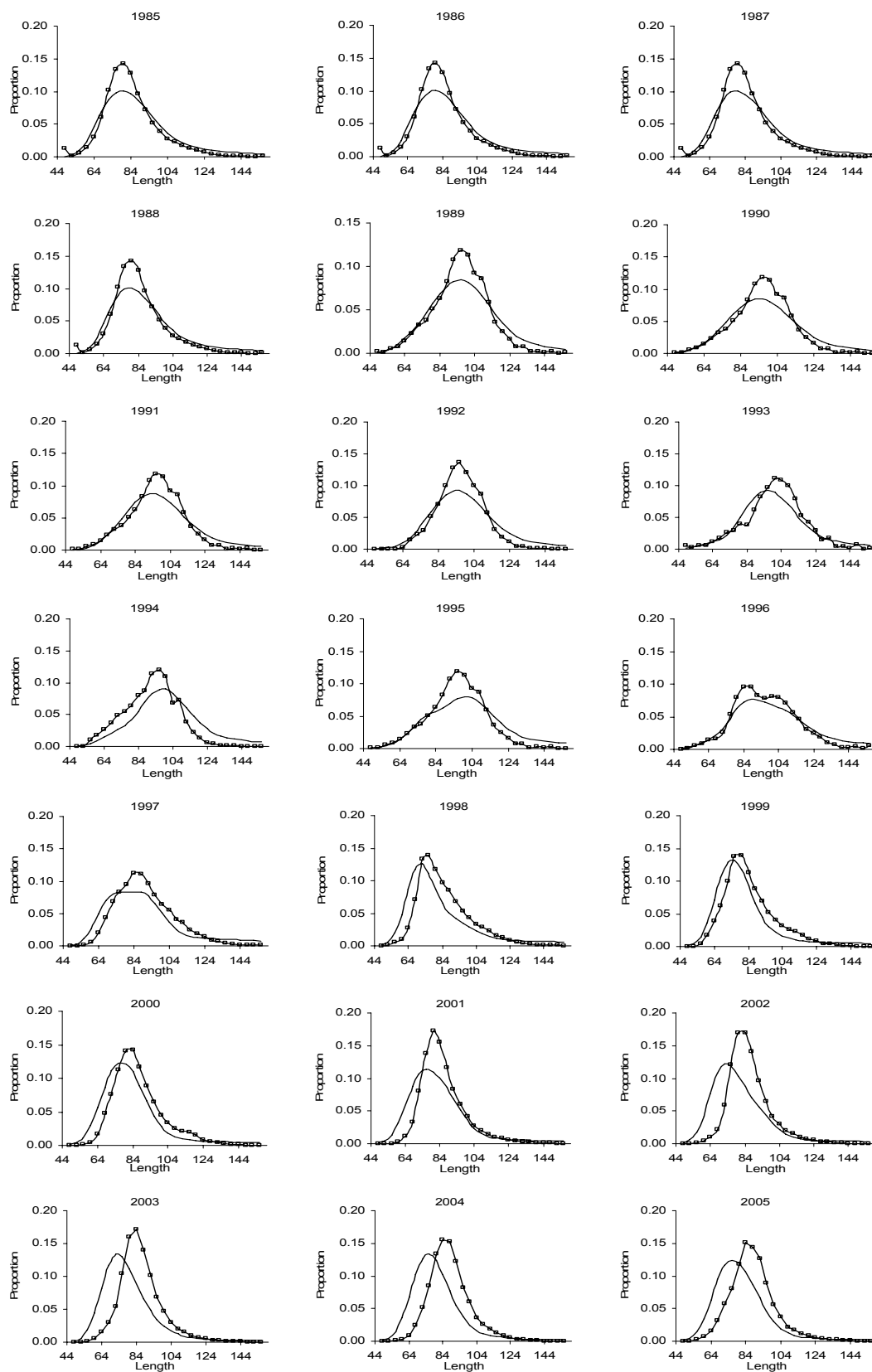


Рис. 23: Наблюдавшиеся (линия с кружками) и вычисленные (сплошная линия) доли длин в уловах для модели базового случая.

83. Модель базового случая свидетельствует о том, что оценочная vB следовала тенденции стандартизованного CPUE к сокращению. Величина vB в 2005 г. представляла 30% от исходного значения, в то время как SSB сократилась бы до 20% от предэксплуатационного значения (рис. 24). Тенденция к сокращению в ряду стандартизованных CPUE показывает, что последнее значение (2005 г.) представляет 31% от CPUE, оцененного в 1987 г.

84. Тенденция в оценочной годовой промысловой смертности тесно связана с уловами (рис. 25). Модель свидетельствует о том, что промысловая смертность устойчиво росла до 2003 г., когда были зарегистрированы самые высокие уловы и F .

85. Оцененное по модели пополнение возрастом 1 не демонстрирует связи с биомассой нерестового запаса, как видно на рис. 26. Полученная умеренная изменчивость пополнения является следствием того, что в конфигурации модели пополнение не фиксировано. Оценки количества рыбы возрастом 4 по этой модели очень отличаются от оценок пополнения по ряду данных траловой съемки в табл. 4 (рис. 27). ASP-модель свидетельствует о низком пополнении возрастом 4 в период 1990–1995 гг., который является периодом самого высокого пополнения, оцененного по траловым съемкам. Как было указано в WG-FSA-05/73, полученное по ASP-модели пополнение возрастом 4 демонстрирует бóльшую стабильность, чем пополнение, оцененное непосредственно по съемкам (рис. 27). Такая картина является более правдоподобной для долгоживущей глубоководной рыбы, такой как *D. eleginoides*. Кроме того, сходство, наблюдавшееся в частотных распределениях длин в ежегодных уловах, не свидетельствовало о высокой изменчивости пополнения, как в оценках по съемкам.

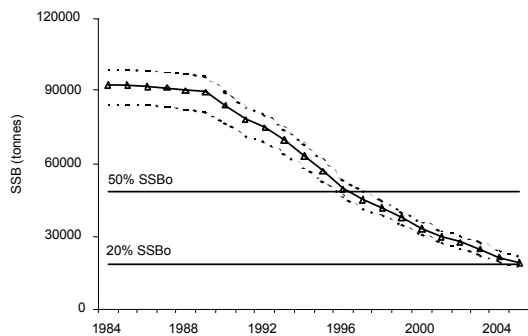


Рис. 24: Биомасса нерестового запаса – траектория и доверительные интервалы (90%), рассчитанные по ASP-модели.

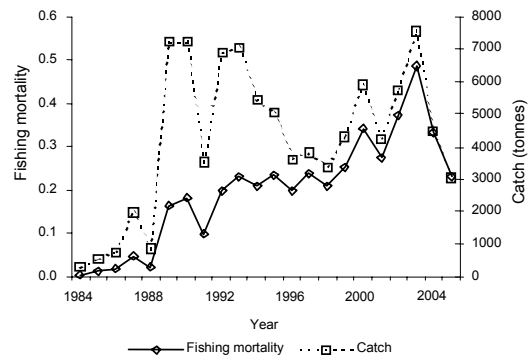


Рис. 25: Промысловая смертность и ежегодный вылов.

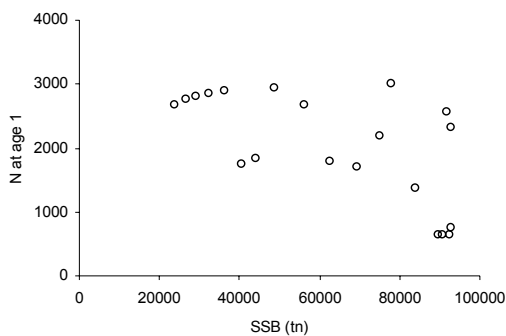


Рис. 26: Зависимость запас–пополнение.

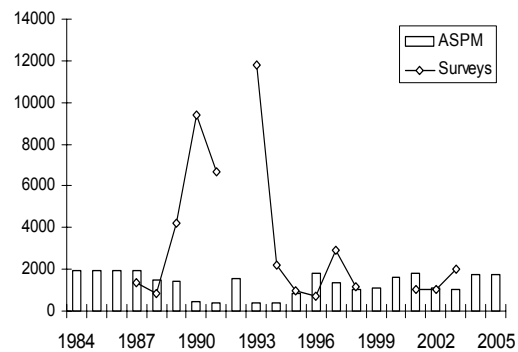


Рис. 27: Пополнение в возрасте 4, оцененное по ASP-модели и по съемкам.

Ретроспективный анализ

86. Был проведен ретроспективный анализ, ограничивший имеющиеся данные рядами за 1984–2004, 1984–2003 и 1984–2002 гг. Исходные оценки общей и нерестовой биомассы и оценки за 2002 г. представлены для сравнения в табл. 15. Результаты этого анализа не показывают никаких явных тенденций.

Табл. 15: Исходная нерестовая (SSB_0) и уязвимая (vB_0) биомасса (т) и значения, соответствующие 2002 г. и оцененные по модели базового случая и ретроспективным расчетам ASP-модели.

Модель	SSB_0	vB_0	SSB_{2002}	vB_{2002}
Базовый (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

Анализ чувствительности

87. Анализ чувствительности модели к изменениям в структуре и параметрах проводился для вариантов расчетов, описанных в табл. 16. Варианты просчитывались как модификации модели базового случая, которые использовались для анализа последствий ввода в модель альтернативных допущений и параметров.

Табл. 16: Названия и описания вариантов расчетов чувствительности по ASP-модели для *Dissostichus eleginoides* в Подрайоне 48.3.

Вариант	Описание
1 Базовый	Расчет для базового случая
2 Селективность	Так же как для базового случая, но повозрастная селективность как в базовом случае CASAL.
3 Полный CPUE	Так же как для базового случая, но включены индексы CPUE за 1993–1995 гг.
4 Рост	Так же как для базового случая, но $L_\infty = 152.8$, $k = 0.067$ и $t_0 = -1.44$.
5 Низкая M	Так же как для базового случая, но $M = 0.13 \text{ лет}^{-1}$.
6 Высокая M	Так же как для базового случая, но $M = 0.20 \text{ лет}^{-1}$.
7 Правдоподобие w1	Так же как для базового случая, но вес индекса CPUE установлен 1.5.
8 Правдоподобие w2	Так же как для базового случая, но вес ежегодных уловов установлен 1.5.
9 Правдоподобие w3	Так же как для базового случая, но вес доли длин установлен 0.5.

88. Результаты анализа чувствительности приводятся в табл. 17. Большинство вариантов дали сходные результаты в смысле значений биомассы и тенденции к сокращению. Однако вариант, в котором использовалась селективность, полученная по CASAL, дал другие результаты. Тенденция к сокращению была менее выражена, чем в модели базового случая. Этот результат может быть связан с другой селективностью более старших возрастов (рис. 28). Из-за отличий в траектории биомассы, полученной в этом прогоне ASP-модели, результаты этого подбора детально описаны в следующем разделе.

Табл. 17: Исходная нерестовая (SSB_0) и уязвимая (vB_0) биомасса и значения, соответствующие 2005 г. (все в т), оцененные по модели базового случая и расчетам чувствительности по ASP-модели для *Dissostichus eleginoides* в Подрайоне 48.3.

Модель	SSB_0	vB_0	SSB_{2005}	vB_{2005}	SSB_{2005}/SSB_0
Базовая	92 950	38 661	18 384	11 634	0.20
Селективность	92 539	45 498	28 132	12 150	0.30
Полный CPUE	92 526	38 485	19 441	12 139	0.21
Рост	93 954	38 663	18 385	11 635	0.20
Низкая M	111 141	37 165	25 621	10 828	0.23
Высокая M	79 882	40 896	14 830	11 619	0.19
Правдоподобие w1	92 269	38 378	18 333	11 637	0.20
Правдоподобие w2	92 977	38 673	18 481	11 727	0.20
Правдоподобие w3	92 554	38 497	18 502	11 484	0.20

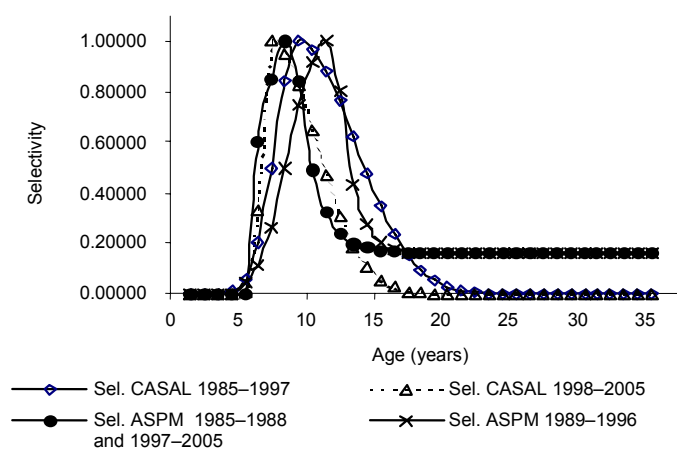


Рис. 28: Сравнение функций селективности, использовавшихся в базовом случае и при расчете селективности.

Результаты расчета селективности по ASP-модели

89. Модельные прогнозы хорошо соответствовали индексам CPUE и ретроспективным уловам (рис. 29–32). Однако, с такой селективностью эта модель по-прежнему имела систематическую ошибку при подборе к доле длин в последние годы и дала более плохое соответствие доле длин в начале промысла (рис. 33).

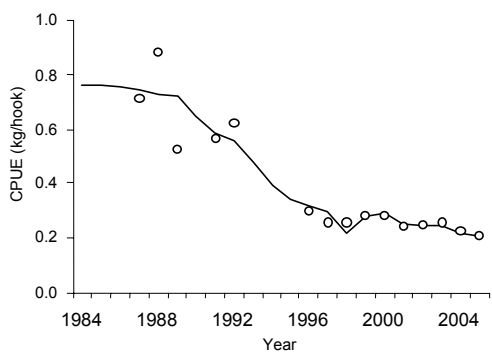


Рис. 29: Подбор модели к индексам CPUE (расчет селективности по ASP-модели).

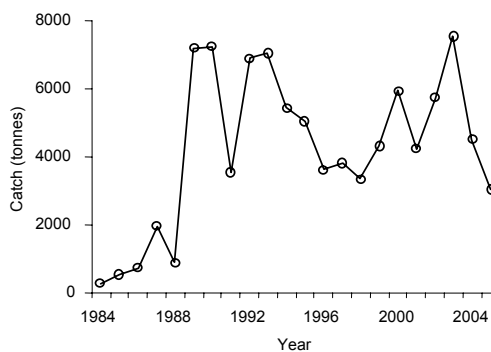


Рис. 30: Подбор модели к наблюдаемым уловам (расчет селективности по ASP-модели).

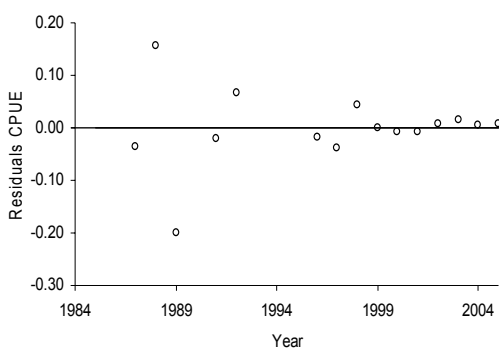


Рис. 31: Остаточные значения подбора модели к CPUE (расчет селективности по ASP-модели).

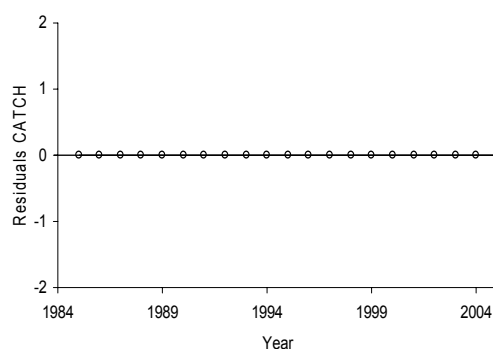


Рис. 32: Остаточные значения подбора модели к наблюдаемым уловам (расчет селективности по ASP-модели).

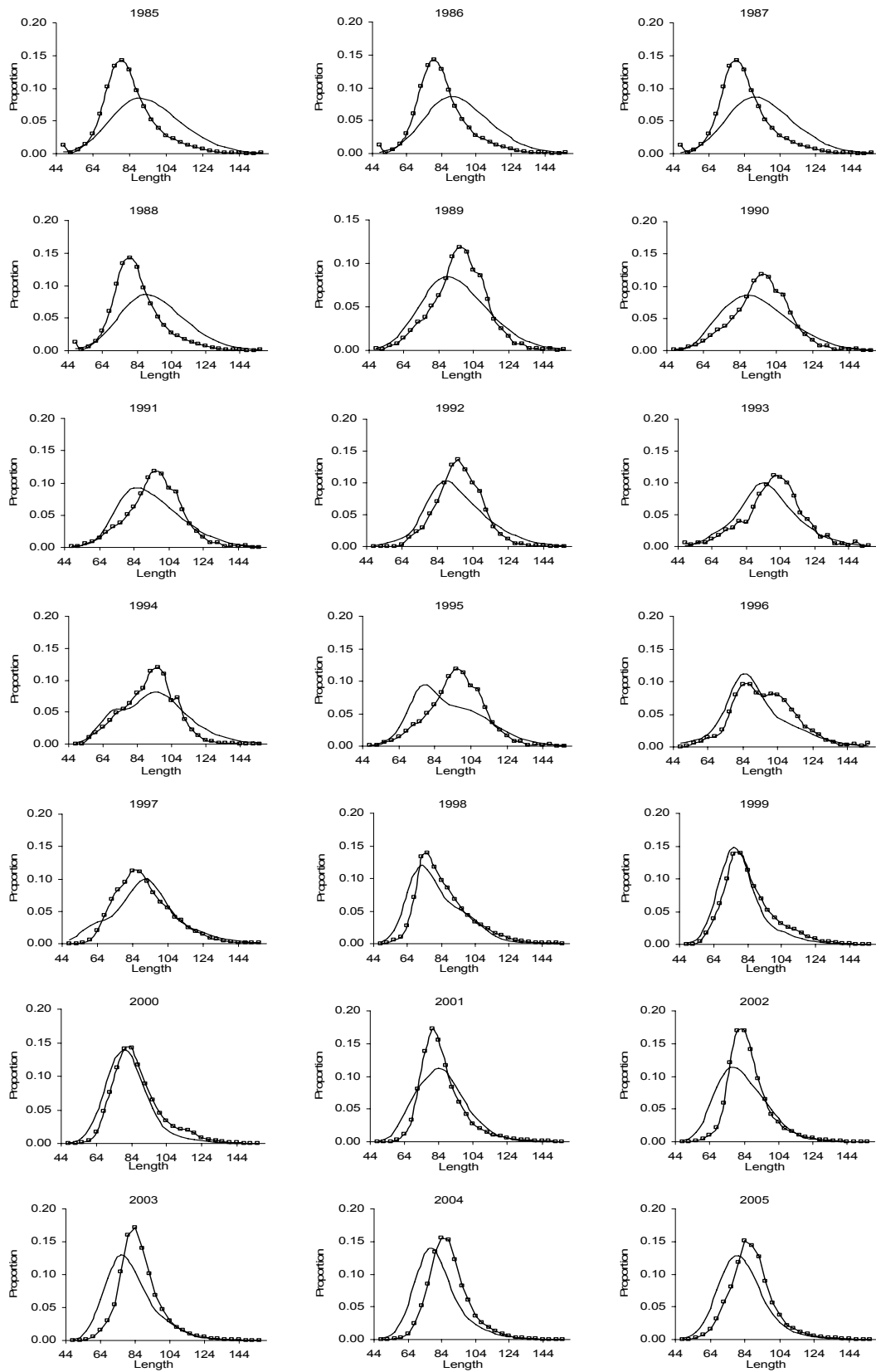


Рис. 33: Наблюдавшиеся (линия с кружками) и вычисленные (сплошная линия) доли длин в уловах при расчете селективности по ASP-модели.

90. Траектория биомассы близко следует индексам CPUE и ежегодным уловам. Промысловая смертность демонстрирует такие же свойства, как те, что были описаны для базового случая, тогда как SSB сократилась до 30% от исходного равновесного состояния (SSB_0) (рис. 34), и она на 50% выше, чем результат модели базового случая. Это связано с тем, что сценарий селективности допускает отсутствие промысловой смертности для более старшей рыбы и приводит к более высокой оценке нерестовой биомассы. Промысловая смертность, оцененная в этом варианте, дает более низкие значения, но сходную тенденцию по сравнению с моделью базового случая (рис. 35).

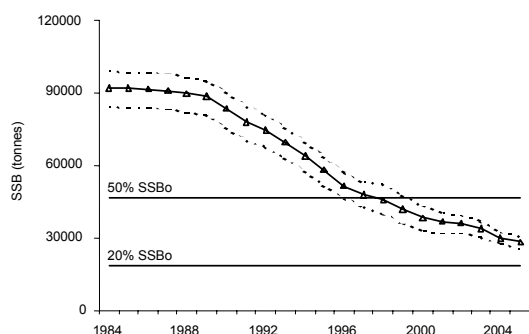


Рис. 34: Биомасса нерестового запаса (SSB) – траектория и доверительные интервалы (90%), полученные при расчете селективности по ASP-модели.

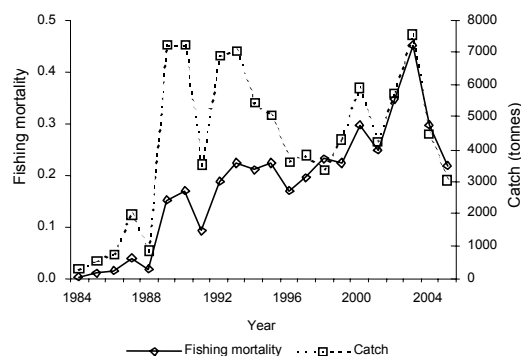


Рис. 35: Промысловая смертность и ежегодные уловы.

Расчет вылова

91. Оценки вылова для базового случая рассчитывались путем экстраполяции текущего оценочного состояния запаса на долгосрочную перспективу при условии постоянного вылова (используя программное обеспечение GY-модели) с учетом правил принятия решений АНТКОМа.

92. Постоянный вылов, который привел к 10%-ной вероятности сокращения биомассы нерестового запаса до уровня ниже 20% от исходной нерестовой биомассы (правило 1), составил 696 т. Долгосрочный вылов, при котором медианный необлавливаемый запас составлял 50% от медианного предэксплуатационного уровня нерестовой биомассы (правило 2) в конце 35-летнего прогнозного периода, был 2389 т.

5. Прилов рыбы и беспозвоночных

5.1 Оценка изъятия прилова

93. К таксонам прилова, для которых требуется в первую очередь провести оценки состояния, относятся макрурусовые и скаты (SC-CAMLR-XXI, Приложение 5, пп. 5.151–5.154).

Табл. 18: Прилов (т), зарегистрированный при ярусном промысле в Подрайоне 48.3. GRV – виды *Macrourus*, SRX – скаты.

Промысловый сезон	GRV		SRX		Другие	
	Изъятие	Ограничение	Изъятие	Ограничение	Изъятие	Ограничение
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	

* Не установлено

Оценка срезанного улова

94. Оценки общей смертности рыбы, срезанной с ярусов в Подрайоне 48.3, были проведены в 2003 г. На совещании WG-FSA в 2005 г. не было достаточно данных для повторения этих расчетов.

5.2 Оценки воздействия на затронутые популяции

95. Оценок по скатам или макрурусом в Подрайоне 48.3 пока не проводилось.

5.3 Смягчающие меры

96. Ограничение прилова и правила о переходе включены в ежегодную меру по сохранению для этого промысла (Мера по сохранению 41-02). Кроме того, смягчающие меры для скатов заключаются в срезании скатов с ярусов у поверхности воды.

6. Прилов птиц и млекопитающих

97. Данные о прилове морских птиц (взяты из табл. O3) суммируются в табл. 19. Оценочное потенциальное изъятие морских птиц при ННН промысле приводится в SC-CAMLR-XXIV/BG/27 и табл. 19.

Табл. 19: Оценочный прилов морских птиц в Подрайоне 48.3.

Промысловый сезон	Коэф. прилова (птиц/1000 крючков)	Оценочный прилов
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

* За исключением рейса *Argos Helena* по испытанию ярусных грузил

98. Специальная подгруппа WG-IMAF оценила уровень риска побочной смертности морских птиц в Подрайоне 48.3 как категорию 5 (SC-CAMLR-XXIV/BG/26).

6.1 Смягчающие меры

99. К этому подрайону применяется Мера по сохранению 25-02.

6.2 Взаимодействие морских млекопитающих с ярусным промыслом

100. О взаимодействиях в промысловом сезоне 2004 г. не сообщалось.

7. Влияние на экосистему

101. WG-FSA не рассматривала экосистемные последствия ярусного промысла клыкача в Подрайоне 48.3.

8. Меры по управлению промыслом в сезоне 2004/05 г. и рекомендации на 2005/06 г.

8.1 Меры по сохранению

Табл. 20: Сводка положений Меры по сохранению 41-02 для *Dissostichus eleginoides* в Подрайоне 48.3 и рекомендация Научному комитету на сезон 2005/06 г.

Пункт и тема	Сводка МС 41-02 на 2004/05 г.	Рекомендация на 2005/06 г.	Ссылка на пункт отчета
1. Доступ (снасти)	Только ярусы и ловушки	Сохранить ¹	
2. Подразделение Подрайона 48.3	Определение открытого для промысла района	Сохранить	
3. Закрытие других районов в 48.3	Запрет на ведение лова вне района промысла	Сохранить	
4. Ограничение на вылов	3050 т на весь район	Пересмотреть	Основной отчет п. 5.77
4. Ограничение на вылов применительно к районам управления	Район управления А: 0 т Район управления В: 915 т Район управления С: 2135 т	Пересмотреть как пропорц. пересчет ограничения на вылов	Основной отчет п. 5.78
5. Сезон: ярус	1 мая – 31 августа 2005 г. Возможно продление до 14 сентября 2005 г. для судов, полностью соблюдавших МС 25-02 в 2003/04 г.	Обновить	
5. Сезон: ловушки	1 декабря 2004 г. – 30 ноября 2005 г.	Обновить	
5. Сезон: морские птицы	Во время продления сезона (1–14 сентября 2005 г.) любое судно, поймавшее трех (3) морских птиц, прекращает промысел.	Обновить	
6. Прилов: крабы	Прилов крабов входит в ограничение на вылов крабов.	Сохранить	
7. Прилов: рыба	Общий суммарный вылов скатов 152 т Общий вылов видов <i>Macrourus</i> 152 т	Пересмотреть как пропорц. пересчет ограничения на вылов	
8. Прилов: любые виды	Правило о переходе	Сохранить	
9. Смягчающие меры	В соответствии с МС 25-02.	Сохранить	
10. Наблюдатели	На борту каждого судна находится как минимум один научный наблюдатель АНТКОМа и, возможно, один дополнительный научный наблюдатель.	Сохранить	
11. Данные: улов и усилие	(i) 5-дневная система отчетности как в МС 23-01; (ii) система ежемесячного представления мелко-масштабных данных как в МС 23-04 за каждый отдельный улов.	Сохранить	
12. Целевые виды	В рамках МС 23-01 и 23-04 целевым видом является <i>Dissostichus eleginoides</i> , а виды прилова – это все виды, за исключением <i>D. eleginoides</i> .	Сохранить	
13. Студенистое мясо	Представляется информация об общем количестве и весе выброшенной рыбы, включая особей со «студенистым» мясом. Эти уловы засчитываются в ограничение на вылов.	Сохранить	
14. Данные: биологические	Система представления мелкомасштабных данных как в МС 23-05. Представляются в соответствии с Системой международного научного наблюдения.	Сохранить	

15. Исследователь- Ограничение 10 т и одно судно в Районе управления А. Сохранить
ский промысел

¹ Пересмотреть на новый сезон по обстановке

8.2 Рекомендации по управлению

102. WG-FSA напомнила, что на совещании 2004 г. она не смогла принять решение относительно оценки клыкача в Подрайоне 48.3 и что Научный комитет попросил ее провести работу по рассмотрению неопределенностей в оценке этого запаса (SC-CAMLR-XXIII, пп. 4.62 и 4.63). WG-FSA отметила, что в связи с большим объемом работы, выполненным в межсессионный период, во время совещания WG-FSA-SAM и по ходу совещания WG-FSA, был достигнут значительный прогресс в рассмотрении этих вопросов.

103. WG-FSA отметила, что различные результаты, приведенные в табл. 12, 13 и 16 и п. 92, а также рассмотренные входные параметры и выводы данного Дополнения должны считаться основой рекомендаций об ограничениях на вылов в 2005/06 г. Например, в рамках результатов CASAL прогнозы вылова по MCMC (табл. 13) были следующими:

- (i) базовый случай 5629 т;
- (ii) низкий L_{∞} 3407 т;
- (iii) низкий M 5876 т;
- (iv) одна флотилия 5428 т.

В рамках расчета по ASP-модели GY-прогноз вылова был следующим (п. 92):

- (v) базовый случай 696 т.

104. Из-за сложности модельных допущений, гипотез и результатов моделей WG-FSA не смогла дать рекомендаций относительно того, какой базовый случай или расчет чувствительности дал лучшую оценку текущего состояния запаса клыкача и соответствующего вылова. В результате, она не смогла рекомендовать подходящего ограничения на вылов в сезоне 2005/06 г.

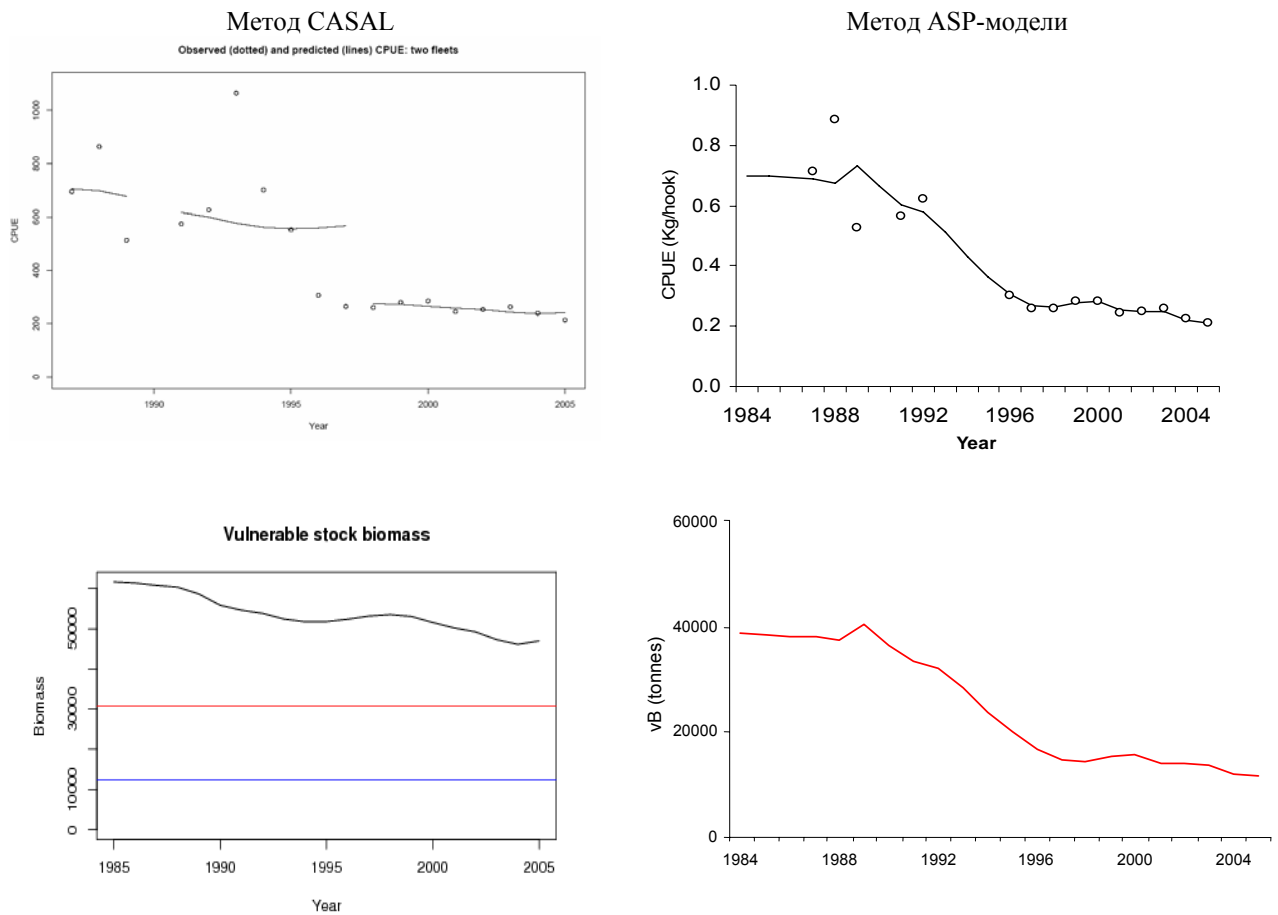
105. С учетом проведенного ею обсуждения прилова и других вопросов промысла, WG-FSA рекомендовала сохранить все другие аспекты управления в рамках Меры по сохранению 41-02 в промысловом сезоне 2005/06 г. (Дополнение G, табл. 20).

106. Э. Маршофф и О. Волер (Аргентина) сделали следующие замечания:

- (i) При выполнении CASAL пополнение получено по фиксированному значению h без межгодовой изменчивости. При таком условии трудно подобрать модель ко всему ряду CPUE. Определение двух флотилий, ведущих промысел с 1984 по 1997 гг. и с 1998 по 2005 гг., включает наблюдавшееся сокращение CPUE, которое рассматривается как изменение уловистости (около 50% с 1997 по 1998 гг.). В заключение, функция селективности оценивается с помощью модели, что обеспечивает хорошее соответствие долям длин в улове. Вместе эти ограничения

приводят к тому, что оцененная по модели уязвимая биомасса не может следовать тенденции всего стандартизованного CPUE. В плане оценки последствием этого является завышенная оценка нерестового запаса, уязвимой биомассы и долгосрочной оценки вылова.

- (ii) ASP-модель принимает изменчивое пополнение, оцененное по подобранному параметру h и вектору изменчивости пополнения. Отсутствие ограничений в зависимости между пополнением и запасом позволяет подобрать уязвимую биомассу ко всему ряду CPUE. Таким образом, оценочная уязвимая биомасса следует сокращению в ряду данных CPUE. Допущения о двух фиксированных селективностях по возрасту, введенные как исходные данные, приводят к систематической ошибке при описании долей длин в уловах в прошлые годы. Это приводит к заниженной оценке существующей SSB и последующему занижению долгосрочного вылова.



107. Дж. Кирквуд, Д. Агню и Р. Хиллари (СК) указали на различные трудности с этим методическим подходом, лежащими в его основе гипотезами и подборам ASP-модели, которые, по их мнению, делают недействительной эту оценку клыкача в Подрайоне 48.3:

- (i) Допущение ASP-модели о том, что один ряд CPUE учитывает существенные изменения в структуре и поведении флотилии, которые произошли в середине ряда CPUE и которые были описаны выше. Это – маловероятное допущение с учетом того, что произошли крупные изменения. Наоборот, допущение о различных флотилиях и уловистости в базовом случае модели CASAL прямо учитывает известные изменения в этом промысле.
- (ii) Чтобы исследовать вероятность того, что уловистость и селективность не изменились по ходу промысла, был проведен расчет чувствительности по CASAL, в котором была принята одна флотилия. Это дало результат, очень сходный с результатами базового случая CASAL.
- (iii) Модель CASAL описывает все имеющиеся данные: частоты длин, CPUE, данные по мечению–повторной поимке и индексы пополнения. Соответствие всем данным, за исключением ранних данных по CPUE, хорошее, в т.ч. и более позднему ряду CPUE. Наоборот, ASP-модель фактически игнорирует все данные, за исключением CPUE, придавая очень высокий вес этим данным, и делает предположение о сильном сокращении пополнения, приведшем к явному спаду в CPUE в 1995–1997 гг. Соответствие данным по частоте длин плохое и модель не использует данные мечения.
- (iv) Авторы ASP-модели не выразили никаких сомнений в правильности данных по мечению–повторной поимке, или в оценках биомассы по Петерсену, полученных за счет использования этих данных. Неиспользование данных по мечению в ASP-модели было связано только с неспособностью включить эти данные в модель. Наш опыт описания в CASAL как данных CPUE, так и данных по мечению свидетельствует о том, что как только в ASP-модель будут включены данные по мечению, соответствие данным CPUE ухудшится.
- (v) Оценка существующей уязвимой биомассы по ASP-модели, составляющая 11 600 т, является явно заниженной по нескольким причинам.
- (vi) Оценочные частоты длин в ASP-модели очень плохо соответствуют данным, особенно в первые и последние годы. Наоборот, все расчеты по модели CASAL дали хорошее соответствие. Соответствие ASP-модели постепенно ухудшалось с 1997 по 2005 гг. Это связано с тем, что модель оценивает очень сильное сокращение биомассы, изъятие из популяции крупных особей и высокое пополнение. По прогнозу этой модели при промысле не должна попадаться крупная рыба, что прямо противоречит реальным уловам, полученным при этом промысле.
- (vii) Мы отмечаем, что авторы признают то, что модель дает заниженную оценку существующей биомассы, и что во время обсуждения многие члены Рабочей группы согласились с этим выводом.

- (viii) С 1997 г. среднее ежегодное изъятие при промысле составляло 4700 т, что мало влияло на CPUE. Очень маловероятно, что такие уловы, полученные из уязвимой биомассы порядка 13 000 т, не привели бы к значительным изменениям CPUE.
- (ix) Селективность, использовавшаяся в базовом случае ASP-модели, генерирует сходную оценку существующей уязвимой биомассы по мечению–повторной поимке, как и селективность базового случая CASAL (табл. 6). В случае CASAL, оценки доверительных пределов существующей уязвимой биомассы перекрываются с доверительными пределами, оцененными только по данным мечения (табл. 6). В случае ASP-модели, оценки существующей уязвимой биомассы намного ниже (11 600 т), чем оценки по мечению (53 400 т), без перекрытия доверительных пределов. Оценка существующей биомассы по ASP-модели явно не подкрепляется данными мечения.
- (x) CASAL оценивает селективность по данным. ASP-модель фиксирует селективность в соответствии с расчетами, выполненными вне модели. Более того, фиксированный нижний предел селективности в более старших возрастах, используемый в ASP-модели, является совершенно произвольным и не оценивается по каким-либо данным.
- (xi) GLM-модель дает очень высокую ошибку наблюдений для ряда CPUE в начале 1990-х гг. (рис. 5) и низкую ошибку после 1996 г. ASP-модель игнорирует это очень существенное изменение в дисперсии, что приводит к очень плохому соответствию данным CPUE начала 1990-х гг. и к неправдоподобно хорошему соответствию данным CPUE конца 1990-х гг. Эти аппроксимации данных CPUE начала 1990-х гг. не лучше, чем аппроксимации модели CASAL, которая учитывает различия в ошибке наблюдений.
- (xii) Одним из наиболее важных параметров ASP-модели является ежегодное пополнение, хотя данных наблюдений для проведения оценки этого параметра не имеется. Единственной целью включения межгодовой изменчивости пополнения является то, чтобы модель более близко соответствовала тенденции изменения CPUE. Низкое пополнение оценивается в период, предшествующий сокращению CPUE (1990–1995 гг.), что истощает запас, как требуется для соответствия сокращению в наблюдавшемся CPUE. В конце 1990-х гг. необходимо более высокое пополнение, что создать стабильный CPUE. Эти тенденции прямо противоположны сведениям об относительных уровнях пополнения в съемочных данных (табл. 4).
- (xiii) Оценка ASP-моделью очень низкого пополнения в начале 1990-х гг., которое необходимо для соответствия резкому сокращению в CPUE, создает спад пополнения при высокой биомассе. Получающаяся в

результате обратная зависимость между запасом и пополнением не внушает доверия, как было указано несколькими членами Рабочей группы.

- (xiv) В заключение, допущения ASP-модели не поддерживаются известными ретроспективными данными о промысле, оценка не пытается использовать все имеющиеся данные и не дает хорошего соответствия некоторым данным (начало ряда CPUE и данные по длине). Наоборот, модель CASAL соответствует ретроспективным данным о промысле, использует все имеющиеся данные и получает хорошее соответствие каждому набору данных (с единственным исключением ранних данных по CPUE, которые имеют высокие CV и для которых полученное по CASAL соответствие не хуже, чем по ASP-модели). Расчеты базового случая и диапазона селективности с использованием CASAL являются информативными. Вполне вероятно, что естественная смертность может быть ниже для клыкача, но менее вероятно, что модель одной флотилии может точно отразить историю этого промысла. Вряд ли значение L_{∞} является таким же низким, как значение, используемое в варианте низкого L_{∞} .

Литература

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