

по настоящее время запасы (и прибрежный вылов) лососей, воспроизводящихся на Дальнем Востоке России, изменялись под воздействием естественных (в первую очередь климатических) факторов, а японский морской промысел практически не оказывал на него какого-либо влияния ($F = 3,26$ при F крит. — $4,26$).

Таким образом, при современном состоянии запасов тихоокеанских лососей возможное изъятие их в море может составлять 25 тыс. т, поскольку именно после снижения объемов японского морского промысла до этой величины уловы тихоокеанских лососей в России начали увеличиваться наиболее значительно. Такая величина вылова является практически не ощутимой для прибрежного промысла и воспроизводства.

Литература

Атлас распространения в море различных стад тихоокеанских лососей в период весенне-летнего нагула и преднерестовых миграций. 2002 / Н.В. Кловач, В.И. Карпенко, А.Е. Бобырев, А.К. Грузевич, Е.М. Кловач, С.С. Козлов; Под ред. О.Ф. Гриценко.— М.: Изд-во ВНИРО.— 190 с.

Карпенко В.И. 1994. Методические аспекты оценки смертности камчатской горбуши в ранний морской период жизни // Известия ТИНРО. Т. 116.— С. 152–162.

Карпенко В.И. 1998. Ранний морской период жизни тихоокеанских лососей.— М.: Изд-во ВНИРО.— 165 с.

Мельников И.В. 1998. Экология некоторых видов рыб дальневосточных морей и их использование в качестве биоиндикаторов океанологических условий: Дисс. канд. биол. наук.— Владивосток.— 246 с.

Савиных В.Ф., Глебов И.И. 2003. Влияние хищничества кинжалозуба *Anotopterus Nipbarini* (Anotopteridae) на тихоокеанских лососей // Вопр. ихтиологии. Т. 43. № 5.— С. 650–659.

Шунтов В.П. 1994. Новые данные о морском периоде жизни азиатской горбуши // Известия ТИНРО. Т. 116.— С. 3–41.

Beamish R.J., Mahnken C. 1998. Natural regulation of the abundance of coho and other species of Pacific salmon according to the critical size and critical period hypothesis // NPAFC Doc.— № 319.— 25 p.

Nagasawa K. 1998. Predation by salmon sharks (*Lamna ditropis*) on Pacific salmon (*Oncorhynchus* spp.) in the North Pacific ocean // NPAFC Bull. № 1.— P. 419–433.

УДК 639.223.5

Методические особенности обоснования ОДУ минтая в условиях неопределенности

*В.К. Бабаян, Д.А. Васильев (ВНИРО);
А.И. Варкентин, Н.П. Сергеева (КамчатНИРО)*

Международная практика рыбохозяйственных исследований последних десятилетий убедительно доказала, что наиболее эффективным инструментом количественного анализа состояния запасов и перспектив рыболовства является модельный подход, позволяющий получить оценки важнейших параметров запаса, найти биологические ориентиры управления и обосновать прогнозный сценарий возможного развития системы запас-промысел. Анализ системы запас-промысел включает прежде всего выбор или разработку процедуры интегрального модельного анализа всей доступной биопромысловой информации, отражающей основные особенности рассматриваемой системы. Степень сложности используемой процедуры количественного анализа в общем случае определяется перечнем доступной информации и ее качеством. При этом необходимо отметить, что из-за высокой стоимости исходных данных для большинства морских объектов рыболовства удастся обеспечить более или менее надежной информацией лишь сравнительно простые модели, учитывающие только наиболее очевидные взаимодействия как между запасами, так и между запасами и промыслом.

Включение в модельный анализ экологических и экономических показателей не только увеличивает перечень исходных данных, а, следовательно, и затраты на их получение, но и ставит перед необходимостью проведения дополнительных исследований с целью выявления целого ряда принципиально важных зависимостей между традиционными и вновь привлеченными параметрами. Принимая во внимание, что это значительно увеличивает не только затраты, но и неопределенность результатов количественного анализа, следует ожидать, что и в обозримом будущем в практике промыслового прогнозирования основную роль по-прежнему будут играть относительно простые модели одновидовых запасов или ограниченных промысловых сообществ.

При достаточно хорошем информационном обеспечении расчетов теоретическую основу оценки состояния запасов большинства отечественных и мировых объектов рыболовства в настоящее время составляют математические модели, основанные на анализе возрастного состава уловов, в частности, VPA с различными методами настроек [Darby & Flatman, 1984; Бабаян и др., 1984], XSA [Shepherd, 1991], ICA [Patterson, 1985], ISVPA [Васильев, 2001] и др. с привлечением всей доступной дополнительной информации (результатов съемок, данных по промысловым усилиям и уловам на усилие и т.д.). Для идентификации этого класса моделей используются различные названия: биостатистический анализ, анализ виртуальной популяции (VPA), когортный анализ, анализ возрастного состава уловов, последовательный популяционный анализ и др. Однако в научной литературе чаще других в качестве обобщающего термина встречается название «когортные модели». Принципиальной особенностью когортных моделей является отслеживание абсолютных изменений численности и биомассы каждого поколения (когорты), начиная с возраста его вступления в промысловую стадию жизни. При этом закономерности изменения численности с учетом влияния промысла выражаются с помощью соответствующих функциональных зависимостей, которые в совокупности и составляют когортную модель.

В случаях, если данные по возрастному составу уловов недоступны, могут применяться и другие методы количественного анализа, например динамические производственные модели, которые представляют запас в виде гомогенной совокупности особей, связывая его продуктивность с общей величиной биомассы промыслового запаса.

Проблема неопределенности и пути ее решения

С точки зрения исходных допущений относительно вероятностной природы уравнений популяционной динамики и используемых биопромысловых данных, когортные модели можно условно разделить на две группы: детерминистские модели и модели, учитывающие наличие ошибок в наблюдениях и (или) уравнениях, применяемых для математического описания системы запас-промысел. Модели первой группы, как это следует из их названия, основаны на детерминистских представлениях о характере важнейших закономерностей динамики промыслового запаса. Очевидным недостатком детерминистских когортных моделей является невозможность получения с их помощью единственного решения без привлечения допущений о величине естественной смертности и терминальных значений промысловой смертности. Кроме того, исходные биопромысловые данные трактуются этими моделями как абсолютно точные, в связи с чем неизбежно присутствующие в наблюдениях ошибки приводят к ошибкам как в оценках параметров самой модели, так и в конечных результатах анализа, в первую очередь, в оценках ОДУ.

В противоположность им когортные модели второй группы учитывают наличие ошибок наблюдения и процесса, хотя используемые в моделях статистические гипотезы не всегда сформулированы в явном виде. Для того чтобы придать единственность решению системы уравнений когортной модели, необходимо обеспечить, чтобы число уравнений системы превышало количество подлежащих оценке параметров (отнеся к перечню таких параметров и численность возрастных групп). Для решения этой задачи используются различные приемы. Во-

первых, применение так называемых методов настройки когортных моделей, представляющих собой процедуры согласования оценок промысловой смертности с соответствующими значениями величин улова на единицу усилия или индексов численности, или биомассы, полученных по результатам съемок всего запаса или отдельных возрастных групп. В этом случае система уравнений модели расширяется за счет так называемых уравнений наблюдения, связывающих какую-либо дополнительную информацию с параметрами модели или с характеристиками состояния запаса (численностью отдельных возрастных групп, биомассой промыслового или нерестового запаса и т.д.).

Второй подход основывается на «сепарабельном» (раздельном) представлении мгновенных коэффициентов промысловой смертности, т.е. в виде произведения двух факторов (коэффициентов), один из которых зависит от года промысла (от приложенного в данном году усилия), а другой — от возраста. Данный подход получил широкую известность после создания так называемого сепарабельного ВРА [Pore and Shepherd, 1982]. В этом случае количество уравнений в модели увеличивается без привлечения дополнительной информации и система уравнений когортной модели будет иметь единственное решение. Третий способ заключается в использовании в модели дополнительных соотношений, описывающих продукционные свойства запаса и заимствованных из теории продукционных моделей или зависимостей запас-пополнение.

Создание избыточного числа уравнений модели относительно числа подлежащих оценке параметров дает возможность не только оценить все параметры модели без использования дополнительных гипотез, но и учесть наличие ошибок как в наблюдениях, так и в допущениях модели. Отметим, что если для моделей первой группы (детерминистских моделей) вопрос о надежности получаемых оценок с математической точки зрения не вполне корректен (такие методы по существу представляют собой методы пересчета одних величин в другие), то для моделей второй группы решение имеет вероятностный (статистический) смысл, что вызывает к жизни весь комплекс вопросов о степени влияния ошибок в исходных данных и последствиях неадекватности модельных соотношений на конечный результат, т.е. проблему устойчивости моделей к ошибкам в исходных данных и принятым допущениям. Анализ этой проблемы исключительно важен для сырьевых исследований Дальневосточного бассейна, поскольку целый ряд объективных факторов (большое число изучаемых запасов при ограниченных объемах финансирования исследований, значительная доля неучтенного вылова и др.) далеко не всегда позволяет получить надежную информацию о фактическом состоянии запаса и промысла.

Для учета неопределенности в моделях второй группы, как правило, применяются следующие подходы. В первом из них оценки численности рассматриваются в качестве неизвестных параметров и оцениваются наряду с другими параметрами модели. Данный подход иногда называется «методом оценки ошибок в переменных». Во втором подходе рассчитанные значения численности считаются неизвестными случайными величинами, характеристики распределения которых зависят от других параметров модели. Для нахождения искомого решения в этом случае могут использоваться рекуррентные оценки, полученные с применением фильтра Калмана.

В настоящее время при выборе типа когортной модели в большинстве практических ситуаций предпочтение отдается сепарабельным когортным моделям, принципиальным достоинством которых является то, что уже в силу теории этих моделей они позволяют частично снизить зашумленность данных по возрастному составу уловов. Включение в сепарабельную модель дополнительной информации еще больше повышает ее устойчивость к ошибкам. Известными попытками реализации такого подхода на практике явились модели CAGEAN [Derizo et al., 1985] и ADAPT [Gavaris, 1988]. Дальнейшее развитие сепарабельных когортных моделей привело к созданию целой группы моделей, широко используемых в сырьевых исследованиях. Отличительными чертами моделей этой группы является возможность органичного привлечения к расчетам результатов любых учетных

съемок как дифференцированных по возрастам, так и в виде индекса биомассы промыслового или нерестового запаса; использования различных допущений об относительной величине ошибок в возрастном составе уловов и в гипотезе об устойчивости селективных свойств промысла; использования устойчивых к ошибкам в данных процедур оценки параметров модели.

При значительной зашумленности исходных данных, что характерно для многих дальневосточных объектов промысла, применение устойчивых к ошибкам (робастных) моделей и методов оценки их параметров является принципиально важным условием обоснования общего допустимого улова. Под устойчивостью модели принято понимать степень независимости полученных с ее помощью результатов от неточностей во входных данных и от возможных отклонений модельной динамики рассматриваемого процесса от его реального развития. Важной составляющей общей устойчивости модели является ее устойчивость по распределению, т.е. устойчивость к ситуациям, когда истинная функция распределения оценки того или иного параметра несколько отличается от предполагаемой в модели. С этим понятием тесно связано другое свойство моделей – степень защищенности искомых решений от присутствия в общем массиве входных данных резко выделяющихся значений. Так, например, наличие всего лишь 5% таких значений приводит к настолько существенному снижению эффективности метода наименьших квадратов при оценке параметров модели, что заставляет обращаться к нетрадиционным методам, построенным на более устойчивых к ошибкам в исходных данных статистиках.

Напомним, что процедура оценивания параметров модели, основанная на минимизации суммы квадратов остатков (ошибок) между фактическими значениями наблюдаемых величин и их модельными аналогами, соответствует гипотезе о нормальном распределении ошибок в наблюдениях. Соответственно гипотеза о логарифмически нормальном (логнормальном) распределении ошибок приводит к минимизации суммы квадратов остатков между логарифмами наблюдений и их модельных аналогов. Логнормальная модель распределения может рассматриваться также как более обоснованная (по сравнению с нормальным распределением) аппроксимация распределений с удлиненными «хвостами», т.е. распределений, в которых доля больших ошибок выше, чем в нормальном распределении. Хотя в рыбохозяйственных исследованиях выбор чаще всего делается в пользу логнормального распределения ошибки, нельзя забывать, что это всего лишь приближение, тогда как в реальности доля больших отклонений часто оказывается весьма значительной, а объем выборки, как правило, недостаточным для того, чтобы можно было с уверенностью остановить выбор на каком-либо конкретном распределении.

Одним из визуальных признаков ошибок в исходных данных иногда может служить наличие отдельных значений, заметно выпадающих из общего облака точек. Если такие отклонения вызваны ошибками в данных, то они способны существенно исказить полученные с их участием оценки искомых величин. Существует несколько подходов к снижению влияния больших ошибок в данных на оценки. Наиболее традиционным из них является цензурирование данных, т.е. выбраковка явно «плохих» наблюдений, после чего параметры модели оцениваются без их использования или с приданием этим данным меньшего относительного веса. Следует отметить, что не всегда есть возможность заранее, до применения модели к данным и получения остатков, определить, какие из наблюдений являются «плохими». Однако и в этом случае суждение о качестве тех или иных наблюдений может оказаться субъективным, поскольку зависит от результатов применения модели ко всем исходным данным. Более того, после применения модели к скорректированному набору данных может оказаться, что в категорию больших ошибок попали некоторые данные, уже прошедшие цензурирование. Этот недостаток присущ, например, известной процедуре – винзоризации [Хьюбер, 1984]. Таким образом, использование цензурирования и других приемов уточнения оценок в общем случае не снимает необходимости обеспечения робастности как самой модели, так и процедуры оценивания ее параметров.

Другим подходом является оценивание параметров модели путем минимизации более робастных статистик ошибки. Оказывается, что совсем не обязательно оценивание параметров осуществлять путем минимизации суммы квадратов остатков (или логарифмических остатков). Такой прием оптимален лишь в идеализированном случае, когда качество всех данных считается одинаковым, т.е. если ошибка в них распределена по одному и тому же закону. Только при этом условии есть основание доверять результату, полученному с использованием классических статистических методов. Если же имеется некоторое количество «плохих» данных (содержащих очень большую ошибку), то минимизация суммы квадратов остатков приводит к тому, что относительный вклад данных с большими ошибками в оценку становится очень велик и оценки параметров получаются чрезмерно от них зависимыми в ущерб близости к остальным «хорошим» наблюдениям.

Для снижения влияния наблюдений, содержащих большие ошибки, можно минимизировать иные меры близости между фактическими наблюдениями и их модельными аналогами, менее зависящими от отдельных измерений с большими ошибками. Одним из самых простых способов следует считать переход от минимизации суммы квадратов остатков к минимизации суммы абсолютных остатков. Поскольку в этом случае ошибки входят в сумму с меньшими весами, то общий вклад в суммарную ошибку от больших ошибок становится меньше и, следовательно, оценки параметров модели в большей степени становятся основанными на подгонке к «хорошим» данным. Однако такой подход все же оставляет в оценках «плохим» данным вес, равный весу «хороших» данных. Чтобы еще больше ослабить влияние «плохих» данных, в качестве статистик, более устойчивых к таким данным (т.е. к неоправданному удлинению «хвостов» распределения), часто используют, например, α – урезанное среднее (среднее значение распределения квадратических ошибок, из которого устранены α наименьших и α наибольших членов) или же медиану распределения квадратических ошибок. Иногда применяются и другие устойчивые статистики, например, абсолютное медианное отклонение (медиана распределения абсолютных отклонений остатков от медианы распределения остатков); оценка Ходжеса–Лемана (медиана распределения всех попарных средних, взятых из распределения остатков модели) и др. [Хьюбер, 1984].

Ниже приводится пример использования комплексной процедуры количественного обоснования ОДУ восточноохотоморского минтая, в которой требование робастности расчетных методов реализовано как на этапе ретроспективного анализа динамики запаса (модель ISVPA [Vasilyev, 2003]), так и в процессе анализа перспектив промысла (предосторожный подход к управлению рыболовством [Бабаян, 2000, 2003]). В предосторожном подходе робастность процедуры оценки ОДУ обеспечивается благодаря тому, что ошибки в исходных данных и самой модели в явном виде учитываются при выборе рекомендуемого уровня интенсивности промысла (правила регулирования промысла) и при управлении рисками неблагоприятных для системы запас–промысел последствий управления. Это позволяет осуществлять рациональное промысловое использование запаса даже в условиях значительной неопределенности.

Материалы и методы

Процедура обоснования ОДУ в условиях неопределенности (ошибок в исходной информации и неполной адекватности расчетных методов) реализована на примере восточноохотоморского минтая. В примере использованы четыре варианта биопромысловых данных за период с 1974 по 2003 г. включительно. Различия между вариантами обуславливалось способами оценки возрастного состава уловов (по чешуе или по отолитам), а также учетом или игнорированием выбросов молоди. Варианты исходных данных рассматривались в следующем порядке.

I. Определение возраста по чешуе:

1. Возрастной состав уловов *без учета выбросов* по годам промысла, средние навески (массы) особей по возрастным группам и годам промысла, темп по-

лового созревания особей (доли половозрелых рыб по возрастам) по годам промысла;

2. Возрастной состав уловов *с учетом выбросов* по годам промысла, средние навески (массы) особей по возрастным группам и годам промысла, темп полового созревания особей (доли половозрелых рыб по возрастам) по годам промысла.

II. Определение возраста по отолитам:

3. Возрастной состав уловов *без учета выбросов* по годам промысла, средние навески (массы) особей по возрастным группам и годам промысла, темп полового созревания особей (доли половозрелых рыб по возрастам) по годам промысла;

4. Возрастной состав уловов *с учетом выбросов* по годам промысла, средние навески (массы) особей по возрастным группам и годам промысла, темп полового созревания особей (доли половозрелых рыб по возрастам) по годам промысла.

Общий годовой вылов — C и уловы на усилие — $CPUE$ для среднетоннажного флота в вариантах 2 и 4 корректировались с учетом выбросов.

Для каждого года (y) значения $CPUE$ пересчитывались на величину усилия $f(y)$ путем деления общего вылова $C(y)$ (в весовых единицах) на $CPUE(y)$, после чего путем деления значений матрицы уловов $c(a,y)$ на значения усилия $f(y)$ формировался массив данных по уловам (в штуках) на единицу усилия $CPUE(a,y)$ по возрастным группам (a) и годам промысла (y). Эти величины использовались в качестве индексов численности (y).

Кроме того, в каждом случае к расчетам привлекались присланные нам ранее оценки биомассы нерестового запаса (SSB) по икорным съемкам (до 2002 г. включительно). Ретроспективные расчеты проводились для интервала лет с 1974 по 2003 г. включительно.

Для всех наборов данных в расчетах использовались независимые от возраста значения мгновенного коэффициента естественной смертности M , равные 0,2. Кроме того, была предпринята попытка уточнения M для данных по возрастному составу уловов, оцененному по отолитам.

Процедура оценки ОДУ на основе когортных моделей

При наличии необходимых биопромысловых данных предпочтение при выборе базовой модели всегда отдается моделям, учитывающим размерно-возрастную структуру запаса как наиболее обоснованным с биологической точки зрения. Когортные модели дают возможность детального анализа динамики запаса на уровне отдельных поколений, что делает процедуру прогнозирования предельно наглядной и убедительной. Кроме того, эти модели позволяют восстановить значения нерестового запаса и пополнения за весь период наблюдений, благодаря чему можно подробно изучить особенности механизма воспроизводства рассматриваемого запаса и использовать их при обосновании стратегии регулирования промысла.

Не останавливаясь на описании когортных моделей, перейдем к более детальному рассмотрению методических особенностей реализации предосторожного подхода к оценке ОДУ на основе этого класса моделей.

Ретроспективный анализ запаса

Общую постановку задачи ретроспективного анализа запаса, решаемую с помощью когортных моделей, в общем виде можно сформулировать следующим образом.

Известно:

- численность общего улова по годам промысла;
- возрастной состав уловов (в долях от численности годового вылова) по годам промысла;
- мгновенный коэффициент естественной смертности (постоянный для всех возрастов и всего периода наблюдений либо в виде функции возраста, постоянной для рассматриваемого периода).

Определяются или дополнительно задаются:

- мгновенные коэффициенты промысловой смертности для всех возрастных групп в последний (терминальный) год наблюдений;
- мгновенные коэффициенты промысловой смертности самой старшей в годовых уловах возрастной группы за весь период наблюдений.

Требуется найти:

- мгновенные коэффициенты промысловой смертности для всех возрастных групп за весь период наблюдений;
- численность всех возрастных групп за весь период наблюдений.

При наличии данных о средних темпах весового роста особей, темпах полового созревания и селективности промысла по годам постановка задачи может быть расширена за счет оценки биомассы общего запаса, а также численности и биомассы его нерестовой и промысловой части.

В числовом примере ретроспективный анализ выполнен с помощью когортной сепарабельной модели ISVPA [Васильев, 2001; Vasilyev, 2003] в версии «с управляющими уловами», относящей ошибку аппроксимации моделью данных по возрастному составу уловов к отклонениям в возрастной зависимости селективных свойств промысла от их «теоретических» (оцененных по модели) значений. В качестве соответствующих компонентов целевой функции при оценке параметров модели:

- использовалась сумма квадратов разностей между логарифмами полученных по модели оценок численности по годам и возрастным группам и логарифмами индексов численности $CPUE(a)$;

- использовалась сумма квадратов разностей между логарифмами полученных по модели оценок SSB и логарифмами биомассы нерестового запаса по икорным съемкам;

- выбирались сумма или медиана распределения квадратов остатков в логарифмах данных по возрастному составу уловов (в зависимости от выраженности минимума целевой функции).

Общая целевая функция формировалась в виде взвешенной суммы перечисленных выше компонент. Весовые множители подбирались таким образом, чтобы обеспечить равный вес используемым видам информации после приведения значений всех трех компонент целевой функции к одному масштабу величин.

В связи с усилением пресса промысла на младшие возрастные группы в последние годы в процедуре оценки параметров сепарабельной модели рассматривались два возрастных распределения относительной селективности промысла (факторов селективности): до 1989 г. включительно и начиная с 1990 г.

Для данных, полученных при оценке возраста по чешуе, расчеты проводились для возрастных групп, начиная с 2 лет и до группы 11+. Для данных, полученных при оценке возраста по отолитам, в расчетах использовался возрастной диапазон от 2 лет до 20+.

Как сказано выше, основными источниками информации о состоянии запаса в наших расчетах являются три вида данных: данные по возрастному составу уловов, оценки SSB по результатам съемок, а также данные по уловам на усилие. В условиях, когда ни один из видов информации не может рассматриваться как абсолютно точный, результаты часто оказываются противоречивыми. О степени противоречивости имеющихся данных можно судить по профилям компонент общей целевой функции модели, а именно, по различию в положении минимумов и по степени их выраженности.

На рис. 1–4 представлены графики трех компонент целевой функции модели ISVPA, отражающие зависимость ошибки аппроксимации моделью каждого из использованных вариантов исходной информации от величины фактора усилия f в терминальный год (2003). В модели ISVPA параметр, названный фактором усилия f , не равен общему мгновенному коэффициенту промысловой смертности, а является относительной величиной. Как можно видеть, для данных, в которых возраст определялся по чешуе и оценки выбросов не учитывались (см. рис. 1), минимумы компонент целевой функции от разных источников информации до-

статочны близки друг к другу. Учет экспертных оценок выбросов в уловах (см. рис. 2) приводит к тому, что минимумы компонент целевых функций, относящихся к оценкам *SSB* по икорным съемкам и к *CPUE* значительно смещаются в сторону более низкой величины запаса в терминальный год.

Переход к использованию данных, полученных при оценке возраста по отолитам и без учета выбросов (см. рис. 3), приводит к вырождению минимума *SSE* и необходимости использования медианы распределения квадратических остатков в качестве меры ошибки вместо их суммы. Однако минимумы компонент целевой функции, относящихся к оценкам *SSB* по съемкам и *CPUE*, наоборот, становятся более четко выраженными. Сохраняется близость минимумов для компонент, соответствующих возрастному составу уловов и съемкам *SSB*, однако данные по уловам на усилии свидетельствуют о более благополучном состоянии запаса.

Учет в уловах экспертных оценок выбросов (см. рис. 4) вызывает значительное рассогласование сигналов от различных источников информации, а также резкое ухудшение сигнала от данных по возрастному составу уловов, возможно, за счет значительной неопределенности в оценках выбросов.

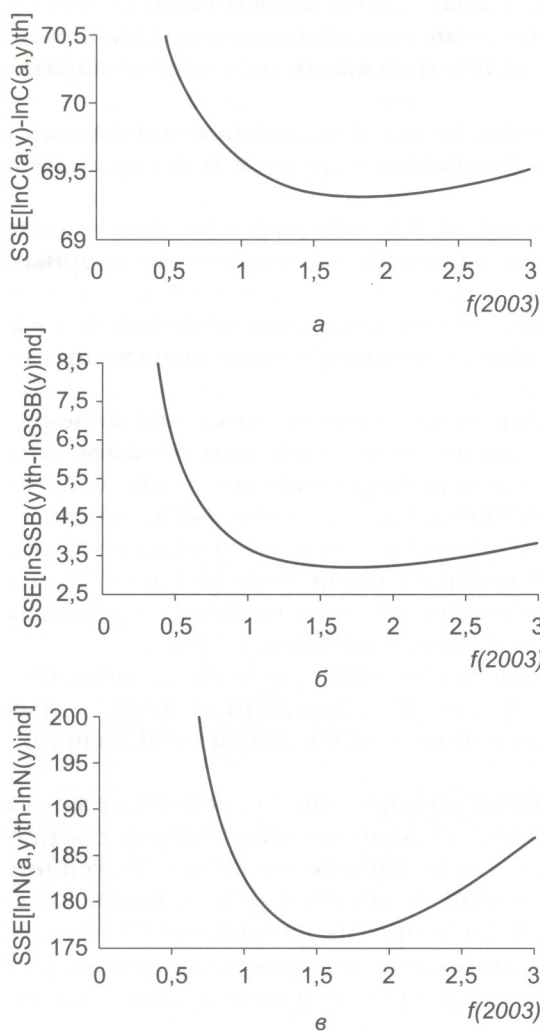


Рис. 1. Восточноохотоморский минтай. Профили компонент целевой функции модели ISVPA (возраст – по чешуе, в уловах выбросы не учитываются): *a* – ошибка модельного описания данных по возрастному составу уловов; *б* – ошибка модельного описания оценок *SSB* по икорным съемкам; *в* – ошибка модельного описания *CPUE*

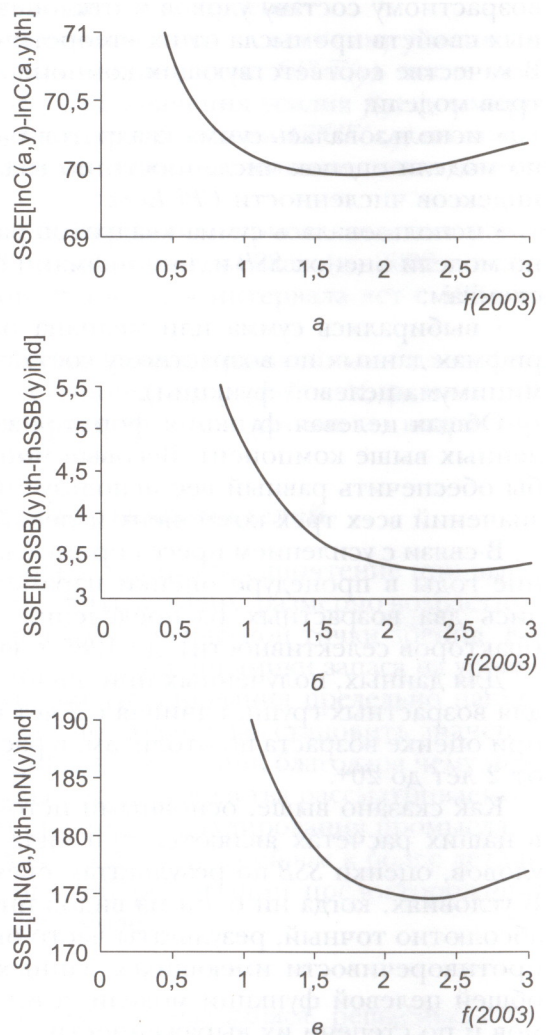


Рис. 2. Восточноохотоморский минтай. Профили компонент целевой функции модели ISVPA (возраст – по чешуе, в уловах выбросы учтены): *a* – ошибка модельного описания данных по возрастному составу уловов; *б* – ошибка модельного описания оценок *SSB* по икорным съемкам; *в* – ошибка модельного описания *CPUE*

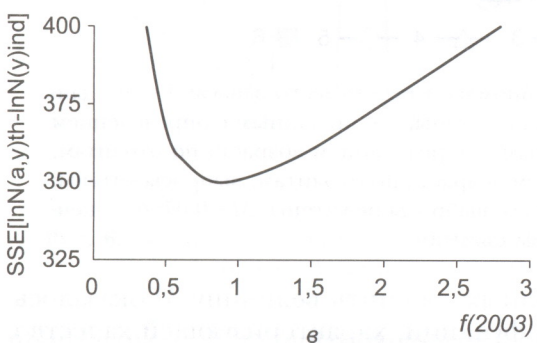
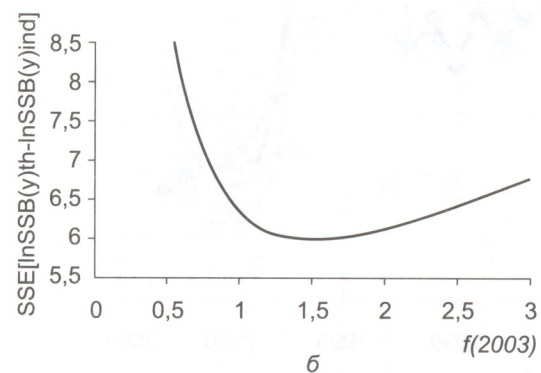
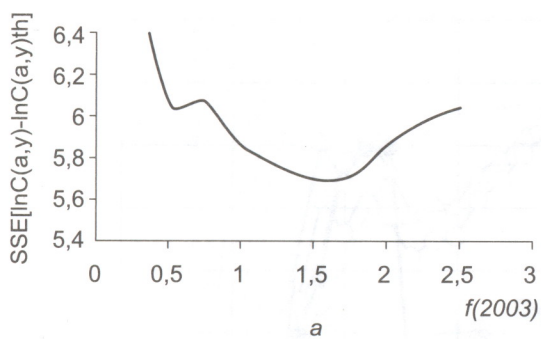


Рис. 3. Восточноохотоморский минтай. Профили компонентов целевой функции модели ISVPA (возраст – по отолитам, в уловах выбросы не учитываются): *a* – ошибка модельного описания данных по возрастному составу уловов; *b* – ошибка модельного описания оценок *SSB* по икорным съемкам; *v* – ошибка модельного описания *CPUE*

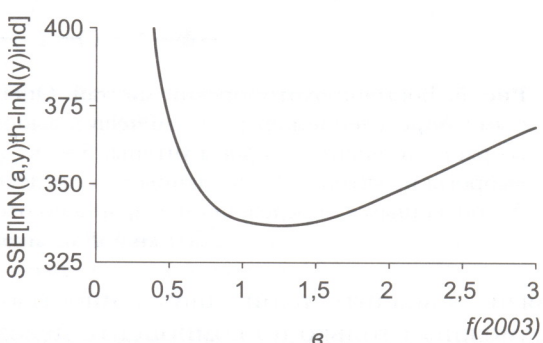
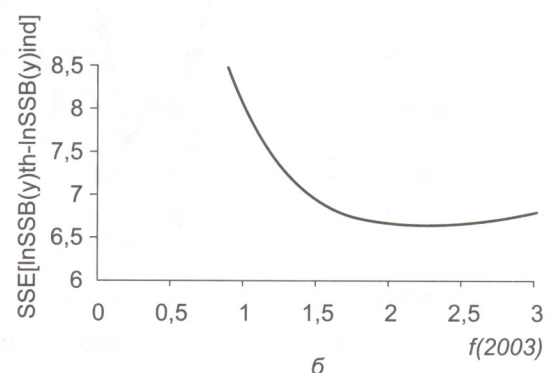
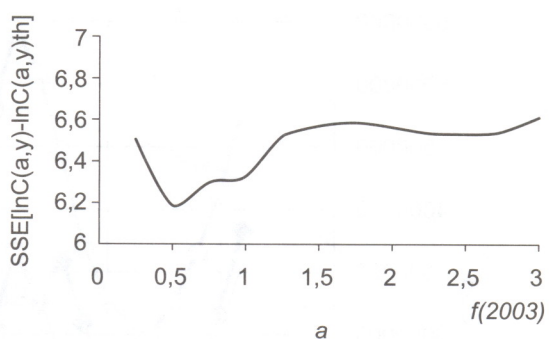


Рис. 4. Восточноохотоморский минтай. Профили компонентов целевой функции модели ISVPA (возраст – по отолитам, в уловах выбросы учтены): *a* – ошибка модельного описания данных по возрастному составу уловов; *b* – ошибка модельного описания оценок *SSB* по икорным съемкам; *v* – ошибка модельного описания *CPUE*

На рис. 5 дано сравнение оценок биомассы нерестового запаса, полученных для каждого из четырех наборов данных. Как можно видеть, учет выбросов приводит к незначительному изменению результатов, тогда как переход к оценке возраста по отолитам существенно изменяет оценки ретроспективной динамики запаса. При этом разительно отличается динамика запаса в последние годы: если варианты с использованием данных с определением возраста по чешуе показывают дальнейшее снижение запаса (кривые 1 и 2), то данные с определением возраста по отолитам говорят о наличии выраженной тенденции к восстановлению запаса, начиная с 2000 г. (кривые 3 и 4). Отличаются результаты и по общему уровню биомассы в ретроспективные годы. Однако принимая во внимание, что при определении возрастного состава по отолитам диапазон возрастов существенно расширяется, приближая минтай к длинноцикловым видам, коэффициент $M = 0,2$ можно считать несколько завышенным. В этой связи была предпринята попытка получить в рамках модели более адекватную оценку M . К сожалению, в

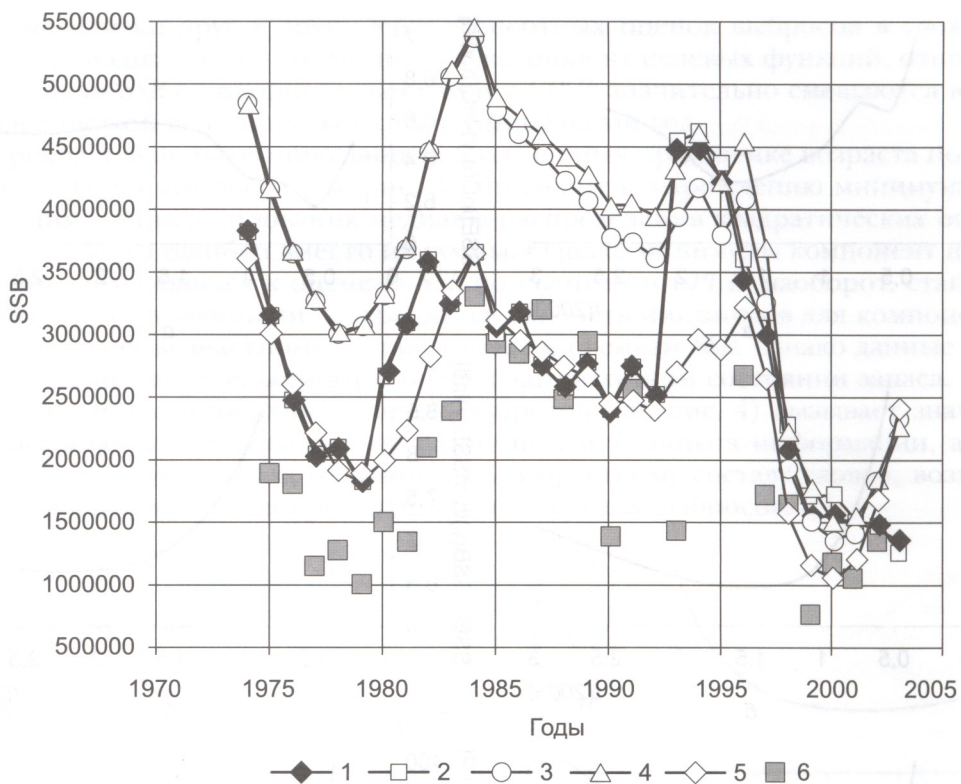


Рис. 5. Восточноохотоморский минтай. Оценки биомассы нерестового запаса: 1 – по данным с определением возраста по чешуе, выбросы не учтены; 2 – по данным с определением возраста по чешуе, выбросы учтены; 3 – по данным с определением возраста по отолитам, выбросы не учтены; 4 – по данным с определением возраста по отолитам, выбросы учтены; 5 – по данным с определением возраста по отолитам, выбросы не учтены, $M = 0,07$; 6 – оценки SSB по икорным съемкам

связи со значительной зашумленностью данных, оценить величину M оказалось возможным только по компоненте целевой функции, характеризующей качество модельных оценок SSB по отношению к результатам икорных съемок (рис. 6). Полученная оценка оказалась близка к 0,07. Результаты ретроспективной оценки биомассы нерестового запаса, проведенной с использованием $M = 0,07$ по данным с определением возраста по отолитам, приведены на кривой 5 рис. 5.

На рис. 6 представлены изолинии компоненты целевой функции модели, характеризующей остаточную ошибку аппроксимации моделью оценок SSB , найденных по икорным съемкам, как функции двух параметров: мгновенных коэффициентов естественной смертности и фактора усилия в терминальный год.

Очевидно, что попытки уточнения величины M , соответствующей новым представлениям о возрастном составе уловов (и запаса), должны быть продолжены, однако полученная нами оценка $M = 0,07$ лучше согласуется с результатами оценок SSB по икорным съемкам и, возможно, ближе к реальности. Учитывая это, а также принимая во внимание то, что, несмотря на некоторое повышение уровня шума в данных и ухудшение локализации минимумов компонент целевой функции, привлечение оценок выбросов к расчетам является практически важным, в дальнейшем анализе мы будем использовать данные, полученные с определением возраста по отолитам и с учетом оценок выбросов, а также значение $M = 0,07$ для всех возрастных групп.

В табл. 1 приведены оценки численности запаса по годам и возрастным группам (таблица оценок общего, нерестового и промыслового запасов приведена ниже).

Точность результатов модельного анализа оценивалась методом Монте-Карло. Генерирование данных для реализации метода осуществлялось с помощью условного параметрического бутстрепа (для данных по возрастному составу уловов) и

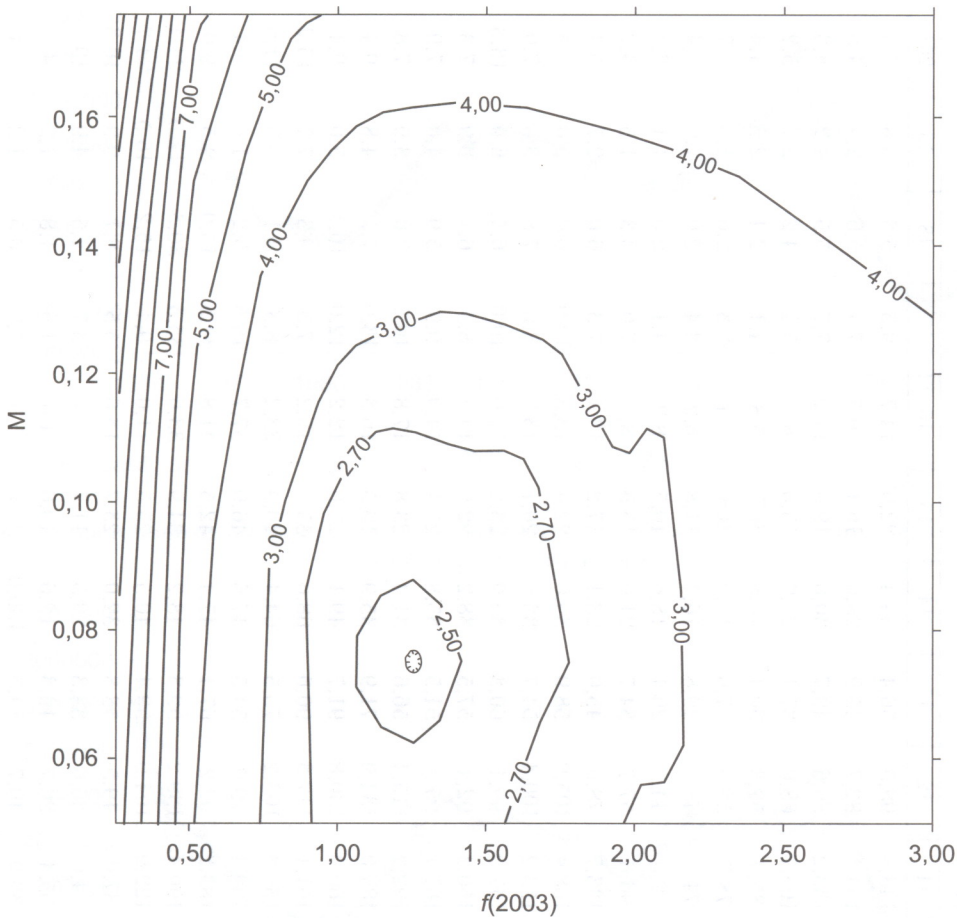


Рис. 6. Восточнооходоморский минтай. Изолинии компоненты целевой функции модели, описывающей качество аппроксимации моделью оценок *SSB*

процедуры безусловного параметрического бутстрепа (для данных по съемкам и *CPUE*). Оценка точности оценок запаса выполнена на основе результатов 1000 стохастических реализаций модели *MSVPA*.

На рис. 7 и 8 представлены проценти́ли бутстреп-распределения оценок биомассы нерестового и общего запасов минтая.

Нетрудно заметить, что результаты детерминистских расчетов (на графике — *basic run*) достаточно хорошо совпадает с медианой их бутстреп-распределения (помечена как 50%).

На рис. 9 представлены оценки фактора усилия и проценти́ли их бутстреп-распределения. Напомним, что оценки фактора усилия отражают тенденцию изменений промысловой смертности, однако численно не равны мгновенному коэффициенту промысловой смертности *F*.

Оценки численности запаса в 2003 г. и проценти́ли их бутстреп-распределения представлены на рис. 10. На рис. 11 и 12 приведены оценки относительной селективности промысла для двух последовательных периодов (1974–1989 гг. и 1990–2003 гг.). Результаты подтверждают увеличение пресса промысла на младшие возрастные группы во второй период (для возраста 2 лет относительная селективность повысилась с 0,0015 до 0,0031, а для возраста 3 лет — с 0,0041 до 0,0074). Для первого периода в возрастной селективности промысла обращает на себя внимание падение селективности, начиная с возраста 9 лет, и всплеск ее в возрасте 12 лет. Для второго интервала лет данная тенденция выражена значительно слабее. В качестве вероятной причины этого можно предположить более высокие систематические ошибки в определении возраста по отолитам для младших возрастов.

Оценки численности восточноохотоморского минтая, тыс. экз.

Год	Возраст, лет																			
	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20+	
1974	1912,0	2272,8	2387,7	2431,2	2337,4	1687,3	807,3	406,3	239,2	148,5	98,5	56,4	34,4	22,9	14,7	9,5	5,3	3,8	7,6	
1975	1825,8	1760,0	1835,6	1821,7	1871,6	1496,4	727,5	358,0	210,5	134,1	82,7	45,9	28,0	16,1	10,5	7,4	5,6	2,4	4,8	
1976	2061,9	1698,4	1606,5	1617,2	1453,6	1085,4	630,4	335,1	198,9	133,2	89,6	49,7	30,6	19,5	11,2	7,7	5,5	4,2	8,3	
1977	2506,0	1918,2	1543,1	1403,2	1337,3	1023,7	535,0	272,4	161,9	100,7	68,0	37,1	21,9	13,6	8,8	5,1	4,2	2,7	5,2	
1978	3426,5	2296,6	1654,0	1334,2	1184,1	886,8	452,5	225,8	131,9	85,0	52,3	30,1	16,8	9,7	5,8	4,1	2,4	2,2	4,4	
1979	4099,6	3178,4	2124,7	1504,5	1154,1	839,1	436,0	215,3	124,0	78,7	52,5	27,6	18,0	9,8	5,4	3,3	2,6	1,3	2,7	
1980	3543,6	3661,8	2755,5	1841,8	1255,5	814,4	436,1	215,7	120,2	74,5	48,3	29,8	16,4	11,8	6,2	3,4	2,0	1,6	3,4	
1981	2551,1	3176,1	3395,8	2519,9	1559,5	830,8	406,5	217,0	121,3	72,0	44,9	26,1	18,6	10,5	8,2	4,1	2,0	1,1	2,4	
1982	2126,9	2358,3	2896,9	3031,9	2102,2	1089,4	521,3	280,4	165,4	96,6	57,7	34,7	21,0	15,5	8,7	7,0	3,3	1,5	3,2	
1983	2075,7	1974,0	2149,3	2560,2	2519,5	1480,6	684,6	361,8	216,0	133,7	78,5	45,0	28,1	17,2	13,1	7,3	6,0	2,7	5,4	
1984	1987,0	1933,8	1831,2	1947,9	2181,3	1831,3	925,3	455,0	266,5	168,4	105,9	58,9	35,0	22,4	13,8	10,9	6,0	5,0	9,3	
1985	1684,6	1847,9	1796,9	1687,3	1706,4	1490,6	814,6	409,9	236,9	153,2	100,4	54,7	33,6	20,1	13,3	8,6	7,8	3,6	7,0	
1986	1855,3	1568,7	1709,2	1644,5	1490,8	1277,7	793,7	418,3	239,2	147,9	99,4	60,3	35,9	23,2	14,0	10,0	6,5	6,0	13,3	
1987	1897,1	1711,6	1443,4	1568,6	1487,3	1222,3	755,6	431,8	254,4	150,3	92,4	57,5	38,2	22,6	14,5	8,3	6,1	3,9	7,3	
1988	1805,0	1758,9	1561,6	1289,5	1381,5	1176,1	715,3	419,4	274,4	167,1	95,3	51,5	35,8	25,4	14,9	9,9	5,9	4,0	7,9	
1989	1907,7	1649,9	1591,9	1402,7	1135,4	1095,5	700,1	403,5	273,2	192,2	115,4	56,6	31,4	23,8	17,8	10,2	7,0	3,9	7,8	
1990	3165,3	1728,1	1465,0	1422,9	1241,0	843,0	559,8	351,4	243,0	184,0	134,9	71,9	35,9	19,5	16,3	13,0	7,1	4,8	9,4	
1991	4708,4	2926,6	1585,3	1322,0	1241,0	998,2	557,7	331,1	224,6	166,9	130,8	91,7	49,1	23,6	12,2	12,0	10,1	5,0	9,4	
1992	3133,4	4358,8	2684,9	1407,5	1104,0	871,3	546,0	296,3	204,7	151,1	117,3	90,6	68,6	35,3	15,2	7,5	9,3	7,7	15,2	
1993	1533,0	2861,3	3973,4	2437,2	1259,0	920,4	608,1	366,6	196,7	139,3	103,2	75,5	64,4	49,9	23,2	8,3	4,1	6,3	11,6	
1994	1084,8	1431,8	2617,1	3657,5	2200,4	982,6	500,8	315,3	215,0	109,4	79,9	54,5	47,6	46,0	37,7	16,5	5,2	1,6	3,4	
1995	2088,6	993,2	1184,8	1930,2	2786,4	1651,2	681,0	370,9	257,2	183,2	92,2	67,1	47,4	42,5	41,8	34,5	15,0	4,5	9,0	
1996	2237,7	1900,8	897,1	966,3	1436,0	1826,3	956,0	402,1	247,4	190,4	139,2	59,3	48,2	34,9	33,6	35,5	30,3	12,5	24,4	
1997	5008,6	2069,9	1707,7	742,9	751,2	947,0	1185,9	362,3	167,2	122,9	104,6	50,4	40,5	25,5	11,0	9,4	15,2	16,5	24,7	
1998	3180,0	4120,1	1766,9	1265,3	539,2	336,8	395,1	520,0	228,0	87,0	49,5	58,8	32,0	23,7	13,6	5,5	8,1	9,9	16,3	
1999	3556,5	2753,5	2491,7	1497,7	629,2	217,9	99,9	99,1	130,7	54,6	36,6	33,3	20,5	11,7	4,3	3,7	2,6	4,9	10,5	
2000	2453,9	3258,6	2371,0	1866,2	1090,8	300,2	89,8	50,6	46,6	65,4	26,7	19,3	12,6	10,6	4,6	1,5	1,8	1,2	4,1	
2001	2033,5	2247,0	2929,2	2061,1	1330,6	562,3	137,8	50,6	30,1	33,0	40,7	14,3	139,0	6,6	5,3	1,9	0,5	1,2	2,1	
2002	4581,1	1891,6	2072,8	2564,6	1733,8	822,0	262,1	87,1	33,9	19,7	22,9	25,7	8,3	11,0	5,1	3,7	0,8	0,3	1,3	
2003	6301,7	4251,6	1753,3	1920,5	2273,7	1457,3	512,6	183,3	62,3	23,1	12,6	13,7	19,4	4,4	8,4	3,7	3,0	0,1	0,4	

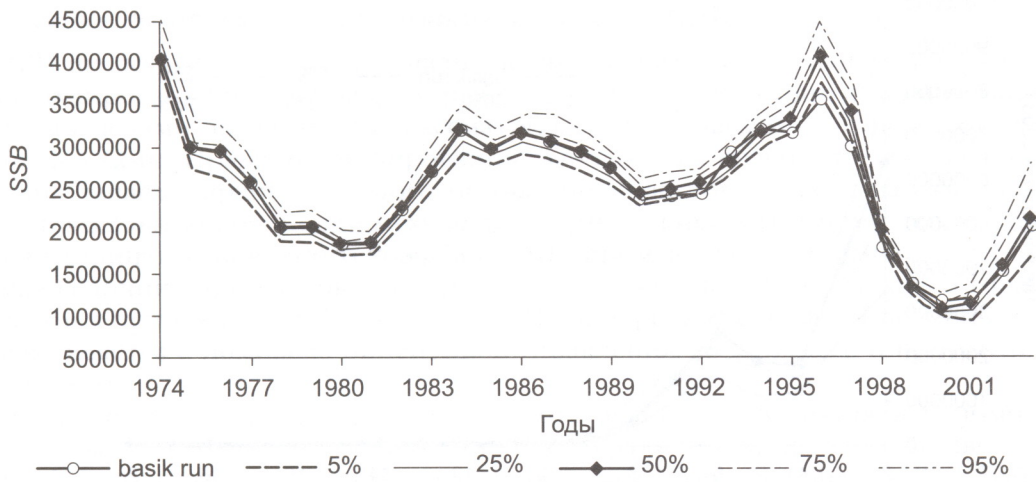


Рис. 7. Восточнооходоморский минтай. Перцентили бутстреп-распределения оценок биомассы нерестового запаса

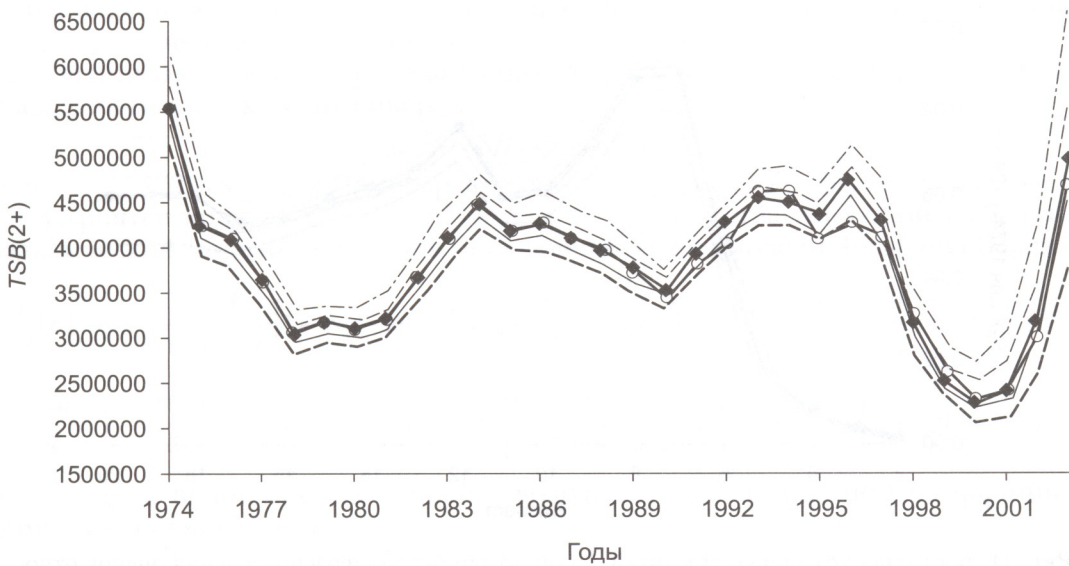


Рис. 8. Восточнооходоморский минтай. Перцентили бутстреп-распределения оценок биомассы общего запаса (2 года и старше). Условные обозначения, как на рис. 7

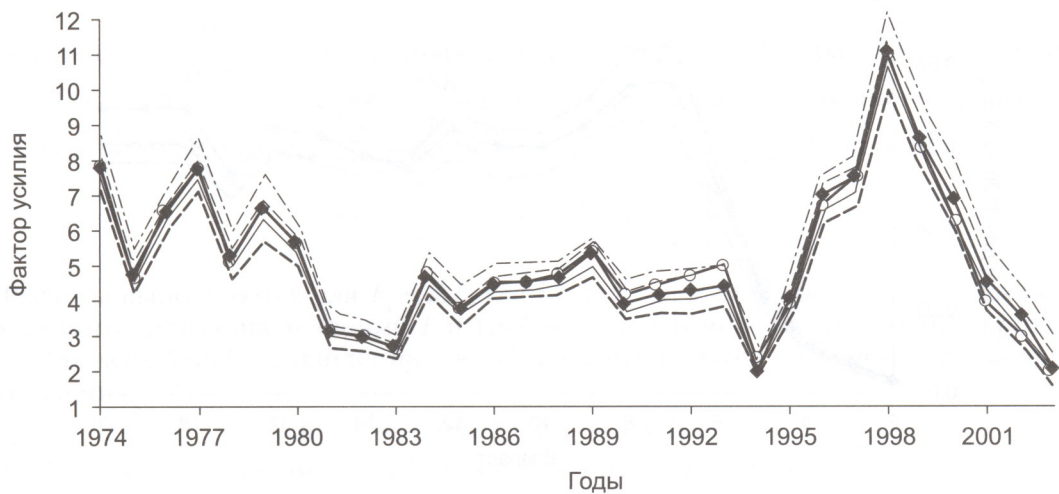


Рис. 9. Восточнооходоморский минтай. Перцентили бутстреп-распределения оценок фактора усилия. Условные обозначения, как на рис. 7

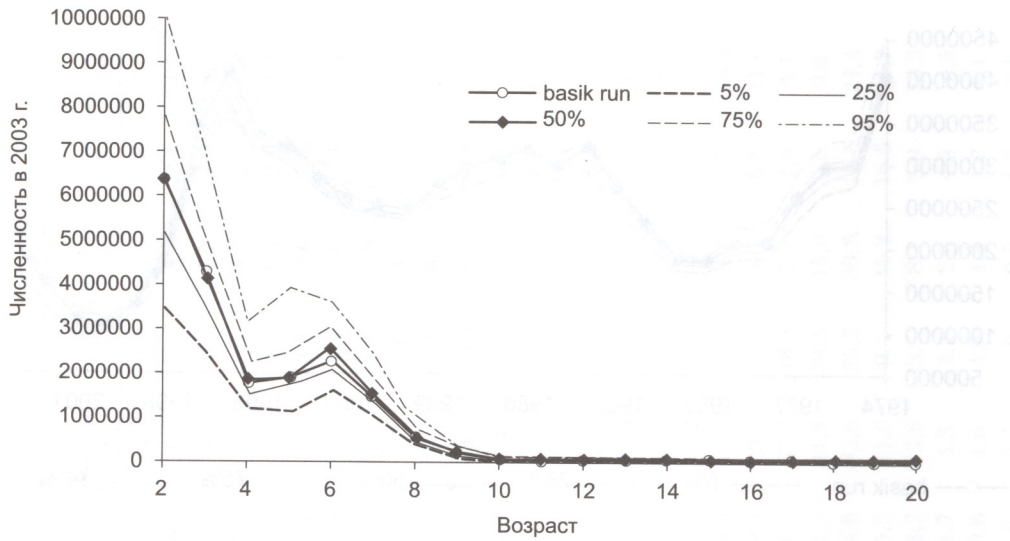


Рис. 10. Восточноохотоморский минтай. Проценти́лы бутстреп-распределения оценок численности по возрастным группам в терминальный год

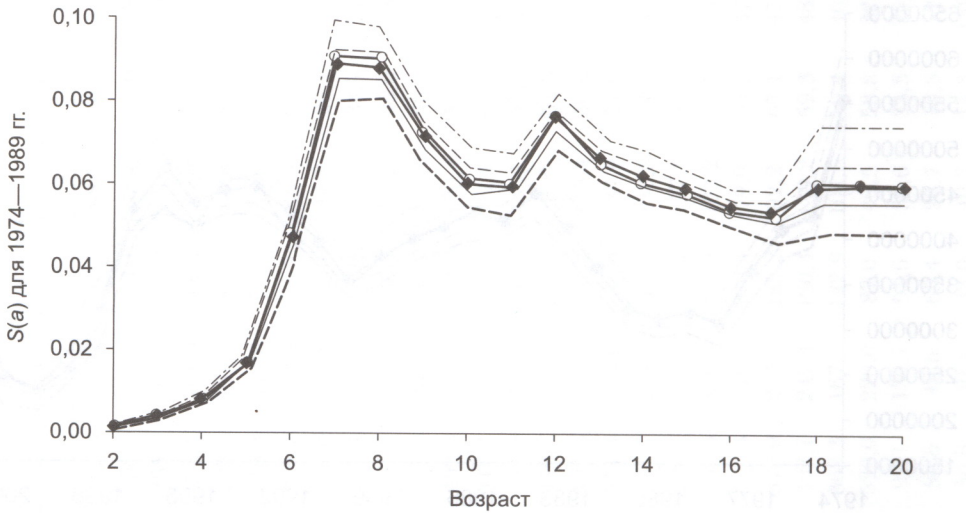


Рис. 11. Восточноохотоморский минтай. Проценти́лы бутстреп-распределения оценок относительной селективности промысла (1974–1989 гг.). Условные обозначения, как на рис. 10

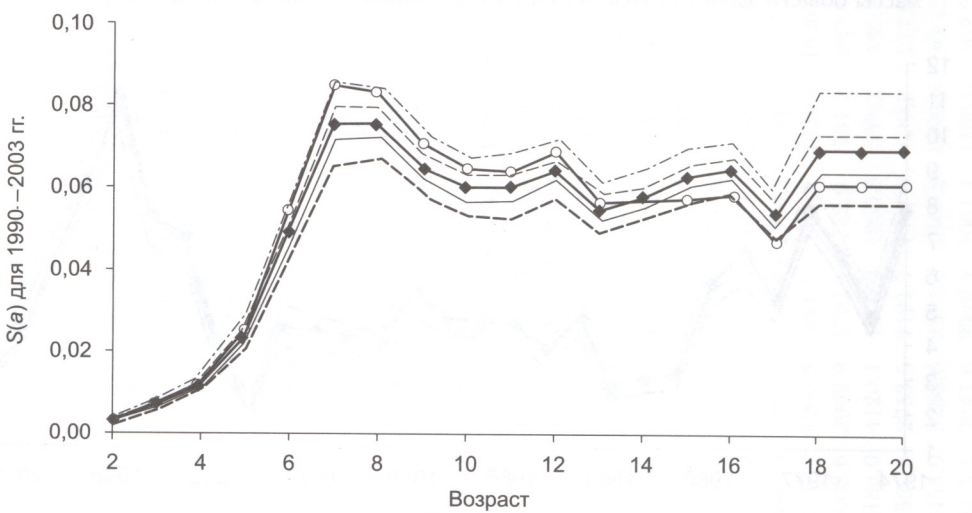


Рис. 12. Восточноохотоморский минтай. Проценти́лы бутстреп-распределения оценок относительной селективности промысла (1990–2003 гг.). Условные обозначения, как на рис. 10

Построение правила регулирования промысла (ПРП)

ПРП представляет собой формализованную стратегию управления запасом путем регулирования интенсивности рыболовства в соответствии с заранее определенными целями эксплуатации рассматриваемого запаса и его биологическими особенностями. Правило регулирования рыболовства позволяет для каждого состояния запаса, характеризуемого биомассой нерестовой части запаса, рассчитать оптимальную рекомендуемую величину интенсивности промысла, выраженную в единицах мгновенного коэффициента промысловой смертности. Рекомендуемая величина промысловой смертности, найденная для прогнозного года, используется при оценке ОДУ на этот год. Идентификация правила регулирования осуществляется с помощью ориентиров управления по биомассе и промысловой смертности.

Оценивание ориентиров управления рекомендуется выполнять с помощью процедуры, в основе которой лежит метод построения кривой устойчивого улова $Y = Y(F)$ с учетом возрастной структуры запаса [Pope, Shepherd, 1982; Бабаян, 2000]. При построении кривой устойчивого улова $Y = Y(F)_e$ вычисления выполняются в следующей последовательности.

1. С помощью ВРА или любого другого метода когортного анализа рассчитываются значения численности пополнения $\{R_i\}$ и биомассы нерестового запаса $\{SSB_i\}$, где i – индекс года промысла.

2. Оцениваются параметры выбранной модели запас–пополнение (здесь, для определенности, – модели Рикера):

$$R = a SSB \exp(-b SSB),$$

где $R = N_{j^*,i}$; $SSB = SSB_{i,j^*+1}$; j^* – возраст пополнения; a, b – коэффициенты модели.

3. Строятся кривые $Y/R = f_{(1)}(F)$ и $SSB/R = f_{(2)}(F)$ согласно любой выбранной аналитической модели (здесь, для определенности, – модели Томпсона-Белла):

$$\frac{Y}{R}(F)_e = w_{j^*} \frac{s_{j^*} F}{M + s_{j^*} F} \left[1 - \exp(-M - s_{j^*} F) \right] + \sum_{j=j^*}^T w_j \exp(-M - s_j F) \cdot \frac{s_j F}{M + s_j F} \left[1 - \exp(-s_j F) \right],$$

$$\frac{SSB}{R}(F)_e = \frac{m_{j^*} w_{j^*} s_{j^*}}{M + s_{j^*} F} \left[1 - \exp(-M - s_{j^*} F) \right] + \sum_{j=j^*}^T \frac{m_j w_j s_j}{M + s_j F} \cdot \exp(-M - s_j F) \left[1 - \exp(-s_j F) \right],$$

где m_j – доля половозрелых особей в возрасте j ; s_j – возрастной коэффициент промысловой смертности

$$s_j = \frac{F_i}{F_j};$$

w_j – средняя навеска в возрасте j , T – максимальный возраст особей в улове.

4. Для всех $\frac{SSB}{R}(F_i)_e$, найденных в п.3, рассчитываются равновесные значения $SSB(F_i)_e$ путем подстановки $\frac{SSB}{R}(F_i)_e$ в выражение для уравновешенной нерестовой биомассы (здесь – зависимость запас–пополнение Рикера):

$$SSB(F_i)_e = \frac{1}{b} \ln \left[a \frac{SSB}{R}(F_i)_e \right].$$

Расчеты выполняются для $F_i = i\Delta F$, где $i = 1, 2, \dots$, а ΔF задается исходя из рекомендуемого диапазона значений F и требований к точности построения кривых.

5. Для всех $SSB(F_i)_e$, найденных в п.4, рассчитываются равновесные значения пополнения:

$$R(F_i)_e = a SSB(F_i)_e \exp[-b SSB(F_i)_e].$$

6. Для всех F_i с учетом результатов п.3 и 5 рассчитывается:

$$Y(F_i)_e = R(F_i)_e \frac{Y}{R}(F_i)_e.$$

7. По точкам, найденным в п.6, строится искомая кривая $Y = Y(F)_e$.

Результаты расчетов, связанных с построением кривой устойчивого улова для восточноохотоморского минтая, приведены ниже. На рис. 13 представлена зависимость между биомассой нерестового запаса и пополнением, построенная с помощью модели Рикера. Поскольку наиболее высокие оценки пополнения получены для 2002 и 2003 г., в которых соответствующие поколения еще недостаточно полно представлены в уловах (в связи с чем оценки могут быть не очень надежными), эти две точки при построении зависимости не учитывались. Коэффициенты зависимости оценивались в предположении о нормальном законе распределения остатков между «наблюденными» (оцененными по когортной модели) значениями пополнения и их аппроксимацией кривой Рикера.

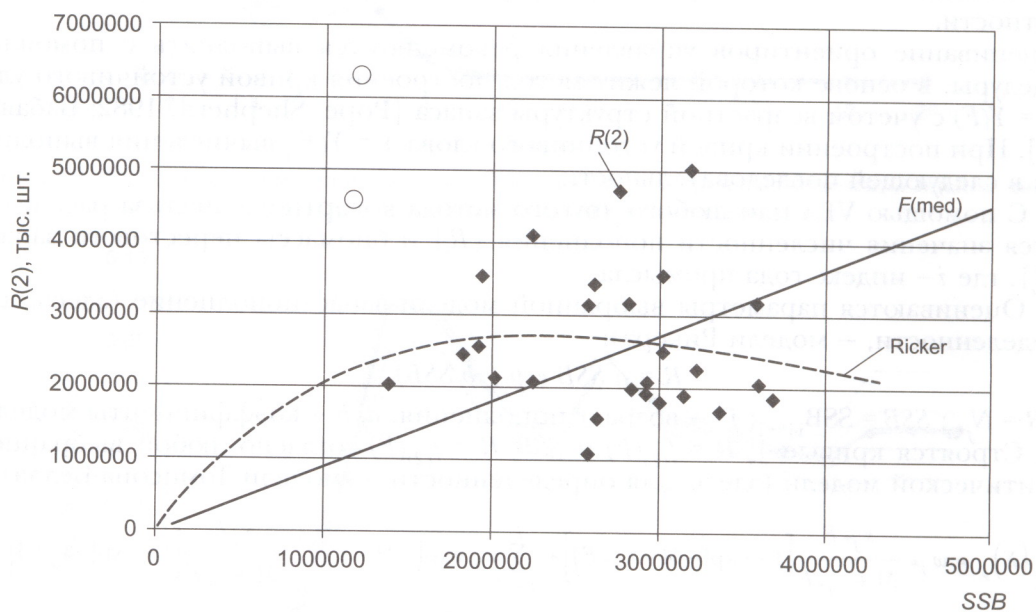


Рис. 13. Восточноохотоморский минтай. Зависимость запас–пополнение (оценки пополнения 2002 и 2003 гг. исключены)

На рис. 14 и 15 изображены относительные и абсолютные кривые относительных и абсолютных устойчивых уловов, построенные с учетом зависимости запас–пополнение и с использованием среднесовременных данных по навескам и темпам полового созревания, а также показателей селективности промысла, оцененных для последних пяти лет. В качестве реперных значений коэффициента промысловой смертности выбраны значения F , усредненные по возрастным группам 6–20.

Исходя из результатов ретроспективного анализа и результатов применения продукционной модели с возрастной структурой (ASPM), в качестве целевых ориентиров управления выбраны следующие величины: $SSB_{ig} = SSB_{MSY} + \sigma_{norm,SSB} = 3,1 \text{ млн т} + 200 \text{ тыс. т} = 3,3 \text{ млн т}$; $F_{ig} = F_{MSY} \exp(-\sigma_{norm,F}) = 0,32 \times \exp(-0,31) = 0,23$. В качестве граничного ориентира по биомассе выбрано значение: $SSB_{lim} = 3\sigma_{norm,SSB} = 600 \text{ тыс. т}$.

Правило регулирования промысла, предназначенное для обеспечения устойчивого рыболовства в долгосрочной перспективе, представлено на рис. 16. На рисунке также изображены ретроспективные (2000–2003 гг.) и прогнозные состояния запаса в координатах биомассы нерестового запаса и промысловой смертности.

Универсального правила регулирования промысла не существует. В каждом конкретном случае его структура, определяемая набором и значениями ориентиров управления, зависит от особенностей данного запаса и промысла. В рассматриваемом числовом примере была выбрана упрощенная схема регулирования (см. рис. 16), ориентиры управления которой задавались следующим образом.

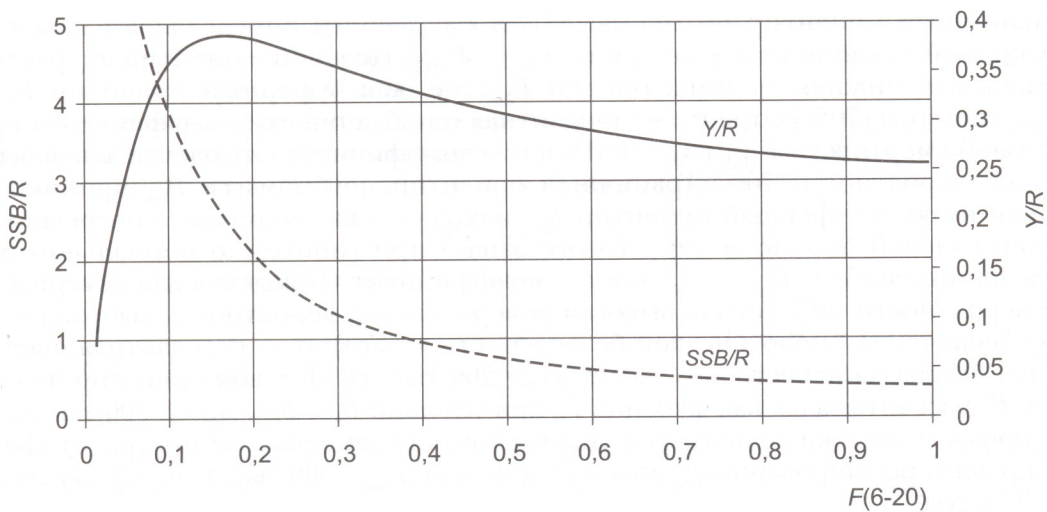


Рис. 14. Восточноохотоморский минтай. Анализ Томпсона – Белла

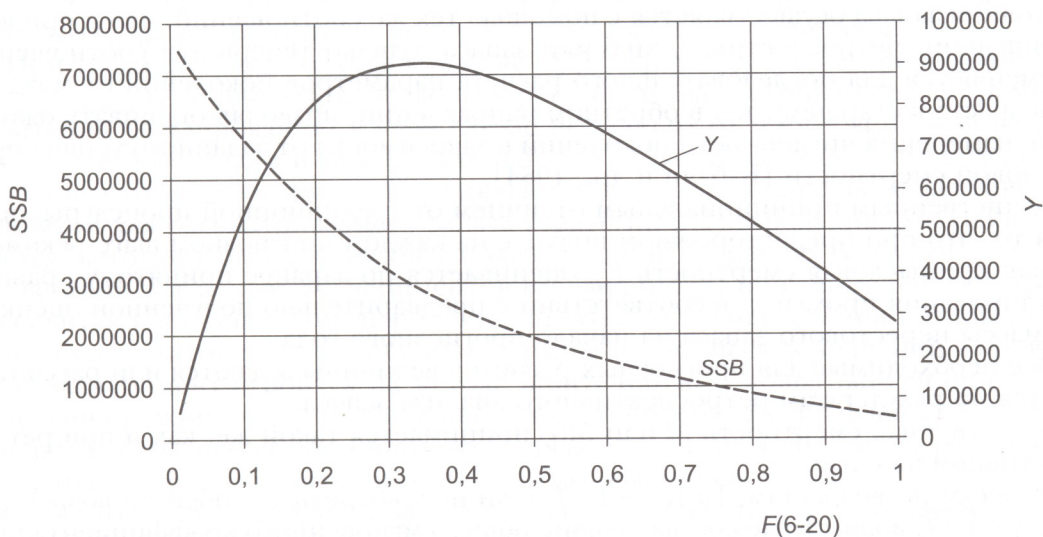


Рис. 15. Восточноохотоморский минтай. ASPM. $SSB_{MSY} = 3,1$ млн т; $F_{MSY} = 0,32$

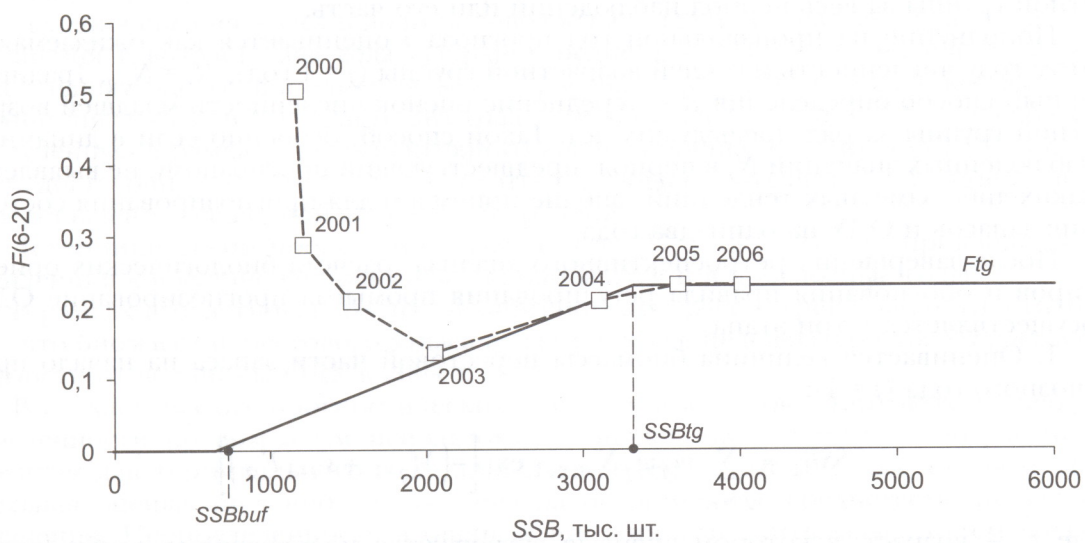


Рис. 16. Восточноохотоморский минтай. Правило регулирования промысла

Граничный ориентир по промысловой смертности определялся как максимум кривой устойчивого улова, или $F_{lim} = F_{MSY}$. Целевой ориентир F_{tr} рассчитывался как нижняя граница оценки F_{lim} , т.е. как буферный ориентир $F_{buf} = F_{MSY} \exp(-\sigma_F t_s(70\%))$, где σ_F — стандартная ошибка оценки коэффициента промысловой смертности F_{MSY} ($\sigma_F = 0,31$), а t_s — коэффициент Стьюдента для доверительной вероятности 70%. Граничный ориентир по биомассе B_{lim} принимался равным нулю, а буферный ориентир B_{buf} находился как возможная погрешность оценки нулевой биомассы нерестового запаса при гипотезе о нормальном распределении ошибки, $B_{buf} = t_s \sigma_B$, где t_s — коэффициент Стьюдента для доверительной вероятности 99% (столь высокая доверительная вероятность выбрана с целью обеспечения биологической безопасности запаса); σ_B — стандартная ошибка оценки биомассы нерестового запаса ($\sigma_B = 200$ тыс. т). Целевой ориентир по биомассе B_{tr} рассчитывался как функция F_{tr} при условии: $B_{tr} > B_{buf}$, $B_{tr} = 3\,300$ тыс. т. Таким образом, оценки ориентиров управления, использованные при идентификации правила регулирования промысла, составили: $B_{lim} = 600$ тыс. т; $B_{tr} = 3\,300$ тыс. т; $F_{tr} = 0,32$ год⁻¹.

Прогнозирование состояния запаса и ОДУ

При использовании когортных моделей в качестве базовых прогнозирование состояния запаса осуществляется с помощью тех же соотношений, что и при восстановлении ретроспективы динамики запаса, однако теперь эти соотношения применяются для последовательного расчета параметров поколений от младшего возраста к старшему, т.е. в обратном направлении, позволяя оценивать ожидаемые изменения численности поколений в зависимости от заданного уровня промысловой смертности [Бабаян и др., 1984].

Единственным принципиальным отличием от традиционной процедуры является то, что при предосторожном подходе на каждом прогнозном шаге рекомендуемая промысловая смертность F_{rec} оценивается по заранее принятому правилу регулирования промысла в соответствии с предварительно полученной оценкой биомассы нерестового запаса на начало прогнозного года.

Все необходимые для прогнозных расчетов величины задаются или рассчитываются по результатам ретроспективного анализа запаса.

Естественная смертность M или $M(t)$ принимается такой же, как и при ретроспективном анализе.

Навески по возрастам, $\{w_j\}$, $j = \overline{1 \div T}$ доли половозрелых особей по возрастам, $\{m_j\}$, $j = \overline{1 \div T}$, возрастные составляющие общего мгновенного коэффициента промысловой смертности, $\{s_j\}$, $j = \overline{1 \div T}$, где T — возраст самого старшего годового класса, оцениваются путем усреднения значений этих величин для каждой возрастной группы за весь период наблюдений или его часть.

Пополнение на произвольной год прогноза i оценивается как ожидаемая в этом году численность младшей возрастной группы ($j = 1$ год), $R_i = N_{i-1}$. Традиционный способ определения R_i — усреднение оценок численности младшей возрастной группы за ряд предыдущих лет. Такой способ, особенно если в динамике наблюдаемых значений N_j в период, предшествующий прогнозному, не выявлено каких-либо заметных тенденций, вполне приемлем для прогнозирования состояния запасов и ОДУ на один-два года.

После завершения ретроспективного анализа, расчета биологических ориентиров и обоснования правила регулирования промысла прогнозирование ОДУ осуществляется в три этапа:

1. Оценивается величина биомассы нерестовой части запаса на начало прогнозного года ($i = 1$):

$$SSB_1 = \sum_{j=t_m}^T m_j w_j N_{st,j-1} \exp\left[-\left(M_{j-1} + s_{j-1} F_{st}\right)\right],$$

где t_m — возраст, в котором впервые встречаются половозрелые особи (здесь предполагается, что $t_m > 1$); $i = st$ — индекс предпрогнозного, стартового года; F_{st} — общий мгновенный коэффициент промысловой смертности в стартовом году.

В качестве F в традиционных версиях сепарабельного когортного анализа используется средняя величина промысловой смертности по возрастным группам, наиболее полно представленным в уловах.

2. Имея оценку SSB_1 , с помощью принятого для данного запаса правила регулирования промысла, можно вычислить рекомендуемое значение общего коэффициента промысловой смертности в первый год прогноза:

$$F_{rec_1} = f(SSB_1, B_{lim}, B_{tr}, F_{tr}).$$

3. Рассчитывается прогноз ОДУ на год вперед:

$$ОДУ_1 = F_{rec_1} FSB(F_{rec_1}) = F_{rec_1} \sum_{j=t_c}^T w_j N_{1,j} \frac{1 - \exp\left[-(M_j + s_j F_{rec_1})\right]}{M_j + s_j F_{rec_1}}.$$

Аналогично выполняется прогноз ОДУ и на последующий год $i = 2$. В этом случае стартовым годом будет первый прогнозный год $i = 1$, а F_{rec_2} рассчитывается по тому же правилу регулирования промысла, но уже для нового значения нерестовой биомассы SSB_2 .

В приведенной выше формуле использованы соотношения VPA с сепарабельным представлением промысловой смертности, однако данная процедура применима и для других когортных моделей с поправкой на их специфику.

При традиционном подходе к оценке ОДУ первые два этапа приведенной выше процедуры отсутствуют, поскольку рекомендуемая интенсивность промысла (критерий регулирования) в этом случае не зависит от прогнозируемой величины нерестового запаса и может быть найдена за рамками данной процедуры.

Процедура обоснования ОДУ включает обязательный анализ эффективности принятой для рассматриваемого запаса стратегии регулирования. Анализ выполняется методами стохастического моделирования. В рамках этого анализа при проведении численных экспериментов все параметры прогностического уравнения считаются случайными переменными, законы распределения которых находят путем статистической обработки рядов исторических значений этих величин. Эксперимент строится на методе Монте-Карло и пошаговом принципе определения рекомендуемого значения целевого ориентира управления F_{rec} .

Прогноз состояния восточноохотоморского минтая и величины рекомендуемого промыслового изъятия на 2004–2005 гг. выполнен на основе версии предосторожного подхода, адаптированной к рассматриваемой системе запас–промысел [Бабаян, 2000, 2003; Бабаян и др., 2001].

В прогностических расчетах использовались средние за последние пять лет оценки возрастной селективности промысла, среднемноголетние значения распределения среднего веса и доли половозрелых рыб по возрастам; в качестве пополнения в возрасте два года выбрано среднегеометрическое значение ретроспективных оценок пополнения за весь рассматриваемый период. Такое же значение численности в возрасте два года использовалось и для 2003 г., поскольку полученную в рамках ретроспективного анализа оценку пополнения нельзя считать достаточно надежной, так как соответствующее поколение в матрице уловов представлено лишь одной возрастной группой.

Детерминистский прогноз показывает (рис. 17 и табл. 2), что проявившаяся тенденция к восстановлению запаса продолжится и в прогнозные годы.

В рамках стохастического прогнозного анализа рассмотрены вероятности того, что биомасса нерестового запаса окажется ниже целевого уровня SSB_{tg} в зависимости от величины ОДУ в 2004 г.

В стохастических прогностических расчетах в качестве стартовых значений численности по возрастам использованы оценки численности по возрастным группам для терминального года, за исключением возраста 2, для которого модельная оценка численности заменена на историческое среднегеометрическое значение. Неопределенность в оценках численности учитывалась путем внесения логнормально распределенной ошибки со стандартными отклонениями σ_a , оцененными на основании результатов ретроспективных расчетов отдельно для

каждой возрастной группы. Неопределенность в прогнозе пополнения учитывалась путем внесения логнормально распределенной ошибки со значением σ , оцененным для всего ретроспективного периода.

На рис. 18 приведена кривая вероятности снижения биомассы нерестового запаса в 2005 г. ниже SSB_{tg} в зависимости от величины ОДУ в 2004 г.

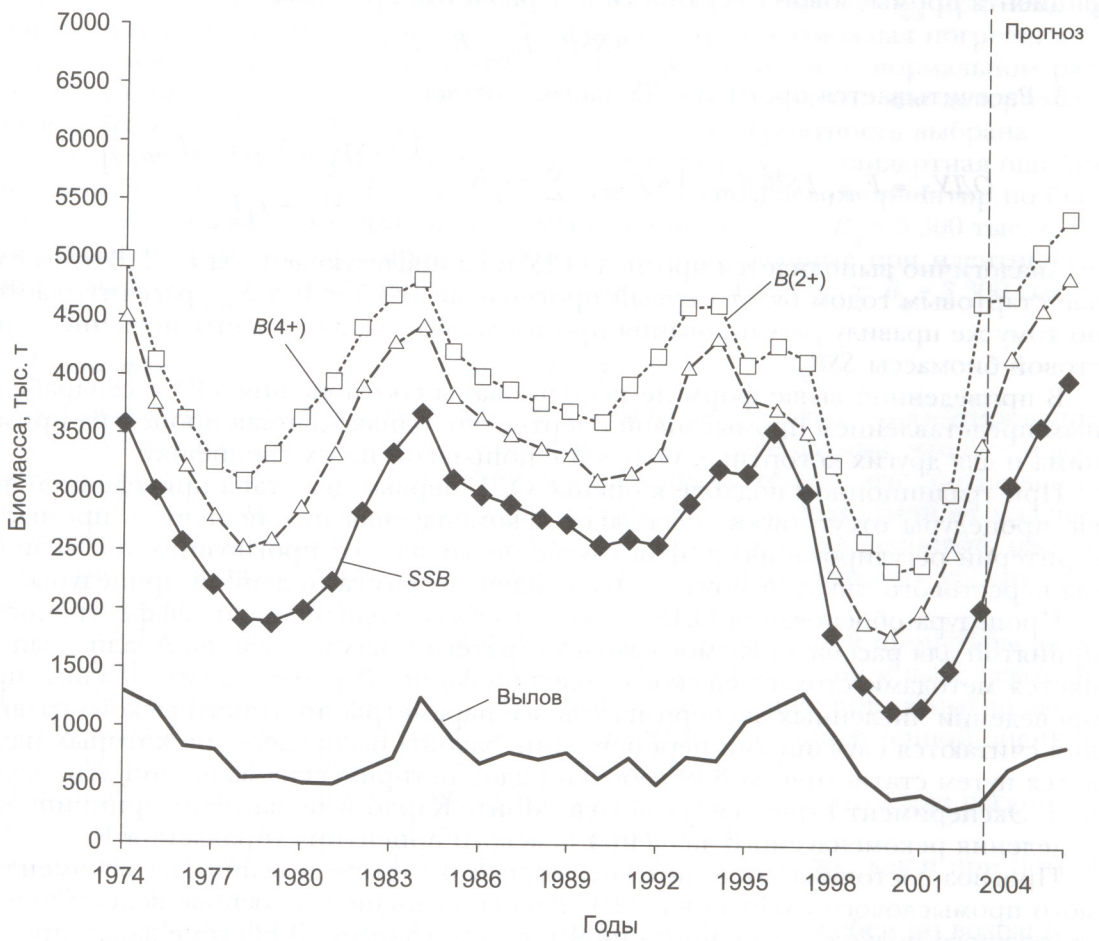


Рис. 17. Восточнооходоморский минтай. Динамика запаса и прогноз допустимого промыслового изъятия в режиме предосторожного подхода к управлению рыболовством

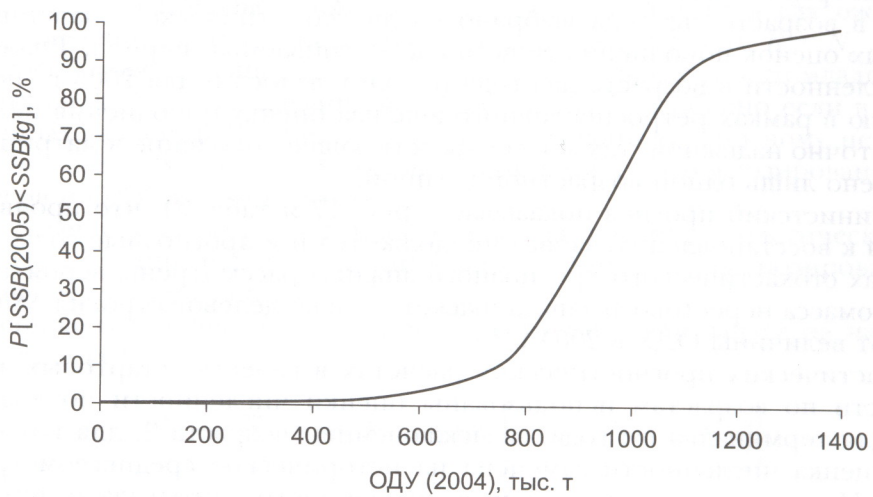


Рис. 18. Восточнооходоморский минтай. Вероятность снижения SSB в 2005 г. ниже SSB_{tg} в зависимости от величины ОДУ в 2004 г.

Восточноохотоморский минтай. Ретроспективные оценки и прогноз, тыс. т

Год	SSB	B(2+)	B(4+)	Вылов	F(6-20)
1974	3596,6	4994,5	4538,1	1320,0	0,83
1975	3023,9	4130,5	3750,4	1172,0	0,37
1976	2602,8	3617,7	3227,7	838,0	0,56
1977	2236,3	3266,6	2812,5	803,0	0,75
1978	1931,6	3085,2	2508,5	574,0	0,40
1979	1909,3	3344,7	2596,3	582,0	0,58
1980	2012,5	3641,0	2869,8	520,0	0,43
1981	2240,8	3955,0	3326,5	509,0	0,21
1982	2838,1	4414,4	3929,7	628,0	0,20
1983	3358,9	4703,9	4275,5	732,0	0,17
1984	3674,9	4858,0	4441,8	1256,0	0,33
1985	3143,0	4217,7	3836,6	942,0	0,26
1986	2991,2	4003,2	3646,8	689,0	0,34
1987	2911,0	3883,2	3504,1	790,0	0,35
1988	2812,9	3763,8	3385,5	729,0	0,37
1989	2747,7	3698,3	3326,8	791,0	0,41
1990	2563,2	3598,9	3119,5	596,0	0,26
1991	2623,4	3953,7	3192,4	764,0	0,29
1992	2567,2	4182,6	3348,6	517,0	0,28
1993	2919,0	4602,5	4094,0	766,0	0,30
1994	3214,6	4616,4	4338,2	719,0	0,13
1995	3176,6	4111,0	3814,7	1068,5	0,28
1996	3579,0	4278,5	3756,7	1205,4	0,56
1997	3019,1	4154,3	3538,8	1323,5	0,65
1998	1816,5	3266,6	2370,6	991,0	1,30
1999	1380,7	2616,6	1912,4	603,3	0,77
2000	1163,5	2343,7	1817,0	401,9	0,51
2001	1207,9	2421,0	2019,4	447,6	0,29
2002	1511,1	3016,7	2525,6	320,3	0,21
2003	2046,9	4666,8	3463,8	368,8	0,14
2004	3100,0	4710,0	4200,0	670,0	0,21
2005	3600,0	5100,0	4590,0	790,0	0,23
2006	4010,0	5380,0	4860,0	870,0	0,23

Оценка качества рекомендуемой величины ОДУ

Оценка качества ОДУ характеризует степень надежности прогноза с учетом реального уровня изученности объекта промысла и эффективности применяемых методов его количественного анализа [Бабаян, 2003]. В каждом конкретном случае качество прогнозной величины определяется одним или несколькими показателями: точностью, достоверностью, обоснованностью и оправдываемостью. Поэтому прежде чем приступать к оценке качества прогноза, следует выбрать показатели, которые в данном случае, во-первых, наиболее полно характеризуют его качество и, во-вторых, могут быть определены. Так, оценка точности предполагает проведение статистического анализа прогноза как величины случайной, результатом которого должны быть численные оценки заранее оговоренных показателей разброса его возможных значений (например, оценки дисперсии, коэффициента вариации и границ доверительных интервалов). Оценка достоверности рассчитывается как вероятность осуществления прогноза для заданного интервала его значений, поэтому правомерно считать ее оценкой условной оправдываемости прогноза. Оценка собственно оправдываемости прогноза осуществляется путем непосредственного сопоставления соответствующих прогнозных величин с их фактическими значениями. Очевидно, что такое сопоставление воз-

можно только на ретроспективных данных. Поэтому оценка оправдываемости прогнозов является скорее показателем качества метода прогнозирования, а не полученной с его помощью прогнозной величины. Оценка обоснованности прогноза является качественной оценкой, основанной на эмпирическом анализе полноты и точности информации, использованной при прогнозировании.

Кроме общепринятых показателей качества прогнозов, в промысловом прогнозировании крайне желательно использовать еще один показатель качества рекомендуемой величины ОДУ – оценку его биологической безопасности. Этот показатель характеризует уровень потенциальной опасности, которая может угрожать состоянию эксплуатируемого запаса при реализации расчетной величины ОДУ как меры регулирования промысла. Количественным выражением этой оценки является вероятность благополучных для запаса последствий применения данной величины ОДУ. Ориентиром для такой оценки служит пороговое значение одного из жизненно важных для запаса биологических параметров; чаще всего в качестве такого ориентира используется значение биомассы нерестового запаса, ниже которого заметно возрастает вероятность появления неурожайного поколения. Это значение применяется не только для оценки качества конкретного прогноза ОДУ, но и при выборе оптимального значения общего допустимого улова из нескольких альтернативных вариантов прогноза (риск-анализ).

Найдем оценки показателей качества прогноза ОДУ восточноохотоморского минтая на 2004–2005 гг.

В рыбохозяйственных исследованиях, связанных с промысловым прогнозированием, для получения количественной характеристики качества оценок случайных величин (к которым относится и величина ОДУ) чаще всего используются три статистических показателя точности: стандартная ошибка, коэффициент вариации и доверительный интервал.

Для получения необходимой статистики возможных значений оценки ОДУ на 2004 г. были проведены численные эксперименты с прогностической моделью (1), входные данные для которых генерировались методом условного непараметрического бутстрепа. В качестве случайных параметров модели рассматривались численность возрастных групп N_j , пополнение $R = N_2$ и средние навески w_j . На основе частотного анализа встречаемости значений перечисленных параметров на всей доступной исторической ретроспективе было получено, что вероятностные распределения N_j отвечают логнормальному, а R и w_j – нормальному закону.

Из полученной в результате численных экспериментов статистики возможных значений оценки ОДУ₂₀₀₄, находим:

стандартная ошибка $\sigma_{\text{ОДУ}_{2004}} = 45$ тыс. т,

коэффициент вариации $CV_{\text{ОДУ}_{2004}} = 0,056$.

Исходя из гипотезы о нормальном распределении оценки ОДУ₂₀₀₄ и зная ее среднее значение и стандартную ошибку, определим **границы доверительного интервала** прогноза общего допустимого улова (в тыс. т) для двух уровней доверительной вероятности:

Таблица 3

Год прогноза	ОДУ	Доверительная вероятность P = 70%		Доверительная вероятность P = 90%	
		Нижняя граница	Верхняя граница	Нижняя граница	Верхняя граница
2004	670	625	715	596	744

Полученные результаты свидетельствуют о достаточно высокой (статистической) точности прогноза ОДУ в рассматриваемом примере.

Согласно определению, **достоверность** ОДУ оценивается как вероятность попадания его расчетного значения в заранее заданный интервал, который отвечает приемлемому или требуемому в каждом конкретном случае уровню точности прогноза. Строго говоря, в общем виде оценку достоверности прогноза можно рассматривать как задачу, обратную задаче нахождения доверительного интервала

ла. Главное различие заключается в том, из каких соображений задаются границы этого интервала. В данном случае эти границы могут задаваться из чисто практических соображений. В качестве ориентиров для определения границ интервалов, частота попадания в которые характеризует достоверность прогнозов ОДУ, можно принять эмпирические оценки реально достижимой точности, связанные с уровнем изученности объектов промысла.

Для минтая, например, допустимая ошибка прогноза ОДУ находится в пределах $\pm 30\%$ от расчетной величины. Для нашего случая это составит 800 ± 240 тыс. т. Воспользовавшись результатами приведенных ранее расчетов, находим, что при 30%-ной допустимой ошибке статистическая достоверность прогноза ОДУ₂₀₀₄ практически составит 100%.

Биологическая безопасность ОДУ (b_s) может выражаться в долях или процентах как условная вероятность того, что некоторый априори установленный биологический ориентир (например, SSB_{lim}) не будет превышен в случае реализации на практике рассматриваемого значения ОДУ, т.е.:

$$b_s = P(SSB_{i+1} > SSB_{lim} | ОДУ_i).$$

Если обратиться к широко используемому в современной практике сырьевых исследований понятию риска (r), то b_s допустимо рассматривать как величину, обратную понятию риска, т.е. для каждого значения ОДУ будет справедливо равенство: $b_s = 1 - r$.

Для выполнения необходимых расчетов исходное прогностическое уравнение рассматривается в виде стохастической операционной модели, на основе которой с помощью метода Монте-Карло проводится серия численных экспериментов. Рандомизация исходных данных и параметров модели выполняется с использованием перевыборочных методов.

По результатам численного эксперимента находятся условные вероятности $b_s = P(SSB_{2005} > B_{lim} | ОДУ_{2004})$, где b_s — показатель биологической безопасности оценки ОДУ₂₀₀₄, SSB_{2005} — прогнозное значение биомассы нерестового запаса, рассчитанное с учетом рассматриваемой оценки ОДУ₂₀₀₄, B_{lim} — граничный ориентир по нерестовой биомассе. Для этого с помощью стандартной процедуры предосторожного подхода рассчитывается прогнозная величина SSB_{2005} для разных значений ОДУ₂₀₀₄ из диапазона 0–1000 тыс. т и вычисляются соответствующие условные вероятности b_s .

Результаты расчетов показаны на рис. 19, где отчетливо видно, что при рекомендуемой на 2004 г. величине ОДУ = 670 тыс. т показатель биологической безопасности b_s составляет 100%, что говорит о безопасности рекомендованного ОДУ.

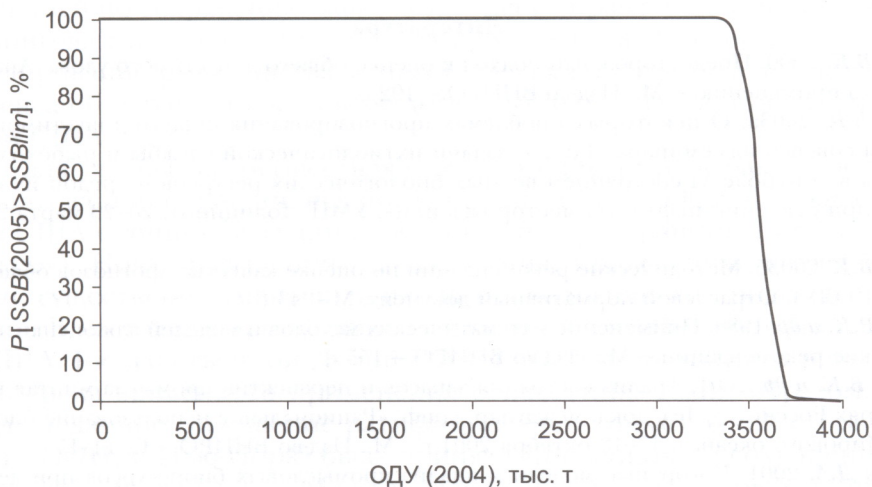


Рис. 19. Восточноохотоморский минтай. Вероятность сохранения SSB в 2005 г. выше уровня B_{lim} в зависимости от величины ОДУ в 2004 г.

Заключение

1. Корректное обоснование ОДУ является важнейшим условием рационального использования промысловых биоресурсов, обеспечивая оптимальное управление возобновляемыми ресурсами в соответствии с заранее определенными целями их эксплуатации.

2. Одной из главных особенностей процедуры оценки ОДУ как основного управляющего параметра системы запас-промысел является высокая степень неопределенности как исходных, так и расчетных материалов, используемых в процессе обоснования рекомендуемых объемов ОДУ. Традиционные детерминистские подходы к прогнозированию состояния запасов и ОДУ в этих условиях оказываются малоэффективными, что обуславливает практическую необходимость перехода на новые методологии сырьевого прогнозирования, включающие вероятностные методы анализа.

3. Рассмотренный в настоящей работе расчетный пример служит для иллюстрации применения одного из таких подходов, а именно предосторожного подхода к управлению рыболовством, адаптированного к запасам минтая в российской экономической зоне. Данный подход позволяет выполнить математически строгий статистический анализ доступных данных, сведя к минимуму вероятность ошибочных рекомендаций промыслу. По сравнению с традиционным подходом он обладает целым рядом преимуществ, позволяющих, в частности, успешно его использовать для восстановления и эксплуатации подорванных запасов.

4. В численном примере впервые использованы экспериментальные данные по возрастному составу уловов восточноохотоморского минтая, полученные с помощью чтения возраста по отолитам (традиционно в расчетах использовался возрастной состав, определенный по чешуе). Результаты показали зависимость конечных результатов анализа от выбора исходных данных по возрастному составу уловов: данные, основанные на оценке возраста по чешуе, как и прежде, говорят о сохранении подавленного состояния запаса и подтверждают сделанные ранее рекомендации о крайне щадящем режиме промысла [Золотов и др. 2000; Бабаян и др. 2001]. Переход к оценке возраста по отолитам приводит к принципиально новым представлениям об исторической динамике запаса, демонстрируя его интенсивное восстановление в последние годы. Результаты расчетов, приведшие к очевидной переоценке состояния восточноохотоморского минтая, обусловлены почти удвоением числа возрастных групп в уловах (согласно новым данным) и связанной с этим чрезвычайно низкой оценкой естественной смертности. Эти данные, однако, требуют тщательной проверки, а полученные на их основе выводы следует рассматривать исключительно в контексте иллюстративного примера.

Литература

Бабаян В.К. 2000. Предосторожный подход к оценке общего допустимого улова: Анализ и рекомендации по применению.— М.: Изд-во ВНИРО.— 192 с.

Бабаян В.К. 2003а. О некоторых проблемах прогнозирования общего допустимого улова // Материалы совещания-семинара «Роль и задачи ихтиологической службы и рыбохозяйственной экспертизы в контроле за состоянием водных биологических ресурсов и средой их обитания, в том числе при освоении нефтяных месторождений». УМЦ «Голицыно», 20–23 марта 2002 г.— М.— С. 23–29.

Бабаян В.К. 2003б. Методические рекомендации по оценке качества прогнозов общего допустимого улова (ОДУ): Отраслевой нормативный документ. М.— 43 с.

Бабаян В.К. и др. 1984. Применение математических методов и моделей для оценки запасов рыб: Методические рекомендации.— М.: Изд-во ВНИРО.— 155 с.

Бабаян В.К. и др. 2001. Анализ состояния запасов и перспектив промысла минтая в дальневосточных морях России // Тез. докл. междунар. конф. «Рациональное использование биологических ресурсов Мирового океана», 17–18 октября 2001 г.— М.: Изд-во ВНИРО.— С. 14–15.

Васильев Д.А. 2001. Когортные модели и анализ промысловых биоресурсов при дефиците информационного обеспечения.— М.: Изд-во ВНИРО.— 111 с.

Золотов О.Г. и др. 2000. Оценка запасов восточноохотоморского минтая традиционными и альтернативными методами // Проблемы рационального использования биоресурсов Камчатки. Тез. докл.— Петропавловск-Камчатский.— С. 128–130.

- Хьюбер П. 1984. Робастность в статистике.— М.: Мир.— 304 с.
- Darby C.D. and Flatman S. 1994. Virtual Population Analysis: User Guide // ICES. 82 p.
- Deriso R.B., Quinn II T.J. and Neal P.R. 1985. Catch-age analysis with auxiliary information // Can. J. Fish. Aquat. Sci. 1985. V. 42. № 4. P. 815–824.
- Gavaris S. 1988. An adaptive framework for the estimation of population size // Canadian Atl. Fish. Sci. Adv. Commn. (CAFSAC) Res. Doc. 88/29. 12 p.
- Patterson K.R. 1995. Technical reference for the Integrated Catch-at-Age Programmes, Version 1.2 // SOAFD Marine Laboratory. Aberdeen. 13 p.
- Pope J.G., Shepherd J.G. 1982. A simple method for consistent interpretation of catch-at-age data // Cons. Int. Explor. Mer. V. 40. P. 146–184.
- Shepherd J.G. 1991. Extended Survivors' Analysis: an improved method for analysis of catch-at-age data // ICES Working Group on Methods of Fish Stock Assessment W.P. 16 p.
- Vasilyev D.A. 2003. Description of the ISVPA // ICES Working Group on Methods of Fish Stock Assessment W.P. 15 p.

УДК 639.2053.8:639.223.5 (265.518)

Вопросы прогнозирования ОДУ и промысел минтая Берингова моря

О.А. Булатов (ВНИРО)

Юридические аспекты регулирования промысла в Беринговом море в настоящее время регламентируется в ИЭЗ РФ федеральными законами «Об исключительной экономической зоне Российской Федерации», «О континентальном шельфе», «О животном мире», а также «Правилами промысла водных биоресурсов для российских юридических лиц и граждан в исключительной экономической зоне, территориальных водах и на континентальном шельфе Российской Федерации в Тихом и Северном Ледовитом океанах», утвержденных приказом Минрыбхоза СССР № 458 от 17 ноября 1989 г. с изменениями и дополнениями к «Правилам...», предусмотренными приказом Госкомрыболовства № 467 от 11 декабря 2002 г.

Рыбохозяйственная деятельность в открытой части моря, находящейся за пределами юрисдикции РФ и США, регламентируется соответствующей международной Конвенцией по сохранению запасов минтая и управлению ими в центральной части Берингова моря, которая была ратифицирована Россией в 1994 г. В ИЭЗ США регулирование рыболовства осуществляется в соответствии с актом Магнусона-Стивенса об охране и воспроизводстве рыбных запасов, принятом в 1996 г. конгрессом США.

Условия для промысла, осуществляемого российскими рыбаками в северной части Берингова моря, изменились после подписания в 1990 г. «Соглашения между СССР и США о линии разграничения морских пространств» (линия «Шевард-надзе-Бейкер»). Новая разграничительная линия, проведенная в ущерб интересам России, существенно уменьшила площадь биологически продуктивных вод в ИЭЗ России. В настоящее время данное соглашение ратифицировано только конгрессом США. Государственной Думой РФ в 1997 г. было принято решение о не продлении срока временного применения соглашения. Таким образом, на сегодняшний день данное соглашение ратифицировано только одной стороной.

В 1995 г. (ООН, г. Нью-Йорк) была принята Конвенция по сохранению трансграничных рыбных запасов и запасов далеко мигрирующих рыб и управления ими, к которой присоединилась Россия (Федеральный Закон от 26 апреля 1997 г. № 69-ФЗ «О ратификации Соглашения об осуществлении положений Конвенции Организации Объединенных Наций по морскому праву от 10 декабря 1982 г.,