

ВСЕРОССИЙСКИЙ НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ ИНСТИТУТ
РЫБНОГО ХОЗЯЙСТВА И ОКЕАНОГРАФИИ
В Н И Р О

На правах рукописи

УДК 639.2.053.7

ВАСИЛЬЕВ Дмитрий Александрович

СОВЕРШЕНСТВОВАНИЕ КОГОРТНЫХ МЕТОДОВ ОЦЕНКИ
СОСТОЯНИЯ СИСТЕМЫ "ЗАПАС - ПРОМЫСЕЛ"

05.18.17 - ПРОМЫШЛЕННОЕ РЫБОЛОВСТВО

Автореферат
диссертации на соискание ученой степени
кандидата технических наук

Москва, 1992

Работа выполнена в лаборатории системного анализа промысловых биоресурсов Всероссийского научно-исследовательского института рыбного хозяйства и океанографии (ВНИРО), г. Москва.

Научный руководитель:

кандидат технических наук Ефимов Ю.Н.

Научный консультант:

кандидат физико-математических наук Кизнер З.И.

Официальные оппоненты:

Доктор технических наук В.Н.Мельников

Доктор биологических наук Е.А.Криксунов

Ведущая организация:

Каспийский НИИ рыбного хозяйства (КаспНИРХ)

Защита состоится 16/IX 1992г. на заседании Специализированного совета К 117.01.02 по защите кандидатских диссертаций по специальности N 05.18.17 - промышленное рыболовство при Всероссийском научно-исследовательском институте рыбного хозяйства и океанографии (ВНИРО).

С диссертацией можно ознакомиться в библиотеке ВНИРО (г.Москва, Верхняя Красносельская ул., 17-а).

Автореферат разослан

1992г.

Ученый секретарь

Специализированного Совета
кандидат технических наук

В.И.Кудрявцев

ВВЕДЕНИЕ

Актуальность проблемы. Оценка численности запаса по возрастному составу уловов является одной из ключевых задач, связанных с регулированием промысла. Для решения этой задачи как правило возникает необходимость в использовании дополнительной информации (результатов учетных съемок, данных по промысловому усилию, оценок различных популяционных параметров и т.д.). На практике подобная информация часто или отсутствует или же не может рассматриваться как абсолютно точная. В связи с этим разработка методов, позволяющих свести к минимуму потребность в дополнительной информации при восстановлении численности запаса по возрастному составу уловов представляется весьма актуальной.

Кроме того, для некоторых промысловых объектов (например, осетровых), для которых характерна зависимость периодичности облова от межнерестовых интервалов, обычные когортные и другие методы не применимы в силу их неадекватности специфике системы "запас-промысел". В этом случае необходима разработка специального подхода, позволившего бы осуществлять оценку запаса и регулирование промысла по возможности ограничиваясь лишь данными по возрастному составу уловов.

Цель и задачи работы. Целью настоящей работы является:

1. Разработать более совершенные методы оценки величины запасов промысловых рыб на основе данных по возрастному составу уловов, дающие возможность:

- проводить оценку запасов рыб со сложной структурой запаса и режимом промысла;

- свести к минимуму необходимость в использовании при оценке запаса какой-либо иной информации, кроме данных по возрастному составу уловов;



- оценивать величину мгновенного коэффициента естественной смертности в рамках самого метода, используя только данные по возрастному составу уловов.

2. Провести тестирование разработанных методов на модельных и реальных объектах промысла.

3. Разработать простую процедуру построения кривой устойчивых уловов на основании только данных по возрастному составу уловов, позволившую бы облегчить использование концепции максимального устойчивого улова при регулировании промысла.

Научная новизна. Предложен новый метод анализа возрастного состава уловов, позволяющий на основе гипотезы о сепарабельности (устойчивости селективных свойств промысла) и использовании ряда новых алгоритмов восстанавливать возрастное распределение запаса и параметры промысла без привлечения дополнительной информации (данных по промысловому усилию, результатов учетных съемок и т.д.).

Предлагаемый автором метод "мгновенного" сепарабельного анализа виртуальных популяций (ISVPA) позволяет оценивать величину мгновенного коэффициента естественной смертности M в рамках единой расчетной процедуры на основании только данных по возрастному составу уловов.

Для объектов со сложным режимом промысла, характеризующимся зависимой от возраста периодичностью облова, автором предложен метод, объединяющий специальную когортную процедуру с зависящим от возраста расчетным шагом и динамическую производственную модель. Данный подход за счет использования гипотезы о том, что динамика уловов и численности запаса может быть описана производственной моделью, позволяет определить параметры системы "запас-промысел" на основании данных по возрастному составу уловов, расширив тем самым область применимости когортных методов, а также расширить

потенциал производственных моделей благодаря появлению возможности их использования в отсутствие данных по промысловому усилию.

Практическая ценность работы. Предложенные методы позволяют на основе более полного извлечения информации о характеристиках запаса и промысла, заключающейся в данных по возрастному составу уловов, снизить затраты на получение дополнительной информации при решении задач, связанных с оценкой величины запаса и регулированием промысла типичных и специфических объектов рыболовства.

Апробация работы. Материалы работы и отдельные элементы разработанных методов прошли апробацию на ежегодной конференции молодых ученых и специалистов ВНИРО (1988 г.), на ежегодном отраслевом совещании по математическим методам долгосрочного прогнозирования (1988г.), на 1-ом Международном симпозиуме по осетру (Бордо, Франция 1989г.), на сессии Международного совета по исследованию моря (ICES) (1990 г.), в качестве материалов к годовому биопрогнозу КаспНИРХ (ЦНИОРХ) (1987-1991 гг.).

Публикации. По теме диссертации опубликовано 6 работ.

Объем и структура работы. Диссертация изложена на 133 страницах, включает 70 страниц машинописного текста, 21 таблицу, 27 рисунков и состоит из введения, 4-х глав, заключения, выводов и списка литературы, содержащего 97 наименований.

1. ОЦЕНКА ПАРАМЕТРОВ СИСТЕМЫ "ЗАПАС-ПРОМЫСЕЛ" И РЕГУЛИРОВАНИЕ ПРОМЫСЛА.

В главе 1 на основе анализа используемых в отечественной и мировой практике оценки величины запаса методов и моделей показано, что использование методов когортного анализа, не использующих гипотезы о постоянстве селективности промысла, не позволяет однозначно оценить динамику запаса только на основании данных по

возрастному составу уловов. Исключить неоднозначность в оценке запаса позволяет целый ряд разработанных за последнее время методов, основанных на привлечении к оценке запасов, проводимой по возрастному составу уловов, дополнительной информации (данных по усилиям, различных индексов численности всего запаса или отдельных возрастных групп). При этом следует помнить, что сама дополнительная информация часто весьма не точна и возможность ее использования обычно требует специальных обоснований.

На предположении о постоянстве селективности промысла основывается подход, получивший название сепарабельного анализа виртуальных популяций (SVPA) (Pope and Shepherd, 1982). В рамках метода величина коэффициента промысловой смертности для последнего года может быть подобрана минимизацией ошибки между фактическими уловами и их рассчитанными по модели величинами. Последнее удается сделать при работе с реальными данными достаточно редко в силу значительной зашумленности данных по возрастному составу уловов и изменчивости селективности. В связи с этим при работе с SVPA на реальных данных приходится использовать процедуры настройки результата на имеющиеся дополнительные данные (результаты съемок и т.д.), что поднимает все те же проблемы качества дополнительной информации, что и при настройке "стандартного" VPA. (Pope and Shepherd, 1982; Shepherd and Nicolson, 1986).

Еще одной проблемой, требующей для своего решения использования дополнительной информации, является оценка величины мгновенного коэффициента естественной смертности M . Первый из наиболее распространенных подходов к оценке величины M , основанный на данных по возрастному составу уловов, требует для своей реализации наличия информации по промысловому усилию (Beverton and Holt, 1956; Silliman, 1943; Доровских, 1981 и др.). Другая группа

методов, часто называемых "физиологическими", требует знания ряда параметров популяции и среды. (Борисов, 1974; Рихтер и Ефанов, 1977; Pauly, 1980 и др.). Понятно, что величина M , непосредственно используемая в когортных процедурах оценки величины запаса, сильно сказывается на результатах, в связи с чем важной представляется задача ее оценки на основании самих же данных по возрастному составу уловов, без использования дополнительной информации или аналогий с другими сходными запасами.

2. МЕТОД, СНИЖАЮЩИЙ НЕОБХОДИМОСТЬ В ИСПОЛЬЗОВАНИИ ДОПОЛНИТЕЛЬНОЙ ИНФОРМАЦИИ ДЛЯ ТИПИЧНЫХ СИСТЕМ "ЗАПАС - ПРОМЫСЕЛ"

В главе 2 описан предложенный автором метод мгновенного сепарабельного анализа виртуальных популяций (ISVPA), проанализированы результаты его применения для восстановления численности запаса и параметров промысла как с использованием модельных данных, так и в случае реальных данных по возрастному составу уловов западного запаса скумбрии Северо-восточной Атлантики (СВА).

2.1. МГНОВЕННЫЙ СЕПАРАБЕЛЬНЫЙ VPA С ВОЗМОЖНОСТЬЮ ОПРЕДЕЛЕНИЯ КОЭФФИЦИЕНТА ЕСТЕСТВЕННОЙ СМЕРТНОСТИ (ISVPA)

Одной из версий анализа виртуальных популяций (VPA) является аппроксимация Поупа (Pope, 1972), известная под названием "когортный анализ" и основывающаяся на двух простых формулах:

$$C_1^j = \frac{F^j}{F_1 + M} N_1^j (1 - e^{-(F_1^j + M)}) \quad (1)$$

($1 = 1, \dots, n$; $j = 1, \dots, m$), и

$$N_1^j = (N_{1+1}^{j+1}) e^{M/2} + C_1^j e^{M/2} \quad (2)$$

($1 = 1, \dots, n-1$, $j = 1, \dots, m-1$), где

1 - индекс года, n - общее число лет, j - индекс возрастной группы

получим:

$$\varepsilon^J = \frac{\sum_{i=1}^n \psi_1^J}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m \psi_1^J} \quad (6)$$

$$\phi_1 = \sum_{j=1}^m \psi_1^J \quad (7)$$

Альтернативное уравнению (7) выражение может быть получено путем суммирования левых и правых частей равенства $\phi_1 = \psi_1^J / \varepsilon^J$:

$$\phi_1 = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \psi_1^J / \varepsilon^J \quad (8)$$

Это выражение является основной формулой итеративной процедуры, некоторые варианты которой описаны ниже.

Версия 1: $M = M(j)$ есть заданная константа или функция от j .

Расчеты начинаются со стартовых значений величин $\{\phi_1\}$ и $\{\varepsilon^J\}$ (условие (5) должно соблюдаться), после чего вступает в действие сама итеративная процедура:

Сначала оцениваются $\{N_1^J\}$ и $\{N_1^m\}$ по выражениям (3) и (4), затем оцениваются все остальные значения N_1^J по выражениям (2). После этого определяются элементы матрицы $|\psi_1^J|$ по выражению (3), а векторы $\{\phi_1\}$ и $\{\varepsilon^J\}$ определяются по выражениям (6) и (7) или (6) и (8). Для обеспечения сходимости процедуры удобно переопределить ε^m и ε^{m-1} , заменив их значения на их арифметическое среднее.

Для слежения за сходимостью процедуры на каждой итерации рассчитывается сумма квадратов ошибок для уловов:

$$SS(IT) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m [C_1^J - \phi_1 \varepsilon^J N_1^J e^{-M(j)/2}]^2 \quad (9)$$

(если ошибка в данных по возрастному составу уловов может рассматриваться как аддитивная), или же для логарифмов уловов (в случае мультипликативных ошибок):

$$SS(IT) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m [\ln(C_1^J) - \ln(\phi_1 \varepsilon^J N_1^J e^{-M(j)/2})]^2 \quad (10)$$

Здесь IT означает номер итерации. Сходимость считается приемлемой, если SS(IT) стабилизируется с ростом IT, а асимптотическая величина SS (SS_∞) достаточно близка к min SS(IT).

Из выражений (4) - (8) очевидно, что в ходе работы описанной выше итеративной процедуры терминальное значение фактора усилия ϕ_n остается неизменным (равным стартовому), однако используя один из критериев (9), (10) и циклически повторяя всю последовательность расчетов можно определить "правильную" величину ϕ_n , соответствующую минимуму SS_∞, т.е. приводящую к наилучшему описанию матрицы возрастного состава уловов моделью.

Версия 2: $M(j) = \text{const}$ и подлежит определению в рамках процедуры.

Если сепарабельность действительно является свойством, внутренне присущим системе "запас - промысел", отраженным в возрастном составе уловов, появляется возможность оценить величину коэффициента мгновенной естественной смертности M . В этом случае удобно выполнить некоторое число (например, 20) итераций по схеме версии 1. Затем на каждой итерации к вышеизложенной процедуре добавляются следующие шаги:

После того, как определяются векторы $\{\phi_1\}$ и $\{\varepsilon_j\}$, строится новая матрица $|\psi_1^J| = |\phi_1 \varepsilon^J|$ (см. (4)) и по формуле (3) оценивается новая переменная X , представляющая собой среднее значение $e^{-M/2}$:

$$X_1^J = C_1^J / (\phi_1^J N_1^J) \quad (11)$$

$$X = \frac{1}{n \cdot m} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^m X_1^J \quad (12)$$

После этого величина нового коэффициента естественной смертности

находится как $M = -2 \ln X$. Естественно, начальное приближение для M вводится заранее вместе с начальным приближением для $\{\phi_1^j\}$ и $\{\varepsilon^j\}$.

Вариации метода.

Выражение (2) для восстановления матрицы $[N_1^j]$ в версиях 1 и 2 содержит "истинные" величины уловов C_1^j . Такой подход может считаться адекватным в случае достаточно слабого шума в данных по возрастному составу уловов. Высоко изменчивые данные (или данные с сильным шумом) потребовали разработки определенной модификации метода, которая позволила бы оперировать с такими данными. Суть заключается в замене в выражении (2) "истинных" уловов на "теоретические". Иными словами, в этом случае на стадии оценки численности N_1^j вместо выражения (2) следует использовать следующее следствие уравнений (2) - (4):

$$N_1^j = N_{1+1}^{j+1} e^{M/(1 - \varepsilon^j \phi_1)} \quad (13)$$

($1 = 1, \dots, p-1; j = 1, \dots, m-1$). Соответствующие модификации версий 1 и 2 назовем версиями "1М" и "2М".

Уточнение оценок M и ϕ_n .

Анализ показал, что SS_∞ может быть не обязательно равна минимуму SS , хотя и близка к $\min SS(IT)$. По этой причине получающиеся оценки M и ϕ_n (также, как и все другие результаты расчетов), будучи близкими к наилучшим (с точки зрения ошибки), могут не совпадать с ними. Строго говоря, версия 2 (или 2М) чувствительна к качеству входных данных и, следовательно, может не всегда обеспечивать сходимость, а в случаях, когда сходимость есть, оценка M может рассматриваться всего лишь как приближение к наилучшей. Только в случае "хороших" данных версия 2 (2М) может считаться абсолютно адекватной, а результаты - не требующими уточнения.

Для того чтобы сделать оценки более точными, в работе предложена и применена следующая процедура.

Сначала с использованием начальной оценки ϕ_n реализуется версия 2 (или 2М), дающая первое приближение величины M ; в противном случае, если версия 2 (или 2М) не обеспечивает сходимости, следует использовать какую-либо разумную начальную оценку M . Затем найденная (или заданная) величина M фиксируется и находится второе приближение ϕ_n в применении версии 1 (или 1М). При этом найденные векторы $\{\varepsilon^j\}$ и $\{\phi_1^j\}$ используются в качестве стартовых значений. После этого следует вернуться к версии 1 (или 1М) с новыми входными величинами $\{\varepsilon^j\}$ и $\{\phi_1^j\}$ и зафиксированным вторым приближением ϕ_n для поиска второго приближения по M (путем сканирования значений M с достаточно малым интервалом), и т.д. Для краткости назовем вышеописанную процедуру уточнения значений M и ϕ_n "спуском".

Учет нулевых уловов.

Изложенные выше варианты метода справедливы для случая ненулевых уловов (см., например, формулы (3), (11)), но они могут быть легко обобщены для случая присутствия нулей в матрице $[C_1^j]$. Коррекция метода заключается в следующем: для $C_1^j = 0$ принимаем $\phi_1^j = 0$ (в случае, если эти величины рассчитываются впервые по формуле (3), а также $X_1^j = 0$ (вместо выражения (11)), в то время, как выражение для X (формула (12)) умножается на $m/(m-1-z)$, где z - общее число нулевых уловов в матрице $[C_1^j]$.

Иная ситуация складывается, если нули в матрице $[C_1^j]$ означают отсутствие данных. В этом случае простейшим путем является устранение всех поколений, содержащих пробелы в данных, посредством заполнения соответствующих диагоналей матрицы $[C_1^j]$ нулями и проводить все расчеты минуя эти нули. Точнее говоря, также, как это было сделано выше, для всех этих нулевых уловов мы полагаем ϕ_1^j нулевыми, а для определения ϕ_1 и ε^j вместо выражений (6) и (7) следует использовать:

$$\epsilon^j = \frac{\frac{n}{n-1} \sum_{i=1}^n \phi_1^j}{\sum_{j=1}^m \frac{n}{n-1} \sum_{i=1}^n \phi_1^j}, \quad \phi_1 = \frac{m}{m-1} \sum_{j=1}^m \phi_1^j \quad (14)$$

В выражении (14) l_1 и l^j означают соответственно число отсутствующих данных в 1-м ряду и в j-м столбце в матрице уловов. В формулах (11) и (12) также необходимо провести соответствующую коррекцию. Выражение (8) должно быть заменено на следующее:

$$\phi_1 = \frac{1}{m-1} \sum_{j=1}^m \phi_1^j.$$

2.2. ТЕСТИРОВАНИЕ МЕТОДА

С целью тестирования предложенного подхода были использованы как имитированные, так и реальные данные.

Имитационные модели.

Для генерирования наборов данных по возрастному составу уловов использовались две "прямые" модели структурированных по возрасту популяций. Первая модель основана на уравнениях:

$$N_1^1 = R(N_{1-k}), \quad N_{1-k} = \sum_{j=1}^m N_{1-k}^j, \quad (15)$$

$$N_1^j = (N_{1-k}^{j-1})e^{-M/2} - C_{1-k}^{j-1}e^{-M/2}, \quad (16)$$

($1 \geq k+1$; $j = 2, \dots, m$), и выражениях (3) - (5), где k - возраст пополнения, N_{1-k} - численность облавливаемого запаса в (1-k)-й год, $R(N_{1-k})$ - функция "запас-пополнение" (заданная).

Эта модель может рассматриваться как обращенный вперед аналог для (2) - (5); векторы $\{\epsilon^j\}$, $\{\phi_1\}$ и $\{M(j)\}$ задаются, а матрица возрастного состава уловов генерируется на выходе модели.

Из соображений простоты в модели сделано еще одно допущение, состоящее в том, что возраст вступления в промысел l_r совпадает с возрастом половозрелости l_m . Сгенерированная матрица уловов может

быть зашумлена посредством добавления случайных ошибок $\xi(\sigma)C_{1-k}^j$ к уловам C_{1-k}^j ; относительная ошибка $\xi(\sigma)$ нормально распределена со стандартным отклонением σ ($\sigma = 0,03$).

Выходом модели являются матрицы уловов и численности запаса.

При имитации использовалась зависимость "запас - пополнение" Шепарда (Shepherd, 1982).

Другая серия данных была симитирована посредством модели, аналогичной "обращенной вперед" процедуре SVPA. В этой имитационной модели выражение (3) заменяется на выражение (1), а выражения (4) и (16) соответственно заменяются на:

$$F_1^j = \phi_1 \epsilon^j, \quad N_1^j = N_{1-k}^{j-1} e^{-(M+F_{1-k}^{j-1})} \quad (17)$$

Здесь F_{1-k}^{j-1} - мгновенный коэффициент промысловой смертности для (j-1)-ой возрастной группы в (1-k)-й год; выражения (5) и (15) остаются без изменений.

При генерировании всех наборов данных как для мгновенного, так и для непрерывного вылова промысел начинался после достижения популяцией предельного состояния, характеризующегося максимальной численностью запаса в отсутствие промысла. Естественно, что это состояние не зависит от начального возрастного распределения численности.

В численных экспериментах на имитированных данных были протестированы все модификации метода ISVPA. В качестве иллюстрации приведем результаты восстановления динамики запаса методами ISVPA и SVPA по зашумленной матрице уловов, полученной с помощью имитационной модели (15), (16) при $M=M(j)$ (рис.1).

Отметим, что идея "объективной" оценки величины коэффициента естественной смертности одновременно с терминальной величиной F (процедура "спуска") также применима и для обычного SVPA. Именно

такой подход и был использован в работе для восстановления параметров модельных популяций по матрице уловов в применении SVPA.

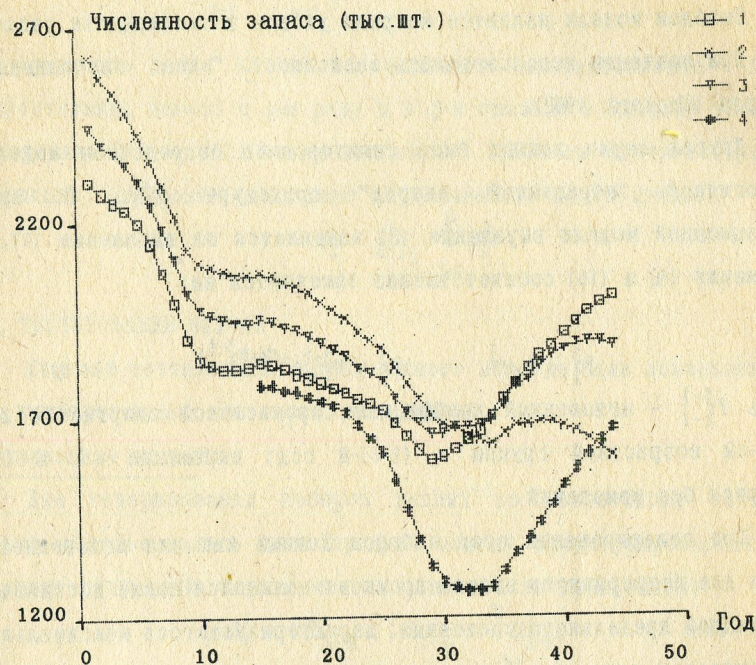


Рис.1

1- динамика модельного запаса; 2- результат применения ISVPA (версия 2, выражения (7),(9)); 3- результат применения ISVPA (версия 1, выражения (8),(10) со "спуском"); 4- результат применения традиционного SVPA (со "спуском").

Тестирование метода ISVPA на реальных данных

В качестве тестового объекта для иллюстрации возможностей предлагаемого подхода был выбран западный запас скумбрии СВА (районы IIa, IIIa, IVa-c, Va,b, VIa,b, VIIa-k, VIIIa,b,d,e ICES) как достаточно типичный объект регулирования международного

промысла в рамках деятельности рабочих групп (РГ) ICES. Для оценки величины запаса западной скумбрии РГ применяет SVPA с последующей настройкой по результатам икряных съемок. Кроме того, РГ использует экспертную оценку величины M (равную 0,15).

Также, как и в случае SVPA, версии 1 ISVPA не позволила определить наилучшие величины M и Φ_n . Решить задачу однозначного восстановления возрастного распределения численности запаса удалось в применении версии 1M со "спуском" (формулы (7),(10),(13)), что позволило получить без использования какой-либо дополнительной информации результат, близкий к результату, полученному РГ (рис. 2).

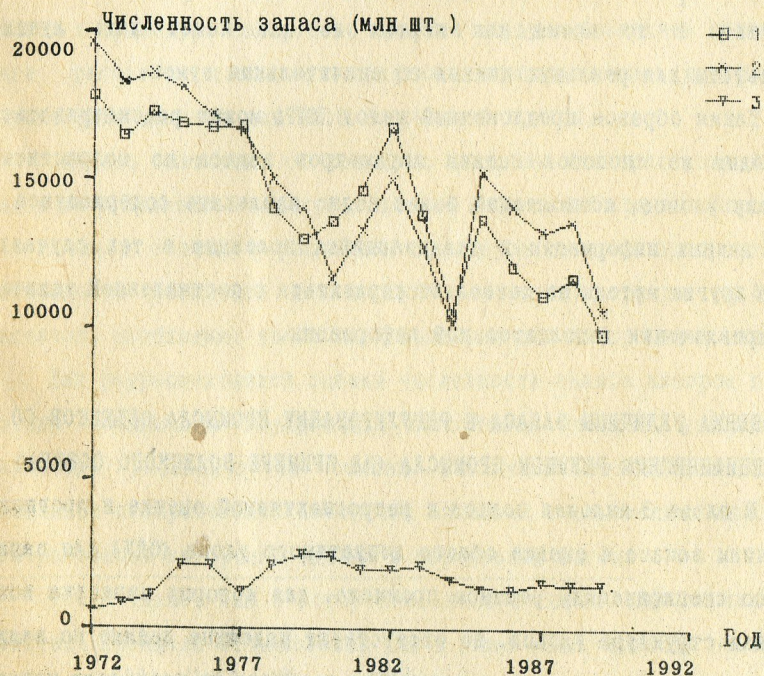


Рис.2

Динамика западного запаса скумбрии (возрастные группы 1-12+). 1- результаты РГ ICES; 2- результат применения ISVPA; 3- уловы

Результаты тестирования метода ISVPA на модельных и реальных данных позволяют рекомендовать использовать различные варианты метода в зависимости от особенностей системы "запас-промисел". Если промысел действительно концентрируется в достаточно узком временном интервале в течение года, то предпочтительнее для восстановления численности запаса использовать выражения (2). В общем же случае для реальных ситуаций (и зашумленных данных) более полезным оказывается использование выражения (13). Что касается выбора между формулами (7) и (8), то по той причине, что вторая из них придает больший вес младшим возрастным группам при расчете вектора $\{f_1\}$, она более приемлема для данных очень высокого качества, в то время как первая из них может дать лучшие результаты для реальных данных со значительным шумом.

Таким образом предложенный метод ISVPA может рассматриваться как один из способов оценки параметров запаса по возрастному составу уловов, позволяющий более полно извлекать содержащуюся в этих данных информацию и оказывающийся полезным в тех случаях, когда другие методы не позволяют справиться с поставленной задачей без привлечения дополнительной информации.

3. ОЦЕНКА ВЕЛИЧИНЫ ЗАПАСА И РЕГУЛИРОВАНИЕ ПРОМЫСЛА ОБЪЕКТОВ СО СПЕЦИФИЧЕСКИМ РЕЖИМОМ ПРОМЫСЛА (НА ПРИМЕРЕ ВОЛЖСКОГО ОСЕТРА)

В главе 3 изложен подход к ретроспективной оценке и прогнозу величины запаса и оценке общего допустимого улова (ОДУ) для запасов со специфическим режимом промысла, для которых известна возрастная структура уловов, но отсутствуют надежные данные по величине промыслового усилия, а специфика промысла не позволяет применять как обычные подходы, так и метод, изложенный в главе 2.

Необходимость в разработке данного подхода стала очевидной в

результате работы над практической задачей оценки запаса и ОДУ осетровых, характеризующихся различной периодичностью облова различных возрастных групп запаса, приводящей к невозможности использования для ее решения стандартных методов и подходов. Для таких объектов промысла, как волжский осетр, промысловая статистика описывает нерестовый запас, а учитывая, что межнерестовые интервалы для различных возрастных групп различны, каждый год фактически облавливаются суперпозиция нескольких подзапасов, т.е. терминальные величины промысловой смертности следует относить не ко всему поколению, а только к участвующей в нерестовом ходе в данном году его части. По этой же причине при восстановлении численности запаса в процедуре когортного анализа следует назначать временные шаги расчетов согласно средним межнерестовым интервалам, характерным для той или иной возрастной группы.

Оценить зависящие от возраста величины межнерестовых интервалов из результатов непосредственных наблюдений чрезвычайно трудно. В связи с этим в расчетной процедуре следует предусмотреть возможность назначать для каждой возрастной группы свой шаг расчетов. Необходимо также дать критерий для выбора этих величин.

Для ретроспективной оценки численности запаса автором разработана специальная модификация когортного анализа, учитывающая различную периодичность облова различных возрастных групп, названная сепарабельным когортным анализом с переменным шагом. Сепарабельный когортный анализ с переменным шагом.

Точно также, как в когортном анализе Поупа, для случая воздействия промысла на поколение раз в s лет можно вывести соотношение:

$$N_1^{(t)} = N_{1+s}^{(t+s)} * e^{-sM} + C_1 * e^{-M/2} \quad (18)$$

где M - мгновенный коэффициент естественной смертности; C_1 - вылов из 1-ой возрастной группы; $N_1^{(t)}$ - численность 1-ой возрастной груп-

пы в общем запасе в год t ; $N_{1+s}^{(t+s)}$ - численность того же поколения в год $t+s$; s - средний межнерестовый интервал для 1-ой возрастной группы, соответствующий числу лет, через которое данная возрастная группа вновь будет облавливаться. Эта величина для каждой возрастной группы может устанавливаться независимо.

В связи с тем, что шаг расчетов может специально быть задан для каждой возрастной группы в диапазоне от 1 до 5 лет, следует обеспечить настройку (в простейшем случае, когда для всех возрастных групп выбран один и тот же шаг расчетов, равный s) $s(a+y-s)$ терминальных значений F , где a - число обсчитываемых возрастных групп, a y - число лет, для которых проводятся расчеты.

Основываясь на предположении о сепарабельности, можно снизить количество подлежащих определению терминальных коэффициентов промысловой смертности до s' , где s' - максимальный межпромысловый интервал. Определить s' (например, пять) величин терминальных коэффициентов промысловой смертности путем минимизации ошибки между фактическими и "теоретическими" уловами, как это описано в главе 2, является чрезвычайно сложной задачей. Однако принимая во внимание сходную интенсивность промысла в течение последних $(s'+3)$ лет, был применен метод усреднения, при котором величины F_{11} для каждого из s' последних лет промысла на всех итерациях (кроме первой) принимается равной среднему значению F_{11} за 3 предыдущих года промысла. Другой особенностью процедуры является то, что в данном случае невозможно определить величину M непосредственно из возрастного состава уловов. Объясняется это тем, что определению подлежат также величины межпромысловых интервалов, а в рамках применяемой для этого процедуры (см. ниже) одновременное определение их невозможно по причине их сходного влияния на величину оцениваемых популяционных параметров. В связи с этим в расчетах использо-

валась оценка M , полученная по методам Мэрфи (Murphy, 1952), Рихтера и Ефанова (Рихтер и Ефанов, 1977), Паули (Pauly, 1980). Полученная величина $M=0,05$ начиная с 1987г. использовалась для оценки величины запаса волжского осетра при подготовке материалов к ежегодному прогнозу вылова. Интересно отметить, что данная оценка совпала по величине с оценкой M , полученной для белого осетра (*Acipenser transmontanus*) реки Фрейзер (Semakula and Larkin, 1968).

Для определения возрастного распределения межпромысловых интервалов применена динамическая производственная модель Шеферовского типа (Kizner, 1989). В общем случае на вход модели подаются временные ряды уловов и уловов на единицу усилия как индекса величины запаса и оцениваются три параметра: q (улавливаемость), r (популяционная скорость роста) и K (емкость среды или величина девственного запаса). В нашем же случае в качестве индекса запаса используется оценки самого запаса, полученные в применении когортного метода, описанного выше. При этом производственная модель становится средством проверки "качества" проведенной оценки запаса (если считать, что динамика запаса определяется главным образом динамикой эксплуатации и связь между ними может быть описана производственной моделью). Действительно: чем ближе к единице оказывается оцененная величина q , тем ближе к истинным могут считаться оценки запаса, подаваемые на вход производственной модели в качестве "индекса" запаса. На основании этого критерия можно произвести подбор возрастного распределения межпромысловых интервалов при восстановлении численности в рамках когортной процедуры (рис.3).

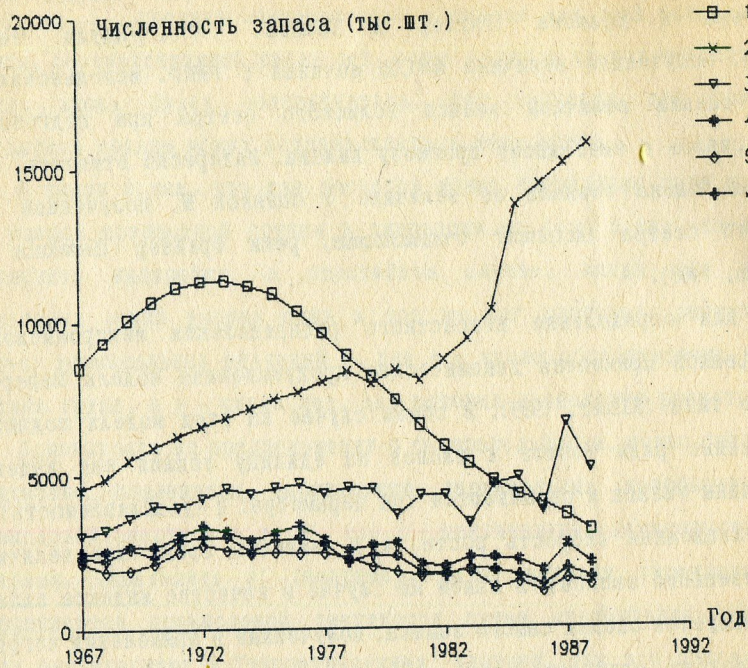


Рис.3
Динамика численности запаса волжского осетра, оцененная при различных межпромысловых интервалах: 1- 1 год ($q=4.68$); 2- 2 года ($q=3.5$); 3- 3 года ($q=1.7$); 4- 4 года ($q=1.1$); 5- 5 лет ($q=0.9$); *)- наилучший вариант ($q=1.01$) (межнерестовый интервал взят равным 4 годам для возрастных групп 7-18 и 5 годам для более старших групп).

4. МЕТОД ПОЛУЧЕНИЯ КРИВЫХ УСТОЙЧИВОГО УЛОВА

В главе 4 предложен метод построения кривых устойчивого улова на основании только данных по возрастному составу уловов. Дан анализ результатов его применения к модельным и реальным данным.

Хорошо известно, что кривая устойчивых уловов часто используется для оценки стратегий оптимального промысла, таких как F_{MSY} , $F_{0.1}$ и т.д. (в рамках концепции мгновенного вылова им соот-

ветствуют Φ_{MSY} , $\Phi_{0.1}$, ...). Описанный в главе 2 метод ISVPA вместе с "направленной вперед" имитационной моделью дают возможность построения такой кривой на основании только данных по возрастному составу уловов. Действительно, стартуя с произвольного возрастного распределения численности $\{N_t^j\}$ и фиксируя фактор усилия $\phi_1 = \phi$ в системе, через некоторое число циклических расчетов система выходит на асимптотические величины $\{N_\infty^j(\phi)\}$ и $\{C_\infty^j(\phi)\}$, соответствующие равносному возрастному распределению численности и уловов как функции от ϕ . Ясно, что подобная процедура может быть реализована для любой функции пополнения $R(N)$, даже если она задана численно.

Для того, чтобы провести такие расчеты, следует знать параметры M , $\{\epsilon^j\}$ и функцию $R(N)$. Параметры M , $\{\epsilon^j\}$ могут быть оценены только на основании возрастного состава уловов $\{C_t^j\}$ в применении предложенных процедур ISVPA. Функция $R(N)$ также может быть установлена на основе ISVPA. Очевидно, что расчет по изложенной схеме может быть реализован в применении любого другого метода восстановления численности по возрастной структуре уловов, например SVPA, и соответствующей "прямой" модели, такой как (1), (4), (15), (17).

В работе представлены реконструкции кривых устойчивого улова как для модельных запасов, так и для западного запаса скумбрии СВА. Для модельных популяций реконструированные кривые сравниваются с рассчитанными по параметрам, закладывавшимся при имитации.

Качество восстановления популяционных параметров запаса западной скумбрии было оценено путем сравнения динамики запаса, оцененного в применении ISVPA с динамикой запаса, полученного при помощи имитационной модели (3)-(5), (15), (16) при подстановке в нее найденной функции $R(N)$. На рисунке 4 изображена реконструкция

кривой устойчивого улова для западного запаса скумбрии СВА, полученная по описанному выше методу.

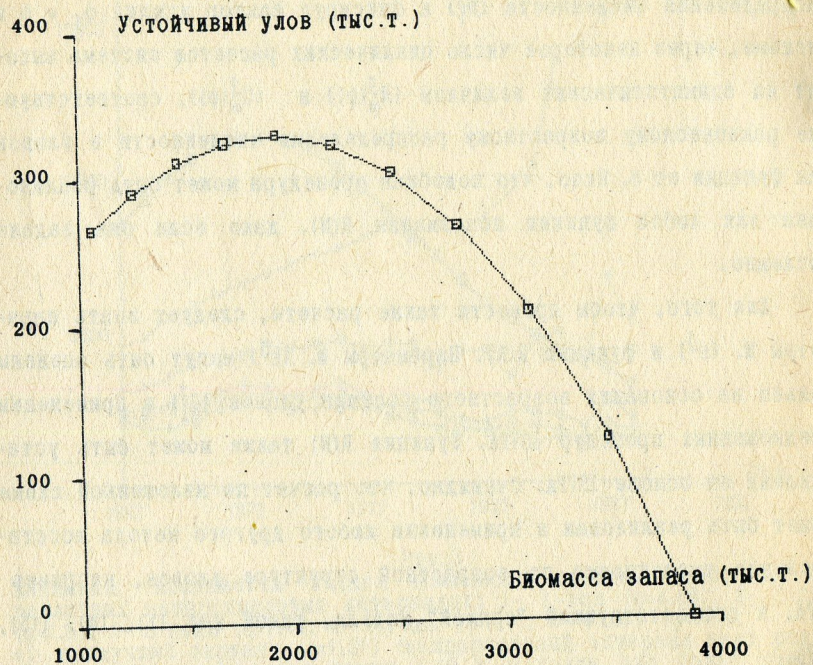


Рис. 4. Кривая устойчивых уловов для западного запаса скумбрии СВА, полученная в применении имитационной модели с использованием параметров запаса и промысла, определенных в результате применения ISVPA.

Проведенные эксперименты демонстрируют достаточно хорошее качество восстановления связи устойчивого улова и фактора усилия $Y(\phi)$. Они показывают также и то, что общая численная процедура построения кривой устойчивого улова может быть легко реализована с

использованием таких моделей эксплуатируемых популяций, как (3)-(5), (15), (16) или ее непрерывного аналога (1), (4), (15), (17) и обратной модели для реконструкции ретроспективы промысла и динамики запаса, такой как ISVPA.

Таким образом, описанный выше достаточно простой способ построения кривой устойчивых уловов в случае реальных запасов может дать представление о рациональном режиме его эксплуатации лишь на основании данных по возрастному составу уловов.

ВЫВОДЫ

1. Разработан метод анализа возрастного состава уловов, позволяющий на основе гипотезы о стабильности селективности промысла и использовании специальных расчетных процедур, более адекватно учитывающих характер системы "запас-промысел", восстанавливать возрастное распределение запаса и параметры промысла без привлечения дополнительной информации.

2. Предложенный метод мгновенного сепарабельного анализа виртуальных популяций (ISVPA) обладает большей универсальностью в описании различных вариантов режима промысла, чем традиционный SVPA, благодаря возможности выбора варианта расчетной процедуры, более адекватного природе промысла и характеру зашумленности данных.

3. Предложена процедура учета нулевых уловов в матрице возрастного состава уловов в рамках метода ISVPA. Аналогичный подход применим и при работе с традиционными когортными методами.

4. Предложенный способ описания воздействия промысла позволяет перейти от использования мгновенного коэффициента промысловой смертности к более наглядному описанию через доли $\phi_j \epsilon_j$, изымаемые промыслом из каждой j-ой возрастной группы.

5. Метод ISVPA позволяет оценить мгновенный коэффициент естественной смертности в рамках единой расчетной процедуры на основании использования лишь данных по возрастному составу уловов.

6. Близость результатов, полученных при использовании метода ISVPA для восстановления численности западного запаса скумбрии СВА, к результатам, полученным рабочей группой ICES с использованием экспертной оценки величины M и данных по икряным съемкам, показывает, что совершенствование когортных методов может позволить избежать дорогостоящих работ по получению дополнительной информации (проведение учетных съемок и т.д.).

7. Для оценки величины запасов, для которых необходимо оценить периодичность облова различных возрастных групп, целесообразно использовать подход, объединяющий специальную сепарабельную когортную процедуру с зависящим от возраста расчетным шагом и динамическую производственную модель, позволяющую выбрать наиболее разумное возрастное распределение межпромысловых интервалов. Данный подход позволяет:

- применять когортные методы в условиях отсутствия информации, обычно требующейся для однозначного восстановления численности запаса;
- расширить границы применения производственных моделей и использовать их в отсутствие данных по промысловому усилию;
- использовать возможности производственных моделей по оценке рационального уровня интенсивности промысла и получить более устойчивую процедуру для оценки ОДУ в тех случаях, когда использование в целях построения кривой устойчивого улова зависимости "запас-пополнение" затруднено, например, из-за вклада в пополнение от искусственного воспроизводства (как это имеет место в случае волжского осетра).

8. Предложена простая процедура построения кривой устойчивого улова лишь на основании данных по возвратному составу уловов, заключающаяся в совместном использовании предложенного автором метода ISVPA и имитационной модели.

9. Предлагаемые автором методы позволяют свести к минимуму необходимость в использовании дополнительной информации при оценке величины запаса и регулировании промысла.

Основные результаты диссертации опубликованы в следующих работах:

1. Васильев Д.А., Ефимов Ю.Н., Ходоревская Р.П., Павлов А.В. К методике определения рационального режима эксплуатации волжского осетра. //Сб. Ихтиол. комиссии. - Принято к печати 4.09.87г. - N 3099. - 16 с.
2. Babayan V.K., Z.I. Kizner and D.A. Vasilyev. Application of the new version of the dynamic production model to cpeue prediction and TAC assessment (with special reference to Cape hake stocks in Divisions 1.3+1.4). //Colln scient. Pap. int. Commn SE. Atl. Fish. - 1988. - Vol. 15(I). - P. 55-68.
3. Vasilyev D.A. A flexible dynamic approach to TAC assessment on Hewlett-Packard pocket calculators. //Colln scient. Pap. int. Commn SE. Atl. Fish. - 1988. - Vol.15(II). - P. 255-270.
4. Vasilyev D.A. and Yu. Efimov An analytical dynamic approach to stock size and TAC assessment for Russian sturgeon in the Volga river. //1-st International Symposium on the sturgeon, Bordoux, France. Book of abstracts. - 1989. - P. 74.
5. Vasilyev D.A., Z.I. Kizner and Yu. Efimov. Combined approach to stock size estimation and TAC assessment in the absence of reliable data on fishing effort. //Int. Council. for the Explor. of the Sea, C.M. 1990/D:9. - 1990. - 12 p.
6. Kizner Z.I. and D.A.Vasilyev. Instantaneous separable VPA (ISVPA) with determination of natural mortality coefficient. //Can. J. Fish. Aquat. Sci. /In press/.

Подписано к печати 15/VI-92г. Формат 60x84 I/I6 Заказ 105

Объем - 1,5 л.л.
Ротапринт ВНИРО, 107140, Москва
В.Красносельская, 17

Тираж 100