

## Проблемы оценки запаса желтоперой камбалы у западного побережья Камчатки в условиях недостатка информационного обеспечения

Т.И. Булгакова (ВНИРО);  
Ю.П. Дьяков (КамчатНИРО)

### Введение

Шельф и верхняя часть материкового склона восточной части Охотского моря, прилегающие к западному побережью Камчатского полуострова, являются местобитанием группы видов камбал, имеющих важное промысловое значение. Траловый промысел камбал на западнокамчатском шельфе был начат в конце 20-х гг. XX в. До 1950-х гг. его масштабы были незначительными — ежегодный вылов не превышал 2 тыс. т. В начале 1950-х гг. в связи с пополнением промыслового флота новыми судами типа СРТ интенсивность промысла резко возросла и достигла максимума в 1958 г. По данным В.П. Шунтова [1985], годовой улов камбал на западнокамчатском шельфе в 1956–1961 гг. составлял 75–130 тыс. т. Наибольшие уловы камбал у Западной Камчатки были достигнуты во второй половине 1950-х гг. и составляли в среднем 80,5 тыс. т [Фадеев, 1987]. После этого уловы камбал значительно снизились. Одной из причин падения добычи камбал являлась чрезмерно высокая эксплуатация запасов, продолжавшаяся до введения 200-мильных экономических зон. После введения экономических зон и прекращения иностранного промысла вылов был существенно ограничен и составлял в 1978–1984 гг. без учета добычи палтусов 19–44 тыс. т.

В середине 1980-х г. состояние запасов камбал позволило рекомендовать увеличение их изъятия. С 1985 г. ежегодная добыча этих видов была доведена до 52–59 тыс. т, что продолжалось до 1988 г. С начала 1990-х гг. с изменением экономической стратегии рыболовства, ориентированного, в первую очередь, на вылов массовых легкодоступных и дорогостоящих рыб (минтай, сельдь, лососи, палтусы, окуни), запасы камбал у Западной Камчатки недоиспользовались. В силу различных экономических и организационных причин, связанных в основном с низкой стоимостью продукции камбал и сокращением маломерного флота, интенсивность их промысла стала значительно снижаться. Почти на всем протяжении 1990-х гг. вылов западнокамчатских камбал не превышал 25–38 тыс. т в год на фоне высокого уровня их запасов. Однако с 1999 г. объем их добычи существенно возрос, составив в 1999–2001 гг. без учета вылова палтусов 55–62 тыс. т. Величина изъятия в 62 тыс. т в 2000 г. является наибольшей со времени введения экономических зон.

Промысел камбал на западнокамчатском шельфе базируется на ресурсах наиболее многочисленной здесь желтоперой камбалы *Limanda aspera* Pallas, которая составляет около половины промыслового запаса камбал. Она является прибрежным видом. В теплый период года обитает в основном на глубинах менее 100 м, а зимовальные скопления образует на глубинах 150–300 м. Молодь в течение всего года предпочитает меньшие глубины, по сравнению с половозрелыми рыбами, а в зимнее время встречается при пониженной температуре воды, вплоть до отрицательной. Нерест происходит в июле-августе на небольших, до 100 м, глубинах.

В уловах встречаются рыбы в возрасте до 18 лет, длиной до 49 см. Половое созревание у самцов начинается по достижении ими длины 14 см, у самок — 20 см. Массовое созревание самцов происходит в возрасте 4–5 лет при длине рыб около 20 см, самок — в возрасте 6–7 лет и 30 см соответственно. Промысловый запас пополняют особи в возрасте 4–6 лет, длиной в среднем 24 см. Несмотря на срав-

нительно небольшие размеры, желтоперая камбала обладает чрезвычайно высокой плодовитостью — в среднем более 1 млн икринок.

## Материалы и методы

В работе использованы материалы КамчатНИРО по популяции желтоперой камбалы *Limanda aspera* (Pallas, 1811), обитающей у берегов Западной Камчатки. Основной массив данных относится к периоду с 1980 г. по 2002 г.

У данного объекта промысла есть ряд особенностей, создающих дополнительные проблемы при оценке его запаса:

- главная состоит в том, что ведется смешанный промысел сразу нескольких видов камбал и анализ промысловых уловов не проводится, улов не дифференцируется даже по видам. Ежегодно в летний период проводятся траловые съемки камбал, по материалам которых оцениваются доля каждого вида камбал в запасе как по биомассе, так и по численности, а также огиба половозрелости и средний вес одной особи по возрастам. По материалам съемок определяется и возрастной состав каждого вида камбал, но это, скорее, возрастной состав запаса, а не улова. Для применения моделей оценки запаса этот возрастной состав (выраженный в процентах) приходится использовать в качестве возрастного состава уловов;

- в 1991, 1993 и 1994 гг. съемки не проводились вообще, потому для этих лет известен только суммарный вылов всех видов камбал;

- основной промысел камбал в водах Западной Камчатки ведется с мая по октябрь в период работы маломерного флота, в то же время промысловая статистика, а именно уловы на судосутки и количество судосуток за год, имеется только для среднетоннажных судов и только начиная с 1995 г.

Таким образом, прежде всего встает проблема заполнения пробелов в данных. Для данных такого типа, как средняя масса особи в улове по возрастным группам  $w(a)$  и огиба половозрелости  $Mat(a)$ , для тех лет, для которых отсутствует информация, используются среднемноголетние данные. Поскольку темп созревания камбалы меняется по годам, отсутствующие данные по огиве половозрелости за 1991–1994 гг. восполнялись средними значениями за период 1980–1990 гг, а для периода с 2000 по 2002 г. — средними за период с 1995 по 1999 г.

Предполагали, что доля желтоперой камбалы в улове совпадает с его долей в запасе. Для 1991, 1993 и 1994 гг. долю этого вида в общем запасе камбал данного района в процентах по массе и численности приравнивали к среднемноголетнему значению.

Сложнее обстоит дело в восполнении отсутствующих данных по возрастному составу уловов для 1991, 1993 и 1994 гг. Поскольку для этих лет известен только суммарный улов камбал, выраженный в тоннах и в штуках, уловы желтоперой камбалы оценивали как произведение доли этого вида (по численности или по биомассе) на величину суммарного вылова всех камбал (соответственно по численности или по биомассе).

Возрастной состав уловов в процентном выражении для трех пропущенных лет рассчитан с помощью методологии кригинга. Кригинг представляет собой статистическую процедуру, позволяющую провести интерполяцию или сглаживание функции, определенной в ряде точек на двумерном пространстве. Эта методология была первоначально разработана в области теоретической геологии [Родионов и др., 1987; Armstrong et al., 1992] и традиционно применялась для реальных пространственных координат, в частности, в рыбном хозяйстве — при обработке данных учетных съемок [Petitgas, 1993; Rivoirard and Bez, 1997].

Для функции временных координат этот метод был применен впервые Т. Булгаковой с соавторами [Bulgakova et al., 2001], которые строили функцию, описывающую состав желудков хищников, на плоскости (календарный год, возраст хищника) или (возраст вида хищника, возраст вида жертвы) для заполнения пробелов в данных, чтобы оценить входные параметры многовидовой модели промыслового сообщества Баренцева моря.

Принцип методологии кригинга заключается в задании различных статистических весов разным точкам в окрестности точки, значение функции в которой

необходимо оценить. В нашем случае пространство, где определена искомая функция (процент вылова разных возрастных групп по годам промысла), это плоскость с координатами (год промысла, возраст). Для обоснованного применения этого метода сначала исследуются статистические свойства пространственного распределения функции, для чего строятся вариограммы.

Вариограмма представляет собой функцию  $\Gamma$  расстояния между точками  $h$  (в данном случае измеряется в годах), которая равна половине дисперсии ( $D$ ) изменения функции  $C(x)$  при изменении расстояния между точками, т.е.

$$\Gamma(h) = 1/2 D[(C(x+h) - C(x))]. \quad (1)$$

Здесь функция  $C(x)$  представляет собой долю (или процент) возрастной группы  $a$  в улове в год  $y$ , т.е.  $x$  – векторная величина  $x = (a, y)$ .

Вариограмма, построенная в данном случае в направлении  $45^\circ$  на плоскости  $(a, y)$ , позволяет получить характеристики изменения возрастного состава улова вдоль поколений. Выбирается модель вариограммы, а затем радиус поиска – это радиус области вокруг точки с неизвестным значением функции  $C(x)$ , которое и будет оцениваться с учетом значений функции во всех точках этой области.

Кригинг реализован с помощью стандартного пакета SURFER 6. Для построения вариограммы использован программный пакет VARIOWIN 2.2<sup>1</sup>.

Для оценки запасов желтоперой камбалы использованы два метода, XSA – расширенный анализ выживаемости и ISVPA – мгновенный сепарабельный когортный анализ. При расчетах по обоим моделям ограничивались периодом с 1980 по 2002 г. и возрастными группами от 4 до 14 лет, последнюю группу 14+ считали плюс-группой, т.е. включающей особей старше 13 лет.

Метод XSA [Shepherd 1992, 1999; Darby and Flatman, 1994], широко применяемый в ИКЕС, основан на использовании всех доступных данных для оценивания численности выживших особей каждого поколения к концу расчетного периода. Для применения этого метода, помимо данных по возрастному составу уловов, необходима дополнительная информация, причем эта информация должна представлять собой временные ряды уловов на единицу промыслового усилия (или других индексов запаса) и их возрастной состав, другими словами, индексы запаса должны быть дифференцированы по возрастам. Такие данные для промысла желтоперой камбалы существуют, но это сравнительно короткие ряды (начиная с 1995 г.), причем данные по улову на единицу промыслового усилия (*срue*) есть только для среднетоннажных судов, в то время как основная доля промысловых уловов берется маломерным флотом.

Модель ISVPA, разработанная во ВНИРО [Kizner and Vasilyev, 1993; 1997; Васильев, 2001], принадлежит к классу сепарабельных когортных моделей и используется в настоящее время в различных рабочих группах ИКЕС. Модель позволяет одновременно привлекать к оценке несколько индексов запаса, не только структурированных по возрастам (как, например, *срue*), но и интегральных (например, суммарная оценка биомассы нерестового запаса, оцениваемая для желтоперой камбалы во время ежегодных траловых съемок). Важно, что отсутствие материалов траловых съемок за несколько лет ретроспективного периода не мешает использовать в модели этот интегральный индекс для остальных лет. Целевая функция (2) состоит из нескольких слагаемых (количество их равно количеству индексов плюс 1), здесь приведены три слагаемых:

$$SSE = \omega_1 \sum_{a,y} (\ln C(a,y) - \ln C^{est}(a,y))^2 + \omega_2 \sum_y (\ln ssb - \ln ssb^{est})^2 + \omega_3 \sum_{a,y} (\ln I(a,y) - \ln I^{est}(a,y))^2. \quad (2)$$

Первое слагаемое представляет собой сумму квадратов отклонений логарифмов численности матрицы фактических уловов от их значений, рассчитанных по модели.

<sup>1</sup> Разработчик программы – Yvan Pannatier, Швейцария [www.springer-nv.com/supplements/variowin.html](http://www.springer-nv.com/supplements/variowin.html).

Второе слагаемое уравнения (2) — это сумма отклонений логарифмов биомассы нерестового запаса, полученных из съежек, от рассчитанных по модели. Третье слагаемое — сумма остатков индекса запаса, дифференцированного по возрастам. Возможно включение в анализ нескольких индексов разного типа, но для желтоперой камбалы мы располагали одним интегральным индексом (нерестовая биомасса по данным съежек с 1980 г., но для трех лет данные отсутствовали) и одним индексом с учетом возрастной структуры (ряд *срис*, начиная с 1995 г.).

Множители  $w_i$  — это весовые коэффициенты, которые задает пользователь программы в диалоговом режиме. Программа позволяет найти минимум суммарной целевой функции (2) и отдельно минимум каждого из слагаемых.

Модель ISVPA может быть применена и в том случае, когда вообще отсутствует дополнительная информация для настройки. В этом случае целевая функция (2) содержит только первое слагаемое.

Таким образом, для настройки моделей оценки запаса использована следующая информация:

- данные по стандартизированному промышленному усилию (судосутки работы среднетоннажного судна), рассчитанные методом Галланда, и возрастная структура улова на единицу такого усилия (для обеих моделей);

- оценки нерестовой биомассы, полученные по данным траловых съежек (для ISVPA).

Еще одно преимущество модели ISVPA — возможность получить с ее помощью оценку мгновенного коэффициента естественной смертности, при этом минимум целевой функции ищется не только по терминальному коэффициенту промышленной смертности и функции селективности, но и по коэффициенту естественной смертности.

Коэффициент естественной смертности  $M$  принят неизменным по возрастам и по годам промысла, поскольку возрастной состав камбалы недостаточно надежен и промысловой статистики недостаточно для определения зависимости  $M$  от возраста. Коэффициент  $M$  оценивался как вышеуказанным методом, так и методом В.А. Рихтера и В.Н. Ефанова [1977], которые предложили следующую эмпирическую формулу оценки коэффициента  $M$  через возраст  $t_n$ , при котором 70% особей в популяции становятся половозрелыми:

$$M = \frac{1,521}{t_n^{0,72}} - 0,155.$$

Для проведения прогностических расчетов предварительно выбрана схема регулирования предосторожного подхода, согласно которой оцениваются значения граничных и целевых биологических ориентиров управления популяцией как по коэффициенту промысловой смертности, так и по нерестовой биомассе. Граничные ориентиры по биомассе  $B_{lim}$  и по промысловой смертности  $F_{lim}$  — это значения биомассы нерестового запаса и параметра  $F$  соответственно, при переходе через которые возникает опасность (риск) нарушения воспроизводства запаса (имеется в виду, что с большой вероятностью  $SSB$  должна быть не ниже  $B_{lim}$ , а параметр  $F$  не должен превышать  $F_{lim}$ ). Целевые ориентиры по биомассе ( $B_{tr}$ ) и по промысловой смертности ( $F_{tr}$ ) — это значения нерестовой биомассы и  $F$ , обеспечивающие максимальное воспроизводство популяции.

С помощью программного пакета PASoft [1999] оценены характеристики запаса, которые могли бы быть приняты в качестве биологических ориентиров. Эта программа, основываясь на результатах ретроспективных расчетов запаса, строит зависимости запас-пополнение, улов на рекрута и запас на рекрута от промысловой смертности, затем дает оценки ряда параметров, которые можно выбрать в качестве ориентиров управления, а также проводит стохастические расчеты Монте-Карло, с помощью которых оценивает точность полученных ориентиров управления.

Прогнозирование запаса и определение величины общего допустимого улова проводилось по специально разработанной нами программе в среде EXCEL, включающей в себя принятую схему регулирования.

## Результаты и их обсуждение

**Возрастной состав уловов.** Чтобы восполнить отсутствующие для трех лет данные по возрастному составу желтоперой камбалы, использован метод кригинга. Вариограмма, построенная для выбора параметров этой процедуры, приведена на рис. 1. Судя по виду вариограммы, ее можно описать линейной моделью, а радиус поиска принять равным 9 годам. Чтобы не вносить искажений в значения функции в тех точках, для которых значения заданы, параметр «наггит-эффект» выбран равным нулю. Полученная поверхность возрастного состава уловов камбалы, выраженного в процентах, показана на рис. 2.

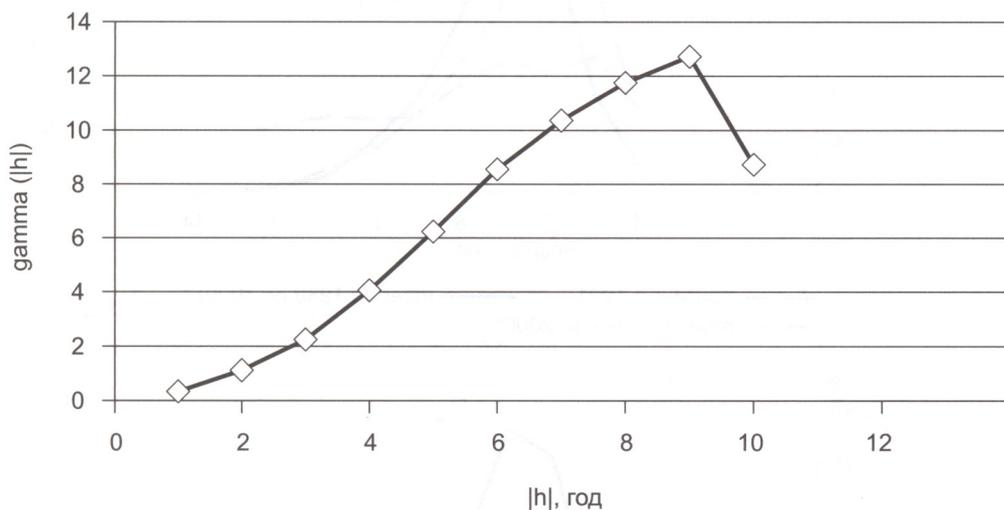


Рис. 1. Вариограмма, построенная для возрастного состава уловов камбалы в направлении  $45^\circ$ . Максимальный радиус поиска принят равным 9 годам

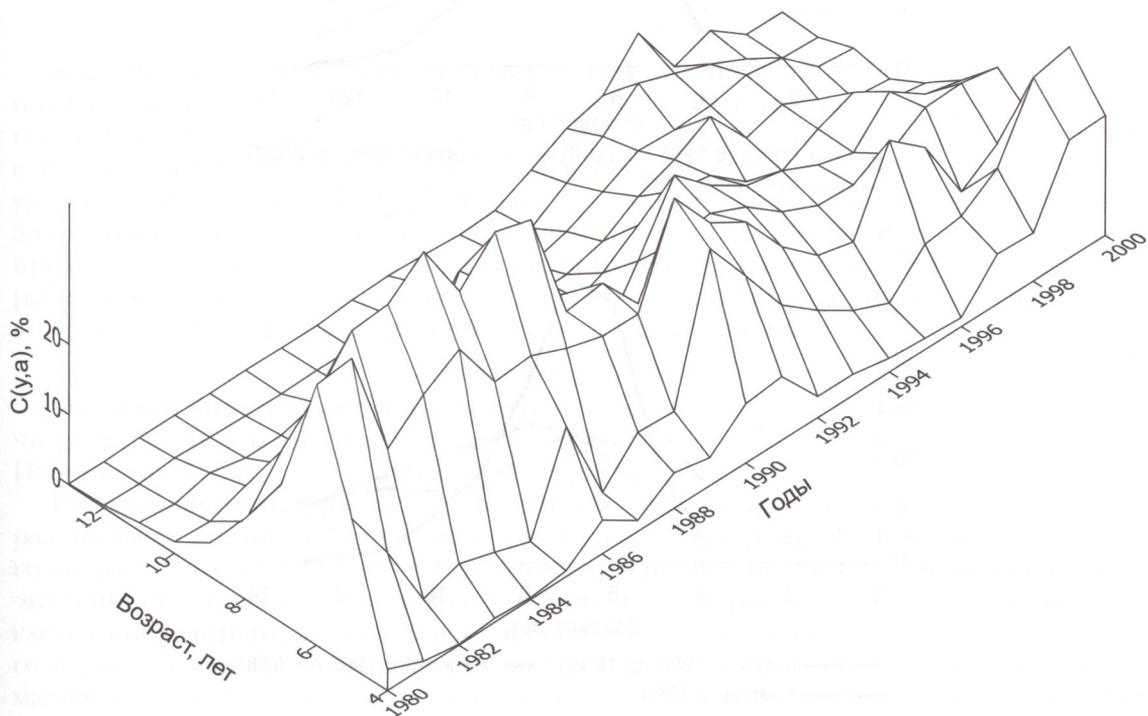
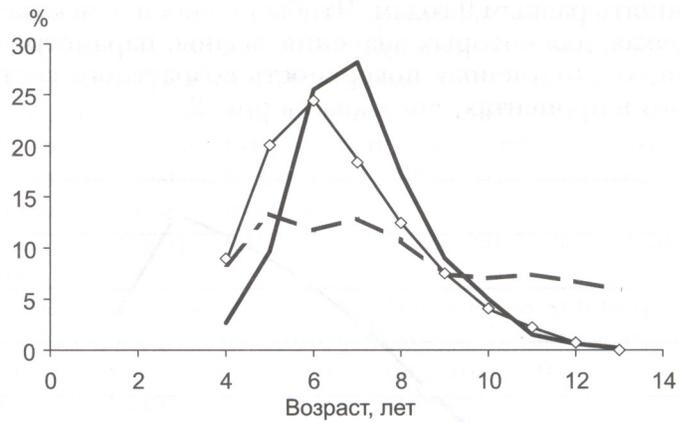
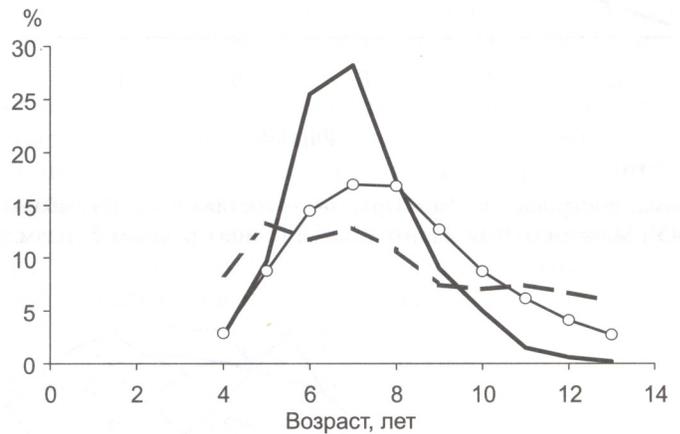


Рис. 2. Поверхность возрастного состава уловов  $C(a,y)$  (%) желтоперой камбалы, полученная с помощью кригинга

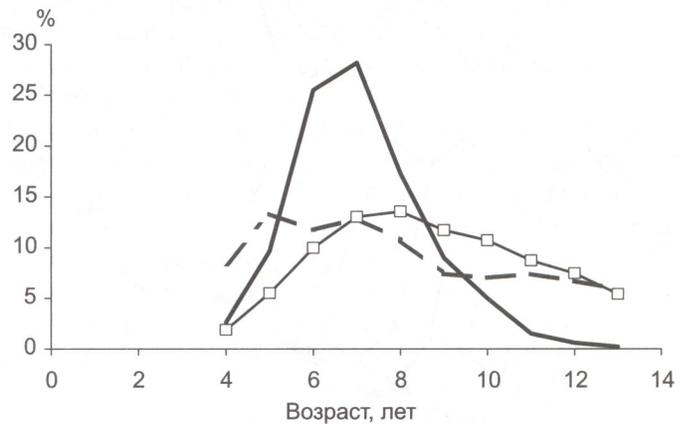
На рис. 3 приведены результаты расчетов: возрастной состав уловов для трех лет, для которых данные отсутствовали, сравнивается со среднемноголетним возрастным составом, рассчитанным для двух периодов – 1980–1990 гг. и 1995–2000 гг. Распределение, полученное для каждого из трех пропущенных лет, значительно отличается от обоих средних распределений, даже модальные возраст-



—◇— Кригинг в 1991      — mean (с 1980 по 1990)  
 — - - mean (с 1995 по 2000)



— mean (с 1980 по 1990)      — - - mean (с 1995 по 2000)  
 —○— Кригинг в 1993



— mean (с 1980 по 1990)      — - - mean (с 1995 по 2000)  
 —□— Кригинг в 1994

**Рис. 3.** Сравнение среднемноголетнего возрастного состава уловов за два периода (с 1980 по 1990 г. и с 1995 по 2000 г.) с оценками, полученными с помощью кригинга для трех пропущенных лет

ные группы не совпадают. Поскольку полученный кригингом возрастной состав для трех пропущенных лет учитывает дополнительную информацию о внутренней структуре данных, полагаем, что он больше соответствует реальному, потому именно эти данные использованы в качестве входной информации для моделей оценки запаса.

Для получения возрастного состава улова в штучном выражении используются данные по среднему весу особи в уловах. Судя по рис. 4, в последние годы наблюдается сильная тенденция уменьшения этой характеристики. Это может означать, что либо увеличилась селективность промысла по отношению к младшим возрастам, либо в последние годы появились очень мощные поколения. Данные съемок последних лет подтверждают второе предположение.

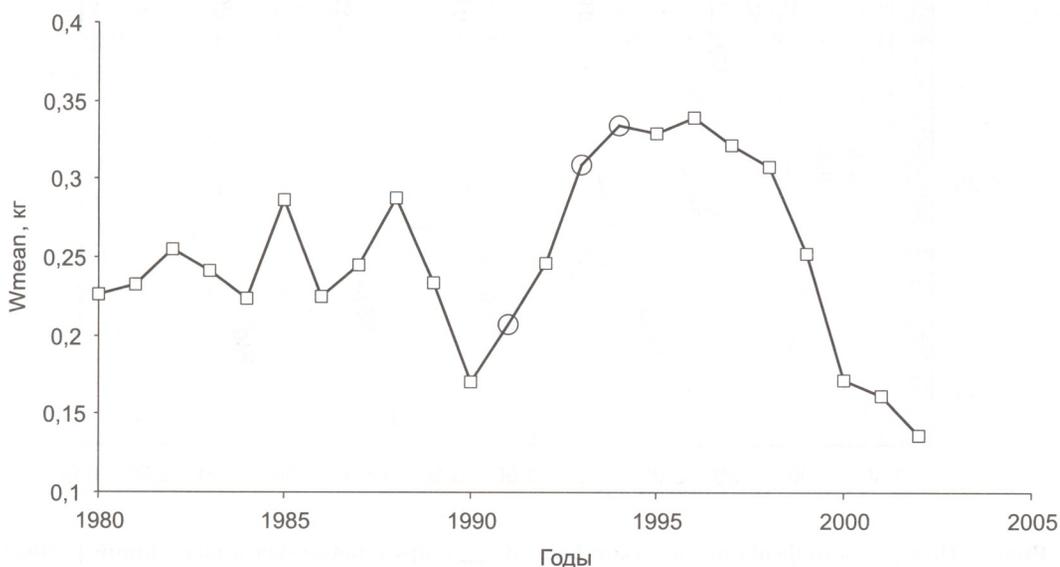


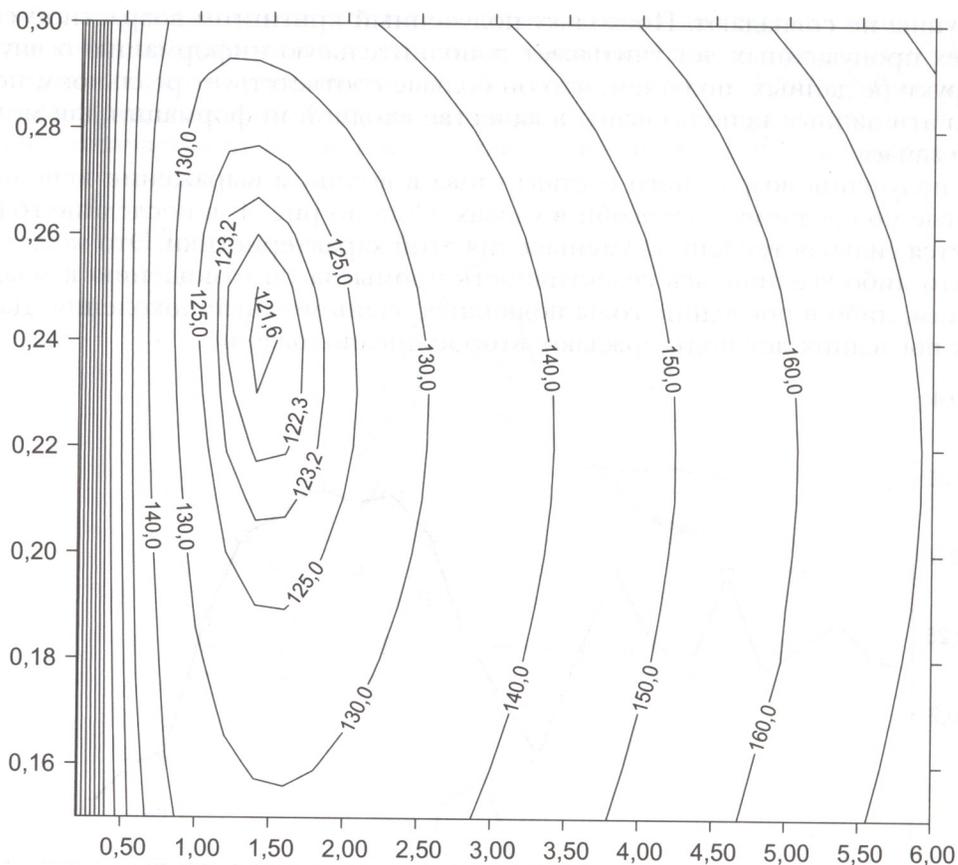
Рис. 4. Изменение среднего веса особи желтоперой камбалы в улове по годам. Кружками показаны значения, полученные интерполяцией

**Коэффициент естественной смертности  $M$ .** Метод В.А. Рихтера и В.Н. Ефимова дал оценку  $M = 0,20$ . Расчеты по модели ISVPA позволяют построить поверхность функции остатков в зависимости от коэффициента промысловой смертности и величины  $M$ . На рис. 5 показана эта поверхность в виде линий равного уровня на плоскости  $\{M, f_{term}\}$ . Здесь  $f_{term}$  — терминальное значение (полученное для старшего возраста последнего расчетного года) коэффициента  $f$ , который представляет собой фактор года коэффициента промысловой смертности сепарабельной модели Д. Васильева [2001]. Этот коэффициент связан с мгновенным коэффициентом промысловой смертности соотношением

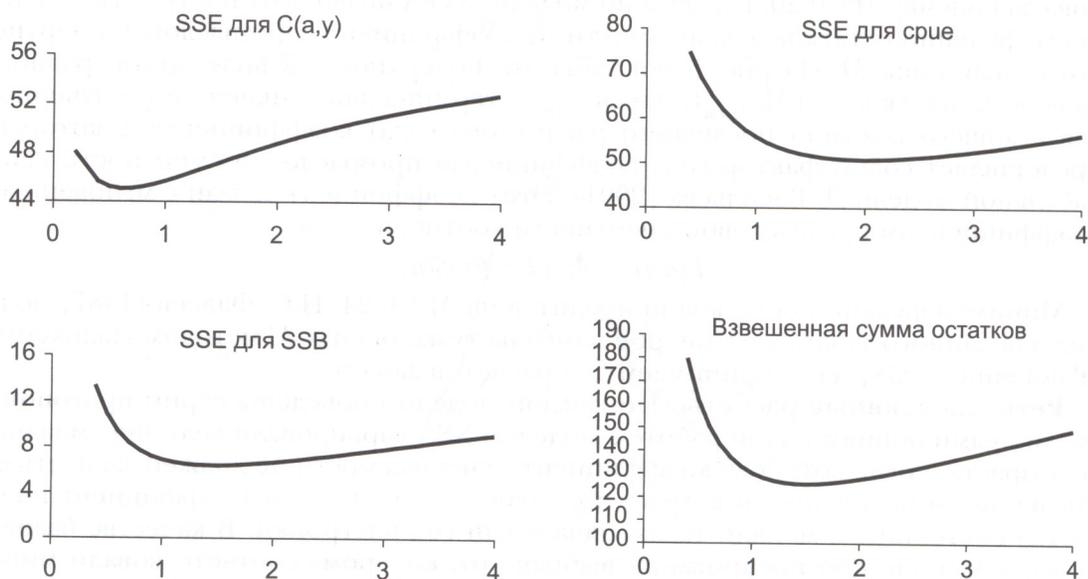
$$F(a, y) = -\ln(1 - f(y)S(a)).$$

Минимум функции остатков приходится на  $M = 0,24$ . Н.С. Фадеев [1987] получил для данного запаса желтоперой камбалы ту же оценку  $M$  методом Палохеймо [Paloheimo, 1958], ее и принимаем для расчетов запаса.

**Ретроспективные расчеты.** По каждой модели проведены серии прогонов с различными опциями. При работе с моделью XSA варьировали величину младшего возраста, после которого коэффициент улавливаемости не должен зависеть от численности поколения, и возраст, начиная с которого этот коэффициент полагается постоянным, меняли также начальный год настройки. В качестве базового варианта для прогнозирования выбран тот, которому соответствовали минимальные остатки по годам и возрастным группам. Для ISVPA рассматривали различные версии модели, меняли вид целевой функции и метод оценки параметров [Васильев, 2001]. Базовым вариантом стал тот, в котором существовал минимум каждой из трех составляющих целевой функции (2), представленных на рис. 6. Окончательной оценкой терминального значения коэффициента промысловой



**Рис. 5.** Поверхность функции остатков  $SSE(M, f_{term})$ , представленная в виде линий равных уровней. По оси ординат – искомый коэффициент  $M$ , по оси абсцисс – терминальное значение фактора года промышленной смертности, связанное с коэффициентом  $F_{term}$  зависимостью  $F_{term} = -\ln(1 - f_{term} S(a_{term}))$



**Рис. 6.** Сумма квадратов отклонений ( $SSE$ ) в зависимости от терминального  $f$  (по оси абсцисс) для матрицы уловов  $C(a,y)$ , интегрального индекса  $SSB$ , индекса запаса с возрастной структурой ( $срие$ ) и суммарное значение функции остатков (модель ISVPA)

смертности принимается величина, соответствующая минимуму суммарной целевой функции (2), приведенной на правом нижнем рис. 6.

В связи с неустойчивостью селективных свойств промысла и/или высокой зашумленностью данных по возрастному составу уловов до 1990 г. было решено ограничиться периодом с 1990 по 2002 г., расчеты при этом проводились по так называемой версии ISVPA «с управляющими усилиями» [Васильев, 2001], позволяющей в нашем случае получить минимум не только суммарной функции (2), но и первого ее слагаемого, соответствующего данным по возрастному составу уловов.

Для двух моделей первым годом настройки по *срне* был выбран 1996 г. На рис. 7–9 сравниваются результаты ретроспективных расчетов для выбранных вариантов двух моделей. Функция селективности, представленная на рис. 7 вверху, равна усредненному за последние 5 лет отношению  $F(a,y)/Fbar(y)$ , где  $Fbar(y)$  – среднее арифметическое оценок коэффициентов  $F(a,y)$  для возрастных групп от 4 до 11 в году.

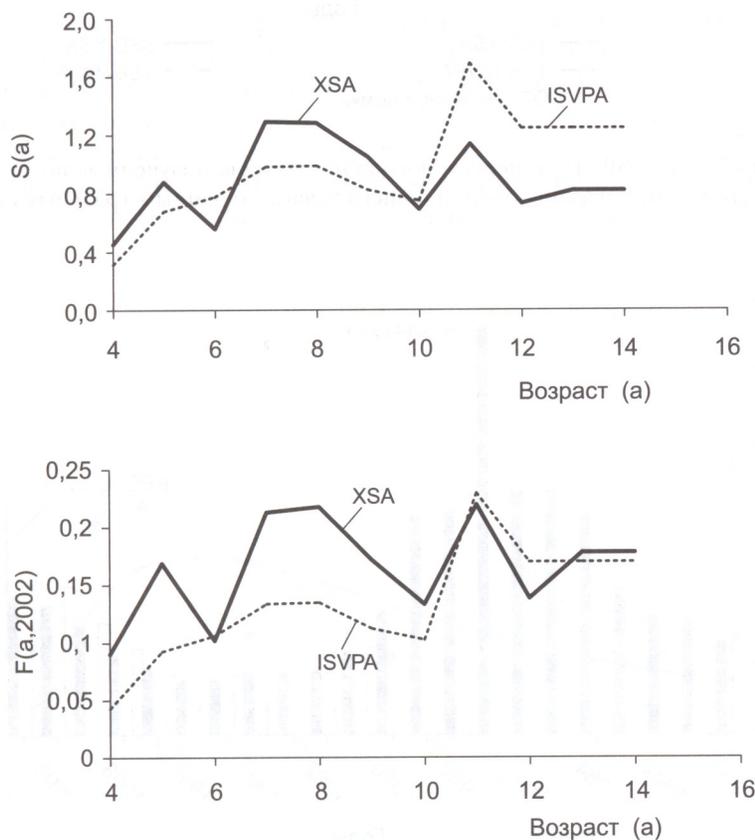


Рис. 7. Оценки селективности (сверху) и коэффициента промысловой смертности в терминальный год (внизу), полученные по двум моделям

Оценки запасов, полученные по разным моделям (см. рис. 8), значительно отличаются в ретроспективе, сближаясь в последние годы. Тем не менее модель ISVPA показывает в самые последние годы бóльшую тенденцию к росту запасов, это отражается и на прогнозных значениях запаса, которые рассмотрены ниже. Эта модель дает и более высокие оценки пополнения (см. рис. 9), особенно в два последние года.

**Прогностические расчеты и выбор стратегий управления.** В качестве основы для прогностических расчетов приняты: численность запаса в терминальный 2002 г. и усредненные за последние пять лет огива половозрелости, средняя масса особи и функция селективности по возрастным группам, а также медианное значение численности пополнения в возрасте четыре года за ретроспективный период.

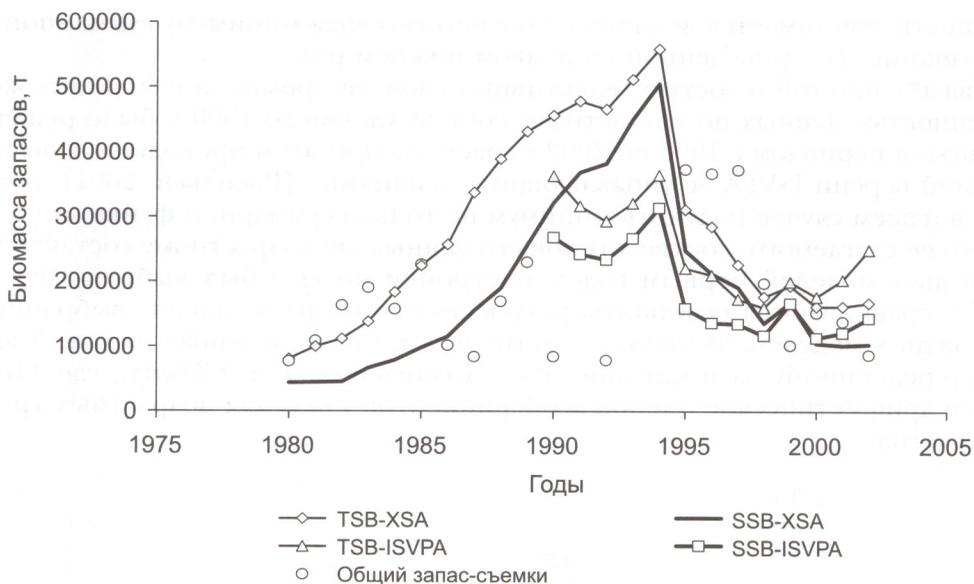


Рис. 8. Оценки общего (TSB, 4+) и нерестового (SSB) запасов, полученные по двум моделям. Пустыми кружками показаны оценки общего запаса по данным траловых съемок

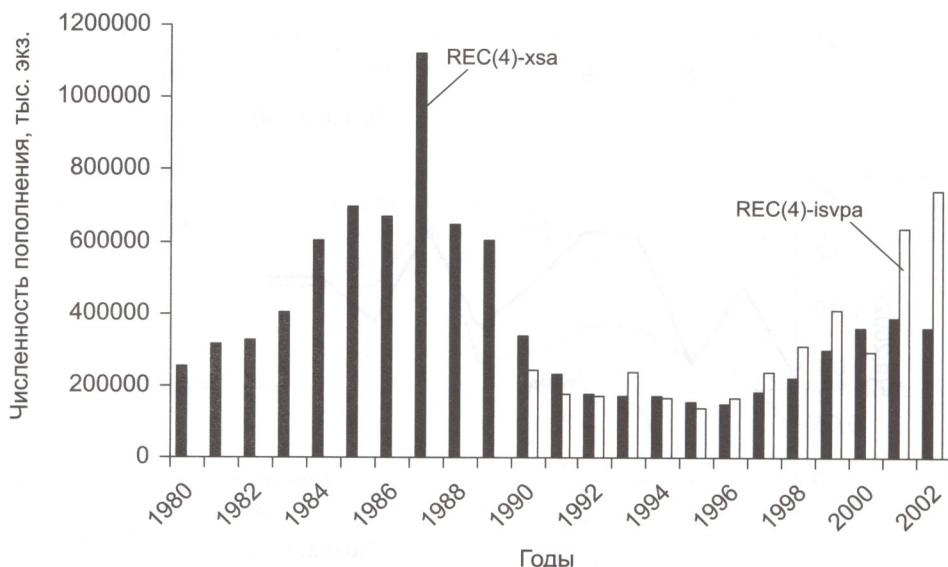


Рис. 9. Численность пополнения в возрасте 4 года, в тыс. экз., оцененная по двум моделям

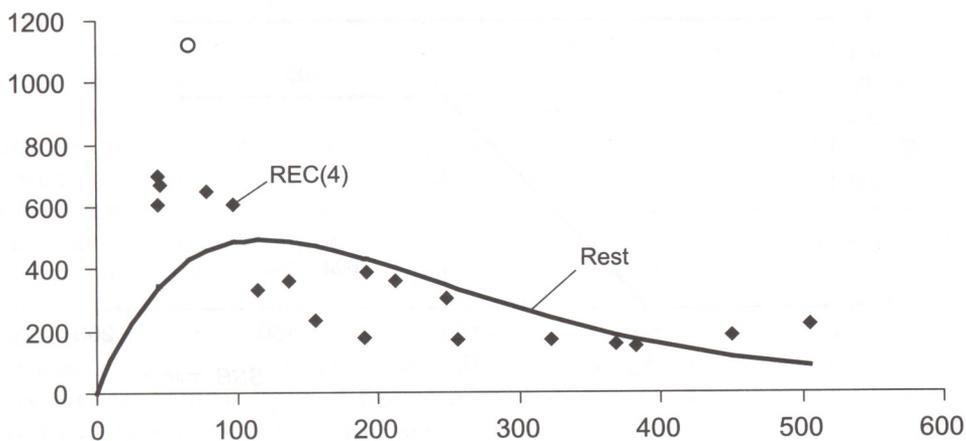
Перед проведением прогностических расчетов предварительно были определены биологические ориентиры управления популяцией с помощью программного пакета PASoft для каждой модели отдельно. Поскольку для модели ISVPA ретроспективные ряды существенно короче, то поле точек на плоскости (нерестовый запас – пополнение) оказалось недостаточным для оценки некоторых ориентиров управления как по биомассе, так и по коэффициенту промысловой смертности. Потому при выборе ориентиров управления решено основываться главным образом на результатах XSA.

Получены следующие оценки ориентиров:  $B_{loss} = 43,7$  тыс. т,  $F_{max} = 0,45$ ;  $F_{01} = 0,21$ ;  $F_{35\% SPR} = 0,20$ ;  $F_{high} = 1,14$ .

В качестве граничного ориентир по промысловой смертности  $F_{lim}$  принимаем величину  $F_{max} = 0,45$ , которая соответствует максимуму равновесной зависимости

улова на единицу пополнения. Как показали статистические расчеты по методу Монте Карло, этот ориентир определен со значительной ошибкой, но его нижний предел в виде 5-перцентиля можно принять в качестве целевого ориентира по промысловой смертности, тогда  $F_{tr} = 0,33$ .

Принимаем в качестве граничного ориентира по нерестовой биомассе  $B_{lim} = 50$  тыс. т, округляя в сторону увеличения минимальную оценку за расчетный период нерестовой биомассы  $B_{loss}$ . Это то значение нерестовой биомассы, при котором следует закрывать промысел. Целевой ориентир по биомассе представляет собой величину нерестового запаса, к которому следует стремиться привести популяцию в процессе регулирования промысла. На рис. 10 на плоскости (нерестовой запас; пополнение в возрасте 4 года) приведено поле точек, полученное в результате расчетов по модели XSA. Там же приведена теоретическая зависимость, соответствующая уравнению Рикера. Выбрана именно эта модель, поскольку поле точек расположено так, что с ростом биомассы нерестового запаса наблюдается тенденция к уменьшению пополнения. В качестве целевого ориентира по биомассе можно взять, например, величину  $SSB$ , соответствующую максимуму пополнения. Она равна 119 тыс. т. В то же время имея зависимость нерестового запаса на единицу пополнения от промысловой смертности в равновесных условиях ( $SSB/R(F)$ ) и теоретическую функцию запас-пополнение Рикера, мы построили зависимость нерестовой биомассы от  $F$ . Согласно этой зависимости, при  $F = F_{tr} = 0,33$  величина нерестовой биомассы равна 105 тыс. т. Эту величину решено принять в качестве целевого ориентира, т.е.  $B_{tr} = 105$  тыс. т.



**Рис. 10.** Поле точек запас-пополнение, полученное на основе результатов XSA, и зависимость Рикера, построенная по этим точкам  $Rest = 11,235 \cdot SSB \cdot \exp(-0,084 \cdot SSB)$ , при этом исключена точка, соответствующая поколению 1983 г. (показана пустым кружком)

Прогнозные расчеты тоже проводились отдельно для каждой модели, примененной при ретроспективных расчетах. Параметры: средние навески, доля половозрелости, коэффициент естественной смертности – взяты одними и теми же для всех прогнозных лет и для обеих моделей. Различия заключаются в распределении численности запаса в 2002 г. по возрастным группам, в функции селективности от возраста и величине пополнения для прогнозных лет. При расчетах полагали, что вылов в 2003 и 2004 г. равен ранее принятым величинам ОДУ желтоперой камбалы (29,2 и 25,6 тыс. т соответственно). Начиная с 2005 г. ОДУ определяется согласно описанной выше схеме регулирования предосторожного подхода.

**Прогноз на основе прогона ISVPA – первый вариант.** Пополнение в 2002 г. считаем равным расчетной величине (739 млн экз.). Для последующих лет принимаем его равным медианному значению, полученному при стохастических рас-

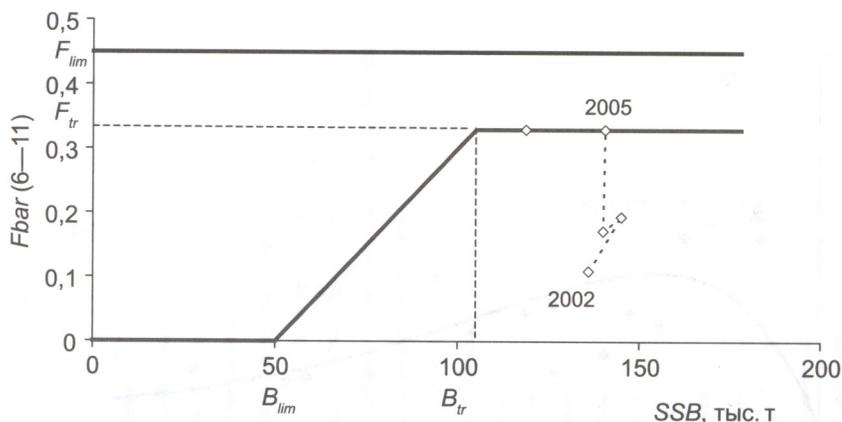
четах Монте-Карло (программа PAsoft), а именно 227 млн экз. Здесь  $F_{bar}$  — среднее арифметическое значений  $F(a)$  возрастов от 6 до 11 лет для соответствующего года.

Годы	2003	2004	2005	2006
ВЫЛОВ	29,2	25,6	59	48
$F_{bar}$	0,16	0,137	0,33	0,33
$TSB$	267	257	255	210
$SSB$	169	172	178	153

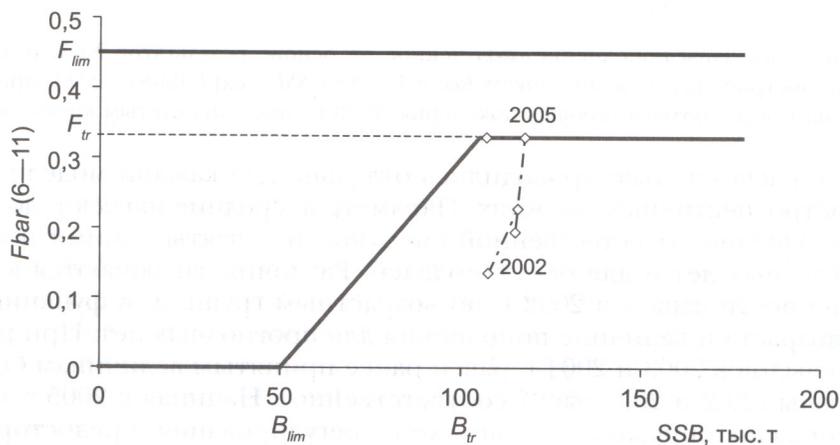
**Прогноз на основе прогона ISVPA — второй вариант.** Пополнение в 2002 г. кажется слишком высоким, потому в этом варианте уже с 2002 г. принимаем пополнение равным медианному значению 227 млн экз.

Годы	2003	2004	2005	2006
ВЫЛОВ	29,2	25,6	44	37
$F_{bar}$	0,19	0,17	0,33	0,33
$TSB$	216	205	197	166
$SSB$	145	140	140	119

Схема регулирования для этого варианта показана на рис. 11,а. Биомасса нерестового запаса для последних лет (точки, соединенные пунктиром) выше  $B_{tr} = 105$  тыс. т, потому при вылове в 2003 и 2004 гг., равном уже установленному ОДУ, в последующие два года можно эксплуатировать запас с  $F = F_{tr} = 0,33$ , при этом нерестовый запас остается выше целевого уровня.



а



б

Рис. 11. Схема регулирования: а — вариант 2 и б — вариант 3

**Прогноз на основе прогона XSA.** Пополнение в 2002 г. принимаем равным полученному в расчетах (361 млн экз.), а для последующих лет – равным медианному значению, полученному с помощью программы PAsoft, но на основе модели XSA, а именно 327 млн экз. В этом случае (рис. 11, б) оценки запасов для 2005–2006 гг., а следовательно и ОДУ для 2005 г. несколько ниже, чем в предыдущем варианте, биомасса нерестового запаса в 2006 г. немного снижается, приближаясь к целевому уровню  $Bt_r = 105$  тыс. т. Для 2005–2006 гг. можно поддерживать параметр  $F$  на уровне  $F_{tr}$ .

Годы	2003	2004	2005	2006
Вылов	29,2	25,6	42	37
$F_{bar}$	0,228	0,195	0,33	0,33
$TSB$	182	180	182	166
$SSB$	116	115	118	107

Основываясь на вышеприведенных расчетах, можно рекомендовать установить величину ОДУ желтоперой камбалы на 2005 г. в пределах 42–59 тыс. т.

## Заключение

При оценке запасов популяций рыб одной из первостепенных задач является подготовка входных данных для математической модели. При неполной входной информации для заполнения пробелов в данных часто приходится прибегать к усреднению и интерполяции. В работе предлагается использовать метод кригинга для оценки возрастного состава для тех лет, для которых такие данные не были собраны, а не использовать среднемноголетние оценки возрастного состава уловов. Это поможет избежать дополнительных ошибок.

Следует отметить, что указанные во введении к данной работе недостатки во входной информации (например, видовой и возрастной состав улова определяется не из промысловых уловов, а принят равным возрастному составу популяции, полученному по данным съемок, и др.) несколько снижают надежность оценок, получаемых с помощью математических моделей.

В работе для оценки запаса желтоперой камбалы использованы две разные когортные модели, которые продемонстрировали заметные различия динамики запаса в ретроспективе и небольшое различие в терминальный 2002 г. Возможно, причина этих различий кроется в недостаточно надежных исходных данных и различиях в гипотезах, положенных в основу моделей. На рис. 8 кружками показаны данные съемок – они существенно отличаются от оценок запаса, полученных по обеим моделям. Другой причиной может быть возможное изменение селективности промысла в течение всего расчетного периода. Работа с двумя моделями позволила использовать преимущества каждой из них. По результатам XSA получены оценки биологических ориентиров управления, а с помощью ISVPA найдена оценка такого важного параметра, как коэффициент естественной смертности  $M = 0,24$ .

Для каждой модели проведены прогнозные расчеты на 2003–2006 гг. и показано, что запас находится в безопасной зоне и величина ОДУ желтоперой камбалы для 2005 г. может быть выбрана в интервале 42–59 тыс. т, например, на уровне 50 тыс. т при условии, что вылов в 2003 и 2004 гг. будет равен уже принятым величинам ОДУ.

В последние годы ОДУ камбал данного района промыслом не выбирается. Недоход обусловлен не состоянием запасов, а организационными и экономическими причинами. Поэтому интенсивность промысла камбал ниже, чем следовало бы ей быть для выбора величины ОДУ.

## Литература

- Васильев Д.А. 2001. Когортные модели и анализ промысловых биоресурсов при дефиците информационного обеспечения. – М.: Изд-во ВНИРО. – 210 с.
- Рихтер В.А., Ефанов В.Н. 1977. Об одном из подходов к оценке естественной смертности рыбных популяций // Труды АтлантНИРО. Вып. 75. – С. 77–85.

- Родионов Д.А., Коган Р.И., Голубев В.А.** 1987. Справочник по математическим методам в геологии.— М.: Недра.— 355 с.
- Фадеев Н.С.** 1987. Северотихоокеанские камбалы.— М.: Агропромиздат. 176 с.
- Шунтов В.П.** 1985. Биологические ресурсы Охотского моря.— М.: Агропромиздат.— 224 с.
- Armstrong M. et al.** 1992. Geostatistics for fish survey data. Centre de Geostatistique. Fontainebleau, France.— 189 p.
- Bulgakova T., Vasilyev D., Daan N.** 2001. Weighting and smoothing of stomach content data as input for MSVPA with particular reference to the Barents Sea // ICES Journal of Marine Science. V. 58. N. 6.— P. 1208–1218.
- Darby C.D., Flatman S.** 1994. Virtual Population Analysis. User Guide // ICES. 1994.— 82 p. (manuscript).
- Kizner Z.I., Vasilyev D.A.** 1993. Instantaneous Separable VPA (ISVPA) with determination of natural mortality coefficient // ICES Statutory Meeting (1993) Statistic Committee. CM 1993/D:2.— 45p.
- Kizner Z.I., Vasilyev D.A.** 1997. Instantaneous Separable VPA (ISVPA) // ICES J.Mar.Sci. V. 54. N. 3.— P. 399–411.
- Paloheimo J.E.** 1958. A method of estimating natural and fishing mortalities // J.Fish.Res.Bd.Canada. V. 15. N. 4.— P. 8–15.
- PA Software Users' Guide** 1999. CEFAS, Lowestoft, UK.— 53 p. (manuscript)
- Petitgas P.** 1993. Geostatistics for fish stock assessments: a review and an acoustic application // ICES J.Mar.Sci. 50.— P. 285–298.
- Rivoirard J., Bez N.** 1997. A 2D geostatistical analysis on northern blue whiting acoustic data west of the British isles. ICES CM 1997/Y:13.— 26 p.
- Shepherd J.G.** 1992. Extended survivors analysis: an improved method for the analysis of catch-at-age data and catch-per-unit-effort data // ICES Multispecies Assessment Working Group. June 1992, Copenhagen, Denmark.— 22 p.
- Shepherd J.G.** 1999. Extended survivors analysis: an improved method for the analysis of catch-at-age data and abundance indices // ICES J. of Marine Science. 56.— P. 584–591.