

МЕТОДИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ ИССЛЕДОВАНИЙ

УДК 639.2.0537:639.2.0817 (261.24)

УСОВЕРШЕНСТВОВАННЫЙ ПОДХОД К ОЦЕНКЕ ЗАПАСОВ ПРОМЫСЛОВЫХ РЫБ БАЛТИКИ НА ОСНОВЕ ДАННЫХ МЕЖДУНАРОДНЫХ УЧЕТНЫХ СЪЕМОК

© 2011 г. С.М. Касаткина, П.С. Гасюков

*Атлантический научно-исследовательский институт рыбного
хозяйства и океанографии, Калининград 236022*

Поступила в редакцию 02.04.2010 г.

Окончательный вариант получен 09.03.2011 г.

В статье показана необходимость оценки точности индексов численности рыб, получаемых по данным учетных траловых и акустических съемок, и последующей интеграции этих оценок точности в модели оценки запаса промысловых рыб Балтийского моря. Разработана новая версия метода оценки запаса «Расширенный анализ выживаемости», в которой учтена изменчивость дисперсии индексов численности рыб по годам и возрастным группам. В качестве иллюстрации показано, что использование этой новой версии приводит как к новым оценкам запаса и параметров популяций сельди и шпрота (пополнение, общая и нерестовая биомасса, средний коэффициент промысловой смертности), так и к изменению оценок временных трендов динамики запаса этих рыб.

Ключевые слова: акустические съемки, оценка запаса, сельдь, шпрот.

ВВЕДЕНИЕ

Основу для выработки мер по управлению ресурсами промысловых рыб Балтийского моря составляют ежегодные оценки запаса, неотъемлемой информацией для которых являются данные балтийских международных акустических съемок (сельдь и шпрот) и балтийских международных траловых съемок (треска). Россия в лице института АтлантНИРО (Калининград) является участником этих ежегодных съемок.

В настоящее время основным методом при оценках запасов промысловых рыб Балтийского моря является «Расширенный анализ выживаемости» (XSA), разработанный Шепардом (Shepherd, 1999). Важнейшими входными данными для этого метода являются индексы численности и их дисперсии по годам и возрастным группам. Однако, объектная функция «классической» версии метода XSA существенно отличается от функции, которая реализована в программе ИКЕС и используется его рабочими группами для оценок запаса всех промысловых рыб Балтийского моря (Darby, Flatman, 1994). Отличие заключается в том, что в программе ИКЕС дисперсия индексов численности, как показатель точности оценок этих индексов, считается постоянной величиной по годам для каждой возрастной группы. Данное предположение не основано на реальных оценках, а обусловлено трудностями оценки дисперсии, являющейся функцией целого ряда влияющих факторов, сопровождающих учетные съемки. Этот факт явился причиной того, что до последнего времени индексы численности рыб, получаемые по данным Балтийских международных съемок, не сопровождаются оценками их точности. Вместе с тем, в Плане исследований ИКЕС (2009-2013 гг.) ставится задача учета неопределенностей результатов учетных съемок в моделях оценок запаса и последующего их учета в мерах по управлению запасами морскими промысловыми ресурсами (ICES, 2008). Рабочая группа ИКЕС по оценке запаса балтийских рыб

(ICES WGBFAS, 2008) также неоднократно указывала на необходимость сопровождения результатов учетных съемок оценками их точности (ICES, 2009).

В последние годы в АтланТИРО были разработаны методы имитационного моделирования для определения статистических характеристик индексов численности (средние величины, дисперсии, стандартные ошибки, коэффициенты вариации, доверительные интервалы), получаемых по данным балтийских международных съемок (Kasatkina, Gasyukov, 2006). Эта разработка позволила выполнить практическую проверку предположения, принятого в программе ИКЕС при реализации метода XSA, о том, что дисперсия индекса численности есть постоянная величина по годам для каждой возрастной группы. Расчеты выявили, что существует зависимость стандартного отклонения индексов численности от величины индекса, и эта зависимость свойственна оценкам, полученным как по материалам донных, так и акустических съемок, поскольку отражает закономерности пространственного распределения рыб Балтийского моря. Поэтому представляется, что модель оценки запасов, которая учитывает этот факт, будет более реалистично описывать динамику основных промысловых рыб Балтики.

В данной работе показан усовершенствованный подход к оценке запасов промысловых рыб Балтийского моря, позволяющий учитывать точность результатов учетных съемок в моделях XSA. В качестве иллюстрации авторы представляют оценки запаса сельди и шпрота, полученные на основе новой и традиционной версий метода XSA. Также обсуждаются статистические характеристики индексов численности этих рыб, получаемые по данным Балтийских международных акустических съемок (BIAS) и используемые для настройки метода XSA.

МАТЕРИАЛ И МЕТОД

Международные акустические съемки BIAS в Балтийском море выполняются ежегодно в октябре месяце, охватывая 21-29 и 32 подрайоны ИКЕС (рис. 1). Каждый подрайон ИКЕС подразделяется на статистические квадраты с размерами сторон полградуса по широте и градус по долготе. В пределах каждого такого квадрата ИКЕС реализуется систематическая схема параллельных или зигзагообразных акустических галсов, что позволяет учитывать топогенные факторы и пути миграции рыб. Полигон съемок ограничен глубинами 10 м, в каждом квадрате ИКЕС общая протяженность галсов составляет около 60 миль, количество тралений – не менее 2 (ICES, 2002).

Расчеты статистических характеристик индексов численности сельди и шпрота, используемые для настройки метода XSA, были выполнены по данным съемок BIAS 2004-2006 годов. Участниками этих съемок являлись Германия (судно «Solia»), Польша (судно «Baltica»), Латвия (судно «Baltica»), Литва (судно «Darius»), Швеция (судно «Argos»), Эстония (судно «Emma»), Россия (судно «Атлантиро»). Большинство из указанных подрайонов ИКЕС включали ареалы работы нескольких судов. Поэтому полигон каждой съемки BIAS включал 16 страт, в качестве которых рассматривались ареалы работы каждой страны-участницы в пределах каждого подрайона ИКЕС (рис. 1).

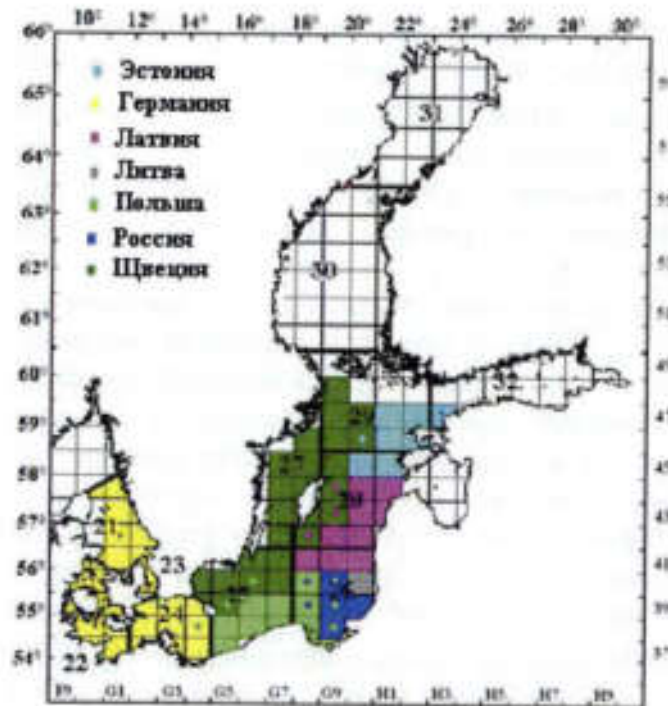


Рис. 1. Карта Балтийских международных акустических съемок BIAS 2004-2006 годов. Квадраты ИКЕС, формирующие полигоны съемок стран-участниц, показаны разным цветом. 21-32 – обозначение подрайонов ИКЕС.

Fig. 1. Map of the Baltic International Acoustic Surveys 2004-2006. Colours indicate the countries covered specific ICES-rectangles. 21-23 – statistical ICES Subdivisions

Метод оценки статистических характеристик в величинах биомассы и индексов численности сельди и шпрота, получаемых по данным съемок BIAS, был разработан на основе имитационного моделирования с использованием метода Монте Карло (Kasatkina, Gasyukov, 2006, 2009; Kasatkina, 2009). В качестве основных источников неопределенности съемок BIAS были определены пространственная вариабельность акустического индекса NASC ($\text{м}^2/\text{миля}^2$), пространственная вариабельность видового состава и размерной структуры рыб на полигоне съемки, неопределенности в оценке силы цели. Разработанная имитационная модель позволяет оценить вклад каждого источника неопределенности и их суммарное воздействие. Влияние каждого из источников неопределенности моделировалось процедурами бутстреп (Эфрон, 1988; Efron, Tibshirani, 1993): параметрический бутстреп был использован для моделирования силы цели; бутстреп с использованием эмпирических функций распределения – для моделирования вариабельности акустического индекса NASC, видового состава и размерной структуры видов рыб.

Исходная информация для моделирования включала:

- Уравнение регрессии силы цели, сопровождаемое статистическими характеристиками его параметров.
- Величины NASC ($\text{м}^2/\text{миля}^2$);
- Размерные ряды всех видов рыб, пересчитанные на общий вылов, для каждой траловой станции;
- Возрастные ключи для сельди и шпрота;

- Количество реализаций при моделировании (500 реализаций).

Задача учета точности индексов численности рыб в оценках их запаса была решена путем разработки новой версии метода XSA. Одним из основных уравнений метода XSA является следующее уравнение регрессии:

$$I'_{(y,a,f)} = q_{a,f} \cdot N_{VPA(y,a)}^{\gamma_{a,f}} \quad (1),$$

где $I'_{(y,a,f)}$ – индекс численности в году y , возрастной группы a , флота f , пересчитанный на начало года; $N_{VPA(y,a)}$ – оценка численности по ВПА, $q_{a,f}$ – коэффициент уловистости, $\gamma_{a,f}$ – показатель степени.

Именно при использовании уравнения (1) в метод XSA включается идея о постоянстве дисперсии индекса численности по годам, так как уравнение предполагает, что все величины в левой части уравнения являются независимыми и одинаково распределенными случайными величинами. Это уравнение (1) трансформируется в уравнение регрессии для младших возрастных групп, включая дополнение:

$$\ln N_{vpa}(y, a, f) = \frac{1}{\gamma_{a,f}} \cdot \ln I'_{(y,a,f)} - \frac{q_{a,f}}{\gamma_{a,f}} \quad (2)$$

и позволяет получить оценки численности $N_{est}(y, a, f)$, используемые для вычисления количества выживших особей в конце терминального года и для старшей возрастной группы по годам по индексу f .

Уравнение (1) также трансформируется в уравнение (3) для оценки обратной величины коэффициента уловистости для остальных возрастных групп:

$$\ln N_{vpa}(y, a, f) = offset(1 * \ln(I'_{(a,y,f)})) + \ln\left(\frac{1}{q_{a,f}}\right) \quad (3)$$

где «offset» означает, что коэффициент уравнения регрессии перед логарифмом индекса численности равен единице, а стандартная ошибка обратной величины коэффициента уловистости определяется как стандартная ошибка параметра регрессии (свободный член уравнения).

Если предположение о постоянстве по годам дисперсии (стандартной ошибки) не справедливо, применение вышеприведенных уравнений будет не корректно. Поэтому в этом случае следует применять не традиционный метод, а метод взвешенной регрессии, в качестве весовых множителей в котором можно использовать обратные величины известных из наблюдений стандартных ошибок индексов численности.

Для оценки непосредственно стандартных ошибок величин $N_{est}(y, a, f)$ (или их дисперсий), полученных с помощью взвешенной регрессии, можно использовать два подхода. Первый предполагает вычисление дисперсии левой части уравнений (2) и (3) с использованием дисперсий или ковариационной матрицы компонент, которые входят в правую часть этих уравнений. Второй подход предполагает использование регрессионных зависимостей между логарифмом среднего значения индекса численности и логарифмом его стандартного отклонения.

По-видимому, второй подход проще и предпочтительнее, так как позволяет уменьшить влияние ошибок выборки при определении стандартных ошибок индексов численности.

Построение уравнений взвешенной регрессии, в которых в качестве весовых множителей используются оценки точности индексов численности, возможно, если в течение определенного времени не происходили изменения в дизайне съемок, т.е. система наблюдений оставалась стабильной. Если это допущение не является справедливым – например, увеличивалось или уменьшалось количество тралений в стратах, что, естественно, влияло на точность оценок, то следует использовать непосредственные оценки стандартных ошибок индексов численности за весь используемый интервал времени. При этом дисперсии оценок численности в уравнениях (2) и (3) можно вычислять по известным «наблюденным» величинам дисперсий и по дисперсиям параметров этих уравнений регрессии.

В данной работе представлена новая версия метода XSA, т.е. метод XSA с взвешенной регрессией, который предусматривает использование регрессионных зависимостей между логарифмом среднего значения индекса численности и логарифмом его стандартного отклонения. Такие регрессионные зависимости для сельди и шпрота были получены по данным съемок BIAS 2004-2006 гг. и являлись основой для восстановления дисперсий индексов численности по возрастным группам во всем временном интервале настройки моделей XSA, имея в виду, что дизайн съемок BIAS оставался неизменным за весь используемый интервал времени (ICES, 2002).

Для изучения метода XSA со взвешенной регрессией авторами была подготовлена новая версия программного пакета, реализующего метод XSA. В программном пакете ИКЕС, используемом при оценках запаса балтийских рыб, представлена традиционная версия метода XSA на основе предположения о постоянстве дисперсии индексов численности по годам и возрастным группам (Darby, Flatman, 1994). Модификация программы ИКЕС состояла в замене традиционной линейной регрессии на регрессию с известной точностью предикторов – индексов численности (Gasyukov, 2005).

Практические расчеты по оценке запасов рыб с применением новой версии метода XSA были выполнены для сельди Центрального бассейна (без Рижского залива) и шпрота Балтийского моря, используя данные, на базе которых Рабочая Группа ICES WGBFAS выполнила оценку запасов этих видов рыб в 2009 г. (ICES, 2009). Эти данные включали стандартное множество файлов, которые требуются для программы ИКЕС при реализации метода XSA (Darby, Flatman, 1994): общий вылов в тоннах, вылов в штуках по возрастным группам и годам промысла, коэффициенты естественной смертности, доли половозрелых рыб по годам, средний вес рыб в уловах и в запасе. Данные, использованные для настройки модели XSA, охватывали 1-8 возрастные группы шпрота в диапазоне с 1983 по 2008 гг. и 1-8 возрастные группы сельди в диапазоне с 1982 по 2008 гг. Старшая возрастная группа рассматривалась как плюс-группа. Основные опции, использованные в новой версии XSA, также были аналогичны опциям, использованным рабочей группой ICES WGBFAS-2009 (ICES, 2009).

Сравнительный анализ оценок запаса промысловых рыб Балтики, полученных на основе новой и традиционной версий метода XSA при использовании одной и той же входной информации, представлен ниже.

РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

Статистические характеристики численности рыб, используемые для настройки метода XSA, были получены по каждому из 16 страт съемок BIAS 2004-2006 годов. В качестве примера в таблицах 1-2 приведены результаты российской съемки в 26 подрайоне ИКЕС (страт 26Р).

Таблица 1. Статистические характеристики индексов численности шпрота, полученные по данным международных съемок BIAS 2004-2006 гг., на примере результатов российской съемки в 26 подрайоне ИКЕС (страт 26Р). CI – доверительный интервал.

Table 1. Statistical characteristics of sprat abundance indices based on International Surveys BIAS 2004-2006 with the results of the Russian surveys in the 26 ICES Subdivision (Stratum 26 R) as the example. CI – confidence interval.

Статистические характеристики	Численность шпрота по возрастным группам (млн. шт.)								
	0	1	2	3	4	5	6	7	8
2004 год									
Среднее (mean)	3019,7	25713,8	7035,3	1317,9	812,4	251,1	96,2	44,4	31,1
Медиана	2987,5	25518,9	6959,6	1288,8	789,6	245,8	94,5	43,2	30,3
Стандартное отклонение (Std)	562,8	3449,9	964,3	283,7	197,8	55,0	24,8	11,6	9,2
Коэффициент вариации	0,181	0,132	0,133	0,212	0,241	0,210	0,260	0,261	0,290
Нижняя граница 95% CI	2012,3	18935,3	5218,1	823,1	471,3	150,6	52,7	24,6	16,1
Верхняя граница 95% CI	4250,1	32966,1	9128,4	1905,2	1229,8	373,6	152,3	68,4	50,5
2005 год									
Среднее (mean)	1802,7	2387,2	3694,3	615,4	121,0	10,8	6,1	0,0	0,0
Медиана	1691,6	2312,6	3620,0	602,5	117,4	10,0	5,7	0,0	0,0
Стандартное отклонение (Std)	994,3	668,8	854,2	137,4	45,3	5,0	2,2	0,0	0,0
Коэффициент вариации	0,550	0,283	0,230	0,223	0,37	0,46	0,36	0,71	0,71
Нижняя граница 95% CI	287,6	1282,6	2226,6	379,7	46,4	3,7	2,7	0,0	0,0
Верхняя граница 95% CI	4013,9	3812,5	5501,0	921,3	222,5	22,9	10,6	0,0	0,0
2006 год									
Среднее (mean)	3758,8	5755,5	1234,3	4797,3	1531,0	454,4	86,2	15,1	6,9
Медиана	3578,1	5717,4	1233,9	4772,3	1526,2	449,8	84,6	14,7	6,8
Стандартное отклонение (Std)	1171,1	1065,1	201,9	800,0	253,1	81,2	20,5	3,9	1,8
Коэффициент вариации	0,320	0,190	0,161	0,167	0,165	0,179	0,238	0,260	0,258
Нижняя граница 95% CI	1920,0	3773,3	853,3	3260,2	1049,9	311,5	51,1	8,6	3,9
Верхняя граница 95% CI	6422,9	8286,4	1368,7	6411,5	2008,0	628,4	130,7	23,3	10,9

Выполненные авторами исследования показывают, что оценки численности сельди и шпрота и суммарной численности рыб в стратах съемок BIAS сопровождаются различными оценками точности. Коэффициенты вариации (CV) численности рыб в стратах варьируют в широком диапазоне значений от 10 до 50%, демонстрируя межгодовую изменчивость и пространственную неоднородность величин CV на полигоне съемок BIAS (рис. 2). Широкие доверительные интервалы (CI), сопровождающие оценки численности рыб в большинстве страт, свидетельствуют о невысокой точности этих индексов на большей части акватории съемок (Kasatkina, Gasyukov, 2009).

Невысокая точность оценок численности, по данным съемок BIAS, может быть обусловлена значительной пространственной изменчивостью распределения рыбных скоплений на полигоне съемки при недостаточном объеме траловых и акустических выборов.

Точность индексов численности каждой возрастной группы сельди и шпрота также существенно изменяется по годам и стратам съемок. На рисунках 3 и 4 в качестве иллюстрации представлены коэффициенты вариации и доверительные интервалы, сопровождающие оценки индексов численности сельди и шпрота, рассчитанные по данным польской съемки в 24, 25 и 26 подрайонах

ИКЕС. Обращает внимание невысокая точность оценок индексов численности первой возрастной группы сельди и нулевой группы для шпрота, используемых для оценок пополнения.

Таблица 2. Статистические характеристики индексов численности сельди, полученные по данным международных съемок BIAS 2004-2006 гг., на примере результатов российской съемки в 26 подрайоне ИКЕС (страт 26Р). CI – доверительный интервал.

Table 2. Statistical characteristics of herring abundance indices based on International Surveys BIAS 2004-2006 with the results of the Russian surveys in the 26 ICES Subdivision (Stratum 26 R) as the example. CI – confidence interval.

Статистические характеристики	Численность сельди по возрастным группам (млн. шт.)										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2004 год											
Среднее (mean)	183,9	270,1	406,1	383,6	340,4	307,3	62,7	101,6	49,8	31,9	12,4
Медиана	181,4	269,2	404,0	380,7	335,8	302,9	62,3	99,7	49,4	31,7	12,2
Стандартное отклонение (Std)	41,0	45,1	67,5	61,9	53,9	47,9	10,0	16,2	8,0	5,3	2,1
Коэффициент вариации	0,223	0,167	0,166	0,161	0,158	0,156	0,159	0,160	0,161	0,165	0,174
Нижняя граница 95% CI	109,9	186,8	281,2	263,5	237,8	212,1	42,6	70,2	34,5	21,9	8,2
Верхняя граница 95% CI	270,9	370,4	551,0	521,1	455,1	409,3	83,5	136,3	66,7	43,1	16,7
2005 год											
Среднее (mean)	130,9	204,0	225,6	557,0	393,4	351,2	293,7	117,5	67,2	53,8	21,8
Медиана	121,7	200,7	221,6	545,0	385,6	345,3	289,2	115,2	66,0	52,8	21,3
Стандартное отклонение (Std)	50,4	47,3	50,2	124,5	88,2	77,6	65,1	27,1	15,5	12,8	5,6
Коэффициент вариации	0,385	0,232	0,223	0,224	0,224	0,221	0,222	0,230	0,230	0,238	0,258
Нижняя граница 95% CI	55,2	121,3	137,7	329,3	235,2	210,6	183,1	69,7	41,1	32,5	12,9
Верхняя граница 95% CI	254,5	304,4	326,4	817,0	584,6	504,7	433,1	175,5	101,2	81,2	34,9
2006 год											
Среднее (mean)	108,5	413,0	217,8	504,8	899,1	215,3	172,9	125,2	53,0	12,9	4,8
Медиана	104,4	407,7	215,8	500,6	894,7	214,4	170,7	124,1	52,6	12,8	4,7
Стандартное отклонение (Std)	33,6	76,3	39,8	90,0	159,8	38,9	33,1	25,3	10,9	3,1	1,4
Коэффициент вариации	0,310	0,185	0,183	0,178	0,178	0,181	0,192	0,202	0,206	0,238	0,286
Нижняя граница 95% CI	53,0	271,4	145,4	340,8	603,2	142,9	114,0	79,5	34,1	7,4	2,6
Верхняя граница 95% CI	182,4	568,5	302,0	685,6	1224,9	295,1	238,9	180,7	75,2	19,8	7,9

Результаты моделирования выявили, что дисперсия индексов численности для каждой возрастной группы сельди и шпрота не является постоянной величиной по годам и хорошо описывается зависимостью, аргументом которой является величина самого индекса численности. Обобщенные уравнения регрессии логарифма стандартной ошибки индекса численности как функция логарифма среднего значения индекса численности, построенные для сельди и шпрота, представлены на рисунке 5. Высокие коэффициентами корреляции ($R^2 = 0,930$ для сельди и $R^2 = 0,965$ для шпрота) и другие показатели диагностики свидетельствуют о высокой надежности полученных уравнений (Kasatkina, Gasyukov, 2009).

Рисунок 5 наглядно демонстрирует, что предположение о постоянстве дисперсии (стандартной ошибки) индексов численности, традиционно используемое в программе ИКЕС при реализации метода XSA, не является справедливым. Поэтому в этом случае, как было показано выше, следует применять новую версию метода XSA, т.е. метод XSA с взвешенной регрессией взамен традиционной версии метода XSA.

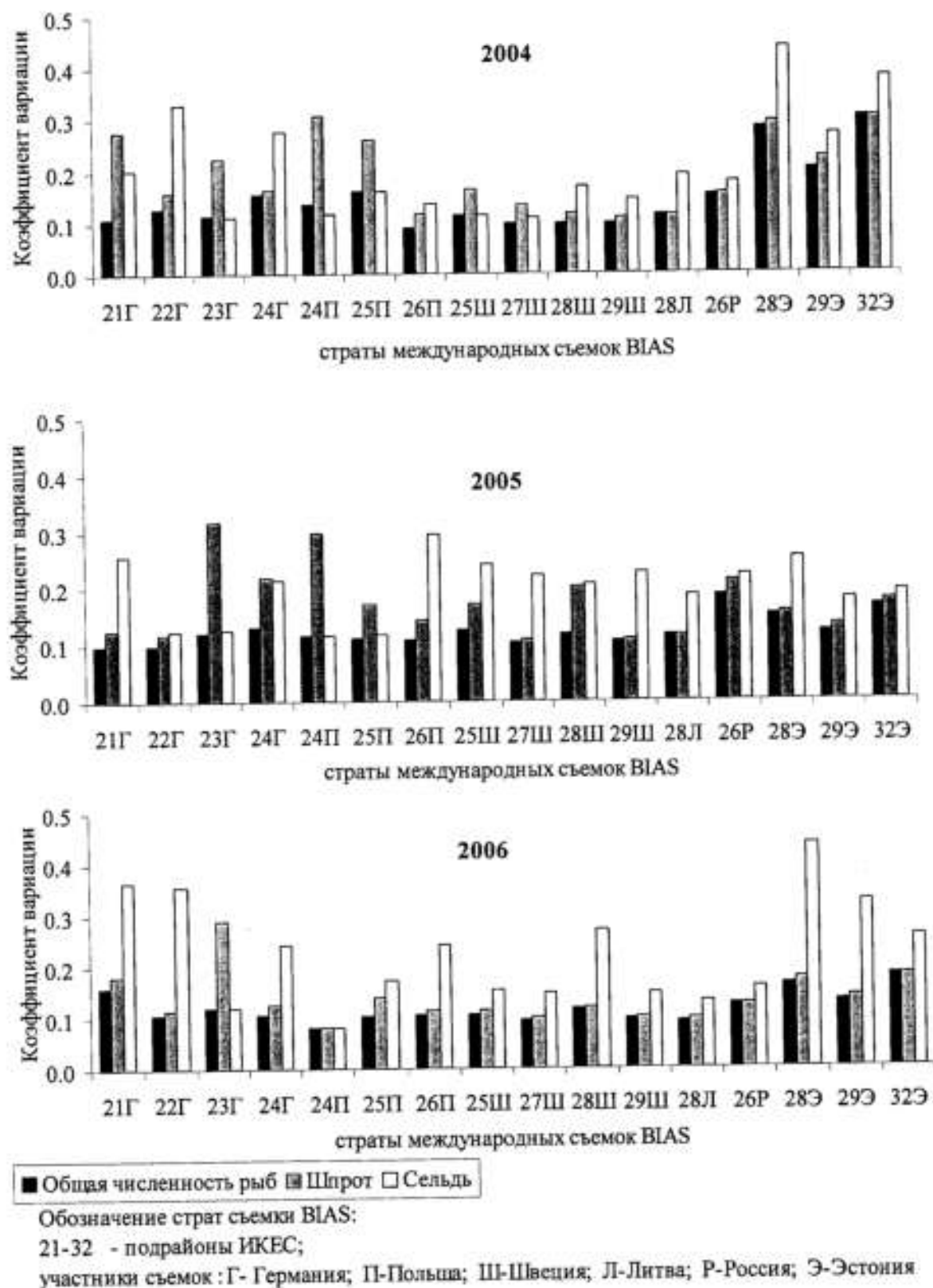


Рис. 2. Коэффициенты вариации индексов численности сельди и шпрота Балтийского моря, рассчитанные по данным международных акустических съемок BIAS 2004-2006 гг.
Fig. 2. Coefficient of variations of abundance indices for the Baltic herring and sprat estimated from data of the International Acoustic Surveys BIAS 2004-2006.

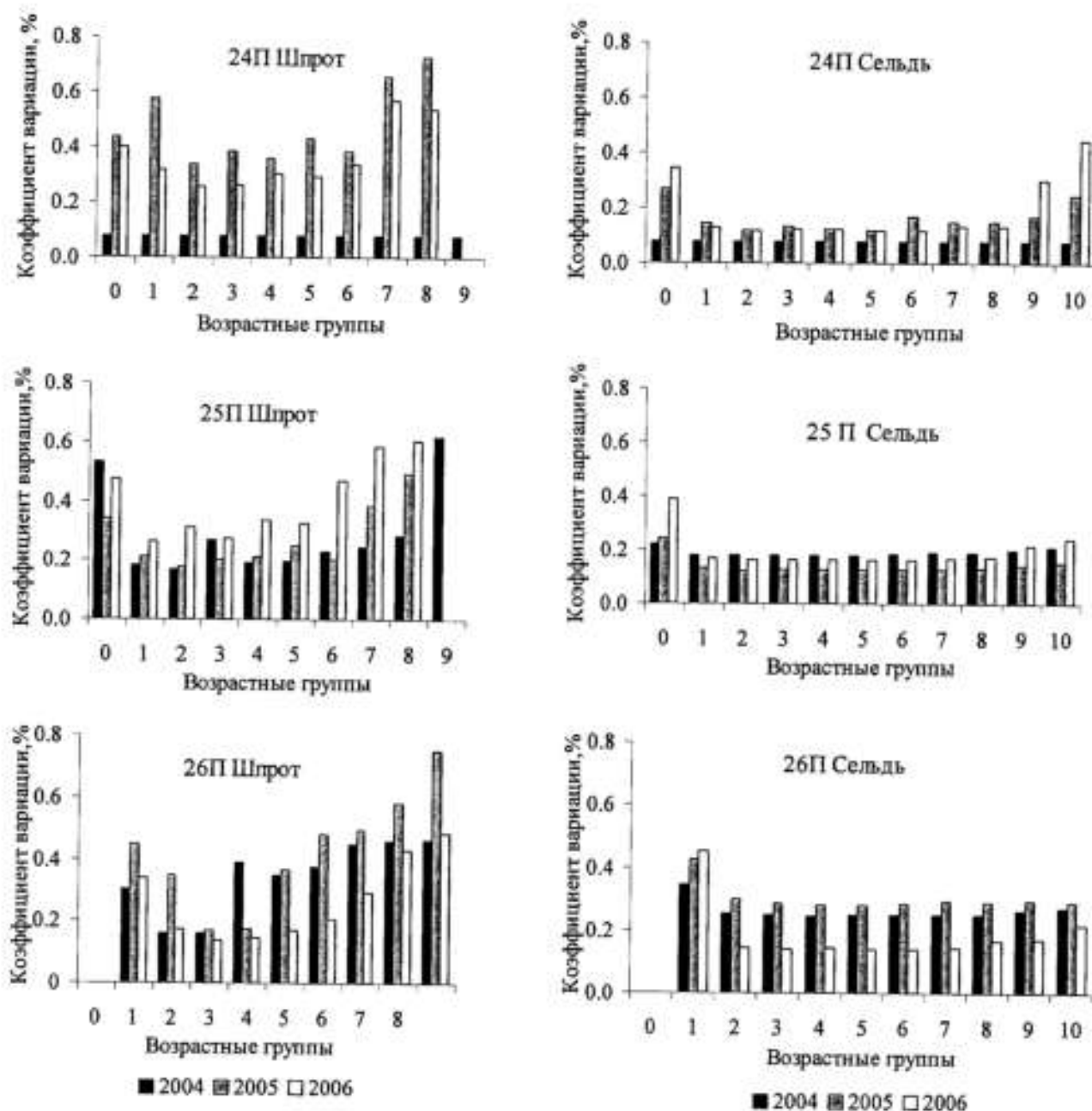


Рис. 3. Коэффициенты вариации индексов численности по годам для каждой возрастной группы сельди и шпрота, показанные на примере нескольких страт международных съемок BIAS 2004-2006 гг. Обозначение страт дано на рисунке 2.

Fig. 3. Coefficients of variation of abundance indices by years for each age group of herring and sprat in the several strata of the International Surveys BIAS 2004-2006 as examples. Strata symbols are shown in the Figure 2.

Результаты сравнительного анализа оценок запаса и параметров популяций сельди и шпрота, полученные с использованием новой и традиционной версий метода XSA на основе одной и той же входной информации, представлены на рисунках 6 и 7, включая оценки пополнения, общую и нерестовую биомассы и средние коэффициенты промысловой смертности. Для каждого вида рыб оценки показаны для 2004-2008 годов.

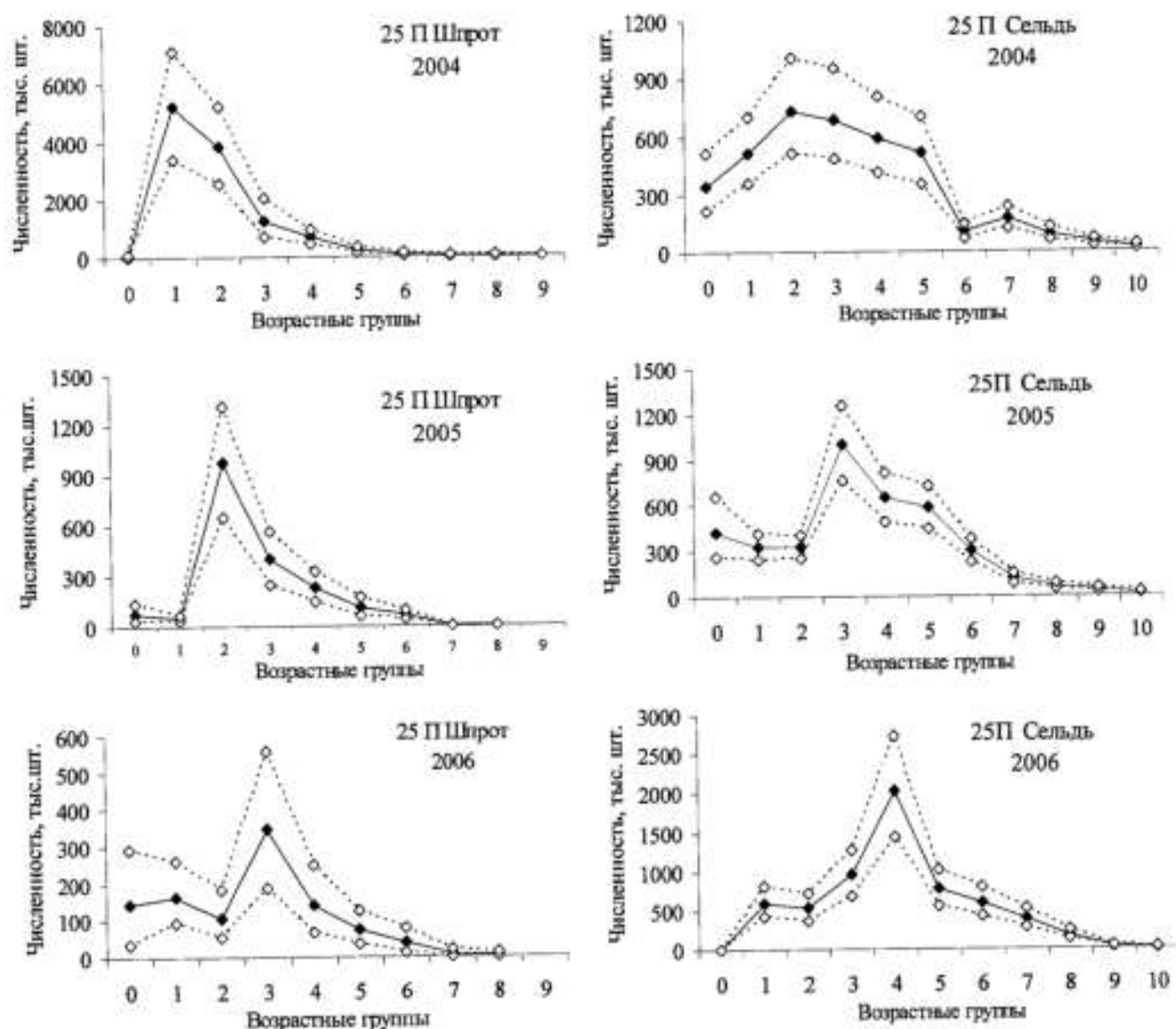


Рис. 4. Индексы численности и их доверительные интервалы по годам для разных возрастных групп сельди и шпрота, полученные по данным международных съемок BIAS 2004-2006 гг. на примере страта в 25 подрайоне ИКЕС.

Fig. 4. Abundance indices and their confidence intervals by years for each age group of sprat and herring based on the International Surveys BIAS 2004-2006 in the stratum of the 25 Subdivision ICES as an example.

Использование двух версий метода XSA приводит к различным результатам оценки запаса сельди и шпрота:

Для шпрота: Оценки пополнения по годам характеризуются высокой изменчивостью, причем в отдельные годы (2004, 2006 и 2007 годы) традиционная версия метода XSA показывает более высокие величины пополнения по сравнению с новой модификацией метода. Аналогичное заключение можно сделать относительно динамики общей и нерестовой биомассы. В то же время новая версия метода XSA показывает более высокие оценки коэффициентов промысловой смертности. Сопоставляя это с оценками пополнения и биомассы, можно утверждать, что традиционный метод XSA более оптимистично оценивает состояние запасов шпрота в последние годы.

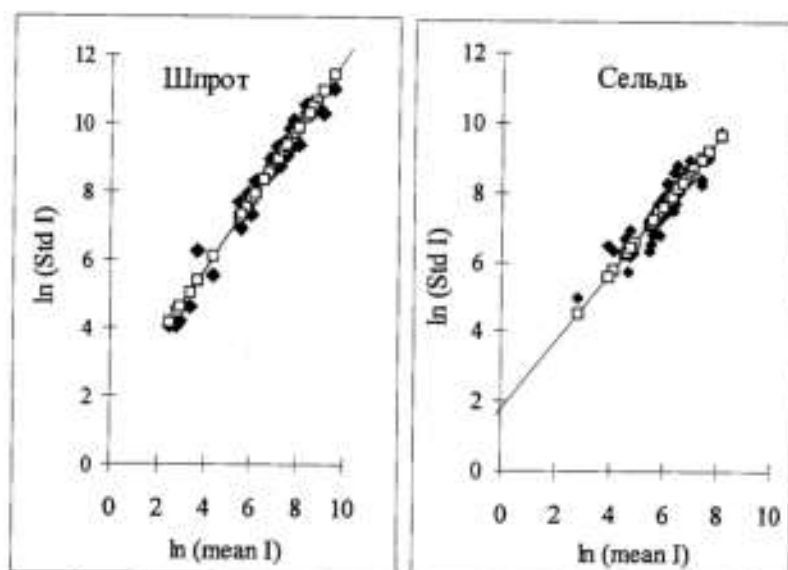


Рис. 5. Обобщенные уравнения регрессии логарифма стандартной ошибки индекса численности $\ln(\text{Std } I)$ как функция логарифма среднего значения индекса численности $\ln(\text{mean } I)$, построенные для сельди и шпрота по данным международных съемок BIAS 2004-2006 гг. Черные точки – данные наблюдений, белые точки – расчетные значения регрессий.

Fig. 5. Generalized relationships between logarithm of the abundance index standard deviation $\ln(\text{Std } I)$ and logarithm of the mean abundance index $\ln(\text{mean } I)$ obtained for herring and sprat from the International Surveys BIAS 2004-2006. Black spots are observations; white spots are values calculated from regressions.

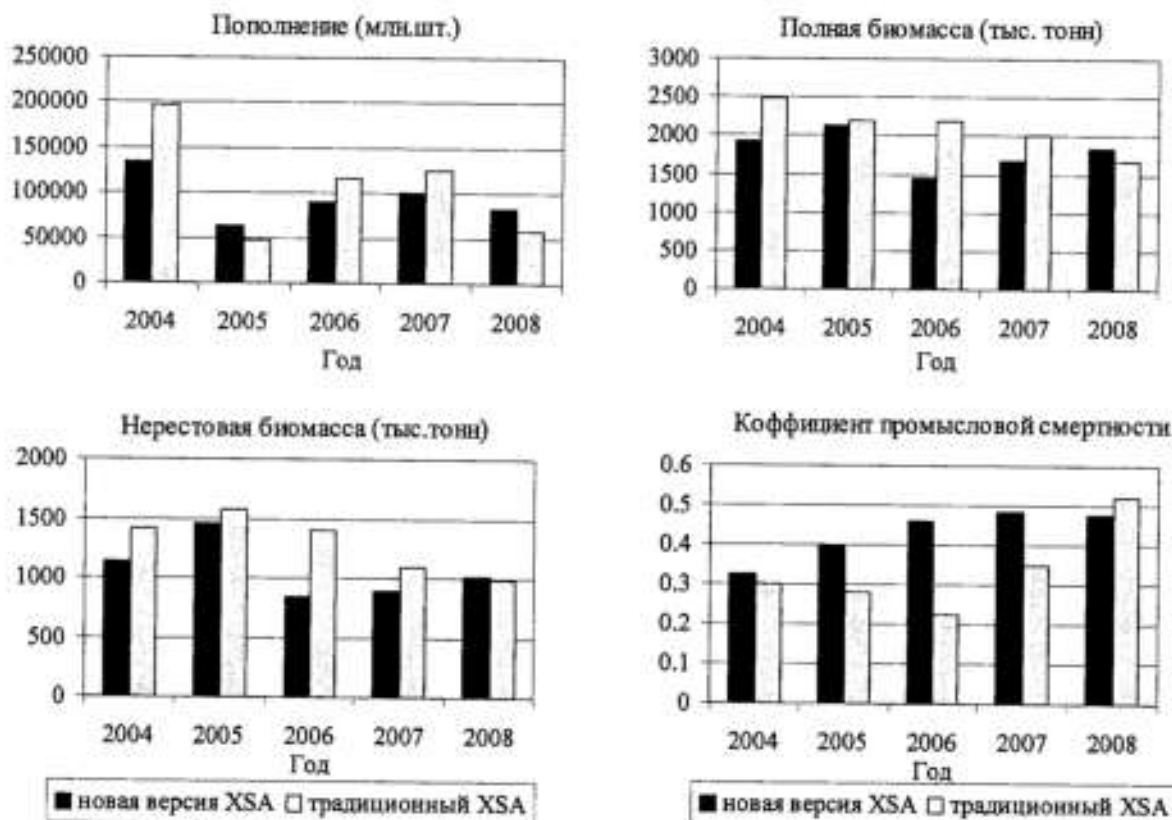


Рис. 6. Сравнение оценок запаса и параметров популяции балтийской сельди, полученные с использованием традиционной и новой версий метода XSA.

Fig. 6. Comparison of stock assessments and population parameters of Baltic herring obtained with traditional and new versions of XSA method.

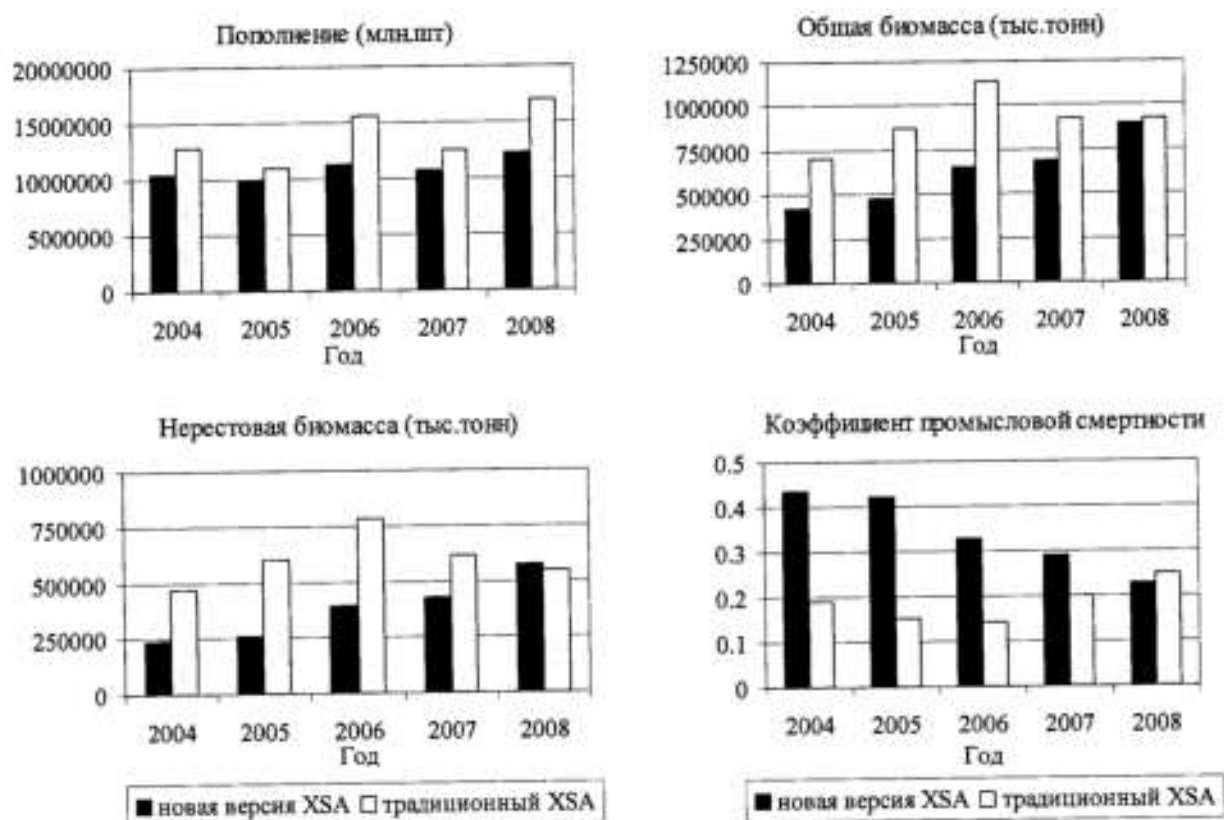


Рис. 7. Сравнение оценок состояния запаса и параметров популяции балтийского шпрота, полученные с использованием традиционной и новой версии метода XSA.

Fig. 7. Comparison of stock assessments and population parameters of Baltic sprat applying traditional and new versions of XSA method.

Для сельди: Сопоставление двух вариантов оценок влечет за собой более категоричные выводы: по всем величинам (пополнение, общая и нерестовая биомассы) оценки на основе традиционного метода XSA превышают соответствующие оценки на основе взвешенного метода XSA. В отдельные годы (2004, 2005 и 2006) оценки нерестовой биомассы превышают величины, полученные с использованием новой версии метода XSA, в два и более раз. При этом средние коэффициенты промысловой смертности, полученные традиционным методом XSA, в два и более раз ниже соответствующих оценок, полученных с использованием новой версии XSA. Как и в случае со шпротом можно сделать вывод о более оптимистичных оценках сельди, полученные Рабочей Группой WGBFAS в последние годы, чем это есть на самом деле.

Важным аргументом в поддержку этих выводов является эмпирическая основа зависимости между стандартной ошибкой индекса численности и величиной индекса численности.

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Использование в традиционной версии метода XSA некорректной гипотезы о постоянстве стандартной ошибки для каждой возрастной группы рыб по годам промысла делает предпочтительным применение новой версии метода XSA для оценок запаса промысловых рыб Балтики.

Разработана новая версия метода XSA, в которой учитывается изменчивость дисперсии индексов численности по годам. Использование этой новой версии

может привести не только к новым оценкам запаса и параметров популяций (пополнение, общая и нерестовая биомасса, средний коэффициент промысловой смертности), но и изменить временные тренды динамики запаса.

Временную изменчивость точности индексов численности необходимо учитывать не только в методе XSA, но и в других методах оценки запаса промысловых рыб, где этот индекс используется. Поэтому проблемы оценки точности индексов численности по данным учетных траловых и акустических съемок и последующая интеграция этих оценок точности в модели оценки запаса приобретают особую актуальность в контексте инициатив ИКЕС по ревизии методов оценки запасов в соответствии с его Стратегическим планом исследований (2008-2013 гг.).

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

Эфрон Б. Нетрадиционные методы многомерного статистического анализа. М.: Финансы и статистика, 1986. 263 с.

Efron B., Tibshirani R. An introduction to the bootstrap. New York: Chapman & Hall, 1993. 436 p.

Darby C., Flatman S. Virtual Population Analysis. Version 3.1. User Guide. Copenhagen, Denmark. ICES press, 1994. 85 p.

Gasyukov P.G. On the use of «shrinkage procedure» in the ICES program realizing the «Extended survivors analysis» (XSA) method // ICES Document CM 2005/ ACFM: 19 Ref. H. P. 517.

ICES Report of Baltic International Fish Survey Working Group (WGBIFS). Annex 2. Manual for Baltic International Acoustic Survey (version 072. 07.04.2000) // ICES Document CM 2002/G:05. Pp. 90-115.

ICES Science Plan (2009-2013). Copenhagen. Denmark: ICES press, 2008. 15 p.

ICES Report of the Baltic Fisheries Assessment Working Group (WGBFAS) // ICES Document CM 2008/ACOM: 06. 250 p.

ICES Report of the Baltic Fisheries Assessment Working Group (WGBFAS) // ICES Document CM 2009/ACOM: 07. 230 p.

Kasatkina S.M., Gasyukov P.G. Estimating uncertainty in the Baltic acoustic survey results applying geostatistics techniques and simulation // ICES Document CM 2006/I: 14. 17 p.

Kasatkina S.M. The influence of uncertainty in target strength on abundance indices based on acoustic surveys: examples of the Baltic Sea herring and sprat // ICES J. of Marine Science. 2009. V. 66. Pp. 584-591.

Kasatkina S.M., Gasyukov P.G. Quality of abundance indices based on international acoustic surveys in context of input data for stock-assessment models: example of Baltic International Acoustic Surveys // ICES Document CM 2009/N:12. 23 p.

Shepherd J.G. Extended survivors analysis: An improved method for the analysis of catch-at-age data and abundance indices // ICES J. of Marine Science. 1999. V. 56. Pp. 584-591.

**IMPROVED APPROACH TO STOCK ASSESSMENT OF THE BALTIC SEA
COMMERCIAL FISH BASED ON DATA FROM
INTERNATIONAL RESEARCH SURVEYS**

© 2011 y. S.M. Kasatkina, P.S. Gasyukov

Atlantic Research Institute of Marine Fisheries and Oceanography, Kaliningrad

The need for estimating accuracy of abundance indices based on trawl and acoustic research surveys and further integrating this accuracy estimates into the Baltic fish stock assessment models are shown in this paper. The new version of the stock assessment model «The Extended Survival Analysis» (XSA) developed to take into account variability of abundance indices variances by years for each fish age group has been presented. As demonstrative example it was shown that using developed XSA version has resulted both to new values of stock assessment and population parameters of herring and sprat (recruitment, total and spawning biomass, mean fishing mortality) and change of temporal trends in stock dynamics of these fish.

Key words: acoustic survey, herring, sprat, stock assessment.