

**ФЕДЕРАЛЬНОЕ АГЕНТСТВО ПО РЫБОЛОВСТВУ  
ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ БЮДЖЕТНОЕ НАУЧНОЕ УЧРЕЖДЕНИЕ  
«ВСЕРОССИЙСКИЙ НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ ИНСТИТУТ  
РЫБНОГО ХОЗЯЙСТВА И ОКЕАНОГРАФИИ»  
(ФГБНУ «ВНИРО»)**

**В.К. Бабаян, А.Е. Бобырев, Т.И. Булгакова, Д.А. Васильев,  
О.И. Ильин, Ю.А. Ковалев, А.И. Михайлов, А.А. Михеев,  
Н.Г. Петухова, И.А. Сафаралиев, А.А. Четыркин, А.Д. Шереметьев**

**МЕТОДИЧЕСКИЕ РЕКОМЕНДАЦИИ  
ПО ОЦЕНКЕ ЗАПАСОВ ПРИОРИТЕТНЫХ ВИДОВ  
ВОДНЫХ БИОЛОГИЧЕСКИХ РЕСУРСОВ**

**Издательство ВНИРО**

**Москва, 2018**

ФЕДЕРАЛЬНОЕ АГЕНТСТВО ПО РЫБОЛОВСТВУ  
ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ БЮДЖЕТНОЕ НАУЧНОЕ УЧРЕЖДЕНИЕ  
«ВСЕРОССИЙСКИЙ НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ ИНСТИТУТ РЫБНОГО ХОЗЯЙСТВА  
И ОКЕАНОГРАФИИ» (ФГБНУ «ВНИРО»)

*Бабаян В.К., Бобырев А.Е., Булгакова Т.И., Васильев Д.А., Ильин О.И.,  
Ковалев Ю.А., Михайлов А.И., Михеев А.А., Петухова Н.Г., Сафаралиев И.А.,  
Четыркин А.А., Шереметьев А.Д.*

**Методические рекомендации  
по оценке запасов приоритетных видов  
водных биологических ресурсов**

Москва, 2018

Рецензенты:

*Е.А. Криксунов*, д-р биол. наук, член-корр. РАН, проф-р. кафедры ихтиологии биологического факультета ФГБОУ ВО «МГУ им. М.В. Ломоносова»

*А.М. Орлов*, д-р биол. наук, гл. науч. сотр. ФГБНУ «ВНИРО»

**Бабаян В.К.<sup>1</sup>, Бобырев А.Е.<sup>1</sup>, Булгакова Т.И.<sup>1</sup>, Васильев Д.А.<sup>1</sup>, Ильин О.И.<sup>2</sup>, Ковалев Ю.А.<sup>3</sup>, Михайлов А.И.<sup>1</sup>, Михеев А.А.<sup>4</sup>, Петухова Н.Г.<sup>1</sup>, Сафаралиев И.А.<sup>5</sup>, Четыркин А.А.<sup>3</sup>, Шереметьев А.Д.<sup>1</sup>**

**Б12** Методические рекомендации по оценке запасов приоритетных видов водных биологических ресурсов. М.: Изд-во ВНИРО. 2018. 312 с.

Коллективная монография «Методические рекомендации по оценке запасов приоритетных видов водных биологических ресурсов» представляет собой первое в отечественной рыбохозяйственной науке систематическое изложение вопросов оценки состояния запасов и ОДУ на основе математического моделирования, соответствующее стандартам XXI века. Основная задача монографии, представленной коллективом авторов, объединяющим представителей нескольких ведущих рыбохозяйственных НИИ, состоит в унификации основных этапов обоснования ОДУ и детализации стандартов и требований каждого этапа этой процедуры. Рукопись состоит из общеметодологического введения, трех основных глав, а также содержит 5 приложений, отсылающих читателя к практическому применению изложенного материала к подготовке обоснования ОДУ запасов приоритетных видов отечественного рыболовства. В трех главах монографии не только рассматриваются основные модели динамики численности, но и описывается вся процедура управления запасами на их основе, а также приводятся рекомендации по использованию программных комплексов, реализующих базовые модели динамики. В монографию вошли описания нескольких типов отечественных и зарубежных моделей и построенных на их основе программных комплексов для всех трех уровней информационного обеспечения оценки запасов, предусмотренных приказом Росрыболовства от 6 февраля 2015 г. № 104. Описанные в рукописи отечественные программные пакеты и их математико-методическое обеспечение по своему уровню соответствуют современным зарубежным разработкам в области оценки запасов, также приведенным в монографии. Все это дает в руки заинтересованного специалиста широкий набор инструментов моделирования, что позволит в перспективе значительно повысить научно-методический уровень обоснования ОДУ приоритетных объектов отечественного рыболовства.

---

<sup>1</sup> ФГБНУ «ВНИРО», г. Москва, ул. Верхняя Красносельская, 17;

e-mail: vbabayan@vniro.ru; tbulgakova@vniro.ru; dvasilyev@vniro.ru; cadastr@vniro.ru.

<sup>2</sup> ФГБНУ «КамчатНИРО», г. Петропавловск-Камчатский, ул. Набережная, 18;

e-mail: ilin.o.i@kamniro.ru.

<sup>3</sup> ФГБНУ «ПИНРО», г. Мурманск, ул. Книповича, 6; e-mail: kovalev@pinro.ru; chaa@pinro.ru.

<sup>4</sup> ФГБНУ «ТИНРО-Центр», г. Владивосток, пер. Шевченко, 4; e-mail: alex\_mikheyev@mail.ru.

<sup>5</sup> ФГБНУ «КаспНИРХ», г. Астрахань, ул. Савушкина, 1; e-mail: saf\_ildar@rambler.ru.

## Оглавление

Введение .....	6
Отраслевые методики оценки запасов приоритетных видов водных биологических ресурсов для I уровня информационного обеспечения расчетов .....	10
Когортные модели (краткое описание).....	11
I.1. Программный комплекс TISVPA (ФГБНУ «ВНИРО») .....	13
I.1.1. Описание модели .....	13
I.1.2. Руководство пользователя .....	22
I.1.3. Опыт практического применения. ....	35
Литература.....	56
I.2. Программный комплекс «Синтез» (ФГБНУ «КамчатНИРО») .....	59
I.2.1. Описание модели .....	59
I.2.2. Руководство пользователя .....	72
I.2.3. Опыт практического применения .....	75
Литература.....	87
I.3. Программный комплекс «КАФКА» v. 1.0.2.1511 (ФГБНУ «ТИНРО-Центр») .....	89
I.3.1. Описание модели .....	89
I.3.2. Руководство пользователя .....	100
I.3.3. Опыт практического применения .....	120
Литература.....	130
I.4. Программный комплекс XSA в пакете VPA-95 v.3.2. и в пакете FLR (в среде R) .....	132
I.4.1. Описание модели .....	132
I.4.2. Руководство пользователя .....	146
I.4.3. Опыт практического применения .....	162
Литература.....	173
Отраслевые методики оценки запасов приоритетных видов водных биологических ресурсов для II уровня информационного обеспечения расчетов .....	175
Продукционные модели (краткое описание) .....	176
II.1. Программный комплекс Combi 4.0 (ФГБНУ «ВНИРО»).....	179
II.1.1. Описание модели.....	179
II.1.2. Руководство пользователя.....	186
II.1.3. Опыт практического использования .....	212
Литература.....	216
II.2. Программный комплекс ASPIC 7.04 (NOAA).....	219
II.2.1 Описание модели.....	219
II.2.2. Руководство пользователя.....	224
II.2.3. Опыт практического применения .....	242



Литература.....	252
Методики оценки запасов приоритетных видов водных биологических ресурсов для III уровня информационного обеспечения расчетов.....	254
Немодельные методы (краткое описание) .....	255
III.1. Программный комплекс DLMtool (NRDC) .....	259
III.1.1. Описание методов.....	259
III.1.2. Руководство пользователя.....	274
III.1.3. Опыт практического применения.....	282
Литература.....	288
Заключение .....	292
ПРИЛОЖЕНИЕ 1 .....	297
ПРИЛОЖЕНИЕ 2 .....	301
ПРИЛОЖЕНИЕ 3 .....	306
ПРИЛОЖЕНИЕ 4 .....	307
ПРИЛОЖЕНИЕ 5 .....	309

*Посвящается памяти выдающегося русского ученого, основоположника теории промышленного рыболовства Фёдора Ильича Баранова в связи со столетием выхода в свет его концептуальной работы «К вопросу о биологических основаниях рыбного хозяйства» [Баранов, 1918].*

## Введение

Методические рекомендации по оценке запасов приоритетных видов водных биологических ресурсов разработаны по внеплановой тематике на основании поручения Совета директоров рыбохозяйственных научно-исследовательских институтов при заместителе Министра сельского хозяйства Российской Федерации – Руководителе Федерального агентства по рыболовству (Протокол заседания Совета директоров от 22 ноября 2016 г., п/п 4.2) и приказа директора ФГБНУ «ВНИРО» от 07.07.2017 г. № 79: ФГБНУ «ВНИРО» совместно с бассейновыми институтами «подготовить рекомендации по использованию методик достоверной оценки запасов приоритетных видов ВБР».

Предназначение Методических рекомендаций – упорядочение и унификация подходов к оценке запасов и ОДУ на основе современной методологии рационального промыслового использования водных биологических ресурсов. Рекомендации являются операционной детализацией основных положений приказа Росрыболовства от 6 февраля 2015 г. № 104 «О представлении материалов, обосновывающих общие допустимые уловы водных биологических ресурсов во внутренних водах Российской Федерации, в том числе во внутренних морских водах Российской Федерации, а также в континентальном шельфе Российской Федерации и в исключительной зоне Российской Федерации, в Азовском и Каспийском морях, а также внесения в них изменений», изложенных в Приложении к Приложению 1 к приказу: «Последовательность разработки и сроки представления федеральными государственными бюджетными научными учреждениями, подведомственными Федеральному агентству по рыболовству материалов, обосновывающих общий допустимый улов водных биологических ресурсов, на следующий год и материалов корректировки общего допустимого улова на текущий год».

Выбор подходов к оценке запасов и ОДУ во многом определяется полнотой и качеством имеющейся информации. При достаточно полном (хорошем) информационном обеспечении расчетов основной методик оценки запасов служат математические модели популяционной динамики. В первую очередь, это касается приоритетных видов водных биологических ресурсов, для которых, как правило, выделяется достаточное финансирование для сбора необходимых биологических и промысловых данных. Согласно Приложению 1 к приказу Росрыболовства от 6 февраля 2015 г. № 104 к приоритетным объектам российского промысла отнесены: минтай, сельдь тихоокеанская, треска, черный и белокорый палтус, тихоокеанские лососи, осетровые виды рыб, краб камчатский, краб синий, краб-стригун опилио, краб-стригун бэрди, кальмары и трубачи.

При дефиците или низком качестве доступной информации, исключающей возможность применения традиционных моделей динамики численности, обоснование ОДУ осуществляется с помощью так называемых «немодельных» методов (эвристических, трендовых, индикаторных и др.).

В Методические рекомендации не включены методы оценки приоритетных видов крабов и крабоидов (камчатского краба, синего краба, краба-стригуна опилио, краба-стригуна бэрди), поскольку их в известной степени заменяет действующий документ Росрыболовства «Правила регулирования промысла приоритетных видов крабов и крабоидов» (2016), а также методы, используемые для оценки запасов лососевых видов рыб, из-за выраженной специфики их жизненного цикла и промысла, что не позволяет привлекать к оценке запасов этих видов традиционные методические подходы.

В настоящих Методических рекомендациях основной упор делается на детальном рассмотрении современных моделей и методов, рекомендуемых Межинститутской рабочей группой по методологии оценки сырьевой базы рыболовства (РГМ) для практического применения при подготовке материалов,

обосновывающих ОДУ. Приводится также описание и рекомендации по использованию «немодельных» методов оценки. Для всех моделей и методов, включенных в Методические рекомендации, приведены ссылки на источники доступного программного обеспечения.

Распределение рекомендуемых моделей и методов по уровням доступного информационного обеспечения расчетов обусловлено соответствующими положениями приказа Росрыболовства от 6 февраля 2015 г. № 104 (Приложение 1 «Требования к процедуре расчета запаса и определения общего допустимого улова ...» к Приложению к приказу):

«Исходя из структуры и качества доступной информации, выделяются 3 уровня информационного обеспечения прогноза ОДУ:

I уровень. Доступная информация обеспечивает проведение всестороннего аналитического оценивания состояния запаса и ОДУ с использованием структурированных моделей эксплуатируемого запаса.

Минимальные требования к составу информации на данном уровне: исторические ряды возрастного состава, уловов, уловов на единицу промыслового усилия, темпа весового роста, темпа полового созревания, а также среднее по годам и возрастным группам значение коэффициента естественной смертности.

II уровень. Доступная информация обеспечивает проведение ограниченного аналитического оценивания состояния запаса и ОДУ с использованием продукционных моделей эксплуатируемого запаса.

Минимальные требования к составу информации на данном уровне: исторические ряды уловов и уловов на единицу промыслового усилия (или промысловых усилий).

III уровень. Недостаточная полнота и/или качество доступной информации исключают использование моделей эксплуатируемого запаса.



Обоснование ОДУ строится на эмпирических, трендовых, индикаторных и других приближенных методах, применяемых в случае дефицита информации».

В заключение необходимо отметить, что данные Методические рекомендации не содержат исчерпывающих сведений обо всех многочисленных нюансах современных подходов к оценке запасов и ОДУ, ограничиваясь подробными пояснениями по работе с рекомендуемыми базовыми методами и их программным обеспечением. Однако уже эти знания позволят разработчикам сырьевых прогнозов повысить обоснованность рекомендуемых объемов общих допустимых уловов, приведя ее в соответствие с современными мировыми требованиями.

## **Раздел I**

### **Отраслевые методики оценки запасов приоритетных видов водных биологических ресурсов для I уровня информационного обеспечения расчетов**

## Когортные модели (краткое описание)

Когортные модели являются основным классом моделей, применяемых для количественной оценки состояния запасов. Существует множество модификаций когортных моделей, которые можно сгруппировать в несколько семейств. Модели этого класса основаны на представлении популяции в виде совокупности отдельных поколений, численность каждого из которых убывает под воздействием промысла и от естественных причин. Минимально необходимые требования к информационному обеспечению модели в обязательном порядке включают в себя возрастной состав уловов, а также ряды уловов из промысловой статистики и навески, необходимые для формирования матрицы уловов. Дополнительные источники информации зависят от типа выбранной модели.

Динамика численности каждого поколения описывается уравнением экспоненциальной убыли:

$$N_{t+1,a+1} = N_{t,a} \exp(-\delta F_{t,a} - M_a - \varepsilon_M) \equiv N_{t,a} \exp(-M_a - \varepsilon_M)(1 - \varphi_{t,a}) \quad (I.1)$$

$$N_{t+1,A} = N_{t,A} \exp(-\delta F_{t,A} - M_A - \varepsilon_M) + N_{t,A-1} \exp(-\delta F_{t,A-1} - M_{A-1} - \varepsilon_M) \quad (I.2)$$

где  $N_{t,a}$  – численность особей возраста  $a$  в год  $t$ ;

$t$  – календарный год;

$a$  – возраст;

$A$  – возраст плюс-группы, объединяющей особей в возрасте  $A$  и старше;

$\delta$  – период промысла в долях года;

$F_{t,a}$  – мгновенная промысловая смертность по годам и возрастам;

$M_a$  – коэффициент естественной смертности как функция возраста;

$\varphi_{t,a}$  – доля численности возрастной группы  $a$ , изъятая ввиду улова в год  $t$ ,

$\varepsilon_M$  – случайная компонента смертности, с дисперсией  $\sigma_M$ .

Связь возрастного состава уловов с численностью задается уравнением Баранова [1918]:

$$C_{t,a} = \frac{F_{t,a}}{F_{t,a} + M_a} N_{t,a} [1 - \exp(-\delta(F_{t,a} + M_a))] \equiv \varphi_{t,a} N_{t,a} \exp(-\Delta M_a), \quad (I.3)$$

где  $C_{t,a}$  – матрица уловов;

$\Delta$  – период года ( $0 < \Delta < \delta$ ), в который осуществляется вылов в модели Поупа.

Уравнения (I.1)-(I.3) являются общими для всех когортных моделей, однако для оценки всех неизвестных параметров вышеприведенных уравнений недостаточно - требуются дополнительные гипотезы о данных: результаты наблюдений (индексы численности), начальные и граничные условия (зависимость запас-пополнение, терминальные значения промысловой смертности), предположение сепарабельности промысловой смертности, статистическая структура ошибок. Конкретный вид выбранных гипотез и определяет модель. В данных Методических рекомендациях приведены описания избранных классов этих моделей, а также реализующего их программного обеспечения, рекомендованного рабочей группой по методам.

## Литература

Баранов Ф.И. К вопросу о биологических основаниях рыбного хозяйства // Изв. отдела рыбоводства и научно-промысл. исслед. 1918. Т. 1. Вып. 2. С. 84-128.

## **I.1. Программный комплекс TISVPA (ФГБНУ «ВНИРО»)**

**Д.А. Васильев, 2005**

### **I.1.1. Описание модели**

Отличительной чертой модели является целенаправленное использование принципов робастной статистики с целью снижения искажающего влияния ошибок в данных на результаты анализа. Отметим, что в большинстве современных моделей, используемых для оценки состояния запасов, в той или иной степени используется так называемое сепарабельное представление коэффициентов промысловой смертности - в виде произведения факторов, зависящих от возраста, и факторов, зависящих от года. Такая параметризация модели позволяет снизить количество неизвестных и получать однозначную информацию о текущем состоянии запаса непосредственно из данных по возрастному составу уловов. Однако иногда считается, что сепарабельные модели являются излишне структурно жесткими для описания особенностей взаимодействий различных поколений с промыслом. Эта проблема в значительной степени решена в моделях группы TISVPA (Triple Instantaneous Separable VPA). Коэффициенты промысловой смертности (точнее – коэффициенты эксплуатации) представлены в виде произведения трех параметров:  $f(\text{year}) \times s(\text{age}) \times g(\text{cohort})$ , т.е. дана возможность оценить в рамках когортной модели дополнительный набор параметров, связанных с поколением, что позволяет адаптировать традиционное сепарабельное представление промысловой смертности (как произведение компонента, зависящего от года, и компонента, зависящего от возрастной группы) к ситуациям, когда некоторые поколения могут иметь особенности в своем взаимодействии с промысловыми флотами, вызванные, например, их различным пространственным распределением, большей притягательностью для промысла более многочисленных поколений или другими причинами. Кроме того, подобный прием позволяет в определенной степени снизить влияние некоторых систематических ошибок в данных.



Целенаправленное использование принципов робастной статистики в процедурах оценивания параметров моделей группы TISVPA позволяет снизить влияние ошибок в данных на результаты анализа и выделить больше информации о системе «запас-промысел» из имеющихся данных. Модели группы TISVPA включают в себя различные приемы, помогающие работать с данными реального (т.е. достаточно низкого) качества. Среди них: робастные целевые функции, возможность целенаправленного обеспечения несмещенности решения, независимость оценок возрастной зависимости от относительной селективности промысла от выбора пользователем ее формы, применение различных опций относительно взаимной справедливости предположений о качестве данных по возрастному составу уловов и устойчивости селективных свойств промысла, возможность исключения влияния межгодовых изменений в коэффициентах улавливаемости съемок на результаты анализа и др.

В моделях группы TISVPA [Васильев, 2006; Васильев, 2015; Vasilyev 2005; Vasilyev, 2006] предполагается наличие ошибки в данных по возрастному составу уловов  $C_{a,y}$ , в данных съемок с возрастной структурой или без, в сепарабельном представлении промысловой смертности, а также в данных съемок. Отличительной чертой моделей группы TISVPA является целенаправленное использование принципов робастной статистики с целью снижения искажающего влияния ошибок в данных на результаты анализа.

Используются различные приемы, помогающие работать с данными реального (т.е. достаточно низкого) качества со значительным числом резко выделяющихся значений (аутлаеров). Среди них: робастные целевые функции, возможность целенаправленного обеспечения несмещенности решения, возможность исключения влияния межгодовых изменений в коэффициентах улавливаемости съемок на результаты анализа и др.

Модель TISVPA, будучи сепарабельной, подразумевает внутреннюю оценку параметров, описывающих зависимость относительной селективности промысла от возраста.

Используемое в классических сепарабельных когортных моделях представление коэффициентов промысловой смертности в виде произведения двух параметров (зависящего от возраста фактора селективности и фактора, отражающего приложенное в данном году промысловое усилие) может в ряде случаев оказываться слишком жестким для реальных систем «запас-промысел». Это связано с возможными отклонениями от среднелетних устойчивых селективных свойств промысла, возникающими как по причине изменений в свойствах используемых орудий лова, так и по «биологическим» причинам. В последнее время появились модели, дающие очень широкий диапазон возможностей по параметризации матрицы селективности промысла, например модель SAM [ICES, 2009], однако при этом выбор оптимальной модели селективности остается непростой задачей.

В моделях группы TISVPA используется уточненное описание взаимодействия запаса с промыслом, заключающееся в представлении коэффициентов промысловой смертности (точнее – коэффициентов эксплуатации) в виде произведения трех параметров:  $f(\text{год}) \times s(\text{возраст}) \times g(\text{поколение})$ , что дает возможность оценить в рамках когортной модели дополнительный набор параметров, связанных с поколением. Этот дополнительный набор параметров позволяет адаптировать традиционное сепарабельное представление промысловой смертности (как произведение зависящего от года компонента и компонента, зависящего от возрастной группы) к ситуациям, когда некоторые поколения могут иметь особенности в своем взаимодействии с промысловыми флотами, вызванные, например, их различным пространственным распределением, большей притягательностью для промысла более многочисленных поколений или другими причинами.

Процедура оценки параметров основана на принципах робастной статистики (использование робастных целевых функций с получением гарантированно несмещенных оценок).

В принципе, модель основана на следующих традиционных для когортных моделей соотношениях:

$$C_{a,y} = \varphi_{a,y} N_{a,y} e^{-M/2}, \quad (I.1.1.1)$$

$$N_{a,y} = \frac{N_{a+1,y+1} e^M}{1 - \varphi_{a,y}}, \quad (I.1.1.2)$$

$$N_{a,y} = (N_{a+1,y+1} e^{M/2} + C_{a,y}) e^{M/2} \quad (I.1.1.3)$$

$$\varphi_{a,y} = s_a g_j f_y, \quad (I.1.1.4)$$

где  $N_{a,y}$  – численность возрастной группы  $a$  в начале года  $y$ ;

$C_{a,y}$  – вылов из возрастной группы  $a$ , взятый в год  $y$ ;

$\varphi_{a,y}$  – доля численности возрастной группы  $a$ , изъятая в виду улова в год  $y$ ;

$f_y$  – фактор, отражающий приложенное промысловое усилие в год  $y$  (фактор усилия);

$s_a$  – фактор селективности;

$g_j$  – фактор поколения (где  $j$  - индекс поколения).

На возможные значения факторов селективности наложена нормировка:

$$\sum_{a=1}^m s_a = 1 \quad (I.1.1.5)$$

(где  $m$  - количество возрастных групп, представленных в уловах).

Значения факторов поколения нормируются таким образом, что их среднематричное значение поддерживается равным единице:

$$\sum_{y=1}^{n-1} \sum_{a=1}^{m-1} g_{a,y} = 1 / [(n-1)(m-1)] \quad (I.1.1.6)$$

( $n$  - количество лет промысла),

где:

$$g_{a(j)l, y(j)l} = g_{a(j)l+1, y(j)l+1} = g_{a(j)l+2, y(j)l+2} = \dots = g_{a(j)k, y(j)k} = g_j \quad (I.1.1.7)$$

$a_{(j)l}$  – индекс младшей возрастной группы, а  $a_{(j)k}$  – индекс старшей возрастной группы, представленные в уловах в рассматриваемом поколении  $j$ .

С целью повышения устойчивости процедуры оценки параметров модели для последнего года промысла и старшей возрастной группы значения фактора поколения всегда назначаются равными единице.

При фиксированных значениях  $(M, f_n)$  остальные параметры модели, а именно векторы  $\{f_y\}, \{s_a\}$  и  $\{g_j\}$ , а также матрицы численности запаса  $N_{a,y}$  и теоретических значений уловов  $\hat{C}_{a,y}$ , оцениваются в рамках специальных итеративных процедур, построенных на основе соотношений (I.1.1-I.1.7). «Оптимальные» с точки зрения минимума целевой функции модели значения  $(M, f_n)$  находятся во внешнем цикле. Оценки  $\varphi_{a,y}$  пересчитываются в традиционные мгновенные коэффициенты промысловой смертности по формуле:

$$F_{a,y} = -\ln(1 - \varphi_{a,y}).$$

Для поколений, представленных в матрице возрастного состава уловов тремя точками и менее, а также для терминального года и старшей возрастной группы всех лет значения  $g_j$  не перерасчитываются в рамках итеративного процесса и остаются неизменными (их отличия от первоначально заданных единичных значений обуславливаются только нормировкой).

Упомянутые выше зависящие от поколения множители (g-факторы) могут быть оценены и применены не только для всего интервала возрастных групп, включенных в модель, но и для некоторого выбранного возрастного «окна». Это помогает (А) быть ближе к реальной ситуации (если известно, что только некоторый диапазон возрастных групп может иметь зависящие от численности поколения особенности во взаимодействии с промыслом) и (Б) снизить влияние возрастных групп, данные по возрастному составу уловов для которых имеют более низкое качество (обычно – самые младшие или старшие возрастные группы). Для возрастных групп, не входящих в выбранный диапазон, значения g-факторов принимаются равными единице, но в результате общей нормализации всех g-факторов на единицу в среднем использующейся в модели для балансировки процедуры оценки параметров могут в результате принимать несколько отличные от единицы значения.

Относительно связанных с поколением особенностей в общей возрастной зависимости селективных свойств промысла в модели предусмотрены два варианта:

1 - подмодель «внутригодового перераспределения промыслового усилия между возрастными группами»;

2 - подмодель «общего роста (снижения) селективности для отдельных возрастов».

В рамках первой подмодели предполагается, что в каждом году поколения, более «притягательные» для промысла, заимствуют некоторое количество промыслового усилия у других поколений за счет увеличения их коэффициента селективности и снижения коэффициентов селективности других когорт в данном году. Вторая подмодель предполагает, что некоторые поколения имеют более высокие (или низкие) коэффициенты селективности, но это не приводит к непосредственным изменениям коэффициентов селективности для других поколений

Модели группы TISVPA позволяют в определенной степени снять ограничения на использование сепарабельных когортных моделей для анализа систем «запас-промысел», характеризующихся различиями в доступности для промысла разных годовых классов. Этот подход также дает возможность сблизить друг с другом сепарабельные и несепарабельные модели и объединить их достоинства: он позволяет не только учитывать ошибки в данных по возрастному составу уловов и получать оценки в отсутствие дополнительной информации (данных по промысловому усилию или уловам на единицу усилия, результатов съемок и т.д.) - свойство сепарабельных когортных моделей, но и лучше учитывать в модели различия во взаимодействии с промыслом различных поколений – полезное свойство несепарабельных когортных моделей.

Краткое описание модели представлено в табл. I.1.1.1.



Таблица I.1.1.1. Свойства моделей группы TISVPA

Модель	<b>TISVPA</b>
Версия	<b>2006.1</b>
Тип модели	Сепарабельная модель применена к одному или двум периодам. Сепарабельная модель захватывает весь период анализа. Имеется возможность включить третий, зависящий от поколения, фактор
Коэффициенты селективности	<p>Коэффициент селективности для старшей возрастной группы приравнен к предыдущему. Коэффициенты селективности по возрастным группам нормированы по сумме на единицу. Для плюс-группы принимается та же промысловая смертность, что и для предыдущей возрастной группы.</p> <p><b>Если в модель включены факторы поколения, то</b>  <math>s(a,y)=s(a)g(\text{cohort})</math>.</p> <p><math>s(a,y)</math> могут быть нормализованы для каждого года по сумме на 1 – подмодель «внутригодового перераспределения усилия»  или нет – подмодель «увеличения (снижения) коэффициента селективности».</p> <p>Матрица <math>g</math>-факторов нормализована на среднее = 1.</p>
Оцениваемые параметры:	
Коэффициенты улавливаемости	Могут оцениваться или быть приняты равными единице. Коэффициенты улавливаемости оцениваются аналитически как экспоненты средних логарифмических остатков между оценками численности, полученными из уловов и съёмок
Плюс-группа	Плюс-группа не моделируется, но ее численность рассчитывается из уловов в предположении о равенстве промысловой смертности для плюс-группы и старшей группы
Съёмки биомассы нерестового запаса (SSB)	Могут рассматриваться как абсолютные или относительные индексы. Во втором случае – коэффициент пропорциональности рассчитывается аналитически как экспонента среднего логарифмического остатка между оценками SSB, полученными из данных по возрастному составу уловов и по съёмкам

Съемки в (терминальный+1) год	Могут использоваться
Целевая функция	<p>Целевой функцией является взвешенная сумма компонентов. Для данных по возрастному составу уловов соответствующими компонентами могут быть:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- сумма квадратов остатков в логарифмах уловов (SS);</li> <li>- медиана распределения квадратов остатков в логарифмах уловов (MDN);</li> <li>- абсолютное медианное отклонение (AMD).</li> </ul> <p>Для оценок SSB по съемкам – сумма квадратов остатков между логарифмами оценок SSB по съемкам и по модели.</p> <p>Для съемок с возрастной структурой – SS, MDN или AMD для логарифмов <math>N(a, y)</math> или для возрастных пропорций запаса (не взвешенных или взвешенных по численности)</p>
Оценка неопределенности	<p>Для оценки неопределенности применен параметрический условный бутстреп относительно возрастного состава уловов (в предположении, что данные распределены логнормально, дисперсия оценивается в базовом прогоне модели) вместе с зашумлением дополнительной информации (в предположении, что ошибки в данных имеют логнормальное распределение, значение дисперсии задается пользователем)</p>
Другие аспекты	<p>Для данных по возрастному составу уловов могут использоваться три модели ошибки:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>- ошибки отнесены к данным по возрастному составу уловов. Это чисто сепарабельная модель («версия с управляющими уловами»);</li> <li>- ошибки отнесены к сепарабельной модели промысловой смертности. Это соответствует обычной VPA, но сепарабельная модель используется для оценки терминальных значений промысловой смертности («версия с управляющими уловами»);</li> <li>- ошибки отнесены к обоим источникам («смешанная версия»). Для каждой возрастной группы и года промысловая смертность оценивается по когортным уравнениям (в аппроксимации Поупа). Конечная оценка является взвешенным средним между двумя оценками, веса задаются</li> </ul>

	<p>пользователем или обратно пропорциональны квадрату остатка в каждой точке.</p> <p>Относительно ограничений на остатки в возрастном составе уловов возможны четыре варианта:</p> <p>1 - достигаются нулевые суммы остатков по всем годам и возрастам между оценками промысловой смертности из когортных уравнений и по сепарабельной модели («несмещенная сепарабеллизация»);</p> <p>2 - как в варианте 1, но отклонения взвешиваются по возрастным оценкам селективности;</p> <p>3 - как в варианте 1, но относительно логарифмических остатков в возрастном составе уловов (достигается несмещенность оценок численности);</p> <p>4 - отсутствие ограничений на смещение.</p> <p>В варианте 2 нулю также равны покогортные суммы остатков. В вариантах 1, 2, и 3, если для оценки g-факторов использован не весь возрастной диапазон, перечисленные выше условия в смысле несмещенности могут выполняться не точно для <math>s(a,y)</math>, но по-прежнему выполняются для независимых от факторов поколений оценок <math>s(a)</math>.</p>
Язык	Visual Basic

Принят следующий алгоритм работы с нулевыми значениями уловов:

1. Если  $C_{a,y} = 0$ , то значение  $\varphi_{a,y}$  принимается равным «теоретической» величине:

$$\varphi_{a,y} = s_{a,y} f_y$$

2. Значения остатков модели для нулевых уловов приняты равными нулю.

3. Значения численности для нулевых уловов рассчитываются следующим образом:

3.1. Если  $N_{a+1,y+1} > 0$  и  $C_{a,y} = 0$ , то  $N_{a,y}$  рассчитывается по формуле (I.1.1.2).

3.2. Если  $N_{a+1,y+1} = 0$  и  $C_{a,y} = 0$ , то  $N_{a,y} = 0$ .

3.3. Если  $N_{a+1,y+1} = 0$  и  $C_{a,y} > 0$ , то  $N_{a,y}$  рассчитывается по формуле (I.1.1.1).

Текущая программная реализация модели позволяет использовать до 3 индексов биомассы нерестового запаса (SSB) и до семи индексов численности с возрастной структурой. В программе допускается использование массивов данных до 70 лет и до 30 возрастных групп. Естественно, эти параметры могут быть при необходимости увеличены программным способом.

Следует отметить, что в настоящее время ведутся работы над созданием новой расширенной более совершенной программной реализации модели, предназначенной стать составной частью программного пакета «Combi» [Бабаян и др., 2011], реализующего современные подходы к оценке различных стратегий управления.

### **I.1.2. Руководство пользователя**

Программная реализация выполнена в среде Visual Basic и может работать в любой разновидности Windows до версии 10 включительно. Удобнее всего работать с программой, если Visual Basic установлен на компьютере пользователя, в противном случае придется пользоваться достаточно громоздким загрузочным блоком.

При этом надо учесть, что в компьютере пользователя в установках системы в качестве разделителя десятичной части числа должна использоваться точка.

Входными файлами являются текстовые файлы. Разделителем между числами должен являться пробел. Входные файлы включают в себя:

- файл с уловами в численном выражении по возрастным группам и годам промысла (нулевые значения уловов в отдельных точках входной матрицы допускаются);

- файл со средними значениями массы особи по возрастным группам и годам промысла;

- файл со средними значениями доли половозрелых рыб по возрастным группам и годам промысла;

– файл с оценками мгновенного коэффициента естественной смертности  $M$  по возрастным группам и годам промысла. При отсутствии такой информации в принципе в модели может быть поставлена задача оценки этого параметра как единой константы для всех возрастных групп всех лет или в виде квадратичной зависимости от возраста как функции от возраста массовой половозрелости, определяющего положение минимума кривой.

– файлы со значениями индекса численности запаса с возрастной структурой;

– файлы с оценками индекса биомассы нерестового запаса по годам.

Файлы индексов могут содержать пропуски для отдельных возрастных групп и (или) лет, включая терминальный год (последний год, для которого имеются данные по возрастному составу уловов).

Все входные файлы должны быть помещены в директорию **C:\vbisvpa** или его поддиректории. В случае необходимости размещение файлов может быть изменено программным способом.

Выходные файлы включают в себя:

– файл с записью траектории минимизации, в который занесены значения всех компонент целевой функции модели и значение общей целевой функции в зависимости от величины  $SSB$  и  $f$  в терминальный год, а также от величины  $M$ , если этот параметр оптимизируется в рамках расчетов. Файл носит название **minim.out**;

– файл с конечными результатами (по умолчанию носит название **output.out**, которое может быть изменено в меню);

– файлы с результатами применения бутстрепа:

1) **bootf.out** – включает в себя оценки фактора усилия по годам промысла и прогонам бутстрепа;

2) **bootm.out** – включает в себя оценку мгновенного коэффициента естественной смертности по прогонам бутстрепа (если эта величина оценивается в рамках модели);

3) boots1.out и boots2.out – файлы с оценками зависимости относительной селективности промысла от возраста для двух периодов (программа позволяет в случае необходимости оценивать две зависимости для двух различных последовательных периодов времени);

4) bootssb.out – файл с оценками SSB по годам промысла и прогонам бутстрепа;

5) boottsb.out – файл с оценками биомассы общего запаса по годам промысла и прогонам бутстрепа;

6) bootntrm.out – файл с оценками численности по возрастным группам в терминальном году по прогонам бутстрепа.

В модели используется условный параметрический бутстреп относительно данных по возрастному составу уловов и безусловный параметрический бутстреп относительно используемых индексов численности или биомассы нерестового запаса.

Файл с результатами расчетов (output.out) содержит:

- краткий перечень основных опций модели, использованных в текущем прогоне;

- оценки коэффициентов пропорциональности между модельными оценками SSB и их индексами (если таковые используются в расчетах);

- оценки мгновенного коэффициента естественной смертности по возрастным группам (если коэффициенты естественной смертности считаются известными и используются в качестве входных данных, то выводятся их значения для терминального года);

- оценки относительной селективности промысла как функции возрастной группы;

- оценки коэффициентов улавливаемости по возрастным группам для каждого используемого в расчетах индекса численности с возрастной структурой;

- матрица оценок относительной селективности промысла (как функции от года и возраста);

- оценки  $g$ -факторов (представлены в зависимости от года и возраста);
- оценки факторов усилия по годам промысла;
- оценки численности общего запаса по годам промысла;
- оценки биомассы общего запаса по годам промысла;
- оценки  $SSB$  на начало года по годам промысла;
- оценки  $SSB$  на момент нереста по годам промысла;
- значения индексов  $SSB$  и логарифмические остатки относительно модельных оценок  $SSB$  по годам промысла для каждого из индексов  $SSB$ ;
- оценки численности запаса по возрастным группам и годам промысла;
- логарифмические остатки для данных по возрастному составу уловов по возрастным группам и годам промысла;
- остатки в сепарабельном представлении коэффициентов эксплуатации;
- взвешенные по оценкам селективности остатки в сепарабельном представлении коэффициентов эксплуатации;
- логарифмические остатки для использованных в расчетах индексов численности с возрастной структурой;
- оценки мгновенных коэффициентов промысловой смертности по возрастным группам и годам промысла.

После загрузки программы на экран выводится запускающая форма, в которую необходимо внести параметры, характеризующие опции работы модели. Запускающая форма представлена на рис. I.1.2.1.

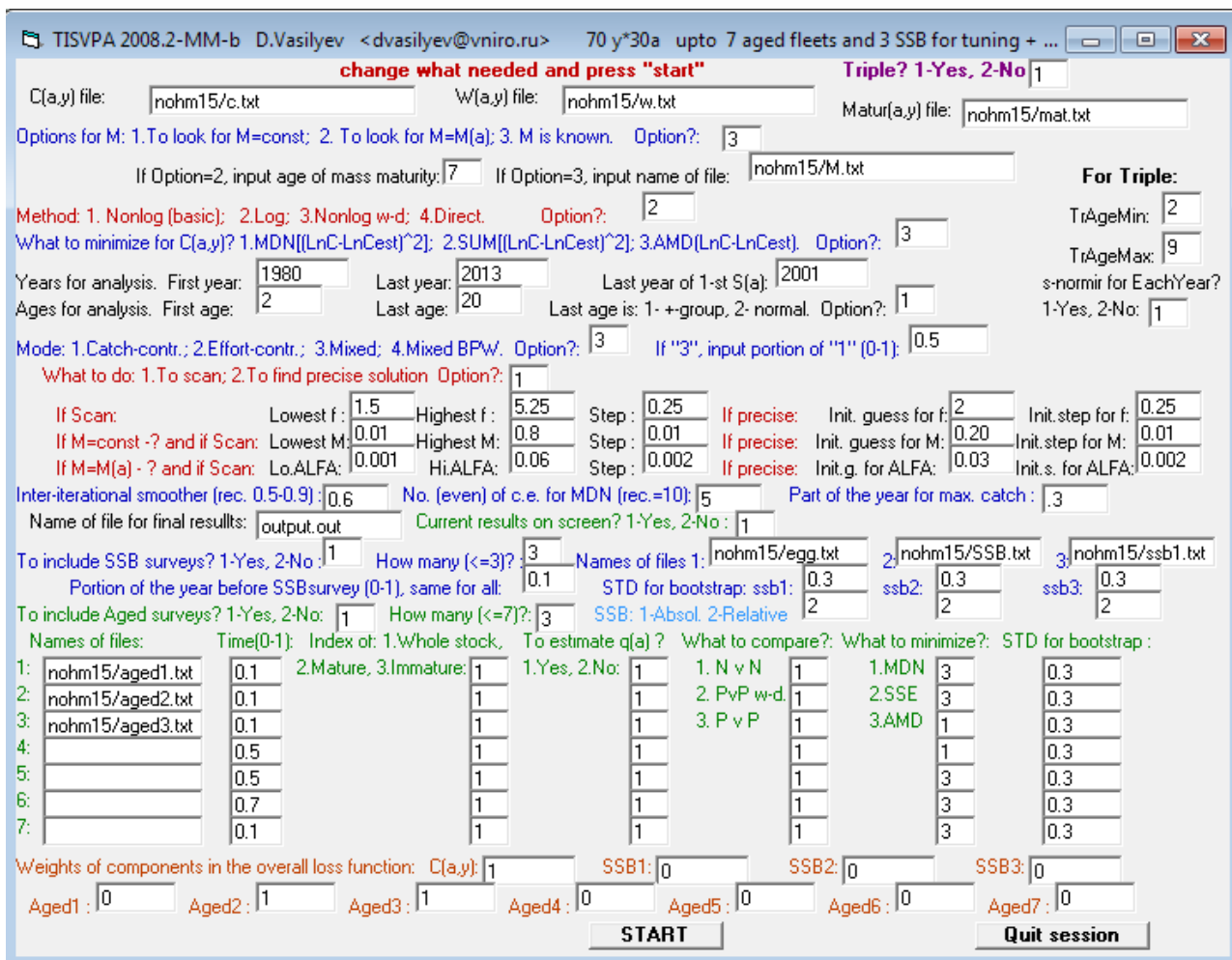


Рис. I.1.2.1. Запускающая форма программы

Перед запуском программы в запускающей форме в соответствующие графы вводятся названия входных и выходных файлов.

Далее выбирается версия модели с обычной (двухпараметрической) аппроксимацией коэффициентов эксплуатации или же с трехпараметрической (с использованием g-факторов) аппроксимации.

Если выбрана трехпараметрическая версия модели, то следует задать младший и старший возраст для диапазона возрастов, для которого будут оцениваться и применяться g-факторы.

Для трехпараметрической версии модели выбирается вид подмодели (1 или 2), где:

1 - подмодель «внутригодового перераспределения промышленного усилия между возрастными группами»;



2 - подмодель «общего роста (снижения) селективности для отдельных возрастов».

Далее следует установить нужную опцию модели относительно мгновенных коэффициентов естественной смертности  $M$ :

оценить  $M$  как единую для всех возрастных групп и лет величину, или оценить  $M(a)$  как простую квадратическую функцию от возраста, или задать матрицу  $M(a,y)$  в качестве входных данных.

Если выбран второй вариант, то следует ввести возраст массовой половозрелости, соответствующий минимуму кривой.

Следующим шагом является выбор метода оценки параметров. В модели зарезервированы четыре варианта.

В первом варианте решение будет обладать свойством «несмещенности сепарабелизации», т.е. сумма остатков в сепарабельном представлении промысловой смертности будет нулевой для каждой возрастной группы и для каждого года.

Во втором варианте обеспечивается «несмещенность» оценок логарифмов численности, точнее – нулевые суммы остатков по годам и возрастным группам в описании моделью логарифмов данных по возрастному составу уловов.

Использование третьего варианта процедуры оценки параметров обеспечивает «несмещенность взвешенной сепарабелизации», где весовыми коэффициентами являются оценки селективности.

Наконец, четвертый вариант дает оценку параметров, соответствующую минимуму целевой функции модели, свободную от наложенных ограничений на смещенность решения.

Далее надлежит выбрать вид компонент целевой функции модели. В модели имеется возможность для возрастного состава уловов минимизировать сумму квадратов ( $SS$ ) логарифмических остатков, или медиану распределения квадратов логарифмических остатков ( $MDN$ ), или же абсолютное медианное отклонение ( $AMD$ ), представляющее собой медиану распределения

абсолютных отклонений остатков от их медианного значения. Не трудно видеть, что первый вариант соответствует гипотезе о логнормальном характере распределения остатков, в то время как MDN и AMD являются робастными относительно аутлаеров мерами близости, свободными при этом от использования гипотезы о виде распределения остатков.

Для индексов численности с возрастной структурой имеется возможность использования описанных выше мер близости относительно остатков между логарифмами данных индексов и логарифмами оценок численности из когортной части модели. При этом для индексов с возрастной структурой можно минимизировать остатки как в оценках самих численностей, так и в долях возрастных групп в данных (невзвешенных или взвешенных по численностям по годам). Настройка на доли возрастных групп в данных индексов численности с возрастной структурой позволяет снизить искажения, связанные с межгодовыми изменениями в коэффициентах улавливаемости съемок.

Следующим шагом надлежит выбрать диапазон лет и возрастных групп для расчетов, а также год изменения в возрастной зависимости селективности промысла (модель позволяет оценивать разные зависимости для двух последовательных интервалов времени).

Одним из наиболее важных вопросов является выбор версии модели, имеющей отношение к трактовке ошибок, содержащихся в данных по возрастному составу уловов. В текущей реализации модели TISVPA предусмотрено 4 версии.

Первая из них, имеющая название версии «с управляющими уловами», трактует данные по возрастному составу уловов как абсолютно точные, как это присуще обычному классическому ВПА, а остатки модельного их описания относятся на счет отклонений реальных значений селективности промысла от их описания сепарабельной моделью.

Вторая версия, версия «с управляющими усилиями», как это присуще классическим сепарабельным моделям, доверяет гипотезе о устойчивости

селективных свойств промысла и относит остатки в описании данных по возрастному составу уловов на счет ошибок в данных. Расчеты численностей в этом случае ведутся через «теоретические» значения уловов, получаемые с использованием оцененных параметров модели.

Третья версия, «смешанная», относит остатки описания данных по возрастному составу уловов как на счет ошибок в самих данных, так и на счет отклонений от гипотезы об устойчивости селективных свойств промысла. В этой версии вес процедуры с «управляющими уловами» в общей процедуре задается пользователем на основании общих представлений об относительной степени доверия к гипотезам о точности данных по возрастному составу уловов и об устойчивости селективных свойств промысла.

Четвертая версия, носящая название «смешанной с поточечным взвешиванием», аналогична третьей, однако относительные веса процедур «с управляющими уловами» и «с управляющими усилиями» в общей процедуре в каждой точке матрицы уловов принимаются обратно пропорциональными квадрату остатков, получаемых при использовании первой или второй процедуры.

С целью облегчения анализа информативности различных входных данных и анализа профилей компонент общей целевой функции программная реализация модели позволяет задействовать так называемый «режим сканирования». В этом случае значения параметров модели, оцениваемые во внешнем цикле ( $f_{term}$  или  $(M$  и  $f_{term})$ ), пробегают заданный диапазон значений с заданным шагом. Полученные на каждом шаге значения компонент целевой функции сохраняются в файле `minim.out` и служат основой для дальнейшего построения графиков профилей компонент целевой функции в зависимости от величины параметра. Для наглядности в файле для каждой точки приводится также соответствующее значение оценки SSB в терминальный год. Анализ графиков компонент целевой функции позволяет наглядно отследить наличие и положение минимумов и дает пищу для размышлений о необходимости изменения расчетных опций, а также для выбора весовых коэффициентов

каждой из компонент в общей целевой функции. В этом режиме в выходном файле output.out будут содержаться результаты, соответствующие «грубому» минимуму (найденному с точностью до шага по сканируемым параметрам).

Точное решение в смысле минимума целевой функции модели позволяет получить другой «режим» работы модели, названный «поиск точного решения».

Имеется также необходимость указать ряд дополнительных параметров расчетной процедуры. Одним из них является коэффициент межитерационного сглаживания («inter-iteration smoother»). Он предназначен для подавления возможных осцилляций в функционировании итеративных процедур оценки параметров при работе с сильно зашумленными данными. Как правило, его значение выбирается в диапазоне 0,3-0,9. Не следует слишком беспокоиться о его точном выборе, поскольку на результаты это не влияет, а влияет лишь на скорость работы программы.

При использовании робастных мер близости (MDN или AMD) следует указать также количество центральных элементов распределения остатков, по которым оценивается медиана. Как правило, 10 элементов являются приемлемым количеством, однако если профили соответствующих компонент целевой функции при этом имеют слишком много локальных минимумов, может оказаться полезным увеличить это число. И наоборот, если профиль не содержит выраженного минимума, может оказаться полезным «обузить» окно центральных элементов. Дело в том, что на практике медиана ряда случайных величин оценивается, как правило, путем перераспределения его элементов в убывающем или возрастающем порядке и отысканием центрального элемента нового ряда (если общее число элементов нечетно) или среднего двух центральных элементов (если оно четно). Однако такая оценка медианы при ее практическом использовании для минимизации может приводить к нарушению непрерывности поверхности целевой функции. Это связано с тем, что при различных значениях параметров в центральном положении распределения могут оказываться разные элементы ряда остатков. По этой причине для того,

чтобы сделать поверхность функции потерь более гладкой, в качестве медианной меры в модели используется среднее по некоторому числу (например, 10) центральных элементов распределения. Как упоминалось выше, для сглаживания оценки медианы предложено использовать усреднение по некоторому количеству центральных элементов упорядоченного ряда квадратов остатков. Число 10, принятое за интервал для усреднения, выбрано достаточно произвольно: вообще говоря, оно может меняться от одного до общей длины ряда остатков. Однако в последнем случае усреднение приводит к оценке мат. ожидания, а не медианы квадратов остатков. Таким образом, в сущности, предложенный подход (когда используется усреднение по некоторому числу центральных элементов ряда) может рассматриваться в качестве компромисса между действительной медианной минимизацией и обычным критерием наименьших квадратов. Чем уже «окно», тем ближе оценка к действительной медиане. Преимуществом данного компромисса, согласно нашему опыту, является то, что расширение «окна» приводит к более гладкой целевой функции, в то время как для более узкого «окна» минимумы более отчетливы.

Если в расчетах используются индексы численности запаса с возрастной структурой, то для каждого из них следует указать:

- индексом общего, нерестового или неполовозрелого запаса он является;
- рассчитывать ли для него коэффициенты улавливаемости по возрастным группам или принять их равными единице;
- использовать данный индекс для «настройки» на численности, на возрастные пропорции или на взвешенные возрастные пропорции;
- какую меру близости использовать для каждого из них: SS, MDN или AMD.

Запуск программы осуществляется кликом мышки по клавише «start» на запускающей форме.

За ходом расчетов можно следить на специальной экранной форме (рис. I.1.2.2).

Age	s1(a)	s2(a)	M(a,yearmax)	Year	f(year)
2	0.0029063	0.0002124	0.32	2013	3.5
3	0.0085872	0.0015702	0.16	2012	6.7696308
4	0.016491	0.00653	0.14	2011	5.1358336
5	0.03488	0.0176057	0.18	2010	5.3821674
6	0.0771793	0.0411835	0.19	2009	7.3894635
7	0.1195628	0.0723097	0.22	2008	3.6956134
8	0.0902366	0.0582063	0.22	2007	3.2763805
9	0.0750697	0.0405113	0.23	2006	3.28876
10	0.0706724	0.0423473	0.25	2005	3.1779547
11	0.0611407	0.0421235	0.28	2004	2.8318775
12	0.0712807	0.0501489	0.26	2003	3.6281689
13	0.0579075	0.0507299	0.29	2002	4.4415458
14	0.0518566	0.0559404	0.29	2001	3.7723604
15	0.0604194	0.0553794	0.29	2000	5.1781381
16	0.0538562	0.0657536	0.29	1999	4.4037657
17	0.0389533	0.082781	0.29	1998	7.4288601
18	0.0363334	0.1055557	0.29	1997	5.3021136
19	0.0363334	0.1055557	0.29	1996	4.2275909
20	0.0363334	0.1055557	0.29	1995	2.6885472
				1994	1.2740152
				1993	2.7702624
				1992	2.7907471
				1991	2.836047
				1990	2.6842422
				1989	2.756719

(last 25)

boot N: 0

Рис. I.1.2.2. Экранная форма для отслеживания хода расчетов

На экранной форме на каждой итерации отображается:

- текущее и предыдущее значения компоненты целевой функции для возрастного состава уловов и общей целевой функции;
- текущие оценки относительной селективности промысла по возрастным группам;
- текущие оценки факторов усилия (для последних 25 лет промысла);
- номер текущей бутстреп-итерации (boot N). Если выполняется первоначальный прогон модели и бутстреп-процедура еще не запущена, то номер бутстреп-итерации равен нулю.

При необходимости расчет всегда можно остановить, кликнув мышью по клавише «STOP (if want)».

По окончании базового прогона пользователь при желании выполнить бутстреп-оценку неопределенности в результатах должен указать желаемое количество прогонов бутстреп-процедуры и запустить ее (рис. I.1.2.3).

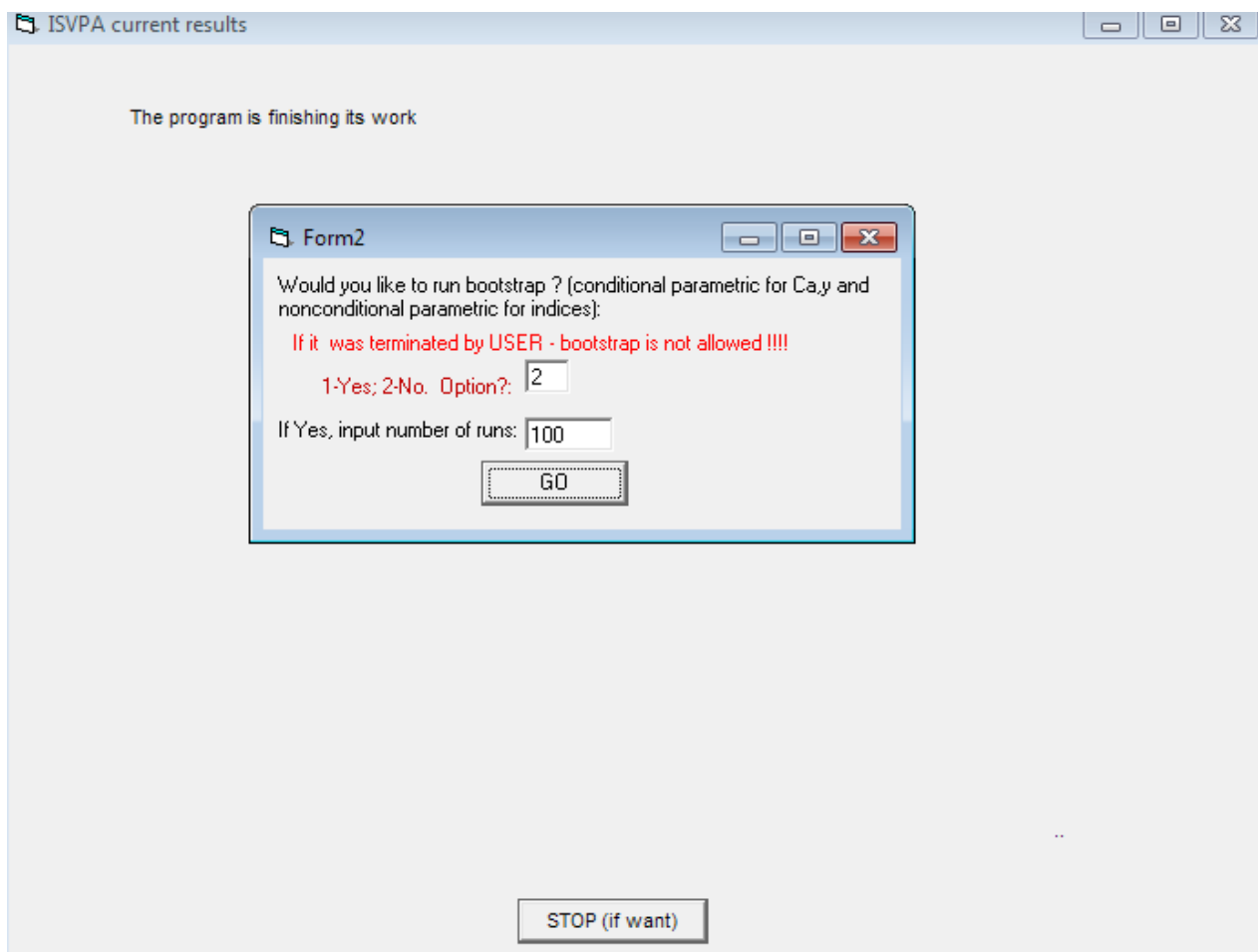


Рис. I.1.2.3. Экран запуска бутстреп-процедуры

Если в ходе выполнения бутстреп-прогонов отдельные прогоны окажутся несостоятельными (такое иногда бывает при исключительно сильно зашумленных исходных данных), пользователь имеет возможность приостановить процедуру бутстрепа (рис. I.12.4) и перезапустить текущую его итерацию (рис. I.12.5). При этом уже выполненные итерации не теряются, и общая процедура бутстрепа будет продолжена.

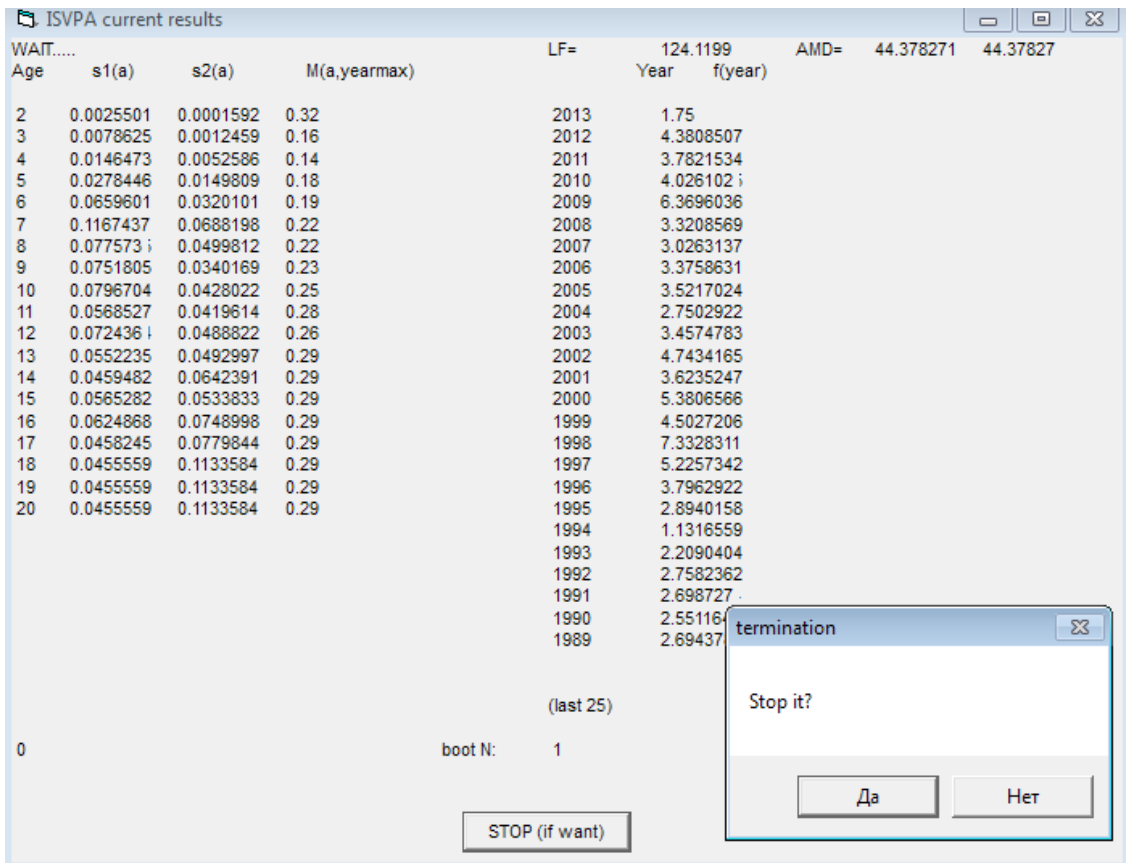


Рис. I.1.2.4. Приостановка процедуры бутстрепа

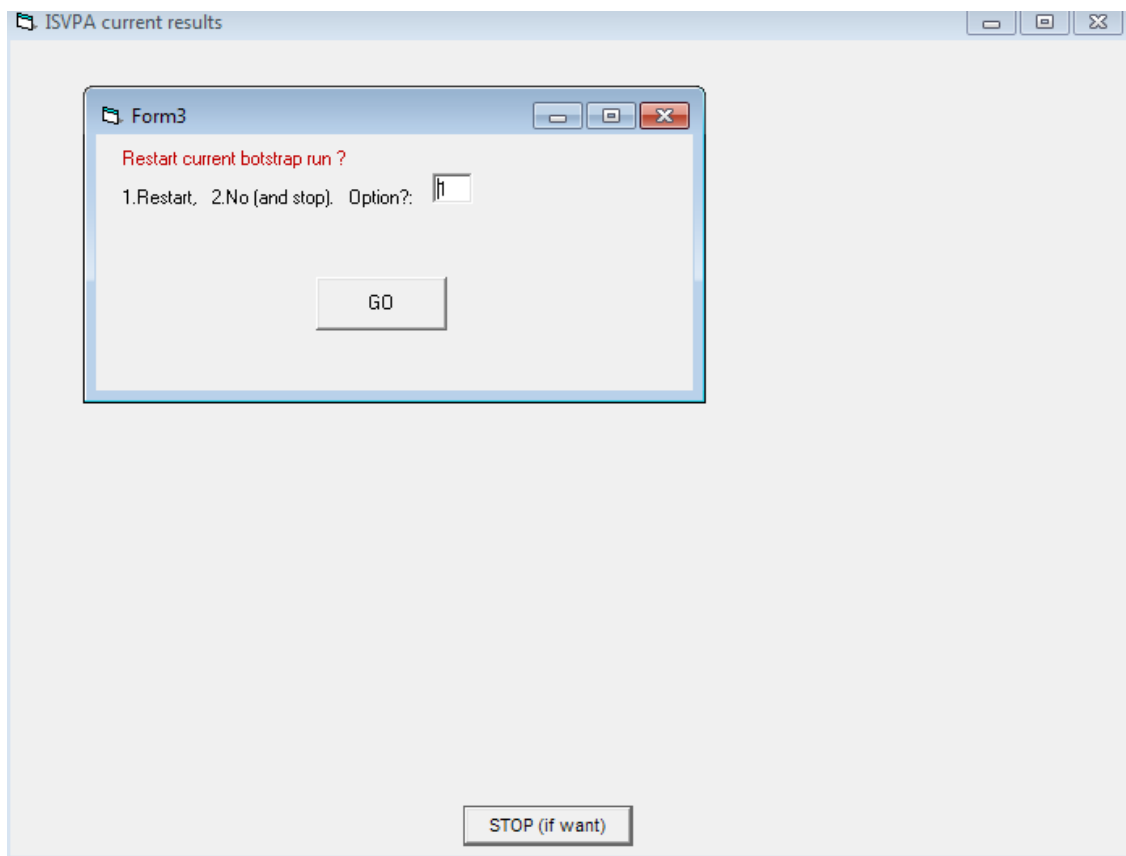


Рис. I.1.2.5. Перезапуск текущей итерации бутстрепа



Есть возможность привлечь к анализу данные съемок для года, следующего за последним годом, для которого имеются данные по возрастному составу уловов. В этом случае входной файл с возрастным составом уловов в строке, соответствующей этому году, должен содержать нули для каждой возрастной группы.

### **I.1.3. Опыт практического применения**

Модель более 10 лет широко используется в рамках Международного совета по исследованию моря (ИКЕС) для оценки запасов северо-восточной арктической трески, трески Балтийского моря подрайонов 25-32, северо-восточной арктической пикши, норвежской весенне-нерестующей (атлантическо-скандинавской) сельди, путассу и скумбрии Северо-Восточной Атлантики, в рамках других международных организаций, а также для оценки состояния запасов многих объектов отечественного рыболовства. Примеры практического применения модели для оценки запасов можно найти, например, в документах ИКЕС [ICES, 2008; ICES, 2009; ICES, 2014; ICES, 2015; ICES, 2015 а и др.], Антарктической Комиссии [Vasilyev, Shust, 2006; Vasilyev et al., 2007] и статьях [Васильев, Глубоков, 2005; Васильев, Булгакова, 2007; Васильев и др., 2011; Vasilyev, Tjelmeland, 2007].

Предположим, что в наличии имеются следующие данные:

Таблица I.1.3.1. Данные по возрастному составу уловов (файл С.txt)

1	13	1984	2014										
'	Catch	at	age										
'													
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1984	418011	21999	6942	14240	18807	20086	15145	8287	5988	783	232	153	69
1985	376092	68805	24634	45769	27806	19418	11369	3747	1557	768	137	36	71
1986	968041	392855	28968	70993	78672	25215	11711	4063	976	726	557	136	76
1987	183014	281390	13648	137106	98210	61407	13707	3866	910	455	187	227	100
1988	411004	22178	9828	22774	135347	54379	21015	3304	1236	519	106	69	62
1989	144003	237	5085	17313	32165	81756	27854	5501	827	290	41	13	28
1990	126006	28170	1911	7551	12999	17827	30007	6810	828	179	59	15	13
1991	152024	215663	4963	10933	16467	20342	19479	25193	3888	428	48	12	4
1992	1028844	156184	21835	36015	27494	23392	18351	13541	18321	2529	264	82	13
1993	20239042	512634	10094	46182	63578	33623	14866	9449	6571	12593	1749	377	86
1994	6878032	640312	6531	59444	102548	59766	32504	10019	6163	3671	7528	995	144
1995	15223009	756212	4879	42587	115329	98485	32036	7334	3014	1725	1174	1920	264
1996	21826184	1507895	7655	28782	80711	100509	54590	10545	2023	930	462	230	894
1997	15974079	1860228	12827	36491	69633	83017	65768	28392	4651	1151	373	213	383
1998	4849097	536596	31887	88874	48972	40493	34513	26354	6583	965	197	69	117
1999	1831013	295313	7501	77714	92816	31139	15778	15851	8828	1837	195	40	72
2000	2233032	171215	4701	33094	93044	47210	12671	6677	4787	1647	321	71	26
2001	2263023	113237	5044	35019	62139	63456	22794	5266	1773	1163	343	85	35
2002	458047	394130	2348	31033	76175	67656	42122	11527	1801	529	223	120	36
2003	4371006	107187	7263	20885	64447	71109	36706	14002	2887	492	142	97	65
2004	2319008	530183	2090	38226	50826	68350	50838	18118	6239	1746	295	127	63
2005	3067011	138453	5815	19768	113144	62665	44777	20553	6285	2348	562	100	52
2006	2194112	153164	8548	47207	33625	78150	31770	15667	7245	1788	737	210	226
2007	1248438	203625	25473	43817	62877	26303	34392	11240	4080	1381	505	285	92
2008	796042	97667	8459	51704	40656	35072	14037	20676	5503	1794	715	229	81
2009	8254012	161335	4866	38711	83998	46639	20789	8417	8920	1957	872	987	117
2010	8506020	254133	1778	16193	53855	75853	36797	17062	4784	4325	3034	913	273
2011	5076038	445433	1418	8033	32472	70938	73875	21116	11708	5058	3237	600	446
2012	13817044	1040167	2695	10462	16646	40372	70014	48315	12326	5214	1926	1124	411
2013	4978001	1541238	2903	13659	22752	21020	54231	74451	47124	9143	2963	694	683
2014	178000	624000	5234	19226	38407	36633	29901	56109	47540	22738	3717	1169	680

Таблица I.1.3.2. Данные по средней массе в запасе по возрастным группам и годам (файл w.txt)

	1	13	1984	2014									
	weight	at	age	in	the	stock							
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1984	0.02	0.22	0.42	1.16	1.81	2.79	3.78	4.57	6.17	7.7	9.25	10.85	13.033
1985	0.025	0.131	0.413	0.875	1.603	2.81	4.059	5.833	7.685	10.117	14.29	12.731	14.311
1986	0.025	0.1	0.311	0.88	1.47	2.467	3.915	5.81	6.58	6.833	11.004	12.731	14.311
1987	0.023	0.064	0.211	0.498	1.254	2.047	3.431	5.137	6.523	9.3	13.15	12.731	14.311
1988	0.024	0.084	0.212	0.404	0.79	1.903	2.977	4.392	7.812	12.112	13.107	12.731	14.311
1989	0.016	0.118	0.299	0.52	0.868	1.477	2.686	4.628	7.048	9.98	9.25	12.731	14.311
1990	0.026	0.145	0.398	0.705	1.182	1.719	2.458	3.565	4.71	7.801	8.956	12.731	14.311
1991	0.023	0.151	0.518	1.136	1.743	2.428	3.214	4.538	6.88	10.719	9.445	12.731	14.311
1992	0.023	0.115	0.44	0.931	1.812	2.716	3.895	5.176	6.774	9.598	12.427	12.731	14.311
1993	0.01	0.074	0.344	1.172	1.82	2.823	4.031	5.497	6.765	8.571	10.847	12.731	14.311
1994	0.012	0.051	0.235	0.753	1.42	2.413	3.825	5.416	6.631	7.63	8.112	12.731	14.311
1995	0.014	0.062	0.201	0.485	1.14	2.118	3.47	4.938	7.16	9.119	10.101	12.731	14.311
1996	0.013	0.062	0.195	0.487	0.971	2.054	3.527	5.503	7.767	10.159	10.669	12.731	14.311
1997	0.01	0.059	0.202	0.521	1.079	1.878	3.369	5.263	8.927	12.154	11.204	12.731	14.311
1998	0.008	0.048	0.217	0.533	1.161	1.939	2.945	4.574	7.423	10.367	11.738	12.731	14.311
1999	0.012	0.055	0.203	0.52	1.174	2.031	3.034	4.464	6.482	10.269	10.882	12.731	14.311
2000	0.014	0.068	0.194	0.465	1.208	1.972	3.048	4.096	5.724	7.457	9.582	12.731	14.311
2001	0.011	0.089	0.285	0.522	1.196	2.239	3.313	5.118	6.376	9.241	11.322	12.731	14.311
2002	0.013	0.063	0.251	0.605	1.189	2.138	3.333	4.766	6.859	9.333	10.186	12.731	14.311
2003	0.011	0.074	0.23	0.537	1.31	2.009	3.241	4.971	6.739	8.706	15.026	12.731	14.311
2004	0.009	0.054	0.25	0.546	1.087	2.035	2.921	4.384	6.254	8.543	9.735	12.731	14.311
2005	0.01	0.056	0.231	0.624	1.118	1.932	3.046	3.955	5.811	8.289	13.44	12.731	14.311
2006	0.013	0.065	0.256	0.602	1.201	2.009	3.114	4.427	6.03	8.037	9.928	12.731	14.311
2007	0.016	0.075	0.262	0.699	1.341	2.121	3.167	4.64	6.495	9.123	11.78	12.731	14.311
2008	0.013	0.095	0.286	0.734	1.37	2.367	3.29	4.82	6.548	8.483	8.902	12.731	14.311
2009	0.01	0.071	0.26	0.641	1.343	2.36	3.763	5.111	6.554	9.098	9.432	12.731	14.311
2010	0.014	0.059	0.257	0.589	1.183	2.052	3.181	4.8	6.759	7.859	10.008	12.731	14.311
2011	0.012	0.059	0.224	0.589	1.088	1.915	2.776	4.319	6.495	8.489	10.016	12.731	14.311
2012	0.012	0.058	0.21	0.561	1.108	1.76	2.775	4.056	6.117	8.718	11.676	12.731	14.311
2013	0.01	0.064	0.256	0.589	1.151	2.019	2.857	4.049	5.631	8.146	10.378	13.247	14.311
2014	0.007	0.054	0.22	0.588	1.146	1.827	2.835	3.828	5.142	6.953	9.015	12.731	14.311

Таблица I.1.3.3. Данные по средней доле половозрелых рыб по возрастным группам и годам (файл mat.txt)

1	13	1984	2014										
	maturity												
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1984	0	0	0	0.05	0.18	0.31	0.56	0.9	0.99	1	1	1	1
1985	0	0	0	0.01	0.09	0.36	0.55	0.85	0.96	0.9	1	1	1
1986	0	0	0	0.05	0.08	0.19	0.53	0.71	0.62	0.9	1	1	1
1987	0	0	0	0.01	0.07	0.18	0.22	0.46	0.5	0.75	1	1	1
1988	0	0	0	0.02	0.05	0.33	0.53	0.62	1	1	1	1	1
1989	0	0	0.008	0.003	0.029	0.228	0.547	0.705	0.915	1	1	1	1
1990	0	0	0.008	0.013	0.051	0.21	0.522	0.715	0.905	0.975	1	1	1
1991	0	0	0.001	0.032	0.075	0.305	0.708	0.861	0.957	1	1	1	1
1992	0	0	0.001	0.014	0.145	0.419	0.8	0.943	0.974	1	1	1	1
1993	0	0	0	0.028	0.087	0.368	0.704	0.931	0.972	0.994	1	1	1
1994	0	0	0.003	0.007	0.119	0.335	0.589	0.862	0.963	0.99	1	1	1
1995	0	0	0	0.003	0.061	0.372	0.624	0.781	0.96	0.979	1	1	1
1996	0	0	0	0	0.019	0.258	0.631	0.82	0.975	1	1	1	1
1997	0	0	0	0	0.012	0.14	0.607	0.83	0.946	1	1	1	1
1998	0	0	0.001	0.003	0.026	0.152	0.472	0.814	0.957	0.98	1	1	1
1999	0	0	0.002	0.002	0.014	0.187	0.544	0.847	0.965	1	1	1	1
2000	0	0	0	0.001	0.071	0.247	0.643	0.83	0.978	1	1	1	1
2001	0	0	0.003	0.003	0.065	0.359	0.624	0.819	0.952	1	1	1	1
2002	0	0	0.002	0.013	0.084	0.388	0.683	0.841	0.951	1	1	1	1
2003	0	0	0.001	0.001	0.088	0.326	0.672	0.888	0.957	1	1	1	1
2004	0	0	0.001	0.01	0.091	0.442	0.726	0.872	0.976	0.977	1	1	1
2005	0	0	0	0.004	0.068	0.397	0.716	0.892	0.967	0.991	1	1	1
2006	0	0	0	0.001	0.06	0.369	0.647	0.897	0.965	1	1	1	1
2007	0	0	0	0.004	0.072	0.343	0.723	0.876	0.976	1	1	1	1
2008	0	0	0	0.004	0.062	0.282	0.538	0.863	0.928	0.994	1	1	1
2009	0	0	0	0	0.076	0.372	0.755	0.857	0.977	0.997	0.981	1	1
2010	0	0	0	0.003	0.045	0.323	0.573	0.838	0.927	0.97	0.974	0.986	1
2011	0	0	0	0.001	0.037	0.343	0.64	0.817	0.94	0.964	0.991	0.989	1
2012	0	0	0.001	0	0.046	0.215	0.557	0.786	0.909	0.964	0.99	0.989	1
2013	0	0	0	0.002	0.008	0.154	0.486	0.753	0.908	0.981	0.989	1	1
2014	0	0	0	0.002	0.019	0.137	0.513	0.805	0.929	0.981	0.998	1	1

Таблица I.1.3.4. Оценки величины мгновенного коэффициента естественной смертности по возрастным группам и годам (файл mm.txt)

	1	13	1984	2014									
	natural	mortality											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1984	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
1985	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
1986	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
1987	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
1988	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
1989	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
1990	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
1991	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
1992	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
1993	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
1994	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
1995	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
1996	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
1997	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
1998	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
1999	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2000	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2001	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2002	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2003	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2004	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2005	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2006	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2007	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2008	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2009	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2010	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2011	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2012	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2013	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
2014	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2

Кроме того, имеются данные четырех различных видов съемок, выраженные в виде абсолютных оценок (или индексов) численности (или уловов на единицу усилия) по возрастным группам и годам (табл. I.1.3.5-I.1.3.8). Отметим, что совсем не обязательно иметь столько видов съемок. Для применения модели TISVPA можно их не иметь вовсе – использование сепарабельной модели промысловой смертности и робастные приемы оценки параметров позволяют ставить вопрос о поиске единственного решения и при

отсутствии данных съемок. Естественно, дополнительную информацию всегда лучше иметь, чем не иметь.

Таблица I.1.3.5. Данные съемок 1(файл fleet1.txt)

1984	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1985	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1986	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1987	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1988	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1989	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1990	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1991	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1992	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1993	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1994	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1995	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1996	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1997	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1998	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1999	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
2000	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
2001	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
2002	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
2003	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1
2004	-1	-1	147.7	421.5	150.2	79.8	40.2	10.1	2.2	-1	-1	-1	-1
2005	-1	-1	216.6	55.8	100.9	28	15.6	5.7	1.2	-1	-1	-1	-1
2006	-1	-1	186.1	205.6	59.9	69.8	17.6	8.1	2.6	-1	-1	-1	-1
2007	-1	-1	586.2	159.2	79.1	24.6	26.9	6	2.2	-1	-1	-1	-1
2008	-1	-1	652.6	483.4	132.3	51.1	12.8	17.5	3.3	-1	-1	-1	-1
2009	-1	-1	202.3	280.6	289.6	101.7	31.9	12.7	7.3	-1	-1	-1	-1
2010	-1	-1	56.8	177	397.2	424.9	142.7	38.5	10.5	-1	-1	-1	-1
2011	-1	-1	123.6	101.5	240.2	300.4	178.4	32.3	7.7	-1	-1	-1	-1
2012	-1	-1	229.1	146.4	70	150.8	165.2	84.5	12.7	-1	-1	-1	-1
2013	-1	-1	249.1	183.6	125.7	63.2	118.2	130.2	53.8	-1	-1	-1	-1
2014	-1	-1	190	108.6	93.9	52.8	30.4	50.2	36.3	-1	-1	-1	-1

Таблица I.1.3.6. Данные съеомк 2 (файл fleet2.txt)

	1	13	1984	2014									
'	fleet	2											
'													
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1984	-1	-1	1260	199	77	33	2	1	-1	-1	-1	-1	-1
1985	-1	-1	1439	641	83	19	3	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1986	-1	-1	3911	543	157	20	5	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1987	-1	-1	805	1733	205	36	5	-1	-1	-1	-1	-1	-1
1988	-1	-1	759	378	902	98	9	1	-1	-1	-1	-1	-1
1989	-1	-1	349	346	206	272	16	4	-1	-1	-1	-1	-1
1990	-1	-1	337	257	215	122	127	6	-1	-1	-1	-1	-1
1991	-1	-1	577	178	128	77	43	27	-1	-1	-1	-1	-1
1992	-1	-1	1401	725	158	62	39	22	-1	-1	-1	-1	-1
1993	-1	-1	3102	1474	506	93	24	16	-1	-1	-1	-1	-1
1994	-1	-1	2414	2559	767	185	24	8	-1	-1	-1	-1	-1
1995	-1	-1	1154	1372	1061	240	29	4	-1	-1	-1	-1	-1
1996	-1	-1	640	704	527	283	57	9	-1	-1	-1	-1	-1
1997	-1	-1	1813	365	259	178	86	10	-1	-1	-1	-1	-1
1998	-1	-1	1732	581	134	65	51	12	-1	-1	-1	-1	-1
1999	-1	-1	1321	1083	269	43	20	12	-1	-1	-1	-1	-1
2000	-1	-1	1828	834	382	89	11	4	-1	-1	-1	-1	-1
2001	-1	-1	1350	1096	425	151	24	3	-1	-1	-1	-1	-1
2002	-1	-1	1297	911	673	183	49	10	-1	-1	-1	-1	-1
2003	-1	-1	1725	569	447	273	76	17	-1	-1	-1	-1	-1
2004	-1	-1	621	981	247	155	45	11	-1	-1	-1	-1	-1
2005	-1	-1	1115	287	437	102	49	14	-1	-1	-1	-1	-1
2006	-1	-1	850	629	148	179	48	18	-1	-1	-1	-1	-1
2007	-1	-1	3336	910	472	130	88	20	-1	-1	-1	-1	-1
2008	-1	-1	2196	1939	586	196	68	49	-1	-1	-1	-1	-1
2009	-1	-1	1069	1608	1407	400	119	35	-1	-1	-1	-1	-1
2010	-1	-1	541	1221	1399	956	168	39	-1	-1	-1	-1	-1
2011	-1	-1	684	448	873	1241	531	79	-1	-1	-1	-1	-1
2012	-1	-1	1100	653	354	613	793	272	-1	-1	-1	-1	-1
2013	-1	-1	837	668	483	277	442	331	-1	-1	-1	-1	-1
2014	-1	-1	1829	1180	1239	619	321	389	-1	-1	-1	-1	-1

Таблица I.1.3.7. Данные съеомк 3 (файл fleet3.txt)

	1	13	1984	2014									
'	fleet	3											
'													
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1984	-1	-1	1416	204	154	157	33	13	10	-1	-1	-1	-1
1985	-1	-1	1343	684	116	77	31	3	-1	-1	-1	-1	-1
1986	-1	-1	2049	502	174	14	30	7	-1	-1	-1	-1	-1
1987	-1	-1	355	578	109	40	3	-1	1	-1	-1	-1	-1
1988	-1	-1	344	214	670	166	32	5	2	-1	-1	-1	-1
1989	-1	-1	206	262	269	668	73	6	3	-1	-1	-1	-1
1990	-1	-1	346	293	339	367	500	37	2	-1	-1	-1	-1
1991	-1	-1	658	215	184	284	254	824	43	-1	-1	-1	-1
1992	-1	-1	1911	1131	354	255	252	277	442	-1	-1	-1	-1
1993	-1	-1	4045	2175	895	225	119	94	39	-1	-1	-1	-1
1994	-1	-1	1598	2166	1040	290	44	43	30	-1	-1	-1	-1
1995	-1	-1	705	872	891	446	65	11	4	-1	-1	-1	-1
1996	-1	-1	517	497	422	499	205	22	5	-1	-1	-1	-1
1997	-1	-1	1826	424	338	340	247	49	7	-1	-1	-1	-1
1998	-1	-1	964	454	122	112	187	92	10	-1	-1	-1	-1
1999	-1	-1	1589	1457	493	129	69	52	12	-1	-1	-1	-1
2000	-1	-1	1716	816	573	198	24	8	6	-1	-1	-1	-1
2001	-1	-1	1122	1043	661	345	95	12	5	-1	-1	-1	-1
2002	-1	-1	1144	1315	1445	643	212	38	5	-1	-1	-1	-1
2003	-1	-1	928	327	451	468	222	88	22	-1	-1	-1	-1
2004	-1	-1	337	661	299	432	172	75	18	-1	-1	-1	-1
2005	-1	-1	591	157	381	169	155	88	24	-1	-1	-1	-1
2006	-1	-1	371	318	130	426	137	75	35	-1	-1	-1	-1
2007	-1	-1	3061	1410	754	246	329	58	28	-1	-1	-1	-1
2008	-1	-1	1783	1405	495	401	133	260	37	-1	-1	-1	-1
2009	-1	-1	1219	1759	1949	709	375	111	88	-1	-1	-1	-1
2010	-1	-1	291	824	1587	2843	656	226	61	-1	-1	-1	-1
2011	-1	-1	527	381	828	2244	1547	309	108	-1	-1	-1	-1
2012	-1	-1	850	710	575	1194	2249	1756	209	-1	-1	-1	-1
2013	-1	-1	1178	918	679	529	1354	1751	977	-1	-1	-1	-1
2014	-1	-1	1542	1193	996	965	362	1112	663	-1	-1	-1	-1

Таблица I.1.3.8. Данные съемок 4 (файл fleet4.txt)

	1	13	1984	2014									
	fleet	4											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1984	-1	-1	1189	700	489	357	154	69	61	-1	-1	-1	-1
1985	-1	-1	1188	1592	1068	365	165	37	8	-1	-1	-1	-1
1986	-1	-1	1622	1532	1493	481	189	42	2	-1	-1	-1	-1
1987	-1	-1	557	3076	900	701	184	60	25	-1	-1	-1	-1
1988	-1	-1	993	938	2879	583	260	47	24	-1	-1	-1	-1
1989	-1	-1	490	978	1062	1454	1167	299	112	-1	-1	-1	-1
1990	-1	-1	167	487	627	972	1538	673	153	-1	-1	-1	-1
1991	-1	-1	1077	484	532	583	685	747	98	-1	-1	-1	-1
1992	-1	-1	675	308	239	273	218	175	25	-1	-1	-1	-1
1993	-1	-1	1604	1135	681	416	354	87	3	-1	-1	-1	-1
1994	-1	-1	1363	1309	1019	354	128	49	21	-1	-1	-1	-1
1995	-1	-1	589	1065	1395	849	251	83	19	-1	-1	-1	-1
1996	-1	-1	733	784	1035	773	348	132	19	-1	-1	-1	-1
1997	-1	-1	1342	835	613	602	348	116	32	-1	-1	-1	-1
1998	-1	-1	2028	1363	788	470	259	130	48	-1	-1	-1	-1
1999	-1	-1	1587	2072	980	301	123	94	42	-1	-1	-1	-1
2000	-1	-1	1839	1286	1786	773	114	52	23	-1	-1	-1	-1
2001	-1	-1	1224	1557	1290	1061	304	50	14	-1	-1	-1	-1
2002	-1	-1	980	1473	1473	896	600	182	29	-1	-1	-1	-1
2003	-1	-1	1246	1057	1166	1203	535	241	40	-1	-1	-1	-1
2004	-1	-1	329	1576	880	1111	776	279	93	-1	-1	-1	-1
2005	-1	-1	1408	631	1832	744	605	244	88	-1	-1	-1	-1
2006	-1	-1	927	1613	777	1801	662	342	161	-1	-1	-1	-1
2007	-1	-1	2579	1617	1903	846	1525	553	226	-1	-1	-1	-1
2008	-1	-1	2203	3088	1635	1472	830	863	291	-1	-1	-1	-1
2009	-1	-1	974	2317	3687	2016	1175	620	413	-1	-1	-1	-1
2010	-1	-1	543	1385	3668	2698	1455	603	446	-1	-1	-1	-1
2011	-1	-1	882	508	1432	3065	3300	917	439	-1	-1	-1	-1
2012	-1	-1	815	1114	839	2122	3358	1878	432	-1	-1	-1	-1
2013	-1	-1	747	1174	1177	884	2349	3132	1367	-1	-1	-1	-1
2014	-1	-1	1399	1368	1725	1483	1111	1929	1297	-1	-1	-1	-1

Для проведения расчетов помещаем файлы с входными данными в папку C:\vbisvpa\demo. При этом предполагается, что запускающие файлы находятся в папке C:\vbisvpa.

Расчеты по модели начинаем с исследования компонент ее целевой функции.

Рассмотрим вариант модели, обеспечивающий несмещенность описания моделью логарифмов данных по возрастному составу уловов и предполагающий наличие ошибок как в данных по возрастному составу уловов, так и в сепарабельном представлении промысловой смертности. Естественно, в данных съемок также предполагается наличие ошибок. Расширенное сепарабельное представление промысловой смертности применимо для возрастных групп 3-12, поскольку, как показывает опыт, в самых младших и самых старших возрастных группах ошибки в данных заметно больше, что



снижает устойчивость оценок при их включении в диапазон возрастных групп, для которых оценивается зависящий от поколения параметр в сепарабельном представлении промысловой смертности.

В нашем примере съемка 1 происходит в середине года, а остальные съемки – в конце. В соответствии с этим в колонке «time (0-1)» в запускающей форме выставляем доли от начала года: 0,5 для первых съемок и 0,9 для остальных трех. При этом в нашем примере будем считать, что съемки описывают весь запас (включая его половозрелую и неполовозрелую части).

Для первого прогона модели как для данных съемок, так и для возрастного состава уловов в качестве меры близости выберем простейший вариант, предполагающий логнормальное распределение ошибок и соответствующий методу максимального правдоподобия – сумму квадратов остатков в логарифмах уловов – для данных по возрастному составу уловов, и суммы квадратов остатков в логарифмах численности – для данных съемок.

Модель запускаем в режиме сканирования («To scan»). Интересующие нас значения компонент целевой функции в зависимости от величины биомассы нерестового запаса в терминальный год (последний год массива данных) выводятся в файл `minim.out` (табл. I.1.3.9).

Таблица I.1.3.9. Распечатка файла minim.out (первый вариант)

f(term)	SSB(yearmax)	MC	k_for_M(a)	err.for_C(a,y)	err.for_a/ind. 1	err.for_a/ind. 2	err.for_a/ind. 3	err.for_a/ind. 4	TOTAL_LOSSFU	
1	6103194.23		0	0	21.41219	20.01552	37.71863	72.30203	101.48903	252.93741
1.25	4886053.27		0	0	20.95101	16.33248	33.90436	67.56653	92.05584	230.81022
1.5	4073962		0	0	20.61135	14.02348	32.32747	65.42619	86.07561	218.46409
1.75	3493518.27		0	0	20.35025	12.57744	32.05296	64.80017	82.20423	211.98505
2	3057951.17		0	0	20.14324	11.70913	32.59169	65.12263	79.71631	209.283
2.25	2719023.19		0	0	19.97524	11.2462	33.66509	66.07099	78.18527	209.14279
2.5	2447775.65		0	0	19.83642	11.07831	35.10467	67.44987	77.34409	210.81335
2.75	2225770.75		0	0	19.72004	11.13167	36.804	69.13565	77.01767	213.80904
3	2040711.71		0	0	19.62134	11.35529	38.69376	71.04769	77.08709	217.80518
3.25	1884081.53		0	0	19.53685	11.71303	40.72801	73.13239	77.46943	222.57972
3.5	1749795.28		0	0	19.46396	12.17881	42.87608	75.35394	78.10589	227.97868
3.75	1633388.75		0	0	19.40067	12.73362	45.11784	77.68874	78.95439	233.89527
4	1531513.02		0	0	19.34545	13.36358	47.44062	80.12195	79.98495	240.25655
4.25	1441606.47		0	0	19.29708	14.05864	49.83738	82.64538	81.17665	247.01513
4.5	1361676.29		0	0	19.25455	14.81178	52.3056	85.25617	82.51574	254.14385
4.75	1290148.95		0	0	19.21709	15.61844	54.8466	87.95612	83.99446	261.63271
5	1225765.04		0	0	19.18403	16.47626	57.46537	90.75152	85.61044	269.48763
2.25	2719023.19		0	0	19.97524	11.2462	33.66509	66.07099	78.18527	209.14279

Для наглядности профили компонент целевой функции можно изобразить графически, проимпортировав этот файл в электронные таблицы (см. рис. I.1.3.1).

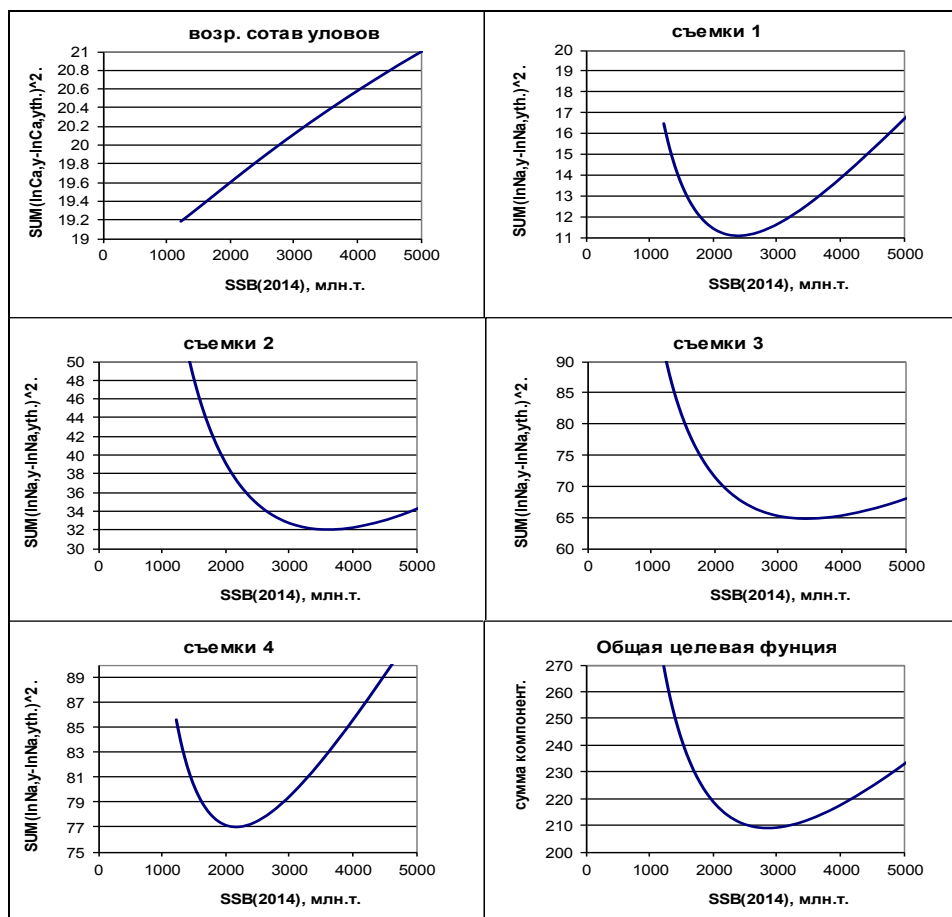


Рис. I.1.3.1. Профили компонент целевой функции модели

Как можно видеть из рис. I.1.3.1, данные по возрастному составу уловов при использованных опциях не дают минимума, а съемки в определенной степени противоречат друг другу: съемки 1 и 4 говорят о величине биомассы нерестового запаса в терминальный год около 2 млн т., а съемки 2 и 3 - около 3,5 млн т.

Напомним, что в данном варианте оценки параметров мы основывались на «классическом» предположении о том, что остатки могут аппроксимироваться логнормальным распределением. В жизни такое предположение редко применимо, поскольку реальные данные практически всегда содержат резко выделяющиеся значения, для которых ошибки аппроксимации плохо вписываются в выбранное распределение. В результате оценки оптимумов могут катастрофически искажаться.

Часто справиться с такой ситуацией позволяет использование более робастной меры близости, свободной от постулирования вида распределения

остатков. Одним из популярных примеров такой меры близости является абсолютное медианное отклонение (медиана распределения абсолютных отклонений остатков от их медианного значения), обозначаемое как AMD.

Применим эту меру близости в качестве компонент целевой функции (см. рис. I.1.3.2.) Как можно видеть из рисунка, теперь данные по возрастному составу уловов дают уверенный оптимум, а положения оптимум для ряда съемок заметно сблизилась. Отметим, правда, появление паразитных локальных минимумов для съемок, однако такое часто встречается при определенной противоречивости данных внутри каждого массива. Заметим, что желание получить отдельный оптимум только от данных по возрастному составу уловов находится в рамках позиции, что данные уловов с возрастной структурой могут рассматриваться как своего рода съемка, при этом часто наиболее представительная.

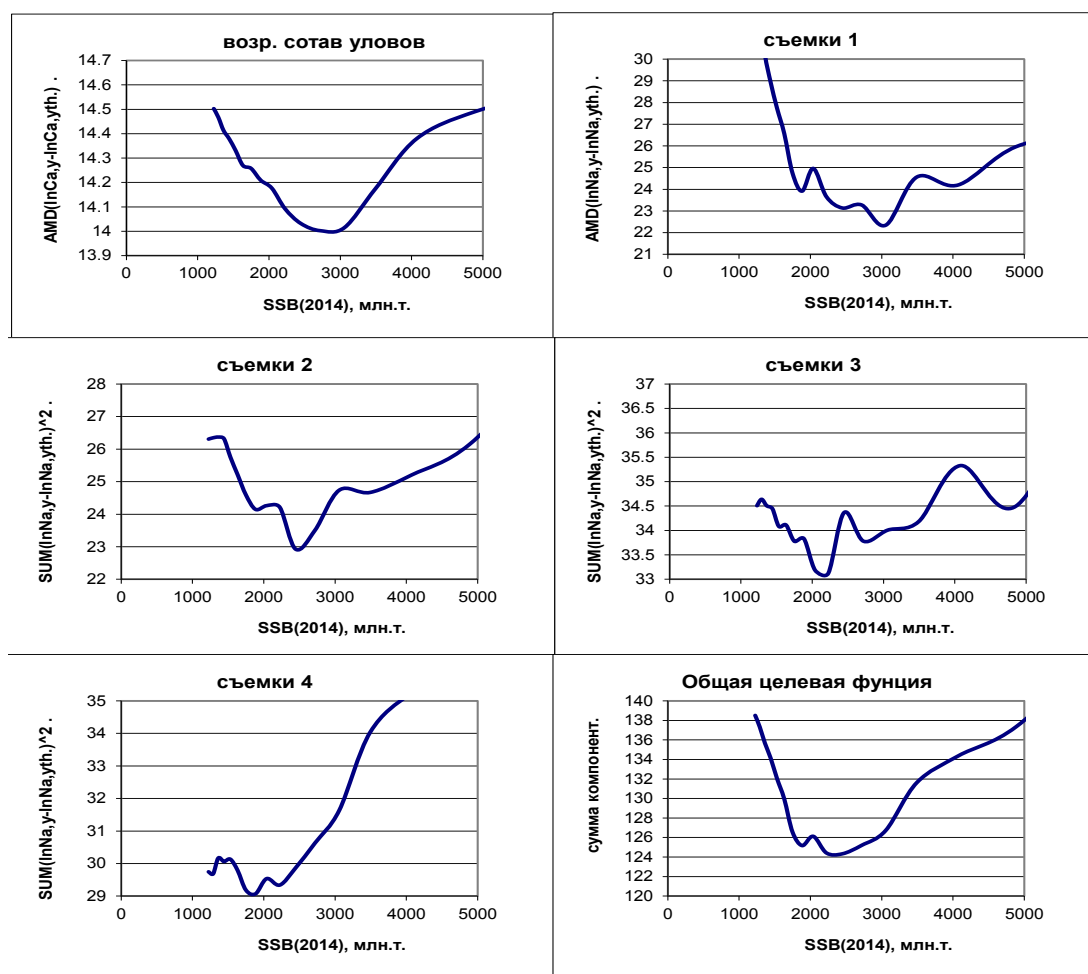


Рис. I.1.3.2. Компоненты целевой функции модели при использовании робастных мер близости

Более-менее определившись с выбором целевых функций, запускаем модель в режиме точной оценки параметров («to find precise solution») и получаем выходной файл с результатами (output.out).

Выходной файл содержит:

– оценки коэффициентов улавливаемости по флотам и возрастным группам:

Age\fleet			1	2	3	4
3			0.00043	0.00309	0.00241	0.00261
4			0.00046	0.00265	0.00237	0.00426
5			0.00047	0.00223	0.00273	0.0069
6			0.00047	0.00179	0.00387	0.01029
7			0.00046	0.00126	0.00432	0.01495
8			0.00043	0.00102	0.00469	0.01682
9			0.00029	1	0.00435	0.01437
10			1	1	1	1
11			1	1	1	1
12			1	1	1	1
13			1	1	1	1

– оценки относительной селективности промысла:

Estimates of	s(a,y)											
Year\age		3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1984	0.00418	0.02519	0.06614	0.08792	0.12187	0.12054	0.10939	0.08017	0.15401	0.11529	0.11529	
1985	0.00488	0.02459	0.05911	0.09912	0.10963	0.13215	0.11874	0.10941	0.07282	0.15416	0.1154	
1986	0.00489	0.02997	0.06015	0.09238	0.12889	0.12397	0.13576	0.12386	0.10364	0.07602	0.12047	
1987	0.00532	0.02757	0.06731	0.08631	0.11028	0.1338	0.11691	0.13	0.10771	0.09932	0.11545	
1988	0.00505	0.03074	0.06345	0.09895	0.10556	0.1173	0.12929	0.11471	0.11583	0.10576	0.11336	
1989	0.00497	0.02919	0.07083	0.09338	0.12116	0.1124	0.11346	0.12699	0.10231	0.11386	0.11144	
1990	0.00466	0.02899	0.06781	0.10511	0.11528	0.13008	0.10963	0.11237	0.11421	0.10141	0.11045	
1991	0.00441	0.02686	0.06652	0.0994	0.12818	0.12226	0.12533	0.10726	0.09983	0.11182	0.10814	
1992	0.00437	0.02576	0.06255	0.09896	0.12303	0.13797	0.11956	0.12444	0.09671	0.0992	0.10745	
1993	0.00402	0.02538	0.05962	0.09248	0.12173	0.13161	0.13408	0.11797	0.1115	0.0955	0.10611	
1994	0.00397	0.02338	0.05879	0.08824	0.11387	0.13035	0.12803	0.13244	0.10582	0.11023	0.1049	
1995	0.00402	0.02354	0.05531	0.08887	0.11097	0.12453	0.12951	0.12916	0.12133	0.10684	0.10591	
1996	0.00466	0.02378	0.05554	0.08335	0.11142	0.12098	0.12334	0.13025	0.11796	0.12212	0.1066	
1997	0.00485	0.02797	0.05684	0.0848	0.10588	0.12307	0.12141	0.12568	0.12052	0.12029	0.1087	
1998	0.005	0.02879	0.0662	0.08595	0.10668	0.11583	0.12232	0.12253	0.11518	0.12173	0.10979	
1999	0.00461	0.02952	0.06777	0.09956	0.10753	0.11607	0.1145	0.12278	0.11168	0.1157	0.11028	
2000	0.0031	0.02703	0.06896	0.10112	0.12359	0.11609	0.11384	0.11403	0.11103	0.1113	0.10991	
2001	0.00382	0.01822	0.06331	0.10315	0.12585	0.13376	0.11414	0.11365	0.10337	0.11093	0.10981	
2002	0.00464	0.02264	0.04308	0.09561	0.12961	0.13751	0.13278	0.11505	0.10403	0.10428	0.11077	
2003	0.0054	0.02736	0.05323	0.0647	0.11946	0.14083	0.13574	0.13309	0.10472	0.10435	0.11111	
2004	0.00524	0.03169	0.06403	0.07956	0.08046	0.12919	0.13836	0.13542	0.12057	0.10455	0.11093	
2005	0.0053	0.03046	0.07336	0.09469	0.09789	0.0861	0.12558	0.13657	0.12138	0.1191	0.10958	
2006	0.00478	0.03097	0.07094	0.10915	0.11721	0.10538	0.0842	0.12471	0.12315	0.12062	0.1089	
2007	0.00411	0.02789	0.07209	0.10547	0.13502	0.12609	0.10298	0.08355	0.11237	0.1223	0.10814	
2008	0.00302	0.02412	0.06528	0.10778	0.13119	0.14605	0.1239	0.10276	0.07571	0.11221	0.10799	
2009	0.00237	0.01785	0.05679	0.09821	0.1349	0.14279	0.14441	0.12441	0.09369	0.07607	0.10851	
2010	0.00246	0.01379	0.04135	0.08405	0.12092	0.14444	0.13889	0.14264	0.11158	0.09261	0.10726	
2011	0.00249	0.01485	0.03313	0.06343	0.10727	0.1342	0.14563	0.1422	0.1326	0.11432	0.10989	
2012	0.00314	0.01546	0.03677	0.05241	0.08349	0.12279	0.13956	0.15378	0.13635	0.14013	0.11613	
2013	0.00507	0.02002	0.03928	0.05969	0.07077	0.09805	0.13099	0.15118	0.15126	0.14781	0.12589	
2014	0.00446	0.02624	0.06149	0.09206	0.11467	0.12421	0.12224	0.12214	0.11083	0.11083	0.11083	

– оценки g-факторов:

Estimates of	generation	factors	gfactor(a,y)									
Year\age												
		3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1984	0.90583	0.92917	1.04077	0.92411	1.02835	0.93896	0.86587	0.6351	1.34458	1.0065	1.0065	
1985	1.05762	0.90583	0.92917	1.04077	0.92411	1.02835	0.93896	0.86587	0.6351	1.34458	1.0065	
1986	1.01534	1.05762	0.90583	0.92917	1.04077	0.92411	1.02835	0.93896	0.86587	0.6351	1.0065	
1987	1.15307	1.01534	1.05762	0.90583	0.92917	1.04077	0.92411	1.02835	0.93896	0.86587	1.0065	
1988	1.11379	1.15307	1.01534	1.05762	0.90583	0.92917	1.04077	0.92411	1.02835	0.93896	1.0065	
1989	1.11593	1.11379	1.15307	1.01534	1.05762	0.90583	0.92917	1.04077	0.92411	1.02835	1.0065	
1990	1.05596	1.11593	1.11379	1.15307	1.01534	1.05762	0.90583	0.92917	1.04077	0.92411	1.0065	
1991	1.01925	1.05596	1.11593	1.11379	1.15307	1.01534	1.05762	0.90583	0.92917	1.04077	1.0065	
1992	1.01677	1.01925	1.05596	1.11593	1.11379	1.15307	1.01534	1.05762	0.90583	0.92917	1.0065	
1993	0.94749	1.01677	1.01925	1.05596	1.11593	1.11379	1.15307	1.01534	1.05762	0.90583	1.0065	
1994	0.94523	0.94749	1.01677	1.01925	1.05596	1.11593	1.11379	1.15307	1.01534	1.05762	1.0065	
1995	0.94855	0.94523	0.94749	1.01677	1.01925	1.05596	1.11593	1.11379	1.15307	1.01534	1.0065	
1996	1.09392	0.94855	0.94523	0.94749	1.01677	1.01925	1.05596	1.11593	1.11379	1.15307	1.0065	
1997	1.11487	1.09392	0.94855	0.94523	0.94749	1.01677	1.01925	1.05596	1.11593	1.11379	1.0065	
1998	1.13824	1.11487	1.09392	0.94855	0.94523	0.94749	1.01677	1.01925	1.05596	1.11593	1.0065	
1999	1.04588	1.13824	1.11487	1.09392	0.94855	0.94523	0.94749	1.01677	1.01925	1.05596	1.0065	
2000	0.7056	1.04588	1.13824	1.11487	1.09392	0.94855	0.94523	0.94749	1.01677	1.01925	1.0065	
2001	0.86902	0.7056	1.04588	1.13824	1.11487	1.09392	0.94855	0.94523	0.94749	1.01677	1.0065	
2002	1.04707	0.86902	0.7056	1.04588	1.13824	1.11487	1.09392	0.94855	0.94523	0.94749	1.0065	
2003	1.21452	1.04707	0.86902	0.7056	1.04588	1.13824	1.11487	1.09392	0.94855	0.94523	1.0065	
2004	1.18174	1.21452	1.04707	0.86902	0.7056	1.04588	1.13824	1.11487	1.09392	0.94855	1.0065	
2005	1.20935	1.18174	1.21452	1.04707	0.86902	0.7056	1.04588	1.13824	1.11487	1.09392	1.0065	
2006	1.09671	1.20935	1.18174	1.21452	1.04707	0.86902	0.7056	1.04588	1.13824	1.11487	1.0065	
2007	0.94953	1.09671	1.20935	1.18174	1.21452	1.04707	0.86902	0.7056	1.04588	1.13824	1.0065	
2008	0.69941	0.94953	1.09671	1.20935	1.18174	1.21452	1.04707	0.86902	0.7056	1.04588	1.0065	
2009	0.54684	0.69941	0.94953	1.09671	1.20935	1.18174	1.21452	1.04707	0.86902	0.7056	1.0065	
2010	0.57447	0.54684	0.69941	0.94953	1.09671	1.20935	1.18174	1.21452	1.04707	0.86902	1.0065	
2011	0.56606	0.57447	0.54684	0.69941	0.94953	1.09671	1.20935	1.18174	1.21452	1.04707	1.0065	
2012	0.67613	0.56606	0.57447	0.54684	0.69941	0.94953	1.09671	1.20935	1.18174	1.21452	1.0065	
2013	1.0065	0.67613	0.56606	0.57447	0.54684	0.69941	0.94953	1.09671	1.20935	1.18174	1.0065	
2014	1.0065	1.0065	1.0065	1.0065	1.0065	1.0065	1.0065	1.0065	1.0065	1.0065	1.0065	

– оценки численности и биомассы всего запаса, а также биомассы нерестового запаса на начало года и на момент нереста (в примере примем момент пика нереста за середину года):

Year	Tot.Stock_(in_N)	Tot.Stock_(in_W)	SSB	SSB_at_sp.time
1984	673021	835220.6	259263.9	173467.7
1985	1040637	983305.7	217647.2	150157.3
1986	1739753	1316387	189402	127616.1
1987	1527601	1203036	128732.1	84270.99
1988	1173379	1023004	223236.2	144638.3
1989	868163.1	948729.3	250916.1	180304.8
1990	761200.9	983048.4	330287.6	270055.8
1991	935089.9	1554252	717662.9	583188.3
1992	1442579	1936799	917753.9	689027.2
1993	1844061	2359958	783510.2	573549.5
1994	1872722	2108623	618710.3	420727.2
1995	1556456	1803663	574224.5	397568.2
1996	1266195	1715988	632047.2	433965.9
1997	1265250	1581091	655658.9	382107
1998	1377618	1213272	405448.1	230074.2
1999	1327673	1091006	271582.3	168555.4
2000	1350261	1099961	242765.6	165330.7
2001	1350253	1331216	371640.3	259444.5
2002	1315855	1423116	481936.6	347064.1
2003	1534232	1520947	530835.2	401997.3
2004	1344847	1529278	647817.5	489620.1
2005	1341753	1552835	648603.5	481493.9
2006	1409291	1576833	681310.3	510553.8
2007	2246583	1931364	733314.1	574201.3
2008	2946691	2659789	725791.2	594141.1
2009	3111592	3444909	1095928	902619.8
2010	2696494	3772838	1278246	1043931
2011	2369241	3930680	1844839	1514151
2012	2162419	4048022	2178180	1795867
2013	1981616	4247933	2535816	2073549
2014	1944223	3836464	2523067	2028481

– оценки численности по годам и возрастным группам:

Abundanc in Year\age	numbers	by	ages	and	years								
	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13		
1984	347438.7	129206.4	101008	46133.59	25614.35	12652.03	8678.09	1548.95	339.82	276.41	124.65		
1985	577553.4	278166.2	92226.7	58399.87	19956.6	7372.15	3501.76	2598.49	667.01	53.54	141.07		
1986	997837.8	456220.5	193997.3	52476.21	26779.72	7175.76	2312.4	1295.72	1142.6	381.08	134.38		
1987	287351.1	793523.1	312625.4	100450.8	21609.58	8274.43	2123.14	662.49	385.63	432.15	163.77		
1988	207116.8	225468.1	536154.4	159726.7	36089.58	6026.52	1798.49	638.09	130.35	124.96	104.75		
1989	177757.4	162685.4	157329.5	293089.2	63749.46	11263.26	1680.01	369.92	145.34	29.27	64.41		
1990	225995.7	141682.8	116944.5	93669.27	151819.2	25596.28	4579.72	677.11	106.95	72.02	57.31		
1991	389242.7	183185.1	108754	82372.62	59330.23	94056.35	14779.65	2895.37	404.19	51.81	17.86		
1992	763033.8	314835.1	140433.3	74866.07	50761.18	32925.79	54933.42	8609.59	1872.23	269.32	39.42		
1993	800511.9	610250.6	230439.9	90369.9	40483.63	24487.7	14467.5	27355.74	4325.15	1136.1	233.24		
1994	538698.6	645773.5	454217.3	139233.3	46087.47	18360.98	10440.14	5796.25	11809.1	2000.75	304.26		
1995	291411.9	433720.4	470765.8	269583.6	62431.04	13898.87	5444.93	3059.19	1564.07	4018.32	557.38		
1996	277882.6	234010.3	315085.3	280484.5	126581.8	22783.03	4477.49	1637.81	915.82	428.47	1907.98		
1997	491021.1	221481	167622.9	186919.9	137415.4	49648.74	8105.05	1574.02	494.33	323.62	643.94		
1998	620640.1	390318.9	149599.4	83793.62	75662.92	43787.15	11325.74	1903.32	297.24	100.68	189.29		
1999	446825.9	485914	251878	74303.35	31932.48	23317.25	10446.72	2427.5	430.73	68.1	128.61		
2000	488233.8	357685.6	329926	125676.4	28631.27	10195.98	6164.23	2401.8	548.85	143.8	53.33		
2001	444944.3	394559.4	258153	181637	54661.8	10011.17	3503.85	1765.87	747.48	190.4	79.2		
2002	398433.2	358909.3	294220	153220.2	84281.1	21056.13	3352.37	1363.6	608.58	320.45	90.5		
2003	643204	322126.8	266647.8	187125.2	72629.67	32651.61	7511.46	1239.43	617.6	294	185.02		
2004	259929.5	518343.7	241519.2	169761.5	105607.2	31552.61	13740.91	3337.79	552.15	342.56	160.15		
2005	444044.9	209667.7	380138.9	149674.7	88106.71	51583.87	11657.84	5292.51	1241.04	220.04	124.36		
2006	546402.1	356843.8	151551.3	212455.7	70693.54	38384.19	25629.31	4287.46	1947.97	499.78	595.77		
2007	1293912	439374	253632.3	91650.6	101723.4	30829.29	18145.13	14280.92	1848.02	869.49	317.41		
2008	1282862	1041430	325258.2	157788.5	51449.29	50796.89	15527.53	10668.73	9504.51	1028.09	377.88		
2009	856217.9	1043013	806726.9	228784.1	98126.2	29759.83	26085.95	8615.27	6916.72	6782.75	563.67		
2010	348028.1	697053.3	820348.3	582731.8	146957.9	59136.59	16902.91	14201.23	5234.24	4689.33	1210.65		
2011	381449.3	283321.2	554197.2	614614.4	394867.6	86726.64	32491.47	9428.28	7749.5	2478.97	1916.98		
2012	447381.6	310753.1	224293.2	421346.5	433347.2	248271.8	50007.15	16929.63	4347.14	3984.15	1757.95		
2013	411949.1	363786.1	245320.2	168592.8	306476.3	290032	152708.3	28865.74	9128.09	2207.18	2550.39		
2014	534688.5	333949	284634.4	181332.7	118824.7	205844.6	177230.3	84832.47	15283.29	4806.61	2795.97		

– матрицу остатков описания моделью матрицы возрастного состава уловов:

Residuals in Year\age	LnC	by	ages	and	years								
	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	AgeSUM:	
1984	-0.00353	-0.09311	-0.5339	0.03086	0.01039	0.12374	0.27292	0.27248	-0.07986	0	0	0	
1985	0.69505	0.42825	0.15667	-0.26245	0.17526	-0.12564	-0.15241	-0.47899	-0.43576	0	0	0	
1986	0.23442	0.10085	0.36185	0.10246	-0.32478	-0.02749	-0.41211	-0.03711	0.00191	0	0	0	
1987	0.52292	0.16972	-0.12501	0.29209	0.08394	-0.41514	-0.36645	-0.00107	-0.16101	0	0	0	
1988	0.58774	-0.46321	-0.2718	-0.41708	0.05493	-0.11071	0.0179	0.30605	0.29619	0	0	0	
1989	0.38839	-0.06771	-0.30123	-0.26689	-0.07856	0.1078	0.10628	0.45897	-0.34703	0	0	0	
1990	-0.12468	-0.11072	-0.22548	-0.12595	-0.18058	-0.00411	-0.21945	0.1358	0.85517	0	0	0	
1991	0.33401	0.07033	0.09431	0.18181	0.21231	0.05603	0.01326	-0.40744	-0.55463	0	0	0	
1992	0.75796	0.36942	0.01963	0.02827	-0.04358	-0.02926	-0.09555	-0.26256	-0.74432	0	0	0	
1993	-0.1025	-0.15281	0.28655	0.14661	-0.14138	-0.16983	-0.02541	0.116	0.04278	0	0	0	
1994	-0.38904	-0.13604	-0.16119	0.07532	0.31685	-0.07489	0.02173	0.05818	0.28909	0	0	0	
1995	-0.07055	-0.06987	-0.00975	-0.0843	0.03341	-0.05398	-0.0453	-0.02413	0.32447	0	0	0	
1996	0.29563	0.16265	0.04805	-0.02223	-0.12719	-0.13888	-0.18232	-0.00826	-0.02745	0	0	0	
1997	-0.01496	0.07389	0.28951	-0.04372	-0.19098	-0.16347	-0.14639	0.0614	0.13474	0	0	0	
1998	0.6022	0.33998	-0.12978	-0.00129	-0.27513	-0.08023	-0.16961	-0.30792	0.02178	0	0	0	
1999	-0.33275	0.06498	0.06864	-0.18734	-0.0997	0.14293	0.37419	0.19402	-0.22497	0	0	0	
2000	-0.35686	-0.25948	-0.08136	-0.1775	-0.21424	0.18309	0.4303	0.30426	0.17178	0	0	0	
2001	-0.30357	0.19083	-0.05679	-0.17248	-0.19437	-0.02309	0.09679	0.36461	0.09809	0	0	0	
2002	-1.03901	0.06155	0.51482	0.25154	0.07114	0.10304	0.11924	-0.06299	-0.01933	0	0	0	
2003	-0.41282	-0.28849	0.36197	0.61922	0.29116	-0.03766	-0.11038	-0.05836	-0.36465	0	0	0	
2004	-0.83812	-0.42115	-0.07596	0.35563	0.52298	0.22582	-0.07756	0.08553	0.22284	0	0	0	
2005	-0.43449	-0.20915	0.06131	0.1473	0.30787	0.1929	0.11778	-0.161	-0.02253	0	0	0	
2006	-0.06152	0.20383	-0.10773	-0.03313	0.09588	0.10608	-0.0369	-0.04087	-0.12565	0	0	0	
2007	0.58154	0.28813	0.24923	0.01515	-0.06798	0.0759	-0.20498	-0.83972	-0.09728	0	0	0	
2008	0.09516	0.03645	-0.03607	0.0382	0.04662	0.33936	0.36531	-0.19308	-0.69194	0	0	0	
2009	0.22477	0.08343	-0.04251	0.08165	-0.19723	0.03486	0.21335	-0.04655	-0.35175	0	0	0	
2010	-0.01392	-0.2219	-0.28087	-0.30569	-0.01522	-0.05119	-0.03124	0.01544	0.90458	0	0	0	
2011	-0.34835	-0.10318	-0.17977	-0.15146	-0.19381	-0.1544	0.15591	0.57773	0.39733	0	0	0	
2012	-0.04819	0.07847	0.00242	-0.0964	-0.03962	-0.23923	-0.13095	-0.00522	0.47873	0	0	0	
2013	-0.42498	-0.12593	0.10425	-0.01819	0.1616	0.20764	0.10206	-0.0152	0.00874	0	0	0	
2014	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
YearSum:	0	0	0	0	0	0	0.00001	0.00005	0	0	0	0	



– ОСТАТКИ ОПИСАНИЯ ДАННЫХ СЪЕМОК МОДЕЛЬЮ:

Index	1	Residuals	for	aged	index:	LnN(a,y)cohort-LnN(a,y)index+Lnq(a)							
Year\age													AgeSUM
		3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	
1984		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1985		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1986		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1987		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1988		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1989		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1990		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1991		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1992		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1993		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1994		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1995		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1996		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1997		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1998		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1999		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2000		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2001		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2002		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2003		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2004		-0.38118	-0.72192	-0.50333	-0.38899	-0.29624	-0.31925	0.15272	0	0	0	0	-2.4582
2005		-0.23136	0.3825	0.281	0.51616	0.43645	0.95754	0.48988	0	0	0	0	2.83218
2006		0.12641	-0.4139	-0.05837	0.00272	0.16476	0.30089	0.77011	0	0	0	0	0.89263
2007		-0.16118	0.07057	0.15913	0.27498	0.21376	0.42386	0.63627	0	0	0	0	1.6174
2008		-0.26972	-0.14694	-0.02074	0.13703	0.32928	-0.18812	-0.03066	0	0	0	0	-0.18987
2009		0.49768	0.40577	0.1174	-0.16638	0.10783	-0.29083	-0.29464	0	0	0	0	0.37683
2010		0.86797	0.47148	-0.15833	-0.61128	-1.01503	-0.71779	-1.04228	0	0	0	0	-2.20525
2011		0.18293	0.12437	-0.04338	-0.20184	-0.20374	-0.12402	-0.14502	0	0	0	0	-0.4107
2012		-0.27603	-0.15253	0.27571	0.12204	-0.01641	0.00171	-0.11927	0	0	0	0	-0.16478
2013		-0.44281	-0.22361	-0.23136	0.05756	-0.03849	-0.32089	-0.49612	0	0	0	0	-1.69572
2014		0.08728	0.20422	0.18227	0.258	0.31783	0.27689	0.079	0	0	0	0	1.40548
YearSum		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
-----													
Index	2	Residuals	for	aged	index:	LnN(a,y)cohort-LnN(a,y)index+Lnq(a)							
Year\age													AgeSUM
		3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	
1984		-0.35914	0.24444	0.68748	0.14582	1.64656	1.22423	0	0	0	0	0	3.58938
1985		-0.00712	-0.22221	0.3641	1.11201	1.05141	0	0	0	0	0	0	2.29818
1986		-0.44607	0.44925	0.29995	0.68447	1.13426	0	0	0	0	0	0	2.12187
1987		-0.12943	-0.17861	0.66161	0.41429	0.4274	0	0	0	0	0	0	1.19527
1988		-0.39796	0.16998	-0.19115	0.46504	0.51071	0.80277	0	0	0	0	0	1.35939
1989		0.24567	-0.074	0.1234	0.14431	0.83915	0.18147	0	0	0	0	0	1.46001
1990		0.54122	0.14311	-0.10347	-0.07542	0.00701	0.98196	0	0	0	0	0	1.4944
1991		0.54283	0.76053	0.29568	0.18195	-0.03343	0.7768	0	0	0	0	0	2.52435
1992		0.31268	-0.16254	0.28614	0.20869	-0.14516	-0.29761	0	0	0	0	0	0.20219
1993		-0.41794	-0.16724	-0.49046	-0.10402	0.10463	-0.23009	0	0	0	0	0	-1.30513
1994		-0.56279	-0.68025	-0.15881	-0.46173	-0.65763	-0.15614	0	0	0	0	0	-2.67734
1995		-0.44382	-0.46178	-0.47333	0.05222	0.06354	0.3026	0	0	0	0	0	-0.96057
1996		0.08714	-0.43968	-0.19046	-0.06138	0.26545	0.12862	0	0	0	0	0	-0.21029
1997		-0.38338	0.11277	-0.36475	-0.15724	-0.15852	0.54733	0	0	0	0	0	-0.4038
1998		-0.12965	0.13455	0.32939	-0.03202	-0.18649	0.15437	0	0	0	0	0	0.27015
1999		-0.15159	-0.18328	0.08698	0.38847	-0.19262	-0.7434	0	0	0	0	0	-0.79544
2000		-0.38057	-0.15043	0.14074	0.26366	0.40249	-0.19791	0	0	0	0	0	0.07798
2001		-0.17202	-0.32134	-0.15345	0.14696	0.31743	0.26612	0	0	0	0	0	0.0837
2002		-0.23691	-0.22864	-0.50734	-0.37874	-0.1307	-0.24677	0	0	0	0	0	-1.7291
2003		-0.04859	0.15738	-0.17288	-0.46655	-0.73094	-0.08077	0	0	0	0	0	-1.34234
2004		0.07028	0.07878	0.36275	-0.03753	0.21999	-0.0077	0	0	0	0	0	0.68658
2005		0.01543	0.38024	0.12503	0.22576	-0.10524	0.62641	0	0	0	0	0	1.26762
2006		0.49166	0.08414	0.39397	0.10312	-0.18039	0.06208	0	0	0	0	0	0.95457
2007		-0.01766	-0.03996	-0.28582	-0.29156	-0.22583	-0.18678	0	0	0	0	0	-1.0476
2008		0.40511	0.12086	-0.09906	-0.06921	-0.55157	-0.65713	0	0	0	0	0	-0.851
2009		0.72161	0.32266	-0.04282	-0.38707	-0.38263	-0.65487	0	0	0	0	0	-0.42313
2010		0.50301	0.20926	0.02186	-0.23346	-0.37507	-0.08466	0	0	0	0	0	0.04093
2011		0.36155	0.30636	0.10877	-0.42413	-0.45437	-0.34416	0	0	0	0	0	-0.44597
2012		0.04357	0.01652	0.09007	-0.07429	-0.73099	-0.46458	0	0	0	0	0	-1.1197
2013		0.23328	0.14736	-0.15134	-0.22861	-0.5117	-0.58777	0	0	0	0	0	-1.09878
2014		-0.29039	-0.52822	-0.99276	-1.05381	-1.23676	-1.11443	0	0	0	0	0	-5.21637
YearSum		0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	

Index	3	Residuals	for	aged	index:	LnN(a,y)cohort-LnN(a,y)index+Lnq(a)							
Year\age													
	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	AgeSUM	
1984	-0.72472	0.10917	0.19433	-0.6414	0.07514	0.18088	-0.14517	0	0	0	0	-0.95177	
1985	-0.18694	-0.39759	0.22935	0.48516	-0.05202	1.52293	0	0	0	0	0	1.60089	
1986	-0.04849	0.41731	0.39714	1.81367	0.57445	0.50646	0	0	0	0	0	3.66054	
1987	0.44044	0.80898	1.49328	1.08145	2.17017	0	1.46598	0	0	0	0	7.46029	
1988	0.14454	0.62845	0.30619	0.71054	0.47415	0.71493	-0.09806	0	0	0	0	2.88073	
1989	0.52401	0.09364	0.05657	0.01835	0.55323	1.2976	0.00415	0	0	0	0	2.54754	
1990	0.266	-0.09844	-0.35883	-0.40424	-0.13147	0.68439	1.91863	0	0	0	0	1.87605	
1991	0.1626	0.46122	0.13277	-0.35069	-0.57762	-1.11995	-0.08636	0	0	0	0	-1.37802	
1992	-0.24663	-0.71768	-0.32056	-0.43292	-0.77908	-1.30899	-1.20825	0	0	0	0	-5.01411	
1993	-0.93224	-0.66675	-0.86074	-0.215	-0.26449	-0.47921	-0.32826	0	0	0	0	-3.74669	
1994	-0.39912	-0.62397	-0.26329	-0.13874	-0.03182	-0.3163	-0.71582	0	0	0	0	-2.48905	
1995	-0.19989	-0.119	-0.09871	0.20506	0.48839	0.81259	0.74764	0	0	0	0	1.83609	
1996	0.05171	-0.20194	0.23174	0.14399	0.21744	0.75639	0.55775	0	0	0	0	1.75708	
1997	-0.63939	-0.14752	-0.43097	-0.03188	0.01839	0.47968	0.53226	0	0	0	0	-0.21943	
1998	0.20742	0.27076	0.62321	0.19639	-0.25383	-0.36092	0.48982	0	0	0	0	1.17285	
1999	-0.58517	-0.59038	-0.31881	0.06238	-0.19905	-0.68814	-1.29312	0	0	0	0	-3.61229	
2000	-0.56621	-0.23906	-0.06472	0.23655	0.85428	0.63053	-0.44056	0	0	0	0	0.41081	
2001	-0.23589	-0.38223	-0.39511	0.09322	0.17355	0.40142	0.19787	0	0	0	0	-0.14717	
2002	-0.36025	-0.70614	-1.07145	-0.86288	-0.36352	-0.06018	0.08032	0	0	0	0	-3.3441	
2003	0.3225	0.60085	0.01821	-0.23303	-0.57094	-0.2033	-0.28154	0	0	0	0	-0.34723	
2004	0.43267	0.36315	0.3717	-0.29001	0.11111	-0.4057	0.39369	0	0	0	0	0.97661	
2005	0.40136	0.87302	0.46217	0.49335	-0.0249	0.30972	-0.24663	0	0	0	0	2.2681	
2006	1.07183	0.65577	0.72365	0.00858	0.00278	0.15656	0.64204	0	0	0	0	3.2612	
2007	-0.18049	-0.58832	-0.55423	-0.15684	-0.3126	0.27011	0.59984	0	0	0	0	-0.92253	
2008	0.36459	0.33254	0.2697	-0.01254	0.00954	-0.8044	-0.02489	0	0	0	0	0.13455	
2009	0.34144	0.12245	-0.16867	-0.18695	-0.29849	-0.28746	-0.35238	0	0	0	0	-0.83006	
2010	0.87424	0.49206	0.09578	-0.5508	-0.50532	-0.32004	-0.33024	0	0	0	0	-0.24432	
2011	0.37345	0.3579	0.36169	-0.24395	-0.29173	-0.18646	-0.3675	0	0	0	0	0.00341	
2012	0.05254	-0.17762	-0.195	0.03153	-0.54146	-0.80798	-0.42562	0	0	0	0	-2.06361	
2013	-0.35733	-0.281	-0.29195	-0.10306	-0.39926	-0.732	-0.94058	0	0	0	0	-3.10518	
2014	-0.36857	-0.64963	-0.57445	-0.72531	-0.12502	-0.64317	-0.34502	0	0	0	0	-3.43116	
YearSum	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		
-----													
Index	4	Residuals	for	aged	index:	LnN(a,y)cohort-LnN(a,y)index+Lnq(a)							
Year\age													
	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	AgeSUM	
1984	-0.46919	-0.53746	-0.03257	-0.48516	-0.22302	-0.21191	-0.7591	0	0	0	0	-2.71841	
1985	0.0165	-0.65605	-1.06209	-0.0932	-0.48169	0.28699	1.05046	0	0	0	0	-0.93908	
1986	0.26601	-0.11209	-0.82384	-0.74541	-0.02382	-0.00893	2.06485	0	0	0	0	0.61678	
1987	0.0708	-0.27651	0.31074	-0.80445	-0.70387	0.00766	-0.55854	0	0	0	0	-1.95417	
1988	-0.83474	-0.263	-0.22322	0.43207	-0.37851	-0.24941	-1.38861	0	0	0	0	-2.90543	
1989	-0.26171	-0.6372	-0.38812	0.21829	-0.97622	-1.33471	-2.42138	0	0	0	0	-5.80105	
1990	1.07526	-0.0202	-0.04527	-0.40051	-0.01281	-0.94006	-1.2243	0	0	0	0	-1.5679	
1991	-0.24932	0.2361	-0.00043	-0.09218	-0.32742	0.25453	0.28423	0	0	0	0	0.10552	
1992	0.87485	1.16941	1.00078	0.4766	0.60814	0.42661	2.85854	0	0	0	0	7.41493	
1993	0.07355	0.56998	0.34102	0.14815	-0.11238	0.87455	3.43104	0	0	0	0	5.32591	
1994	-0.15924	0.46598	0.68561	0.63958	0.14263	0.82945	0.83521	0	0	0	0	3.43921	
1995	0.06069	0.26739	0.38149	0.53905	0.37961	0.06802	0.38385	0	0	0	0	2.0801	
1996	-0.21659	-0.07143	0.2631	0.68404	0.93053	0.241	0.4171	0	0	0	0	2.24777	
1997	-0.25061	-0.23889	-0.09778	0.37454	0.91786	0.89428	0.20679	0	0	0	0	1.80618	
1998	-0.45548	-0.24226	-0.31376	-0.26011	0.66274	0.56971	0.11556	0	0	0	0	0.07638	
1999	-0.5031	-0.35618	-0.07735	0.19282	0.46516	-0.00382	-1.35153	0	0	0	0	-1.63401	
2000	-0.55463	-0.10761	-0.27307	-0.14773	0.53842	0.0351	-0.58994	0	0	0	0	-1.09945	
2001	-0.24209	-0.19656	-0.13525	-0.05248	0.25269	0.25067	0.3626	0	0	0	0	0.23959	
2002	-0.12471	-0.23328	-0.16214	-0.21694	-0.16158	-0.35023	-0.48319	0	0	0	0	-1.73206	
2003	0.10865	0.01394	-0.00315	-0.1994	-0.20824	0.06561	0.31498	0	0	0	0	0.0924	
2004	0.5375	0.08058	0.22073	-0.25687	-0.15327	-0.44305	-0.05418	0	0	0	0	-0.06855	
2005	-0.38594	0.06829	-0.17969	-0.01106	-0.14442	0.56626	-0.35155	0	0	0	0	-0.43811	
2006	0.23689	-0.3817	-0.13575	-0.45534	-0.33022	-0.0844	0.31033	0	0	0	0	-0.84019	
2007	0.07166	-0.13897	-0.55152	-0.41429	-0.60401	-0.70844	-0.29414	0	0	0	0	-2.6397	
2008	0.23388	0.13139	0.00337	-0.33522	-0.57925	-0.72777	-0.89294	0	0	0	0	-2.16654	
2009	0.64663	0.43325	0.12234	-0.25423	-0.1983	-0.73128	-0.70414	0	0	0	0	-0.68573	
2010	0.33126	0.5591	0.18648	0.47928	-0.05964	-0.02505	-1.12533	0	0	0	0	0.34611	
2011	-0.06073	0.65655	0.74239	0.42199	0.19295	0.00215	-0.57551	0	0	0	0	1.37978	
2012	0.1754	-0.04174	0.35567	0.43421	0.29996	0.40122	0.04264	0	0	0	0	1.66737	
2013	0.17898	0.05936	0.08646	0.36121	0.2921	-0.03712	-0.08212	0	0	0	0	0.85887	
2014	-0.19043	-0.20018	-0.19517	-0.17727	-0.00411	0.08236	0.1783	0	0	0	0	-0.5065	
YearSum	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0		

– и оценки мгновенных коэффициентов промышленной смертности:

Recalculated Year\age	F	as	F=-ln(1-f(y)s(a,y))										
			3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1984	0.02241	0.14351	0.43227	0.6284	1.04044	1.02062	0.86855	0.55411	1.69957	0.9461	0.9461		
1985	0.02381	0.12613	0.33531	0.64961	0.75159	1.01312	0.84932	0.74938	0.43227	1.35884	0.8124		
1986	0.02571	0.16899	0.37412	0.65262	1.1049	1.03059	1.21861	1.02903	0.7716	0.50155	0.98099		
1987	0.03161	0.17572	0.49991	0.70214	1.03444	1.52357	1.14994	1.42647	0.993	0.86876	1.12336		
1988	0.02957	0.19529	0.4559	0.84625	0.93942	1.12959	1.37062	1.08447	1.10369	0.94228	1.06176		
1989	0.02167	0.13451	0.36438	0.51514	0.73887	0.66283	0.67174	0.793	0.5818	0.67505	0.65477		
1990	0.01064	0.06806	0.16714	0.27255	0.30336	0.34991	0.28614	0.29445	0.30007	0.26159	0.28861		
1991	0.01014	0.06345	0.1652	0.25819	0.34734	0.32835	0.33814	0.28175	0.25946	0.29569	0.28442		
1992	0.01493	0.09143	0.23847	0.409	0.54014	0.63112	0.52011	0.54837	0.39756	0.41022	0.45334		
1993	0.01556	0.10253	0.26	0.43869	0.6301	0.70398	0.72335	0.60337	0.55895	0.45687	0.52339		
1994	0.01997	0.12393	0.34695	0.57978	0.83881	1.04969	1.01715	1.07994	0.75002	0.79766	0.74034		
1995	0.02006	0.12372	0.31938	0.57849	0.79513	0.95584	1.02196	1.0172	0.91552	0.75091	0.74121		
1996	0.02291	0.12276	0.31446	0.51907	0.77928	0.88609	0.9143	1.00171	0.85106	0.89955	0.72948		
1997	0.02974	0.18527	0.42114	0.71903	1.02235	1.3635	1.32491	1.42725	1.30489	1.29975	1.07099		
1998	0.03159	0.19737	0.53089	0.7652	1.08996	1.27557	1.43174	1.4371	1.26117	1.41626	1.1492		
1999	0.02622	0.18108	0.47842	0.81776	0.92462	1.05335	1.02833	1.16745	0.985	1.04732	0.96422		
2000	0.01532	0.14219	0.41263	0.68476	0.93129	0.84201	0.81674	0.81881	0.78603	0.78895	0.77403		
2001	0.01712	0.08452	0.33068	0.61393	0.82037	0.90365	0.70855	0.70417	0.61574	0.67998	0.67019		
2002	0.01858	0.09415	0.18753	0.47718	0.7224	0.78918	0.74865	0.60994	0.53251	0.5342	0.57916		
2003	0.01904	0.1005	0.20578	0.25631	0.54034	0.67751	0.6431	0.62561	0.45557	0.45355	0.49146		
2004	0.02076	0.1326	0.28892	0.37368	0.37885	0.70588	0.78147	0.75657	0.63964	0.52717	0.5705		
2005	0.0226	0.13747	0.37017	0.50971	0.53244	0.45113	0.75422	0.85791	0.71718	0.69766	0.62011		
2006	0.01856	0.12697	0.31896	0.54511	0.60013	0.52035	0.39179	0.65415	0.64267	0.62433	0.54342		
2007	0.01224	0.08624	0.24021	0.37456	0.51071	0.46758	0.3639	0.28434	0.40475	0.44981	0.38614		
2008	0.00665	0.05436	0.15457	0.26977	0.33938	0.38623	0.3172	0.25544	0.18162	0.28259	0.27037		
2009	0.00503	0.03847	0.12791	0.23273	0.33574	0.35935	0.36428	0.30518	0.22073	0.17533	0.26058		
2010	0.00574	0.03258	0.10102	0.21728	0.32985	0.40888	0.38967	0.4026	0.30011	0.24229	0.28664		
2011	0.00584	0.03536	0.08068	0.16066	0.28899	0.37689	0.41665	0.40453	0.37146	0.31128	0.29723		
2012	0.00701	0.035	0.08536	0.12399	0.20552	0.3191	0.37182	0.41878	0.3615	0.37366	0.29892		
2013	0.01198	0.04821	0.0969	0.1512	0.18198	0.26202	0.3681	0.43915	0.43946	0.42694	0.35093		
2014	0.01088	0.06574	0.16149	0.25266	0.32588	0.35846	0.35162	0.35129	0.31305	0.31305	0.31305		

Теперь оценим неопределенность в полученных результатах. Оценка неопределенности в результатах проводится с помощью процедуры параметрического условного бутстрепа применительно к данным по возрастному составу уловов и параметрического безусловного бутстрепа применительно к данным съемок. На рис. I.1.3.3 представлены полученные в результате применения бутстреп-процедуры оценки биомассы нерестового запаса (SSB) и их доверительные интервалы, изображенные в виде процентилей: 90%-ный доверительный интервал ограничен кривыми, обозначенными как 5 и 95%, а 50%-ный доверительный интервал ограничен кривыми, обозначенными как 25 и 75%. Бутстреп-медианная оценка биомассы запаса соответствует кривой, имеющей обозначение 50%.

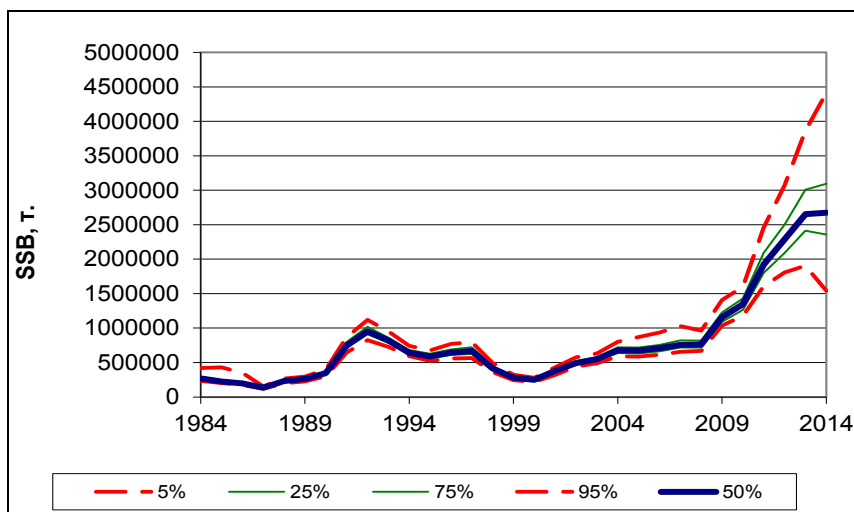


Рис. I.1.3.3. Бутстреп-оценки биомассы нерестового запаса и их доверительные интервалы

Бутстреп-оценки численности запаса в терминальный 2014 год по возрастным группам и их доверительные интервалы представлены на рис. I.1.3.4. Обозначения кривых на этом рисунке соответствуют таковым на рис. I.1.3.3.

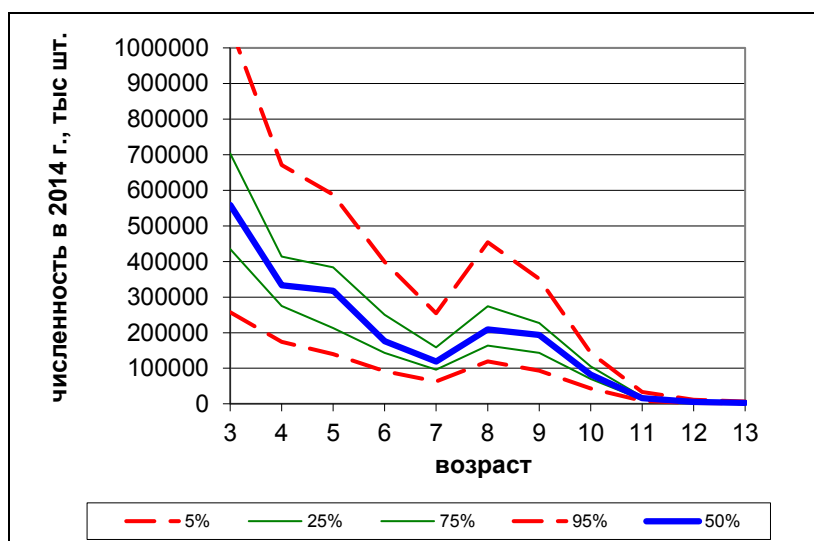


Рис. I.1.3.4. Бутстреп-оценки численности запаса в терминальный 2014 год по возрастным группам и их доверительные интервалы

Важным критерием качества полученных результатов является наличие или отсутствие так называемой исторической смещенности. Для ее выявления следует провести ретроспективный анализ, в ходе которого из данных последовательно убирается информация последнего, предпоследнего и т.д.

годов, делаются прогонки модели с использованием одних и тех же ее ключевых опций и проводится сравнение результатов. Если, например, при этом оценки биомассы за последние несколько лет при «отрезании» данных очередного года постоянно смещаются в сторону увеличения или снижения, то это может свидетельствовать о том, что коэффициенты улавливаемости съемок, считающиеся в модели постоянными, на самом деле таковыми не являются, а систематически уменьшаются или увеличиваются, например, в результате изменения условий проведения съемки или изменений в распределении запаса. Естественно, что в таком случае результаты расчетов не могут считаться надежными и следует рассмотреть возможность изменения модели, используемой для оценки состояния запаса. Пример результатов такого расчета с использованием нашего набора данных приведен на рис. I.1.3.5.

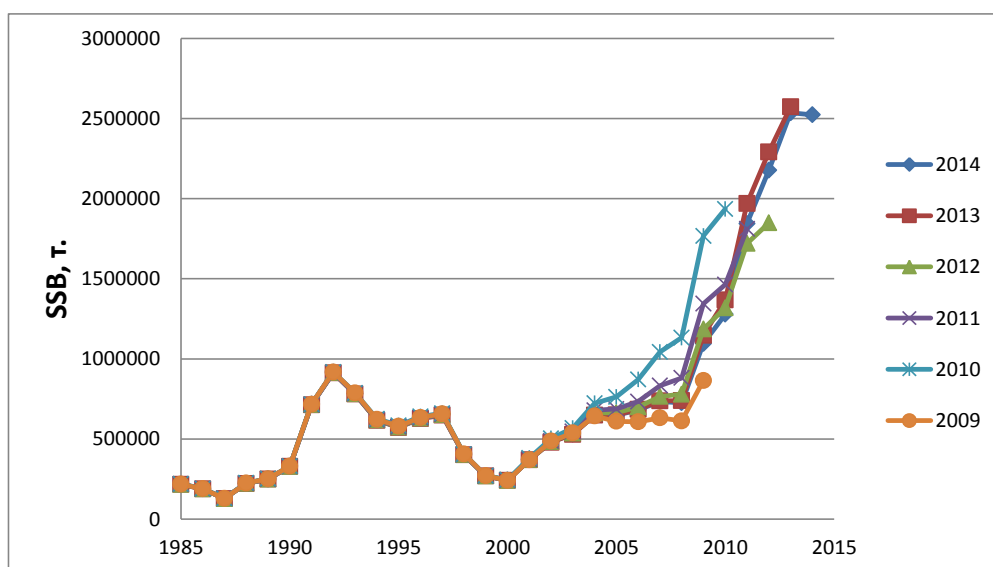


Рис. I.1.3.5. Результаты ретроспективного анализа для биомассы нерестового запаса

Как можно видеть из рисунка, при ретроспективных прогонах модели не наблюдается явной систематической ретроспективной смещенности, т.е. с точки зрения этого критерия результаты расчетов можно признать удовлетворительными.

Если имеется необходимость сравнения различных вариантов с точки зрения ретроспективной смещенности, то часто применяют так называемый

$\rho$ -критерий. Он представляет собой сумму относительных отклонений между оценками, полученными по сокращенным рядам данных, и оценками, полученными по полным рядам:

$$\rho = \sum_{y=1}^{N_{\max}} \frac{X_{Y-y, t} - X_{Y-y, ref}}{X_{Y-y, ref}},$$

где  $X$  – некоторая оцененная в результате прогона модели величина, например, оценка биомассы нерестового запаса или мгновенного коэффициента промысловой смертности;  $y$  – год;  $N_{\max}$  – максимальное число лет, для которых данные последовательно изымаются из прогона модели;  $Y$  – последний год в полном наборе данных;  $t$  – индекс оценки для последнего года сокращенного ряда данных;  $ref$  – индекс оценки, полученной на полных рядах данных.

Естественно, что этот критерий дает оценку лишь некоторой меры «сбалансированности» ретроспективных оценок и не является ни единственно возможным, ни робастным. Кроме того, очевидно, что для оценки разброса в ретроспективных оценках может дополнительно использоваться какой-либо квадратический или, например, медианный критерий.

## Литература

Бабаян В.К., Антонов И.Н., Михайлов А.И. 2011. Свидетельство об официальной регистрации программ для ЭВМ № 2011615622. Реестр программ для ЭВМ // Программный комплекс «Combi».

Васильев Д.А. 2006. Свидетельство об официальной регистрации программы для ЭВМ № 2006611764. Реестр программ для ЭВМ // «Triple-separable Virtual Population Analysis (TSVPA)».

Васильев Д.А. 2015. Методическое пособие по применению модели TISVPA для оценки запасов промысловых рыб. М.: Изд-во ВНИРО. 24 с.

Васильев Д.А., Глубоков А.И. 2005. Первый опыт применения математического моделирования к Северо-беринговоморскому запасу минтая. Рыбное хозяйство. № 4. С. 54-56.

Васильев Д.А., Булгакова Т.И. 2007. Альтернативная оценка запаса баренцевоморской трески с использованием модели TISVPA. Рыбное хозяйство № 5. С. 54-60.

Васильев Д.А., Глубоков А.И., Антонов И.Н., Тимошенко Н.М. 2011. Оценка состояния запаса ставриды юго-восточной части Тихого океана с использованием модели TISVPA. Рыбное хозяйство. № 5. С. 42–44.

ICES 2008. Report of the Arctic Fisheries Working Group (AFWG), ICES CM 2008/ACOM:01, 531 p.

ICES 2009. Report of the Working Group on Methods of Fish Stock Assessment (WGMG 2009). ICES CM 2009/RMC:12, 81 p.

ICES 2014. Report of the Working Group on Widely Distributed Stocks (WGWIDE) ICES CM 2014/ACOM:15, 945p.

ICES 2015. Report of the Benchmark Workshop on Arctic Stocks (WKARCT). ICES CM 2015\ACOM:31, 116 p.

ICES 2015a. Report of the Arctic Fisheries Working Group (AFWG), ICES CM 2015/ACOM:15, 675 p.

Vasilyev D. 2005. Key aspects of robust fish stock assessment. M: VNIRO Publishing. 105 p.

Vasilyev D. Change in catchability caused by year class peculiarities: how stock assessment based on separable cohort models is able to take it into account? (Some illustrations for triple-separable case of the ISVPA model - TISVPA). ICES CM 2006/O:18. 35 p.

Vasilyev D., Shust K. 2006. Antarctic toothfish stock assessment for the Ross Sea by means of the TSVPA separable cohort model. CCAMLR WG-FSA-06/50. 15 p.

Vasilyev D., Shust K., Bulgakova T., Babayan V. 2007. Update of the Antarctic toothfish stock assessment for the Ross Sea by means of the TISVPA separable cohort model. CCAMLR WG-SAM-07/9. 10 p.

Vasilyev D., Tjelmeland S. 2007. History and modern state of stock assessment methodology for Norwegian spring spawning herring. Application of new technologies for assessment of marine living resources in the North-Eastern Atlantic. Murmansk-Moscow. VNIRO Publishing. P. 28-40.



## 1.2. Программный комплекс «Синтез» (ФГБНУ «КамчатНИРО»)

О.И. Ильин, 2009

### 1.2.1. Описание модели

Модель «Синтез» относится к числу сравнительно простых статистических когортных моделей с сепарабельным представлением промысловой смертности, учитывает специфику рыбопромысловой статистики и позволяет получить детальное описание динамики возрастной структуры оцениваемого запаса, имеет значительные сходства с такими общеизвестными моделями, как «CAGEAN» [Deriso et al, 1985], «ICA» [Patterson, 1994] и др. [Quinn, Deriso, 1999].

Входными данными для модели являются:

1. Уловы  $\hat{C}_{i,j}$  по возрастным группам и годам промысла.
2. Средняя масса рыб  $\hat{W}_{i,j}$  по возрастам и годам промысла.
3. Средняя доля половозрелых особей  $\hat{p}_{i,j}$  по возрастам и годам промысла.
4. Мгновенные коэффициенты естественной смертности  $M_j$  по возрастам.

Кроме этого, возможно использование в качестве дополнительной информации следующих данных:

количество промысловых усилий  $\hat{E}_{i,j}$ ;

данные по уловам на усилие и результаты экспедиционных исследований (ихтиопланктонных, траловых, тралово-акустических съемок)  $\hat{I}_i$ .

В 2017 году алгоритм модели был модифицирован. Модификация делает возможным использование в качестве дополнительной информации данных экспедиционных исследований (ихтиопланктонных, траловых, тралово-акустических съемок) о возрастной структуре запаса.

Применение модели позволяет получить в ретроспективе следующие оценки:

- оценки коэффициентов общей и промысловой смертности  $F_{i,j}$  по возрастным группам;
- оценку численности поколений  $N_{i,j}$ ;
- оценки величин общего и нерестового запаса для каждого года промысла;
- оценки коэффициентов улавливаемости  $q$ ;
- оценки параметров зависимости «запас-пополнение»;
- оценки параметров уравнения Берталанффи «возраст-масса» [Bertalanffy, 1938] и логистической кривой созревания;
- оценки некоторых общеизвестных целевых и граничных ориентиров по нерестовой биомассе и промысловой смертности селективно полностью изымаемых рыб;
- оценки мгновенных коэффициентов естественной смертности.

В основе используемой когортной модели «Synthesis» лежит уравнение улова Баранова [Баранов, 1918]:

$$C_{i,j} = \frac{F_{i,j} N_{i,j}}{F_{i,j} + M_j} \exp(-\alpha M_j) \times (1 - \exp(-\delta(F_{i,j} + M_j))), \quad (\text{I.2.1.1})$$

где:  $i$  – год промысла,  $j$  – возраст особей,  $C_{i,j}$  – улов,  $F_{i,j}$  – мгновенный коэффициент промысловой смертности особей  $j$ -ой возрастной группы в  $i$ -й год промысла,  $M_j$  – мгновенные коэффициенты естественной смертности рыб  $j$ -ой возрастной группы,  $N_{i,j}$  – численность поколений, подчиняющаяся закону экспоненциальной убыли:

$$N_{i,j} = N_{i-1,j-1} \exp(-\delta(F_{i,j} + M_j)), \quad (\text{I.2.1.2})$$

где  $\alpha$  – промежуток времени от начала года до даты начала промысла (в долях года),  $\delta$  – продолжительность промысла (в долях года).

В модели приняты следующие допущения:

1) Сепарабельное представление промысловой смертности. Коэффициент промысловой смертности  $F_{i,j}$  j-й возрастной группы в i-й год промысла равен произведению зависящего только от возраста коэффициента селективности  $s_j, 0 \leq s_j \leq 1$  и зависящего только от года промысла коэффициента промысловой смертности селективно полностью изымаемой возрастной группы  $f_i$  [Pore, Shepherd, 1982]:

$$F_{i,j} = f_i \times s_j.$$

Изменение селективности во времени учитывается в модели путем разбиения моделируемого отрезка времени на несколько интервалов, соответствующих различным «блокам» селективности.

2) Наблюдённые данные по вылову  $\hat{C}_{i,j}$  отличаются от модельных уловов из уравнения (I.2.1.1) на случайную величину, имеющую логнормальное распределение [Doubleday, 1976]:

$$\ln(\hat{C}_{i,j}) - \ln(C_{i,j}) = e^C_{i,j}, e^C \sim N(0, \sigma_C).$$

3) Наблюдённые данные по промысловому усилию  $\hat{E}_{i,j}$  отличаются от модельных промысловых усилий:

$$E_i = q^{-1} f_i,$$

где  $q$  (при  $0 \leq q \leq 1$ ) – коэффициент улавливаемости, на случайную ошибку, имеющую логнормальное распределение [Fournier, Archibald, 1982]:

$$\ln(\hat{E}_i) - \ln(E_i) = e^E_i, e^E \sim N(0, \sigma_E).$$

4) Предполагается, что неопределенность в зависимость численности пополнения от величины родительского стада вносится логнормальным шумом [Fournier, Archibald, 1982]:

$$\ln(N_{i,a}) - \ln(F(SSB_{i-a})) = e^R_i, e^R \sim N(0, \sigma_R),$$

где  $a$  - возраст рекрутов,  $N_{i,a}$  - численность пополнения,  $SSB_{i-a}$  - биомасса родителей,

$F(x) = ax \exp(-bx)$  – в случае зависимости Рикера [Рикер, 1979] или

$$F(x) = \frac{ax}{1+bx} \text{ – в случае зависимости Бивертон-Холта [Бивертон, Холт, 1969].}$$

5) Источником дополнительной информации при оценке запасов, как правило, служат различные интегральные индексы численности, например, данные траловых, акустических, ихтиопланктонных съемок или данные об уловах на единицу промыслового усилия или количестве усилий. Предполагается, что наблюдаемые данные по  $l$ -му индексу запаса  $\hat{I}^l_i$  отличаются от модельных:

$$I^l_i = q_l \sum_j p^l_j N_{i,j} \quad (\text{I.2.1.3})$$

на случайную величину с логнормальным распределением:

$$\ln(\hat{I}^l_i) - \ln(I^l_i) = e^u_i, e^u \sim N(0, \sigma_u).$$

В соотношении (I.2.1.3)  $q_l$  – калибровочный коэффициент,  $p^l_j$  – возрастные коэффициенты, зависящие от наблюдаемых данных:

$$p^l_j = \hat{w}_{i,j}, \text{ если } \hat{I}^l_i \text{ – индекс общей биомассы,}$$

$$p^l_j = s_j \hat{w}_{i,j}, \text{ если } \hat{I}^l_i \text{ – индекс биомассы промыслового запаса,}$$

$$p^l_j = \hat{p}_{i,j} \hat{w}_{i,j}, \text{ если } \hat{I}^l_i \text{ – индекс биомассы нерестового запаса.}$$

б) Предполагается, что наблюдаемые данные индексов численности по возрастам  $\hat{I}_{i,j}$  отличаются от модельных:

$$I_{i,j} = q_a s_j N_{i,j} \quad (\text{I.2.1.4})$$

на случайную величину с логнормальным распределением:

$$\ln(\hat{I}_{i,j}) - \ln(I_{i,j}) = e_{i,j}^a, e^a \sim N(0, \sigma_a).$$

В соотношении (I.2.1.4)  $q_a$  – калибровочный коэффициент,  $s_j$  – возрастные коэффициенты селективности съемок, изменяющиеся по логистическому закону:

$$s_j = \frac{1}{(1 + \exp(\alpha(\beta - j)))},$$

где  $\alpha, \beta$  – оцениваемые параметры.

Оценки популяционных параметров находятся из условия наилучшего приближения модели к данным наблюдений, в соответствии с допущениями относительно распределений ошибок. Целевая функция может представлять собой логарифм функции правдоподобия:

$$Z = Z_C + Z_E + Z_R + \sum_l Z^l_I + Z_a \rightarrow \max, \quad (\text{I.2.1.5})$$

где:

$$Z_C = \sum_{i,j} \ln \left[ \frac{1}{\sigma_C \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\ln(\hat{C}_{i,j}) - \ln(C_{i,j}))^2}{2\sigma_C^2}\right) \right],$$

$$Z_E = \sum_i \ln \left[ \frac{1}{\sigma_E \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\ln(\hat{E}_{i,j}) - \ln(q) + \ln(f_i))^2}{2\sigma_E^2}\right) \right],$$

$$Z_R = \sum_i \ln \left[ \frac{1}{\sigma_R \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\ln(N_{i,a}) - \ln(F(SSB_{i-a})))^2}{2\sigma_R^2}\right) \right],$$

$$Z^l_I = \sum_i \ln \left[ \frac{1}{\sigma_{II} \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\ln(\hat{I}^l_i) - \ln(I^l_i))^2}{2\sigma_{II}^2}\right) \right],$$

$$Z_a = \sum_{i,j} \ln \left[ \frac{1}{\sigma_a \sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{(\ln(\hat{I}_{i,j}) - \ln(I_{i,j}))^2}{2\sigma_a^2}\right) \right],$$

Где  $\sigma_C, \sigma_E, \sigma_R, \sigma_{II}, \sigma_a$  – оцениваемые параметры (стандартные отклонения ошибок наблюдений) либо взвешенная сумма квадратов:

$$Z = Z_C + \lambda_E Z_E + \lambda_R Z_R + \sum_l \lambda^l_I Z^l_I + \lambda_a Z_a \rightarrow \min, \quad (I.2.1.6)$$

где:

$$Z_C = \sum_i (\ln(\hat{C}_{i,j}) - \ln(C_{i,j}))^2,$$

$$Z_E = \sum_i (\ln(\hat{E}_{i,j}) + \ln(q) + \ln(f_i))^2,$$

$$Z_R = \sum_i (\ln(N_{i,a}) - \ln(F(SSB_{i-a})))^2,$$

$$Z^l_I = \sum_i (\ln(\hat{I}^l_i) - \ln(I^l_i))^2,$$

$$Z_a = \sum_i (\ln(\hat{I}_{i,j}) - \ln(I_{i,j}))^2$$

а  $\lambda$  – весовые коэффициенты, определяющие степень доверия имеющимся данным. Весовые коэффициенты обратно пропорциональны дисперсиям ошибок наблюдений, и так как весовой коэффициент при уловах равен 1, выражаются формулами:

$$\lambda_E = \frac{\sigma^2_C}{\sigma^2_E}, \lambda_R = \frac{\sigma^2_C}{\sigma^2_R}, \lambda_a = \frac{\sigma^2_C}{\sigma^2_a}, \lambda^l_I = \frac{\sigma^2_C}{(\sigma^l_I)^2}.$$

Пусть  $A$  – число возрастных групп в оцениваемой части запаса,  $a$  – возраст рекрутов,  $Y$  – число лет, составляющих моделируемый период времени,  $G$  – число групп селективности,  $L$  – число используемых индексов запаса. Оцениваемыми параметрами являются:

- начальное распределение численности –  $A$  параметров;
- численность рекрутов –  $Y-1$  параметров;

- коэффициенты промысловой смертности селективно полностью изымаемых возрастных групп –  $Y$  параметров;
- коэффициенты селективности –  $\sum_{g=1}^G S_g$  параметров,  $S_g$  для каждого «блока» равно  $A$  минус число возрастных групп с полной селективностью;
- 2 параметра связи «запас-пополнение»;
- 1 коэффициент улавливаемости  $q$ ;
- калибровочные коэффициенты –  $L$  параметров;
- 2 параметра логистической кривой селективности съемки.

Всего  $A+2Y+\sum_{g=1}^G S_g +L+4$  оцениваемых параметров. В случае если оптимизируется логарифмическая функция правдоподобия, к оцениваемым параметрам добавляются еще и  $\sigma_C, \sigma_E, \sigma_R, \sigma_{II}, \sigma_a$  - т.е.  $4+L$  параметров.

Оптимизация целевой функции (I.2.1.5–I.2.1.6) осуществляется одним из трех численных методов оптимизации: Левенберга-Марквардта, наискорейшего спуска, сопряженных градиентов Флетчера-Ривза [Базара, Шетти, 1982]. Для получения хорошего начального приближения для вектора оцениваемых параметров применяется упрощенный генетический алгоритм [Holland, 1975; Гладков и др., 2006].

### *Оценка неопределенностей*

В рыбохозяйственных исследованиях для оценки неопределенности в оценках параметров запаса, а также в рамках риск-анализа для оценки эффективности выбранной стратегии регулирования промысла и оценки ОДУ применяется метод бутстрепа. По рекомендациям международных экспертов MSC для нахождения статистических характеристик оцениваемых параметров

используется процедура условного непараметрического бутстрепа [Бабаян, 2000].

Для всех наблюдаемых значений уловов по возрастным группам и индексов по формулам (I.2.1.1–I.2.1.3) рассчитываются соответствующие модельные значения. После того, как вычислены отклонения:

$$e^C_{i,j} = \ln(\hat{C}_{i,j}) - \ln(C_{i,j}),$$

$$e^E_i = \ln(\hat{E}_i) - \ln(E_i),$$

$$e^I_i = \ln(\hat{I}_i) - \ln(I_i),$$

бутстреп-выборка формируется следующим образом. Выбирается достаточно большое число реализаций  $N$ . На каждой  $k$ -й реализации путем суммирования модельных значений и случайным образом отобранных остатков  $e^C_{i,j}, e^E_i, e^I_i$  создается набор данных:

$$\hat{C}'_{i,j} = C_{i,j} \exp(e^C_{i,j}),$$

$$\hat{E}'_{ij} = qf_i \exp(e^E_i),$$

$$\hat{I}'_i = I_i \exp(e^I_i).$$

С полученным набором данных производится «прогон» модели и находится  $k$ -я оценка вектора искомых параметров. После получения  $N$  промежуточных оценок осуществляется их статистическая обработка: вычисление средних, стандартных ошибок и приближенное построение границ доверительных интервалов методом процентилей.

По результатам бутстреп-анализа методом процентилей могут быть построены приближенные границы 95% доверительных интервалов для пополнения, терминальной численности по возрастам, коэффициентов



селективности и промысловой смертности селективно полностью изымаемых возрастных групп, а также биомассы общего и нерестового запаса.

### *Прогноз состояния запаса и ОДУ*

Для прогнозирования запаса на 1-2 года вперед используются те же оценки мгновенных коэффициентов естественной смертности, что и в ретроспективе. Коэффициенты селективности на перспективу соответствуют терминальному «блоку» селективности. В качестве прогнозных значений массы и доли половозрелых рыб по возрастам принимаются среднемноголетние оценки. Коэффициент промысловой смертности в предпрогнозный год соответствует утвержденной величине ОДУ на этот год.

В качестве пополнения запаса на прогнозный период принимается средняя за последние 5-10 лет оценка численности пополнения.

На следующем этапе, следуя методике среднесрочного прогнозирования в рамках предосторожного подхода к управлению промысловыми запасами рыб [Бабаян, 2000], определяется правило регулирования промыслом (ПРП) (рис. I.2.1.1), основная цель которого – восстановление запаса до уровня высокой продуктивности и обеспечение последующего его использования на этом уровне. Рекомендуемое значение ОДУ определяется согласно ПРП и зависит от положения нерестовой биомассы и промысловой смертности относительно ориентиров управления.

Стратегия промысла чувствительна к состоянию запаса и разработана для достижения целей по управлению запасом, которые отражены через целевые и граничные ориентиры.

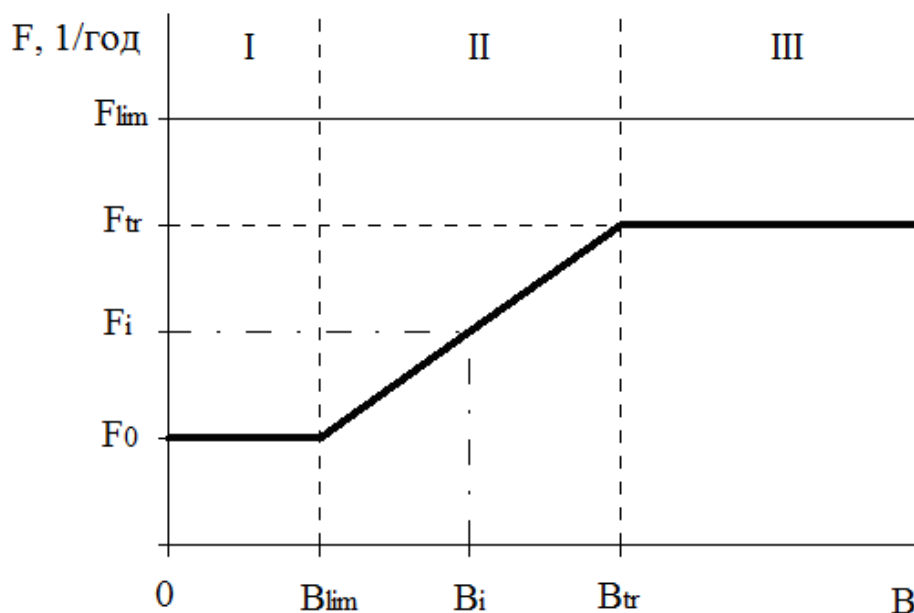


Рис. I.2.1.1. Схема правила регулирования промысла

Аналитическая форма ПРП имеет вид:

I –  $F_{rec_i} = 0$ , при  $B_i < B_{lim}$

II –  $F_{rec_i} = (F_{tr} - F_0)(B_i - B_{lim}) / (B_{tr} - B_{lim}) + F_0$ , при  $B_{lim} < B_i < B_{tr}$

III  $F_{rec_i} = F_{tr} = const$ , при  $B_i > B_{tr}$ ,

где  $F_{rec_i}$  – рекомендуемая в прогнозный год величина промысловой смертности, 1/год;

$B_i$  – величина нерестового (для рыб) либо промыслового (для крабов) запаса в прогнозный год, тыс. т;

$B_{lim}$  – граничный ориентир по нерестовой (для рыб) или промысловой (для крабов) биомассе, тыс. т;

$F_{tr}$  – целевой ориентир по промысловой смертности, шт/год;

$F_0$  – рекомендуемая для проведения научных исследований величина промысловой смертности, 1/год;

$B_{tr}$  – целевой ориентир по нерестовой (для рыб) или промысловой (для крабов) биомассе, тыс. т.

В качестве граничного ориентира по нерестовой биомассе выбирается, как правило,  $B_{loss}$  или  $B_{25\%B_{vir}}$  с учетом неопределенностей. Таким образом, граничный ориентир по нерестовой биомассе  $B_{lim}$  устанавливается выше уровня, при котором имеется существенный риск причинения ущерба репродуктивной части запаса. В качестве кандидатов на граничный ориентир по промысловой смертности  $F_{lim}$  выбираются некоторые из общеизвестных:  $F_{lim}$  по Кадди [Caddy, 1998],  $F_{max}$ ,  $F_{msy}$ ,  $F_{30\%}$ ,  $F_{35\%}$ ,  $F_{loss}$ . Целевой ориентир по промысловой смертности  $F_{tr}$  также выбирается из числа популярных биологических ориентиров:  $F_{0,1}$ ,  $F_{msy}$ ,  $F_{40\%}$ ,  $F_{med}$ . Значения указанных биологических ориентиров определяются по кривым равновесного улова [Sissenwine, Shepherd, 1987] и равновесного улова на рекрута [Thompson, Bell, 1934]. Целевой ориентир управления по нерестовой биомассе  $B_{tr}$  соответствует значению  $F_{tr}$  на кривой равновесного улова (на рекрута). Величина  $F_0$  резервирует необходимый объем вылова для научно-исследовательских работ или же принимается равной нулю.

Целевые ориентиры управления по нерестовой биомассе ( $B_{tr}$ ), промысловой смертности ( $F_{tr}$ ), а также граничный ориентир по промысловой смертности ( $F_{lim}$ ) и промысловой биомассе ( $B_{lim}$ ) согласуются с существующей практикой [Quinn and Deriso, 1999].

Правило регулирования периодически пересматривается и улучшается при необходимости. Ориентиры управления должны пересматриваться примерно раз в 5 лет.

С помощью обращенной вперед когортной процедуры оценивается биомасса запаса на 2 года вперед. Исходя из полученного значения нерестовой биомассы, согласно ПРП определяется рекомендуемое значение коэффициента промысловой смертности в прогнозный год.

Величина ОДУ на прогнозный год рассчитывается следующим образом:

$$ОДУ_i = F_{reci} \sum_{j=t_c}^T s_j w_j N_{i,j} \frac{1 - \exp[-(M_j + s_j F_{reci})]}{M_j + s_j F_{reci}} \text{ (см., например [Бабаян, 2000]),}$$

где:

$s_j$  – возрастные коэффициенты селективности,

$w_j$  – масса особей,

$M_j$  – мгновенные коэффициенты естественной смертности,

$N_{i,j}$  – численность  $j$ -ой возрастной группы,

$F_{reci}$  – рекомендуемое значение интенсивности промысла в  $i$ -й прогнозный

год.

Если величина рекомендованного вылова определяется для запасов, распределенных в нескольких рыбопромысловых подзонах (например, североохотоморский и восточнокамчатский минтай, западно-камчатская треска и др.), то в зависимости от прогнозируемого распределения запаса, интенсивности промысла она затем распределяется по подзонам.

### *Оценка эффективности стратегии управления промыслом*

При прогнозировании величины ОДУ анализ эффективности выбранной схемы регулирования проводится с помощью процедуры риск-анализа. При этом определяется вероятность нежелательных последствий для запасов при реализации данной стратегии рыболовства. Методом Монте-Карло [Metropolis, Ulan, 1949] производится заданное большое ( $>100$ ) число генераций случайных ошибок для стартовых значений численности годовых классов, массы, доли зрелых рыб, коэффициентов селективности и значений пополнения в прогнозные годы. В качестве стартовых используется численность годовых классов в терминальный год, зашумленная путем внесения логнормальной ошибки со стандартным отклонением, оцененным по методу бутстрепа в модели «Synthesis». Значения пополнения в прогнозные годы «зашумляются» с учетом логнормального распределения ошибки параметров связи «запас-пополнение» и биомассы производителей, при этом значения факторов среды

предполагаются равными среднемноголетним. Далее численность поколений экстраполируется на последующий год по формуле:

$$N_{i,j} = N_{i-1,j-1} \times \exp(-F_{i-1,j-1} - M_{j-1}),$$

где коэффициенты промысловой смертности (F) соответствуют тестируемой стратегии рыболовства. При этом коэффициенты селективности «зашумляются» внесением логнормальной ошибки со стандартным отклонением, оцененным по методу бутстрепа в модели «Synthesis». Далее прогнозная оценка нерестовой биомассы рассчитывается путем суммирования численности годовых классов, умноженных на соответствующие значения массы и доли половозрелых рыб. Затем осуществляется статистическая обработка полученной выборки.

Важным этапом тестирования стратегии управления является оценка вероятности того, что в долгосрочной перспективе (10 лет вперед) биомасса нерестового запаса не опустится ниже граничного ориентира по биомассе  $V_{lim}$  при заданном постоянном темпе эксплуатации. Эта вероятность оценивается в рамках статистического имитационного моделирования методом Монте-Карло. Если при интенсивности промысла в течение 10 лет на уровне целевого ориентира  $F_{tr}$  риск перелова по пополнению не превышает рекомендованного [Бабаян, 2000] уровня  $\alpha = 0,1-0,2$ , то нет оснований отвергнуть данную стратегию управления. Эти расчеты также могут подтверждать адекватность выбранных ориентиров по промысловой смертности.

Еще одним аргументом в пользу стратегии промысла могут послужить результаты моделирования динамики запаса на длительный период времени (10 лет) при рекомендуемой согласно ПРП интенсивности изъятия и принятом предположении относительно величины пополнения. Если при соблюдении ПРП запас с 95%-ной вероятностью не выйдет за биологически безопасные границы и не опустится ниже целевого ориентира  $V_{tr}$ , то на основании

результатов имитационного моделирования можно заключить, что в долгосрочной перспективе стратегия управления приемлема.

Так как ОДУ прогнозируется с заблаговременностью в 2 года, то необходимо просчитать вероятность нежелательных последствий принятия стратегии управления запасом на 2 года вперед. Для этой цели методом Монте-Карло находятся вероятности попадания запаса в опасную зону, как функции величины годового вылова в прогнозные годы:  $P(SSB_{i+1} < B_{lim} | ОДУ_{i-1}, ОДУ_i)$  и  $P(F_i > F_{lim} | ОДУ_{i-1}, ОДУ_i)$ . Если эти вероятности меньше  $\alpha=0,1$  [Бабаян, 2000], то рекомендуемую величину ОДУ можно принять.

### 1.2.2. Руководство пользователя

После запуска программы в строке «Меню» доступны значки «Создать», «Открыть» и описание программы. При создании нового массива данных всплывает диалоговое окно, в котором предлагается ввести количество возрастных групп и интервал времени, за который собраны данные об уловах по возрастным группам. Далее в сгенерированные таблицы необходимо внести соответствующие данные. Данные можно вводить вручную, можно копировать из электронных таблиц «Microsoft Excel».

Предусмотрен контроль над вводом данных – в случае наличия ошибки в данных программа укажет на нее. Нулевые значения считаются пробелами в данных.

В таблице для ввода данных съемок необходимо ввести весовой коэффициент, долю года от его начала до даты проведения съемок и флаг («0» - если коэффициент  $q$  подлежит оценке, «1» – если этот коэффициент фиксируется и равен единице). Кроме того, нужно указать единицы измерения индекса: «N» – численность, «SSN» – численность родителей, «B» – биомасса, «SSB» – биомасса родителей.

Для корректной работы программы необходимо в параметрах операционной системы «Windows» установить в качестве разделителя целой и дробной части числа точку (символ «.»).

После ввода данных в таблицу будет доступен значок меню «Сохранить». Рекомендуется сохранить данные в файл нажатием на указанный значок.

После того, как данные введены, в пункте меню «Методы» становится активным список доступных расчетных процедур:

- «Synthesis (GD)» с минимизацией целевой функции по методу наискорейшего спуска;
- «Synthesis (Levenberg-Marquardt)» с минимизацией целевой функции по алгоритму Левенберга – Марквардта;
- «Synthesis (LM,Quick)» с минимизацией целевой функции по алгоритму Левенберга – Марквардта (частный случай);
- «Synthesis Conjugate gradients» с минимизацией целевой функции по методу сопряженных градиентов Флетчера-Ривза.

После выбора метода из указанного списка всплывает диалоговое окно, в котором предлагается выбрать опции метода:

- задать вид целевой функции;
- задать сроки промысла;
- указать, какую дополнительную информацию планируется использовать в расчетах, ввести весовые коэффициенты;
- выбрать, производить или нет бутстреп-процедуру для оценки неопределенностей;
- задать вид МКЕС;

- выбрать, аппроксимировать коэффициенты селективности гладкой кривой либо оценивать коэффициенты селективности для каждой возрастной группы.

Когда все опции выбраны, переход к выбору параметров метода осуществляется нажатием кнопки «ОК» диалогового окна. Последовательно в диалоговом режиме требуется ввести:

- число групп селективности;
- временные границы для групп селективности; интервал возрастов полной селективности или тип кривой селективности;
- коэффициент релаксации  $\omega$  (см., алгоритм);
- максимальное число итераций алгоритма минимизации;
- задать параметры метода поиска начального приближения.

Поиск решения и вывод результатов осуществляются после задания указанных параметров.

Вывод результатов осуществляется после успешного выполнения процедуры минимизации целевой функции.

- Оценки популяционных параметров сохраняются в файл, который может иметь текстовый или «xls» формат.
- Список оцениваемых параметров сохраняется в текстовый файл «List\_Of\_Parameters».
- Стандартные ошибки оцениваемых параметров сохраняются в текстовый файл «St^Errors». Вывод осуществляется в соответствии с порядком следования параметров в файле «List\_Of\_Parameters».
- Ряды данных для построения кривых равновесной биомассы на рекрута и равновесного улова сохраняются в текстовый файл «YPR...».



- Последовательность итераций метода случайного поиска начального приближения для вектора оцениваемых параметров сохраняется в текстовый файл «History \_ of \_ Genetic \_ Algorithm .log».

### **I.2.3. Опыт практического применения**

Когортная модель «Синтез» [Ильин и др., 2014] с соответствующим программным обеспечением с 2007 г. применяется для оценки целого ряда запасов в КамчатНИРО (Приложение 4 к Методическим рекомендациям).

Модель неоднократно представлялась на Отраслевом методологическом семинаре по изучению современных методов оценки и рационального использования водных биологических ресурсов (в 2012, 2015 гг.). В 2016 г. прошла тестирование на РГМ и включена в перечень моделей, рекомендованных для использования. В 2012–2013 гг. модель использовалась при процедуре MSC сертификации промысла минтая в северной части Охотского моря. В 2014–2016 гг. успешно пройден аудит, а в 2017 г. – ресертификация.

#### **ОЦЕНКА СОСТОЯНИЯ ЗАПАСА С ПОМОЩЬЮ ПРОГРАММЫ «СИНТЕЗ» НА ПРИМЕРЕ ЗАПАДНО-КАМЧАТСКОЙ НАВАГИ**

По наваге Западной Камчатки накоплена следующая информация:

– вылов (млн экз.) западно-камчатской наваги по возрастам (1-9 лет) и годам (1987-2017 гг.) (подзоны 61.05.2 и 61.05.4). Возрастной состав рассчитали по среднемноголетнему размерно-возрастному ключу, составленному по отолитным определениям возраста в 2009-2017 гг.

Таблица I.2.3.1. Возрастной состав уловов наваги по годам промысла (тыс. экз.)

Catch at age (in numbers):

1	2	3	4	5	6	7	8	9	Total Catch	
1987	0	0,016	1,428	3,282	3,561	1,329	0,837	0,131	0,066	10,65
1988	0,36	1,849	5,066	4,706	1,921	1,633	0,696	0,312	0,24	16,783
1989	0	0	0,599	4,193	3,594	4,792	1,797	0,1	0,1	15,175
1990	0	4,812	3,122	3,761	2,695	0,548	0,289	0,1	0,1	15,427
1991	0	31,775	16,516	6,552	1,975	1,077	0,449	0,1	0,1	58,544
1992	0	42,085	34,837	8,651	3,975	2,572	1,169	0,1	0,1	93,489
1993	0	2,265	65,307	22,839	15,666	4,719	1,699	0,566	0,189	113,25
1994	0,031	0,314	1,286	3,888	1,662	1,192	0,69	0,282	0,031	9,376
1995	0	14,083	28,917	10,515	6,76	2,441	0,563	0,563	0,1	63,942
1996	0,603	7,348	14,623	3,922	3,9	1,259	1,357	0,974	0,164	34,15
1997	1,82	10,753	20,679	3,309	6,286	1,82	3,64	2,481	0,496	51,284
1998	0	0	7,063	19,171	11,099	3,027	3,027	3,027	0,1	46,514
1999	10,346	8,677	11,013	19,022	14,35	16,353	7,008	2,67	2,002	91,441
2000	0,211	10,077	7,082	6,659	4,087	2,783	2,995	0,634	0,423	34,951
2001	10,396	26,933	38,832	2,463	3,002	0,583	1,158	1,063	0,107	84,537
2002	0	3,025	7,83	11,034	8,364	2,313	1,424	0,89	0,356	35,236
2003	0	1,064	3,193	6,209	4,967	1,33	0,532	0,443	0	17,738
2004	1,64	9,701	12,412	3,08	3,168	1,568	0,719	0,229	0,147	32,664
2005	0,077	1,684	1,914	3,215	2,373	1,378	0,766	0,306	0	11,713
2006	0	0,99	0,594	1,981	2,377	2,179	1,386	0,396	0	9,903
2007	0	1,69	3,019	2,536	2,656	2,415	2,536	1,811	1,449	18,112
2008	0	6,268	6,77	4,764	2,507	2,006	2,006	0,752	0	25,073
2009	2,226	16,166	17,391	14,534	8,892	3,205	0,256	0,174	0,625	63,469
2010	1,489	10,824	11,625	9,735	5,956	2,52	0,172	0,115	0,057	42,493
2011	0,678	3,657	12,209	7,638	8,11	2,743	0,649	0,413	0,265	36,362
2012	0,562	7,541	10,22	9,128	8,566	6,119	1,819	0,463	0,066	44,484
2013	0	0,974	15,255	5,518	8,601	6,492	3,733	1,461	0	42,034
2014	0	0,342	3,305	8,66	8,205	4,33	2,849	2,165	1,14	30,996
2015	10,156	7,01	12,971	3,533	10,211	6,182	3,201	1,766	0,166	55,196
2016	0,048	2,19	10,278	16,392	10,061	4,742	1,998	0,698	0,409	46,816
2017	0	26,288	17,174	14,54	13,629	4,63	2,127	1,447	0,333	80,168

– среднегодовалая масса рыб по возрастным группам (рис. I.2.3.1)

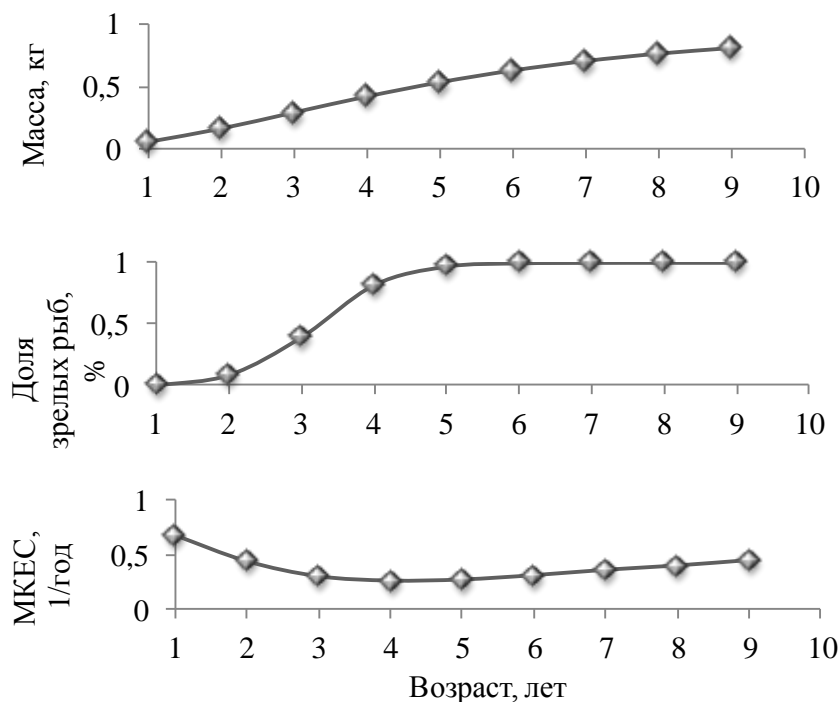


Рис. I.2.3.1. Исходные данные для модельных расчетов

– среднегодовая доля половозрелых рыб по возрастным группам, рассчитанная по результатам массовых промеров со вскрытием, выполненных в январе-марте (см. рис. I.2.3.1.);

– среднегодовые мгновенные коэффициенты естественной смертности (M) по возрастам (см. рис. I.2.3.1), рассчитанные по методу Зыкова-Слепокурова;

– индексы запаса;

– оценки общей биомассы наваги у Западной Камчатки в 1987–2017 гг. по результатам донных учетных траловых съемок;

– уловы на единицу промыслового усилия маломерных судов типа МмРС. Данные промысловой статистики по вылову наваги в районе исследований по оперативной отчетности предприятий (ООП) из отраслевой системы мониторинга Росрыболовства (ОСМ).

Таблица I.2.3.2. Оценки общей биомассы наваги у Западной Камчатки в 1987–2017 гг. по результатам донных траловых съеомок (первый индекс для настройки)

Год	Общая биомасса	Год	Общая биомасса
1987	13,928	2003	
1988	19,124	2004	
1989	31,038	2005	55,6
1990	51,452	2006	
1991	61,054	2007	169,972
1992	84,258	2008	129,8
1993	84,328	2009	60
1994	48,071	2010	37,8
1995	62,016	2011	70,015
1996	74,284	2012	92
1997	83,95	2013	186
1998	83,007	2014	168,062
1999	69,473	2015	217,8
2000	49,314	2016	191,1
2001	38,571	2017	156,586
2002	20,567		

Таблица I.2.3.3. Уловы на единицу промыслового усилия маломерных судов типа МмРС, по данным ОСМ (второй индекс для настройки для 2004-2017 гг.)

Год	Уловы на единицу промыслового усилия	Год	Уловы на единицу промыслового усилия
1987		2003	
1988		2004	
1989		2005	
1990		2006	
1991		2007	
1992		2008	
1993		2009	
1994		2010	4
1995		2011	4,9
1996		2012	4,9
1997		2013	4,7
1998		2014	2,9
1999		2015	4,1
2000		2016	4,2
2001		2017	3,8
2002			

Структура и качество доступного информационного обеспечения корректировки соответствуют I уровню (приложение 1 к приказу

Росрыболовства от 06.02.2015 г. № 104). Исходя из имеющейся информации для оценки запаса может быть применена программа «Синтез».

Указанные массивы данных заносятся в соответствующие таблицы программы «Синтез». В окне «Survey» для траловых съемок (индекс биомассы «B») задается время проведения съемок  $\Delta=0,5$ , т.к. калибровочный коэффициент  $q$  устанавливается равным 1, должен быть выставлен флажок «1»; для улова на единицу промыслового усилия (индекс промысловой биомассы «FSB») задается  $\Delta=0,5$ , т.к. калибровочный коэффициент  $q$  подлежит оценке, должен быть выставлен флажок «0». Весовые коэффициенты устанавливаются равными 1, т.е. предполагается, что дисперсия логарифмических ошибок для всех данных одна и та же.

Далее в меню «Methods» выбирается метод оптимизации, к примеру, «Synthesis, L-M quick». Во всплывшем диалоговом окне выбирается вид компоненты целевой функции для уловов – «сумма квадратов». Аппроксимация Поупа не используется. Доля года от 1 января до начала промысла – 0, доля года от 1 января до окончания промысла - 1, т.е. промысел ведется круглый год. Далее, нужно указать, какая дополнительная информация используется – данные съемок и связь «запас-пополнение» Бивертон-Холта для настройки пополнения.

Возрастные коэффициенты селективности рассчитываются внутри модели, исходя из предположения о том, что функция селективности имеет логистический вид:

$$s_a = \frac{1}{1 + \exp(\alpha(\beta - a))},$$

где  $\alpha$ ,  $\beta$  – коэффициенты, оцениваемые в модели. Число групп селективности - 1.

Поскольку МКЕС заданы, они не подлежат оценке.

Затем устанавливается число реализаций ( $N=100$ ) бутстреп-процедуры с зашумлением всех данных, в качестве параметров генетического алгоритма принимаются заданные по умолчанию.

После нажатия кнопки «ОК» диалогового окна потребуется ввести число групп селективности (1), логистический тип для селективности (0), параметр  $\Omega$  метода оптимизации (1,0) и точность (критерий останова) – 0,0001.

Статистические характеристики и процентиля бутстреп-распределения натуральных логарифмов оценок запаса, натуральных логарифмов коэффициентов селективности и промысловой смертности будут сохранены в текстовом файле «Bootstrap...».

Результаты расчетов представлены на рис. I.2.3.2 – I.2.3.7 и в табл. I.2.3.1.

Доверительные границы для терминальной численности (рис. I.2.3.7) оценены по формулам

$$N_{\alpha \times 100\%} = N \times EXP(-t_{\alpha} \times \sigma), \quad N_{(1-\alpha) \times 100\%} = N \times EXP(t_{\alpha} \times \sigma),$$

где:  $\alpha$  – уровень значимости,  $t_{\alpha}$  – соответствующий коэффициент Стьюдента,  $\sigma$  – стандартная ошибка логарифма терминальной численности из текстового файла с результатами бутстреп-процедуры.

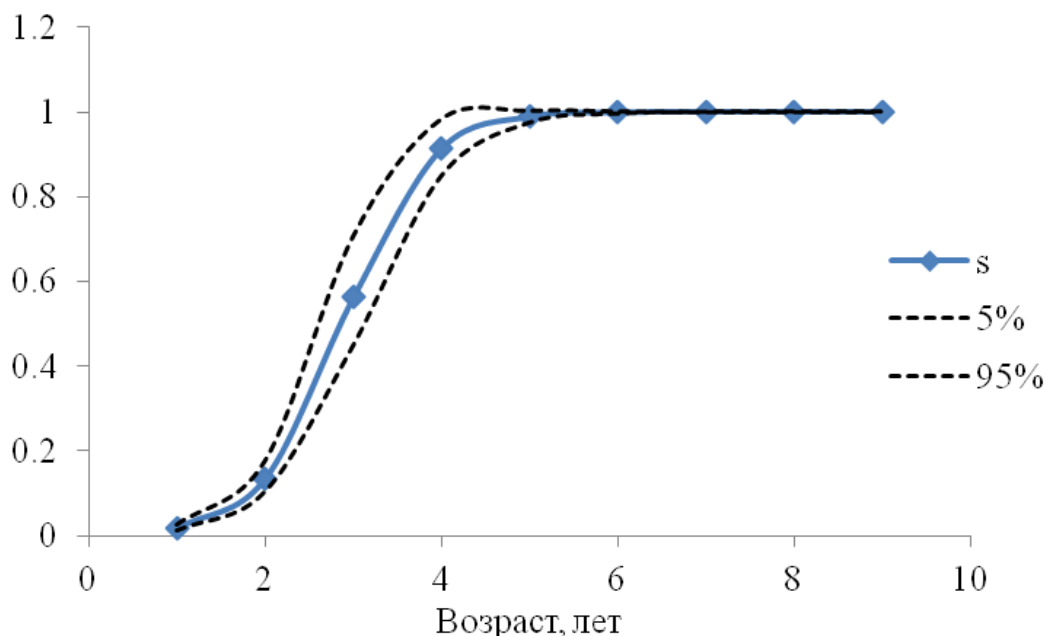


Рис. I.2.3.2. Возрастные коэффициенты селективности западно-камчатской наваги

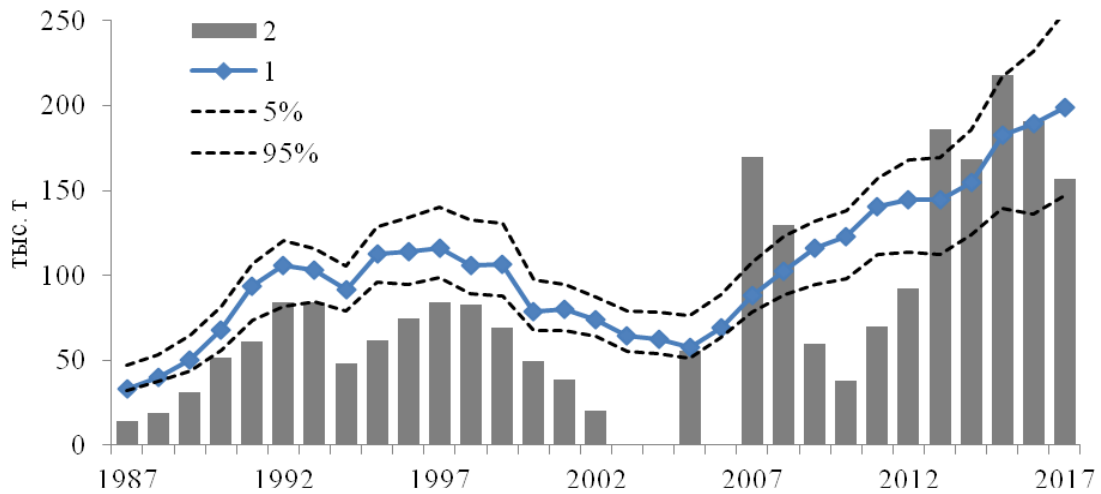


Рис. I.2.3.3. Оценки биомассы общего запаса на начало года (1) и проценти́ли бутстреп-распределения ее оценок в сравнении с данными траловых съёмок (2)

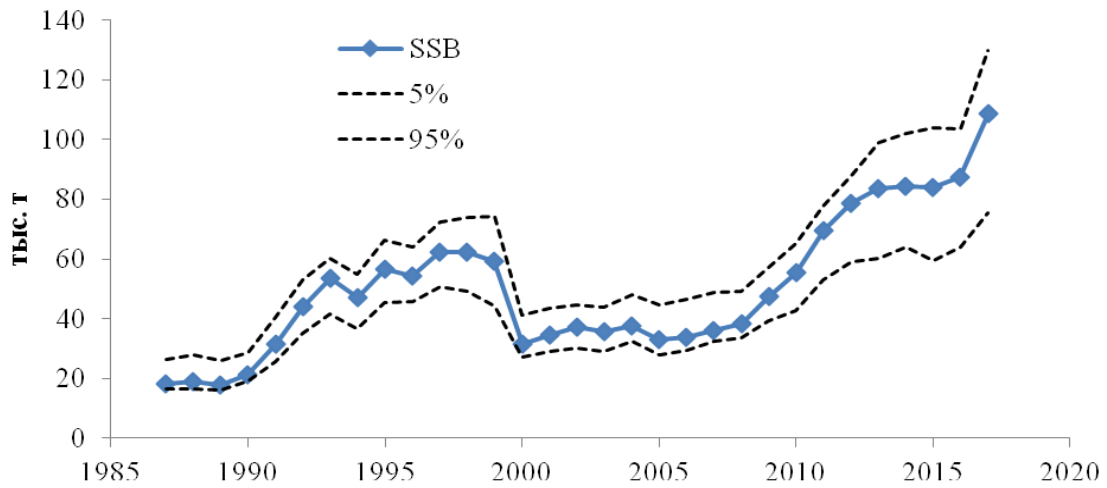


Рис. I.2.3.4. Биомасса нерестового запаса и проценти́ли бутстреп-распределения ее оценок

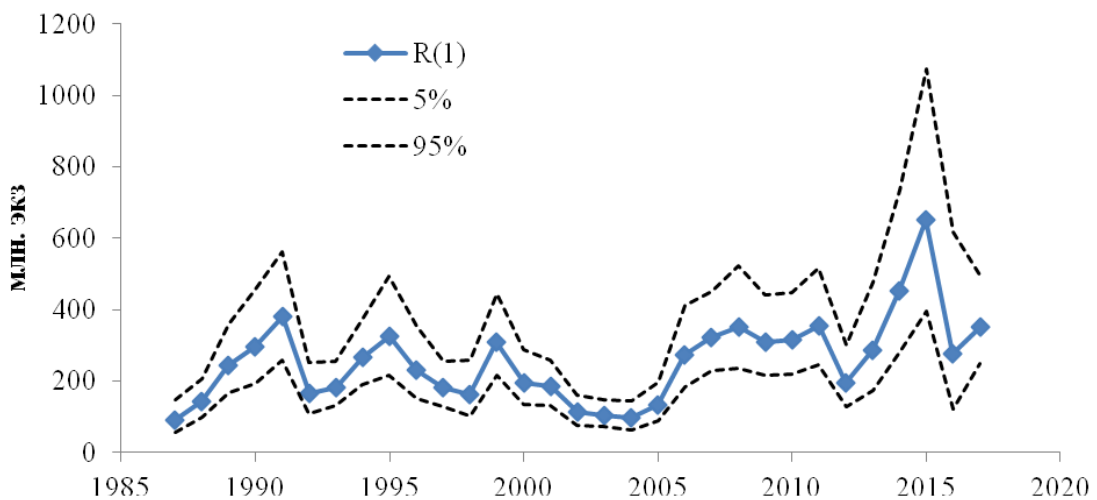


Рис. I.2.3.5. Численность пополнения западно-камчатской наваги и проценти́ли бутстреп-распределения ее оценок

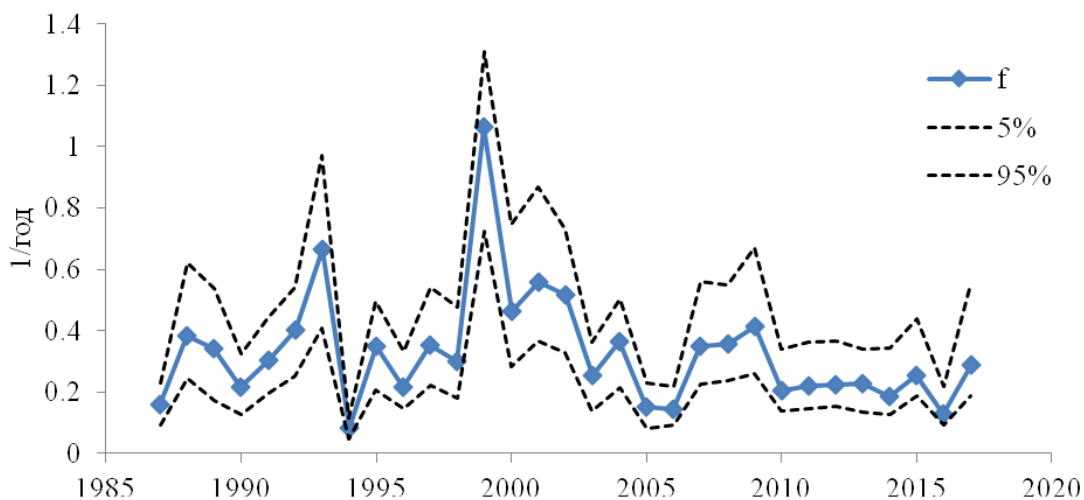


Рис. I.2.3.6. Коэффициенты промысловой смертности и проценти́ли бутстреп-распределения

В табл. I.2.3.4 представлены оценки параметров модели и их стандартные ошибки, вычисленные с помощью обратной матрицы Гессе. Из этой таблицы и результатов бутстреп-анализа можно заключить, что уровень неопределенности представленных оценок удовлетворительный.

О стабильности модельных оценок можно судить по результатам ретроспективного анализа (рис. I.2.3.8-I.2.3.9). Ретроспективный анализ – это серия расчетов с последовательным исключением последнего года из исходных данных.

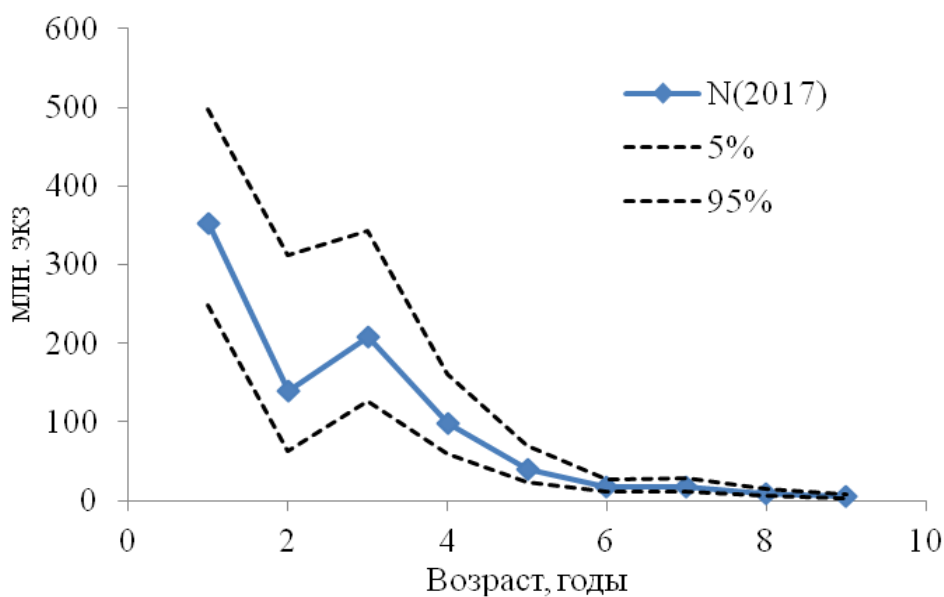


Рис. I.2.3.7. Численность западно-камчатской наваги в терминальный год



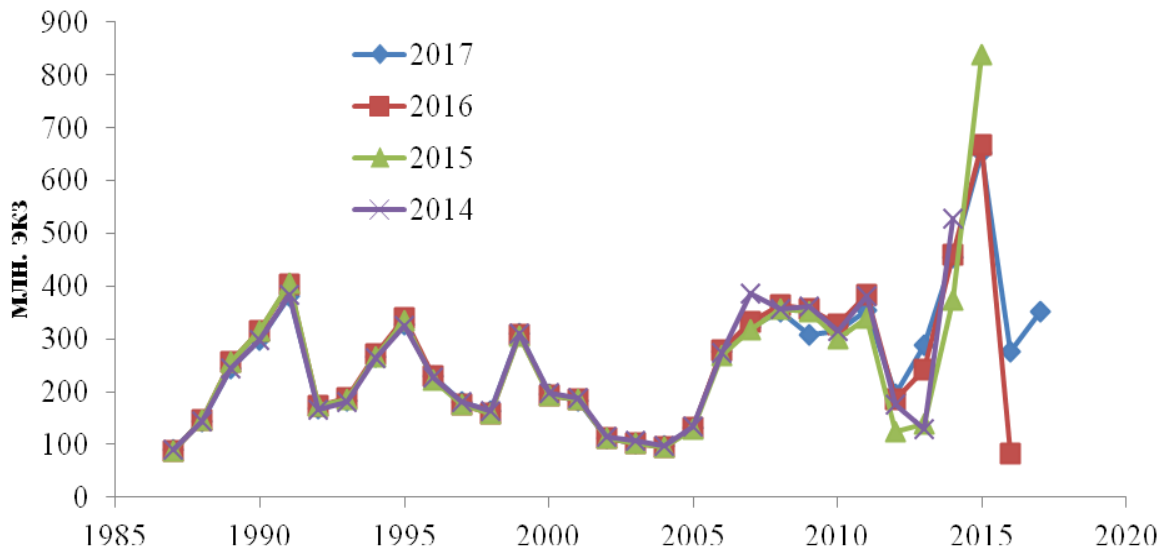


Рис. 1.2.3.8. Результаты ретроспективного анализа пополнения R(1) западно-камчатской наваги

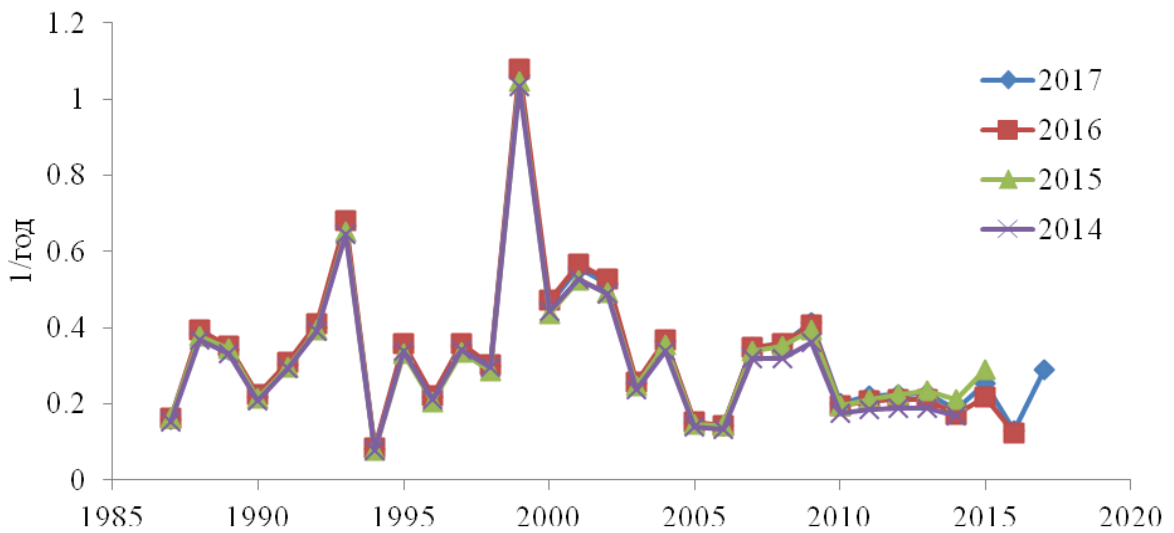


Рис. 1.2.3.9. Результаты ретроспективного анализа коэффициентов промысловой смертности западно-камчатской наваги

Таблица I.2.3.4. Оценки параметров модели «Synthesis» и их стандартные ошибки

Параметр	Оценка	$\sigma$	Параметр	Оценка	$\sigma$	Параметр	Оценка	$\sigma$
ln(N[1987,1])	4.511	0.276	ln(N[2004,1])	4.568	0.250	ln(F[1996])	-1.526	0.276
ln(N[1987,2])	3.430	0.279	ln(N[2005,1])	4.883	0.264	ln(F[1997])	-1.046	0.255
ln(N[1987,3])	2.932	0.299	ln(N[2006,1])	5.616	0.258	ln(F[1998])	-1.206	0.293
ln(N[1987,4])	2.631	0.322	ln(N[2007,1])	5.773	0.252	ln(F[1999])	0.062	0.194
ln(N[1987,5])	2.398	0.353	ln(N[2008,1])	5.861	0.247	ln(F[2000])	-0.770	0.267
ln(N[1987,6])	1.430	0.396	ln(N[2009,1])	5.732	0.238	ln(F[2001])	-0.586	0.250
ln(N[1987,7])	1.036	0.456	ln(N[2010,1])	5.751	0.252	ln(F[2002])	-0.663	0.266
ln(N[1987,8])	0.290	0.556	ln(N[2011,1])	5.871	0.267	ln(F[2003])	-1.371	0.309
ln(N[1987,9])	-0.583	0.783	ln(N[2012,1])	5.280	0.293	ln(F[2004])	-1.009	0.267
ln(N[1988,1])	4.966	0.257	ln(N[2013,1])	5.661	0.343	ln(F[2005])	-1.891	0.301
ln(N[1989,1])	5.501	0.252	ln(N[2014,1])	6.119	0.378	ln(F[2006])	-1.940	0.331
ln(N[1990,1])	5.696	0.251	ln(N[2015,1])	6.479	0.380	ln(F[2007])	-1.056	0.320
ln(N[1991,1])	5.945	0.245	ln(N[2016,1])	5.618	0.452	ln(F[2008])	-1.026	0.323
ln(N[1992,1])	5.120	0.255	ln(N[2017,1])	-	-	ln(F[2009])	-0.880	0.272
ln(N[1993,1])	5.205	0.253	s_α	0.743	0.050	ln(F[2010])	-1.594	0.286
ln(N[1994,1])	5.584	0.238	s_β	1.058	0.038	ln(F[2011])	-1.515	0.282
ln(N[1995,1])	5.789	0.262	ln(F[1987])	-1.846	0.327	ln(F[2012])	-1.495	0.283
ln(N[1996,1])	5.439	0.242	ln(F[1988])	-0.960	0.283	ln(F[2013])	-1.480	0.309
ln(N[1997,1])	5.201	0.270	ln(F[1989])	-1.071	0.319	ln(F[2014])	-1.688	0.314
ln(N[1998,1])	5.092	0.268	ln(F[1990])	-1.528	0.307	ln(F[2015])	-1.372	0.292
ln(N[1999,1])	5.737	0.231	ln(F[1991])	-1.194	0.284	ln(F[2016])	-2.044	0.323
ln(N[2000,1])	5.280	0.251	ln(F[1992])	-0.913	0.262	ln(F[2017])	-1.240	0.444
ln(N[2001,1])	5.216	0.242	ln(F[1993])	-0.406	0.235	ln(SpRecr_A)	1.700	0.157
ln(N[2002,1])	4.719	0.262	ln(F[1994])	-2.505	0.297	ln(SpRecr_B)	-11.704	2.478
ln(N[2003,1])	4.638	0.265	ln(F[1995])	-1.050	0.287	ln(Q_FSB)	-2.878	0.386

На рис. I.2.3.10 приведен график отклонений логарифмов наблюдаемых величин вылова от теоретических  $\ln(\hat{C}_{i,j}) - \ln(C_{i,j})$  (остатков). Как видно, явно выраженного «годового» (из года в год знак остатка не меняется) и «когортного» (один и тот же знак повторяется для одного поколения) эффектов не наблюдается. Абсолютная величина остатков зачастую превышает значение 1,0, особенно для возрастных групп 1 и 2 года, что свидетельствует о сильной зашумленности исходных данных. На рис. I.2.3.11 приведен график отклонений  $\ln(N_{i,1}) - \ln(F(SSB_{i-1}))$  логарифмов модельных оценок пополнения от логарифмов оценок пополнения, рассчитанных по зависимости «запас-пополнение» Бивертон-Холта, т.е.  $F(x) = a \cdot x / (1 + b \cdot x)$ . На рис. I.2.3.12- I.2.3.13 представлены отклонения логарифмов наблюдаемых значений индексов запаса от их модельных (теоретических) аналогов  $\ln(\hat{I}_i) - \ln(I_i)$ . Остатки для всех источников данных распределены нормально, что подтверждается тестом Колмогорова-Смирнова ( $p > 0,05$ ).

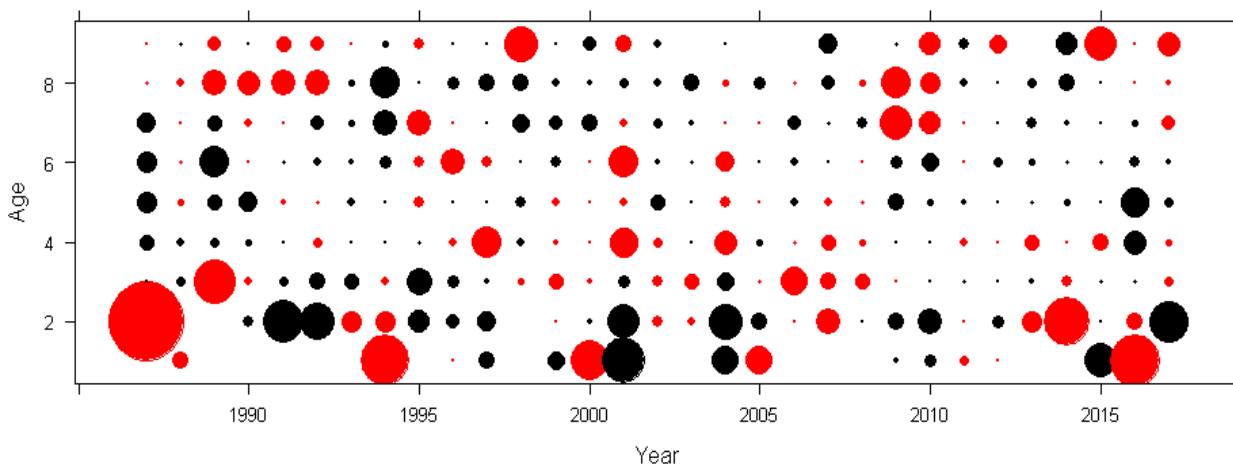


Рис. I.2.3.10. Отклонения  $\ln(\hat{C}_{i,j}) - \ln(C_{i,j})$  в модели «Synthesis»

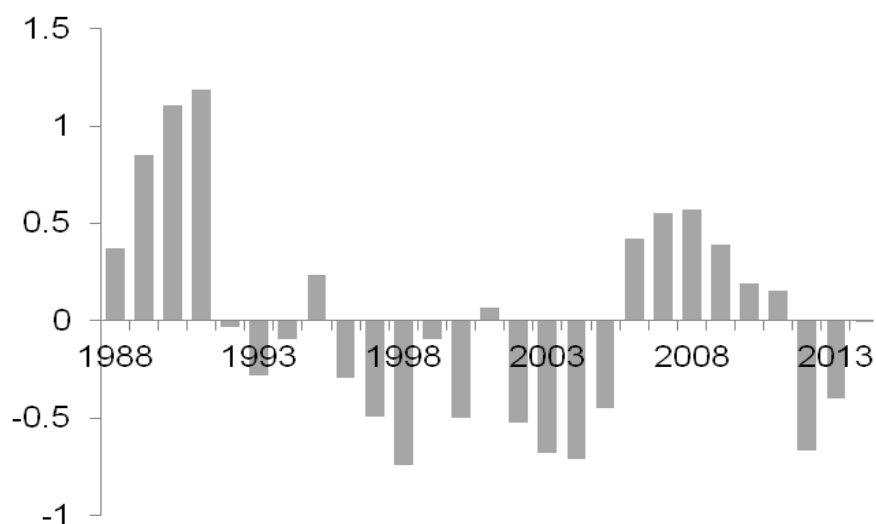


Рис. 1.2.3.11. Отклонения  $\ln(N_{i,1}) - \ln(F(SSB_{i-1}))$  в модели «Synthesis» для западно-камчатской наваги.  $F(x) = a \cdot x / (1 + b \cdot x)$  – зависимость Бивертон и Холта

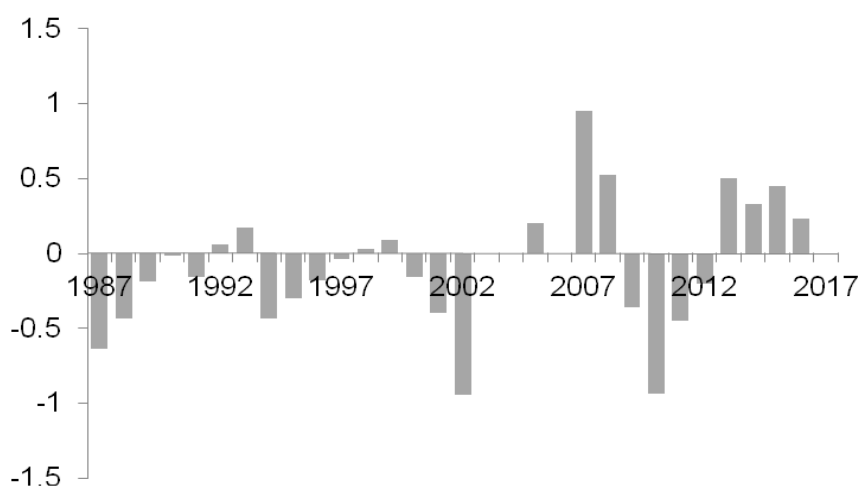


Рис. 1.2.3.12. Отклонения  $\ln(\hat{I}^1_i) - \ln(I^1_i)$  для индекса траловых съёмок в модели «Synthesis»



Рис. 1.2.3.13. Отклонения  $\ln(\hat{I}^2_i) - \ln(I^2_i)$  для индекса улова на единицу промыслового усилия в модели «Synthesis»

## Литература

Бабаян В.К. 2000. Предосторожный подход к оценке общего допустимого улова (ОДУ). Анализ и рекомендации по применению. М.: Изд-во ВНИРО. 190 с.

Базара М., Шетти К. 1982. Нелинейное программирование. Теория и алгоритмы. М.: Мир. 583 с.

Баранов Ф.И. 1918. К вопросу о биологических основаниях рыбного хозяйства. Изв. Отдела рыбоводства и научн.-промысл. исслед. Т. 1, вып. 1. С. 84-128.

Бивертон Р., Холт С. 1969. Динамика численности промысловых рыб. М.: Пищевая промышленность. 248 с.

Гладков Л. А., Курейчик В. В., Курейчик В. М. 2006. Генетические алгоритмы: Учебное пособие. 2-е изд. М.: Физматлит. 320 с.

Ильин О.И., Сергеева Н.П., Варкентин А.И. 2014. Оценка запасов и прогнозирование ОДУ восточнокамчатского минтая (*Theragra chalcogramma*) на основе предосторожного подхода // Труды ВНИРО. Т. 151.

Рикер У.Е. 1979. Методы оценки и интерпретация биологических показателей популяций рыб. М.: Пищевая пром-сть. 408 с.

Bertalanffy, L. von 1938. A Quantitative Theory Of Organic Growth. // Human Biology. V. 10, № 1. P. 181-213.

Caddy J.F. , 1998. A short review of precautionary reference points and some proposals for their use in data-poor situations. FAO (Food and Agriculture Organization of the United Nations) Fisheries Technical Paper 379.

Deriso R.B., P.R. Neal, and T.J. Quinn II. 1985. Catch-age analysis with auxiliary information. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 42: 815-824.

Doubleday W.G. 1976. A least squares approach to analyzing catch at age data. International Commission for the Northwest Atlantic Fisheries Research Bulletin 12. P. 68-81.

ICES, 1998. Report of the study group on the precautionary approach to fisheries management // ICES CM 1998/ ACFM. V. 10.

Francis R.I.C.C. 1991. Risk analysis in fishery management // Northwest Atl.Fish.Organ.Sci.Coun.Stud. V.16. P. 143-148.

Francis R.I.C.C., R. Shotton. 1997. «Risk» in fisheries management: a review. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 54. P. 1699-1715.

Fournier D.A., Archibald C.P. 1982. A general theory for analyzing catch-at-age data. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 39: 1195–1207.

Holland J.H. 1975. Adaptation in natural and artificial systems. University of Michigan Press, Ann Arbor.

Metropolis N., Ulam S. 1949. The Monte-Carlo method // J. Amer. Stat. Assoc. 44. № 247.

Patterson K.R. 1994. 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. J. Cons. Int. Explor. Mer. 40: P. 176-184.

Quinn, T.J., Deriso R.B. 1999. Quantitative Fish Dynamics. Oxford University Press. New York. 542 p.

Sissenwine M.P., Shepherd J.G. 1987. An alternative perspective on recruitment overfishing and biological reference points. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 44: P. 913-918.

Thompson W.F., Bell F.H. 1934. Biological statistics of the Pacific halibut fishery. Effect of changes in intensity upon total yield and yield per unit of gear // Rep. Int. Fish. (Pacific Halibut) Comm. P. 8-49.

### **I.3. Программный комплекс «КАФКА» v. 1.0.2.1511**

**(ФГБНУ «ТИНРО-Центр»)**

**А.А.Михеев, Ф.А.Михеев, 2016**

#### **I.3.1. Описание модели**

Математическая модель «Когортный анализ с фильтром Калмана» (КАФКА) разработана для оценки структурированных по возрасту запасов гидробионтов [Михеев, 2016]. Согласно приказу Росрыболовства от 06.02.2015 № 104 названная модель предназначена для расчетов запасов, отнесенных к первому уровню информационного обеспечения. Исходными данными для указанной модели являются возрастные составы уловов, уловы на единицу промыслового усилия и уловы на траление, полученные при выполнении учетных съемок. Последний из перечисленных входных массивов данных готовится в совокупности со значениями коэффициента уловистости учетного трала, средней протраленной площади и площади промысловой станции. Либо как альтернатива ему готовятся оценки абсолютной учетной промысловой численности. Все исходные промысловые данные готовятся в виде осредненных значений за промысловые периоды по годам и разнесены по годам промысла.

Модель КАФКА принадлежит к классу статистических когортных моделей, учитывающих наличие случайных факторов, влияющих на динамику численности запаса и на процесс лова [Gavaris, 1988; Methot, 1989; Васильев, 2001; Михеев, 2003]. Для разделения стохастического шума в оцениваемой системной переменной (численности запаса) и случайных погрешностей в наблюдениях (уловах на усилие) использован фильтр Калмана (ФК) [Kalman, 1960]. Таким образом, общая неопределенность раскладывается на ошибки в наблюдениях и шум в переменной состояния. Оценка состояния системы в ФК определяется как взвешенная сумма наблюдений по имеющимся источникам информации (орудиям лова, флотам, периодам промысла в многолетнем и сезонном варианте и т.п.) и основанного на модели прогноза. Доверительные

интервалы оценок переменных состояния в этом случае сужаются приблизительно на величину взвешенного доверительного интервала наблюдений по имеющимся источникам информации. Это одно из преимуществ концепции ФК над классической концепцией «ошибок в переменных», используемой во многих современных когортных моделях [Schnute, 1994].

Применение ФК позволяет избежать проблемы, связанной с разнородностью данных по уловам на усилие, полученных из различных источников. Эта проблема, обычно решаемая стандартизацией уловов на усилие, в ФК устраняется взвешиванием источников информации пропорционально их вкладу в оценку [Михеев, 2016]. Кроме того, используя в качестве индексов запаса данные по уловам на усилие, полученные из различных независимых источников, включая промысловую статистику и научные съемки, с помощью ФК можно скорректировать смещенные оценки запаса, возникающие при наличии неучтенного вылова (там же).

Параметрическая настройка модели КАФКА выполняется на основе минимизации функции правдоподобия относительно имеющихся наблюдений с помощью гибридного метода собственной разработки [Михеев и др., 2006]. Названный метод сочетает в себе классические градиентные методы оптимизации и метод эволюционного стохастического поиска, известный как генетический алгоритм (ГА) [Рутковская и др., 2004].

В модели КАФКА решена проблема обработки пропущенных значений в рядах наблюдений, возникающая в приложениях ФК [Harvey, 1989] по причине нерегулярности поступления данных о вылове и проведения учетных съемок [Михеев, 2016].

Модель КАФКА реализована в три последовательных этапа вычислений с общим вводом данных и независимым для каждого этапа выводом результатов, автоматически подающихся на следующий этап по решению пользователя продолжить расчет. На первом этапе выполняется стандартный когортный анализ с настройкой по данным учетной съемки и оптимизацией по одному или



двум параметрам. На следующем этапе к полученным оценкам численности применяется ФК, и эти оценки корректируются. Также строится прогноз на один или два года при заданном ОДУ на первый прогнозируемый год. Для всех оценок вычисляются 95%-ные доверительные интервалы. На последнем этапе в скорректированные оценки численности вводятся поправки, нивелирующие влияние неизвестных случайных факторов на смертность в отдельных когортах и гарантирующие выполнение естественного условия убыли поколения со временем. В завершение рассчитывается биомасса когорт за весь период промысла и на прогнозируемые годы с соответствующими доверительными интервалами.

*Принятые обозначения*

### **Индексация и специальные символы**

$A$  – число возрастных классов в запасе, индекс плюс-группы;

$a = \overline{1, A}$  – индекс возрастного класса в запасе; возраст  $a = 1$  соответствует возрасту пополнения;

$T$  – число лет в периоде промысла;

$t = \overline{1, T}$  – индекс года;

$m$  – число используемых источников информации по усилиям;

$i = \overline{1, m}$ ;

$\overline{1, A}$  – означает последовательное изменение индекса от 1 до  $A$  с шагом в единицу:  $\overline{1, A} = 1, 2 \dots A$ ;

$\in$  – символ принадлежности; запись  $\Delta \in (0, 1)$  означает, что значения параметра  $\Delta$  принадлежат интервалу от 0 до 1.

### **Переменные и параметры (константы) когортной модели**

*Переменные когортной модели*

$n_{at}$  – численность когорты в запасе в возрастном классе  $a$  в год  $t$ ;

$c_{at}$  – численность возрастного класса  $a$  в улове в год  $t$ ;

$\varphi_{at}$  – коэффициент изъятия (эксплуатации) (доля класса  $a$  в улове в год  $t$ ).

*Задаваемые параметры когортной модели*

$\Delta$  – период с начала года до начала промысла в долях года,  $\Delta \in (0,1)$ ; рекомендуется, но не обязательно, 0,5 [Pore, 1972];

$k$  – коэффициент улавливаемости для учетного трала,  $k \in (0,1)$ ;

$W_a$  – средняя масса (эквивалентная весу) особи возраста  $a$  в улове.

*Оптимизируемые параметры когортной модели*

$s$  – годовая доля выживших рыб в промысловом запасе от причин, не связанных с промыслом (коэффициент естественной выживаемости),  $s \in (0,1)$ ;

$\Delta$  – данный параметр (см. выше) может оптимизироваться по решению пользователя.

## **Переменные и параметры (константы) ФК**

*Процессная переменная*

$N_t$  – запас в год  $t$ ;  $N_t = \sum_a n_{at}$ .

*Управляющая переменная*

$C_t$  – улов в год  $t$ ;  $C_t = \sum_a c_{at}$ .

*Переменные наблюдения*

$I_{i,t}$  – численность улова на единицу  $i$ -ого промыслового усилия (CPUE) в год  $t$ ; интерпретируется как индекс запаса;

$S_t$  – индекс численности или абсолютная численность по данным учетных тралений в год  $t$ .

*Задаваемые параметры ФК*

$P_0$  – начальная дисперсия ошибки оценивания. Если нет других соображений, то  $P_0$  может задаваться как дисперсия так называемого диффузионного прайера [Peterman et al., 2003].

### Оптимизируемые параметры ФК

$q_i$  – коэффициенты промысловой улавливаемости (доля запаса, изымаемая единицей промыслового усилия);  $q_i \in (0,1)$ ;

$\sigma_N$  – интенсивность шума (стандартное отклонение) в динамике запаса;

$\sigma_S$  – интенсивность шума (стандартное отклонение) в измерениях запаса через улов на учетное траление  $S_t$ ;

$\sigma_{I_i}$  – интенсивность шума (стандартное отклонение) в измерениях запаса через улов на единицу промыслового усилия  $I_{i,t}$ .

### Уравнения динамики численности

Отметим, что все шумы в модели КАФКА полагаются гауссовыми, т.е. нормально распределенными с нулевым средним.

В когортном анализе модели КАФКА использованы следующие динамические уравнения:

$$n_{a+1,t+1} = sn_{at} - s^{1-\Delta}c_{at}, \quad (I.3.1.1)$$

$$c_{at} = \varphi_{at}s^{\Delta}n_{at}, \quad (I.3.1.2)$$

где:  $n_{at}$  – численность когорты в запасе в возрасте  $a$  в год  $t$ ;  $c_{at}$  – численность когорты в улове в возрасте  $a$  в год  $t$ ;  $\varphi_{at}$  – коэффициент изъятия (доля в улове в возрасте  $a$  в год  $t$  от числа выживших особей в когорте к началу промысла).

Непосредственно для расчетов используется эквивалентное уравнениям (I.3.1.1) и (I.3.1.2) рекуррентное уравнение для коэффициентов изъятия в когорте:

$$\varphi_{at} = \frac{\varphi_{a+1,t+1}}{\alpha_{at} + \varphi_{a+1,t+1}}; a = \overline{1, A-1}, t = \overline{1, T-1}, \quad (I.3.1.3)$$

где  $\alpha_{at} = \frac{c_{a+1,t+1}}{sc_{at}}$ .

Из уравнения (I.3.1.3) следует, что при обратном расчете величины  $\varphi_{at}$  всегда меньше единицы. Следовательно, если терминальные значения  $\varphi_{At}$  и

$\varphi_{at}$  не превышают единицы, уравнения (I.3.1.1) и (I.3.1.2) дают корректную процедуру обратного расчета для коэффициентов изъятия в когорте для всех  $a = \overline{1, A}$  и  $t = \overline{1, T}$ .

В модели КАФКА для уравнения (I.3.1.3) реализован так называемый «обратный расчет» – от старших классов в ретроспективу к младшим вдоль поколения. Коэффициенты изъятия для плюс-группы  $A$  (для полностью обловленных поколений за анализируемый период промысла  $T$  лет) задаются равными единице:  $\varphi_{At} \equiv 1; \forall t = \overline{1, T}$ . Коэффициенты изъятия для полностью обловленных поколений, полученные с помощью уравнения (I.3.1.3), усредняются для  $t = \overline{1, T - A + 1}$  лет и используются для терминального года  $T$ :

$$\varphi_{aT} = (T - A + 1)^{-1} \sum_1^{T-A+1} \varphi_{at}.$$

Затем выполняется последовательный расчет коэффициентов изъятия, аналогичный приведенному выше, для поколений, не полностью обловленных за анализируемый период промысла  $T$  лет. В завершение когортного анализа вычисляются численности по уравнениям (I.3.1.1) и (I.3.1.3) в любых комбинациях или по эквивалентному им уравнению:

$$n_{at} = (\varphi_{at} s^\Delta)^{-1} c_{at}. \quad (I.3.1.4)$$

На этапе когортного анализа модель оптимизируется по вектору параметров  $\theta = (s, \Delta)$  при заданном  $k$  или по параметру  $\theta = s$  при заданных  $k$  и  $\Delta$  с помощью следующей функции потерь (ФП):

$$L_1(\theta | Data) = \sum_t (k^{-1} S_t - N_t)^2. \quad (I.3.1.5)$$

где  $N_t$  – оценки численности запаса в год  $t$ .

Уравнение (I.3.1.1) суммированием всех переменных по индексу  $a$  сводится к следующему уравнению процесса, используемому на этапе применения ФК:

$$N_{t+1} = sN_t - s^{1-\Delta}C_t + R_{t+1} + \varepsilon_{N_t}, \quad (\text{I.3.1.6})$$

где  $R_t = n_{1,t}$  – пополнение в год  $t$ ;  $\varepsilon_{N_t}$  – шум процесса с неизвестной дисперсией  $\sigma_N^2$ .

Кроме того, строятся уравнения наблюдений соответственно для всех источников данных:

$$I_{i,t} = H_{i,t}N_t + \varepsilon_{I_{i,t}}, \quad (\text{I.3.1.7})$$

$$S_t = H_{s,t}N_t + \varepsilon_{S_t}, \quad (\text{I.3.1.8})$$

где  $H_{i,t}$ ,  $i = \overline{1, m}$  — переходные коэффициенты наблюдений:

$$H_{i,t} = \begin{cases} q_i s^\Delta, \forall t, \text{ когда данные есть} \\ 0, \text{ иначе} \end{cases}; \quad H_{s,t} = \begin{cases} k s^\Delta, \forall t, \text{ когда данные есть} \\ 0, \text{ иначе} \end{cases}$$

и где:  $\varepsilon_{I_{i,t}}$ ,  $\varepsilon_{S_t}$  – шумы (погрешности) наблюдений с неизвестными дисперсиями  $\sigma_{I_i}^2$ ,  $\sigma_S^2$  соответственно;

Формирование массивов  $H_{i,t}$  и  $H_{s,t}$  из констант и нулей (собственно, тоже констант, но специфических) необходимо для учета отсутствующих наблюдений в ФК. Это требование основано на том факте, что если информация из  $i$ -го источника для момента времени  $t$  отсутствует, то его влияние на результат работы ФК для этого же момента времени элиминируется приравниванием к нулю самого наблюдения,  $I_{i,t} = 0$ , и соответствующего переходного коэффициента из уравнения (I.3.1.7),  $H_{i,t} = 0$  [Михеев, 2016].

Для построения прогноза численности когорт на два предстоящих года требуется оценить прогнозные значения для пополнения  $R_{T+k}$ ,  $k = 1, 2$ . Чтобы получить указанные оценки, берутся значения  $R_t = n_{1,t}$  и усредняются для последних лет промысла  $t = \overline{T, T - A' - 1}$ . Число  $A'$  определяется как округленная до ближайшего целого половина от числа возрастных классов в запасе:  $A' = \text{ceil}(A/2)$ .

Кроме того, для прогноза необходимо определить возрастной состав уловов на предстоящие два года и обеспечить при этом выполнение условия равенства суммарной численности уловов по возрастным классам установленным ОДУ  $C_{T+1}$  и  $C_{T+2}$ :

$$C_{T+k} = \sum_a c_{a,T+k}, k = 1, 2. \quad (I.3.1.9)$$

В завершение второго этапа вычисляется средняя масса промысловой особи,  $W_{c_t}$ , и биомасса запаса по годам промысла и на перспективу:

$$W_{c_t} = \sum_a \frac{c_{at}}{c_t} W_a; t = \overline{1, T}; \quad (I.3.1.10)$$

$$\hat{B}_t = W_{c_t} \hat{N}_t; t = \overline{1, T}; \quad (I.3.1.11)$$

$$B_{T+k}^+ = W_{c_t} N_{T+k}^+; k = 1, 2. \quad (I.3.1.12)$$

На этапе работы ФК модель оптимизируется по вектору параметров  $\theta = (\{q_i\}, \{\sigma_{I_i}\}, \sigma_N)$ ,  $i = \overline{1, m}$  с помощью следующей ФП:

$$L_2(\theta | Data) = \sum_t \sum_i (q_i^{-1} I_{i,t} - N_t^+)^2, \quad (I.3.1.13)$$

где  $N_t^+$  — прогнозируемые (априорные) в ФК оценки численности запаса в год  $t$ .

Отметим, что при большом числе  $m$  оптимизация по параметрам  $\sigma_N$  и  $\sigma_{I_i}$  имеет технические сложности. По результатам вычислительных экспериментов установлено, что соотношение указанных параметров, при котором достигается минимум ФП, является предположительно единственным, но сами параметры могут принимать любые значения, не влияя на минимум ФП. Иначе говоря, здесь имеется только одна степень свободы. Другими словами, если задан один из указанных параметров, то приводящие в минимум ФП значения остальных  $m$  параметров имеют единственную комбинацию значений. Вместе с тем доверительный интервал оценок прямо зависит от величины этих параметров. Решается указанная проблема с помощью процедуры адаптивного ФК

[Пичугина, 2008], в которой пробные стартовые значения оцениваются как стандартные отклонения невязок:

$$\sigma_{i_i}^2 \cong (T'_i - 1)^{-1} \sum_{t=1}^{T'_i} (\hat{q}_i^{-1} I_{i,t} - N_t)^2, \quad (\text{I.3.1.14})$$

где  $T'_i$  – число лет с наблюдаемыми индексами  $I_{i,t}$ .

Пробные значения коэффициентов улавливаемости находятся усреднением по периоду промысла оценок аналогичных величин по годам:

$$\hat{q}_i = T_i'^{-1} \sum_{t=1}^{T'_i} \frac{I_{i,t}}{N_t}. \quad (\text{I.3.1.15})$$

Уравнения ФК для расчета прогнозных и скорректированных оценок вместе с их доверительными интервалами содержатся в следующем разделе.

На заключительном этапе работы модели КАФКА возникает необходимость обновить исходную матрицу запаса (I.3.1.4) с тем, чтобы суммирование столбцов по возрастам давало в точности скорректированные  $\hat{N}_t$  и прогнозные оценки  $N_{T+1}^+$  и  $N_{T+2}^+$  (см. формулы (I.3.1.24) и (I.3.1.26) соответственно).

В этой связи численности когорт по возрастам пересчитываются следующим образом:

$$n'_{a,t} = \hat{N}_t \frac{n_{a,t}}{N_t}. \quad (\text{I.3.1.16})$$

При этом необходимо соблюсти условие неубывания численности одного поколения при обратном расчете, что требует введения в отдельные когорты дополнительных поправок.

В этой связи для каждого года рассчитываются значения динамических параметров убыли,  $s'_{a,t}$  для скорректированной матрицы  $\{n'_{a,t}\}$  от причин, не связанных с учтенным промыслом по формуле:

$$s'_{a,t} = \frac{n'_{a+1,t+1}}{n'_{a,t} - c_{a,t}}. \quad (\text{I.3.1.17})$$

Затем численности когорт в матрице  $\{n'_{a,t}\}$ , у которых имеет место неравенство  $s'_{a,t} \geq 1$ , подправляются по формуле:

$$n''_{a-1,t-1} = n''_{a,t} + c_{at}, \quad (\text{I.3.1.18})$$

где  $n''_{a,T} = n'_{a,T}$  и  $n''_{A,t} = n'_{A,t}$  для не полностью и полностью обловленных поколений, соответственно. Остальные элементы указанной матрицы остаются неизменными.

Значения  $s'_{a,t} = 1$  интерпретируются следующим образом: в соответствующий год соответствующая когорта эксплуатировалась настолько сильно, что убыль по иным причинам не успевала реализоваться.

В завершение третьего этапа численность и биомасса запаса по годам промысла и на прогнозируемые годы пересчитываются с учетом введенных поправок.

#### *Уравнения ФК для когортной модели*

В качестве начального значения для прогнозной оценки запаса берется соответствующая оценка запаса, полученная с помощью когортной модели:

$$N_1^+ = N_1. \quad (\text{I.3.1.19})$$

Начальное значение дисперсии ошибки оценки вычисляется из параметров фильтра:

$$P_1^+ = s^2 P_0 + \sigma_N^2. \quad (\text{I.3.1.20})$$

Далее вычисления осуществляются в цикле по  $t = \overline{1, T+1}$ , где  $T$  — период лет наблюдений за запасом.

$$D_t = (\prod_i \sigma_{I_i})^2 \left[ 1 + P_t^+ \sum_i \left( \frac{H_{i,t}}{\sigma_{I_i}} \right)^2 \right], \quad i = \overline{1, m}. \quad (\text{I.3.1.21})$$

$$w_t = \frac{(\prod_i \sigma_{I_i})^2}{D_t}, \quad (\text{I.3.1.22})$$

$$K_{i,t} = \frac{w_t P_t^+ H_{i,t}}{\sigma_{I_i}^2}, \quad (\text{I.3.1.23})$$



где  $\prod_i \sigma_{I_i} = \sigma_{I_1} \sigma_{I_2} \cdots \sigma_{I_m}$ ;  $D_t$  – дисперсия обновляющего процесса, т.е. процесса корректировки прогнозных оценок;  $K_{i,t}$  – коэффициент усиления Калмана [Harvey, 1989].

Скорректированные оценки  $\widehat{N}_t$  и дисперсии их ошибки  $P_t$  рассчитываются по формулам:

$$\widehat{N}_t = w_t N_t^+ + \sum_i K_{i,t} I_{i,t}, \quad (\text{I.3.1.24})$$

$$P_t = w_t P_t^+. \quad (\text{I.3.1.25})$$

Прогнозные оценки  $N_t^+$  и дисперсии их ошибки  $P_t^+$  рассчитываются по формулам:

$$N_{t+1}^+ = s \widehat{N}_t - s^{1-\Delta} C_t + R_{t+1}, \quad (\text{I.3.1.26})$$

$$P_{t+1}^+ = s^2 P_t + \sigma_N^2, \quad (\text{I.3.1.27})$$

где  $R_t$  – численности пополнения, полученные на этапе когортного анализа.

Формула (I.3.1.24) имеет важную интерпретацию [Михеев, 2016]. Поскольку, как легко видеть из формул (I.3.1.21)-(I.3.1.23)

$$w_t + \sum_i K_{i,t} H_{i,t} \equiv 1,$$

формула (I.3.1.24) показывает то, о чем говорилось выше: скорректированная оценка ФК есть средневзвешенная между прогнозом когортной модели и наблюдениями. Причем величина веса говорит о том, что оказывает большее влияние на эту оценку: модель или наблюдения. Кроме того, величины  $K_{i,t} H_{i,t}$  могут рассматриваться как веса источников информации, а взвешенный по ним индекс запаса вполне может быть использован в качестве стандартизированного (там же).

## 1.3.2. Руководство пользователя

### *Требования к исполняемой среде*

На компьютере должна быть установлена операционная система любой версии, начиная с Windows Vista и позднее. Для корректной работы программы требуются пререквизиты установщика:

1. Пакет Microsoft Framework 4.5.2 Full (<https://www.microsoft.com/ru-ru/download/details.aspx?id=17851>).
2. Утилита Windows Installer 4.5 (<https://www.microsoft.com/ru-ru/download/details.aspx?id=8483>).

При отсутствии данных пререквизитов указанные программные продукты устанавливаются автоматически в процессе инсталляции.

### *Регистрация пользователей*

Для установки программы необходимо зарегистрироваться на сайте «Fisheries research clockbyte» по ссылке <http://fisheries-research.clockbyte.com/>. На главной странице сайта (рис. 1.3.2.1) нужно нажать кнопку «Регистрация».

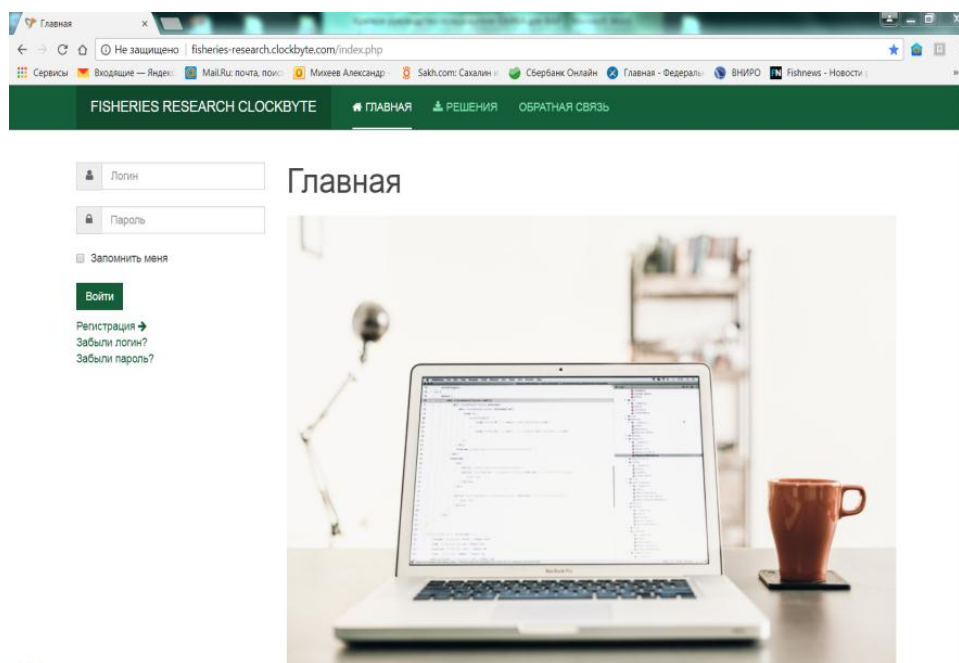


Рис. 1.3.2.1. Главная страница сайта

Затем заполнить форму, показанную на рис. 1.3.2.2, и нажать кнопку «Регистрация».

FISHERIES RESEARCH CLOCKBYTE

ГЛАВНАЯ РЕШЕНИЯ ОБРАТНАЯ СВЯЗЬ

### Регистрация пользователя

\* Обязательное поле

Имя \*

Логин \*

Пароль \*

Повтор пароля \*

Адрес электронной почты \*

Подтверждение адреса электронной почты: \*

Регистрация Отмена

Рис. I.3.2.2. Регистрационная форма

На указанный адрес эл. почты придет письмо, содержащее ссылку вида:

<http://fisheries-research.clockbyte.com/index.php/login?task=registration.activate...>

Нужно перейти по указанной ссылке. Тем самым будет совершен возврат на главную страницу сайта «Fisheries research clockbyte» с автоматической активацией вашей учетной записи. Процедура регистрации на этом завершается.

### *Установка и лицензирование программы*

Зарегистрированный пользователь, зайдя на сайт «Fisheries research clockbyte» по своему логину и паролю, активирует вкладки «Решения», «Профиль» и «Обратная связь».

На вкладке «Решения» размещены указатели программных продуктов, доступных к скачиванию на текущий момент. Нажатие кнопки «КАФКА» осуществляет выбор программы «САФКА» (v. 1.0.2.1511) для последующего скачивания и лицензирования. В появившемся окне «Когортный анализ с фильтром Калмана» следует нажать кнопку «Загрузить бесплатно» (рис. I.3.2.3).

Здравствуйте, Александр Иванов  
[Выйти](#)

## Когортный анализ с фильтром Калмана

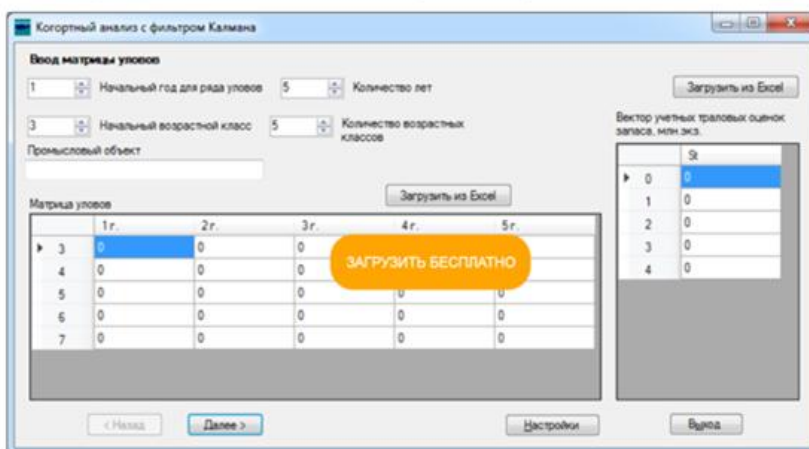


Рис. I.3.2.3. Окно «Когортный анализ с фильтром Калмана»

Следом нужно открыть файл setup.exe в списке загрузок (рис. I.3.2.4).



Рис. I.3.2.4. Кнопка файла «setup.exe»

Если появятся предупреждения (одно из них или оба) о неизвестном издателе (рис. I.3.2.5), то их нужно проигнорировать и нажать кнопку «Запустить» или «Установить», соответственно.

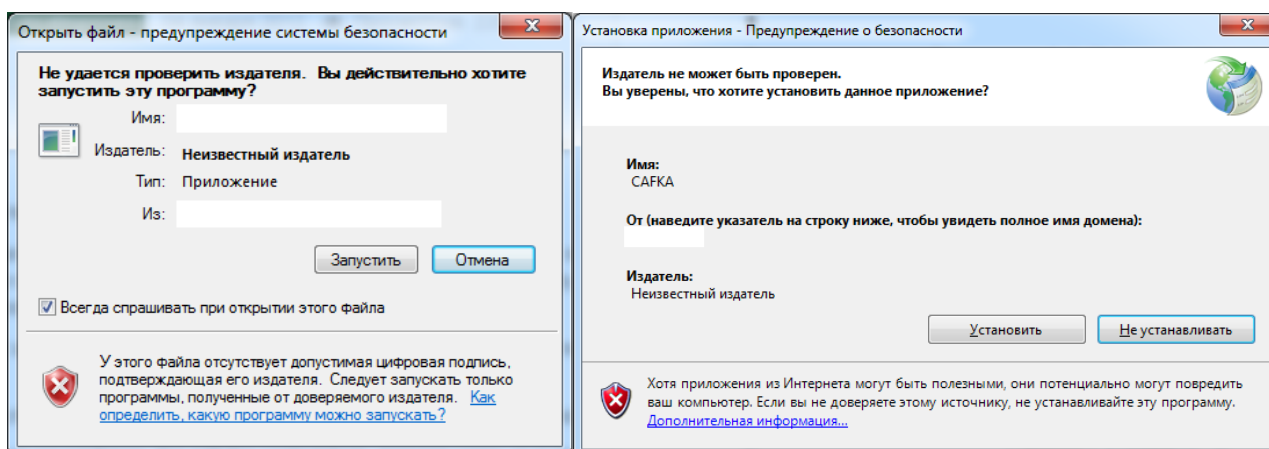



Рис. I.3.2.5. Предупреждения

**Важно:** Появление указанных сообщений связано с тем, что данная версия программы распространяется под лицензией типа Trial (условно-бесплатно) и пока не подписана сертификатом безопасности. Сертифицироваться будет уже следующая версия программы.

В процессе установки будет автоматически проверено наличие требуемых пререквизитных пакетов программ (см. Требования к исполняемой среде) и при их отсутствии установщик потребует их установить. Когда прогресс установки закончится, автоматически в меню «Пуск» на вкладке «Все программы» будет создана папка «Fisheries Research Clockbyte» с исполняемым модулем `cafka.exe` и программой связи с технической поддержкой, на рабочем столе появится ярлык - .

После окончания процедуры инсталляции откроется окно проверки лицензии (рис. I.3.2.6).

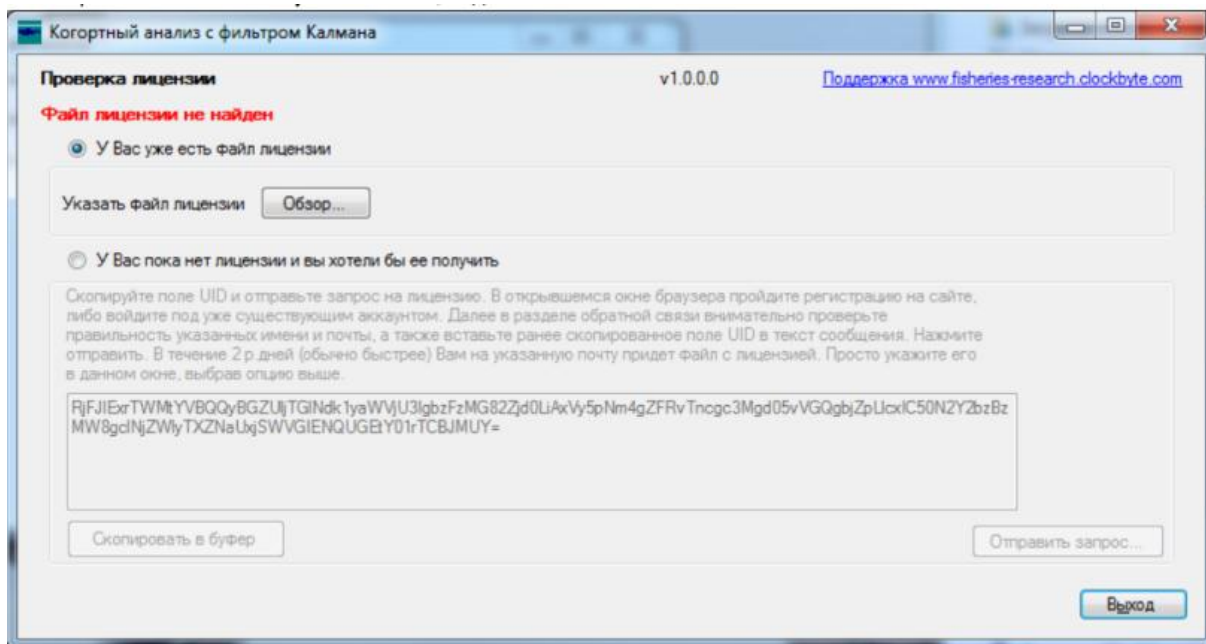


Рис. I.3.2.6. Окно проверки лицензии

Если лицензии не имеется, то следует установить флажок в пункте для получения лицензии. Как только флажок будет установлен, активируются две нижние кнопки: «Скопировать в буфер» и «Отправить запрос». Необходимо

скопировать содержимое окна вручную или нажав кнопку «Скопировать в буфер». Затем нажать кнопку «Отправить запрос». Откроется страница сайта «Fisheries research clockbyte» на вкладке «Обратная связь» (рис. I.3.2.7).

Рис. I.3.2.7. Страница сайта «Fisheries research clockbyte»

На данной вкладке необходимо заполнить форму и нажать кнопку «Отправить». Через некоторое время пользователь получает на указанный им адрес эл. почты файл license.xml, скачивает его и помещает в удобное для него место. После получения файла лицензии нужно открыть установленную программу «САФКА», либо пользуясь ярлыком на рабочем столе, либо из меню Пуск -> Все программы -> Fisheries Research Clockbyte -> САФКА, и в окне проверки лицензий (рис. I.3.2.6) выбрать первый пункт «Есть файл лицензии», нажать кнопку «Обзор» и указать ранее загруженный файл license.xml. На этом процедура лицензирования будет завершена и открыто главное окно приложения (рис. I.3.2.8).

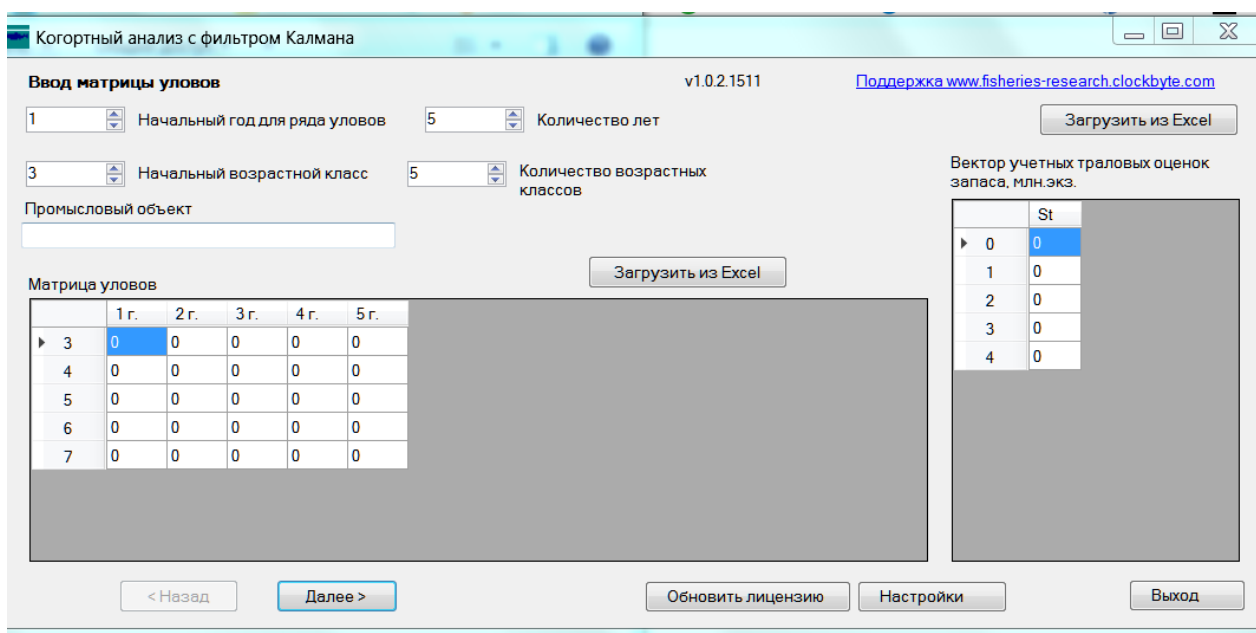


Рис. I.3.2.8. Главное окно программы «САФКА»

### *Эксплуатация программы*

**Важно:** по всем обозначениям, терминам и пояснениям к ним (см. теоретическое описание модели КАФКА).

Программа выполняется с помощью пошагового мастера, описание которого приведено далее.

Шаг 1. Запуск файла safka.exe приводит к появлению экрана ввода исходных данных (рис. I.3.2.8).

Данные могут вводиться вручную в шаблонные окна, размер которых устанавливается в окошках «Количество лет», «Количество возрастных классов» либо из предварительно подготовленного файла типа Excel нажатием кнопки «Загрузить из Excel». В последнем варианте ввода размеры окон будут установлены автоматически.

Шаг 2. При нажатии кнопки «Загрузить из Excel» откроется следующее окно «InputData» (рис. I.3.2.9), в котором следует ввести указатели расположения исходных данных. Требуемые указатели снабжены поясняющими подписями. Файл с данными в этот момент для удобства может быть открыт для просмотра.



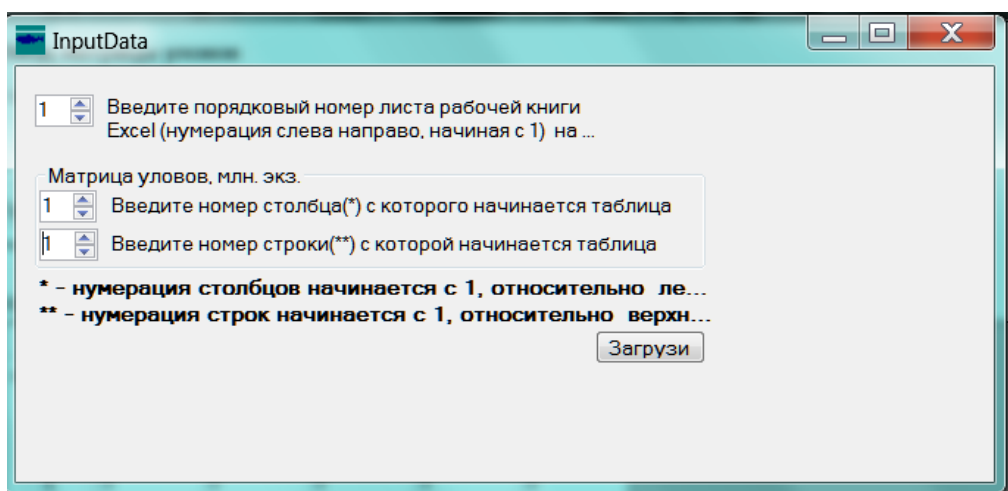


Рис. I.3.2.9. Окно «InputData»

Шаг 3. При нажатии кнопки «Загрузить» в окне «InputData» откроется стандартное окно Обозревателя (Проводника) Windows (далее – Обозревателя) (рис. I.3.2.10), с помощью которого следует найти директорию с файлом соответствующих исходных данных и открыть этот файл.

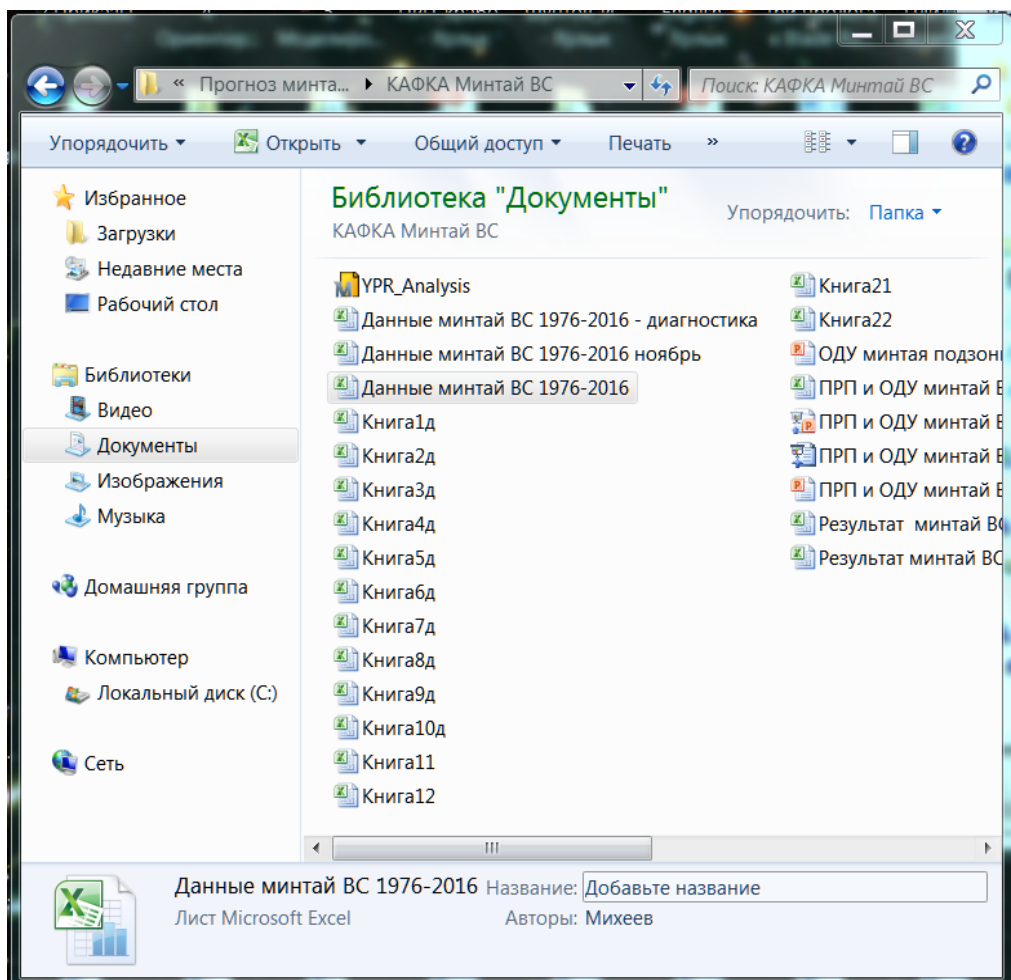


Рис. I.3.2.10. Стандартное окно Обозревателя



Исходные данные являются числовыми массивами, в которых пропущенные значения замещаются нулями. **Важно** соблюдать следующее требование: разделитель целой и десятичной части чисел должен соответствовать тому, который задан в Windows (см. Панель управления - Язык и региональные стандарты – Дополнительные параметры).

Данные разделены на 4 массива:

- 1) таблица уловов по годам (столбцы) и возрастам (строки);
- 2) столбец абсолютных значений промысловой численности (млн экз.) по годам, оцененной по результатам учетной съемки;
- 3) таблица уловов на единицу промыслового усилия (млн экз/усилие) по типам усилий (столбцы) и годам (строки) по данным промысловой статистики;
- 4) столбец среднегодовалых навесок (кг) по возрастам по данным биоанализов; могут быть взяты в соответствии с аллометрической зависимостью «вес-возраст».

По умолчанию полагается, что в программе численность уловов, уловов на усилие, когорт и запаса в целом задается в млн экз., биомасса когорт и запаса – в тыс. т, а навески – в кг. **Важно:** Если единицы измерения численности и массы во входном массиве целесообразно заменить с изменением пропорции между ними относительно установленных по умолчанию (см. выше), то для присвоения аналогичных размерностей и по результатам расчетов следует внести поправки с учетом изменений в пропорции. Например, если численность задавать в тыс. экз. вместо млн экз., а биомассу в тоннах вместо тыс. т, то пропорция между размерностями сохраняется и поправки в результатах не нужны. Если же численность задана в тыс. экз. вместо млн экз., а биомасса, как по умолчанию – в тыс. т, то результаты по биомассе нужно будет сократить в 1000 раз, чтобы они выражались в тыс. т. Аналогично и при изменении навески.

Данные могут быть размещены достаточно произвольным образом: в одном или нескольких файлах; на одном или нескольких листах. Кроме того, данные можно снабжать шапкой и заголовками. В этом случае для массивов 1,

2 и 4 в окне ввода (рис. I.3.2.9) указываются стартовые ячейки, соответствующие началу каждого массива и не включающие заголовки. Для массива 3 стартовая ячейка включает заголовки для промышленных усилий. Если для массива 3 указана в качестве стартовой ячейка начала числового массива, то заголовки устанавливаются по умолчанию: Орудие1, Орудие2 и т.д. С помощью обозревателя (рис. I.3.2.10) и окна ввода (рис. I.3.2.9) процедура ввода при этом реализуется очень просто.

На рис. I.3.2.11 в качестве примера приведена вводимая таблица уловов, размещенная на листе 1 и берущая начало со столбца 1 и строки 1 согласно указателям на рис. I.3.2.9.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K
1	0.293	0.28	116.357	31.5	0.245	0.219	6.238	7.7	0.508	2	0.208
2	0.205	0.196	361.475	107.31	0.172	33.704	38.238	5.39	13.396	4.55	84.39
3	7.243	2.354	149.977	91.14	58.31	93.963	136.194	4.107	11.054	2.567	32.98
4	64.674	31.195	68.909	154.381	27.268	134.611	201.759	45.427	37.182	15.23	80.36
5	203.458	271.974	133.997	122.116	82.793	190.179	163.572	111.517	132.536	49.263	193.392
6	165.925	139.61	56.268	66.439	128.812	72.921	28.209	54.64	34.512	26.9	88.634
7	57.53	45.78	15.411	19.133	81.394	12.402	5.894	5.011	10.668	2.944	15.243
8	7.879	6.936	1.217	1.569	19.123	1.454	2.378	0.365	6.241	0.498	1.156
9	1.828	1.881	0.203	0.141	2.138	0.294	1.16	0.221	2.609	0.034	0.014
10	1.873	0.687	0.123	0.404	0.801	0.095	1.349	0.106	2.947	0.024	0.009993
11											
12											
13											
14											
15											
16											
17											
18											

Рис. I.3.2.11. Вводимая таблица со значениями уловов

Шаг 4. После открытия файлов с данными расположенные в них массивы согласно указателям в окне на рис. I.3.2.9 переместятся в окно на рис. I.3.2.8. Результат этого перемещения показан на рис. I.3.2.12. Данные могут редактироваться в окнах на любом этапе перед стартом расчета.

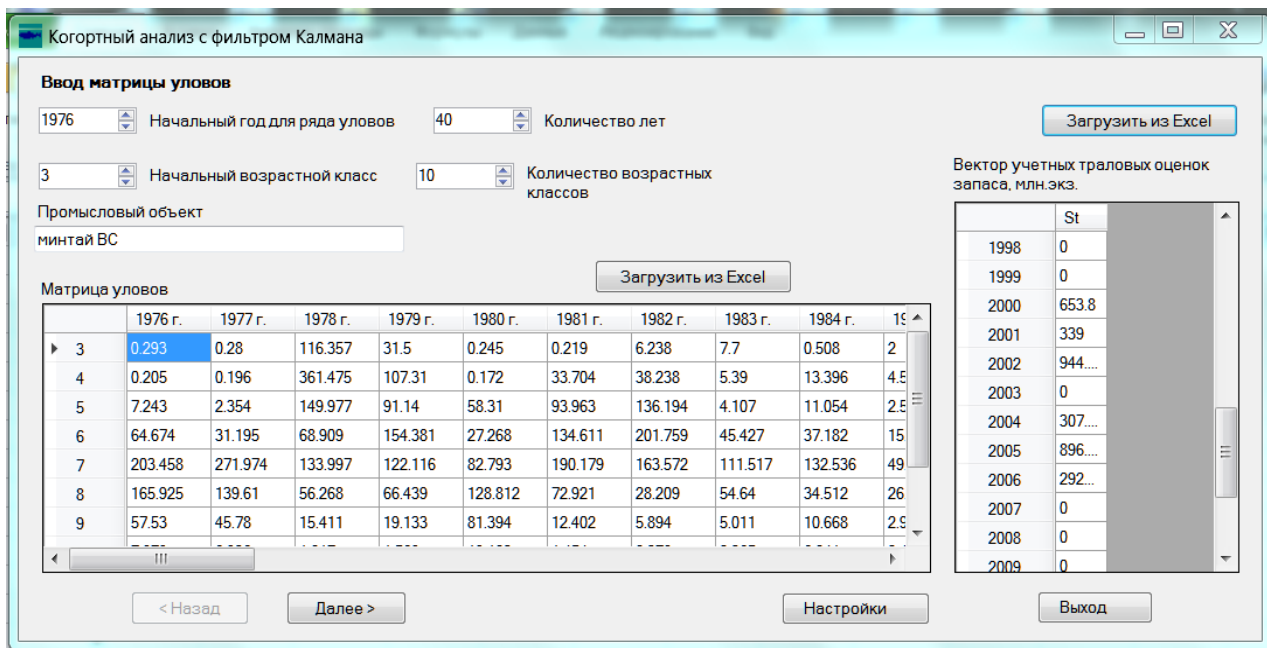


Рис. I.3.2.12. Импортированные данные в программе «САФКА»

При этом активируется кнопка «Далее» (см. рис. I.3.2.12). Ее нажатие открывает окно опций для выполнения расчета по когортному анализу (рис. I.3.2.13).

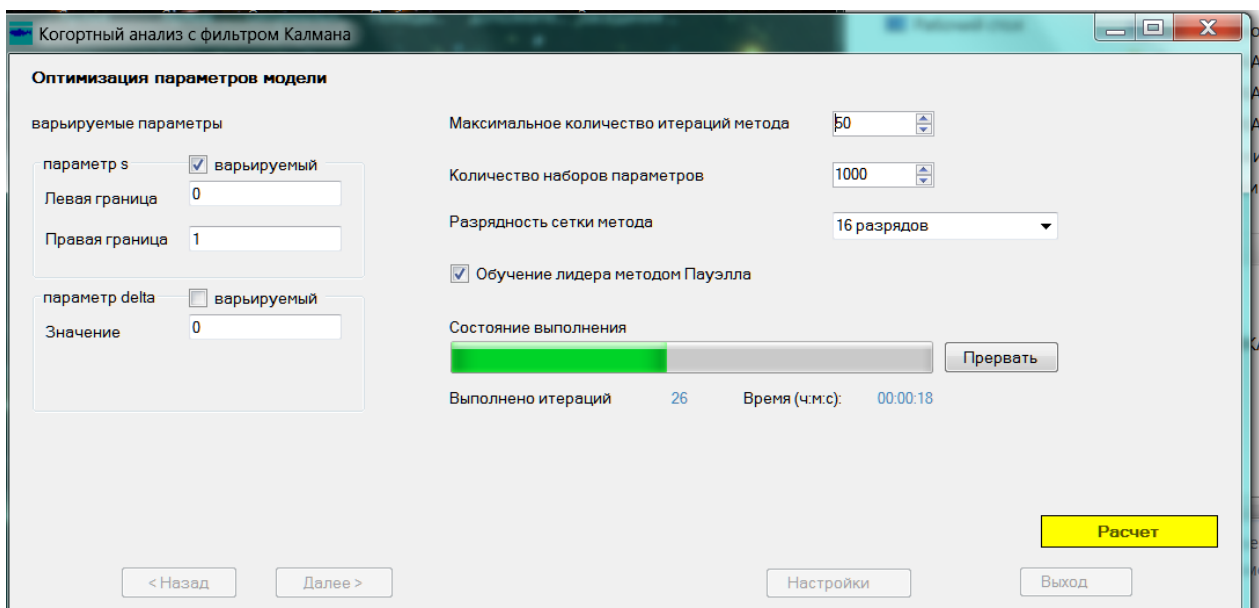


Рис. I.3.2.13. Состояние выполнения расчета

Расчет для когортного анализа сводится к оптимизационной процедуре по двум параметрам  $s$  ( $s$ ) и  $\Delta$  ( $\Delta$ ), или одному из них –  $s$ . **Важно:** здесь и далее по тексту в скобках к обозначениям указаны соответствующие символы согласно теоретическому описанию модели КАФКА.

Перед стартом оптимизационной процедуры следует выставить указанные в окне опции. Для параметров  $s$  и  $\delta$  по умолчанию стоят граничные значения диапазона допустимых значений от 0 до 1. В левой части расположены опции для генетического алгоритма (ГА) и окно для активации градиентного обучения методом Пауэлла (ГМ). **Важно:** Максимальное количество итераций может выставляться до 10 000 включительно, но не более. Количество наборов определяет число стартовых точек для ГА, расположенных равномерно случайно в параметрическом пространстве модели, и также может устанавливаться до 10 000 включительно. Разрядность сетки как степень числа 2 задает разрешение для двоичного представления вектора оптимизируемых параметров в процессоре. Максимальное значение этого параметра равно 24. Это означает, что в границах поиска (см. выше) точность представления чисел будет равна разности максимального и минимального значений, деленных на число  $2^{24}=16777216$ , т.е. будет выше 0,00000006. **Важно:** Устанавливая опции оптимизационной процедуры, следует учитывать, что вычисления с более высокими значениями потребуют большего времени.

Расчет запускается нажатием соответствующей кнопки. Для контроля над выполнением расчета имеется бегунок для ГА, динамическое окно с количеством выполненных итераций, включая ГМ, и счетчик затраченного на расчет времени,

Результаты расчета выводятся в отдельные файлы Excel-типа с названием Книга1, Книга2 и т.д. Их можно сохранить в любой директории под любым названием средствами Обозревателя. В отличие от ввода формат вывода является стандартным. Результаты расчета КА и ФК выводятся по завершении соответствующего расчета в отдельные файлы. В файле результатов КА содержатся 3 листа (см. рис. I.3.2.14).

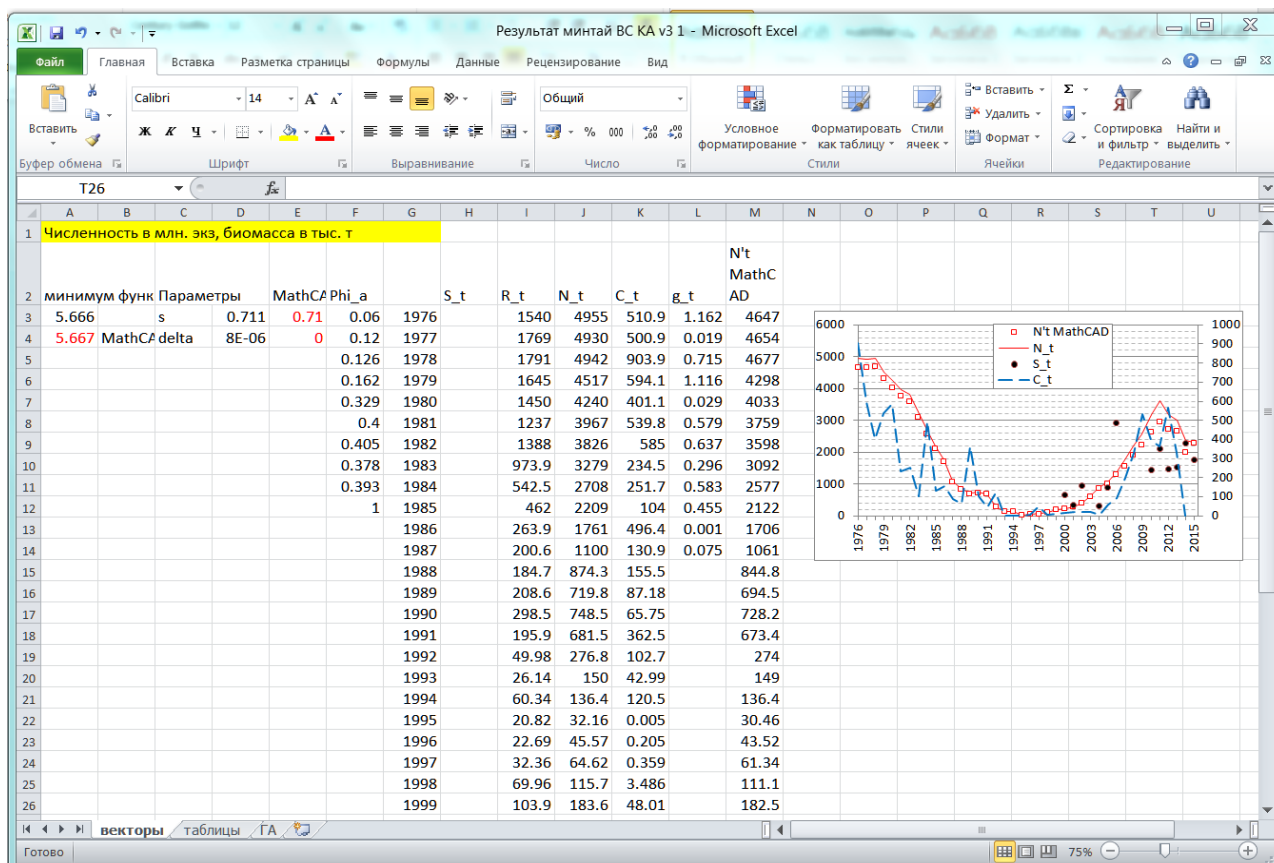


Рис. 1.3.2.14. Результаты расчета

На первом помещены значение функции потерь (ФП) в минимуме, соответствующие ей оптимизированные значения параметров  $s$  и  $\delta$ , а также входные и расчетные векторы:

$\Phi_{a,t}$  ( $\Phi_{a,T}$ ) – расчетные коэффициенты изъятия по возрастам в терминальный год;

$S_t$  ( $S_t$ ) – исходные данные оценок численности по учетным съемкам по годам; на рисунке у этого массива видны только нули, потому что в соответствующие годы съемки не проводились и выполнялись позже 1999 г; как следствие, в рассматриваемом случае отличные от нуля значения размещены на листе ниже и за пределами рисунка;

$R_t$  ( $R_t$ ) – оценки пополнения (верхняя строка расчетной матрицы численности);

$N_t$  ( $N_t$ ) – оценки численности промыслового запаса (суммы по столбцам расчетной матрицы численности);

$C_t$  ( $C_t$ ) – исходные данные по численности вылова (суммы по столбцам исходной матрицы уловов);

$g_t$  – вектор слагаемых ФП в точке ее минимума; размерность этого вектора равна числу ненулевых значений массива наблюдений  $S_t$ ; на диаграмме рис. 8 можно видеть 12 точек указанного массива.

Последний столбец скопирован из внешнего источника. Диаграмма построена вручную по результатам расчетов. Аналогичным образом для выполнения каких-либо дополнительных исследований с применением результатов расчетов модели КАФКА можно пользоваться статистическими, аналитическими и графическими средствами Excel или иных программных продуктов сходного назначения.

На второй лист выводятся таблицы. Среди них на рис. I.3.2.15 показаны:

$C_{at}$  – исходная таблица уловов  $C_{a,t}$  по возрастам и годам;

$n'_{at}$  – таблица численностей когорт в промысловом запасе для полностью обловленных поколений по возрастам и годам.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P
1	Численность в млн. экз, биомасса в тыс. т															
2	C_at															
3	0.292857	0.280286	116.3571	31.5	0.245	0.218857	6.238198	7.7	0.508308	2	0.207857	0.0729	0.118429	0.067143	0.219275	
4	0.205	0.1962	361.4751	107.31	0.1715	33.704	38.23807	5.39	13.39645	4.55	84.39	7.1442	0.614572	0.023541	6.771796	
5	7.243333	2.3544	149.9766	91.14	58.31	93.96267	136.1937	4.106667	11.054	2.566667	32.98	2.0412	5.077143	0.987136	7.810426	
6	64.67364	31.19498	68.90874	154.3808	27.26778	134.6109	201.7592	45.42678	37.18196	15.23013	80.35983	16.44063	16.67609	8.628667	9.772355	
7	203.4577	271.9738	133.9967	122.116	82.7931	190.1793	163.5725	111.5172	132.5356	49.26332	193.3918	50.23016	35.20136	20.77462	13.4543	
8	165.9247	139.6104	56.26808	66.43886	128.8122	72.92052	28.209	54.63974	34.51156	26.89956	88.63428	34.2057	43.99672	25.59306	12.26597	
9	57.53016	45.78	15.41086	19.13333	81.39444	12.4019	5.893942	5.011111	10.66796	2.944444	15.24286	16.281	25.70012	15.40445	6.742138	
10	7.879004	6.935658	1.217402	1.569395	19.12337	1.453855	2.377619	0.365362	6.241436	0.498221	1.156406	3.686509	13.39347	7.872113	3.518088	
11	1.8279	1.881112	0.203039	0.14094	2.137584	0.293768	1.159719	0.221477	2.609256	0.033557	0.01395	0.489262	5.466192	3.164056	1.817611	
12	1.872596	0.687239	0.12307	0.403846	0.800962	0.094698	1.34861	0.105769	2.947268	0.024038	0.009993	0.350481	9.28596	4.665379	3.380177	
13																
14																
15	n'at															
16	1539.735	1769.443	1791.145	1645.293	1449.789	1236.584	1388.017	973.8867	542.455	462.0071	263.877	200.5685	184.7361	208.5637	298.4696	
17	1116.12	1094.999	1258.398	1191.27	1147.884	1031.055	879.4218	982.8537	687.2448	385.4845	327.2012	187.5469	142.6117	131.3178	148.3028	
18	836.6276	793.7457	778.7291	637.9774	771.0161	816.3636	709.4118	598.3306	695.2661	479.3057	270.9572	172.7105	128.3197	101.002	93.3891	
19	698.1541	589.9377	562.9135	447.2289	388.9631	506.9449	513.8408	407.7275	422.6692	486.6773	339.1026	169.2722	121.3964	87.66193	71.14015	
20	443.4264	450.5921	397.4315	351.3835	208.3015	257.2724	264.8395	221.982	257.703	274.1955	335.3385	184.0426	108.7085	74.48713	56.21603	
21	236.2135	170.6884	127.05	187.3798	163.0769	89.27346	47.72272	72.03054	78.57298	89.03081	159.9933	100.9658	95.18015	52.28526	38.20546	
22	68.80457	49.99589	22.1054	50.34679	86.02472	24.37208	11.63165	13.87998	12.36991	31.34065	44.19366	50.7572	47.48611	36.40649	18.98603	
23	10.76691	8.019335	2.998664	4.761774	22.20197	3.293348	8.514318	4.081196	6.308381	1.210565	20.1981	20.59257	24.52275	15.49624	14.93864	
24	2.794086	2.05414	0.770802	1.267002	2.270724	2.189764	1.308421	4.365005	2.643058	0.047606	0.506687	13.54428	12.02521	7.916195	5.422997	
25	1.872601	0.687241	0.12307	0.403847	0.800964	0.094698	1.348614	0.10577	2.947275	0.024039	0.009993	0.350482	9.285984	4.665391	3.380177	
26																
27																

Рис. I.3.2.15. Исходная таблица уловов и таблица численностей когорт в промысловом запасе для полностью обловленных поколений по возрастам и годам

Не вошли на рис. I.3.2.15. еще две таблицы:

$n_{a,t}$  – таблица численностей когорт  $n_{a,t}$  в промышленном запасе для всех поколений по возрастам и годам;

$\phi_{a,t}$  – таблица коэффициентов изъятия  $\phi_{a,t}$  по возрастам и годам.

На третьем листе находится информация об оптимизационном процессе. В первых двух столбцах для всех поколений (итераций) выводятся значения целевой функции (ФП) на каждой итерации (рис. I.3.2.16). Та же самая информация выводится в графическом виде на диаграмме. Она позволяет оценить, на какой итерации оптимизацию целесообразно прекратить. Эта информация может оказаться полезной при последующих расчетах.

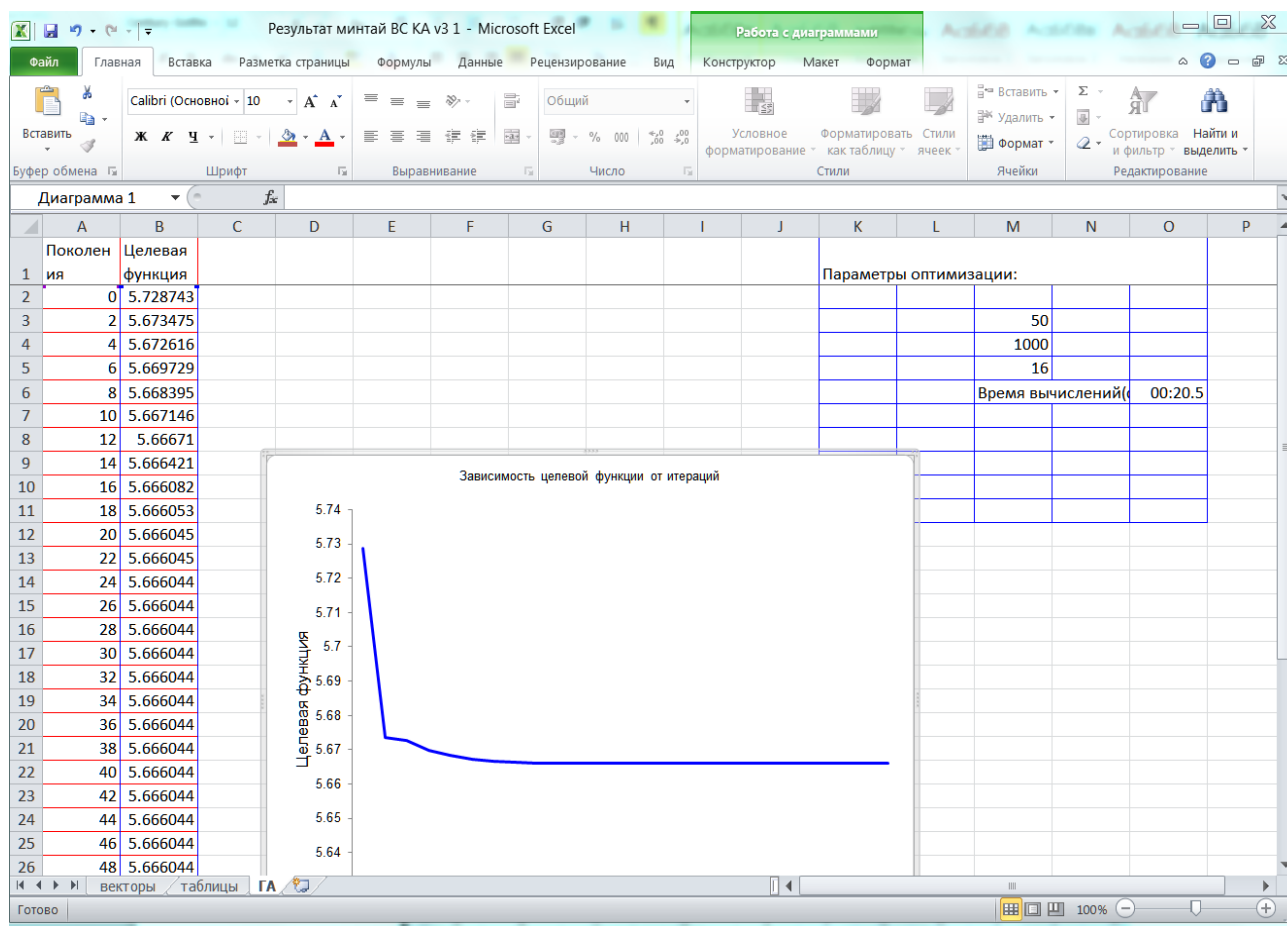


Рис. I.3.2.16. Значения целевой функции

В таблице третьего листа указаны заданные опции ГА и затраченное на вычисления время.

Шаг 5.

После выполнения расчета по когортному анализу в окне опций (рис. I.3.2.13) активируется кнопка «Далее». Ее нажатие переводит в окно ввода данных для выполнения ФК (рис. I.3.2.17).

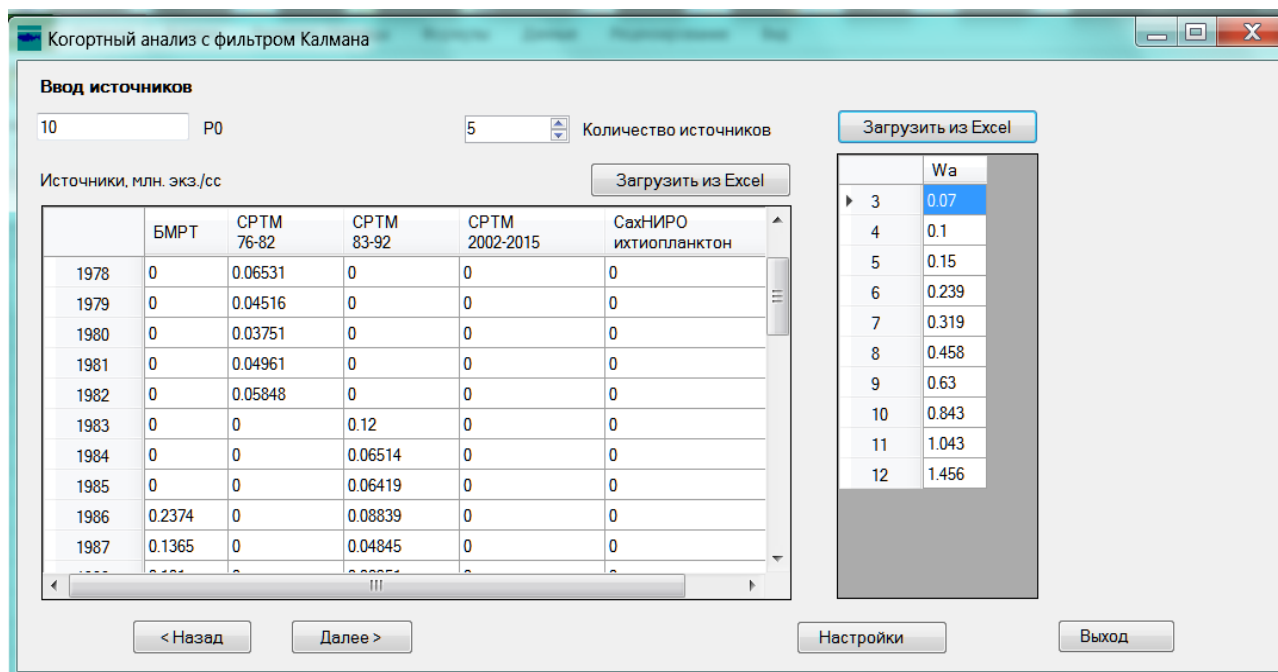


Рис. I.3.2.17. Окно ввода данных для выполнения ФК

На рис. I.3.2.18 в качестве примера приведена таблица уловов на судосутки для различных типов судов и для различных периодов лет промысла, размещенная на листе 1 и берущая начало со столбца 1 и строки 1 согласно указателям на рис. I.3.2.9.



	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
1	БМРТ	СРТМ 76-82	СРТМ 83-92	СРТМ 2002-2015	СахНИРО и ихтиопланктон					
5	0	0.04516	0	0	0					
6	0	0.03751	0	0	0					
7	0	0.04961	0	0	0					
8	0	0.05848	0	0	0					
9	0	0	0.12	0	0					
10	0	0	0.06514	0	0					
11	0	0	0.06419	0	0					
12	0.2374	0	0.08839	0	0					
13	0.1365	0	0.04845	0	0					
14	0.101	0	0.02351	0	0					
15	0.1024	0	0.01849	0	0					
16	0.08237	0	0.02185	0	0					
17	0.2106	0	0.05424	0	0					
18	0.1172	0	0.0243	0	0					
19	0	0	0	0	0					
20	0	0	0	0	0					
21	0	0	0	0	0					
22	0	0	0	0	0					
23	0	0	0	0	0					
24	0	0	0	0	0					
25	0	0	0	0	0					
26	0	0	0	0	0					
27	0	0	0	0	0					
28	0.1311	0	0	0.04667	0					
29	0.1935	0	0	0.1428	0					
30	0.2178	0	0	0.04919	0					

Рис. I.3.2.18. Таблица уловов на судо-сутки для различных типов судов и для различных периодов лет промысла

Навески  $W_a$  ( $W_a$ ) в рассматриваемом случае помещены на лист 4 (рис. I.3.2.18). Нажатие кнопки «Далее» в окне ввода данных переводит пользователя в окно оптимизации параметров модели для расчетов с применением ФК (рис. I.3.2.19).

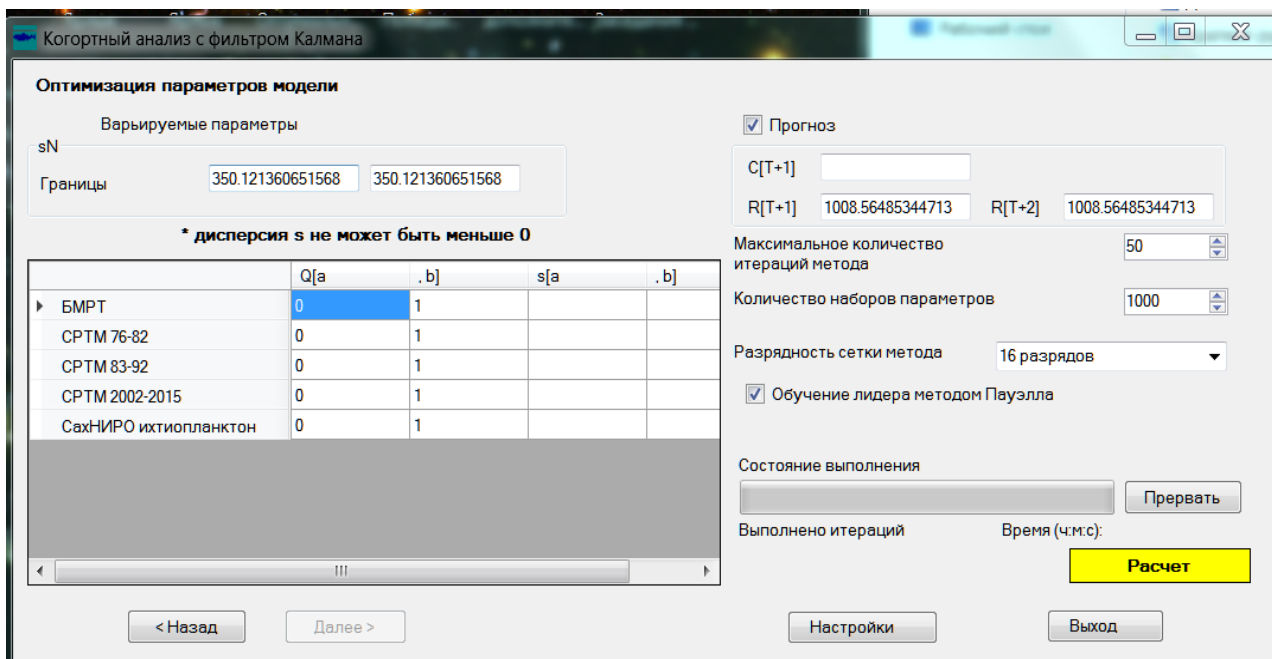


Рис. I.3.2.19. Окно оптимизации параметров модели для расчетов с применением ФК

В рассматриваемом окне следует установить границы параметрического гиперкуба для оптимизационного поиска параметров. Для стандартного отклонения процессного шума  $sN$  ( $\sigma_N$ ) по умолчанию выводится значение стандартного отклонения для пополнения, усредненного за ряд последних лет промысла (для деталей см. теоретическое описание модели КАФКА).

**Важно:** Прогноз динамики запаса на год вперед выполняется ФК по умолчанию, а результаты его выводятся в выходной файл результатов.

Если нужно выполнить прогноз динамики запаса на два года вперед, то следует поставить галочку в окошке «Прогноз» и указать значение  $C[t+1]$  — предполагаемый вылов (например, установленный ранее ОДУ) на год, следующий за текущим. Также нужно указать значения предполагаемого пополнения на два предстоящих года  $R[t+1]$  и  $R[t+2]$ . По умолчанию выводятся средние за тот же ряд лет, что и значение для  $sN$  (см. выше).

В таблице необходимо указать границы  $a$  и  $b$  для поиска значений параметров уравнений наблюдения ФК: коэффициентов улавливаемости  $Q(q_i)$  и стандартных отклонений  $s(\sigma_{I_i})$  для ошибок измерений. По умолчанию для  $Q$

указаны предельные границы от 0 до 1. Общие принципы выбора этих значений для конкретного случая описаны в теоретическом описании модели КАФКА.

Опции ГА аналогичны тем, что указаны на рис. I.3.2.13 и описаны в тексте там же.

После ввода всех необходимых данных следует нажать кнопку «Расчет», как и в случае выполнения расчета по КА (см. описание к рис. I.3.2.13).

По окончании расчетов результаты будут выведены в файл Excel-типа. Пример содержимого такого файла показано на рис. I.3.2.20.

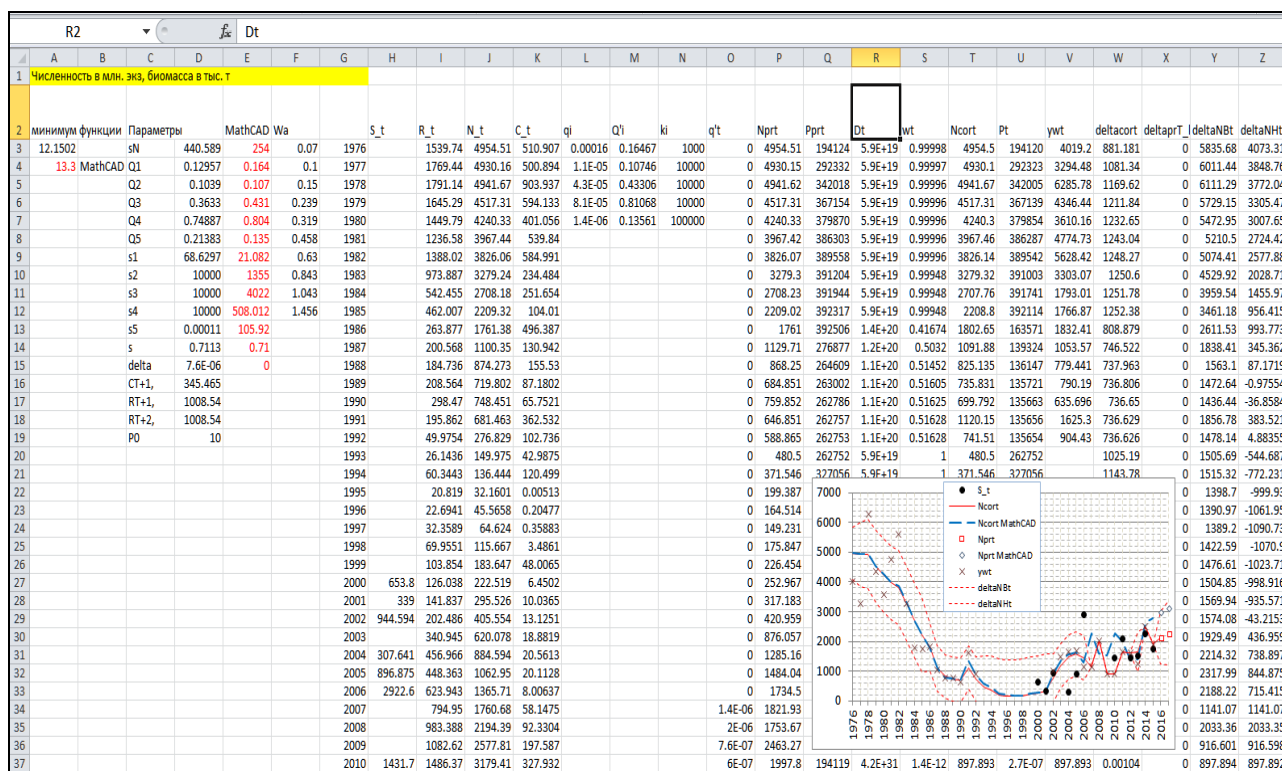


Рис. I.3.2.20. Результаты расчетов

На первом листе даны векторы исходных и рассчитанных переменных. Первые столбцы данных А-К аналогичны тем, что показаны для результатов КА на рис. I.3.2.14. Там же даны пояснения для обозначений соответствующих переменных. В столбце оптимизированных значений параметров стоят:

$sN (\sigma_N)$  – см. выше;

Q1-Q5 – масштабированные оценки для коэффициентов улавливаемости;

s1-s5 – оценки стандартных отклонений источников наблюдений.

Остальные параметры те же, что на рис. I.3.2.14.

В следующих столбцах показаны переменные:

$q_i$  ( $q_i$ ) – априорные оценки для коэффициентов улавливаемости;

$Q_i$  – априорные оценки для масштабированных коэффициентов улавливаемости;

$k_i$  – масштабирующие множители для коэффициентов улавливаемости,  
 $Q_i = k_i * q_i$ ;

$q't$  – вспомогательный служебный вектор для отладки программы;

$N_{prt}$  ( $N_t^+$ ) – прогнозные оценки ФК для численности промыслового запаса;

$P_{prt}$  ( $P_t^+$ ) – оценки ФК для дисперсии прогнозных оценок численности промыслового запаса;

$D_t$  ( $D_t$ ) – оценки обновляющего (корректирующего) процесса ФК;

$w_t$  ( $w_t$ ) – веса для прогнозных оценок численности запаса в уравнении коррекции ФК;

$N_{cort}$  ( $\hat{N}_t$ ) – скорректированные оценки ФК для численности промыслового запаса;

$P_t$  ( $P_t$ ) – оценки ФК для дисперсии скорректированных оценок численности промыслового запаса;

$uwt$  – значения взвешенного индекса запаса, масштабированного на коэффициент улавливаемости;

$deltacort$  – 95%-й дов. радиус для скорректированных ФК оценок численности промыслового запаса;

$deltaprT_k$  – 95%-ной дов. радиус для прогнозируемых ФК оценок численности промыслового запаса;

$deltaNBt$  – верхняя граница 95%-ного дов. интервала для скорректированных оценок численности промыслового запаса;

$deltaNHt$  – нижняя граница 95%-ного дов. интервала для скорректированных оценок численности промыслового запаса.

На листе 2 приведены таблицы исходных и расчетных данных по уловам и численности запаса, а также по каждому источнику информации.

На листах 3 и 4 размещены данные, аналогичные тем, что выведены на листы 1 и 2 с той разницей, что массивы данных в них подвергнуты коррекции на согласованность с требованием убыли поколений со временем. Кроме того, на листах 3 и 4 выведены данные по биомассе запаса, помеченные литерой «В».

Лист 5 полностью аналогичен листу 4 на рис. I.3.2.14 и содержит информацию о работе ГА.

**Важно:** Подробности, касающиеся работы ФК и коррекции расчетных матриц численности, см. в теоретическом описании модели КАФКА и цитируемой там литературе.

**Важно:** Во всех окнах для ввода данных и выполнения расчетов имеются кнопки «Назад» и «Далее» (см. рис. I.3.2.8, I.3.2.12, I.3.2.13, I.3.2.17, I.3.2.19), отвечающие за переход к следующему или откат к предыдущему шагу. Кнопка «Настройки» откроет диалоговое окно с настройками программы (рис. I.3.2.21).

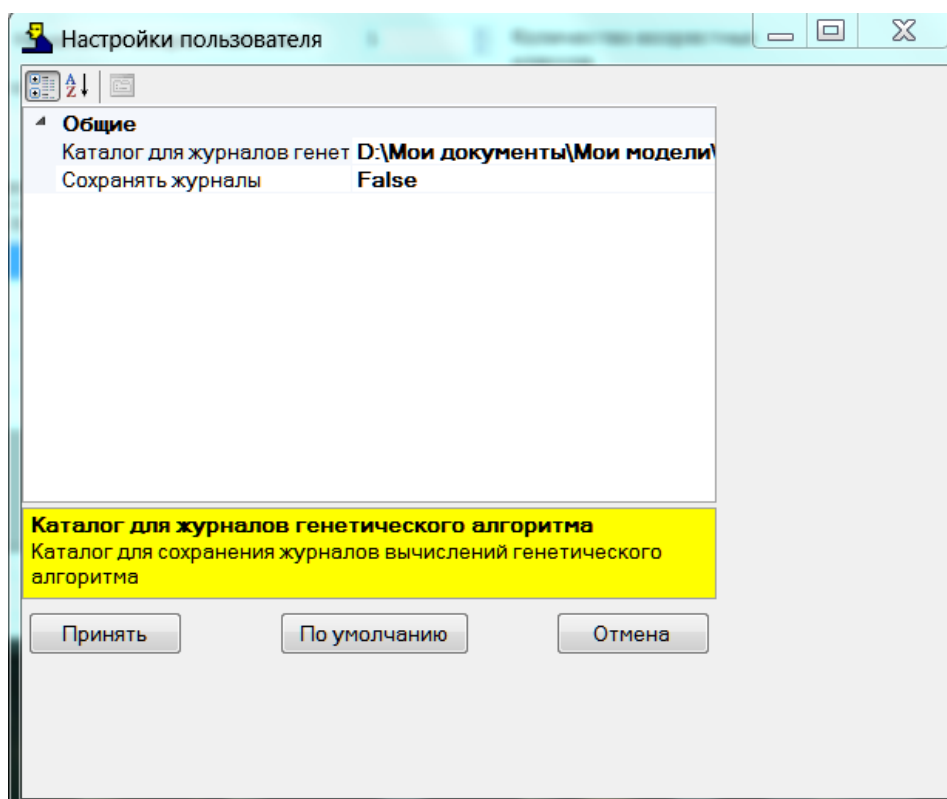


Рис. I.3.2.21. Настройки программы

Здесь можно активировать ведение журнала вычислений, настроить путь для хранения журналов. Подсказки по настройкам выводятся контекстно внизу окна.

### I.3.3. Опыт практического применения

Апробация и тестирование математической модели КАФКА осуществлялись в рамках Межинститутской рабочей группы по методологии оценки сырьевой базы рыболовства (РГМ) в период 2014-2016 гг. Модель КАФК совместно с ее компьютерной реализацией «САФК v.1004 30-11-2013» была впервые представлена на РГМ в г. Хоста в период с 29 сентября по 5 октября 2014 г. В рамках РГМ в г. Адлер в период с 27 сентября по 3 октября 2015 г. был показан результат тестирования компьютерной программы, реализующей модель КАФКА, на сгенерированных данных. В рамках РГМ в г. Адлер в период с 3 по 7 октября 2016 г. модель КАФКА, реализованная в виде компьютерной программы «САФКА\_Dbg Версия 25-09-2016» прошла тестирование по системе ICES наряду с другими аналогичными моделями-кандидатами с положительным результатом. Как следствие модель КАФКА была рекомендована для включения в список базовых моделей, рекомендуемых к использованию в процедурах оценки ОДУ приоритетных объектов отечественного рыболовства.

#### *Обоснование к применению и особенности модели КАФКА*

Математическая модель «Когортный анализ с фильтром Калмана» (КАФКА) разработана для оценки структурированных по возрасту запасов гидробионтов [Михеев, 2016]. Согласно приказу Росрыболовства от 06.02.2015 № 104 названная модель предназначена для расчетов запасов, отнесенных к первому уровню информационного обеспечения.

Отличительной особенностью модели КАФКА является то, что она представлена в форме пространства состояний [Михеев, 2016]. Такое

представление позволяет раскладывать общую неопределенность оценок на ошибки в наблюдениях и шум в переменной состояния и оценивать каждую из них по отдельности. Эти величины, в свою очередь, учитываются как при определении самих текущих, ретроспективных и прогностических оценок запаса, так и при построении соответствующих доверительных интервалов.

Другая важная особенность модели КАФКА состоит в том, что она в процессе расчетов способна одновременно обрабатывать до десятка рядов индексов запаса, полученных из различных независимых источников информации (флотов, орудий лова, типов судов, периодов промысла и т.п.). При этом не требуется предварительной стандартизации указанных индексов.

Наконец, третья основная особенность рассматриваемой модели, в том числе в ее предложенной компьютерной реализации, касается ее параметрической настройки, которая выполняется на основе минимизации функции правдоподобия относительно имеющихся наблюдений с помощью гибридного метода собственной разработки [Михеев и др., 2006]. Названный метод сочетает в себе классические градиентные методы оптимизации и метод эволюционного стохастического поиска, известный как генетический алгоритм (ГА) [Рутковская и др., 2004].

Имеется еще ряд технических особенностей таких, например, как обработка нерегулярных (с пропусками) рядов данных наблюдений. В связи с тем, что упомянутые свойства методологии вычислений не обладают принципиальным значением для концептуализации модели и упоминаются далее по тексту, их описание здесь не рассматривается.

## РАСЧЕТ ЗАПАСА С ПОМОЩЬЮ МОДЕЛИ КАФКА НА ПРИМЕРЕ ТРЕСКИ ПОДЗОНЫ ЗАПАДНО-САХАЛИНСКОЙ

### Когортный анализ

Параметр  $s$  задан по умолчанию в границах от 0 до 1. Параметр  $\Delta$  (delta) фиксирован в значении 0,5. Параметры генетического алгоритма заданы по умолчанию: количество итераций – 50; число начальных векторов – 1000; разрядность сетки – 16. Время вычислений составило 7 секунд. Результаты расчета запаса показаны на рис. I.3.3.1.

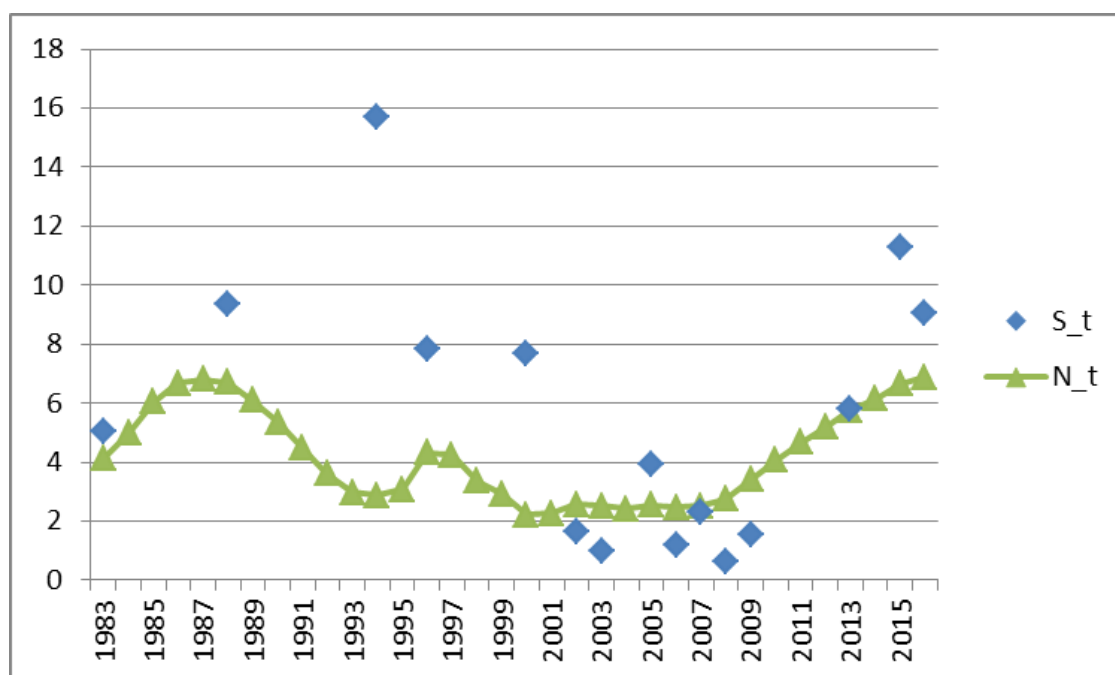


Рис. I.3.3.1. Динамика запаса трески подзоны Западно-Сахалинской по результатам модели КАФКА  $N_t$  (млн экз.) на фоне оценок учетных траловых съемок  $S_t$

### Фильтр Калмана

По результатам когортного анализа вычисляются пробные значения параметров  $Q_i$ ,  $\sigma_{I_i}$ ,  $i = 1, 2$  и  $\sigma_N$ . Принцип указанных вычислений изложен в теоретическом описании модели КАФКА (см. формулы I.3.1.14 и I.3.1.15) и Кратком руководстве пользователя в пояснении к рис. 19. На основе этих пробных значений определяется коридор поиска оптимальных оценок. В



рассматриваемом случае задавали  $\pm 50\%$  от пробных значений. Параметры генетического алгоритма заданы по умолчанию (см. выше). Время вычислений составило 9 секунд. Результаты расчета запаса показаны на рис. I.3.3.2.

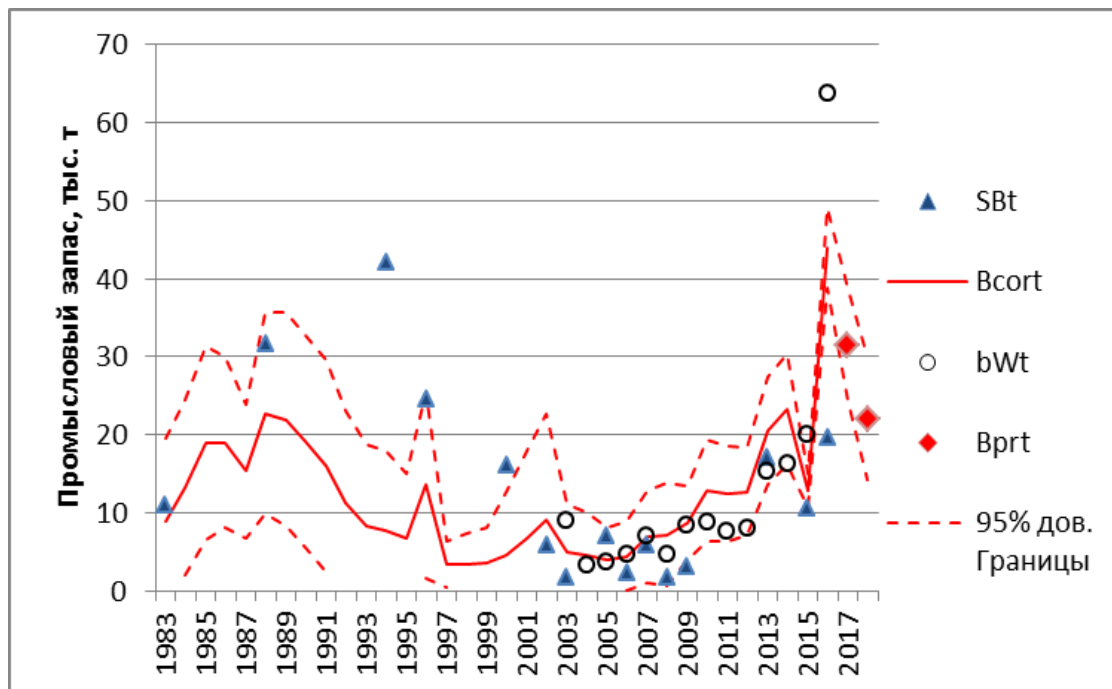


Рис. I.3.3.2. Динамика скорректированных оценок запаса  $B_t$  (Bcort, тыс. т) и ее прогноз  $B_t^+$  (Bprt) до 2018 г. для трески подзоны Западно-Сахалинской по результатам модели КАФКА на фоне оценок учетных траловых съемок  $B_{st}$  (SBt) и взвешенного индекса запаса  $b_{wt}$  (bWt)

## Исходные данные за период 1983-2016 гг. для возрастных классов 1-10 лет

$C_{a,t}$ , млн экз.

0.011348	0.005424	0.007863	0.009361	0.002071	0.000101	0.000609	0.001758	0.001	0.000912	0.013281	0.052182	0.055897	0.002614	0.072677	0.027164	0.241874	0.001203	0.007668	0.001	0.016058	0.016759	0.018325	0.000709	0.019137	0.000641	0.046276	0.012327	0.000669	0.0117	0.005418	0.00546	0.461932	0.035574
0.008833	0.010215	0.00975	0.026533	0.015956	0.005585	0.005032	0.013267	0.013303	0.034658	0.02186	0.047361	0.050574	0.015135	0.366441	0.283039	0.081032	0.059381	0.013637	0.003343	0.115531	0.02453	0.021731	0.079044	0.021581	0.015182	0.005235	0.019769	0.022991	0.017535	0.010318	0.010351	0.02158	0.051681
0.022374	0.006193	0.014681	0.024773	0.032028	0.029877	0.023926	0.059673	0.063907	0.08202	0.033937	0.093161	0.041045	0.034585	0.136606	0.200148	0.039181	0.044492	0.024476	0.016059	0.054144	0.028152	0.030798	0.05772	0.041915	0.019964	0.020152	0.019366	0.038865	0.021623	0.020385	0.026627	0.046508	0.057895
0.015872	0.011307	0.008858	0.019894	0.017539	0.042776	0.05296	0.097441	0.104848	0.07708	0.037197	0.090414	0.0433	0.043105	0.004127	0.020856	0.072625	0.025687	0.029486	0.026347	0.028066	0.022864	0.02188	0.022662	0.031633	0.019673	0.020488	0.032725	0.020833	0.019194	0.029798	0.034219	0.050371	0.04548
0.005451	0.006035	0.012419	0.013226	0.008374	0.02582	0.034278	0.066751	0.070763	0.051106	0.023432	0.056831	0.028707	0.027223	0.002626	0.005157	0.029603	0.01556	0.018935	0.017782	0.023401	0.013321	0.006984	0.018401	0.019696	0.012572	0.012412	0.018975	0.015344	0.011481	0.016206	0.020274	0.032891	0.026216
0.003651	0.003605	0.008587	0.011782	0.004914	0.017048	0.022732	0.045314	0.047925	0.034617	0.015479	0.038788	0.019101	0.017825	0.001	0.001	0.018998	0.010626	0.012598	0.012043	0.012588	0.008529	0.003924	0.009625	0.012672	0.008299	0.007672	0.012024	0.009882	0.007432	0.010559	0.01309	0.019987	0.016708
0.002369	0.001963	0.006534	0.00991	0.002616	0.010183	0.013022	0.028414	0.029892	0.021946	0.009374	0.025545	0.011609	0.010466	0.001	0.001	0.006386	0.006245	0.007696	0.007511	0.00624	0.004966	0.001512	0.004543	0.008365	0.004947	0.004791	0.006638	0.006081	0.004388	0.005731	0.007144	0.01029	0.00967
0.001484	0.001237	0.003136	0.005566	0.000911	0.004369	0.005333	0.012327	0.013002	0.010041	0.00405	0.010904	0.005107	0.004386	0.001	0.001	0.002006	0.002185	0.003332	0.003267	0.002077	0.002126	0.00059	0.001178	0.003379	0.001936	0.002246	0.003144	0.00265	0.001885	0.002451	0.002944	0.003435	0.004134
0.000936	0.001256	0.002055	0.002294	0.00054	0.002906	0.003747	0.008071	0.008562	0.006467	0.002703	0.006644	0.003381	0.003012	0.001	0.001	0.001328	0.001257	0.002215	0.002152	0.002581	0.001445	0.001	0.001706	0.002139	0.001254	0.001718	0.002532	0.001563	0.001273	0.001684	0.002102	0.002971	0.002817
0.000676	0.001	0.001183	0.002133	0.001	0.001352	0.001573	0.003834	0.004001	0.003235	0.001284	0.003191	0.001618	0.001354	0.001	0.001	0.000959	0.000711	0.001047	0.001005	0.001	0.000701	0.001	0.001	0.000906	0.000597	0.000722	0.001016	0.000921	0.000613	0.000765	0.000906	0.001061	0.001373

$S_t$ , млн экз. (транспонирован)

5.058693	0	0	0	0	9.345582	0	0	0	0	0	15.69107	0	7.857083	0	0	0	7.689262	0	1.652179	1.004992	0	3.943281	1.196221	2.319912	0.609691	1.565219	0	0	0	5.826882	0	11.2768	9.045642
----------	---	---	---	---	----------	---	---	---	---	---	----------	---	----------	---	---	---	----------	---	----------	----------	---	----------	----------	----------	----------	----------	---	---	---	----------	---	---------	----------

$I_{i,t}$ , млн экз. на судо-сутки лова (транспонированы)

Ярус	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.000757	0.00025	0.000139	0.000314	0.000603	0.000342	0.000374	0.000536	0.000494	0.000951	0.001487	0.001704	0.000737	0.000952
Трал	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.000248	0.000369	0.000421	0.000446	0.000265	0.000744	0.000522	0.000481	0.000486	0.00075	0.000756	0.003972	0.005454

$w_a$ , кг (транспонирован)

0.098	0.563	1.416	2.544	3.814	5.116	6.373	7.536	8.583	9.503
-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------	-------

## Результаты расчетов

### Книга когортного анализа

#### Лист «Векторы»

Численность в млн. экз, биомасса в тыс. т									
минимум функции	Параметры		Phi_a		S_t	R_t	N_t	C_t	g_t
9.934713	s	0.612694	0.013658	1983	5.058693	2.215247	4.109699	0.072994	0.043164
	delta	0.5	0.045042	1984		2.52897	4.989821	0.048236	0.110098
			0.074675	1985		3.019842	6.039318	0.075065	2.888266
			0.101921	1986		3.042351	6.683847	0.125472	0.35533
			0.118106	1987		2.80657	6.803509	0.08595	1.545898
			0.146181	1988	9.345582	2.605423	6.706614	0.140017	0.195056
			0.181671	1989		2.083028	6.08253	0.163211	0.839095
			0.187759	1990		1.770786	5.369761	0.336849	0.191444
			0.310966	1991		1.438895	4.465247	0.357204	0.526034
			0.612694	1992		1.159898	3.616127	0.322083	0.005894
				1993		1.021813	2.985282	0.162597	2.272497
				1994	15.69107	1.166171	2.867962	0.425022	0.60922
				1995		1.663615	3.088113	0.260339	9.72E-05
				1996	7.857083	2.640639	4.328927	0.159707	0.278754
				1997		1.712717	4.240014	0.587478	0.073868
				1998		1.214379	3.352361	0.541364	
				1999		1.284089	2.914309	0.49399	
				2000	7.689262	0.818819	2.217728	0.167347	
				2001		1.029306	2.257104	0.12109	
				2002	1.652179	1.281459	2.569589	0.09051	
				2003	1.004992	1.008278	2.511802	0.261686	
				2004		1.093281	2.427413	0.123393	
				2005	3.943281	1.155189	2.545864	0.107746	
				2006	1.196221	0.995075	2.470572	0.196589	
				2007	2.319912	1.145212	2.505037	0.161422	
				2008	0.609691	1.344495	2.752963	0.085065	
				2009	1.565219	1.796137	3.416276	0.121712	
				2010		2.067858	4.065719	0.128517	
				2011		2.286292	4.676736	0.1198	
				2012		2.419166	5.1908	0.097125	
				2013	5.826882	2.665368	5.769715	0.103316	
				2014		2.690468	6.144666	0.123117	
				2015	11.2768	2.982632	6.651061	0.651025	
				2016	9.045642	3.327459	6.892934	0.251549	
				2017		0		0	
				2018		0			



# Книга фильтра Калмана

## Лист «Векторы»

Численность в млн. экз, биомасса в тыс. т			Wa	S_t	R_t	N_t	C_t	qi	Q'i	ki	q't	Nprt	Pprt	Dt	wt	Ncort	Pt	ywt	deltacort	deltaprT_k	deltaNBt	deltaNHT	
минимум функции	Параметры																						
7.694249	sN	1.499982	0.098	1983	5.058693	2.215247	4.109699	0.072994	0.000162	0.161786	1000	0	4.109699	6.003884	0.044099	1	4.109699	6.003884	0	4.900565	0	9.010264	-0.79087
	Q1	0.14737	0.563	1984	0	2.52897	4.989821	0.048236	0.000221	0.221292	1000	0	4.989821	4.503767	0.044099	1	4.989821	4.503767	0	4.244416	0	9.234237	0.745405
	Q2	0.167191	1.416	1985	0	3.019842	6.039318	0.075065				0	6.039318	3.940632	0.044099	1	6.039318	3.940632	0	3.970205	0	10.00952	2.069113
	s1	0.699994	2.544	1986	0	3.042351	6.683847	0.125472				0	6.683847	3.729235	0.044099	1	6.683847	3.729235	0	3.862246	0	10.54609	2.821602
	s2	0.3	3.814	1987	0	2.80657	6.803509	0.08595				0	6.803509	3.649878	0.044099	1	6.803509	3.649878	0	3.820931	0	10.62444	2.982578
	s	0.612694	5.116	1988	9.345582	2.605423	6.706614	0.140017				0	6.706614	3.620088	0.044099	1	6.706614	3.620088	0	3.805306	0	10.51192	2.901308
	delta	0.5	6.373	1989	0	2.083028	6.08253	0.163211				0	6.08253	3.608905	0.044099	1	6.08253	3.608905	0	3.799424	0	9.881954	2.283107
	CT+1,	1.246	7.536	1990	0	1.770786	5.369761	0.336849				0	5.369761	3.604707	0.044099	1	5.369761	3.604707	0	3.797213	0	9.166974	1.572548
	RT+1,	2.272509	8.583	1991	0	1.438895	4.465247	0.357204				0	4.465247	3.603131	0.044099	1	4.465247	3.603131	0	3.796383	0	8.26163	0.668864
	RT+2,	2.272509	9.503	1992	0	1.159898	3.616127	0.322083				0	3.616127	3.602539	0.044099	1	3.616127	3.602539	0	3.796071	0	7.412198	-0.17994
	PO	10		1993	0	1.021813	2.985282	0.162597				0	2.985282	3.602317	0.044099	1	2.985282	3.602317	0	3.795954	0	6.781236	-0.81067
				1994	15.69107	1.166171	2.867962	0.425022				0	2.867962	3.602234	0.044099	1	2.867962	3.602234	0	3.79591	0	6.663872	-0.92795
				1995	0	1.663615	3.088113	0.260339				0	3.088113	3.602203	0.044099	1	3.088113	3.602203	0	3.795894	0	6.884007	-0.70778
				1996	7.857083	2.640639	4.328927	0.159707				0	4.328927	3.602191	0.044099	1	4.328927	3.602191	0	3.795888	0	8.124815	0.53304
				1997	0	1.712717	4.240014	0.587478				0	4.240014	3.602186	0.044099	1	4.240014	3.602186	0	3.795885	0	8.035899	0.444128
				1998	0	1.214379	3.352361	0.541364				0	3.352361	3.602185	0.044099	1	3.352361	3.602185	0	3.795885	0	7.148246	-0.44352
				1999	0	1.284089	2.914309	0.49399				0	2.914309	3.602184	0.044099	1	2.914309	3.602184	0	3.795884	0	6.710193	-0.88158
				2000	7.689262	0.818819	2.217728	0.167347				0	2.217728	3.602184	0.044099	1	2.217728	3.602184	0	3.795884	0	6.013612	-1.57816
				2001	0	1.029306	2.257104	0.12109				0	2.257104	3.602184	0.044099	1	2.257104	3.602184	0	3.795884	0	6.052988	-1.53878
				2002	1.652179	1.281459	2.569589	0.09051				0	2.569589	3.602184	0.044099	1	2.569589	3.602184	0	3.795884	0	6.365473	-1.22629
				2003	1.004992	1.008278	2.511802	0.261686				0	2.511802	3.602184	0.05114	0.862322	2.873402	3.106243	5.138218	3.524907	0	6.398309	-0.65151
				2004	0	1.093281	2.427413	0.123393				0.000102	2.648963	3.416011	0.097564	0.452003	2.025648	1.544047	1.511521	2.485194	0	4.510842	-0.45955
				2005	3.943281	1.155189	2.545864	0.107746				0.000145	2.299705	2.829572	0.088386	0.498942	2.174321	1.411791	2.049465	2.376377	0	4.550697	-0.20206
				2006	1.196221	0.995075	2.470572	0.196589				0.00017	2.24293	2.779924	0.087609	0.503367	2.356027	1.399322	2.470657	2.365859	0	4.721886	-0.00983
				2007	2.319912	1.145212	2.505037	0.161422				0.000178	2.434856	2.775244	0.087535	0.503788	2.639717	1.398135	2.847706	2.364855	0	5.004572	0.274861
				2008	0.609691	1.344495	2.752963	0.085065				9.63E-05	2.835481	2.774798	0.087528	0.503828	2.260857	1.398022	1.677366	2.36476	0	4.625617	-0.1039
				2009	1.565219	1.796137	3.416276	0.121712				0.000218	3.114766	2.774755	0.087528	0.503832	3.659692	1.398011	4.213036	2.364751	0	6.024443	1.294941
				2010	0	2.067858	4.065719	0.128517				0.000129	4.214859	2.774751	0.087528	0.503833	3.705685	1.39801	3.188645	2.36475	0	6.070435	1.340935
				2011	0	2.286292	4.676736	0.1198				0.000103	4.456145	2.774751	0.087528	0.503833	3.702616	1.39801	2.937446	2.36475	0	6.067366	1.337867
				2012	0	2.419166	5.1908	0.097125				9.36E-05	4.593963	2.774751	0.087528	0.503833	3.976695	1.39801	3.349891	2.36475	0	6.341445	1.611946
				2013	5.826882	2.665368	5.769715	0.103316				0.00013	5.025841	2.774751	0.087528	0.503833	5.10607	1.39801	5.187539	2.36475	0	7.47082	2.74132
				2014	0	2.690468	6.144666	0.123117				0.000123	5.738054	2.774751	0.087528	0.503833	5.570725	1.39801	5.400811	2.36475	0	7.935475	3.205976
				2015	11.2768	2.982632	6.651061	0.651025				0.000597	6.299411	2.774751	0.087528	0.503833	13.80014	1.39801	21.41675	2.36475	0	16.16489	11.43539
				2016	9.045642	3.327459	6.892934	0.251549				0.000791	11.27313	2.774751	0.087528	0.503833	20.24542	1.39801	29.35633	2.36475	0	22.61017	17.88068
				2017	2.272509	1.246						14.47986	2.774751	0.044099		1	14.47986	2.774751			3.331517	17.81137	11.14834
				2018	2.272509							10.16892	3.291571								3.628537	13.79746	6.540385

## Лист «Кор. векторы»

Численность в млн. экз, биомасса в тыс. т											95% дов. Границы			
	Rcort	N'cort	Ccort	Wct	Sbt	Bcort	bWt	Bprt	N'prt	dNBt	dNHt	dBBt	dBHt	
1983	2.215247	4.109699	0.072994	2.169389	10.97427	8.915535			0	9.010264	-0.79087	19.54676		
1984	2.52897	4.989821	0.048236	2.641071		13.17847			0	9.234237	0.745405	24.38828	1.968669	
1985	3.019842	6.039318	0.075065	3.130965		18.9089			0	10.00952	2.069113	31.33947	6.478321	
1986	3.042351	6.683847	0.125472	2.847854		19.03462			0	10.54609	2.821602	30.03373	8.03551	
1987	2.80657	6.803509	0.08595	2.256188		15.35			0	10.62444	2.982578	23.97073	6.729257	
1988	2.605423	6.706614	0.140017	3.39665	31.74367	22.78002			0	10.51192	2.901308	35.70531	9.854728	
1989	2.083028	6.08253	0.163211	3.607715		21.94404			0	9.881954	2.283107	35.65128	8.236799	
1990	1.770786	5.369761	0.336849	3.580607		19.22701			0	9.166974	1.572548	32.82333	5.630677	
1991	1.438895	4.465247	0.357204	3.583062		15.99926			0	8.26163	0.668864	29.60194	2.396582	
1992	1.159898	3.616127	0.322083	3.12228		11.29056			0	7.412198	-0.17994	23.14296		
1993	1.021813	2.985282	0.162597	2.770766		8.271516			0	6.781236	-0.81067	18.78922		
1994	1.166171	2.867962	0.425022	2.685101	42.1321	7.700768			0	6.663872	-0.92795	17.89317		
1995	1.663615	3.088113	0.260339	2.175234		6.717368			0	6.884007	-0.70778	14.97432		
1996	2.640639	4.328927	0.159707	3.136437	24.64325	13.57741			0	8.124815	0.53304	25.48297	1.671846	
1997	1.712717	4.240014	0.587478	0.790653		3.352379			0	8.035899	0.444128	6.353608	0.351151	
1998	1.214379	3.352361	0.541364	1.025669		3.438415			0	7.148246	-0.44352	7.331737		
1999	1.284089	2.914309	0.49399	1.20647		3.516025			0	6.710193	-0.88158	8.095645		
2000	0.818819	2.217728	0.167347	2.087967	16.05493	4.630543			0	6.013612	-1.57816	12.55622		
2001	1.029306	2.257104	0.12109	2.955492		6.670851			0	6.052988	-1.53878	17.88955		
2002	1.281459	2.569589	0.09051	3.554233	5.87223	9.13292			0	6.365473	-1.22629	22.62438		
2003	1.153429	2.873402	0.261686	1.740275	1.748962	5.000509	8.941912		0	6.398309	-0.65151	11.13482		
2004	0.91233	2.025648	0.123393	2.225869		4.508828	3.364449		0	4.510842	-0.45955	10.04054		
2005	0.986601	2.174321	0.107746	1.783754	7.033841	3.878452	3.655742		0	4.550697	-0.20206	8.117323		
2006	0.977712	2.384799	0.196589	1.858466	2.223136	4.432068	4.591633		0	4.750658	0.01894	8.828937	0.035199	
2007	1.343712	2.796122	0.161422	2.475147	5.742122	6.920813	7.04849		0	5.160978	0.431267	12.77418	1.067449	
2008	1.328396	2.5593	0.085065	2.820069	1.719372	7.217401	4.730286		0	4.924059	0.19454	13.88619	0.548616	
2009	2.388148	4.362142	0.121712	2.003042	3.1352	8.737554	8.438889		0	6.726893	1.997391	13.47425	4.000859	
2010	2.447908	4.632005	0.128517	2.756745		12.76926	8.790281		0	6.996755	2.267255	19.28827	6.250244	
2011	2.425112	4.809022	0.1198	2.596141		12.4849	7.626025		0	7.173771	2.444272	18.62412	6.345676	
2012	2.550809	5.329957	0.097112	2.380435		12.68761	7.974196		0	7.694706	2.965207	18.31674	7.058481	
2013	3.29512	7.000607	0.103316	2.938172	17.12038	20.56899	15.24188		0	9.365356	4.635857	27.51703	13.62095	
2014	3.41689	7.734805	0.123117	3.003482		23.23134	16.22124		0	10.09955	5.370055	30.33383	16.12886	
2015	6.188598	13.80014	0.651025	0.931086	10.49967	12.84912	19.94085		0	16.16489	11.43539	15.05091	10.64734	
2016	9.77317	20.24542	0.251549	2.169509	19.6246	43.92263	63.68882		0	22.61017	17.88068	49.05297	38.79228	
2017								31.41417	14.47755	17.80906	11.14603	38.63692	24.18141	
2018								22.06157	10.16783	13.79637	6.539293	29.93134	14.18705	
	2.226234													
	9.77317													



## Литература

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

Михеев А.А. 2003. Стохастическая когортная модель для беспозвоночных с прерывистым ростом // Тр. СахНИРО. Т. 5. С. 216-242.

Михеев А.А. 2014. Приложение модели открытой эксплуатируемой популяции к оценке локальных запасов // Тр. ВНИРО. Т. 151. С. 112-125.

Михеев А.А. 2016. Применение фильтра Калмана в когортной модели для корректировки оценок запаса при наличии неучтенного вылова // Вопр. Рыболовства. Т. 17. № 1. С. 568-589.

Михеев Ф.А., Дмитриевич Г.Д., Павлушин В.А., Марков М.В. 2006. Свидетельство об официальной регистрации программ для ЭВМ № 2006612785. Реестр программ для ЭВМ // Офиц. бюл. ФС по ИСПТЗ. Сер. Программы для ЭВМ. Базы данных. Топология интегральных микросхем. RU ОБПБТ № 3 (56).

Пичугина К.Н. 2008. Адаптивный алгоритм оценивания вектора состояния динамической системы // Сб. науч. тр. НГТУ. № 2 (52). С. 29-34.

Рутковская Д., Пилиньский М., Рутковский Л. 2004. Нейронные сети, генетические алгоритмы и нечеткие системы: монография. М.: Горячая линия. Телеком. 452 с.

Gavaris S. 1988. An adaptive framework for the estimation of population size // Can. Atl. Fish. Sci. Adv. Comm. (CAFSAC). Res. Doc. 88/29, 12 p.

Harvey A. 1989. Forecasting, structural time series models and the Kalman filter: the monography. N. Y.: Cambridge Univ. Press, 554 p.

Kalman R.E. 1960. A new approach to linear filtering and prediction problems // J. Basic Eng. V. 82, P. 34-45.

Methot R.D. 1989. Synthesis estimates of historical abundance and mortality on northern anchovy // Mathematical analysis of fish stock dynamics: reviews, evaluations, and current applications. Am. Fish. Soc. Symp. V. 6. P. 66-82.



Peterman R.M., Pypers B.J., MacGregor B.W. 2003. Use of the Kalman filter to reconstruct historical trends in productivity of Bristol Bay sockeye salmon (*Oncorhynchus nerka*) // Can. J. Fish. Aquat. Sci. V. 60. P. 809-824.

Pope J.G. 1972. An investigation of the accuracy of virtual population analysis using cohort analysis // Res. Bull. V. 9. P. 65-74.

Schnute J.T. 1994. A general framework for developing sequential fisheries models // Can. J. Fish. Aquat. Sci. V. 51. P. 1676-1688.

## **I.4. Программный комплекс XSA в пакете VPA-95 v.3.2. и в пакете FLR (в среде R)**

**Darby & Flatman, 1994**

**Т.И. Булгакова, Ю.А. Ковалев, А.А. Четыркин**

### **I.4.1. Описание модели**

Пакет программ, реализующих когортные модели, последняя версия которого названа VPA-95 v. 3.2, был разработан сотрудниками Лоустофтской лаборатории CEFAS (Великобритания) [Darby & Flatman, 1994] и в течение многих лет является одним из основных инструментов оценки запасов промысловых рыб на рабочих группах Международного Консультативного Совета по исследованию моря ИКЕС. Пакет представляет собой набор программ, реализующих в системе WINDOWS несколько когортных методов оценки промыслового запаса. Программа долгое время свободно распространялась. В основной пакет входили 4 варианта одновидовых когортных моделей или анализа виртуальных популяций ВПА, а именно:

1. VPA (или когортный анализ Поупа), применяемый при условии, что терминальные значения промысловой смертности заданы пользователем.
2. Сепарабельный VPA.
3. Специальные методы настройки VPA (два варианта).
4. Расширенный анализ выживания XSA.

Этот программный пакет и подробные аннотированные инструкции для работы с пакетом VPA-95 в среде Windows, аналогичные инструкциям, составленным Т.И. Булгаковой в 2005 г., модернизированной версией которых является текст настоящих Методических рекомендаций, представлены в брошюре ПИНРО [Ковалев, Коржев, 2005] и размещены в облачном хранилище (Приложение 4 к Методическим рекомендациям).

В основе обоих вариантов аннотированных инструкций лежит руководство для пользователей пакета программ VPA-95, составленное его

разработчиками [Darby & Flatman, 1994]. Включены также и рекомендации Консультативного Совета по регулированию промысла и секретариата ИКЕС [ICES, 1995] и рекомендации, сформировавшиеся в результате собственного многолетнего опыта российских ученых в практике оценки состояния запасов отечественного и международного рыболовства.

В данном разделе подробно рассмотрены только два когортных метода из указанных выше – первый и четвертый. Приводятся расчетные уравнения и форматы представления входной информации. В следующем подразделе для этих методов представлены инструкции для работы с этими программами в среде R.

При оценке численности запаса с помощью когортных моделей используются данные возрастного состава уловов, и каждое поколение рассматривается (восстанавливается) отдельно, потому эти модели названы когортными. Для обоих вариантов расчеты ведутся по поколениям от старшей возрастной группы к младшей. В основу положено предположение, что численность некоторого поколения  $N(t)$  со временем уменьшается по экспоненте с переменным показателем экспоненты  $Z(t)$ :

$$\frac{dN(t)}{dt} = -Z(t)N(t),$$

где показатель экспоненты, называемый коэффициентом общей смертности, является суммой двух составляющих, каждая из которых может быть функцией времени и возраста:

$$Z(t,a) = M(t,a) + F(t,a).$$

В табл. I.4.1.1 представлена структура матрицы возрастного состава уловов, выраженного в единицах численности (например, в 1000 экз., т.е.  $C_{t,a}$  – количество особей возраста  $a$ , пойманных в течение года  $t$ . Шаг изменения времени и возраста равен одному году.

Таблица I.4.1.1. Матрица возрастного состава уловов при расчете численности по ВПА (в данном примере минимальный возраст рыб, встречающийся в уловах, равен 3 г)

Год промысла	Возраст рыб в улове				
	3	4	5	...	n
t	$C_{t,3}$	$C_{t,4}$	$C_{t,5}$	...	$C_{t,n}$
t+1	$C_{t+1,3}$	$C_{t+1,4}$	$C_{t+1,5}$	...	$C_{t+1,n}$
t+2	$C_{t+2,3}$	$C_{t+2,4}$	$C_{t+2,5}$	...	$C_{t+2,n}$
...	...	...	...	...	...
...	...	...	...	...	...
t+k	$C_{t+k,3}$	$C_{t+k,4}$	$C_{t+k,5}$	...	$C_{t+k,n}$

Очевидно, что по диагонали таблицы расположены численности рыб, выловленные в разные годы из одного и того же поколения. При предположении, что в течение временного интервала в один год для каждого возраста  $a$  параметры смертности не меняются, можно записать уравнения, используемые для оценки численности запаса.

**Первый метод, в котором заранее определены коэффициенты «терминальной» промысловой смертности**, т.е. коэффициенты промысловой смертности для последнего столбца и последней строки соответствующей матрицы:  $F_n$  – коэффициенты промысловой смертности по возрастам для последнего расчетного (терминального) года;  $F_{o.txt}$  – коэффициенты промысловой смертности для старшей возрастной группы  $a_{old}$  по годам промысла. Ниже показано, что расчеты несколько отличаются при использовании уравнений традиционного ВПА или метода Поупа [Pore, 1972].

*Расчет для традиционного ВПА* ведется для каждого поколения отдельно, для упрощения записи здесь опущен индекс года:

$$\begin{aligned}
 N_{a+1} &= N_a \exp(-Z_a), \\
 C_a &= N_a \frac{F_a}{Z_a} (1 - \exp(-Z_a)), \\
 C_a &= N_{a+1} \frac{F_a}{Z_a} (\exp(Z_a) - 1)
 \end{aligned}
 \tag{I.4.1.1}$$

Второе уравнение системы (I.4.1.1) связывает величину годового улова, взятого из  $a$ -й возрастной группы ( $C_a$ ), с численностью той же группы в начале года, а третье уравнение получается при подстановке  $N_{a+1}$  из первого уравнения во второе и отражает зависимость величины того же улова от численности той же возрастной группы в конце года, которая равна численности следующей возрастной группы в начале следующего года.

Кроме терминальных значений промысловой смертности, ВПА, как и любой когортный метод, требует наличия следующей входной информации:

- возрастной состав уловов за ряд лет;
- параметр естественной смертности  $M_{a,t}$  – в общем случае можно учитывать его зависимость от возраста и от времени, но часто принимается допущение, что этот параметр имеет одно и то же значение для всей промысловой части популяции;
- $w_{a,t}$  – средний вес особи возраста  $a$  в год промысла  $t$ ;
- темп полового созревания (доля половозрелых особей в возрасте  $a$  в год промысла  $t$ ).

Последние два параметра могут быть представлены в виде матрицы (переменные по годам и возрастам) или вектора (переменные по возрастам).

Расчеты проводятся от старших возрастов к младшим в следующем порядке.

Сначала для выбранного поколения с помощью второго уравнения системы (I.4.1.1) оценивается численность самой старшей группы с индексом  $n$  в начале года:

$$N_n = C_n \frac{Z_n}{F_n(1 - \exp(-Z_n))}; \quad (I.4.1.2)$$

затем для предыдущей  $(n-1)$ -й возрастной группы по третьему уравнению (I.4.1.2) методом последовательных приближений определяется величина  $F_{n-1}$  (поскольку этот параметр входит в уравнение и в линейном виде и в показатель экспоненты, - это уравнение является трансцендентным);

по первому уравнению (I.4.1.1) определяется численность  $N_{n-1}$  в начале года;

последовательно рассчитываются коэффициенты промысловой смертности и численности для более младших возрастных групп. Затем переходят к следующему поколению.

В результате расчетов получают матрицы коэффициентов промысловой смертности и численности для всех лет и возрастов, структура их та же, что приведена в табл. I.4.1.1. Численность промыслового запаса по годам промысла рассчитывается суммированием численности возрастных групп по строкам биомасса запаса получается умножением численности возрастных групп на массу одной особи  $w_{a,t}$ . Зная темп полового созревания, можно оценить биомассу нерестового запаса. Таким образом, ВПА дает возможность получить ретроспективные оценки промыслового и нерестового запасов.

*Расчет запаса методом Поупа* основан на предположении, что весь годовой улов берется в некоторый фиксированный момент года. Например, если улов взят в середине года, то численность поколения в начале года  $y$  выражается через вылов из этого поколения в тот же год и численность его в начале следующего года, как показано уравнением (I.4.1.3) :

$$N(y,a) = C(y,a)e^{M/2} + N(y+1,a+1)e^M \quad (I.4.1.3)$$

Таким образом, метод Поупа является приближенным, но зато он позволяет легко определить  $N(y,a)$ , а затем и параметр  $F$ , не требуя применения метода последовательных приближений:

$$F(y,a) = Z(y,a) - M(y,a) = LN \frac{N(y,a)}{N(y+1,a+1)} - M(y,a) \quad (I.4.1.4)$$

Итак, пользователь, зная характеристики промысла, должен выбрать один из методов расчета. По сути, метод ВРА считается более точным при условии, что промысел равномерно распределен по всему году. Если же промысел ведется в течение короткого периода, то метод Поупа опишет его более точно. Если промысел ведется в течение короткого промежутка времени, но не в

середине года, а в момент, когда прошла  $k$ -я часть года ( $0 \leq k \leq 1$ ), то в формулу (I.4.1.3) вместо  $Ce^{M/2}$  надо поставить  $Ce^{Mk}$ .

### *Расширенный анализ выживания XSA*

Метод XSA разработан Дж. Шепардом [Shepherd, 1991; Shepherd, 1999] на основе метода У. Даблдея [Doubleday, 1981], он позволяет использовать все доступные данные для оценки численности выживших особей каждого поколения (называемой Survivors или  $Pt$ ) к концу периода, для которого существуют данные об уловах из этого поколения. Эту величину можно обозначить как:

$$Pt = P(y_{max} + 1, a_{max} + 1),$$

где  $a_{max}$  – максимальный возраст данного поколения во входных данных,  $y_{max}$  – индекс последнего года, в котором данное поколение присутствует. Этот индекс соответствует либо терминальному году  $y$ , либо тому году, в котором данное поколение достигает максимального возраста исследуемого запаса  $a_{old}$ .

Численность выживших особей в каждом поколении  $Pt$  рассматривается как основная неизвестная переменная, которую следует оценить в расчетной процедуре вместе с другой неизвестной переменной – коэффициентом улавливаемости  $q(a, y)$  (для упрощения вычислительного процесса в программе ищется обратная величина этого коэффициента  $1/q$ ).

При расчете матриц  $F(a, y)$  и  $N(a, y)$  используется алгоритм когортного анализа Поупа [Pore, 1974], а не расчетная процедура VPA. Шепард [Shepherd, 1999] предложил формулы, удобные для выражения численности запаса поколения в возрасте  $a$  через величины  $Pt$  этого поколения:

$$N_{vpa}(y, a) = ECM(y, a)Pt + Pc(y, a) \tag{I.4.1.5}$$

$ECM$  это условное обозначение экспоненты с кумулятивным показателем:

$$ECM(y, a) = \exp(M(y, a) + M(y + 1, a + 1) \dots + M(y_{max}, a_{max})), \tag{I.4.1.6}$$

где  $y_{max}$  и  $a_{max}$  – максимальные значения года и возраста данного поколения, рассматриваемые в расчетах. Выражения, аналогичные (I.4.1.6),

применяются далее и для коэффициентов промысловой и общей смертности и обозначаются как  $ECF$  и  $ECZ$ , соответственно. Рассчитываемая по (I.4.1.5) численность поколения обозначается  $Nvpa()$  в отличие от численности того же поколения, рассчитываемой через индекс запаса  $Nest()$ .

Второе слагаемое в (I.4.1.5) обозначает вклад выловленных рыб в восстановленную численность поколения, оно равно:

$$Pc(y, a) = \sum_{i=a}^{a_{\max}} [ECM(y, a)C(y, a)\exp(-0.5M_i)] \quad (I.4.1.7)$$

Величина  $Nvpa(y, a)$  зависит только от величин уловов и коэффициента естественной смертности, т.е. не меняется при итерационном процессе.

Для настройки модели необходимо иметь данные хотя бы по одному индексу запаса, но обязательно должен быть задан его возрастной состав  $u(a, y, f)$ . **В данной модели для оценки коэффициента улавливаемости используется зависимость индекса запаса от численности.**

Пусть индекс запаса  $u(a, y, f)$  соответствует численности запаса в период года, ограниченный параметрами  $[\gamma, \beta]$ . Параметры  $\gamma$  и  $\beta$  – это доли года, ограничивающие период работы данного флота (или съемки). Тогда индекс  $u$  приводится к началу года следующим образом [Shepherd, 1999]: при условии, что индекс запаса пропорционален его величине (например, численности), этот индекс равен:

$$u(a, y, f) = q(a, f)N(a, y)A(a, y, f),$$

где  $f = 1, 2, \dots$  – индекс флота, коэффициент пропорциональности  $q(a, f)$  называется коэффициентом улавливаемости, а  $N(a, y)$  – численность популяции в начале года  $y$ .  $A$  – коэффициент пересчета численности на начало года, который рассчитывается по формуле:

$$A(a, y, f) = \frac{\exp(-\gamma Z(a, y)) - \exp(-\beta Z(a, y))}{(\beta - \gamma)Z(a, y)}.$$

При равномерно распределенном промысле, проводимом флотом  $f$  в течение всего года (при  $\gamma=0$  и  $\beta=1$ ),  $A=(1-\exp(-Z))/Z$  – это коэффициент связи в зависимости средней численности за год от численности в начале года.



Таким образом, индекс запаса, пересчитанный на начало года, равен:

$$u'(a,y,f) = u(a,y,f) / A(a,y) \quad (I.4.1.8)$$

Метод XSA позволяет использовать более сложную модель зависимости коэффициента улавливаемости от численности поколения для младших возрастных групп. При работе с XSA в диалоге пользователь может выбрать два значения возраста, обозначим<sup>6</sup> их ( $a_1$ ) и ( $a_2$ ).

При  $a < a_1$  коэффициент улавливаемости  $q$  считается зависящим от численности данной возрастной группы:

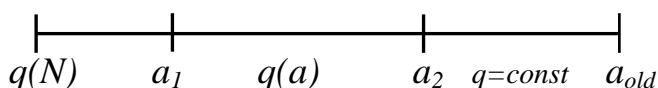
$$u'(y,a,f) = \varphi N_{vpa}(y,a)^\gamma \quad (I.4.1.9)$$

если коэффициент  $\gamma$  не равен 1. Параметры зависимости (I.4.1.9) для младших возрастов определяются по оценкам  $u'$  и  $N_{vpa}$ , полученным в текущей итерации с помощью регрессии:

$$\ln(N_{vpa}(a,y)) = [\ln(u'(y,a,f)) - \ln \varphi] / \gamma \quad (I.4.1.10)$$

Когда параметры (I.4.1.9) определены, по уравнению (I.4.1.10) для  $a < a_1$  получаем оценку численности  $Nest(y,a,f)$  на основе индекса  $f$ .

При  $a_1 < a < a_2$   $u'(a) = q(a)N_{vpa}(a)$ , т.е. коэффициент  $q$  зависит только от возраста и не меняется по годам. Начиная с возраста  $a_2$ , коэффициент  $q$  постоянен во времени и не зависит от возраста. Отметим, что выбранные пользователем два значения возраста являются одними и теми для всех индексов запаса (флотов). Ниже приведена схема, поясняющая зависимость  $q$  от возраста:



Самый старший возраст во входной матрице уловов по возрастам обозначен  $a_{old}$ , а самый старший в данном поколении -  $a_{max}$ .

Для каждого сочетания индексов  $f, a, y$  рассчитываем оценку численности запаса по формуле:

---

<sup>6</sup> Следует иметь в виду, что пользователь не найдет обозначений  $a_1$  и  $a_2$  ни в инструкции к пакету программ, ни в диалоге при работе с программой, они введены здесь для пояснения схемы расчетов.

$$Nest(a, y, f) = \frac{1}{q(a, f)} u'(a, y, f) \quad (I.4.1.11)$$

В данном методе предполагается, что величины  $Nvpa$ , полученные с помощью процедуры когортного анализа, являются точными оценками численности запаса, а рассчитанные через индексы запаса величины  $Nest$  определены с ошибкой, распределенной логнормально.

Основные неизвестные параметры модели –  $1/q(a, f)$  и  $Pt(k)$  ( $k$ -индекс поколения), их можно определить при минимизации целевой функции:

$$SSE = \sum \sum \sum_{a, y, f} \frac{[\ln(Nest(a, y, f)) - \ln(Nvpa(a, y))]^2}{\sigma^2(a, f)} \quad (I.4.1.12)$$

Здесь  $\sigma^2$  – дисперсия оценок  $Nest()$ .

Вычислительный процесс поиска минимума такой функции довольно громоздкий, но Дж. Шепард (1999) предложил аналитические выражения искомых параметров, получаемые при дифференцировании функции (I.4.1.12) по этим переменным и после приравнивания первой частной производной нулю.

После дифференцирования функции  $SSE$  (I.4.1.12) по  $\ln(1/q(a, f))$  получаем, что для возрастных групп старше  $a1$  величина  $q(a, f)$  для каждого флота и каждой возрастной группы рассчитывается из соотношения (I.4.1.13):

$$\ln\left(\frac{1}{q(a, f)}\right) = \left( \sum_y \varpi(a, y, f) \left[ \ln \frac{Nvpa(a, y)}{u'(a, y, f)} \right] \right) / \sum_y \varpi(a, y, f) \quad (I.4.1.13)$$

Статистические веса слагаемых выражаются в виде произведения двух величин  $\omega(a, y, f) = \theta(a, y, f)\tau(y)$ , причем множитель  $\theta$  равен 0 или 1 в зависимости от того, есть ли данные для данной категории  $(a, y)$  в индексах запаса типа  $f$ . Множитель  $\tau(y)$  – это веса временного ряда, задаваемые пользователем, причем в диалоге предлагается выбрать функцию, по которой рассчитываются эти веса. Цель этой процедуры взвешивания – уменьшить влияние данных более ранних лет на результирующую оценку коэффициента улавливаемости.

Для взвешивания временных рядов пользователю предлагается выбрать показатель степени  $p$  следующего выражения:

$$w(yt-d) = 1 - \left[ 1 - \left( \frac{R-d}{R} \right)^p \right]^p. \quad (\text{I.4.1.13a})$$

Здесь  $R$  – длина временного интервала, для которого рассчитываются веса; расстояние от терминального года ( $yt$ ) обозначено через  $d = 0, 1, \dots, R$ ;  $p = 0, 1, 2, 3$  – показатель степени функции. Можно использовать разные модели, показанные на рис. I.4.1.1 (ступеньку при  $p = 0$ , линейную – при  $p = 1$ , биквадратную при  $p = 2$  и трикубическую при  $p = 3$ ). При  $p = 0$  формула (I.4.1.13a) дает неопределенность, в этом случае равные веса (единицы) присваиваются всем годам выбранного периода, а предыдущим годам – нулевой вес. По умолчанию рекомендуется задавать  $p = 3$ .

Пусть, например, настройка ведется по данным за 10 лет, с 1990 по 2000 гг. Если задать параметр  $R=10$ , то данным самого первого года настройки (1990 г.) присвоится нулевой вес, данным за 1991 г. – около 0,1. Если же задать  $R = 20$ , то различия в статистических весах разных лет существенно уменьшатся – для 1990 г. вес равен 0,5 при линейной функции и примерно 0,3 при трикубической (рис. I.4.1.1). Но выбор параметров функции остается за пользователем, который может (хотя бы экспертным путем) оценить достоверность данных разных лет.

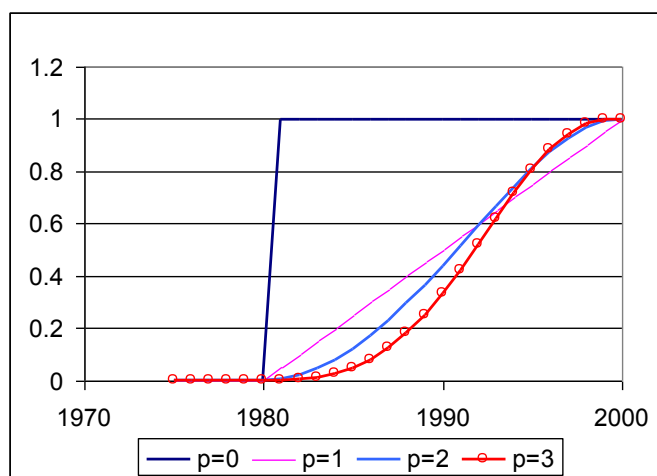


Рис. I.4.1.1. Зависимость статистического веса  $w(ty-d)$  элементов для условного временного ряда от их расстояния до терминального года (принят  $y t = 2000$ ) при длине интервала  $R = 20$

Дифференцирование выражения (I.4.1.12) по  $\ln(Pt)$  приводит к уравнению расчета численности выживших особей к концу терминального года для каждого поколения (когорты)  $k$ :

$$\ln P_i(k) = \frac{\sum_f \sum_{i=Fa}^{Ta} w'(y, i, f) [\ln(Nest(y, i, f)) - \ln ECZ(y, i)]}{\sum_f \sum_{i=Fa}^{Ta} w'(y, i, f)}, \quad (I.4.1.14)$$

здесь  $Fa$  и  $Ta$  – минимальный и максимальный возраст поколения;

$i$  – индекс возрастной группы внутри когорты, а веса слагаемых

$$w'(y, i, f) = \frac{\theta(y, i, f) \tau(y) \psi(f)}{\sigma^2(y, i, f) ECF(y, i)}$$

обратно пропорциональны дисперсии  $Nest$  и

экспоненте кумулятивной функции коэффициентов  $F$  от возраста  $a$  до последнего возраста данного поколения. Множители  $\theta(y, i, f)$  и  $\tau(y)$  описаны выше, а  $\psi(f)$  - относительные веса, задаваемые пользователем для каждого отдельного индекса (флота).

Выражение (I.4.1.14) получено при предположении, что величина  $Nest$  не зависит от  $Pt$ , на самом же деле некоторая зависимость между ними существует, поскольку  $Nest$  рассчитывается через индексы, приведенные к началу года, т.е. и через значения  $A$ , пересчитываемые на каждой итерации. Но по утверждению автора метода [Shepherd, 1999] этот фактор оказывает лишь небольшое влияние на результаты расчетов.

Предполагается, что стандартная ошибка  $Nest$  распределена по логнормальному закону и равна стандартной ошибке логарифма величины, обратной коэффициенту улавливаемости (сама величина рассчитана в формуле I.4.1.13). Эта стандартная ошибка не зависит от года и равна [из Gassioukov, 1996]:

$$\sigma(a, f) = \sqrt{\frac{\sum_y \varpi(y, a, f) \left[ \ln\left(\frac{Nvpa(y, a)}{u'(y, a, f)}\right) - \ln\left[\frac{1}{q(a, f)}\right] \right]^2}{\sum_i^y \varpi(i, a, f) - 1}} \sqrt{1 + \frac{1}{\sum_i^y \varpi(i, a, f)}} \quad (I.4.1.15)$$

Статистические веса в (I.4.1.15) те же, что и в выражении (I.4.1.13).

*Применяемая в XSA процедура стягивания (shrinkage) оценок к средним значениям за предыдущий интервал лет*

В программе XSA применяются 2 вида стягивания – к средней численности и к среднему  $F$ . В диалоге пользователь может выбрать какую-либо из этих процедур или обе, или же отказаться от их применения. Как указано в приложении 10 к оригинальной англоязычной инструкции пользователя [Darby & Flatman, 1994], процедура стягивания к среднему уменьшает дисперсию (разброс) прогностической величины искомого параметра за счет смещения его оценки к среднему. Авторы рекомендуют применять эту процедуру.

**Стягивание по численности** проводится только для младших возрастов  $a < a1$ . Оценка терминальной численности возрастной группы  $a$  в конце года для притягивается к геометрической средней (взвешенной по величинам, обратным дисперсии) оценок численности следующей возрастной группы  $N_{vpa}(a+1)$  на начало года, полученных в предыдущей итерации расчета VPA. Усреднение производится по годам промысла:

$$\ln Pt_{Pshr}(a) = \frac{\sum_{i=1}^{yt} \tau(i) \ln N_{vpa}(i, a+1)}{\sum_{i=1}^{yt} \tau(i)} \quad (I.4.1.16)$$

Здесь  $i$  – индекс года,  $\tau(i)$  – вес, соответствующий году  $i$  и рассчитанный по выбранной пользователем функции (см. формулу I.4.1.13а).

**Стягивание к среднему  $F$**

Для каждого возраста рассчитывается арифметическое среднее  $F(a)$  за интервал  $j$  лет, предшествующих терминальному году (рекомендуется выбирать  $j = 3-5$  лет). Полученное среднее обозначается как  $Fshr(yt, a)$

$$F_{shr}(yt, a) = \frac{1}{j} \sum_{i=yt-1}^{yt-1-j} F(i, a)$$

и используется затем для оценки терминальной численности по формуле:

$$Pt_{Fshr}(yt, a) = \frac{C(yt, a)Z_{shr}(ty, a)}{F_{shr}(yt, a)(e^{Z_{shr}(yt, a)} - 1)}, \quad (I.4.1.17)$$

где  $Z_{shr}(yt, a) = F_{shr}(yt, a) + M(a)$ .

Аналогично для каждого года рассчитывается  $\bar{F}_{shr}(y, a_{max})$  как среднее для предыдущих  $k$  возрастных групп, а затем  $Pt_{Fshr}(y, a_{max})$ . Таким образом, стягивание по  $F$  тоже приводит к дополнительной корректировке оценок численности популяции  $Pt$ .

Финальная оценка  $Pt$  представляет собой средневзвешенную величину (веса равны величинам, обратным дисперсиям) оценок, полученных по формуле I.4.1.14, и одной или двух средних оценок, полученных в результате стягивания. Величина коэффициента вариации CV для всех средних при стягивании по  $F$  задается пользователем, причем одинаковая для всех лет и возрастов. Таким образом, если применяются оба вида стягивания, формула I.4.1.14 преобразовывается в формулу I.4.1.18.

$$\ln P_t(k) = \frac{\sum_f \sum_{i=Fa}^{Ta} w'(y, i, f) [\ln(Nest(y, i, f)) - \ln ECZ(y, i)] + \frac{\ln \bar{P}t_{Fshr}}{\sigma_{Fshr}^2} + \frac{\ln \bar{P}t_{Pshr(a)}}{\sigma_{Pshr(a)}^2}}{\sum_f \sum_i w'(y, i, f) + \frac{1}{\sigma_{Fshr}^2} + \frac{1}{\sigma_{Pshr(a)}^2}} \quad (I.4.1.18)$$

Если применяется только один вид стягивания, добавляется только по одному слагаемому в числитель и в знаменатель (I.4.1.18). Следует помнить, что слагаемые в (I.4.1.18), соответствующие стягиванию по численности, отсутствуют для возрастных групп  $a \geq aI$ . Стандартная ошибка стягивания по численности рассчитывается по формуле:

$$\sigma_{Fshr} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{yt} \tau(i) [LnNvpa(i, a+1) - Ln\bar{P}t_{Pshr(a)}]^2}{n-1}}. \quad (I.4.1.19)$$

Количество лет и возрастов, использованных для стягивания по  $F$  ( $j$  и  $k$ ), задается в диалоге.

## Схема алгоритма метода XSA

**Ввод входных данных** и тестирование входных файлов.

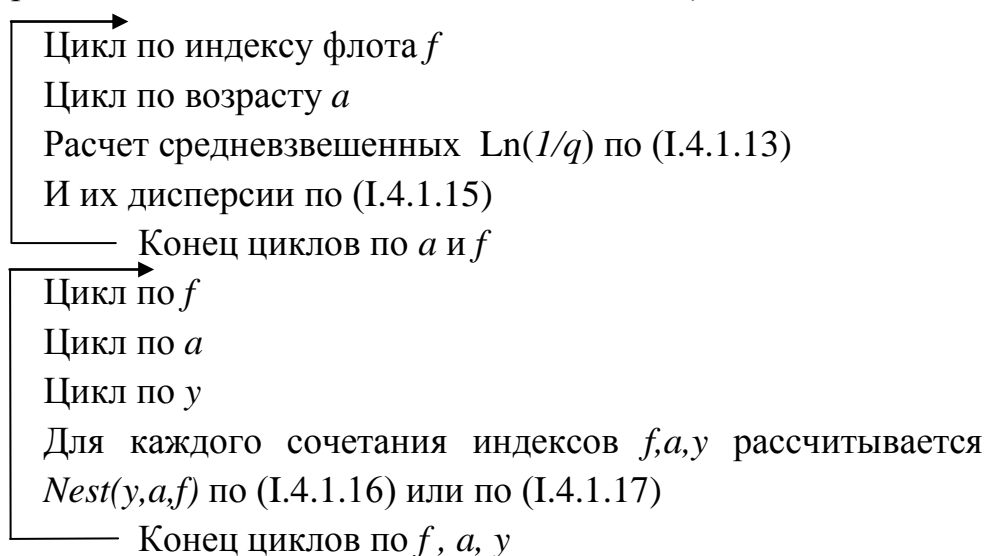
Задаются стартовые значения  $Pt(k)$  (например, приравнивают их к величине вылова последней возрастной группы поколения  $k$   $Pt(k)=C(yt, a_{max})$ ).

**Начало итеративного цикла**

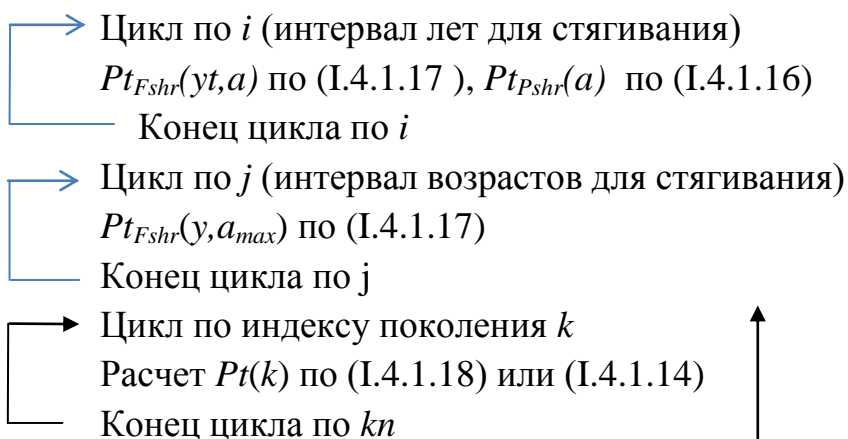
Прогон ВРА - расчет  $F(y,a)$  и  $Nvpa(y,a)$  по формуле I.4.1.5.

Расчет  $Z(a,y)$ ,  $ECZ$ ,  $ECF$ ,  $ECM$  по (I.4.1.6).

Пересчет индексов запаса на начало года по (I.4.1.5)



*Расчет элементов стягивания (опционально):*



**Переход к следующей итерации**

**Формирование выходных файлов**

## I.4.2. Руководство пользователя

### Подготовка входных данных (файлов) для VPA-95

Для версии пакета программ VPA-95 список входных файлов (имена и директории, где они расположены) содержится в так называемом индексном файле (*index*). Пример такого файла для северо-восточной арктической трески приведен в табл. I.4.2.1, которая представляет собой список и форматы всех входных файлов. Количество и порядок размещения названий файлов в индексном файле следует сохранить. В табл. I.4.2.1 в первом столбце указаны имена файлов с входной информацией для выбранного запаса с указанием директории, где они расположены. Имя любого файла не должно превышать 8 символов. Расширение может быть «txt», для удобства автоматического открытия в текстовом редакторе. Могут использоваться другие 3 символа либо расширение может вообще отсутствовать. Разработчики программ VPA-95 рекомендовали формировать имена файлов так: первые 2-4 символа содержат краткое название запаса (cod – треска), 2 следующих символа - район, затем обозначение типа данных, находящихся в этом файле, например «la» – «landings» (выгрузки или уловы), «mat» – maturity ogive (доля половозрелых рыб по возрастам) и т.д. Такая маркировка удобна, если один исполнитель делает расчеты по многим запасам. Для Северо-Восточной арктической трески в течение многих лет оценку запаса проводят одни и те же группы людей, и приняты следующие имена файлов.

Таблица I.4.2.1. Структура индексного файла (список входных файлов, начиная со строки 3) на примере арктической трески (NEA cod)

Номер строки	Наименование строки	Комментарий	Формат файла DFI
1	NEA cod	Название запаса, произвольная информация до 80 знаков	-
2	1	Индекс пола всегда 1	-
3	D:\ cod \caton.txt	Адрес файла, в котором содержатся величины уловов (landings) по годам, в тоннах	5



<b>Номер строки</b>	<b>Наименование строки</b>	<b>Комментарий</b>	<b>Формат файла DFI</b>
4	D:\cod\canum.txt	Адрес файла, в котором содержатся данные состава уловов по возрастам и годам, в тыс. штук.	1
5	D:\cod\weca.txt	Адрес файла, в котором содержатся значения средней массы одной особи в улове, по возрастам и годам, в кг.	1,2
6	D:\cod\west.txt	Адрес файла, в котором содержатся значения средней массы одной особи в запасе по возрастам и годам, в кг.	1,2,4
7	D:\cod\natmor.txt	Адрес файла, в котором содержатся значения мгновенного коэффициента естественной смертности (М) по возрастам и годам.	1,2,3,5
8	D:\cod\matprop.txt	Адрес файла, в котором содержатся значения доли половозрелых рыб в популяции, по возрастам и годам.	1,2
9	D:\cod\fprop.txt	Адрес файла, в котором содержится значение доли промысловой смертности до нереста.	3
10	D:\cod\mprop.txt	Адрес файла, в котором содержится значение доли естественной смертности до нереста.	3
11	D:\cod\foldmor.txt	Адрес файла, в котором содержатся значения коэффициента F старшей возрастной группы по годам.	5
12	D:\cod\fnewmor.txt	Адрес файла, в котором содержатся значения коэффициента F по возрастам в терминальный год.	2
13	D:\cod\fleet.txt	Адрес файла с данными для настройки ВПА для разных типов «флотов».	

Файлы с входной информацией составляются в текстовом формате. Информация каждой ячейки второго столбца размещается в одной строке файла, пустые строки не допускаются. Информация, помещенная во третьем и четвертом столбцах, - вспомогательная и не входит в сам индексный файл.

В четвертом столбце табл. I.4.2.1 приведены идентификаторы допустимых форматов данных DFI (data format identifiers): 1-матрица, 2-строка, 3-скаляр, 5-столбец. DFI = 4 относится только к файлу, содержащему данные по средней массе одной рыбы по возрастам в запасе, и означает, что эти данные полностью совпадают с данными по массе рыбы в уловах; в этом случае сам массив данных в этом файле не приводится. Для некоторых типов входных файлов допускается применение различных форматов, например, коэффициент естественной смертности может быть задан одним числом, тогда DFI = 3 (постоянный параметр для всех возрастов и лет), или в виде строки, тогда DFI = 2 ( $M(a)$  – функция возраста, одна и та же для всех лет), или в виде матрицы ( $M(a,y)$  – функция возраста и года). Файлы `foldmor` и `fnewmor` используются только при расчете по методу SVPA, для расчетов по XSA в индексном файле на их месте надо ставить «0000».

В данной рукописи  $a$  - индекс возраста,  $y$  - индекс года.

Структура входных файлов показана на примере файла возрастного состава уловов (рис. I.4.2.1). Для всех файлов, кроме файла с данными для настройки, строки со второй по пятую имеют одну и ту же структуру, а строки 3 и 4 (интервал лет и интервал возрастов) должны быть одни и те же. В конце любой строки можно поместить комментарии, которые должны отделяться символами «пробел!пробел», как показано на рис. I.4.2.1.

Информация, помещенная в дополнительных строках (столбцах), размещенных после массива ожидаемых программой данных, не вводится. Недостаток же данных вызывает остановку программы.

На рис. I.4.2.2 показан пример файла с данными для настройки. Настройка проводится по величине промыслового усилия и по возрастному составу уловов для каждого флота. Последовательно в файле настройки

приводятся данные по каждому имеющемуся индексу запаса (флоту). Под флотом в англоязычной литературе понимается сочетание типа промыслового судна, типа орудий лова и страны. В качестве отдельного «флота» могут выступать и данные исследовательских съемок, если при съемках определялся возрастной состав популяции.

Yellow-fin sole of east Okhotsk sea, catch-at-age										
1	2									
1980	2003									
4	14									
1										
1719	12147	21201	11173	6589	2693	916	630	171	57	5
832	12117	34687	26640	12117	4255	1202	462	92	37	37
48	1545	10336	16905	11012	5457	1497	821	289	96	24
293	2930	15177	20803	13185	3809	1758	351	175	117	1
236	4012	34338	46846	24426	5900	1298	708	118	23	23
980	2084	25991	37883	30895	16183	6007	2452	1	122	1
6153	19101	27819	46280	16922	9230	2051	512	128	1	1
1450	2127	18856	33458	24561	10927	3577	1353	1	4	0.5
3735	5677	13446	13670	121761	11354	10682	1718	1195	298	1
3192	5825	14284	15241	114912	11012	13007	2713	2074	478	159
12541	40609	46581	19259	7166	7763	6121	4180	1940	447	298
10607	23679	28798	21666	14659	8860	4787	2610	860	1	944 ! 1991
1593	6743	11310	10248	11416	5894	2920	1964	477	106	159
527	1605	2657	3109	30816	2328	1598	1127	753	501	495
393	1141	2071	2697	28015	2424	2219	1811	1551	1119	1863
793	1745	4602	5660	6559	4020	7194	4443	6295	3650	7723
354	2478	5900	3068	2950	1740	2153	2566	2950	3687	1593
4046	5317	9074	6704	4913	4970	5144	5664	4681	2601	3525
3304	6220	3013	7290	6804	5151	3110	4374	2721	3110	1749
11474	15367	6693	10381	7103	4302	2253	3073	1707	1775	1092
42358	48781	17533	20311	10068	5034	2256	2951	1562	1909	1388 ! 2000
39404	37299	11881	14739	7820	4060	1804	2406	1203	1203	1203
27558	37270	13562	16267	8498	3763	1699	2306	1335	1335	971
14491	24352	11055	6050	5303	1494	971	448	74	22	22

Рис. I.4.2.1. Пример входного файла – возрастной состав уловов

```

yellow-fin sole of East Okhotsk Sea, File for tuning
102          !          100+    2fleets
Srednetonn .fleet, f-количество дней на промысле
1993 2001          ! Интервал лет настройки
1      1      0.33    0.83          ! Пол и код усилия - всегда оба 1, alfa, beta
4      13          ! интервал возрастов, плюс-группа не участвует в настройке
2772   793   1745   4602   5660   6560   4020   7194   4444   6295   3650   7723
2294   354   2478   5900   3068   2950   1741   2154   2567   2950   3687   1593
3788   4046  5317   9075   6705   4913   4971   5144   5664   4682   2601   3525
5458   3304  6221   3013   7290   6804   5152   3110   4374   2722   3110   1749
8204   11474 15368   6693  10382  7103   4303   2254   3074   1708  1775  1092
11949  42358 48782  17534 20311 10069  5034   2257   2951   1562  1909  1388
9533   39404 37299  11882 14739  7821   4061   1805   2406   1203  1203  1203
7978   27558 37270  13597 16268  8498   3763   1700   2307   1335  1335  971
7166   14491 24352  11056  6051   5304   1494   971    448    75    22    22
survey
1997 2001
1      1      0.5    0.509
4      13
1      112   247    652    802    930    570   1020   633   892   517
1      264   1848   4400   2288   2200   1298  1606   1914  2200  2750
1      2779  3652   6232   4605   3374   3414  3533   3890  3215  1786
1      3046  5734   2777   6720   6272   4748  2867   4032  2508  2867
1      11474 15367   6693  10381  71032  4302  2253   3073  1707  1775

```

Рис. I.4.2.2. Пример файла настройки для двух флотов

Первый столбец таблицы содержит величину промыслового усилия данного флота по годам, второй и последующие – возрастной состав уловов этого флота, причем плюс-группа не участвует в настройке.

Во второй строке записывается число 100 плюс количество флотов, данные по которым участвуют в настройке, в данном случае это 102. Следующая строка – название первого флота (до 20 символов), четвертая – интервал лет, а в шестой строке - интервал возрастов, за которые есть данные по данному флоту, причем для разных флотов эти интервалы могут не совпадать. Пятая строка – «1 1 alfa beta». Два последних параметра соответствуют части года, в которой работал данный флот или проведена данная съемка. Например, если съемка проводилась в течение всего июля, это «0.5 0.58». Если промысел данным флотом ведется весь год,  $\text{alfa} = 0$ ,  $\text{beta} = 1$ .

В следующей строке после окончания массива данных по первому флоту записывается название второго флота, ниже – период лет и далее – аналогично данным для первого флота. Количество флотов, данные по которым могут использоваться для настройки, не должно превышать 20.

Если вводятся данные съемки, первый столбец данных по возрастному составу, в котором отражено количество промысловых усилий, должен состоять из единиц.

Часто при работе с отечественными промысловыми запасами оказывается, что входной информации, которую можно использовать для настройки, мало. Например, данные по *срие* или по промысловому усилию есть только по одному виду орудий лова, а возрастной состав именно по этому «флоту» не определялся, есть только обобщенные данные возрастного состава уловов, рассчитанные по всем орудиям лова вместе. Если все же ряд *срие* достаточно длинен, т.е. хотя бы соизмерим с возрастным интервалом промыслового запаса популяции, то можно проводить настройку выбранного когортного метода. Но предварительно следует провести стандартизацию промыслового усилия, хотя бы самым простым методом Галланда [Бабаян и др., 1984]. В этом случае в первом столбце файла (рис. I.4.2.1) записывают величины стандартизированного промыслового усилия по годам промысла, а в остальных столбцах размещают ту же информацию, которая введена в файл возрастного состава уловов.

### *Среда программирования R*

Представленное в данном подразделе краткое описание R приводится по работе А.Б. Шипунова и Е.М. Балдина, доступной на сайте института ядерной физики имени Г.И. Будкера СО РАН (<http://www.inp.nsk.su/~baldin/DataAnalysis/>). R – язык программирования, широко использующийся для статистической обработки данных и работы с графикой, но в тоже время – это свободная программная среда с открытым исходным кодом. R применяется везде, где нужна работа с данными. Это не только статистика в узком смысле слова, но и «первичный» анализ данных (построение графиков, таблиц сопряженности), а также продвинутое математическое моделирование. R – активно развивающееся, предназначенное

для все более широкого круга задач и к тому же бесплатное программное обеспечение. Оно все шире используется там, где ранее применялись дорогостоящие коммерческие программы анализа уровня MatLab/Octave. С другой стороны, вполне естественно, что основная вычислительная мощь R лучше всего проявляется при статистическом анализе: от вычисления средних величин до вейвлет-преобразований временных рядов. R возник как свободный аналог среды S-PLUS, которая в свою очередь является коммерческой реализацией языка расчетов S. Широкое распространение S-PLUS сдерживалось из-за высокой цены продукта. В августе 1993 г. двое молодых новозеландских ученых анонсировали свою новую разработку, которую они назвали R. По замыслу создателей (Robert Gentleman и Ross Ihaka) это должна была быть новая реализация языка S, отличающаяся от S-PLUS некоторыми деталями, например, обращением с глобальными и локальными переменными, а также работой с памятью. Фактически они создали не полный аналог S-PLUS, а новую «ветку» на «дереве S». Сначала проект развивался довольно медленно, но когда в нем появилось достаточно возможностей, в т.ч. уникальная по легкости система написания дополнений или пакетов, все большее количество людей стало переходить с S-PLUS на R. Когда же, наконец, были устранены свойственные первым версиям проблемы с памятью, то среди пользователей R стали появляться и «любители» других статистических пакетов (прежде всего тех, которые имеют интерфейс командной строки: SAS, Stata, SYSTAT). Количество книг, написанных про R, за последние годы выросло в несколько раз, а количество пакетов уже приближается к полутора тысячам. Идея центральной системы хранения и распространения пакетов – CRAN известного как Comprehensive R Archive Network (<http://cran.r-project.org/>) была заимствована из TEX-сообщества (CTAN или Comprehensive TeX Archive Network; аналогичной схемой пользуется и Perl-сообщество: CPAN или Comprehensive Perl Archive Network). Все три упомянутых проекта объединяет одно: стабильная база и множество дополнений. В отличие от добавления новой функциональности в монолитную программу, качественный пакет может

сравнительно легко написать один человек за вполне обозримый промежуток времени. Одним из подобных программных продуктов является написанный для рыбохозяйственных исследований пакет FLR.

### *Пакет программ FLR (Fisheries Library for R)*

Программный модуль FLR [Kell et al., 2007] был разработан для оценки стратегий управления рыбохозяйственными ресурсами. Цель его разработки заключается в формировании общей структуры для содействия сотрудничеству внутри различных дисциплин и между ними (например, биологическими, экологическими, статистическими, математическими, экономическими, и социальными) и, в частности, в обеспечении более легкого составления и оценивания новых методов и их программного обеспечения, а также их широкого распространения.

Сам модуль FLR представляет собой набор инструментов для количественной рыбохозяйственной науки, разработанный на языке R, который облегчает построение биоэкономических имитационных моделей рыболовных систем, а также применение широкого спектра количественного анализа ожидаемых рисков и последствий принятия решений по управлению рыболовством. Классы и методы в FLR считают неопределенность неотъемлемой частью наших знаний о системах рыболовства.

FLR позволяет проводить анализ данных, внедрять альтернативные методы оценки запасов (включая существующие методы, написанные на Fortran, C и C++) и тестировать правила рыболовства. В настоящее время также внедряются экономические и экосистемные модели, позволяющие оценивать стратегии управления смешанными запасами и многовидовыми сообществами. FLR является модулем с открытым исходным кодом, лицензированным по лицензии GNU General Public License ([www.gnu.org/licenses/licenses.html](http://www.gnu.org/licenses/licenses.html) # GPL). Исходный код доступен всем, что позволяет ученым проверять и использовать реализацию методов, выполненных вычислений и сделанных допущений, что неявно представляет собой процесс экспертной оценки. Обмен

кодами также ускоряет научный процесс, и поскольку у R уже есть широкий набор инструментов для анализа данных, пользователи могут сосредоточиться на реальных проблемах вместо того, чтобы переписывать специальное программное обеспечение, уже разработанное кем-то еще.

FLR реализуется с использованием объектно-ориентированного программирования (ООП), суть которого заключается в том, чтобы обрабатывать данные как единый объект. Эти объекты (классы) представляют собой различные элементы системы (запасы, методы оценки и т.д.). Рамки разрабатываемых программ расширяемы путем добавления новых классов (например, для реализации экономических и экосистемных моделей).

### *Состав модуля FLR*

Основной компонент классов FLR - класс FLQuant, который по существу является массивом, используемым для хранения данных одного конкретного типа (например, результатов наблюдений, таких как статистика вылова, или параметров, таких как естественная смертность). Использование стандартного класса упрощает реализацию методов суммирования и управления ими. FLQuant имеет пять измерений в версии пакета FLR 1 и шесть в версиях 2.0 и выше. Часто, однако, одно или несколько измерений не будут использоваться, и их существование не имеет значения для пользователя. Величина, представленная первым измерением, может быть задана пользователем. Например, она может соответствовать возрасту, длине особи или типу судна. Следующие четыре измерения: год, единица, сезон и площадь. Измерение «единица» открыто для любого вида деления, которое может использоваться, например, для подзапасов или для деления на самцов и самок. «Сезон» и «площадь» позволяют использовать временные и пространственные подразделения. Шестое измерение, «итерация», используется для хранения различных итераций при проведении симуляций Монте-Карло, например, при использовании байесовских методов оценки.

Хотя большинство программ написано в R, в код также могут быть вызваны блоки, написанные на других языках, таких как Fortran или C++.



Например, решение нелинейных уравнений является очень затратным по времени, и из R можно вызывать быстрые процедуры, выполненные на языке C++ с использованием автоматического дифференцирования. Существующие методы оценки запасов, например, ICA [Patterson, Melvin, 1996] и XSA [Shepherd, 1999] также были интегрированы с использованием исходного кода. Даже если классы имеют дополнительный код, написанный на других языках, R по-прежнему является интерфейсом FLR, и пользователь может не знать об их использовании.

На рис. I.4.2.3 показана концепция модуля FLR [Kell et al., 2007] и ее реализация в классах.

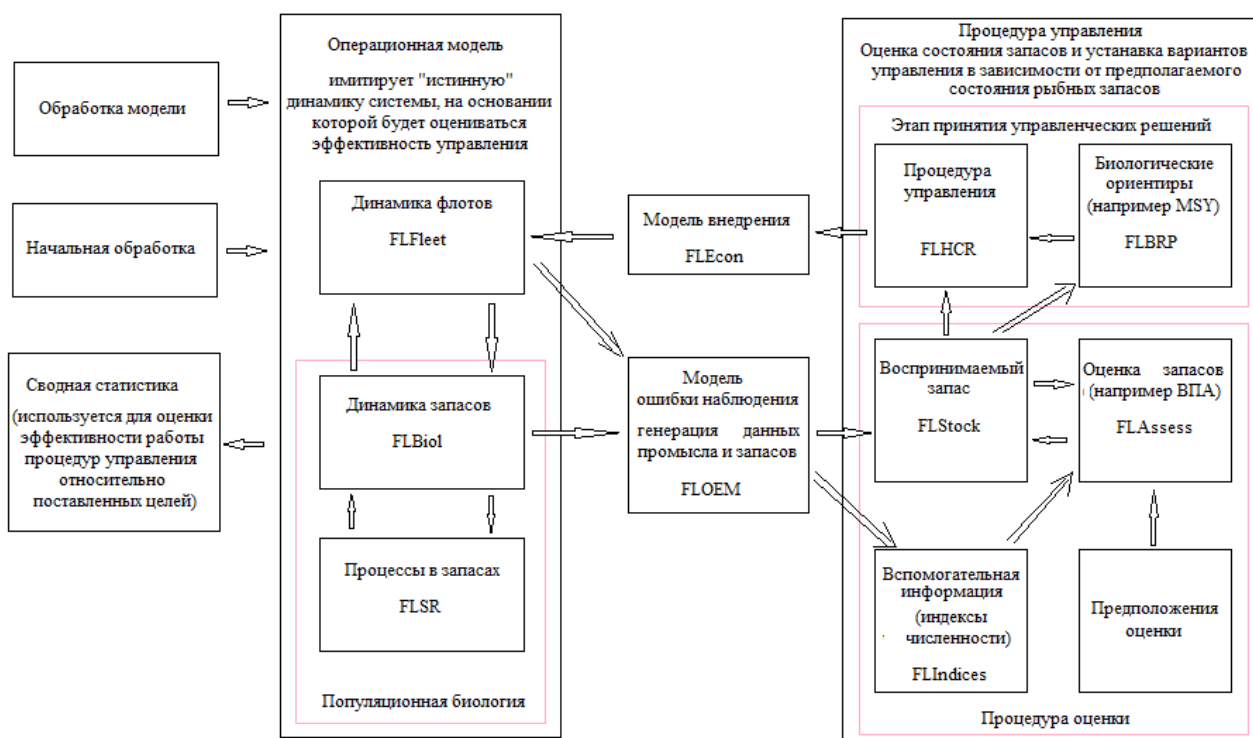


Рис. I.4.2.3. Концепция и структура модуля FLR

В операционной модели класс **FLBiol** содержит всю информацию о промысловом объекте (численности, естественной смертности, плодовитости и т.д.). Дополнительные классы используются для моделирования конкретных процессов, например, настройка связи запас-пополнение осуществляется классом **FLSR**. Связь между популяцией и флотами представлена в **FLFleet**.

Моделирование управления запасом может осуществляться с учетом влияния на него других объектов промысла. Поскольку состояние запаса можно увидеть только через данные, которые мы собираем, имитация наблюдений выполняется на основе результатов операционной модели и предполагаемых ошибок наблюдения. Это реализуется с использованием класса FLOE, который является связующим звеном между операционной моделью и процедурой управления. Процедура управления использует класс FLStock для расчета данных запаса (уловы, вес по возрастам и т.д.) на основе наблюдений, модифицированных FLOE, и класса FLIndex, который содержит данные и параметры, относящиеся к индексам численности.

Оценка запасов осуществляется с использованием пакета FLAssess, который позволяет проводить различные процедуры (ввод данных, проведение диагностики оценочной модели, оценка параметров этой модели и оценка состояния запасов).

Оценки состояния запасов могут использоваться в модели принятия решения (например, правила регулирования промысла - ПРП), которая имитирует поведение человеческого фактора в операционной модели, обеспечивая достижение конкретных целей в рамках установленных ограничений. Для реализации ПРП доступны классы для выполнения краткосрочного прогноза (FLSTF) и расчета биологических ориентиров (FLBRP). Результаты ПРП возвращаются в операционную модель. Поскольку в реальном мире правила управления никогда не выполняются безупречно, в FLR ошибка реализации может быть смоделирована различными способами (например, путем взаимосвязи между численностью судов на промысле, промысловыми усилиями и промысловой смертностью). Класс FLFleet имеет атрибуты, которые фиксируют истинные уловы, выгрузки и выбросы при эксплуатации различных биологических популяций.

Поведение флотов и, следовательно, соблюдение правил ведения промысла, может отличаться от поведения, принятого в ПРП, из-за экономических условий. Поэтому рассмотрение экономических стимулов дает

возможность оценить, как рыбаки могут реагировать на изменения в естественной, экономической и нормативной среде. В настоящее время разработан экономический пакет FLEcon, который позволяет рассчитывать экономические показатели и моделировать реакцию рыбаков и, следовательно, соблюдение правил рыболовства. В настоящее время при оценке запасов Баренцева моря экономический пакет не используется.

### *Входные данные в пакете FLR*

Данные загружаются в R с использованием любого из инструментов, доступных на этом языке программирования: например, функция `read.csv` используется для чтения CSV-файлов, `readVPA` и другие применяются для файлов устаревших форматов. В файлах может содержаться информация по численности объекта исследования в выгрузках, размерно-возрастному составу, весу особей в запасе и вылове, доле половозрелых рыб в запасе, по выбросам (численность, размерно-возрастной состав, вес), промысловой и естественной смертности. Могут быть данные, полученные из исследовательских съемок и другая информация, необходимая при работе с конкретным запасом (например, информация о естественной смертности объекта, вызванной каннибализмом либо хищничеством со стороны других популяций). Все входные данные после добавления их в модуль формируются в объект класса `FLStock`.

### *Графическое представление входных данных и результатов*

При работе с FLR пользователю доступны все методы R, позволяющие строить нужные графики и рисунки. Как отмечают А.Б. Шипунов и Е.М. Балдин [<http://www.inp.nsk.su/~baldin/DataAnalysis/>], работа которых также выборочно цитируется далее в данной главе, в базовом наборе R имеется несколько десятков типов графиков, еще больше в рекомендуемом пакете `lattice`, и намного больше в пакетах CRAN. По оценочным прикидкам указанных авторов получается, что разнообразных типов графиков в R никак не меньше тысячи. При этом графики достаточно хорошо настраиваются, т.е.

пользователь при желании достаточно легко может разнообразить эту исходную тысячу на свой вкус.

В базовом графическом наборе R есть два основных типа графических команд: первые рисуют график «с нуля», тогда как вторые только добавляют к уже нарисованному графику детали. В качестве основной графической команды используется `plot()` – «умная» команда (правильнее сказать «generic» или общая). Это значит, что она распознает тип объекта, который предстоит рисовать, и строит соответствующий график. Когда вводится команда `plot()`, R открывает так называемое экранное графическое устройство и начинает вывод на него. Если будет введена следующая команда того же типа (т.е. не добавляющая графические элементы в уже открытое устройство, а создающая новый график), то R «сотрет» старое изображение и начнет выводить новое в этом же окне. Если ввести команду `dev.off()`, R закроет графическое окно, что, впрочем, можно сделать, просто щелкнув по кнопке закрытия окна. Экранных устройств в R предусмотрено несколько, в каждой операционной системе свое (а в Mac OS X - даже два). Но все это не так важно, пока не требуется строить графики и сохранять их в виде графических файлов. Можно использовать формат файлов `png`, `jpeg` и др. R поддерживает и векторные форматы, например, PDF. Кроме PDF, R «знает» и другие векторные форматы, например, `PostScript`, `xfig` и `picTeX`. Есть отдельный пакет `RSvgDevice`, который поддерживает популярный векторный формат SVG. График в этом формате можно, например, открыть и видоизменить в свободном векторном редакторе `Inkscape`.

Несмотря на свое разнообразие, графическая система в R построена на основе строгих правил. Выбор типа графика, основных цветов и символов для изображения точек, расположение подписей и т.д. были тщательно продуманы создателями. Одним из ключевых для R исследований является книга Уильяма Кливленда «Элементы графической обработки данных» [Cleveland, 1985]. Многие его идеи были осуществлены именно в S-PLUS, а затем и в R. Трехмерных графиков в R немного (правда, есть особый пакет `rgl`, который

позволяет строить такие графики на базе OpenGL), а если требуется узнать, как меняется поведение двух переменных по отношению к третьей, R предлагает так называемые «Trellis graphs» или графики-решетки (рис. I.4.2.4). На рисунке-примере отображено, как объем древесины зависит от объема кроны (в логарифмической шкале) у деревьев различной высоты. Такой график читается слева направо, снизу вверх. В данном примере, каждому последующему интервалу высоты деревьев (Height) соответствует свое отношение объема древесины (Volume) и кроны (Girth).

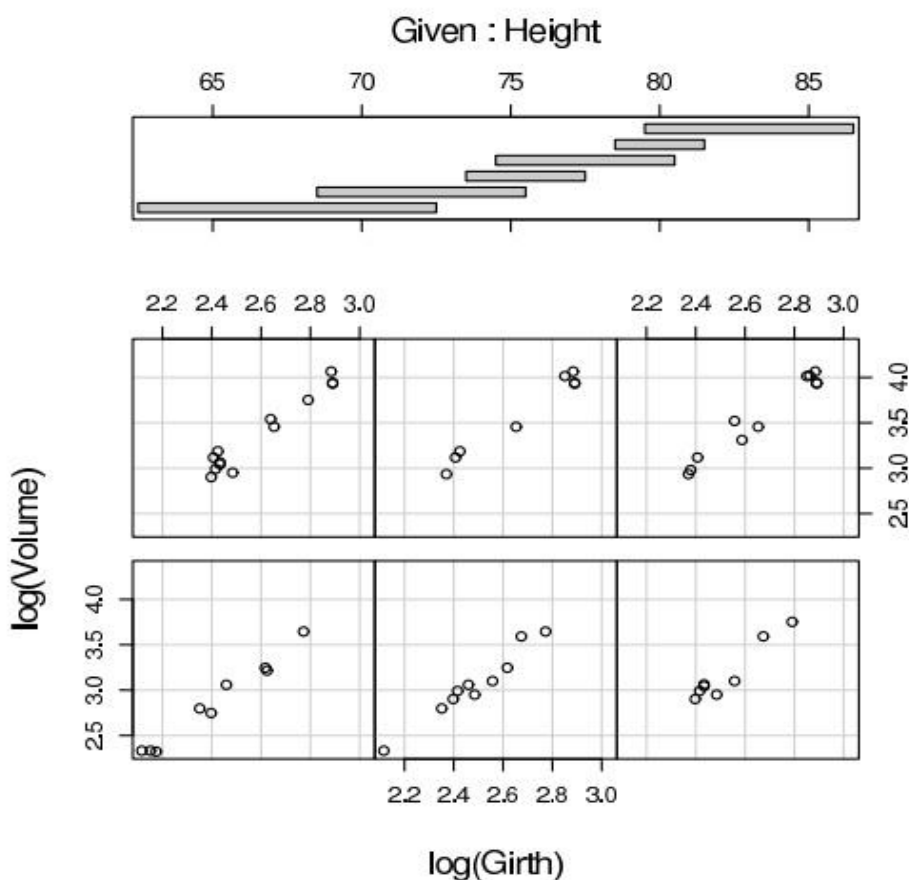


Рис. I.4.2.4. График-решетка [из: Шипунов, Балдин]

Также в R реализована работа с интерактивной графикой, что, например, позволяет выяснить, где именно на графике расположены нужные Вам точки, и разместить объект (например, подпись) в нужном месте, а также проследить «судьбу» одних и тех же точек на разных графиках. Кроме того, если данные многомерные, то можно вращать облако точек в плоскости разных переменных

с тем чтобы выяснить структуру данных. Например, так можно добавлять подписи в указанную мышкой область графика. Интерактивная графика других типов реализована командой `identify()`, а также пакетами `ggobi`, `TeachingDemos` и `iplot`.

Возвращаясь от описания графических возможностей R, приведенного по работе А.Б. Шипунова и Е.М. Балдина, к описанию FLR, отметим, что вышеупомянутые графические возможности R позволяют использовать в качестве параметров объекты классов `FLQuant`, `FLStock`, `FLSR` и другие элементы структуры FLR.

### *Установка FLR*

Для работы с FLR в первую очередь необходимо установить программную среду R с сайта <https://cran.r-project.org/>. Актуальную версию модуля FLR можно установить с сайта <http://www.FLR-project.org/>, введя следующую строку в программе R:

```
source("http://FLR-project.org/R/instFLR.R").
```

Следует иметь в виду, что для работы со скриптами, написанными достаточно давно, могут потребоваться специальные версии библиотек. Например, для приведенного ниже примера с оценкой СВА трески используются следующие библиотеки и версия программной среды R:

FLAssess\_1.99-102

FLCore\_2.2

FLEDA\_2.0

FLXSA\_1.99-100

R-2.8.1

Для проведения оценки запаса в программной среде R должны быть установлены все внешние библиотеки FLR, скаченные в виде zip-архивов, что выполняется через вкладку «Пакеты –> Install package(s) from local files...». Любые другие, необходимые для работы библиотеки, также можно скачать

непосредственно внутри программы через вкладку «Пакеты – > Установить пакет(ы)...».

*Преимущество реализации оценки методом ВПА/XSA в модуле FLR  
в сравнении с программой VPA95.exe*

Оценка запаса северо-восточной арктической трески до 2017 г. производилась на Рабочей группе ИКЕС по арктическому рыболовству с использованием метода ВПА (XSA). В расчетах использовалась информация о вылове и возрастном составе промысловых уловов, а настройка модели выполнялась на индексы численности, получаемые в научных съемках, и иногда на индексы производительности промысла (уловы на усилие промысловых судов). Оценки текущего состояния запаса, необходимые для расчета ОДУ, во многом определялись также конфигурацией модели ВПА (значениями параметров модели). До 2011 г. оценка запаса проводилась в программе VPA95. С 2012 г. стал использоваться пакет FLR. Метод ВПА, реализованный в программах VPA95 и FLR, имеет лишь незначительные отличия. Так, модель, реализованная в VPA95, может не всегда сходиться в процессе итерационных расчетов, характерных для метода XSA, в то время как в FLR данное схождение наблюдалось в практике работы группы всегда, что позволяет получить более надежную оценку. Также в FLR можно настроить некоторые выходные параметры, например, изменить число знаков после запятой при округлении чисел, в то время как в VPA95 все входные/выходные форматы строго зафиксированы. Одним из существенных преимуществ метода FLR является реализация расчетов в открытой среде R. Это позволяет реализовать множество дополнительных вещей, например, учитывать каннибализм, а также автоматизировать процесс оценки запаса и расчета ОДУ. Дополнительно в программу можно включить блоки дополнительной диагностики и визуализации исходных данных. Можно выполнять альтернативные оценки с различными наборами исходных данных и параметров модели XSA, а впоследствии, строить графики и рисунки для

сравнения результатов таких оценок. Использование R позволяет реализовать расчеты прогноза ОДУ, основанного на результатах оценки, и вывести в файл все необходимые таблицы и рисунки, представив таким образом полный набор данных для написания отчета по прогнозу ОДУ. Все это существенно облегчает и ускоряет работу по оценке запаса, а также уменьшает влияние на результаты возможных ошибок оператора или пользователя программы. В свою очередь, единственным преимуществом программы VPA95 является более подробная диагностика настройки модели методом XSA, по сравнению с FLR, в которой выходной файл результатов диагностики качества настройки представляет несколько меньшее количество показателей.

Другие инструкции пользователю приведены при описании примера в следующем разделе (куда помещать входные данные, как запускать программу и т.д.).

### **I.4.3. Опыт практического применения**

С помощью пакета FLR на рабочей группе ИКЕС по арктическому рыболовству (AFWG) в течение ряда лет выполнялись оценки запасов трески, пикши, сайды и черного палтуса Баренцева моря. На сайте ИКЕС [ices.dk](http://ices.dk) можно найти отчеты AFWG за прошлые годы, например, за 2012-2016 гг., когда оценки запасов выполнялись с помощью данной программы, и просмотреть подробности реализации метода в приложении к каждому объекту.

#### **ПРИМЕР ОЦЕНКИ ЗАПАСА МЕТОДОМ ВПА/XSA И ПРОГНОЗА ОДУ ТРЕСКИ БАРЕНЦЕВА МОРЯ, РЕАЛИЗОВАННЫХ В ПАКЕТЕ FLR**

Все файлы, необходимые для установки модуля FLR, исходные данные для оценки запаса и программные скрипты для выполнения расчетов ОДУ трески Баренцева моря доступны на сайте ПИНРО (Приложение 4 к Методическим рекомендациям).



### *Описание формата входных данных*

Входные данные представлены в текстовом формате со строго определенным порядком данных, как описано в начале раздела I.1.4.2. Помимо стандартных для ВПА/XSA файлов, для трески Баренцева моря, в оценке которой учитывается каннибализм, в качестве входных данных используются данные о потреблении треской собственной молоди, представленные отдельными файлами в формате csv для каждого года оцениваемого периода.

### *Описание рабочего скрипта*

В скаченном с сайта ПИНРО запакованном файле «run\_FLR\_4\_cod.zip» есть директории с моделью, которая содержит файлы «FLRmainScript.txt» с основным алгоритмом модели и «TOChange.r» с изменяемыми настройками модели, а также ряд поддиректорий:

**data** – содержит в себе входные данные для оценки запаса трески в формате VPA95 (директория **XSA**), данные по каннибализму трески (директория **percapita**), файл «cannibal1946.R» со значениями естественной смертности трески от каннибализма за период 1946-1983 гг., и файл «predict\_num.txt», содержащий стартовые значения некоторых параметров, необходимые для выполнения прогноза ОДУ (средний вес по возрастам рыбы в запасе и улове, доли половозрелой рыбы по возрастам для первого года прогноза, численность рекрутов в каждом году прогнозируемого периода, значение ОДУ запаса на предшествующий прогнозному год);

директория **out** – содержит результаты расчетов в графическом и текстовом виде;

**outSingle** – содержит результаты оценки запаса трески при предположении о наличии только одной из представленных исследовательских съемок. Эти варианты оценки запаса позволяют подробнее изучить влияние исходных данных, полученных в ходе каждой из съемок на финальный результат модели;

**r\_sources** - в этой директории содержатся файлы со скриптами, отвечающими за выполнение тех или иных частей общего алгоритма модели.

Краткое описание содержимого директории **r\_sources**:

файл «Banana» содержит скрипт, в котором реализована визуализация влияния данных, полученных в ходе каждой из исследовательских съемок, на финальный результат модели. Пример такой визуализации представлен на рис. I.4.3.1.

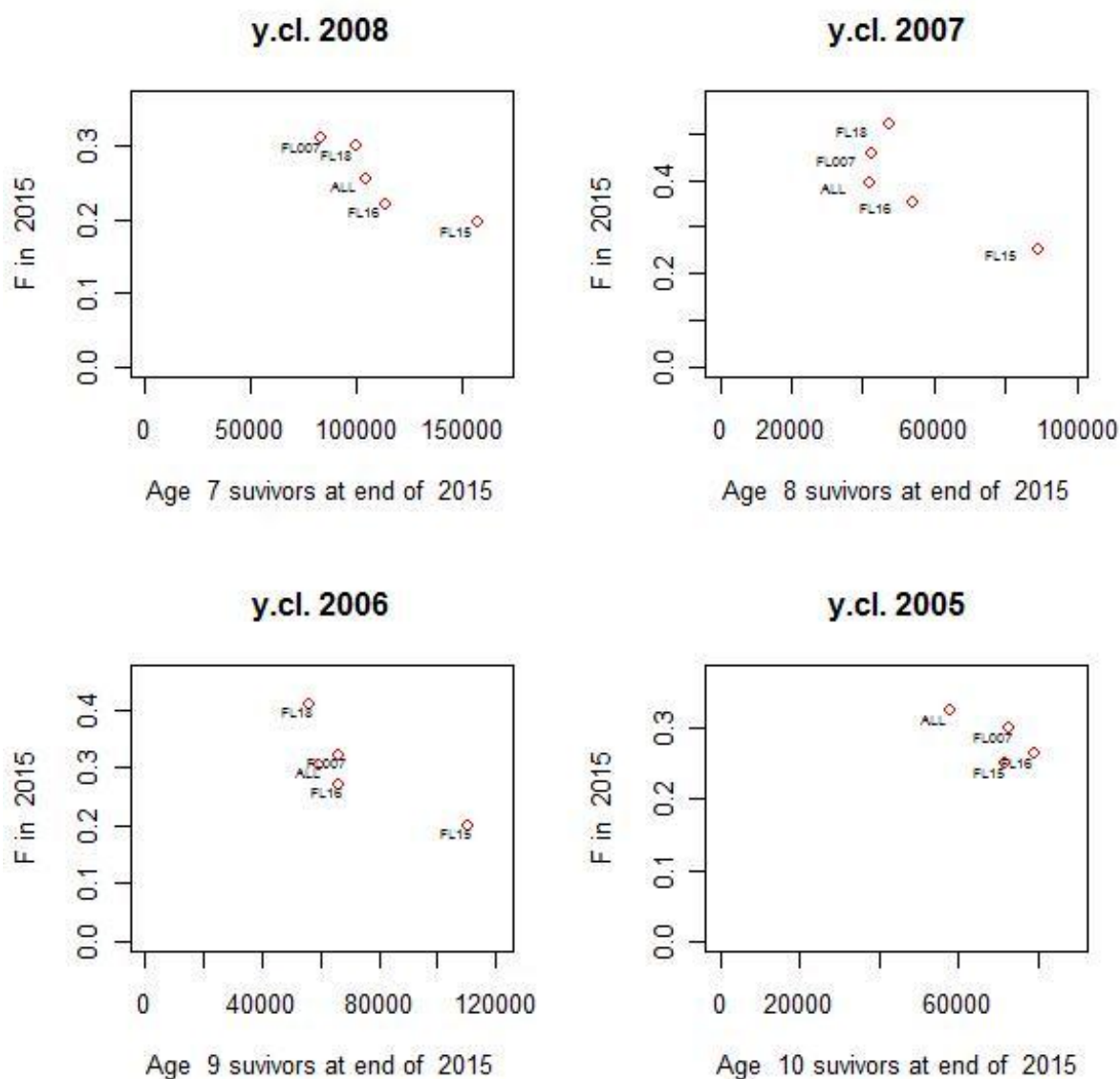


Рис. I.4.3.1. Оценки численности поколений трески и промышленной смертности в терминальном году, полученные с использованием отдельных съемок и всех вместе

Файл «bubbles» содержит скрипт, реализующий визуализацию остатков индексов исследовательских съемок (отклонений логарифмов моделируемых значений индексов от наблюдаемых (рис. I.4.3.2).

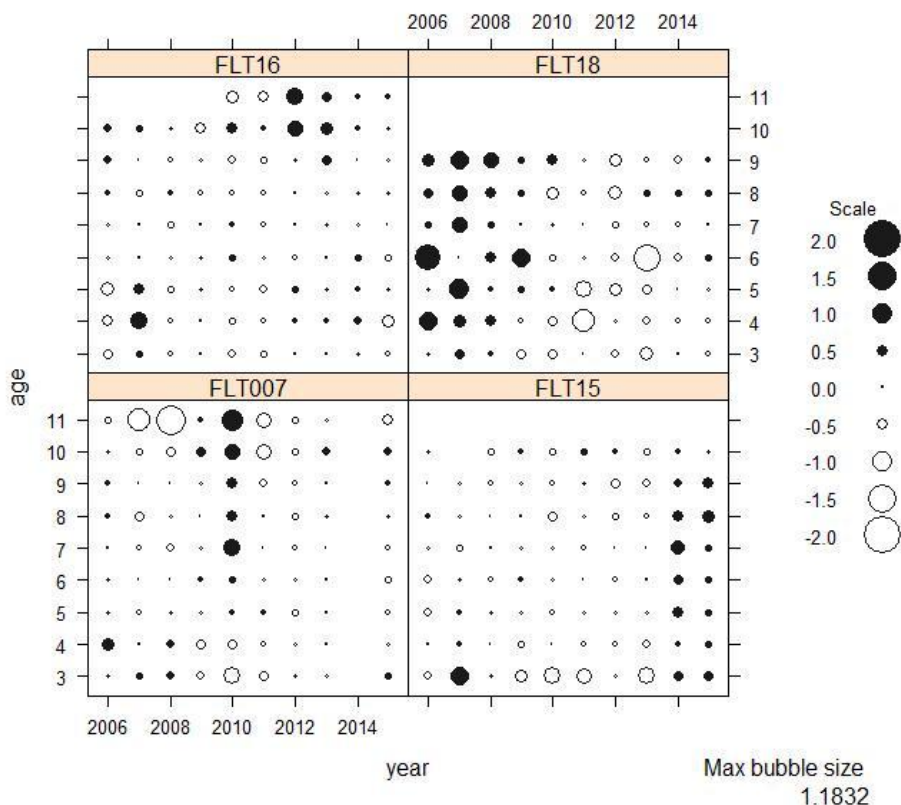


Рис. I.4.3.2. Остатки логарифмов индексов исследовательских съемок

`checkConvergence` – в скрипте реализована функция расчета сходимости модели при расчетах значений естественной смертности трески от каннибализма;

`consumptionEstimation` – скрипт, в котором производится предварительный запуск модели ВПА с настройкой XSA, но без учета каннибализма. В дальнейшем расчеты повторяются, но с добавлением количества потребленной треской собственной молоди в виде «дополнительного улова». После достижения процедуры схождения, прописанной в скрипте `checkConvergence`, рассчитываются значения естественной смертности молоди трески с учетом каннибализма, соответствующие финальной итерации модели;

`dataforBanan` – реализована подготовка данных для визуализации влияния отдельных индексов исследовательских съемок на финальный результат модели (см. рис. I.4.2.4);

`doXSA` – в скрипте прописано тело функции, отвечающей за запуск модели ВПА с настройкой XSA;

`FLXSA functions` – содержит перечень функций, позволяющих оптимизировать работу с входными данными и результатами модели;

`FMenageType` – в скрипте реализован расчет целевой промысловой смертности для краткосрочного прогноза состояния запаса трески по действующему правилу управления запасом;

Скрипт `functions` – содержит ряд функций, выполняющих расчет всех параметров запаса по формулам ВПА для всего периода оценки, с оцененной по XSA смертностью, расчет промысловой смертности промежуточного года (первого года, следующего за финальным годом оценки запаса) и расчет используемой при осуществлении краткосрочного прогноза стартовой (по состоянию на первый год прогноза) численности трески;

`Inputsforpredict` – в этом скрипте создаются объекты, содержащие входную информацию для выполнения прогноза, такую, как средние массы, оживы половозрелости и мгновенные коэффициенты промысловой и естественной смертности;

`loadIndices` – функция загрузки индексов исследовательских съемок, создающая объект с этими данными;

`loadPerCapitaConsumption` – скрипт, отвечающий за создание объекта, содержащего в себе наблюденную информацию о каннибализме трески за период с 1984 г. (количество потребленной молодежи трески каждого возраста, съеденной треской каждого возраста) на основе данных, приведенных в директории **data/percapita**. Все перечисленные скрипты запускаются по очереди в процессе выполнения основного скрипта `FLRmainScript.txt`, который содержит в себе функции вызова вспомогательных скриптов. Поэтому оба

скрипта, касающиеся подготовки данных о каннибализме трески, вызываются в процессе работы модели до тех скриптов, которые отвечают за оценку запаса;

loadStockAndCatch – в этом скрипте описано создание объектов с входными параметрами запаса трески за исследуемый промежуток времени;

outResults – скрипт, отвечающий за создание выходного файла «report.docx» с результатами моделирования;

predictions – ряд функций и переменных, используемых при проведении прогноза;

retroRSS – обеспечивает создание файла со значениями критерия, описывающего поведение модели в ретроспективных прогонах;

SSQresiduals – выполняет расчет сумм квадратов отклонений остатков по всем индексам съемок;

SVPA – реализация расчетов по методу ВПА с использованием оцененных/заданных значений промысловой и естественной смертности;

totalCannibalismFromPerCapita – расчет численности трески, умершей по причине каннибализма, на основе данных, приведенных в директории **data/percapita**;

utils – ряд общих функций, часть из которых используется для оптимизации работы с входными данными и результатами модели.

При запуске скрипта из файла «FLRmainScript.txt» программа последовательно подгружает необходимые библиотеки, а также файлы, содержащие скрипты с функциями, переменными и сопутствующими расчетами.

### *Описание запуска скрипта*

В первую очередь, перед запуском модели необходимо убедиться, что в поддиректориях присутствуют все необходимые файлы с входными данными, необходимыми для работы модели.

На следующем этапе необходимо открыть в любом текстовом редакторе файл «TOChange.r» и изменить значения глобальных переменных и настроек модели, приведя их в соответствие рассматриваемому запасу<sup>7</sup>.

В файле «TOChange.r», например, можно установить возрастной интервал рассматриваемого объекта, год начала исследования, временной интервал, за который имеются данные по объекту и др.

После изменения переменных и настроек запускается скрипт, находящийся в файле «FLRmainScript.txt». Перед его запуском нужно в начале скрипта (после заголовка START CHANGES) поменять адрес директории, где находятся все исходные файлы с моделью (.BaseDirectory<-" ")), в случае, если у вас они находятся в директории с иным адресом.

Основной скрипт, запускающий модель, состоит из пяти разделов – первые четыре позволяют посмотреть влияние отдельных индексов съежек на оценку запаса, а последний включает в себя финальный запуск модели. Все разделы имеют практически идентичную структуру, за исключением пятого раздела, где используется большее число функций и расчетов. Далее по тексту описывается только пятый раздел.

Последний раздел скрипта разбит на нескольких шагов:

1 – загрузка и обработка входных данных, расчет численности трески, умершей по причине каннибализма, предварительный и финальный запуск модели ВПА с настройкой XSA;

2 – запуск модели SVPA (с учетом и без учета каннибализма) для подготовки финальных данных оценки и входных данных для прогнозирования;

3 – подготовка диагностики модели и графиков с остатками индексов съежек;

4 – осуществление прогноза численности СВА трески на три года вперед;

5 – создание файла с результатами моделирования;

---

<sup>7</sup> Для запуска примера, скаченного с сайта без внесения каких-либо изменений, данный файл можно не менять.

6 – проведение ретроспективного анализа модели;  
 7 – расчет выбранных критериев оценки качества настройки модели;  
 8 – создание графиков, позволяющих отследить влияние данных, полученных в ходе каждой из исследовательских съемок на финальный результат модели.

Скрипт запускается простой вставкой содержимого файла со скриптом в окно программной среды R. Можно запустить весь скрипт сразу или, при необходимости, выполнить только его часть. При этом следует иметь в виду, что предшествующие части должны быть исполнены ранее.

После того как модель закончит свою работу, все результаты можно найти в директориях **out** и **outSingle** в корневом каталоге.

### *Описание результатов*

В ходе работы с моделью в директории **out** создается файл «report.docx», содержащий входные данные и результаты моделирования в виде таблиц. Например, в изображенной на рис. I.4.3.3 таблице можно найти итоговые результаты по расчету рекрутов в возрасте 3 года, общей и нерестовой биомасс, а также средней промысловой смертности по заданному интервалу возрастов.

Table 3.24. Northeast Arctic COD. Summary Table Final VPA (SVPA run)  
 FLR  
 Thu Mar 16 11:49:12 2017

Year	RECRUITS	TOTALBIO	TOTSPBIO	LANDINGS	YIELD/SSB	FBAR 5-10
1946	1126514	4367668	1112945	706000	0.6344	0.1856
1947	678224	3839613	1165171	882017	0.757	0.3044
1948	649597	3775604	1019217	774295	0.7597	0.3396
1949	638062	3156987	729919	800122	1.0962	0.3616
1950	979309	2960071	615385	731982	1.1895	0.3565
1951	2210700	3722971	568882	827180	1.454	0.3957
1952	2250119	4046139	520807	876795	1.6835	0.5335
1953	2378899	3992058	396626	695546	1.7537	0.3567
1954	847379	4216295	429821	826021	1.9218	0.3876
1955	396197	3572939	347080	1147841	3.3071	0.5433

Рис. I.4.3.3. Пример части таблицы с итоговыми результатами оценки запаса

Также в этом файле выводятся таблицы, содержащие рассчитанные входные данные для проведения краткосрочного прогноза, а также результаты прогнозирования с различными заданными условиями (рис. I.4.3.4).

```

2019
FLR
Thu Mar 16 11:49:12 2017
Age      N          M          Mat      PF      PM      SWT      Sel      CWT
3        797000    0.4409    0         0       0       0.227    0.0053   0.914
4        NA        0.2836    0.001    0       0       0.542    0.0361   1.366
5        NA        0.2389    0.012    0       0       1.09     0.0975   1.762
6        NA        0.2083    0.096    0       0       1.774    0.1711   2.314
7        NA        0.2       0.35     0       0       2.612    0.2623   3.243
8        NA        0.2       0.694    0       0       3.741    0.3583   4.449
9        NA        0.2       0.872    0       0       5.148    0.3628   5.725
10       NA        0.2       0.968    0       0       6.941    0.362    7.074
11       NA        0.2       0.991    0       0       8.709    0.3317   8.231
12       NA        0.2       0.998    0       0       10.193   0.2799   9.241
13       NA        0.2       1         0       0       14.311   0.2799   9.954
Thous                               kg                               kg

```

Рис. I.4.3.4. Пример таблицы с результатами прогноза

Помимо таблиц, в этой же директории можно найти файлы с диагностикой модели, представленные в текстовом (diagnostics) и графическом (bubbles, NEWbubbles) видах, а также результаты ретроспективного анализа (retro, retrossb; рис. I.4.3.5) и сравнительную характеристику влияния индексов отдельных исследовательских съемок на оценку (BananaPlot3-10, SingleFISSB, SingleFleetTSB).



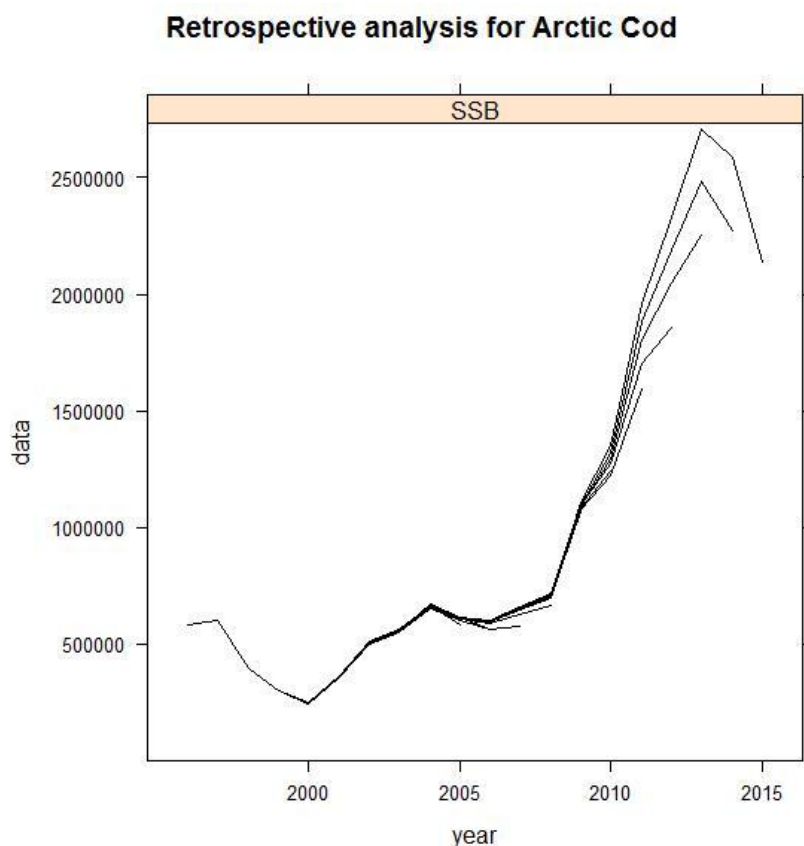


Рис. I.4.3.5. Пример графического представления результатов ретроспективного анализа

В директории **outSingle** создается практически тот же набор файлов, как и в **out**, но для вариантов прогонов модели с использованием индексов по каждой отдельно взятой съемке.

*Возможность изменения скрипта, какие параметры и где можно поменять*

Описанный в методичке рабочий скрипт оптимизирован для оценки запаса СВА трески. Тем не менее, при возникновении каких-либо гипотез о необходимости изменений в параметрах модели это можно сделать, открыв файл «TOChange.r» в корневой директории с моделью.

В первой строке параметром YEAR задается год, в который проводится оценка.

В разделе «Global values» можно выставить другие значения для параметров:

ageToCheck – возраст, для которого проверяется схождение модели, при оценке каннибализма;

yearToCheck – год, в котором проверяется схождение модели, при оценке каннибализма;

years – временной интервал, за который имеются внешние данные о каннибализме (не восстановленные);

minimumYear – первый год, за который имеются данные о запасе трески;

maximumYear – последний год, для которого проводится оценка запаса;

minAge – минимальный возраст хищников;

maxAge – максимальный возраст хищников;

minimumAge – минимальный возраст трески, для которого проводится оценка;

maximumAge – максимальный возраст трески, для которого проводится оценка;

minPreyAge – минимальный возраст жертв;

maxPreyAge – максимальный возраст жертв.

Также в разделе «XSA control» можно выставить настройки для модели ВПА с настройкой XSA:

maxit – максимальное количество итераций;

qage – возраст, начиная с которого уловистость не зависит от возраста;

rage – возраст, начиная с которого уловистость не зависит от размера запаса;

shk.n – используется ли стягивание к среднему (т.н. shrinkage);

shk.yrs – количество возрастов, для которых используется стягивание;

shk.ages – количество лет, для которых используется стягивание;

fse – значение стандартной ошибки;

tsrange – величина временной рамки.

Стоит отметить, что в VPA95 в качестве значения qage использовался возраст, до которого (включительно) уловистость зависит от возраста.

В разделе «for retrospective» можно задать стартовый год, величину окна и возраст пополнения для ретроспективного анализа.

### *Дополнительные возможности скрипта*

Помимо возможностей FLR в рабочем скрипте, также реализовано краткосрочное прогнозирование численности запаса СВА трески на 3 года вперед. Для этого написаны вспомогательные скрипты для реализации SVPA (для подготовки входных данных к прогнозированию) и расчета промысловой смертности для краткосрочного прогноза состояния запаса трески по актуальному правилу управления запасом (HCR). Файлы со вспомогательными скриптами (FManageType, functions, Inputsforpredict, predictions, SVPA) можно найти в директории **r\_sources**. Стоит отметить, что ранее для проведения такого прогноза использовалась отдельная программа MFDP.

### **Литература**

Ковалев Ю.А., Коржев В.А. 2005. Описание программ для оценки запасов и параметров систем «запас-промысел» // Сост., перевод с англ. яз. и адаптация. Мурманск: Изд-во ПИНРО. 108 с.

Шипунов А.Б., Балдин Е.М. Анализ данных с R. <http://www.inp.nsk.su/~baldin/DataAnalysis/> (по версии сайта на 31.05.2018).

Cleveland W.S. The elements of graphing data. — USA: Wandsworth Advanced Books and Software, 1985. 323 pp.

Darby C.D., Flatman S. Virtual Population Analysis: version 3.1 (Windows/Dos) user guide. Info. Tech. Ser., MAFF Direct. Fish. Res., 1994. Lowestoft, (1): 85 pp.

Gassioukov P.S. Presentation of modern stock assessment technique with special reference to technique derived from VPA. MS of CEECAF Workshop «Modern methods of fish assessment». AtlantNIRO. 1996. 81 pp.

Kell L. T., Mosqueira, I., Grosjean P., Fromentin J-M., Garcia D., Hillary R., Jardim E., Mardle S., Pastoors M.A., Poos J.J., Scott F. and Scott R.D. 2007.

FLR: an open-source framework for the evaluation and development of management strategies. – ICES Journal of Marine Science, 64: 640–646.

Patterson K.R., Melvin G.D. Integrated catch-at-age analysis version 1.2. Scottish fisheries research report 98. 1996. 60 pp.

Pope J.G. A possible alternative method to virtual population analysis for the calculation of fishing mortality from catch at age data. ICNAF Res. 1974. Doc. 74/20. 16 pp. (Mimeo).

Shepherd J.G. Extended survival analysis— an improved method for the analysis of catch-at age data and abundance indices // ICES J.Mar. Sci. 1999. V. 56. P.584–591.

## **Раздел II**

### **Отраслевые методики оценки запасов приоритетных видов водных биологических ресурсов для II уровня информационного обеспечения расчетов**

## Продукционные модели (краткое описание)

Продукционные модели являются самым простым классом моделей, позволяющим провести полный количественный анализ системы «запас-промысел» с выходом на оценку ориентиров управления и ОДУ. Модель основана на динамических балансовых соотношениях, описывающих темпы изменения биомассы промыслового запаса как функцию биомассы запаса. Минимально необходимые требования к информационному обеспечению модели ограничиваются промысловой статистикой в виде достаточно продолжительных временных рядов уловов и усилий. С увеличением длительности временных рядов достоверность оценки параметров модели возрастает. Модель оправдано применять в том случае, если промысел оказывает существенное воздействие на запас, поэтому в уловах желательно учесть все виды промыслового изъятия запаса, при этом улов должен целиком обеспечиваться входящим в модель усилием. Также крайне желательно, чтобы интенсивность промысла неоднократно менялась в значительных пределах на протяжении периода наблюдений. В качестве дополнительной информации для диагностики качества оценки ретроспективной динамики запаса могут быть привлечены независимо полученные индексы численности (биомассы) запаса, например, данные учетных съемок.

Общее уравнение динамики эксплуатируемого запаса записывается следующим образом:

$$B_{t+1} = B_t(1 + rG(B_t)) - C_t + \varepsilon_t \quad (\text{II.1})$$

где:

$B_t$  – биомасса запаса в год  $t$  ( $t$  – текущий год,  $t+1$  – последующий);

$r$  – темп внутривидового роста;

$G(B)$  – функция популяционного роста;

$C_t$  – улов в год  $t$ ;

$\varepsilon_t$  – ошибка процесса.

Темпы годового прироста биомассы запаса описываются функцией популяционного роста  $G(B)$ . В общем случае  $G(B)$  является произвольной монотонно убывающей функцией, имеющей один корень, соответствующий емкости среды (величине девственной биомассы запаса)  $K$ . Однако на практике наиболее распространено использование двух простых частных случаев:

линейной функции  $G(B) = 1 - B/K$ , соответствующей логистическому закону роста;

логарифмической функции  $G(B) = -\ln(B/K)$ , соответствующей экспоненциальному закону роста.

Выбор функции роста определяет выбор продукционной модели: в первом случае – это динамический аналог модели Шефера [Schaefer, 1954], во втором – модели Фокса [Fox, 1970]. Модель Пелла-Томлинсона [Pella, Tomlinson, 1969] со степенной функцией роста  $G(B) = (1 - (B/K)^\alpha)^{1/\alpha}$ , где  $\alpha$  – коэффициент формы обобщает эти два частных случая, переходя в модель Шефера при  $\alpha=1$  и в модель Фокса в пределе  $\alpha \rightarrow 0$ .

Модели такого класса широко применяются для оценки и прогнозирования состояния запасов в силу их простоты и низкой требовательности к данным. Наиболее оправдано их применение к короткоцикловым видам и к тем видам, для которых затруднено непосредственное определение возраста. Существует ряд модификаций продукционных моделей на основе иного типа дискретизации динамических соотношений (ASPIC) [Prager, 1994], с использованием байесовских методов оценки параметров [Meyer, Millar, 1999], а также с привлечением информации о возрастной структуре [Punt, Hilborn, 1996], что эквивалентно введению запаздывания [Monh, 1980; Walter, 1976], однако последние не получили широкого распространения.

## Литература

Babayan V., Kizner Z. 1988. Dynamic models for TAC assessment: logic, potentialities, development // Colln.Scient.Pap.Int.Comm. SE.Atl.Fish. 15 (I). P. 69-83.

Fox W.W. 1970. An exponential yield model for optimizing exploited fish populations. Trans. Am. Fish. Soc. 99, 80-88.

Meyer R., Millar R.B. 1999. Bayesian stock assessment using a state-space implementation of the delay difference model. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 56: 37-52.

Monh R.K. 1980. Bias and error progression in logistic production model // Canada J. Fish. Aquat, Sci. V. 37. P. 1276-1283.

Pella J.S. and Tomlinson P.K. (1969) A Generalized Stock-production Model. Bull. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm. 13, 421-496.

Prager M. H. 1994. A suite of extensions to a nonequilibrium surplus-production model. Fishery Bulletin, 92: 374–389.

Punt A.E.; Hilborn R. Biomass dynamic models. User's manual/ FAO Computerized Information Series (Fisheries) № 10 Rome, FAO. 1996.

Schaefer, M.B. (1954) Some aspects of the dynamics of populations important to the management of commercial marine fisheries. Bull. Inter-Amer. Trop. Tuna Commission 1, 27-56.



## II.1. Программный комплекс Combi 4.0 (ФГБНУ «ВНИРО»)

В.К. Бабаян, А.Е. Бобырев, А.И. Михайлов, А.Д. Шереметьев, 2017

### II.1.1. Описание модели

**Обобщенные продукционные модели.** Истоки математической теории продукционных моделей можно обнаружить в работах Вольтерра [Volterra, 1928], посвященных анализу системы «хищник–жертва», и в известной аксиоме Рассела [Russel, 1931], постулирующей условие динамического равновесия эксплуатируемого запаса. Опираясь на представления о механизмах изменения запаса под влиянием как внутренних, так и внешних причин, скорость изменения его биомассы можно записать в виде:

$$dB/dt = B[r(B) + g(B) - M(B) - F(E)], \quad (\text{II.1.1.1})$$

где:  $B$  – биомасса облавливаемой части запаса;  $r$ ,  $g$ ,  $M$  – мгновенные скорости протекания основных популяционных процессов: пополнения, индивидуального роста особей и естественной смертности как функций текущей величины биомассы;  $F$  – мгновенный темп убыли запаса в результате промысла как функция промыслового усилия ( $E$ ).

Первые три слагаемых в квадратных скобках приведенного уравнения характеризуют процессы, в совокупности контролирующие естественную динамику запаса, на которую промысел влияет через уменьшение биомассы. В продукционных моделях эти процессы принято учитывать с помощью интегральной функции роста:

$$G(B) = r(B) + g(B) - M(B).$$

Таким образом, общая формулировка модели приобретает вид:

$$dB/dt = B[G(B) - F(E)].$$

Очевидно, что конкретный вид продукционной модели зависит от выбора функций продуктивности запаса,  $G(B)$ , и промысла,  $F(E)$ .

Состояние равновесия между запасом и промыслом задается условием:

$$dB/dt = 0.$$

Этому состоянию соответствует так называемый уравновешенный улов  $Y$ , равный чистому естественному приросту биомассы запаса за рассматриваемый интервал времени:

$$Y = BG(B) - BF(E).$$

Использование продукционных моделей в практике оценивания состояния запасов и определения оптимальных режимов рыболовства имеет достаточно давнюю историю: одна из первых работ, заложивших концептуальные основы данного подхода, принадлежит Грэхему [Graham, 1935]. Грэхем, анализируя данные тралового промысла в Северном море, исходил из предположения о том, что мгновенный удельный темп продуцирования  $\left(\frac{1}{B} \frac{dB}{dt}\right)$  прямо пропорционален разности между емкостью среды и текущей величиной биомассы запаса:

$$\left(\frac{1}{B} \frac{dB}{dt}\right) = r(B_{max} - B).$$

В дальнейшем на основе развития этой концепции сформировался современный арсенал моделей прибавочной продукции.

Несмотря на определенный скептицизм в отношении их применимости, связанный с аналитической простотой и характером исходных допущений [напр., Laloë, 1995], опыт использования обобщенных продукционных моделей (в т.ч. в рамках международных комиссий ICCAT, IATTC, ICSEAF) свидетельствует об их важном значении в анализе систем «запас–промысел», особенно в ситуациях, когда данные о возрастном составе уловов отсутствуют или ненадежны. В настоящее время методы продукционного моделирования входят в списки рекомендованных к использованию в ряде международных рыбохозяйственных организаций, в т.ч. в ИКЕС [ICES, 2012].

В современный период развитие продукционных моделей осуществляется в направлениях объективизации используемых продукционных функций; совершенствования процедур параметризации; расширения моделей применительно к многовидовому промыслу; включения в модельные построения информации о факторах внешней среды. В последние годы появились разработки, ставящие целью преодоление одного из базовых ограничений метода – предположения о равномерном распределении плотности биомассы на исследуемой акватории. Поводом для этого послужило развитие математико-картографических методов и ГИС-технологий, позволяющих эффективно выделять пространственные зоны, различающиеся темпами продуцирования, и анализировать их динамику [напр., Corsi, 2000].

**Динамические продукционные модели.** В традиционном, общепринятом варианте продукционные модели служат лишь для описания частного случая – равновесного состояния запаса. В этом качестве они могут использоваться исключительно для анализа долгопериодных изменений продуктивности запаса в связи с различными режимами регулирования. В рамках такого анализа предполагается, что при изменении интенсивности промысла запас мгновенно переходит из одного устойчивого состояния в другое, минуя промежуточные, неуравновешенные состояния. Возможности динамических моделей значительно шире. Динамические модификации позволяют оценить не только уравновешенные состояния запаса, но и промежуточные, т.е. проследить траекторию запаса от исходного состояния равновесия к новому, что, в частности, может быть использовано в прогностических целях.

Для того чтобы вывести уравнение возможных уловов для неуравновешенных условий, Уолтер [Walter, 1976] рассматривал биомассу как непрерывную функцию времени  $B = B(t)$ . Это позволило ему, решив уравнение Шефера  $dB/Bdt = r(1 - B/K) - qE$  относительно  $B$  и выполнив необходимые

преобразования, получить:

$$Y_i = \frac{qEK}{r} (r - qE) + \frac{qEK}{r} \ln \left( \frac{B_{i-1}}{B_i} \right)$$

где  $B_{i-1}$ ,  $B_i$  – биомасса запаса в начале и конце года  $i$ .

Первое слагаемое в приведенном уравнении представляет собой оценку улова при равновесных условиях, тогда как второе слагаемое определяет отклонение возможного улова от равновесного в зависимости от величины и знака изменений биомассы запаса за год.

Модификация Шнюте [Schnute, 1977; Schnute, 1979] разработана на базе модели Шефера, однако предложенный подход применим и к более сложным моделям. Если записать модель Шефера в терминах улова на усилие и проинтегрировать полученное выражение  $dU/dt = rU(1 - U/qK) - qEU$  в пределах  $i \leq t \leq i + 1$ , можно от непрерывной модели перейти к дискретной с шагом 1 год:

$$\ln \left( \frac{U_{i+1}}{U_i} \right) = r - qE_i - \frac{r}{qK} \bar{U}_i$$

где  $\bar{U}_i$  – средний улов на усилие в год  $i$ .

Определив двумя способами связь между среднегодовыми значениями улова на усилие и значениями этого показателя в начале годовых интервалов, Шнюте получил следующие динамические модификации приведенного выше уравнения:

$$\ln \left( \frac{\overline{U_{i+1}} + \bar{U}_i}{\bar{U}_i + \overline{U_{i-1}}} \right) = r - qE_i - \frac{r}{qK} \bar{U}_i, \quad U_i \approx \frac{\bar{U}_i + \overline{U_{i-1}}}{2}$$

$$\ln \left( \frac{\overline{U_{i+1}}}{\bar{U}_i} \right) = r - q \left( \frac{E_i + E_{i+1}}{2} \right) - \frac{r}{qK} \left( \frac{\bar{U}_i + \overline{U_{i+1}}}{2} \right), \quad \bar{U}_i \approx \sqrt{\overline{U_i U_{i+1}}}$$

Модель Баттерворта и Эндрю [Butterworth, Andrew, 1984] в известном смысле является развитием подхода Шнюте и состоит из двух уравнений:

$$\begin{cases} B_{i+1} = B_i + G(B_i) - C_i \\ \bar{U}_i = q \frac{B_{i+1} + B_i}{2} \end{cases}$$

где  $B_i$ ,  $B_{i+1}$  – биомасса запаса на начало  $i$  и  $(i + 1)$  года;  $\bar{U}_i$  – средняя величина улова на усилие в  $i$ -м году. Подставляя в первое уравнение вместо  $G(B)$  выражения  $G(B) = rB(1 - B/K)$  или  $G(B) = rB(1 - \ln B/\ln K)$  можно получить динамические версии соответствующих моделей Шефера и Фокса.

Другую версию подхода Шнюте предложили Бабаян и Кизнер [Babayan, Kizner, 1988], используя в качестве второго уравнения системы соотношение  $B_{i+1} = (U_{i+1} + U_i)/2q$ , что придало модели некоторые новые свойства, в частности, позволило существенно упростить процедуру оценки параметров. Данный подход реализован в программе Combi.

**Методологические основы.** В прикладной программе Combi 4.0 реализована процедура обоснования и расчета общего допустимого улова (ОДУ) водных биологических ресурсов на основе использования динамических продукционных моделей. Программа рекомендуется к применению в тех ситуациях, когда информационное обеспечение обоснования прогноза ОДУ соответствует II уровню (Приложение 1 к приказу Федерального агентства по рыболовству от 6 февраля 2015 г. № 104):

«II уровень: Доступная информация обеспечивает проведение ограниченного аналитического оценивания состояния запаса и ОДУ с использованием продукционных моделей эксплуатируемого запаса. Минимальные требования к составу информации на данном уровне: исторические ряды уловов и уловов на единицу промыслового усилия (или промысловых усилий)».

Название программы обязано своим происхождением комбинированному подходу к обоснованию ОДУ, сочетающему в себе принципы предосторожности в управлении рыболовством, элементы многокритериальной оптимизации стратегий управления (MSE – management strategy evaluation), а также основные положения концепции MSY (maximum sustainable yield) в ее современной интерпретации (рис. П.1.1.1).

Алгоритмом программы предусмотрены все необходимые этапы обоснования величины ОДУ, предусмотренные приказом № 104, включая

оценку качества исходных данных, определение вида модели, используемой для анализа состояния и динамики исследуемой системы «запас–промысел», оценку ориентиров управления, обоснование правила регулирования промысла (ПРП), оценку эффективности принятой схемы управления и прогнозирование биомассы запаса и улова с заданной заблаговременностью. Процедура, тем не менее, не является полностью автоматизированной и на каждом из этапов требует от пользователя принятия осознанного, взвешенного решения относительно выбора «наилучшего» варианта расчетов.

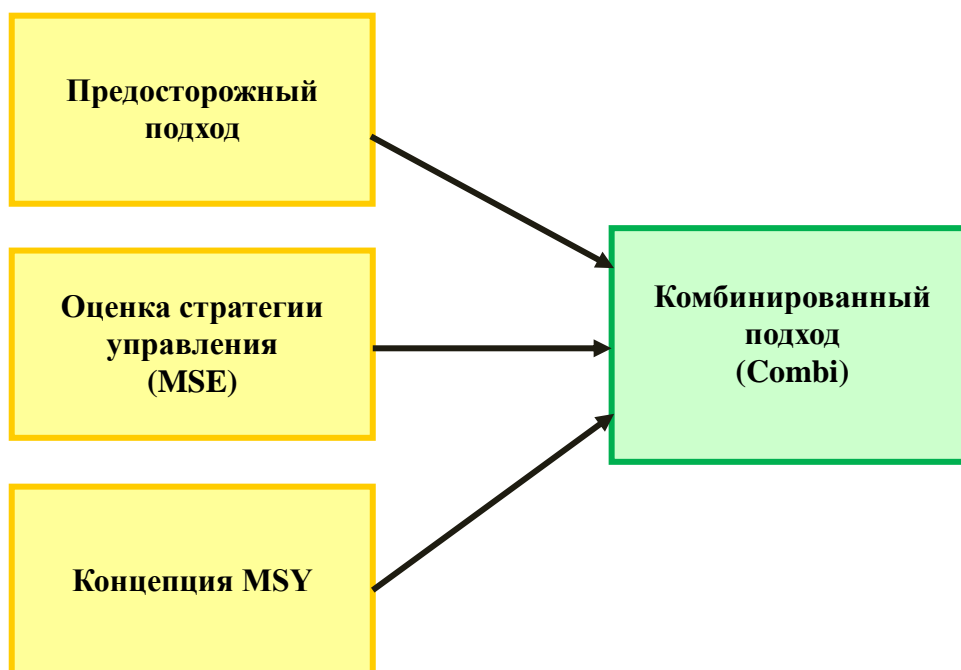


Рис. II.1.1.1. Концептуальные составляющие комбинированного подхода к обоснованию ОДУ

В текущей версии программы Combi предусмотрено использование трех продукционных моделей:

1) модели Шефера [Schaefer, 1954], основанной на логистическом законе популяционного роста:

$$dB/dt = rB(1 - B/K) - qEB;$$

2) модели Фокса [Fox, 1970], в которой логистическая функция популяционного роста заменена на функцию Гомперца [Gompertz, 1825], что

приводит к нелинейной зависимости производительности промысла от величины промыслового усилия:

$$dB/dt = rB (-\ln (B/K)) - qEB ;$$

3) обобщенной модели Пелла-Томлинсона [Pella, Tomlinson, 1969], в которой для описания популяционного роста принято уравнение Ричардса [Richards, 1959], что придает модели дополнительную степень свободы и позволяет генерировать целое семейство кривых устойчивого улова:

$$dB/dt = rB (1 - (B/K)^a) - qEB,$$

где  $B$  – текущее значение биомассы запаса;  $r$  – мгновенный коэффициент популяционного роста;  $K$  – уравновешенная биомасса девственного запаса (емкость среды);  $q$  – коэффициент улавливаемости;  $E$  – величина промыслового усилия.

Стационарные (равновесные) версии данных моделей используются программой для оценки ориентиров управления промыслом, динамические версии – для ретроспективного восстановления изменений биомассы запаса, а также для прогнозирования будущих состояний системы «запас–промысел».

Как было упомянуто выше, необходимые для работы программы данные включают в себя временные ряды промысловых усилий и уловов на единицу усилия. Очевидно, что качеством исходной информации во многом определяется адекватность результирующих оценок ОДУ. В этой связи при подготовке данных для анализа рекомендуется проводить предварительную стандартизацию уловов на единицу промыслового усилия с целью «отфильтровывания» факторов, не связанных с величиной запаса. Процедура стандартизации обычно реализуется с помощью методов, представляющих собой современное развитие многофакторного линейного анализа, в частности с помощью обобщенных линейных моделей (GLM – generalized linear models).

## II.1.2. Руководство пользователя

Интерфейс программы организован в виде ряда вкладок, каждая из которых становится доступной после выполнения необходимых действий на предыдущей вкладке. **Важно:** в текущей версии ПК Combi реализовано взаимодействие с программной средой R, средствами которой осуществляется выполнение некоторых опций программы; полный набор опций, таким образом, доступен только при наличии на компьютере пользователя установленного пакета R (распространяется бесплатно через сайт [www.cran.r-project.org](http://www.cran.r-project.org)).

Блок-схема, иллюстрирующая последовательность операций расчетной процедуры Combi, представлена на рис. II.1.2.1.



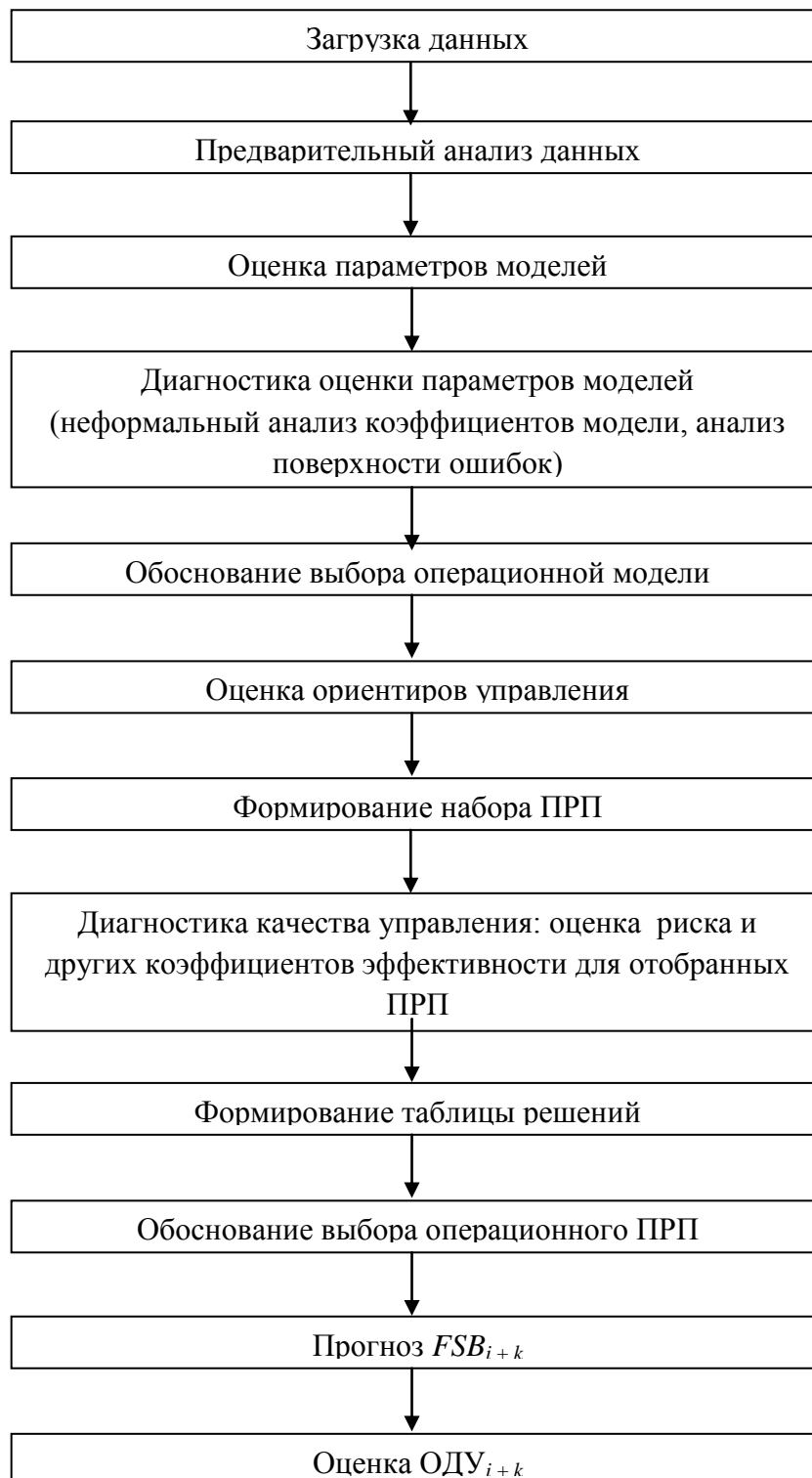


Рис. П.1.2.1. Блок-схема процедуры Combi

### Вкладка «Данные»

Предназначена для загрузки, редактирования и визуализации данных, используемых в последующем анализе.

Загрузка данных осуществляется из внешнего файла с помощью последовательности команд: **Меню: Файл → Открыть**. В открывающемся диалоговом окне следует выбрать загружаемый файл. Файл данных должен быть оформлен в текстовом формате (расширение .txt – рекомендуемое приложение Блокнот (Notepad)) и содержать необходимую для анализа информацию в виде временных рядов уловов на единицу промыслового усилия, величины промыслового усилия и величины общего вылова, отнесенных к соответствующему году наблюдений. **Важно:** число строк, резервированных под разделы СПРАВКА и РАЗМЕРНОСТЬ, должно оставаться фиксированным (см. образец оформления файла ниже); ряд наблюдений должен быть непрерывным; в конце файла не должно быть пустых строк. Образец оформления файла данных представлен на рис. II.1.2.2.

Синтетич Данн Шефер — Блокнот

Файл Правка Формат Вид Справка

-----СПРАВКА-----

ВИД

ЗАПАС

СЕЗОН

РАЙОН

ДАННЫЕ

ИСТОЧНИК

-----РАЗМЕРНОСТЬ-----

0

ГОД	УЛОВ	НА	УСИЛИЕ	УСИЛИЕ	УЛОВ
1994	48		100	4800	
1995	75		106	7970	
1996	68		272	18401	
1997	65		140	9084	
1998	85		154	13058	
1999	70		234	16547	
2000	80		163	13054	
2001	77		132	10104	
2002	95		174	16476	
2003	71		185	13176	
2004	100		116	11560	
2005	81		194	15650	
2006	96		114	10929	
2007	91		268	24515	
2008	65		111	7163	
2009	115		158	18156	
2010	53		283	15093	
2011	114		173	19716	
2012	39		254	9800	
2013	130		165	21376	

Рис. II.1.2.2. Образец оформления файла с исходными данными

*Визуализация* исходных временных рядов осуществляется нажатием одной из кнопок, расположенных в нижней части окна программы. По выбору пользователя на соответствующих диаграммах отображается временная динамика уловов на единицу промыслового усилия (кнопка  $U = f(t)$ ), величины промыслового усилия (кнопка  $E = f(t)$ ) и скаттер точек, иллюстрирующий зависимость между уловом на усилие и собственно усилием (кнопка  $U = f(E)$ ) (рис. П.1.2.3).

Здесь следует подчеркнуть необходимость внимательного отношения к структуре входных данных для моделирования. Во многих случаях проблемы неадекватности результирующих оценок ориентиров управления оказываются связанными не с дефектами моделей как таковых, а с дефектами данных [Hilborn, 1979]. Подобного рода проблемы могут возникать, например, при отсутствии достаточной «контрастности» временных рядов, т.е. при отсутствии выраженных изменений величины промыслового усилия на фоне изменений биомассы запаса. Предпочтительно, чтобы ряды наблюдений охватывали периоды, когда биомасса запаса находится как ниже уровня  $B_{MSY}$ , так и выше него, а также содержали сегменты данных, демонстрирующих возрастание индексов обилия [ICES, 2012]. Одна из проблемных, но, к сожалению, достаточно типичных ситуаций, приводящих к сильно смещенным оценкам параметров модели, возникает при работе с данными, демонстрирующими постоянное увеличение промыслового усилия при столь же постоянном снижении улова на усилие (one-way-trip). В любом случае, для анализа степени смещенности оценок считается полезным (и даже обязательным) провести тестирование модели на имитационных наборах данных, сгенерированных на основе значений параметров, определенных при выполнении оптимизационной процедуры [Hilborn, Walters, 1992].

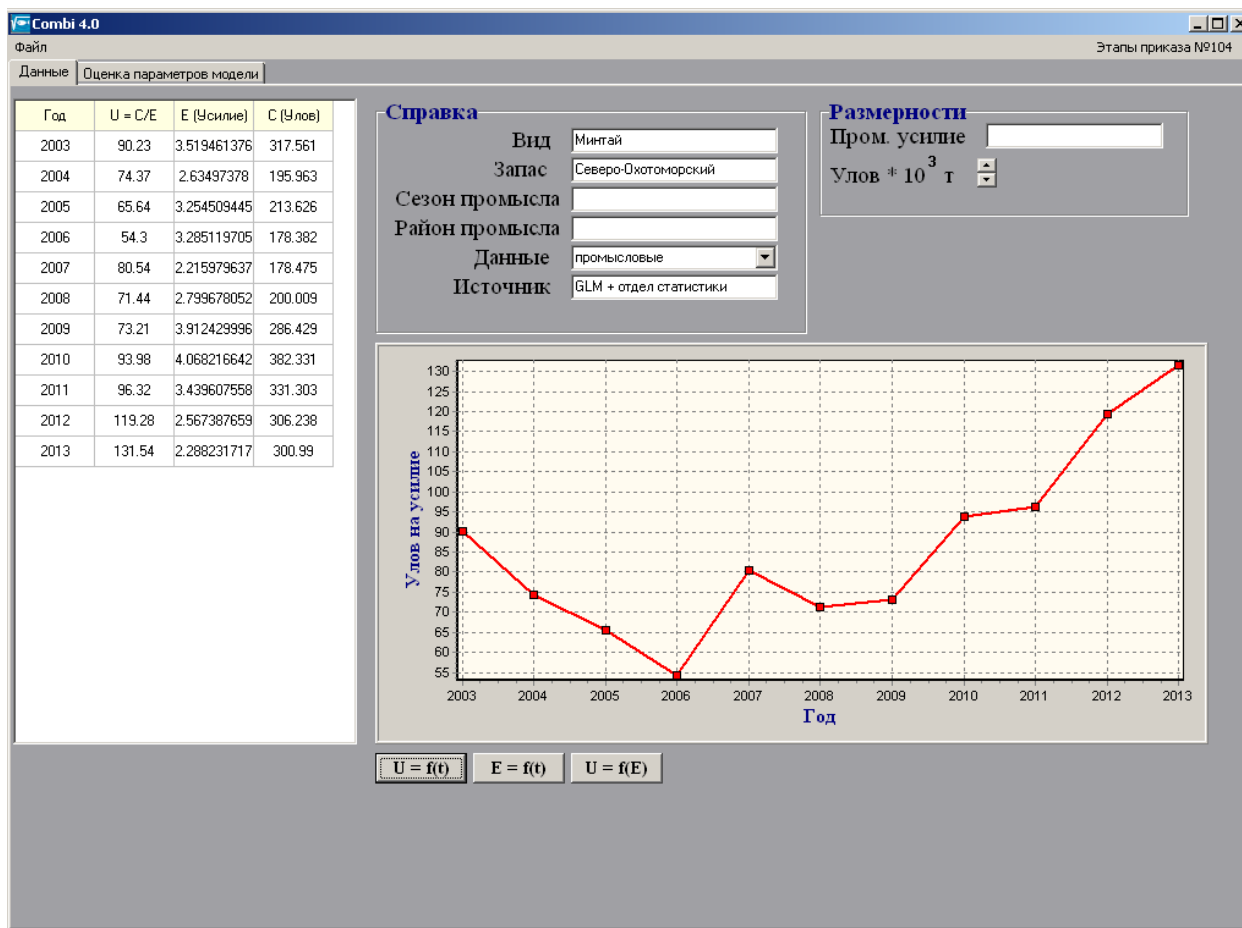


Рис. П.1.2.3. Внешний вид вкладки «Данные»

Программой предусмотрена возможность *редактирования* входных данных, приводящего к автоматическому переписыванию массивов, передаваемых в последующие аналитические модули. Измененные данные могут быть записаны в файл с помощью последовательности команд: **Меню: Сохранить** (данные записываются в файл с прежним именем) либо **Меню: Сохранить как** (данные записываются в новый файл с именем, задаваемым пользователем).

### Вкладка «Оценка параметров модели»

Предназначена для выбора и параметризации модели, наилучшим образом описывающей наблюдаемые данные. Предварительным критерием для выбора модели могут служить значения коэффициентов корреляции между величинами U и E, отображаемые при раскрытии вкладки в ее верхнем левом углу (рис. П.1.2.4). **Важно:** неотрицательность коэффициентов корреляции

указывает на нарушение исходных предпосылок продукционных моделей и, соответственно, на невозможность их использования для анализа имеющегося набора данных.

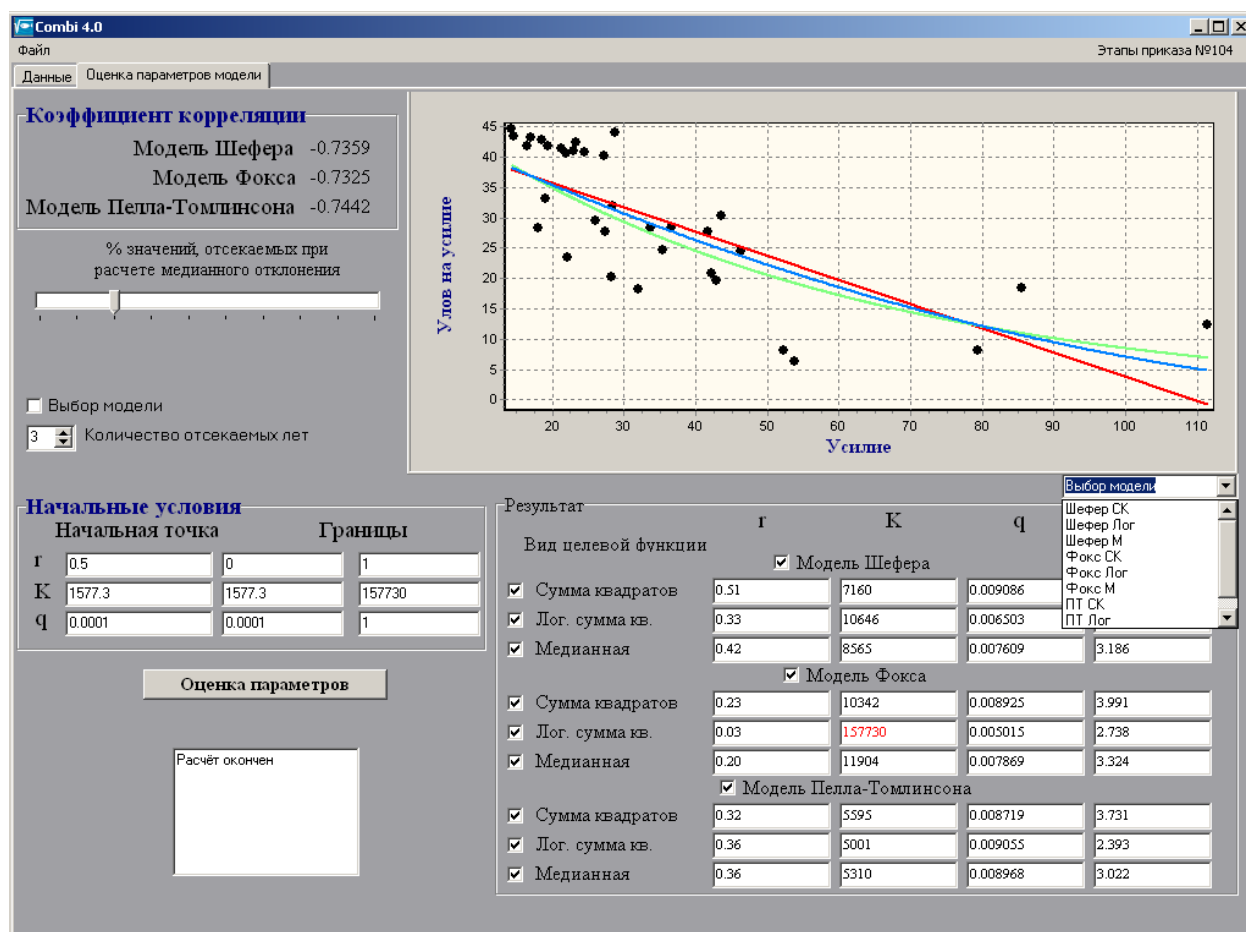


Рис. П.1.2.4. Внешний вид вкладки «Оценка параметров модели»

При наличии отрицательной связи между величиной промышленного усилия и уловом на единицу усилия выбор наиболее адекватной модели может быть осуществлен двумя способами:

- 1) по полному набору данных;
- 2) по усеченному набору данных.

В обоих случаях теоретические значения уловов на усилие ( $\bar{U}$ ) восстанавливаются с помощью динамической модели вида:

$$\bar{U}_i = U_{i-2} + r \cdot (U_{i-1} + U_{i-2}) \cdot G\left(\frac{U_{i-1} + U_{i-2}}{2q}\right) - 2qC_{i-1},$$

где  $r$  – параметр популяционного роста;  $q$  – коэффициент улавливаемости;  $U$  – наблюдаемые значения улова на единицу промышленного

усилия;  $C$  – общий вылов;  $G(\bullet)$  – производственная функция запаса, описывающая годовой прирост биомассы и зависящая от формулировки модели.

Производственная функция имеет вид:

$$G(\bullet) = 1 - B/K \quad \text{для модели Шефера,}$$

$$G(\bullet) = \ln(B/K) \quad \text{для модели Фокса,}$$

$$G(\bullet) = 1 - (B/K)^a \quad \text{для модели Пелла-Томлинсона,}$$

где:  $B$  – биомасса запаса;  $K$  – емкость среды (девственная биомасса запаса).

Определение численных значений параметров  $r$ ,  $K$ ,  $q$  и  $a$  производится в ходе исследования целевой функции ( $L$ ), описывающей степень отклонения модельных значений уловов на единицу усилия от наблюдаемых. Программой предусмотрены три таких функции:

- сумма квадратов отклонений  $L = \sum \varepsilon_i^2,$

- логарифмическая сумма квадратов  $L = \sum (\ln(\varepsilon_i^2 + 1))^2,$

- медианное отклонение  $L = M_e |\varepsilon_i|,$

где  $\varepsilon_i$  – остатки, рассчитываемые как  $\varepsilon_i = U_i - \bar{U}_i$ . При расчете отклонений пользователю предоставляется возможность задать ширину медианного окна с помощью ползунка, размещенного в левой верхней части вкладки (рис. II.1.2.4). В версии Combi 4.0 возможность симметричного отсечения части элементов упорядоченного по возрастанию ряда остатков модели, ранее предусмотренная только для расчета абсолютного медианного отклонения, распространена на все остальные целевые функции. Это позволяет сделать оценку более робастной, минимизировав влияние отдельных аномальных значений остатков на результат оценивания. Таким образом, все функции применяются для анализа наборов данных одинаковой длины и одинакового состава, что делает их сравнение более объективным. По умолчанию отсечение элементов массива не производится (ползунок установлен в позицию 0%), т.е. для оценки параметров модели используется полный ряд данных.

В левой части вкладки расположена панель, где пользователь может определить начальные и граничные условия для поиска минимума целевой функции. По умолчанию начальное значение параметра  $r$  устанавливается равным 0,5 из общебиологических соображений с границами диапазона поиска от 0 до 1. Начальное значение параметра  $K$ , так же как и нижняя граница диапазона, соответствует максимальному наблюденному вылову ( $C$ ) за исследуемый период; значение верхней границы в 100 раз превышает значение нижней. Начальное значение параметра  $q$ , так же как и нижняя граница диапазона, принимается равным 0,0001; верхняя граница установлена равной 1,0. Все эти значения могут изменяться пользователем в режиме редактирования.

В правом нижнем углу вкладки находится панель, позволяющая выбрать вид тестируемой модели, а также вид целевой функции, используемой для определения оптимальных значений параметров. Запуск процедуры параметризации осуществляется нажатием кнопки «**Оценка параметров**».

Простота математического формализма, положенного в основу продукционных моделей, к сожалению, не означает, что столь же просты и процедуры оценки их параметров [Hilborn, Walters, 1992]. К настоящему времени разработано довольно много способов параметризации продукционных моделей, использующих алгоритмы метода наименьших квадратов, метода максимального правдоподобия, а также байесовский подход [Rankin, Lemos, 2015]. В программе Combi реализована упрощенная версия оптимизационного алгоритма типа «пчелиный рой», относящегося к семейству стохастических бионических алгоритмов [Karaboga, 2005]. Поиск минимума целевой функции представляет собой диффузионный процесс. Точки пространства параметров, в которых осуществляется измерение целевой функции, выбираются из логнормального распределения, ограниченного на область поиска:

$$\Theta = \Theta^* \exp(x), x \sim N(0, \sigma),$$

где  $\Theta^* = (r, K, q)$  – оценка вектора параметров модели.

При условии  $L(\Theta) < L(\Theta^*)$   $\Theta$  становится новой оценкой вектора параметров, и процедура повторяется. Число испытаний ограничено в случае, если лучшее значение вектора параметров не было найдено, дисперсия процесса  $\sigma$  понижается, пока не будет достигнута требуемая точность по значениям параметров. Индикатором окончания процесса поиска минимума служит достижение заданной точности по значению целевой функции. Несмотря на то, что вышеописанный алгоритм не является самым быстрым, он крайне прост в реализации, а также обладает рядом существенных преимуществ. В первую очередь, он не требует вычисления производных, что позволяет применять его к негладким целевым функциям. Так же, как и все стохастические алгоритмы, данный алгоритм обеспечивает нахождение глобального, а не локального минимума, и характерное время сходимости к минимуму слабо зависит от размерности. Результатом работы алгоритма являются наборы параметров, минимизирующие каждую из целевых функций, что позволяет выбрать продукционную функцию и распределение ошибок процесса, наилучшим образом описывающие наблюдения.

1) Выбор модели по полному набору данных (вариант, реализуемый по умолчанию). Оценки параметров моделей и минимальных нормированных значений целевых функций выводятся в окнах редактирования, расположенных на панели в нижнем правом углу вкладки. По окончании расчетов становится доступен выпадающий список **Выбор модели** (рис. П.1.2.4), в котором следует выбрать вариант параметризации, наилучшим образом описывающий наблюдаемые данные. Наилучшим считается тот вариант, который обеспечивает наименьшее значение целевой функции. **Важно:** не рекомендуется выбирать варианты параметризации, при которых оценки параметров выходят на границы заданных диапазонов значений. В этом случае рекомендуется расширить диапазон поиска.

2) Выбор модели по усеченному набору данных. Опция доступна в том случае, если период наблюдений превышает 15 лет. В данном случае весь набор



данных делится на две подвыборки, одна из которых используется для параметризации модели, а другая – для тестирования качества аппроксимации. Параметры моделей, определенные для первой подвыборки, используются для прогнозирования динамики индексов биомассы запаса на заданную перспективу, глубина которой соответствует объему второй подвыборки. Особенности управления промыслом при этом не учитываются, т.е. процедура прогнозирования индексов оперирует известными фиксированными значениями уловов. Объем тестировочной подвыборки устанавливается опцией «Количество отсекаемых лет» и составляет не менее 2 лет и не более 1/3 от продолжительности периода наблюдений (рис. П.1.2.5). Тестировочная подвыборка используется для сопоставления прогнозных значений улова на усилии с наблюдаемыми. К выбору рекомендуется тот вариант параметризации, который обеспечивает минимальное значение суммарного стандартного отклонения (StdDev) (рис. П.1.2.5).

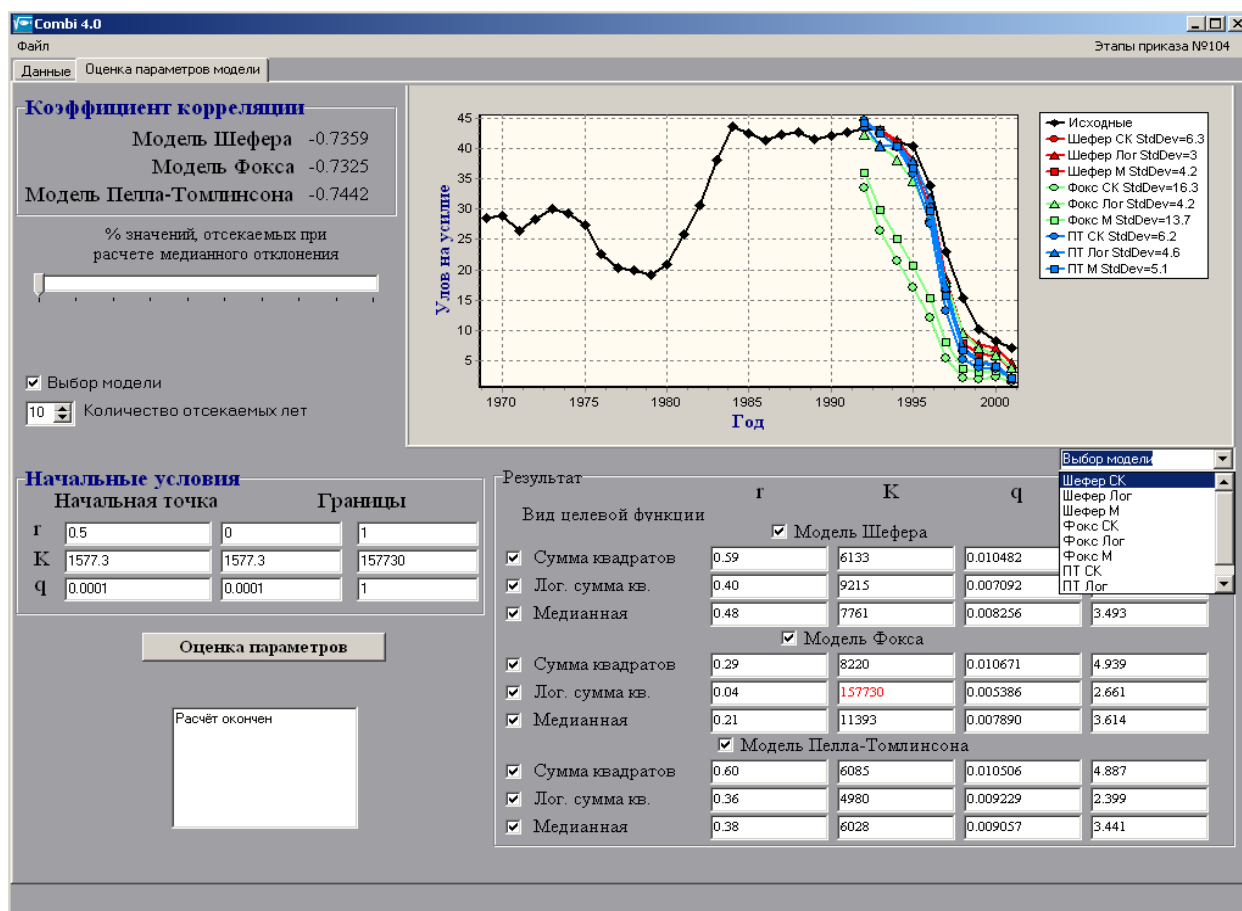


Рис. П.1.2.5. Внешний вид вкладки «Оценка параметров модели» при включенной опции «Выбор модели»

В ряде ситуаций рассчитанные значения минимумов целевых функций могут различаться не настолько существенно, чтобы можно было отдать явное предпочтение какому-либо одному из вариантов расчета. В качестве дополнительного средства диагностики в программу включена процедура анализа поверхности ошибок в окрестностях глобального минимума целевой функции, определенного оптимизационным алгоритмом. Массивы значений целевой функции генерируются программой Combi, обрабатываются с помощью специального скрипта R и возвращаются в программу в виде двумерных контурных изображений, иллюстрирующих поведение выбранной целевой функции в координатах  $r$ – $K$  (где  $r$  – параметр популяционного роста,  $K$  – емкость среды) либо в координатах  $MSY$ – $F_{MSY}$ , имеющих более конкретный смысл в терминах управления промыслом (рис. П.1.2.6). Переход из одной системы координат в другую осуществляется с учетом связанности параметров соотношениями:

$$r = F_{MSY} (\gamma + 1) / \gamma \quad \text{и}$$

$$K = (MSY / F_{MSY}) (\gamma + 1)^{1/\gamma}$$

где  $\gamma$  – коэффициент формы обобщенной продукционной модели Пелла-Томлинсона.

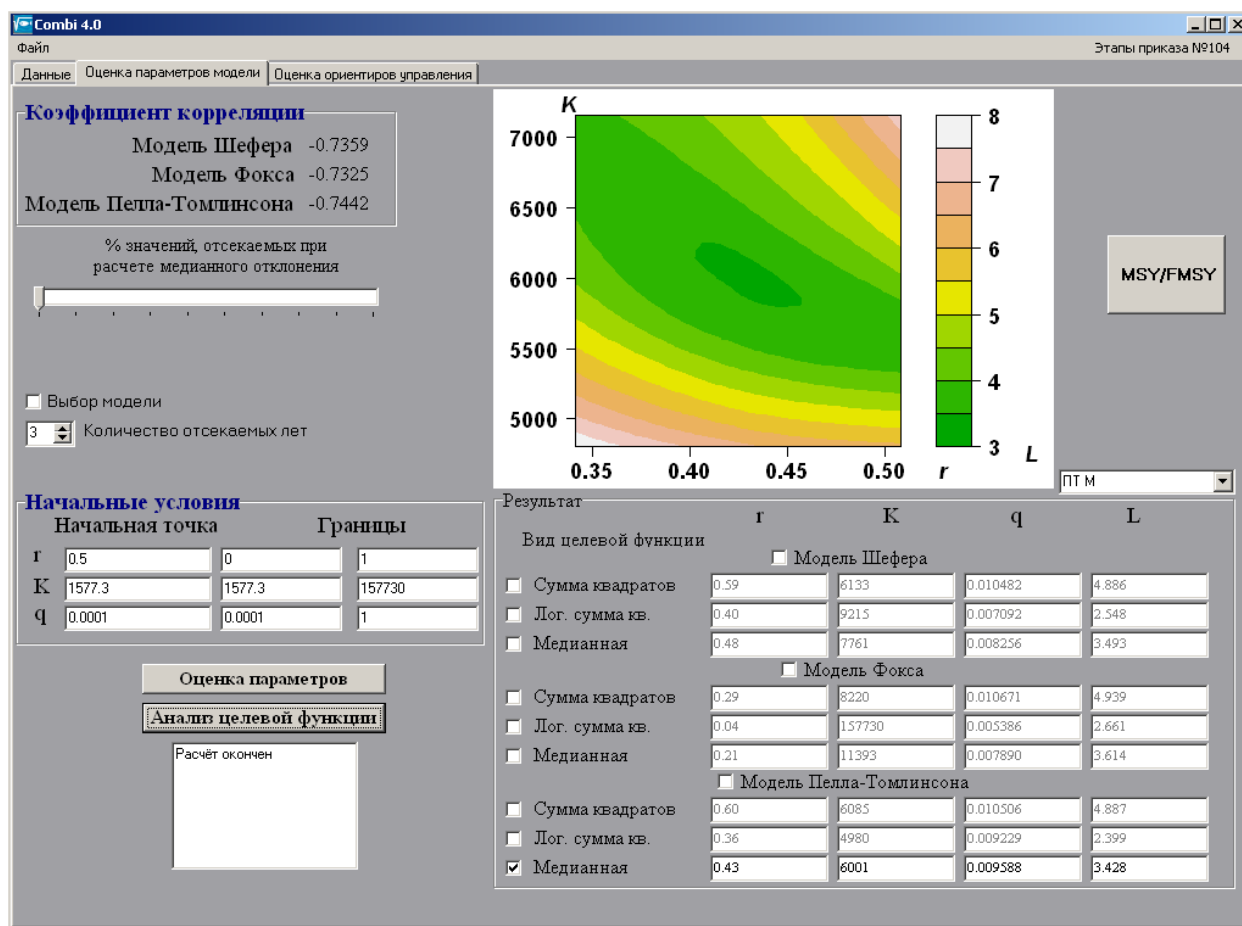


Рис. II.1.2.6. Вкладка «Оценка параметров модели» при включенной опции «Анализ целевой функции»

Отображаемые поверхности ошибок дают возможность посредством визуального сопоставления оценить степень выраженности найденных минимумов целевых функций, от которой, в свою очередь, зависит степень доверия к расчетным оценкам параметров моделей. **Важно:** опция «Анализ целевой функции» доступна при наличии установленного пакета R на компьютере пользователя.

Следует отметить, что оценки параметров, полученные при реализации оптимизационной процедуры, являются «наилучшими» лишь в статистическом смысле, т.е. обеспечивают наиболее близкое соответствие теоретических данных эмпирическим. Поскольку эмпирические данные обычно зашумлены (иногда сильно), оценки параметров могут оказаться смещенными. В этой связи рекомендуется обращать внимание на то, чтобы они укладывались в биологически правдоподобные диапазоны. Известно, что характеристики

жизненного цикла рыб взаимосвязаны [Beverton, Holt, 1959; Charnov, 1993]. Это дает возможность убедиться в реалистичности оценок параметров модели на основе их сопоставления с другими популяционными показателями. В наибольшей степени это касается скорости популяционного роста ( $r$ ), непосредственные измерения которой сопряжены с существенными методическими проблемами. Ниже приведена табл. П.1.2.1, составленная Американским рыбохозяйственным обществом (American Fisheries Society) и ранжирующая популяции рыб по признаку продуктивности и, соответственно, восстановительной способности. В таблице коэффициент популяционного роста соотнесен с некоторыми другими характеристиками жизненного цикла.

Таблица П.1.2.1. Соотношение биологических показателей в популяциях рыб различной продуктивности [Musick, 1999]

Продуктивность запаса	Высокая	Средняя	Низкая	Очень низкая
Коэффициент популяционного роста ( $r$ ), год <sup>-1</sup>	> 0,5	0,16–0,50	0,05–0,15	< 0,05
Скорость линейного роста ( $k$ , параметр ур-ния Бергаланффи), год <sup>-1</sup>	> 0,3	0,16–0,30	0,05–0,15	< 0,05
Плодовитость, год <sup>-1</sup>	> 10 000	100–1000	10–100	< 10
Возраст полового созревания, лет	< 1	2–4	5–10	> 10
Продолжительность жизни, лет	1–3	4–10	11–30	> 30

### Вкладка «Оценка ориентиров управления»

Предназначена для определения целевых и граничных ориентиров управления промыслом исходя из допущения о равновесном состоянии запаса. В основу определения ориентиров управления положена концепция MSY и принципы предосторожного подхода. При нажатии кнопки «**Построить график**» (рис. П.1.2.7) в центре вкладки отрисовывается зависимость прибавочной продукции от биомассы запаса, соответствующая выбранной продукционной модели. Ордината максимума кривой определяет значение максимального уравнивающего вылова (MSY). Абсцисса максимума соответствует величине биомассы запаса, обеспечивающей максимальный темп продуцирования и, как следствие, максимальную величину потенциального

вылова ( $B_{MSY}$ ). Применительно к модели Шефера величина  $B_{MSY}$  рассчитывается как  $B_{MSY} = K/2$ , к модели Фокса – как  $B_{MSY} = K/e$ , к модели Пелла-Томлинсона – как  $B_{MSY} = K/a^{1/(a-1)}$ , где  $a$  – показатель степени в рассматриваемой модели. Значение промысловой смертности, обеспечивающей максимальную величину уловов, определяется как  $F_{MSY} = MSY / B_{MSY}$ , соответствующее значение промыслового усилия – как  $E_{MSY} = MSY / (q \cdot B_{MSY})$ , в силу принятого в используемых моделях допущения о связи между этими показателями:  $F = q \cdot E$ .

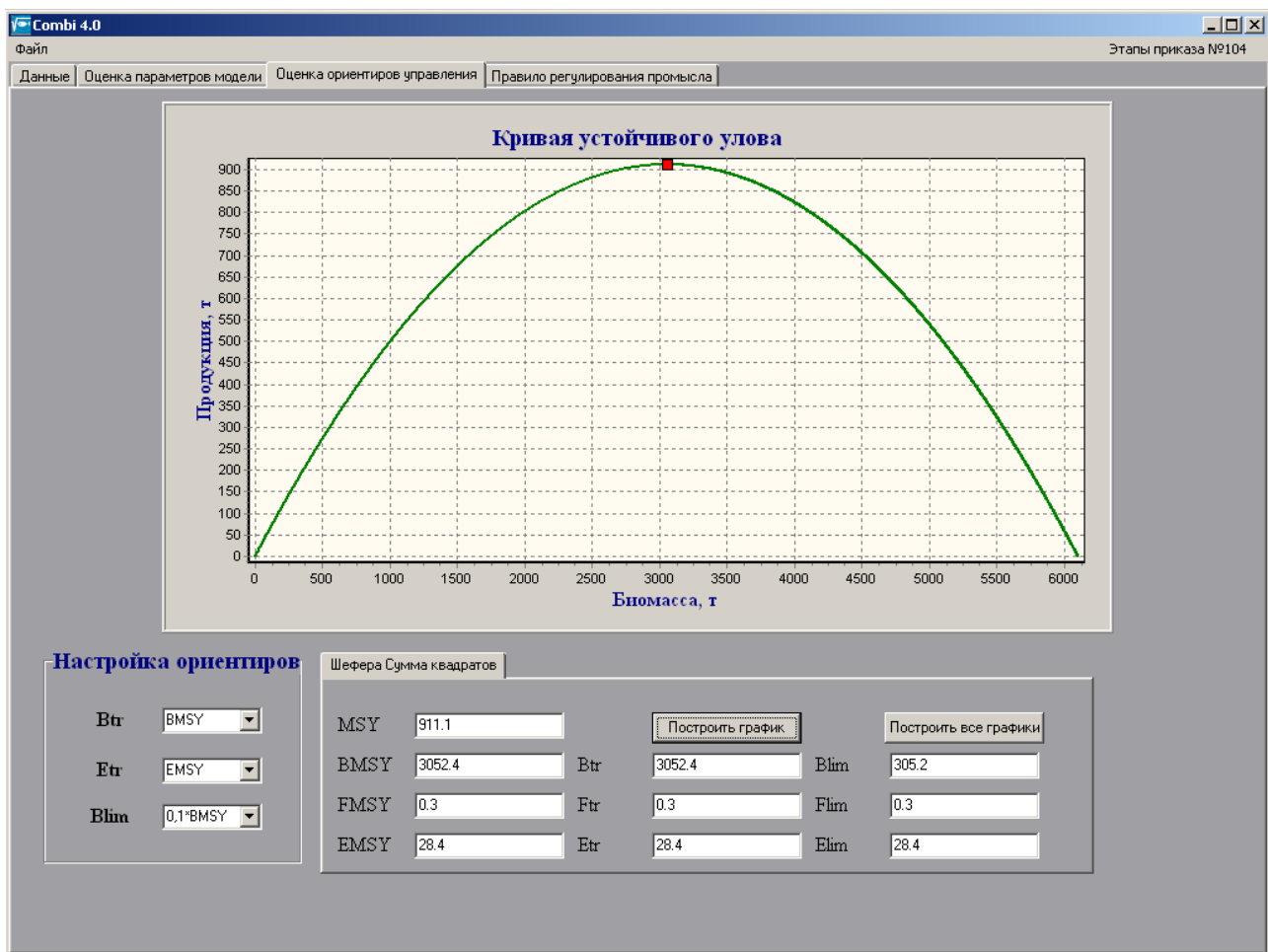


Рис. II.1.2.7. Внешний вид вкладки «Оценка ориентиров управления»

По умолчанию целевой ориентир по биомассе ( $B_{tr}$ ) устанавливается на уровне  $B_{MSY}$ , граничный ориентир ( $B_{lim}$ ) – на уровне  $0,1 B_{MSY}$ . Целевые и граничные ориентиры по промысловому усилию ( $E_{tr}$  и  $E_{lim}$ ) и, соответственно, по промысловой смертности ( $F_{tr}$  и  $F_{lim}$ ) устанавливаются на уровне  $E_{MSY}$  и  $F_{MSY}$ .

Панель «**Настройка ориентиров**», расположенная в нижнем левом углу вкладки (рис. П.1.2.7), предоставляет пользователю возможность корректировки принятых по умолчанию ориентиров с учетом особенностей анализируемой системы «запас–промысел». В частности, для целевого ориентира по биомассе определены следующие опции:  $B_{tr} = B_{MSY}$ ;  $B_{tr} = B_{0.1}$  (рассчитывается как  $B_{0.1} = 0,55 K$ ) и  $B_{tr} = B_{MSY} + \sigma_B t$ , где  $\sigma_B$  – стандартная ошибка оценки биомассы запаса,  $t$  – коэффициент Стьюдента для доверительной вероятности  $P = 0,90$ . Аналогичные опции используются для целевого ориентира по промысловому усилию  $E_{tr}$ . В силу очевидной связи между показателями  $E$  и  $F$  изменение целевого ориентира по промысловому усилию автоматически приводит к перерасчету ориентира по промысловой смертности  $F_{tr}$ . Граничный ориентир по биомассе может быть определен как некоторая заданная доля величины  $B_{MSY}$ .

#### **Вкладка «Правило регулирования промысла»**

Эта вкладка предназначена для выбора и настройки правила регулирования промысла (ПРП), используемого в дальнейшем для прогнозирования состояния запаса и величины ОДУ. Пользователю предоставляется возможность выбора между двумя категориями ПРП, соответствующими различным подходам к регулированию рыболовства: консервативному и адаптивному (рис. П.1.2.8). Консервативные ПРП являются незональными и оперируют одним ориентиром управления  $F_{tr} = \text{const}$  во всем диапазоне возможных изменений биомассы запаса. Адаптивные ПРП подразумевают более сложную функциональную связь между биомассой запаса и управляемым параметрами системы «запас–промысел», вытекающую, в частности, из принципов предосторожности в управлении промыслом.

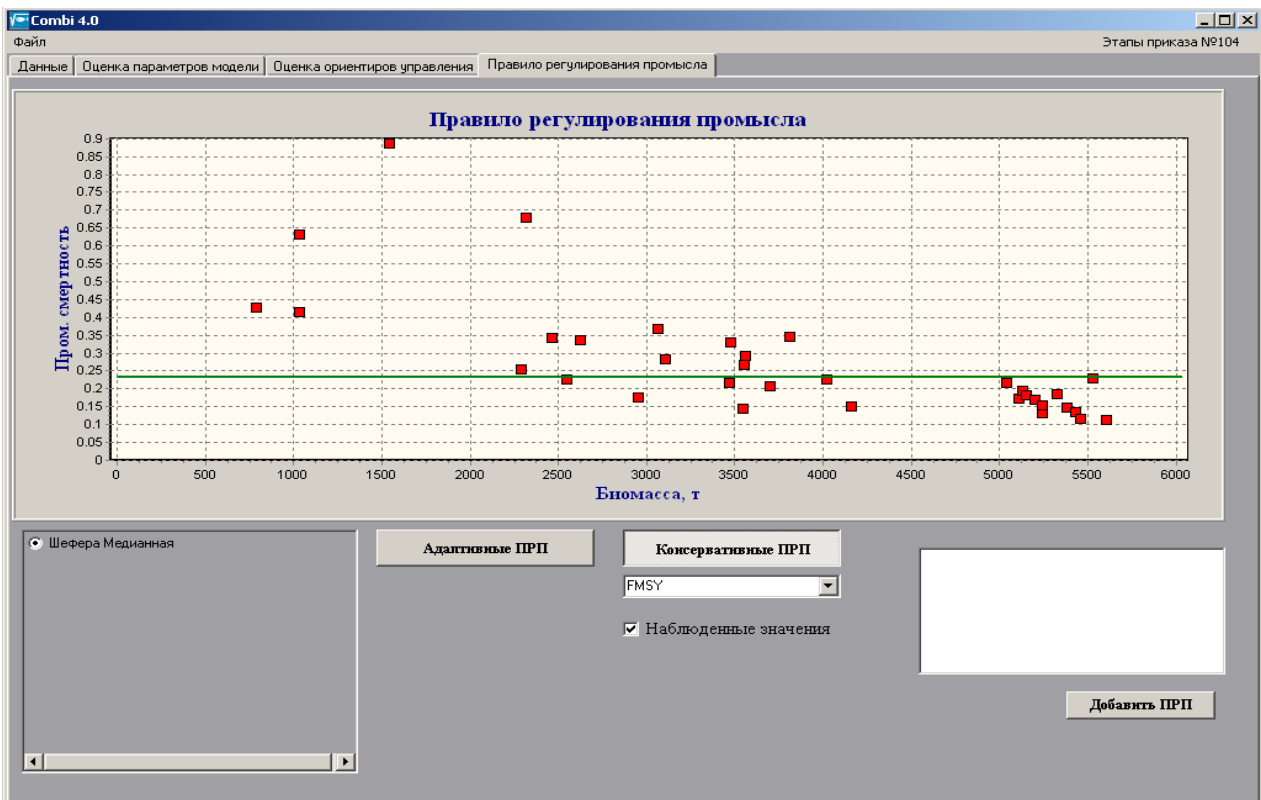


Рис. П.1.2.8. Внешний вид вкладки «Правило регулирования промысла» (включена опция «Консервативные ПРП»)

Адаптивные ПРП обращаются к двум функциям, задающим зависимость коэффициента промысловой смертности от биомассы запаса: кусочно-линейной [Бабаян, 2000] и логистической [Бабаян, 2004] (рис. П.1.2.9).

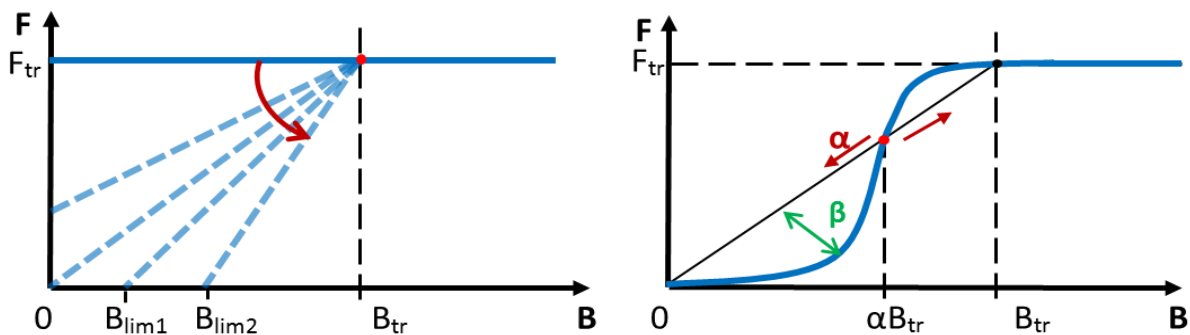


Рис. П.1.2.9. Вид функций, используемых при обосновании ПРП: кусочно-линейная (слева) и логистическая (справа)

По умолчанию используется кусочно-линейная функция (рис. П.1.2.10), параметры которой устанавливаются в соответствии с ориентирами управления, определенными пользователем на предыдущей вкладке. Кусочно-линейное ПРП задается следующим образом:

на отрезке  $B < \alpha B_{tr}$  -  $F_{rec} = 0$ ,

на отрезке  $0 \leq B \leq B_{tr}$  при  $-1 \leq \alpha < 0$  -  $F_{rec} = -\alpha \cdot F_{tr} + \frac{F_{tr}(1+\alpha)}{B_{tr}} \cdot B$ ,

на отрезке  $\alpha B_{tr} \leq B \leq B_{tr}$  при  $0 \leq \alpha < 1$  -  $F_{rec} = \frac{F_{tr}}{B_{tr}(1-\alpha)} \cdot (B - \alpha B_{tr})$ ,

на отрезке  $B > B_{tr}$  -  $F_{rec} = F_{tr}$ ,

где  $F_{rec}$  и  $F_{tr}$  – рекомендуемое и целевое значение промысловой смертности;  $B$  и  $B_{tr}$  – текущее и целевое значение биомассы промыслового запаса;  $\alpha$  – коэффициент формы. Коэффициент  $\alpha$  может быть изменен в диапазоне от  $-1$  до  $1$ , что, в частности, позволяет избавиться от необходимости задания граничного ориентира по биомассе  $B_{lim}$ . В предельном случае, когда  $\alpha = -1$ , результирующее ПРП оказывается незональным, т.е. рекомендованное значение промысловой смертности ( $F_{rec}$ ) остается постоянным и не зависящим от состояния запаса.

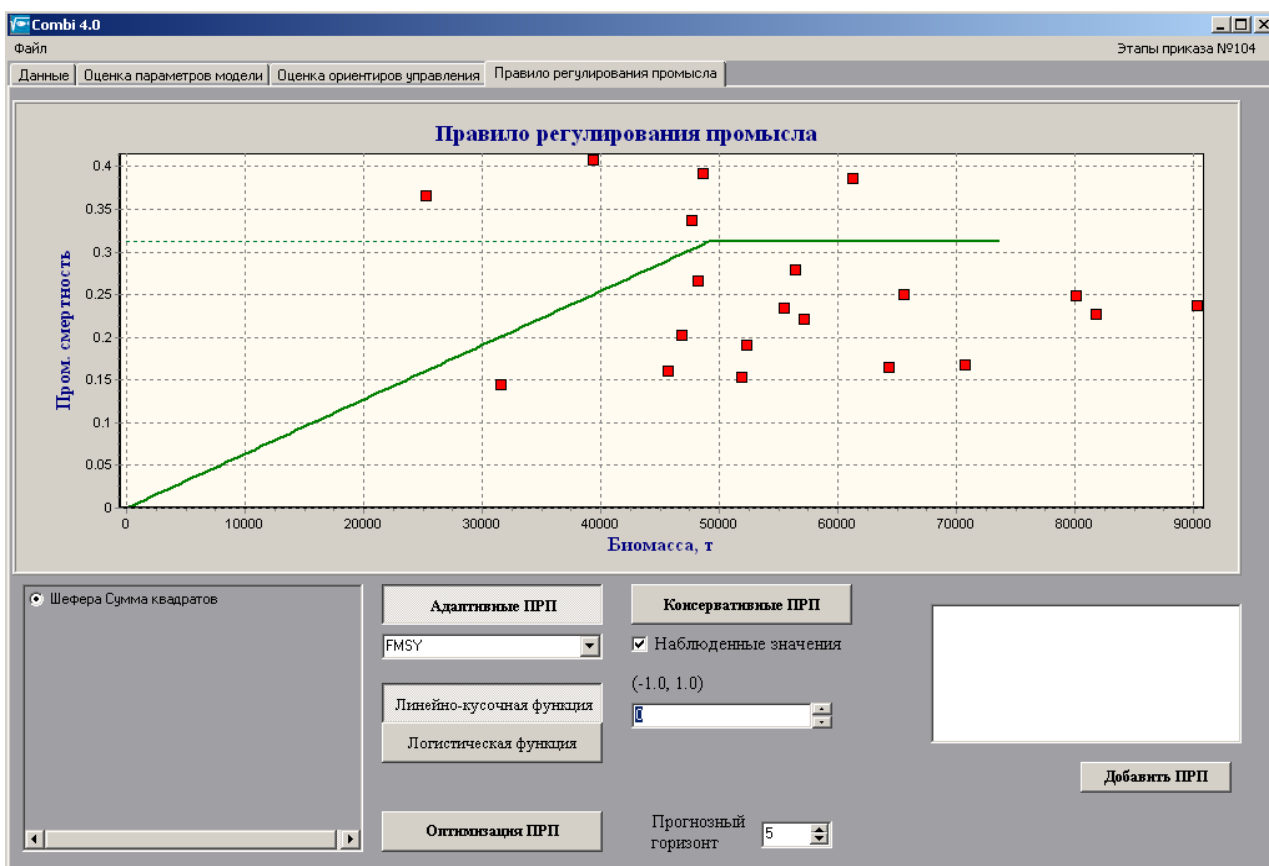


Рис. П.1.2.10. Внешний вид вкладки «Правило регулирования промысла» (включена опция «Линейно-кусочная функция»)

Альтернативным выбором является нелинейное (логистическое) правило регулирования промысла (рис. П.1.2.11). Главное его достоинство заключается



в том, что, будучи двухзональным, оно не нуждается в граничном ориентире по биомассе, но в то же время обеспечивает повышенную степень защищенности запаса в области низких значений биомассы. Конкретный вид функции определяется двумя параметрами: коэффициентом формы ( $\alpha$ ) и положением точки перегиба ( $\beta$ , где параметр  $\beta$  выражен в долях от целевого ориентира по биомассе  $V_{tr}$ ). Логистическое ПРП задается следующим образом:

$$\text{на отрезке } 0 \leq B \leq \beta \cdot V_{tr} - F_{rec} = \beta \cdot F_{tr} \cdot \left( \frac{B}{\beta \cdot V_{tr}} \right)^\alpha,$$

$$\text{на отрезке } \beta \cdot V_{tr} < B \leq V_{tr} - F_{rec} = F_{tr} \cdot \left( 1 - (1 - \beta) \cdot \left( \frac{V_{tr} - B}{(1 - \beta) \cdot V_{tr}} \right)^\alpha \right)$$

$$\text{на отрезке } B > V_{tr} - F_{rec} = F_{tr},$$

где  $F_{rec}$  – рекомендуемый уровень промысловой смертности.

Коэффициент  $\alpha$  принимает значения  $\alpha \geq 1$  и не ограничен сверху, коэффициент  $\beta$  меняется в диапазоне  $0 \leq \beta \leq 1$ . Значения коэффициентов могут настраиваться пользователем в целях выбора наиболее результативной стратегии управления промыслом.

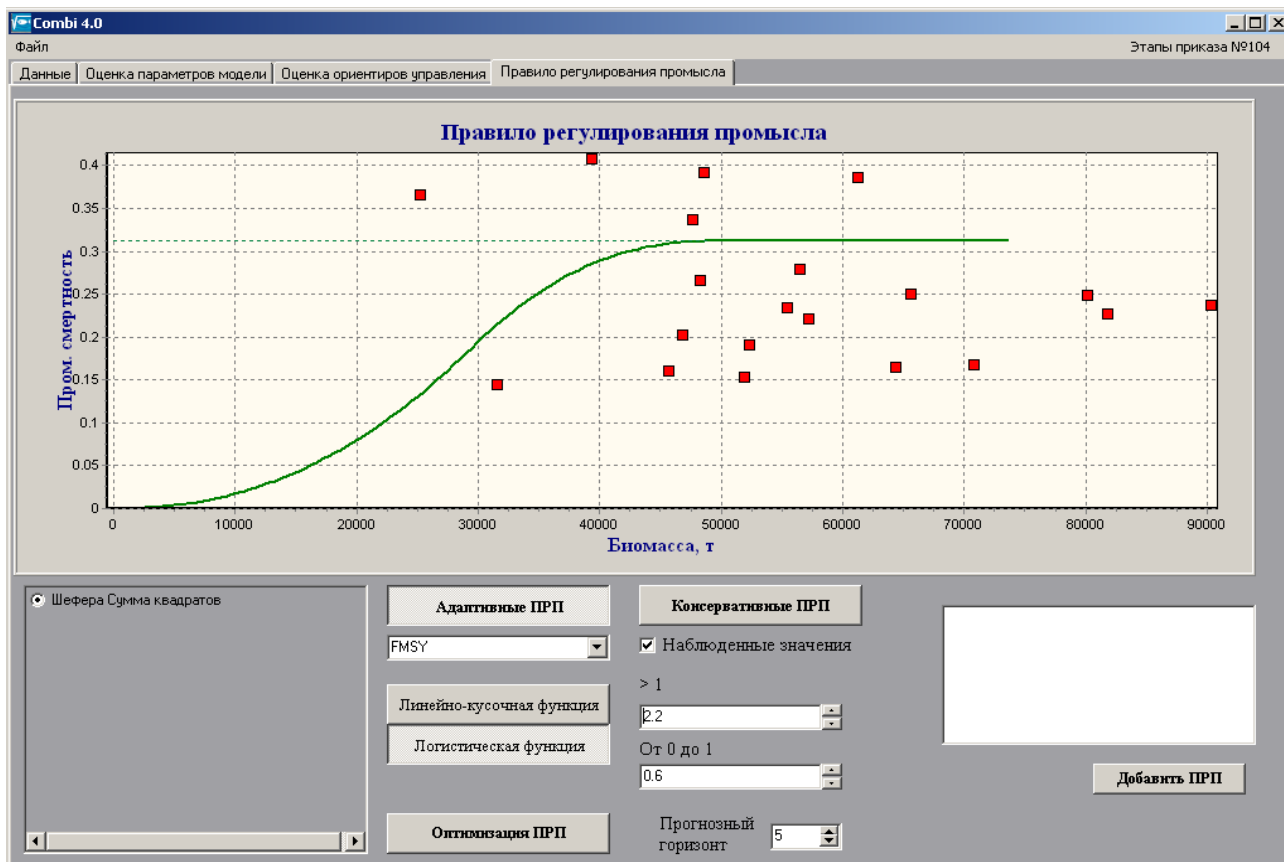


Рис. П.1.2.11. Внешний вид вкладки «Правило регулирования промысла» (включена опция «Логистическая функция»)

Дополнительно пользователю предоставляется возможность для корректировки целевого ориентира по промысловой смертности (выпадающий список в центральной части вкладки) (рис. П.1.2.10, П.1.2.11).

В предыдущей версии программы набор опций ПРП, подлежащих тестированию на предмет эффективности управления, формировался пользователем вручную, за счет манипулирования значениями параметров функций, определяющих его форму. В версии 4.0 эта возможность сохраняется, однако дополнена предварительным анализом эффективности ПРП во всем возможном диапазоне изменений параметров (реализуется нажатием кнопки «**Оптимизация ПРП**»). В качестве показателей эффективности управления используются следующие критерии:

- средний улов на прогнозном отрезке времени;
- средняя биомасса промыслового запаса на прогнозном горизонте;
- средняя вариабельность уловов на прогнозном горизонте;
- риск снижения биомассы ниже средней на ретроспективе.

Процедура оптимизации применима к обеим функциям, используемым для задания формы ПРП: кусочно-линейной и логистической. Глубина прогнозного горизонта по умолчанию установлена равной 5 годам, но может быть изменена пользователем (в диапазоне от 1 до 20 лет). **Важно:** для двухпараметрической логистической функции к анализу привлекаются средства среды программирования R, опция доступна при наличии установленного пакета R на компьютере пользователя.

Процедура отыскивает такие наборы параметров используемых функций, при которых какой-либо из коэффициентов эффективности оптимален, например, максимален среднемноголетний улов:

$$(\alpha, \beta)_c = \arg \max E \left( \frac{1}{\tau} \sum_{t=T}^{T+\tau} C_t \right)$$

или минимальна межгодовая вариабельность улова

$$(\alpha, \beta)_V = \arg \min E \left( \frac{1}{\tau} \sum_{t=T}^{T+\tau} \frac{|\delta C_t|}{C_t} \right).$$

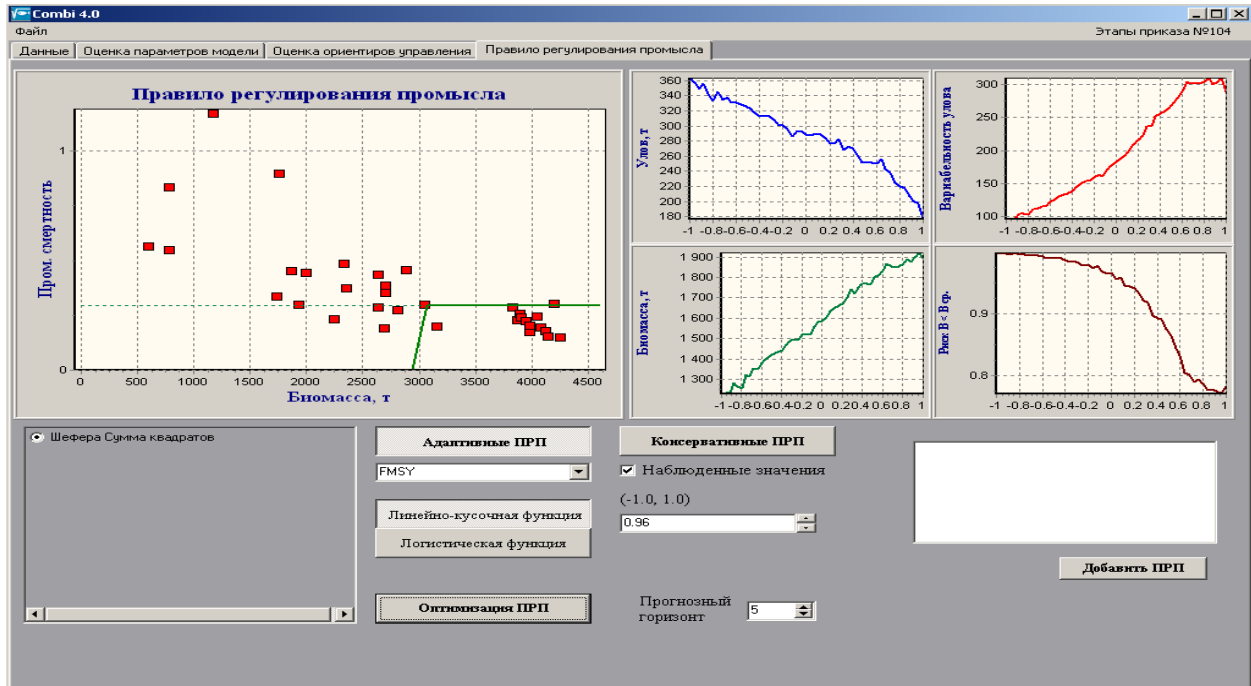


Рис. П.1.2.12. Внешний вид вкладки «Правило регулирования промысла» (включена опция «Оптимизация ПРП» для линейно-кусочной функции)

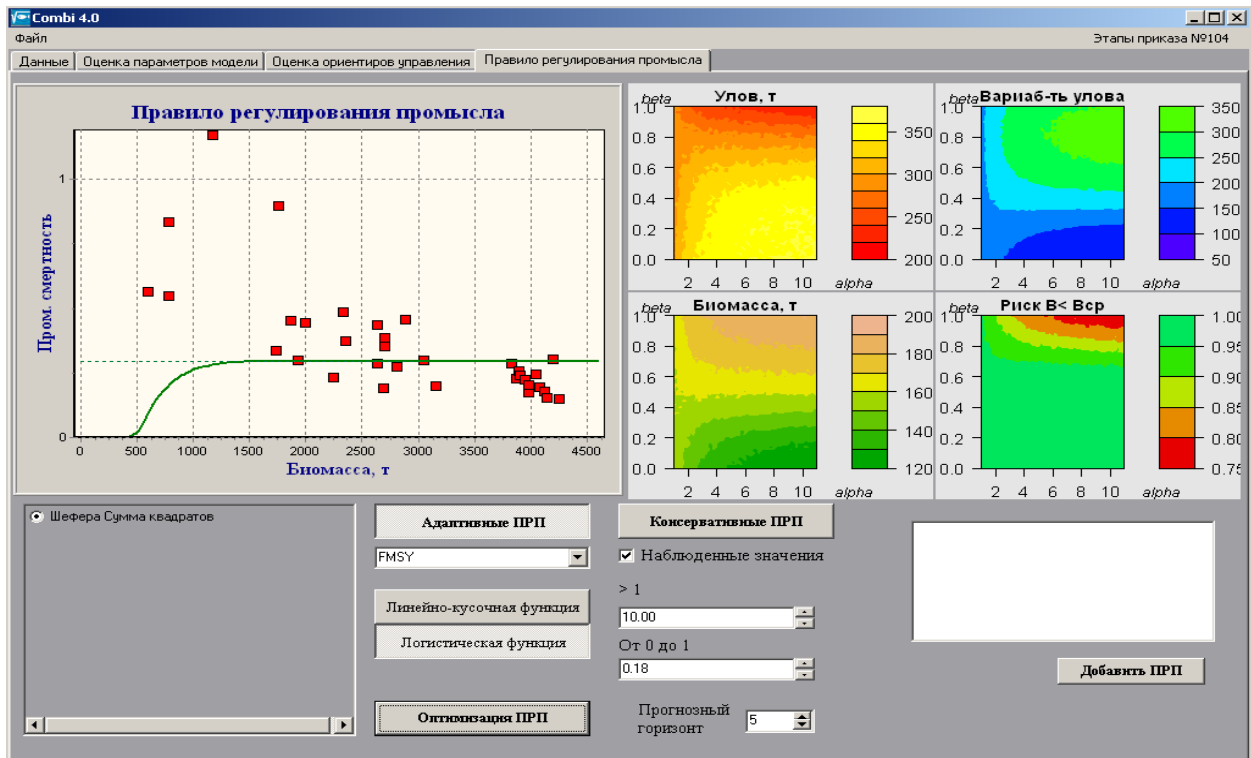


Рис. П.1.2.13. Внешний вид вкладки «Правило регулирования промысла» (включена опция «Оптимизация ПРП» для логистической функции)

Каждый из определенных пользователем вариантов правила регулирования промысла заносится в список ПРП, подлежащих дальнейшему тестированию на эффективность, нажатием кнопки «Добавить ПРП», расположенной в нижнем правом углу вкладки. Исключение тех или иных вариантов ПРП из сформированного списка производится нажатием кнопки «Удалить ПРП».

### Вкладка «Коэффициенты эффективности»

При открытии на вкладку подается список ПРП, определенных пользователем, и формируется таблица решений, в которую в дальнейшем заносятся оценки показателей эффективности управления. Запуск процедуры расчета этих показателей и заполнения таблицы решений осуществляется нажатием кнопки «Оценка коэффициентов эффективности» (рис. П.1.2.14).

Модель и метод аппроксимации	ПРП	Время восстановления	Средняя биомасса на прогнозе	Средний улов на прогнозе	Биомасса прогнозная к ретроспективной	Улов прогнозный к ретроспективе	Вероятность	Коэффициент
Шефера Медианная	FMSY Линейно-Кусочное -1	10	1832.9	437.2	0.5	0.5	1	0.37
Шефера Медианная	FMSY Линейно-Кусочное 0	9	2523.4	453.3	0.7	0.5	0	0.42
Шефера Медианная	FMSY Линейно-Кусочное 0.8	6	2948.3	807.6	0.8	0.9	0	0.5
Шефера Медианная	FMSY Логистическое 3.6 0.5	9	2469.4	480.7	0.7	0.6	0	0.35
Шефера Медианная	FMSY Логистическое 2 0.5	9	2487.5	467.8	0.7	0.5	0	0.38

Рис. П.1.2.14. Внешний вид вкладки «Коэффициенты эффективности»

Оценка эффективности управления производится по результатам прогнозирования динамики запаса на заданную перспективу. По умолчанию прогнозный горизонт устанавливается равным 5 годам, но может быть изменен пользователем. Прогноз строится для всех схем управления, фигурирующих в

списке, в соответствии с заданными ориентирами управления и опциями ПРП. Необходимая для анализа статистика прогнозных оценок набирается за счет использования бутстреп-процедуры. По умолчанию применяется параметрическая бутстреп-процедура, оперирующая вероятностными распределениями остатков (отклонений теоретических значений уловов на единицу промыслового усилия, предсказываемых выбранной продукционной моделью, от зарегистрированных значений, полученных в ходе наблюдений за состоянием анализируемой системы «запас–промысел»). При расчете остатков используется алгоритм, описанный выше. Альтернативной опцией является применение непараметрической бутстреп-процедуры, в рамках которой осуществляется перераспределение остатков без анализа их статистического распределения. Общее число формируемых бутстреп-выборок определяется количеством реализаций бутстреп-процедуры (значение, заданное по умолчанию, составляет 10 000).

В качестве показателей эффективности ПРП, определенных пользователем, используются следующие характеристики:

время восстановления<sup>8</sup>: определяется как число лет, потребных для восстановления биомассы запаса до уровня  $B_{tr}$ ;

средняя биомасса на прогнозе: определяется как прогнозируемое значение биомассы запаса, осредненное по числу бутстреп-выборок и глубине прогнозного горизонта;

средний улов на прогнозе: определяется как прогнозируемое значение улова, осредненное по числу бутстреп-выборок и глубине прогнозного горизонта;

биомасса прогнозная к ретроспективной: определяется как отношение средней прогнозируемой биомассы запаса к средней биомассе за период наблюдений, восстановленной с помощью выбранной модели;

---

<sup>8</sup> Если на прогнозном горизонте запас не восстанавливается до уровня  $B_{tr}$ , программа выводит в итоговую таблицу вместо истинной оценки времени восстановления заданную заблаговременность прогноза. В этом случае рекомендуется увеличить прогнозный период. Оценку времени восстановления можно считать корректной в случае, если она не меняется при дальнейшем увеличении горизонта прогноза.

улов прогнозный к ретроспективе: определяется как отношение среднего прогнозируемого улова к среднему улову, полученному за период наблюдений;

вероятность  $B$  прогноза  $< B_{lim}$ : определяется как доля бутстреп-выборок, в которых прогнозируемая биомасса запаса оказывается ниже граничного ориентира, от суммарного числа выборок, полученных на прогнозном горизонте;

вероятность  $C$  прогноза  $< C_{min}$ : определяется как доля бутстреп-выборок, в которых прогнозируемый вылов оказывается ниже минимального зарегистрированного вылова, от суммарного числа выборок, полученных на прогнозном горизонте.

По окончании расчетов становится доступным выпадающий список **Выбор ПРП**, расположенный в правой верхней части вкладки (рис. II.1.2.14), из которого следует выбрать одну из опций, в наибольшей степени соответствующую текущим целям управления и обеспечивающую максимальную эффективность принимаемой схемы регулирования промысла.

### **Вкладка «Обоснование расчетного значения ОДУ»**

Содержит две вспомогательные вкладки: **«Прогноз биомассы и уловов»** и **«Результаты»**.

На вспомогательной вкладке **«Прогноз биомассы и уловов»** по нажатии кнопки **«Построить график»** отрисовывается динамика анализируемой системы «запас–промысел» (рис. II.1.2.15). Отображаемая на диаграмме динамика представлена двумя сегментами: изменениями фактических уловов и воспроизводимой моделью биомассы запаса в период наблюдений и прогнозными оценками вылова (= ОДУ) и биомассы запаса на заданную перспективу. Глубина прогнозного горизонта по умолчанию равна 5 годам, но может быть установлена пользователем в соответствующем окне редактирования.

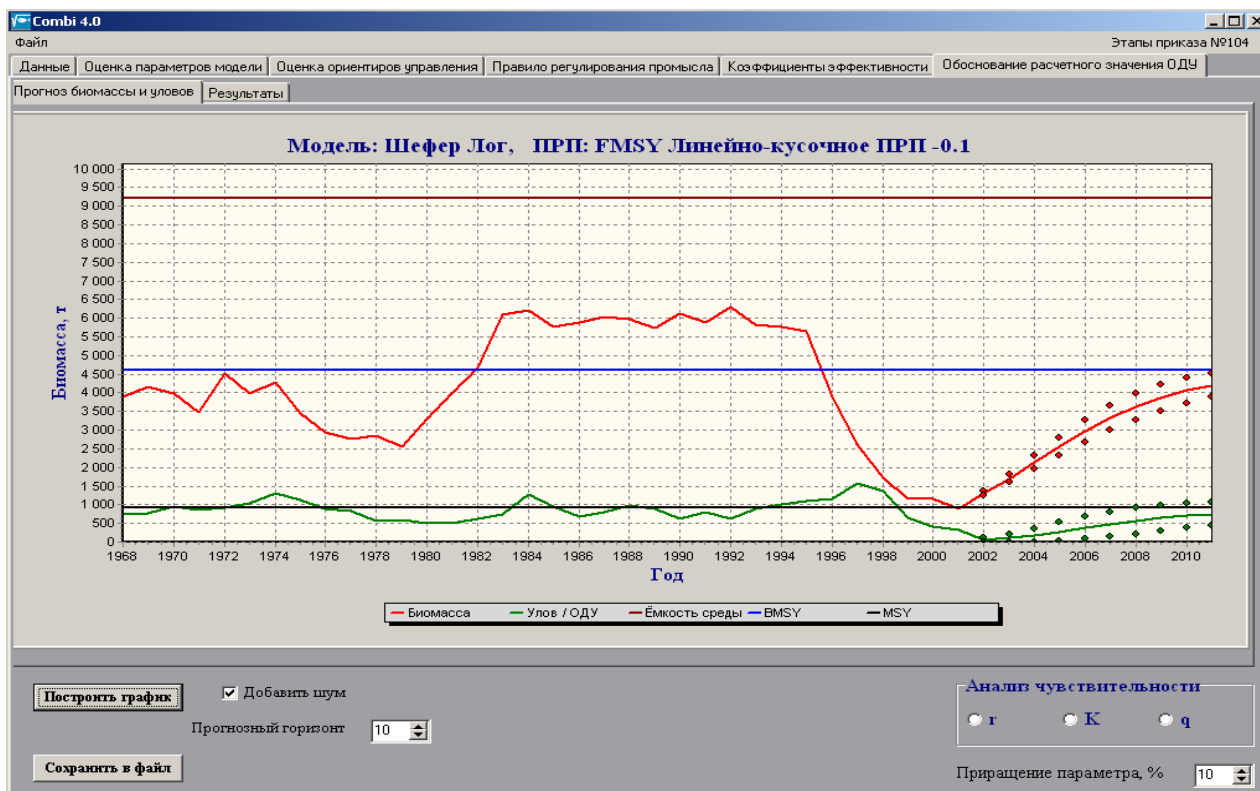


Рис. П.1.2.15. Внешний вид вкладки «Обоснование расчетного значения ОДУ». Активизирована вспомогательная вкладка «Прогноз биомассы и уловов»

При включенной опции «Добавить шум» (рис. П.1.2.15) прогнозирование осуществляется в предположении о случайном варьировании годового прироста биомассы запаса на прогнозном горизонте. В этом случае к расчетному значению продукционной функции добавляется случайная переменная, распределенная по нормальному закону. Параметры распределения (среднее значение и дисперсия) определяются по результатам анализа отклонений теоретических значений уловов на единицу промыслового усилия от зарегистрированных в период наблюдений.

При «зашумлении» динамики программа, помимо точечных прогнозных значений ОДУ, генерирует интервальные оценки (рис. П.1.2.15). Границы интервалов устанавливаются таким образом, чтобы прогнозное значение ОДУ попадало внутрь интервала с 90%-ной вероятностью.

Дополнительная опция, включенная в версию программы Combi 4.0, представлена анализом чувствительности модели (становится доступна после нажатия кнопки «Построить график»). Анализ чувствительности позволяет

составить представление о влиянии значений различных параметров модели ( $r$ ,  $K$  и  $q$ ) на прогнозные оценки биомассы запаса и улова. В области малых приращений параметров чувствительность модели может интерпретироваться как частная производная результирующей переменной по параметрам [Miller, 1974; Страшкраба, Гнауку, 1989]. В расчетной процедуре параметрам задается приращение в диапазоне  $\pm 5$ – $50\%$  от исходных значений (по умолчанию  $\pm 10\%$ ). Результаты отображаются на основной диаграмме вкладки, на временном интервале, относящемся к прогнозному периоду. Очевидно, что параметры, варьирование которых приводит к наибольшему разбросу результирующих оценок, требуют особого внимания при параметризации модели.

Вспомогательная вкладка «**Результаты**» предназначена для цифрового вывода оценок биомассы запаса и уловов, полученных в ходе расчетов (рис. II.1.2.16).

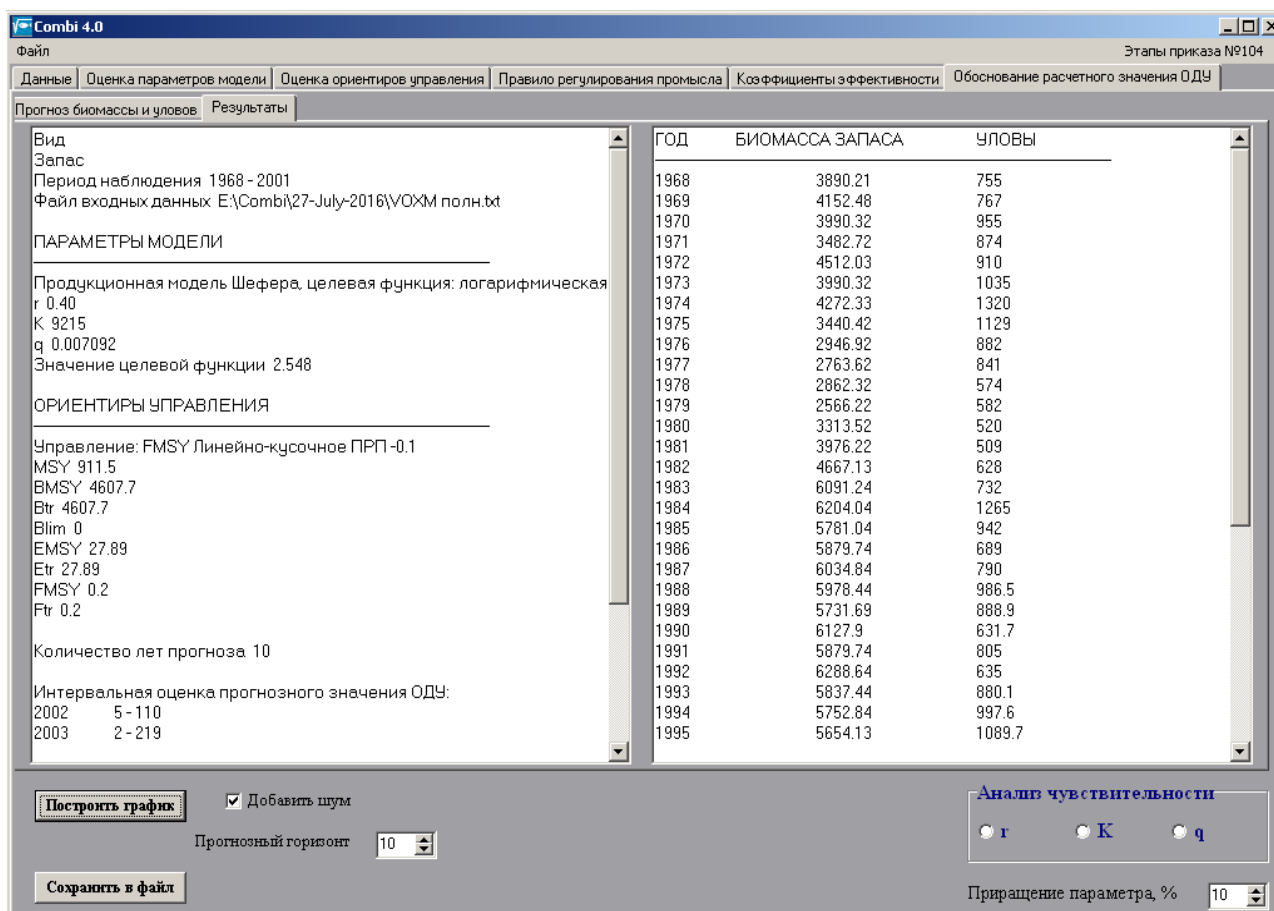


Рис. II.1.2.16. Внешний вид вкладки «**Обоснование расчетного значения ОДУ**». Активизирована вспомогательная вкладка «**Результаты**»



В нижнем левом углу вкладки расположена кнопка «Сохранить в файл» (рис. П.1.2.16-П.1.2.17), при нажатии которой вызывается диалоговое окно, где пользователю предоставляется возможность задать имя файла для записи результатов расчетов. При выполнении необходимых действий программа формирует два файла с одинаковым именем, но с разными расширениями. В файл с расширением \*.jreg записывается результирующая диаграмма, в файл с расширением \*.txt – основные характеристики используемой в анализе модели, применяемого правила регулирования промысла и результаты расчетов (рис. П.1.2.17).

VOXM результаты — Блокнот

Файл Правка Формат Вид Справка

Вид  
Запас  
Период наблюдения 1968 - 2001  
Файл входных данных N:\Combi\Рабочая версия Сентябрь (19-09-15)\Раб

Производственная модель Шефера, целевая функция: логарифмическая

ПАРАМЕТРЫ МОДЕЛИ

-----

г 0,39  
к 9409  
q 0,007033  
Значение целевой функции 2,548

Управление: линейно-кусочное ПРП -1

ОРИЕНТИРЫ УПРАВЛЕНИЯ

-----

MSY 908,8

BMSY 4704,7  
Btg 4704,7  
Blim 470,5

EMSY 27,47  
Etg 27,47

FMSY 0,19  
Ftg 0,19

Количество лет прогноза 10

ГОД	БИОМАССА ЗАПАСА	УЛОВЫ
1968	3923,16	755
1969	4187,64	767
1970	4024,12	955
1971	3512,21	874
1972	4550,24	910
1973	4024,12	1035
1974	4308,51	1320
1975	3469,56	1129
1976	2971,87	882
1977	2787,02	841
1978	2886,56	574
1979	2587,95	582
1980	3341,58	520
1981	4009,9	509
1982	4706,65	628
1983	6142,82	732
1984	6256,58	1265
1985	5829,99	942
1986	5929,53	689
1987	6085,94	790
1988	6029,06	986,5
1989	5780,22	888,9
1990	6179,79	631,7

Рис. П.1.2.17. Образец файла записи результатов реализации программы Combi 4.0

### **II.1.3. Опыт практического использования**

ПК Combi 4.0 применялся для оценки запасов окуня моря Ирмингера, черного палтуса Баренцева моря, запаса черного палтуса Восточно-Сахалинской подзоны Охотского моря и к запасам черного и белокорого палтуса западно-беринговоморской подзоны. Результаты оценивания запасов неоднократно представлялись на рабочих группах ICES.

#### **РАСЧЕТ ЗАПАСА С ПОМОЩЬЮ МОДЕЛИ СОМБИ НА ПРИМЕРЕ ОКУНЯ-КЛЮВАЧА МОРЯ ИРМИНГЕРА**

В качестве входных рядов для моделирования использовалась официальная статистика уловов за 1996-2014 гг., а также оценки улова на единицу промыслового усилия (CPUE – т/час траления), рассчитанные по результатам деятельности российских рыболовных судов.

Файл, содержащий входные данные для анализа, представлен ниже (рис. II.1.3.1):

Окунь Ирмингера\_1996-2014\_Average\_Smooth.txt - Бл...

Файл Правка Формат Вид Справка

-----СПРАВКА-----

ВИД  
Окунь

ЗАПАС

СЕЗОН

РАЙОН  
м. Ирмингера

ДААННЫЕ  
научные

ИСТОЧНИК  
|

-----РАЗМЕРНОСТЬ-----

0

ГОД	УЛОВ	НА	УСИЛИЕ	УСИЛИЕ	УЛОВ
1996	1.123	160.57	180.32		
1997	0.920	133.51	122.83		
1998	0.925	126.45	116.97		
1999	0.687	159.64	109.67		
2000	0.974	129.70	126.33		
2001	1.093	117.86	128.82		
2002	1.010	144.89	146.34		
2003	1.043	154.34	160.98		
2004	0.992	126.93	125.91		
2005	0.888	83.02	73.72		
2006	0.926	89.65	83.02		
2007	0.998	64.77	64.64		
2008	1.041	30.84	32.10		
2009	1.162	48.87	56.79		
2010	1.558	39.46	61.48		
2011	1.511	31.48	47.57		
2012	1.047	34.36	35.98		
2013	1.313	36.24	47.58		
2014	0.689	43.80	30.18		

Рис. П.1.3.1. Пример файла входных данных

На рис. П.1.3.2 изображен временной ряд CPUE, использованный в качестве индексов величины запаса при идентификации продукционной модели.

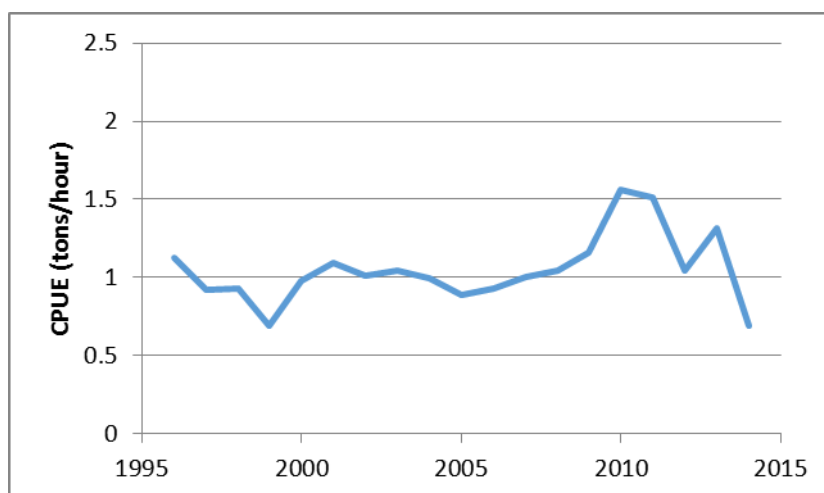


Рис. П.1.3.2. Временной ряд CPUE

Результаты использования оптимизационной процедуры указывают на то, что «наилучшее» (в статистическом смысле) приближение к наблюдаемым данным обеспечивает модель Пелла-Томлинсона с параметрами:  $r$  (коэффициент популяционного роста) = 0,18;  $K$  (емкость среды) = 1570 тыс. т;  $q$  (коэффициент улавливаемости) = 0,000828;  $\gamma$  (показатель степени) = 3,5. Продукционная кривая изображена на рис. П.1.3.3.

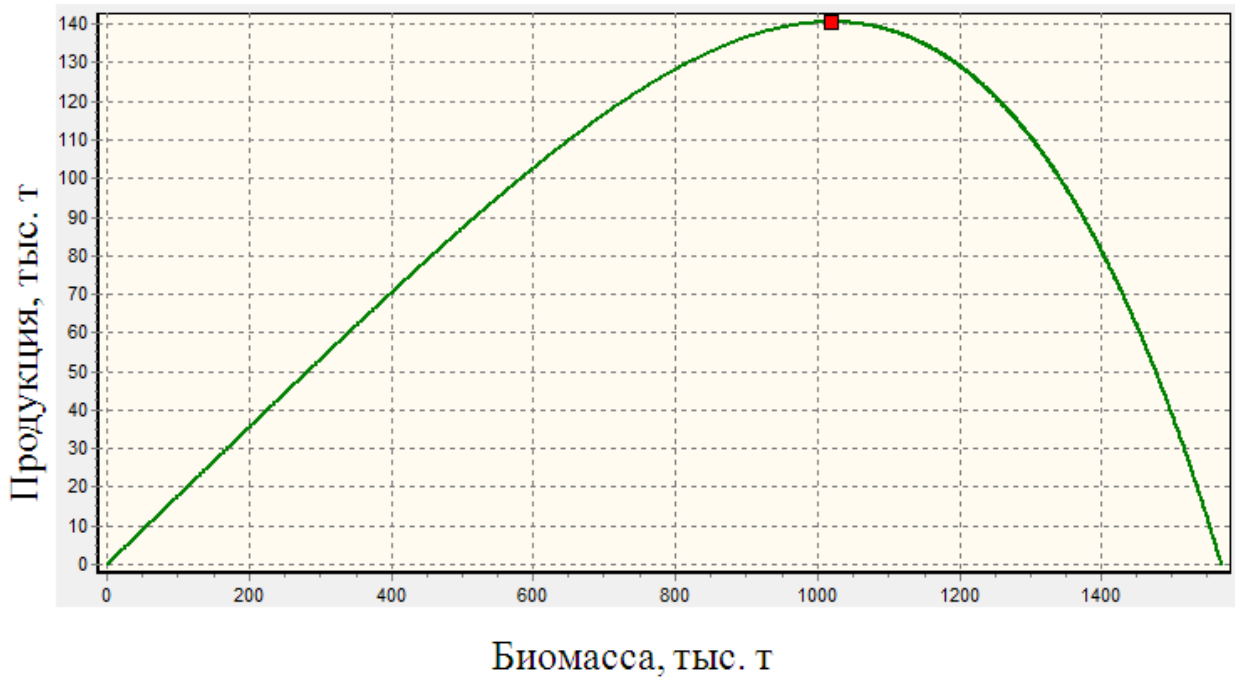


Рис. П.1.3.3. Продукционная кривая, следующая из модели Пелла-Томлинсона при найденных значениях параметров

Значения биологических ориентиров управления, оцененные с помощью модели, составляют:  $B_{MSY} = 1024,6$  тыс. т;  $MSY = 140,4$  тыс. т. Восстановленная моделью ретроспективная динамика промыслового запаса имеет следующий вид (рис. П.1.3.4):

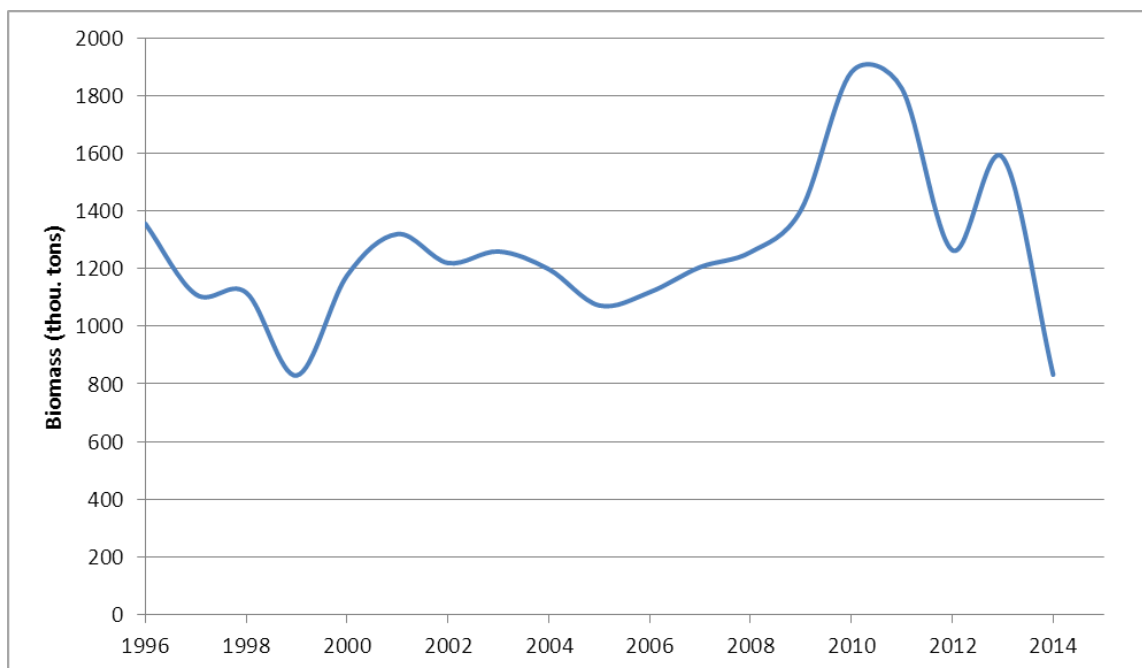


Рис. II.1.3.4. Ретроспективная динамика биомассы запаса окуня-клювача

При определении величины ОДУ использовано кусочно-линейное ПРП (рис. II.1.3.5). Значение  $F_{target}$  принято равным 0,05, что, как следует из результатов предшествующих исследований, обеспечивает вероятность снижения прогнозируемой биомассы до уровня ниже минимального наблюдаемого на ретроспективе, не выше 5%.



Рис. II.1.3.5. Использованное в анализе правило регулирования промысла

В соответствии с принятым ПРП величина ОДУ окуня-клювача моря Ирмингера на 2016 г. составила 64 тыс. т.

## Литература

Бабаян В.К., Бобырев А.Е., Михайлов А.И., Шереметьев А.Д. 2017. Свидетельство о государственной регистрации программы для ЭВМ «Программный комплекс Combi 4.0» № 2017660724.

Страшкраба М., Гнаук А. 1989. Пресноводные экосистемы: Математическое моделирование. М.: Мир. 373 с.

Babayan V.K., Kizner Z. Dynamic models for TAC assessment: Logic, potentialities, development // ICSEAF, Colln. Sci. Pap. Int. Commn. SE Atl. Fish. 1988. V. 15 (1). P. 69–83.

Beverton R.J.H., Holt S.J. A review of the lifespans and mortality rates of fish in nature, and their relation to growth and other physiological characteristics // Ciba Foundation Colloquia on Ageing. 1959. V. 5. P. 142–180.

Butterworth D.S., Andrew P.A. Dynamic catch-effort model for the hake stock in ICSEAF Divisions 1.3-2.2 // Colln. Sci. Pap. Intern. Commn. SE Atl. Fish. Pap. 1984. V. 11(1). P. 29–58.

Charnov E.L. Life History Invariants: Some Explorations of Symmetry in Evolutionary Ecology. Oxford: Oxford Univ. Press. 1993. 182 p.

Corsi F. Geographical Information Systems and Surplus Production Models: a new model for spatial assessment of demersal resources / Towards the Use of Geographic Information Systems as a Decision Support Tool for the Management of Mediterranean Fisheries // Eds M. Taconet, A. Bensch. Informes y Estudios COPEMED. 2000. № 4.

Fox W.W. An exponential yield model for optimizing exploited fish populations // Trans. Am. Fish. Soc. 1970. V. 99. P. 80–88.

Gompertz B. On the nature of the function expressive of the law of human mortality and on a new mode of determining the value of life contingencies // Phil. Trans. Royal Soc. 1825. V. 115. P. 515–585.

Graham M. Modern theory of exploiting a fishery, and application to North Sea trawling // J. Cons. Intern. Explor. Mer. 1935. V. 10(3). P. 264–274.

Hilborn R. Comparison of fisheries control systems that utilize catch and effort data // *J. Fish. Res. Board Can.* 1979. V. 33. P. 1477–1489.

Hilborn R., Walters C.J. *Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics and Uncertainty*. N.-Y.; L.: Chapman and Hall. 1992. 570 p.

ICES. Report on the Classification of Stock Assessment Methods developed by SISAM. ICES CM 2012/ACOM/SCICOM:01. 2012. 15 p.

Karaboga D.D. An Idea Based On Honey Bee Swarm for Numerical Optimization // Technical Report-TR06, Erciyes University, Engineering Faculty, Computer Engineering Department. 2005.

Laloë F. Should surplus production models be fishery description tools rather than biological models? // *Aquat. Living Resour.* 1995. V. 8. P. 1–16.

Miller D.R. Sensitivity analysis and validation of simulation models // *J. Theor. Biol.* 1974. V. 48. P. 345–360.

Musick J.A. Criteria to define extinction risk in marine fishes // *Fisheries*. 1999. V. 24(12). P. 6–14.

Pella J.J., Tomlinson P.K. A generalized stock production model // *Bull. Intern. Amer. Trop. Tuna Comm.* 1969. V. 13(3). P. 419–496.

Rankin P.S., Lemos R.T. An alternative surplus production model // *Ecol. Modell.* 2015. V. 313. P. 109–126.

Richards F.J. A flexible growth function for empirical use // *J. Exp. Bot.* V. K. 1959. P. 290–300.

Russel F.S. Some theoretical considerations on the "overfishing" problem // *J. Cons. Intern. Explor. Mer.* 1931. V. 6. P. 3–27.

Schaefer M.B. Some aspects of the dynamics of populations important to the management of the commercial marine fisheries // *Bull. Intern. Amer. Trop. Tuna Comm.* V. 11(6). 1954. P. 247–285.

Schnute J. Improved estimates from the Schaefer production model: theoretical consideration // *J. Fish. Res. Board Canada.* 1977. V. 34. P. 583–603.

Schnute J. A revised Schaefer model // *Inv. Pesq.* 1979. V. 43(1). P. 31–40.

Volterra V. Variations and fluctuations of the number of individuals in animal species living together // J. Cons. Intern. Explor. Mer. 1928. V. 3. P. 3–51.

Walter G.G. Non-equilibrium regulation of fisheries // ICNAF, Selected Pap. 1976. V. 1. P. 129–140.



## II.2. Программный комплекс ASPIC 7.04 (NOAA) Prager, 2015

### II.2.1. Описание модели

В западных методиках широко используется модель ASPIC (A Stock–Production Model Incorporating Covariates – производственная модель с учетом ковариаций) [Prager, 1994], основным достоинством и спецификой которой является возможность использования для оценки параметров модели одновременно нескольких наборов данных, что в теории позволяет несколько повысить точность оценок. На основе этой модели разработан пакет прикладных программ для оценки состояния запасов на основе производственных моделей.

В ППП ASPIC можно выделить три основных модуля: модуль оценки параметров обобщенной производственной модели, модуль диагностики полученной оценки и прогнозный модуль. Входными данными пакета ASPIC служит временной ряд уловов и несколько (в последней, 7-ой, версии - до 12) рядов индексов численности [User’s Guide for ASPIC Suite ..., electronic resource; User’s Guide for ASPIC ..., electronic resource]. Пакет позволяет получить оценки  $MSY$  и  $F_{MSY}$ , биомассы запаса ( $B_1$ ) в начале периода наблюдений, коэффициентов улавливаемости  $q$  для каждого из индексов численности и доверительные интервалы оценок всех вышеперечисленных параметров. Оценка параметров осуществляется путем численной минимизации целевой функции вида (II.2.1.1), в которую включены все доступные ряды индексов численности:

$$(MSY, F_{MSY}; B_1, q_f) = \arg \min L(\ln CPUE_{t,f} - \ln B_t [MSY, F_{MSY}; B_1] - \ln q_f) \quad (II.2.1.1)$$

где  $B$  – теоретическое значение (оценка) биомассы запаса;

$F_{MSY}$  – промысловая смертность, соответствующая  $MSY$ ;

$f$  – индекс временного ряда уловов на усилие;

$t$  – индекс года промысла.

Следует отметить, что в качестве индексов численности используются значения улова на усилие, рассчитанные по данным промысловой статистики для различных флотов или типов орудий лова. Очевидно, что эти величины являются скорее индексами производительности лова, а не индексами численности. Это вызывает необходимость предварительной стандартизации фактических уловов на усилия, чтобы приблизить их к показателям величины запаса.

Особенностью ППП ASPIC является следующий способ дискретизации уравнения динамики биомассы промыслового запаса: значение биомассы в последующий год вычисляется с помощью точного решения уравнения динамики при условии постоянства промысловой смертности в течение года. Это позволяет представить дискретную форму уравнения динамики запаса для случая модели Шефера в виде [Prager, 1994]:

$$B_{t+\tau} = B_t \frac{\exp(2F_{MSY} - F_t)\tau}{1 + \frac{F_{MSY}B_t}{MSY} \frac{F_{MSY}}{2F_{MSY} - F_t} (\exp(2F_{MSY} - F_t)\tau - 1)}, \quad (\text{II.2.1.3})$$

где  $\tau$  – продолжительность периода между измерениями значений биомассы, обычно год.

Заметим, что показатель экспоненты в уравнении (II.2.1.3) - величина безразмерная:  $\tau[\text{год}] \times F[1/\text{год}]$ .

Для модели Фокса аналогичное выражение значительно проще:

$$B_{t+\tau} = B_t \exp((F_{MSY} - F_t)\tau \exp(-\tau F_{MSY})) \quad (\text{II.2.1.4})$$

Для модели Пелла-Томлинсона с произвольным показателем степени  $\gamma$  уравнение (II.1.1.1) принимает форму уравнения Бернулли [Зайцев, Полянин, 2001], что приводит к следующему точному решению:

$$B_{t+\tau} = B_{MSY} \left( \left( \frac{B_t}{B_{MSY}} \right)^{1-\gamma} \exp \left( \tau \left( F_{MSY} \frac{\gamma+1}{\gamma} - F_t \right) \right) - \frac{(\gamma-1)F_{MSY}}{((\gamma+1)F_{MSY} - \gamma F_t)} \left( \exp \left( \tau \left( F_{MSY} \frac{\gamma+1}{\gamma} - F_t \right) \right) - 1 \right) \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \quad (\text{II.2.1.5})$$

Использование точных решений (II.2.1.3) - (II.2.1.5), позволяет более детально описать переходные процессы при изменении интенсивности промысла, однако при этом существенно не меняет картину динамики запаса. Более того, предположение о постоянстве промысловой смертности в течение года в известной степени искусственно, поэтому выбор более простого способа дискретизации, в частности замена производной на конечно-разностное отношение в исходных уравнениях динамики, применяемая в Combi, предпочтительнее.

В пакете ASPIC предусмотрено 4 метода оценки параметров, различающихся целевыми функциями.

Наиболее простой способ – это **метод наименьших квадратов**, основанный на минимизации целевой функции вида:

$$L_s = \sum_{t,f} w_f \left( \ln CPUE_{t,f} - \ln B_t - \ln q_f \right)^2 \quad (\text{II.2.1.6})$$

где  $w_f$  – весовые коэффициенты используемых рядов индексов численности (задаются пользователем).

При таком подходе оценка уровня достоверности входной информации будет достаточно субъективной, поскольку результат будет определяться выбором весов.

Схожую структуру имеет целевая функция для *метода наименьших модулей*:

$$L_A = \sum_{t,f} w_f |\ln CPUE_{t,f} - \ln B_t - \ln q_f| \quad (\text{П.2.1.7})$$

Благодаря этому сходству, метод наименьших модулей отличается от метода наименьших квадратов лишь тем, что менее чувствителен к отдельным значительным отклонениям.

*Метод максимума правдоподобия* близок к методу наименьших квадратов, но учитывает различную дисперсию ошибки для разных рядов CPUE, исключая тем самым необходимость задавать весовые коэффициенты:

$$L_l = \sum_{t,f} \left( \frac{\ln 2\pi}{2} + \ln \sigma_{t,f} + \frac{(\ln CPUE_{t,f} - \ln B_t - \ln q_f)^2}{2\sigma_{t,f}^2} \right) \quad (\text{П.2.1.8})$$

*Метод максимума апостериорной вероятности* аналогичен методу максимума правдоподобия, но включает дополнительные члены, связанные с априорным распределением вероятности параметров.

Математическая статистика позволяет сделать однозначное заключение о сходимости оценок параметров к их истинным значениям только при условии бесконечно большого числа наблюдений. На практике это условие невыполнимо. Поэтому и вопрос о «наилучшей» целевой функции в условиях ограниченной выборки по существу не разрешим. Выбор способа оценки параметров модели, в конечном счете, остается на усмотрение пользователя, т.е. в известном смысле является субъективным. ППП ASPIC способен обеспечить лишь апостериорную диагностику такого выбора путем построения доверительных интервалов для полученных оценок.

Помимо множественности рядов исходных данных, используемых для настройки модели, ASPIC, по мнению самого разработчика (User's Guide for ASPIC ..., electronic resource), обладает еще двумя полезными особенностями:

- использованием бутстрепа для корректировки смещения и оценки непараметрического доверительного интервала параметров модели и
- возможностью настройки модели не по индексам численности, а по уловам, как более надежному виду информации.

Возможность настройки модели по уловам представляется довольно спорным преимуществом. Во-первых, теоретические значения уловов рассчитываются с помощью громоздкой процедуры интегрирования уравнений (II.2.1.3) - (II.2.1.5), в чем, собственно, и состоит настройка. Во-вторых, в этом случае приходится отказываться от использования сравнительно надежных данных по уловам для решения уравнения динамики запаса на ретроспективе, поскольку ряды, использованные при построении модели, не могут быть второй раз использованы при ее настройке. Это вынуждает для решения уравнения динамики запаса использовать ряды промысловой смертности, оценки которой могут содержать большие ошибки в отличие от оценок улова. Поэтому более логичным представляется считать улов точно известным и искать такие значения параметров продукционной модели, при которых теоретическая динамика биомассы запаса, обусловленная реакцией на известную величину вылова, наиболее близка к наблюдаемым значениям CPUE, к чему разработчик ASPIC вернулся в последней версии (User's Guide for ASPIC Suite ..., electronic resource).

В рамках программы ASPIC процедура прогнозирования состояния запаса реализована в отдельном модуле ASPICP, в который поступают данные из модуля оценки параметров модели. При этом относительные значения коэффициента промысловой смертности ( $F/F_{MSY}$ ) или предполагаемого вылова ( $C/MSY$ ) задаются пользователем. В отличие от Combi вопросы обоснования правила регулирования промысла и выбора оптимальных режимов эксплуатации запаса должны решаться пользователем вне программы ASPIC. В

то же время, в прогнозном модуле ASPICP предусмотрена возможность учета вариабельности самой величины  $MSY$ , обусловленной отличной от нуля дисперсией оценки этого параметра, вызванной воздействием не учитываемых продукционной моделью факторов (например, колебаниями пополнения).

Величина  $MSY'_t$  на заданном прогнозном горизонте  $t$  устанавливается как

$$MSY'_t = MSY_t \exp(Nc - c^2/2), \quad (\text{II.2.1.9})$$

где  $MSY$  – оценка, полученная в основном программном модуле ASPIC;

$N$  – стандартная нормально распределенная случайная величина;

$c$  – величина коэффициента вариации, задаваемая пользователем.

Принципиально важным этапом обоснования ОДУ является этап преобразования прогнозной оценки биомассы запаса в величину ОДУ. Успешная реализация этой процедуры целиком зависит от выбора и идентификации правила регулирования промысла, с помощью которого находится оптимальная доля промыслового изъятия, т.е. общий допустимый улов. В ППП ASPIC эта задача не относится к приоритетным и потому решается формально: в качестве рекомендуемой промысловой смертности предлагается использовать найденный с помощью программы как эндогенный параметр  $F_{rec} = F_{MSY}$ . При этом пользователю предоставляется право вместо  $F_{MSY}$  использовать любую другую, экзогенную (т.е. найденную вне данного пакета) величину  $F_{rec}$ . Подобный подход несколько снижает практическую ценность ППП ASPIC, нарушая целостность процедуры оценки ОДУ.

## **II.2.2. Руководство пользователя**

Схема работы с ППП ASPIC, состоящая из трех этапов – оценки, диагностики и прогноза, представлена на рис. II.2.2.1.

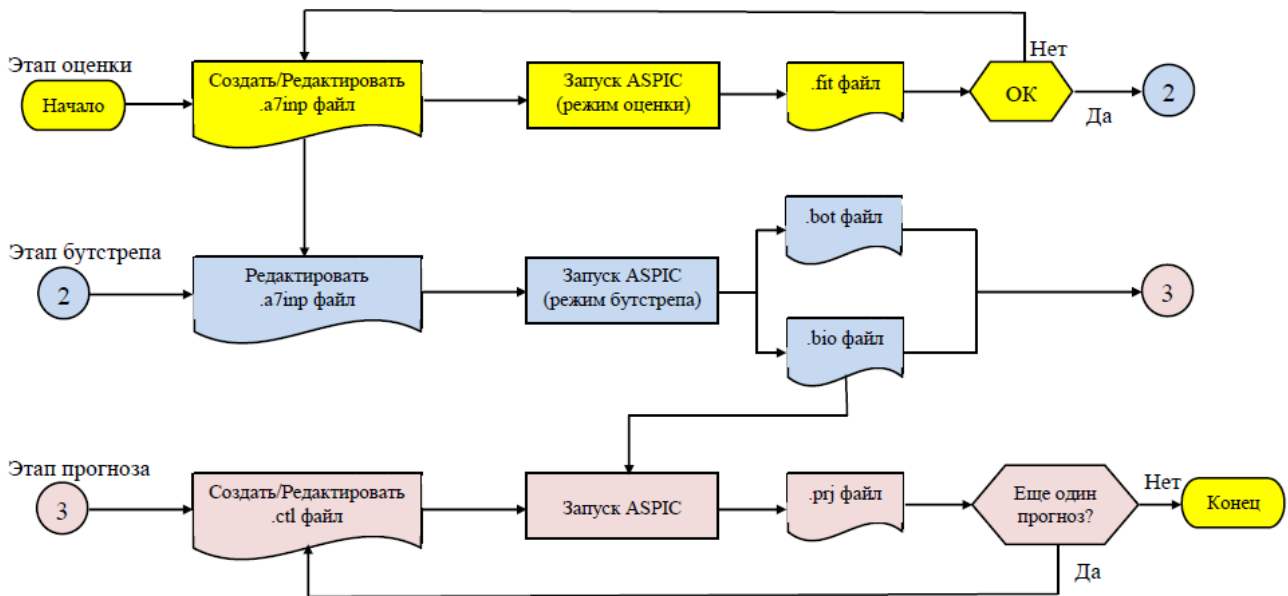


Рис. П.2.2.1. Схема работы с ППП ASPIC

Для того чтобы запустить пакет ASPIC 7 для начала необходимо подготовить входной файл в правильном формате. Проще всего скопировать один из примеров входных файлов, предоставленных для использования в качестве шаблона.

Затем запустите программу, указав имя входного файла в командной строке. Например, команда

```
aspic7 sword.a7inp
```

вызовет программу для чтения входного файла, называющегося *sword.a7inp*, произведет соответствующие оценки и запишет их в выходной файл. Если дана только команда

```
ASPIC7
```

программа будет читать только входной файл по умолчанию, *aspic.a7inp*. Если доступен файл с расширением *.sum*, то выходные данные будут записаны в него после каждого запуска. Имя выходного файла по умолчанию *aspic.sum*.

Для использования другого имени для .sum файла укажите имя в командной строке. Например, команда

```
aspic7 sword.a7inp mysum
```

будет считывать данные из файла `sword.a7inp` и создаст файл `mysum.sum`, куда запишет выходные данные.

Для использования **drag-and-drop** вместо командной строки просто перетащите значок входного файла `aspic 7` (расширение `.a7inp`) к ярлыку для `aspic 7`, созданному инсталлятором. Справка, установленная вместе с ASPIC Suite, включает в себя подробную информацию о **drag-and-drop**. Серьезные ошибки, обнаруженные при чтении входного файла, вынудят программу напечатать сообщение с описанием ошибки и остановиться. Если сообщение не понятно, сравнение входного файла с представленными образцами поможет выявить ошибки формата.

ASPIC7 принимает входные данные из одного файла, содержащего параметры управления и данные. Формат этого файл описан ниже.

Данные во входном файле должны быть представлены в специальном виде.

Любая строка после строки 1 может быть закомментирована.

Комментарий должен содержать хэш-символ (#) в столбце 1. Комментарии игнорируются программой.

Значения данных не обязательно должны быть записаны в конкретный столбец строки. Строка может содержать больше чем одно значение, однако, они должны быть выстроены в правильном порядке.

Значения в строке должны быть разделены пробелами. Использование символов табуляции для разделения значения не гарантирует работоспособности.

Остальные правила форматирования зависят от типа элемента данных (целое число, действительное или символ).



Каждое десятичное число должно содержать десятичный разделитель (точку), разделитель мантиссы и порядка в экспоненциальной форме записи (обозначаемый буквами e или d) или их обоих. Например, 1.0, 2e3, 1.3d6 (напомним,  $2e3=2\times 10^3$ ). Целое число может быть использовано вместо целого действительного числа.

Целое число не должно содержать десятичной точки или степени. Запись 1.0 ошибочна, если строка должна содержать целое число.

Символьные строки могут быть в кавычках. Взятие в кавычки необязательно, если строка содержит пробелы или другие специальные символы.

Каждая строка должна иметь определенное количество значений, разделенных пробелами. Значения не могут иначе быть организованы между строками.

После прочтения всех обязательных значений из строки программа не читает дальше. Таким образом, остальная часть строки может использоваться как комментарий. Комментариями в конце строки в образце входного файла иногда предшествуют хэш-символы `##`. Хэш-символы также используются для того, чтобы делать комментарии до окончания строки.

После того как все необходимые данные были прочитаны программой из входного файла, остальное содержимое входного файла игнорируется и может быть использовано для комментариев.

Ниже каждая строка входного файла подробно описана. Комментарии могут быть вставлены практически в любом месте, так что количество исключенных строк выбирается пользователем.

**Строка 1:** идентификация версии программы.

Каждый входной файл `aspic 7` должен содержать следующую строку-идентификатор в строке 1:

Комментарии не допускаются перед строкой идентификатора.

**Строка 2:** Заголовок прогона.

Заголовок прогона – это символьная строка длиной до 110 символов. Этот заголовок записывается в основной выходной файл для идентификации анализа. Он также появится на графиках, сделанных с помощью AGRAPH, и прогнозах, сделанных с помощью ASPICP. Поскольку заголовок прогона обычно содержит пробелы, он должен быть взят в кавычки. Например:

*"Run 4 for Swordfish, 1994"*

**Строка 3:** Режим программы, детализация и бутстреп.

Строка 3 содержит до четырех значений, контролирующих базовые особенности выполнения программы.

Первое значение в строке 3 - режим программы, символьная строка длины 3. Возможные значения: FIT (режим оценки) или BOT (режим бутстрепа).

Второе значение в строке 3 – параметр вывода, целое число, контролирующее объем информации, выводимой на экран во время выполнения программы. Оно также контролирует, создаются ли опциональные файлы .sum, .prn, и .rdat. Заполнение экрана контролируется путем установки параметра вывода между 0 и 4. Использование 0 не дает практически никакого вывода на экран; 2 – умеренный вывод; и 4 – обширный вывод, предназначенный для отладки программы. Рекомендуемое значение по умолчанию – 2. Для генерации .sum и .prn файлов необходимо добавить 10 к значению данного параметра. Например, при параметре вывода 12 генерируются файлы .sum и .prn и обеспечивается умеренный вывод на экран. Чтобы создать R-совместимый .rdat файл, необходимо добавить к значению параметра вывода 100. Так, при параметре вывода 112 генерируются все дополнительные файлы и обеспечивается умеренный вывод на экран, а

парамetre вывода 102 генерируется только .rdat файл а вывод на экран также остается умеренным. Чтобы избежать обычного запроса программы на перезапись выходного файла, необходимо установить параметр вывода, равный 0, или изменить его знак с положительного на отрицательный. В этом случае ASPIC перезапишет выходной файл без запроса, что может быть полезно при запуске ASPIC скриптом или другой программой.

Третье значение в строке 3 – это число итераций бутстрепа – целое число до 3000. В режиме FIT это значение игнорируется и может быть опущено.

Четвертое значение в строке 3 является необязательным целым числом от 30 до 95, используемым для установки ширины доверительных интервалов в режиме бутстрепа. ASPIC предоставляет два варианта ширины доверительного интервала по умолчанию: 80% и 5%. Например, чтобы заменить 50% доверительный интервал на 75%, необходимо установить значение этой строки равным 75. Более широкие интервалы требуют больших испытаний бутстрепа, для точного вычисления. Автор предполагает, что при доверительной вероятности свыше 80% число итераций бутстрепа будет составлять от 1000 до 3000.

Пример:

*FIT 2*

**Строка 4:** Форма модели, начальные условия и способ оценки параметров.

Строка 4 имеет 3 спецификации управляющих формой модели и способом оценки.

Первое значение в строке 4 – это строка символов, определяющая форму модели.

Таблица П.2.2.1. Кодификатор производственных функций

<b>Значение</b>	<b>Смысл</b>
LOGISTIC	Модель Шефера
GENGRID	Модель Пелла-Томлинсона
FOX	Модель Фокса
GENFIT	Модель Пелла-Томлинсона с оценкой показателя степени

Второе значение в строке 4 – это символьная строка, определяющая статистические условия оценки, в зависимости от того, какой ряд данных считается точно известным.

Таблица П.2.2.2. Кодификатор данных настройки

<b>Значение</b>	<b>Смысл</b>
YLD	Настройка по уловам (рекомендуется в большинстве случаев)
EFT	Настройка по усилиям

Третье значение в строке 4 – это символическая строка, определяющая метод оценки.

Таблица П.2.2.3. Кодификатор методов оценки

<b>Значение</b>	<b>Смысл</b>
SSE	Оценка методом наименьших квадратов
LAV	Оценка методом наименьших модулей
MLE	Оценка методом наибольшего правдоподобия
MAP	Оценка методом максимизации апостериорной вероятности

Пример:

*LOGISTIC YLD MAP*

**Строка 5:** объем данных.

Строка 5 содержит два целочисленных значения.

Первое значение в строке 5 – это целое число, определяющее длину (количество лет) каждого ряда данных. Максимальное значение - 150.

Второе значение в строке 5 – целое число, указывающее количество рядов данных в файле. Максимальное значение -12.

Пример:

*31 1*

В данном случае указывается один ряд данных длиной в 31 год.

**Строка 6:** метод Монте-Карло.

Эта строка содержит два целых числа для управления опциями метода Монте-Карло.

Первое значение в строке 6 задает режим поиска Монте-Карло. Эта величина может принимать значение 0 – для отключения поиска Монте-Карло и 1 – для включения простого поиска Монте-Карло или 2 – для повторного поиска.

Второе значение в строке 6 задает количество испытаний в методе Монте-Карло. При повторном поиске (режим 2), количество испытаний при поиске после первого сокращается на 1/3. Значение обязательно, даже если первое значение равно 0.

Пример:

*1 20000*

**Строка 7:** критерии сходимости.

Строка 7 содержит три действительных числа, управляющих сходимостью процедуры оптимизации. Рекомендованные значения были выбраны в результате длительного опыта использования программы. Пользователям не рекомендуется менять их без причины. В тех случаях, когда

оценку трудно получить, может быть полезным уменьшить каждое из них на порядок.

Первое число задает невязку метода Недлера-Мида, по достижении которой минимум считается достигнутым. Рекомендованное значение невязки  $10^{-8}$ .

Второе число – это допустимый разброс значений целевой функции между различными испытаниями метода Монте-Карло. Поскольку оптимизация методом Недлера-Мида может привести к локальному минимуму, необходимо рандомизировать процедуру по стартовым значениям. Если алгоритм несколько раз подряд приходит к близким точкам минимума целевой функции с заданной точностью, поиск считается успешным. Рекомендованное значение точности  $3 \times 10^{-8}$

Третье значение – точность оценки промысловой смертности, если выбрана настройка по уловам. Процедура оптимизации завершается по достижении требуемой точности. Рекомендованное значение  $10^{-4}$ .

При настройке по промысловым значениям это величина не используется, но тем не менее она должна присутствовать в файле.

Пример:

*1.00E-08 3.00E-08 3.00E-05*

**Строка 8:** параметры вычислений.

Строка 8 содержит три дополнительных значения, управляющих вычислениями и оценкой параметров.

Первое значение в строке 8 - действительное число, указывающее максимальное расчетное значение промысловой смертности при настройке по уловам. Рекомендованное значение по умолчанию, равное 8, хорошо работает во многих случаях. Это значение используется для управления оптимизацией, и уменьшение этого значения может привести к систематической ошибке при оценке параметров.

Второе значение в строке 8 – целое число  $k$ , которое задает количество последовательных перезапусков, необходимых для надежной оценки параметров. Рекомендуемое значение по умолчанию - 8. Большее  $k$  должно использоваться, когда число рядов данных существенно больше 2 или достижение приемлемого решения кажется затруднительным. В редких случаях, когда оценивание чрезвычайно сложно, можно попробовать задать гораздо большее число перезапусков, скажем, 64.

Третье значение в строке 8 – целое число  $n$ , количество временных интервалов, на которые разбивается год при вычислении решения уравнений обобщенной производственной модели. Допустимые значения  $n$  от 2 до 100; рекомендуемые значения от 6 до 24. Большее  $n$  ведет к замедлению исполнения программы.

Пример:

*6.0 6 24*

**Строка 9:** начальное значение для генератора случайных чисел.

Строка 9 содержит одно значение – начальное значение для инициализации генератора случайных чисел. Это должно быть большое (7-значное) положительное целое число. Различные начальные значения приводят к различным случайным числовым последовательностям; использование одного и того же начального значения позволяет дублировать предыдущий прогон.

Пример:

*567931*

**Строка 10:** начальное значение биомассы запаса.

Строка 10 является первой из нескольких строк со значениями, управляющими оценкой параметров модели. Эта строка задает отношение начальной биомассы к емкости среды.

Строка 10 должна начинаться со строки символов *BIK*.

Второе значение в строке 10 - это предположение об отношении начальной биомассы к емкости среды, обычно действительное число от нуля до единицы. В идеале, это предположение должно быть основано на знании состояния запаса в начальный год набора данных. При отсутствии такой информации разумно принять значение по умолчанию равное 0,5.

Третье значение в строке 10 - это целое число: 1 – если предполагается оценить начальное значение биомассы или 0 – если начальное значение биомассы задано экзогенно.

Четвертое и пятое значения в строке 10 являются двумя действительными числами: нижней и верхней границами оценки начального значения биомассы. При оптимизации и бутстрепе поиск осуществляется только в пределах этих границ.

При использовании для оценки параметров методов наименьших квадратов, наименьших модулей и максимума правдоподобия последующие значения в строке 10 добавляют в целевую функцию штраф за превышение начальной биомассы над емкостью среды.

Шестое значение в строке - строка символов *penalty*.

Седьмое значение – это действительное число, статистический вес штрафа, как правило, 1.0. 0.0 – отсутствие штрафа.

При использовании метода максимизации апостериорной вероятности значения 10-ой строки, начиная с шестого, управляют параметрами априорного распределения вероятности.

В этом случае шестое значение в строке - строка символов *prior*.

Седьмое значение – это символьная строка, указывающая тип распределения, – равномерное, нормальное, логнормальное, треугольное, бета-распределение, соответственно: *uniform, normal, lognormal, triangular, beta*.

Значения десятой строки начиная с восьмого это действительные числа, задающие параметры выбранного распределения

Для равномерного распределения – два параметра: нижняя и верхняя границы.



Для нормального распределения – два параметра: среднее и коэффициент вариации.

Для логнормального распределения – два параметра: мода и стандартное отклонение.

Для треугольного распределения – три параметра: нижняя граница, максимум плотности вероятности и верхняя граница.

Для бета-распределения – четыре параметра: два коэффициента формы и нижняя и верхняя границы.

Пример:

```
B1K 7.50E-01 1 7.50E-02 3.00E+00 prior beta 2.0 2.0 0.5 1.0
```

**Строка 11:** стартовое значение для оценки *MSY*.

Строка 11 управляет оцениванием *MSY*.

Первое значение строки 11 это строка символов *MSY*.

Второе значение – это действительное число – предположение пользователя об уровне *MSY*, например 80% от максимального наблюдаемого улова.

Третье значение – целое число – 1 или 0 в зависимости от того, осуществлять оценку *MSY* или зафиксировать это значение на уровне предположения пользователя.

Четвертое и пятое значения – соответственно, нижняя и верхняя границы оценки *MSY*.

Значения шестое и последующие – аналогично предыдущему пункту задают распределение *MSY*.

Пример:

```
MSY 3.59E+03 1 7.19E+02 3.59E+04 prior uniform 7.19E+02  
3.59E+04
```

**Строка 12:** стартовое значение для  $F_{MSY}$ .

Формат строки полностью аналогичен предыдущей.

Пример:

```
Fmsy 2.00E-01 1 1.00E-02 1.50E+00 prior uniform 1.00E-02 1.50E+00
```

**Строка 13:** стартовое значение коэффициентов улавливаемости.

Строка 13 управляет оценкой коэффициентов улавливаемости для каждого из рядов индексов численности, поэтому таких строк во входном файле может быть несколько.

Первое значение строки 13 это строка символов  $q$ .

Второе значение – это действительное число - стартовое значение коэффициента улавливаемости.

Третье значение – целое число – 1 или 0 в зависимости от того, осуществлять оценку коэффициента улавливаемости или зафиксировать это значение на уровне предположения пользователя.

Четвертое значение – действительное число - статистический вес соответствующего ряда индексов численности.

Пятое и шестое значения – соответственно нижняя и верхняя границы оценки коэффициента улавливаемости.

Значения седьмое и последующие – аналогично предыдущим трем пунктам задают распределение коэффициента улавливаемости.

Пример:

```
 $q$  3.00E-05 1 1.00E+00 5.00E-07 3.00E-03 prior uniform 5.00E-07  
3.00E-03
```

**Строка 14:** стартовое значение для коэффициента формы модели Пелла-Томлинсона.

Строка 14 управляет оцениванием коэффициента формы модели Пелла-Томлинсона. Коэффициент формы задается как отношение  $V_{MSY}$  к емкости среды.

Первое значение строки 13 это строка символов *POS*.

Второе значение – это действительное число - стартовое значение коэффициента формы в процентах.

Третье значение – целое число – 1 или 0 в зависимости от того, осуществлять оценку коэффициента формы или зафиксировать это значение на уровне предположения пользователя.

Четвертое и пятое значения – соответственно нижняя и верхняя границы оценки коэффициента улавливаемости.

Шестое значение – действительное число, связывающее оценку  $MSY$  модели Шефера с границами оценки  $MSY$  модели Пелла-Томлинсона. Например, если указано 8.0, значит диапазон оценки  $MSY$  модели Пелла-Томлинсона будет меняться от 1/8 до 8 оценки  $MSY$  модели Шефера.

Значения седьмое и последующие – аналогично предыдущим пунктам задают распределение коэффициента улавливаемости.

Пример:

```
pos 40 1 30 75 8.0 prior normal 0.4 0.3
```

**Строка 15:** набор символов *DATA*.

Это служебная строка, отделяющая пользовательские настройки программы от входных данных.

Оставшаяся часть файла представляет собой совокупность групп строк. Каждая группа начинается с названия серии данных в кавычках. Следующая строка это кодировка данных (см. табл. II.2.2.4). Все остальные строки должны включать в себя последовательность значений, разделенных пробелами:

год или иной идентификатор (номер значения – целое число);

значение соответствующего временного ряда – действительное число;

улов в данный год – действительное число;

доверительный интервал для значения временного ряда – действительное число.

Таблица П.2.2.4. Кодификатор типа входных данных

Код	Тип данных	Тип измерения
СЕ	Улов и пром. усилие	Среднегодовые значения
СС	Улов и CPUE	Среднегодовые значения
В0	Улов и оценка биомассы	Значения на начало года
В1	Улов и оценка биомассы	Среднегодовые значения
В2	Улов и оценка биомассы	Значения на конец года
Ю0	Улов и индекс численности	Значения на начало года
П1	Улов и индекс численности	Среднегодовые значения
П2	Улов и индекс численности	Значения на конец года

Пример:

*«Biomass index, Total yield»*

СС

1960	1.0000E+00	1.0320E+03	0.035
1961	1.2423E+00	1.6200E+03	0.035
1962	1.8209E+00	5.7990E+03	0.035
1963	1.4026E+00	1.3838E+04	0.035
1964	9.7760E-01	1.8679E+04	0.035
1965	7.2670E-01	1.4171E+04	0.035
1966	7.0440E-01	8.0900E+03	0.035
1967	4.0670E-01	5.9400E+03	0.035
1968	4.0150E-01	3.1760E+03	0.035
1969	3.3200E-01	3.0120E+03	0.035
1970	3.6910E-01	5.4660E+03	0.035
1971	3.2370E-01	6.5910E+03	0.035
1972	5.1870E-01	3.9480E+03	0.035

1973	5.3380E-01	3.8710E+03	0.035
1974	5.1540E-01	5.3930E+03	0.035
1975	3.8980E-01	5.0320E+03	0.035
1976	3.3860E-01	5.8830E+03	0.035
1977	3.9630E-01	6.6940E+03	0.035
1978	6.3950E-01	5.7630E+03	0.035
1979	3.1910E-01	6.2550E+03	0.035
1980	5.8560E-01	5.8010E+03	0.035
1981	3.9420E-01	5.7710E+03	0.035
1982	3.6050E-01	1.4310E+03	0.035
1983	2.7790E-01	2.5590E+03	0.035
1984	2.2650E-01	2.2920E+03	0.035
1985	1.8500E-01	2.7090E+03	0.035
1986	9.4900E-02	2.3570E+03	0.035
1987	1.2710E-01	2.6500E+03	0.035
1988	1.9750E-01	3.0590E+03	0.035
1989	1.7210E-01	2.9200E+03	0.035
1990	1.0710E-01	2.7870E+03	0.035

Здесь приведен фрагмент файла, содержащий входные данные по промысловому усилию, усредненному за год (второй столбец) и улову (третий столбец) за период с 1961 по 1990 г. В четвёртом столбце указан доверительный интервал усилий.

Результаты работы ASPIC записываются в несколько выходных файлов. Файл с расширением .fit содержит результаты оценки параметров. Файл с расширением .bot содержит результаты бутстреп-процедуры. Файл с расширением .bio содержит полную информацию о динамике запаса и промысла по всем итерациям бутстрепа и является одним из входных файлов для прогнозирования.

Прогноз состояния запаса осуществляется с помощью дополнительной программы ASPICP. Для управления параметрами прогноза нужно также сформировать дополнительный файл с расширением .ctl.

Первая строка управляемого файла – это набор символов *ASPICP-V4* .

Вторая строка – название прогнозируемого объекта в кавычках.

Третья строка – наименование файла с расширением .bio.

Четвертая строка – это действительное число от 0.0 до 1.0 – доверительный интервал для зашумления MSY на этапе прогнозирования.

Пятая строка управляет доверительным интервалом. Она состоит из двух значений. Первое значение – символьная переменная BC или PC, определяющая какой тип доверительных интервалов использовать (с коррекцией на смещение или обычные перцентили). Второе значение - 0 или 1 в зависимости от того, требуется ли доверительным интервалам сглаживание.

Шестая строка – число (целое) лет прогноза после стартового года, которые не будут отображены на графике.

Седьмая строка управляет формой представления результатов и состоит из трех двоичных переменных. Первая определяет, должен ли AGRAPH автоматически открываться после завершения блока прогнозирования для построения графика результатов. Вторая определяет, будет ли записываться .rgb файл. Этот подробный выходной файл может быть прочитан статистическим пакетом или средством работы с электронными таблицами для анализа результатов прогноза. Третья определяет, будет ли записываться .rdat файл. Это версия основного выходного файла, которая может быть прочитана статистическим пакетом R с помощью функции dget( ).

Восьмая строка – семизначное целое число, задающее начальное состояние генератора случайных чисел. Различные значения приводят к разным результатам, повторяющиеся значения позволяют дублировать прогон.

Девятая строка задает спецификацию прогноза. Первое значение имеет вид xp , где n – заблоговоременность прогноза в годах. Например, x5 – прогноз на 5 лет. Второе значение – действительное число, устанавливающее значение

интенсивности промышленного воздействия в относительных единицах измерения. Третье значение – строка символов, кодирующая тип единиц измерения интенсивности промысла.

Таблица П.2.2.5. Кодификатор единиц измерения интенсивности промысла

<b>Значение</b>	<b>Смысл</b>
YABS	Улов в абсолютных единицах
YREL	Улов по отношению к улову в терминальный год
MSY	Улов по отношению к MSY
FREL	Промысловая смертность по отношению промысловой сметности в терминальный год
FMSY	Промысловая смертность по отношению к $F_{MSY}$

Файл должен заканчиваться символами *%%END*

***Пример управляющего файла:***

```

ASPICP-V4
'Red Porgy - Fish at 0.9 Fmsy'
se-rpg.bio
0.1
BC 1
0
0 1 1
4520803
1.0 YABS
x5 0.50 FMSY
x45 0.9 FMSY
%%END

```

Графическое представление полученных результатов обеспечивает программа **AGRAPH** – для этого достаточно открыть с ее помощью файл с результатами.

### II.2.3. Опыт практического применения

ППП ASPIC нашел применение в ряде международных рыболовных организаций (Организация по рыболовству в северо-западной Атлантике, NAFO; Международная комиссия по сохранению атлантических тунцов, ICCAT и др.) и национальных рыбохозяйственных ведомствах (Национальная служба морского рыболовства США, NMFS; Департамент рыболовства и океанов Канады, DFO и др.)

#### РАСЧЕТ ЗАПАСА С ПОМОЩЬЮ МОДЕЛИ ASPIC НА ПРИМЕРЕ СЕВЕРО-ОХОТОМОРСКОГО МИНТАЯ

В качестве входных рядов для моделирования использовалась официальная статистика уловов, а также оценки биомассы нерестового запаса (SSB) северо-охотоморского минтая за период с 1980 по 2015 гг., полученные с помощью когортной модели TISVPA [Васильев, 2006]. Следует отметить, что при использовании оценок SSB в качестве индексов величины запаса коэффициент улавливаемости может считаться заранее известным:  $q \approx 1$ , т.е. величина промыслового усилия, рассчитываемая как  $E = C/B$ , является эквивалентной мерой промысловой смертности,  $E = F$ . Таким образом, предварительным критерием эффективности оптимизационного алгоритма модели ASPIC может служить близость оценки коэффициента улавливаемости к единице.

Файл, содержащий входные данные для анализа, имеет следующий вид (стандартное расширение .a7inp, жирным шрифтом выделены пояснения, в реальном файле отсутствующие):

```
ASPIC-V7
# File generated by aspic5to7 v.0.59
"Pollock North" (символьный идентификатор, содержащий информацию об объекте, – до 110
символов, кавычки обязательны)
# Program mode (FIT/BOT), verbosity, N bootstraps, [opt] user percentile: (расчетные опции: FIT –
параметризация; BOT – бутстреп, цель которого – оценка доверительных интервалов для
параметров модели (существенно замедляет работу программы); verbosity – объем экранного
```



вывода, значение 102 задает программе инструкцию к созданию файла с расширением .rdat, содержащего R-скрипт. Число бутстреп-выборок – не более 3000)

VOT 102 2000

# Model shape, conditioning (YLD/EFT), obj. fn. (SSE/LAV/MLE/MAP): (версия модели: LOGISTIC – логистическая модель Шефера; YLD – условие статистической обработки данных, предполагает что зарегистрированные значения уловов не содержат ошибки, в отличие от индекса запаса; SSE – вид целевой функции, в данном случае сумма квадратов отклонений)

LOGISTIC YLD SSE

# N years, N series: (число лет наблюдений – максимальное значение 150; число временных рядов индексов биомассы – максимальное значение 12)

36 1

# Monte Carlo mode (0/1/2), N trials: (интенсивность испытаний по схеме Монте Карло при параметризации модели, 0 – отсутствует, 1 – умеренная, 2 – высокая; число испытаний Монте Карло)

1 100000

# Convergence criteria (3 values): (критерии сходимости)

1.00E-08 3.00E-08 3.00E-04

# Maximum F, N restarts, [gen. model] N steps/yr: (верхняя граница оценки F; число повторений расчетов, требуемое для соблюдения критериев сходимости; число расчетных шагов в год, используется только для обобщенной продукционной модели, в других случаях введенное значение игнорируется программой)

8.0d0 8 12

# Random seed (large integer): (произвольное целое число, не менее 7 знаков, требующееся для инициации генератора случайных чисел)

5679312

# Initial guesses and bounds follow: (граничные условия)

B1K 0.5 1 0.1 4.0 penalty 0.00E+00 (0.5 – начальное значение отношения  $B_1/K$ , где  $B_1$  – биомасса в начале первого года наблюдений; 1 – указатель на то, что отношение  $B_1/K$  подлежит оценке; остальные значение относятся к определению статистических весовых коэффициентов «штрафной» функции – penalty)

MSY 2000 1 500 5000 (2000 – начальное значение MSY; 1 – указатель на то, что MSY оценке; 500 и 5000 – нижняя и верхняя границы MSY)

Fmsy 2.00E-01 1 1.00E-02 1.50E+00 (аналогично предыдущей строке, но применительно к  $F_{MSY}$ )

q 1 1 1.00E+00 0.1 1.5 (аналогично предыдущей строке, но применительно к коэффициенту улавливаемости; третье значение – статистический весовой коэффициент, определяющий значимость временного ряда при расчете целевой функции)

pos 40 1 25 85 8.0 (используется только при работе с обобщенной продукционной моделью для определения коэффициента формы, в других ситуациях игнорируется программой)

DATA (исходные данные)

"Biomass index, Total yield"

CC

1980	3208.5	626.1
1981	3572.3	560.2
1982	4316.0	633.5
1983	5196.0	734.1
1984	6137.1	1209.6
1985	6536.5	1262.8
1986	6482.3	1295.5
1987	6175.2	1289.0
1988	6028.1	1204.0
1989	6057.0	1298.8
1990	5859.7	1256.5
1991	5565.8	1226.5
1992	5278.1	982.6

1993	5361.8	1176.6
1994	5773.4	1170.4
1995	6663.5	1709.5
1996	6383.5	2288.5
1997	6195.8	2415.8
1998	4245.6	1952.8
1999	2792.4	1037.7
2000	2675.1	1064.2
2001	2182.6	883.8
2002	2355.7	488.4
2003	2647.6	794.9
2004	2276.3	488.4
2005	2660.1	567.3
2006	3230.9	616.7
2007	3777.6	461.7
2008	4447.3	653.5
2009	4832.1	1075.7
2010	5639.9	1240.9
2011	6007.0	984.5
2012	6676.1	885.7
2013	6246.6	873.0
2014	6845.6	821.2
2015	7102.1	904.4

Ниже приведен файл результатов, полученных в ходе работы программы ASPIC (жирным красным шрифтом выделены итоговые оценки, полученные в результате применения бутстреп-процедуры):

Pollock North

ASPIC -- A Surplus-Production Model Including Covariates (BETA Ver. 7.03)

Author: Michael H. Prager  
Prager Consulting  
<http://www.mhprager.com>

BOT program mode  
LOGISTIC model mode  
YLD conditioning  
SSE optimization

Reference: Prager, M. H. 1994. A suite of extensions to a nonequilibrium surplus-production model. Fishery Bulletin 92: 374-389.

ASPIC program and user's guide available gratis at [www.mhprager.com](http://www.mhprager.com)

CONTROL PARAMETERS (FROM INPUT FILE) (информация из входного файла)

Input file: C:/...s and Settings/User/Рабочий стол/ ASPIC/POL-SSE.a7inp (имя входного файла)

Operation of ASPIC: Fit logistic (Schaefer) model by direct optimization with bootstrap.

**(Модус программы ASPIC: Параметризация логистической модели Шефера с применением бутстреп-анализа)**

Number of years analyzed:	36	Number of bootstrap trials:	2000
Number of data series:	1	Objective function:	Least squares
Relative conv. criterion (simplex):	1.000E-08	Monte Carlo search mode, trials:	1 100000
Relative conv. criterion (restart):	3.000E-08	Random number seed:	5679312
Relative conv. criterion (effort):	3.000E-04	Identical convergences required in fitting:	8
Maximum F allowed in fitting:	8.000		

## PROGRAM STATUS INFORMATION (NON-BOOTSTRAPPED ANALYSIS)

error code 0

**(информация о статусе выполнения программы (без бутстреп-анализа))  
обнаружены)****(ошибки не обнаружены)**Normal convergence **(критерии сходимости соблюдены)**

## GOODNESS-OF-FIT AND WEIGHTING (NON-BOOTSTRAPPED ANALYSIS)

**(качество аппроксимации и весовые коэффициенты (без бутстреп-анализа))**

Objective function component: label and source of variance	Weighted SSE	Weighted N	Current MSE	Inv. var. weight	R-squared weight	in
CPUE						

**(компоненты целевой функции: ярлык и источник вариабельности)**

Loss(-1) Unmatched yield	0.000E+00					
Loss(0) Penalty on B1 > K	0.000E+00	1	N/A	0.000E+00	N/A	
Loss(1) Biomass index, Total yield	3.972E-01	36	1.168E-02	1.000E+00	1.000E+00	0.857

TOTAL OBJECTIVE FUNCTION, MSE, RMSE: 3.97187404E-01 1.241E-02 1.114E-01

**(значение целевой функции с учетом всех компонент)**

Estimated contrast index (good=0.5, best=1.0):	0.3694 .....	Mean of B coverage proportions > and < Bmsy
Estimated nearness index (best=1.0):	1.0000 .....	Proportional closeness of any B to Bmsy

## MODEL PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)

**(оценки параметров модели (без бутстреп-анализа))**

Parameter	Estimate	User guess	2nd guess	Min bound	Max bound	Estim?
B1/K Starting relative biomass (in 1980)	1.941E-01	5.000E-01	3.459E+00	1.000E-01	4.000E+00	1
MSY Maximum sustainable yield	1.446E+03	2.000E+03	9.004E+02	5.000E+02	5.000E+03	1
Fmsy Fishing mortality rate at MSY	2.233E-01	2.000E-01	2.474E-01	1.000E-02	1.500E+00	1
phi Shape of production curve (Bmsy/K)	0.5000	0.5000	----	----	----	0
q(1) Biomass index, Total yield	1.247E+00	1.000E+00	7.500E-01	1.000E-01	1.500E+00	1

## MANAGEMENT and DERIVED PARAMETER ESTIMATES (NON-BOOTSTRAPPED)

**(оценки ориентиров управления и производные оценки параметров (без бутстреп-анализа))**

Parameter	Estimate	Logistic formula	General formula
MSY Maximum sustainable yield	1.446E+03	----	----
Bmsy Stock biomass giving MSY	6.475E+03	K/2	$K*n^{**}(1/(1-n))$
K Carrying capacity	1.295E+04	2*Bmsy	Bmsy/phi
n Exponent in production function	2.0000	----	----
g Fletcher's gamma	4.000E+00	----	$[n^{**}(n/(n-1))]/[n-1]$
B./Bmsy Ratio: B(2016)/Bmsy	1.010E+00	----	----
F./Fmsy Ratio: F(2015)/Fmsy	6.454E-01	----	----
Fmsy/F. Ratio: Fmsy/F(2015)	1.549E+00	----	----
Y.(Fmsy) Approx. yield available at Fmsy in 2016	1.459E+03	MSY*B./Bmsy	MSY*B./Bmsy
...as proportion of MSY	1.009E+00	----	----
Ye. Equilibrium yield available in 2016	1.446E+03	$4*MSY*(B/K-(B/K)**2)$	$g*MSY*(B/K-(B/K)**n)$
...as proportion of MSY	9.999E-01	----	----

----- Fishing effort rate at MSY in units of each CE or CC series -----

fmsy(1) Biomass index, Total yield	1.790E-01	Fmsy/q( 1)	Fmsy/q( 1)
------------------------------------	-----------	------------	------------

ESTIMATED POPULATION TRAJECTORY (NON-BOOTSTRAPPED)  
(оцененная динамика популяции (без бутстреп-анализа))

Obs	Year or ID	Estimated total F mort	Estimated starting biomass	Estimated average biomass	Observed total yield	Model total yield	Estimated surplus production	Ratio of F mort to Fmsy	Ratio of biomass to Bmsy
1	1980	0.234	2.513E+03	2.673E+03	6.261E+02	6.261E+02	9.469E+02	1.049E+00	3.881E-01
2	1981	0.182	2.834E+03	3.075E+03	5.602E+02	5.602E+02	1.046E+03	8.159E-01	4.377E-01
3	1982	0.177	3.320E+03	3.581E+03	6.335E+02	6.335E+02	1.156E+03	7.924E-01	5.128E-01
4	1983	0.179	3.843E+03	4.102E+03	7.341E+02	7.341E+02	1.251E+03	8.016E-01	5.935E-01
5	1984	0.275	4.360E+03	4.405E+03	1.210E+03	1.210E+03	1.298E+03	1.230E+00	6.732E-01
6	1985	0.282	4.448E+03	4.471E+03	1.263E+03	1.263E+03	1.307E+03	1.265E+00	6.869E-01
7	1986	0.288	4.492E+03	4.501E+03	1.296E+03	1.296E+03	1.311E+03	1.289E+00	6.937E-01
8	1987	0.285	4.508E+03	4.521E+03	1.289E+03	1.289E+03	1.314E+03	1.277E+00	6.962E-01
9	1988	0.262	4.533E+03	4.594E+03	1.204E+03	1.204E+03	1.324E+03	1.174E+00	7.001E-01
10	1989	0.278	4.653E+03	4.671E+03	1.299E+03	1.299E+03	1.333E+03	1.245E+00	7.186E-01
11	1990	0.266	4.688E+03	4.731E+03	1.256E+03	1.256E+03	1.341E+03	1.190E+00	7.239E-01
12	1991	0.254	4.772E+03	4.837E+03	1.226E+03	1.226E+03	1.353E+03	1.136E+00	7.369E-01
13	1992	0.193	4.899E+03	5.101E+03	9.826E+02	9.826E+02	1.380E+03	8.629E-01	7.565E-01
14	1993	0.217	5.296E+03	5.414E+03	1.177E+03	1.177E+03	1.407E+03	9.734E-01	8.179E-01
15	1994	0.207	5.526E+03	5.655E+03	1.170E+03	1.170E+03	1.422E+03	9.269E-01	8.534E-01
16	1995	0.304	5.778E+03	5.628E+03	1.710E+03	1.710E+03	1.421E+03	1.361E+00	8.923E-01
17	1996	0.457	5.489E+03	5.002E+03	2.288E+03	2.288E+03	1.369E+03	2.049E+00	8.477E-01
18	1997	0.615	4.570E+03	3.927E+03	2.416E+03	2.416E+03	1.218E+03	2.755E+00	7.057E-01
19	1998	0.684	3.372E+03	2.856E+03	1.953E+03	1.953E+03	9.916E+02	3.062E+00	5.207E-01
20	1999	0.449	2.410E+03	2.313E+03	1.038E+03	1.038E+03	8.483E+02	2.009E+00	3.722E-01
21	2000	0.514	2.221E+03	2.072E+03	1.064E+03	1.064E+03	7.771E+02	2.300E+00	3.430E-01
22	2001	0.480	1.934E+03	1.842E+03	8.838E+02	8.838E+02	7.055E+02	2.149E+00	2.986E-01
23	2002	0.262	1.756E+03	1.867E+03	4.884E+02	4.884E+02	7.134E+02	1.172E+00	2.711E-01
24	2003	0.407	1.981E+03	1.953E+03	7.949E+02	7.949E+02	7.406E+02	1.823E+00	3.059E-01
25	2004	0.236	1.926E+03	2.068E+03	4.884E+02	4.884E+02	7.758E+02	1.058E+00	2.975E-01
26	2005	0.240	2.214E+03	2.360E+03	5.673E+02	5.673E+02	8.614E+02	1.077E+00	3.418E-01
27	2006	0.231	2.508E+03	2.672E+03	6.167E+02	6.167E+02	9.466E+02	1.034E+00	3.873E-01
28	2007	0.147	2.838E+03	3.132E+03	4.617E+02	4.617E+02	1.059E+03	6.602E-01	4.382E-01
29	2008	0.177	3.435E+03	3.697E+03	6.535E+02	6.535E+02	1.179E+03	7.916E-01	5.305E-01
30	2009	0.266	3.961E+03	4.045E+03	1.076E+03	1.076E+03	1.242E+03	1.191E+00	6.117E-01
31	2010	0.300	4.127E+03	4.135E+03	1.241E+03	1.241E+03	1.257E+03	1.344E+00	6.373E-01
32	2011	0.229	4.143E+03	4.294E+03	9.845E+02	9.845E+02	1.281E+03	1.027E+00	6.398E-01
33	2012	0.190	4.440E+03	4.666E+03	8.857E+02	8.857E+02	1.332E+03	8.502E-01	6.857E-01
34	2013	0.170	4.887E+03	5.145E+03	8.730E+02	8.730E+02	1.384E+03	7.599E-01	7.546E-01
35	2014	0.144	5.398E+03	5.704E+03	8.212E+02	8.212E+02	1.424E+03	6.449E-01	8.336E-01
36	2015	0.144	6.001E+03	6.276E+03	9.044E+02	9.044E+02	1.444E+03	6.454E-01	9.267E-01
37	2016		6.540E+03						1.010E+00

RESULTS FOR DATA SERIES # 1 (NON-BOOTSTRAPPED)

Biomass index, Total yield

(результаты расчетов по временному ряду № 1 (без бутстреп-анализа)) Индекс биомассы, Общий вылов

Data type CC: CPUE-catch series

Series weight: 1.000

Obs	Year	Observed CPUE	Estimated CPUE	Estim F	Observed yield	Model yield	Resid in log scale	Statist weight
1	1980	3.208E+03	3.333E+03	0.2342	6.261E+02	6.261E+02	0.03820	1.000E+00
2	1981	3.572E+03	3.835E+03	0.1822	5.602E+02	5.602E+02	0.07096	1.000E+00
3	1982	4.316E+03	4.465E+03	0.1769	6.335E+02	6.335E+02	0.03402	1.000E+00
4	1983	5.196E+03	5.116E+03	0.1790	7.341E+02	7.341E+02	-0.01561	1.000E+00

5	1984	6.137E+03	5.493E+03	0.2746	1.210E+03	1.210E+03	-0.11083	1.000E+00
6	1985	6.537E+03	5.575E+03	0.2825	1.263E+03	1.263E+03	-0.15904	1.000E+00
7	1986	6.482E+03	5.613E+03	0.2878	1.296E+03	1.296E+03	-0.14404	1.000E+00
8	1987	6.175E+03	5.638E+03	0.2851	1.289E+03	1.289E+03	-0.09096	1.000E+00
9	1988	6.028E+03	5.730E+03	0.2621	1.204E+03	1.204E+03	-0.05076	1.000E+00
10	1989	6.057E+03	5.825E+03	0.2781	1.299E+03	1.299E+03	-0.03906	1.000E+00
11	1990	5.860E+03	5.900E+03	0.2656	1.256E+03	1.256E+03	0.00681	1.000E+00
12	1991	5.566E+03	6.032E+03	0.2536	1.226E+03	1.226E+03	0.08040	1.000E+00
13	1992	5.278E+03	6.361E+03	0.1926	9.826E+02	9.826E+02	0.18659	1.000E+00
14	1993	5.362E+03	6.752E+03	0.2173	1.177E+03	1.177E+03	0.23047	1.000E+00
15	1994	5.773E+03	7.053E+03	0.2070	1.170E+03	1.170E+03	0.20015	1.000E+00
16	1995	6.663E+03	7.018E+03	0.3038	1.710E+03	1.710E+03	0.05190	1.000E+00
17	1996	6.383E+03	6.238E+03	0.4575	2.288E+03	2.288E+03	-0.02298	1.000E+00
18	1997	6.196E+03	4.897E+03	0.6152	2.416E+03	2.416E+03	-0.23516	1.000E+00
19	1998	4.246E+03	3.562E+03	0.6837	1.953E+03	1.953E+03	-0.17550	1.000E+00
20	1999	2.792E+03	2.885E+03	0.4486	1.038E+03	1.038E+03	0.03246	1.000E+00
21	2000	2.675E+03	2.585E+03	0.5135	1.064E+03	1.064E+03	-0.03445	1.000E+00
22	2001	2.183E+03	2.297E+03	0.4797	8.838E+02	8.838E+02	0.05130	1.000E+00
23	2002	2.356E+03	2.328E+03	0.2616	4.884E+02	4.884E+02	-0.01166	1.000E+00
24	2003	2.648E+03	2.436E+03	0.4070	7.949E+02	7.949E+02	-0.08348	1.000E+00
25	2004	2.276E+03	2.579E+03	0.2361	4.884E+02	4.884E+02	0.12497	1.000E+00
26	2005	2.660E+03	2.943E+03	0.2404	5.673E+02	5.673E+02	0.10094	1.000E+00
27	2006	3.231E+03	3.332E+03	0.2308	6.167E+02	6.167E+02	0.03083	1.000E+00
28	2007	3.778E+03	3.906E+03	0.1474	4.617E+02	4.617E+02	0.03352	1.000E+00
29	2008	4.447E+03	4.611E+03	0.1767	6.535E+02	6.535E+02	0.03613	1.000E+00
30	2009	4.832E+03	5.045E+03	0.2659	1.076E+03	1.076E+03	0.04308	1.000E+00
31	2010	5.640E+03	5.157E+03	0.3001	1.241E+03	1.241E+03	-0.08945	1.000E+00
32	2011	6.007E+03	5.355E+03	0.2293	9.845E+02	9.845E+02	-0.11497	1.000E+00
33	2012	6.676E+03	5.819E+03	0.1898	8.857E+02	8.857E+02	-0.13745	1.000E+00
34	2013	6.247E+03	6.417E+03	0.1697	8.730E+02	8.730E+02	0.02689	1.000E+00
35	2014	6.846E+03	7.113E+03	0.1440	8.212E+02	8.212E+02	0.03833	1.000E+00
36	2015	7.102E+03	7.827E+03	0.1441	9.044E+02	9.044E+02	0.09718	1.000E+00

ESTIMATES FROM BOOTSTRAP ANALYSIS

(Notation X. means terminal estimate of X)

**(результатирующие оценки с применением бутстреп-анализа)**

Param name	Point estimate	Bias-corrected approximate confidence limits				Inter-quartile range	Relative IQ range
		80% lower	80% upper	50% lower	50% upper		
<b>B1/K</b>	<b>1.941E-01</b>	1.607E-01	2.241E-01	1.756E-01	2.091E-01	3.348E-02	0.173
<b>MSY</b>	<b>1.446E+03</b>	1.366E+03	1.602E+03	1.400E+03	1.525E+03	1.252E+02	0.087
<b>Fmsy</b>	<b>2.233E-01</b>	2.015E-01	2.441E-01	2.114E-01	2.340E-01	2.253E-02	0.101
<b>q(1)</b>	<b>1.247E+00</b>	1.137E+00	1.371E+00	1.188E+00	1.314E+00	1.256E-01	0.101
<b>Ye(2016)</b>	<b>1.446E+03</b>	1.354E+03	1.587E+03	1.399E+03	1.524E+03	1.256E+02	0.087
<b>Y.(Fmsy)</b>	<b>1.459E+03</b>	1.349E+03	1.551E+03	1.398E+03	1.506E+03	1.086E+02	0.074
<b>Bmsy</b>	<b>6.475E+03</b>	5.681E+03	7.631E+03	6.035E+03	7.049E+03	1.014E+03	0.157
<b>fmsy(1)</b>	<b>1.790E-01</b>	1.644E-01	1.926E-01	1.713E-01	1.860E-01	1.471E-02	0.082
<b>B./Bmsy</b>	<b>1.010E+00</b>	8.581E-01	1.135E+00	9.287E-01	1.078E+00	1.490E-01	0.147
<b>F./Fmsy</b>	<b>6.454E-01</b>	5.951E-01	7.083E-01	6.193E-01	6.793E-01	6.001E-02	0.093
<b>Ye./MSY</b>	<b>9.999E-01</b>	1.000E+00	1.000E+00	1.000E+00	1.000E+00	5.951E-06	0.000

INFORMATION FOR REPAST (Prager, Porch, Shertzer, & Caddy. 2003. NAJFM 23: 349-361)

**(информация для разработчиков)**

Unitless limit reference point in F ( $F_{msy}/F$ ): 1.549

**(точечный граничный ориентир по промысловой смертности. Безразмерный:  $F_{msy}/F$ )**

CV of above (from bootstrap distribution): 0.068

**(коэффициент вариации приведенного выше значения ориентира (из распределения бутстреп-оценок))**

NOTES ON BOOTSTRAPPED ESTIMATES:

**(примечания к результатам бутстреп-анализа)**

- Bootstrap results were computed from 2000 trials.

**(Число бутстреп-выборок, использованных в вычислениях)**

- Results are conditional on parameter bounds in the input file.

**(Результаты получены с учетом граничных значений параметров, заданных во входном файле)**

- If many trials were replaced, consider relaxing bounds and re-running.

**(При большом количестве бутстреп-выборок, не отвечающих условиям сходимости, рекомендуется расширить границы значений параметров и перезапустить программу)**

- All bootstrapped intervals are approximate. The statistical literature recommends using at least 1000 trials for accurate 95% intervals. The default 80% intervals used by ASPIC should require fewer trials for equivalent accuracy. Using at least 500 trials is recommended.

**(Все доверительные интервалы, рассчитанные по результатам бутстреп-анализа, являются приблизительными. Для получения точных значений 95%-ных доверительных интервалов в статистической литературе рекомендуется использовать не менее 1000 бутстреп-выборок. В программе ASPIC по умолчанию приняты 80%-ные интервалы, что требует меньшего количества испытаний. Рекомендованное число бутстреп-выборок – не менее 500)**

Trials replaced for lack of convergence: 0      Trials replaced for MSY at bound or  $MSY \geq K$ : 0

**(Число повторных испытаний ввиду отсутствия сходимости)**

**(Число повторных ввиду выхода MSY на границу или  $MSY \geq K$ )**

$\geq K$ )

Trials replaced for q at bound: 7      Trials replaced for B1/K at bound: 1

**(Число повторных испытаний ввиду выхода q на границу)**

**(число повторных испытаний ввиду выхода B1/K на**

**границу)**

Trials replaced for  $F_{msy}$  at bound: 0

**(Число повторных испытаний ввиду выхода  $F_{msy}$  на границу)**

Residual inflation factor: 1.0607

**(Коэффициент возрастания остатков)**

Elapsed time: 0 hours, 10 minutes, 1.235 seconds.

**(Затраченное время)**

На рис. П.2.3.1 представлена восстановленная моделью динамика биомассы запаса.

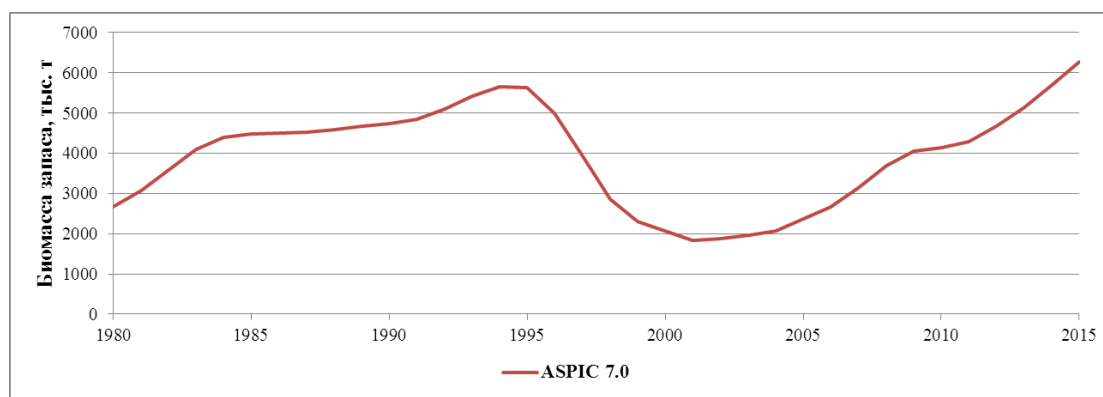


Рис. П.2.3.1. Динамика биомассы запаса

В пакете ASPIC для визуализации результатов анализа используется вспомогательная программа AGRAPH, выводящая графическую информацию о динамике относительных показателей промысловой смертности и биомассы, а также о степени приближения модельных значений индекса запаса к наблюдаемым (рис. П.2.3.2, П.2.3.3).

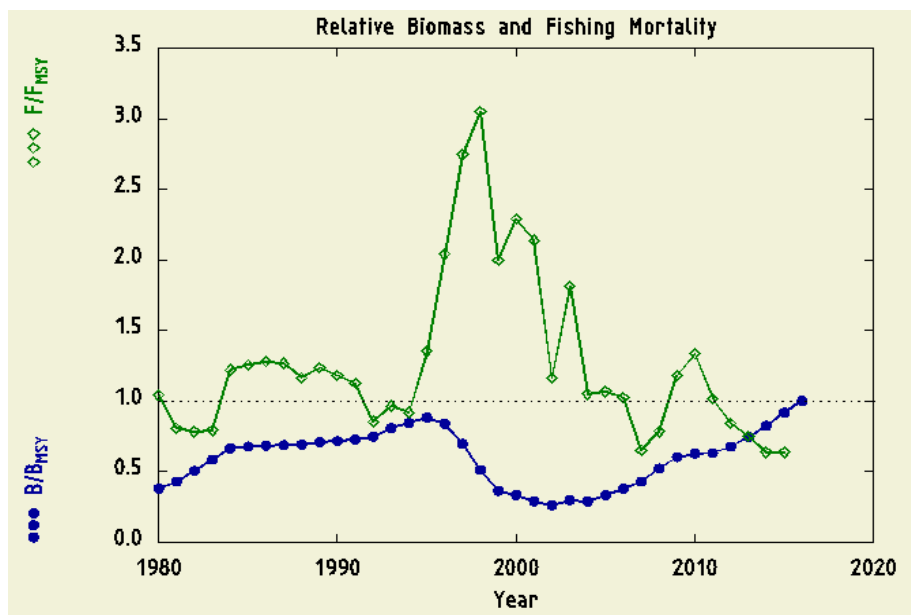


Рис. П.2.3.2. Динамика относительных показателей промысловой смертности и биомассы

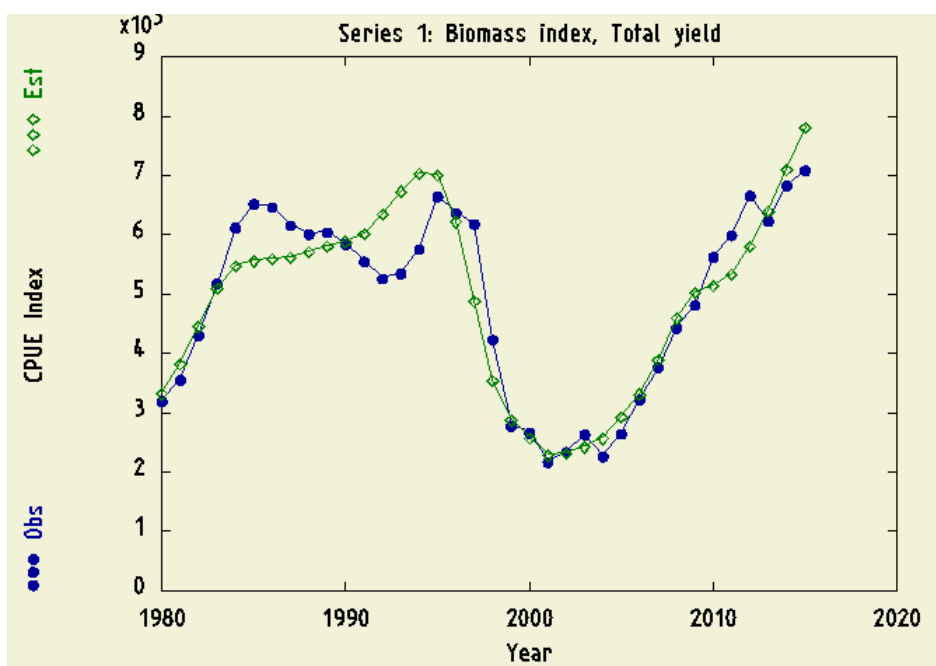


Рис. П.2.3.3. Сравнение модельных и наблюдаемых значений индекса запаса

В рамках программы ASPIC процедура прогнозирования состояния запаса реализована в отдельном модуле ASPICP, в который поступают данные из модуля оценки параметров модели. При этом относительные значения коэффициента промысловой смертности ( $F/F_{MSY}$ ) задаются пользователем. Ниже представлен пример входного файла модуля ASPICP (стандартное расширение .ctl, жирным шрифтом выделены пояснения, в реальном файле отсутствующие):

```

ASPICP-V4
"Pollock North" (наименование объекта)
POL-SSE.bio (имя выходного файла модуля параметризации ASPIC)
0.1 -CV of MSY
BC 1 -Smoothed intervals
0 -Don't skip years
0 1 1
4520803 (произвольное целое число, не менее 7 знаков, требующееся для инициации генератора случайных чисел)
# Projection specs follow here (опции прогнозной процедуры)
# The next one is for ten years: (прогноз на 10 лет вперед)
x10 1.00 FMSY (число лет прогноза, F по отношению к  $F_{MSY}$ )
%%END

```

Фрагмент выходного файла прогнозного модуля (стандартное расширение .prj):

```

Results from ASPICP.EXE, version 5.01 (результаты расчетов)
Pollock North

```

USER CONTROL INFORMATION (FROM INPUT FILE) (**информация, заданная пользователем во входном файле**)

```

-----
Control (CTL) file read: (имя входного файла)                POL-SSE.ctl
Biomass (BIO) file read: (имя файла, содержащего оценки биомассы)  pol-sse.bio
Output file (this file): (имя файла результатов)              POL-SSE.prj
Production-model type: (тип продукционной модели)             Logistic
Number of years of projections: (прогнозный горизонт)         10 (лет)
Type of confidence intervals: (тип доверительных интервалов)   Bias-corrected percentile (процентили, скорректированные с учетом смещения)
CV of MSY:                                                    0.1000
Confidence interval smoothing: (сглаживание доверительных интервалов) ON (включено)

```

Year	Input data	User data type
2016	1.000E+00	F/Fmsy
2017	1.000E+00	F/Fmsy
2018	1.000E+00	F/Fmsy
2019	1.000E+00	F/Fmsy
2020	1.000E+00	F/Fmsy
2021	1.000E+00	F/Fmsy



2022	1.000E+00	F/Fmsy
2023	1.000E+00	F/Fmsy
2024	1.000E+00	F/Fmsy
2025	1.000E+00	F/Fmsy

TABLE OF PROJECTED YIELDS (ВЕЛИЧИНА УЛОВА НА ПРОГНОЗНОМ ГОРИЗОНТЕ)

Year	Point estimate	Estimated bias	Relative bias	Approx 80% lower CL	Approx 80% upper CL	Approx 50% lower CL	Approx 50% upper CL	Inter-	
								quartile range	Relative IQ range
2016	1.483E+03	-2.208E+01	-1.49%	1.418E+03	1.618E+03	1.461E+03	1.568E+03	1.076E+02	0.073
2017	1.517E+03	-5.885E+01	-3.88%	1.490E+03	1.702E+03	1.534E+03	1.656E+03	1.221E+02	0.080
2018	1.495E+03	-3.794E+01	-2.54%	1.445E+03	1.661E+03	1.489E+03	1.606E+03	1.172E+02	0.078
2019	1.439E+03	1.592E+01	1.11%	1.348E+03	1.527E+03	1.387E+03	1.483E+03	9.541E+01	0.066
2020	1.413E+03	4.211E+01	2.98%	1.305E+03	1.473E+03	1.341E+03	1.427E+03	8.583E+01	0.061
2021	1.388E+03	6.617E+01	4.77%	1.277E+03	1.429E+03	1.307E+03	1.382E+03	7.558E+01	0.054
2022	1.367E+03	8.715E+01	6.37%	1.255E+03	1.382E+03	1.267E+03	1.342E+03	7.459E+01	0.055
2023	1.370E+03	8.359E+01	6.10%	1.230E+03	1.394E+03	1.272E+03	1.349E+03	7.700E+01	0.056
2024	1.362E+03	9.077E+01	6.66%	1.239E+03	1.380E+03	1.260E+03	1.339E+03	7.911E+01	0.058
2025	1.397E+03	5.556E+01	3.98%	1.279E+03	1.464E+03	1.314E+03	1.409E+03	9.516E+01	0.068

NOTE: Confidence intervals are approximate (оценки доверительных интервалов приблизительные)

At least 500 to 1000 trials are recommended when estimating confidence intervals (для оценивания доверительных интервалов рекомендуется, как минимум, от 500 до 1000 повторностей)

Результаты, визуализированные с помощью модуля AGRAPH, представлены на рис. П.2.3.4 и П.2.3.5:

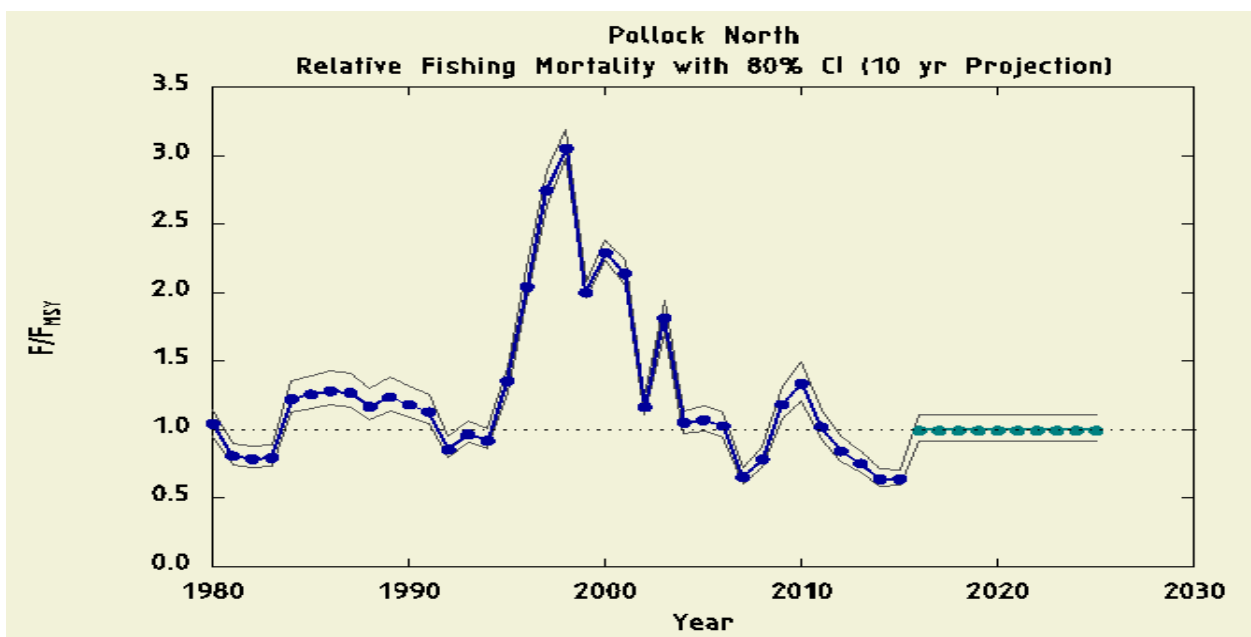


Рис. П.2.3.4. Относительная промысловая смертность с 80%-ным доверительным интервалом и прогнозом на 10 лет

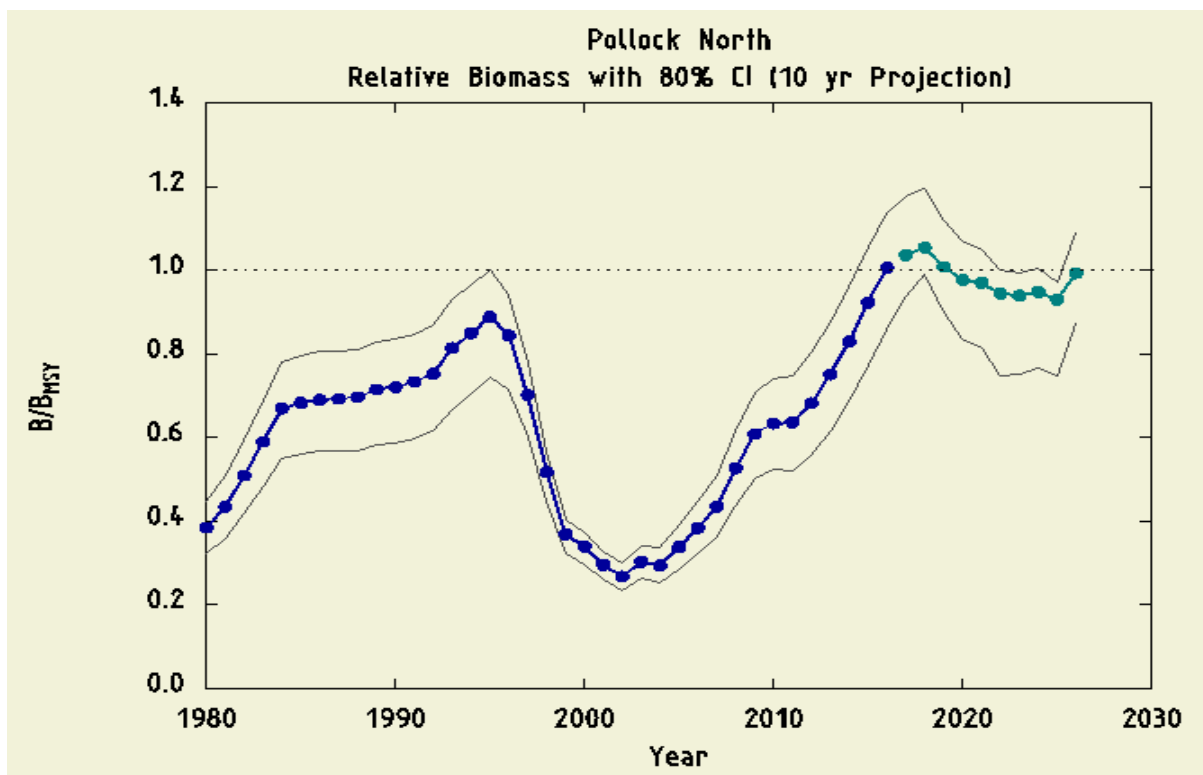


Рис. П.2.3.5. Относительная биомасса запаса с 80%-ным доверительным интервалом и прогнозом на 10 лет

### Литература

Schaefer M. B. Some Aspects of the Dynamics of Populations Important to the Management of the Commercial Marine Fisheries // Bull. Inter-Am. Trop. Tuna Comm. 1954. V. 1. № 2. P. 27–56.

Fox W.W. An exponential yield model for optimizing exploited fish populations. Trans. Am. Fish. 1970. Soc. 99, P. 80-88.

Pella J.S., Tomlinson P.K. A Generalized Stock-production Model. Bull. Inter-Amer. Trop. 1969. Tuna Comm. 13, P. 421-496.

Prager M.H. A suite of extensions to a nonequilibrium surplus–production model. 1994. Fishery Bulletin 92. P. 374–389.

User’s Guide for ASPIC Suite, version 7:A Stock–Production Model Incorporating Covariates and auxiliary programs [Electronic resource]. – URL: <http://www.mhprager.com/aspic7-guide.pdf>.

User's Guide for ASPIC: A Stock–Production Model Incorporating Covariates (ver. 5) And Auxiliary Programs [Electronic resource]. – URL: <http://www.mhprager.com/aspic5man.pdf>.

Зайцев В.Ф., Полянин А.Д. 2001. Справочник по обыкновенным дифференциальным уравнениям. М.: Физматлит. 576 с.

## **Раздел III**

### **Методики оценки запасов приоритетных видов водных биологических ресурсов для III уровня информационного обеспечения расчетов**

## Немодельные методы (краткое описание)

К III уровню информационного обеспечения расчетов ОДУ относятся ситуации, когда недостаточная полнота и/или качество доступной информации исключают использование моделей эксплуатируемого запаса. Обоснование ОДУ строится на эмпирических, трендовых, индикаторных и других приближенных методах, применяемых в случае дефицита информации.

К настоящему времени разработано довольно большое число подобных методов (несколько десятков), объединяемых в категорию DLM (Data Limited Methods), или «немодельных» методов. Различные группы этих методов различаются теоретическими предпосылками, заложенными в их основу, а также требованиями к составу входной информации. На рис. III.1 представлены основные классы немодельных методов.

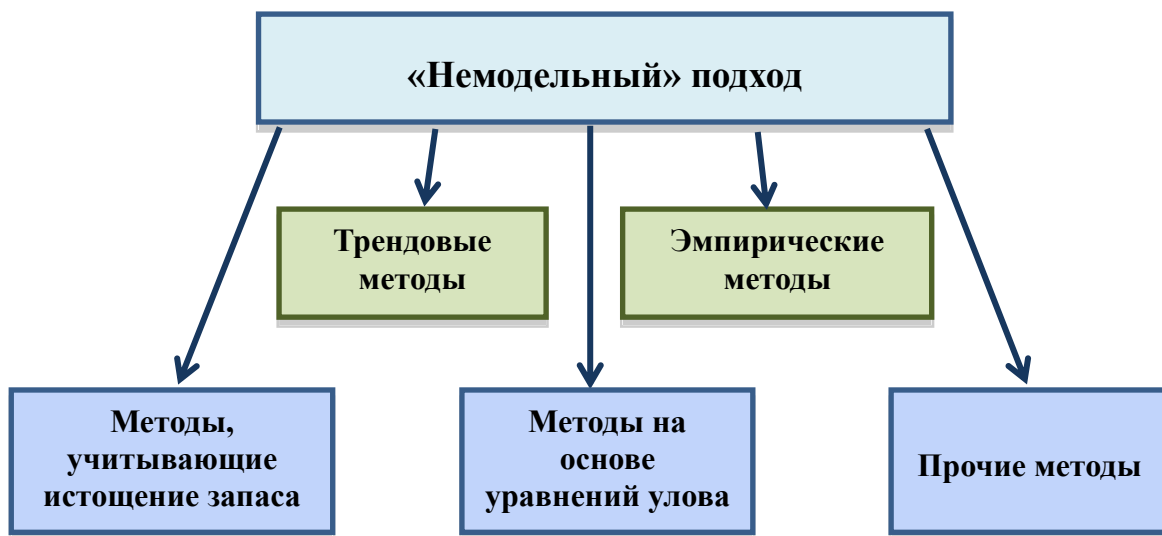


Рис. III.1. Классификация методов, применяемых в рамках «немодельного» подхода к обоснованию ОДУ

Ввиду множественности существующих подходов к прогнозированию ОДУ при дефиците исходной информации возникает проблема выбора наиболее эффективных методов, учитывающих биологические свойства

эксплуатируемых популяций, а также существующие тенденции изменений состояния запасов под действием промысла.

Ограничение выбора применяемых методов DLM может быть осуществлено на основе выделения более дробных категорий в рамках III уровня информационного обеспечения. Подобная практика существует в таких международных организациях как ИКЕС и НАФО. В ИКЕС, например, принято разделение всех запасов на 6 категорий в зависимости от обеспеченности данными [ICES, 2012]:

1. Структура и качество данных допускают применение аналитических методов прогнозирования ОДУ (когортные и производственные модели);

2. Структура данных допускает применение аналитических методов прогнозирования ОДУ (когортные и производственные модели), однако результаты (в силу различных причин) недостаточно надежны и позволяют дать лишь качественную оценку текущих трендов в показателях промысловой смертности, пополнения и биомассы запаса;

3. Доступны индексы величины запаса (результаты учетных съемок), позволяющие судить о его динамике (в терминах промысловой смертности, пополнения, биомассы);

4. Доступны достаточно надежные данные о величине улова;

5. Имеются только данные об улове на выгрузку;

6. Величина зарегистрированного вылова пренебрежимо мала, что типично для приловных и сорных объектов.

Блок-схема принятия решений, определяющая выбор той или иной из перечисленных категорий, изображена на рис. III.2.

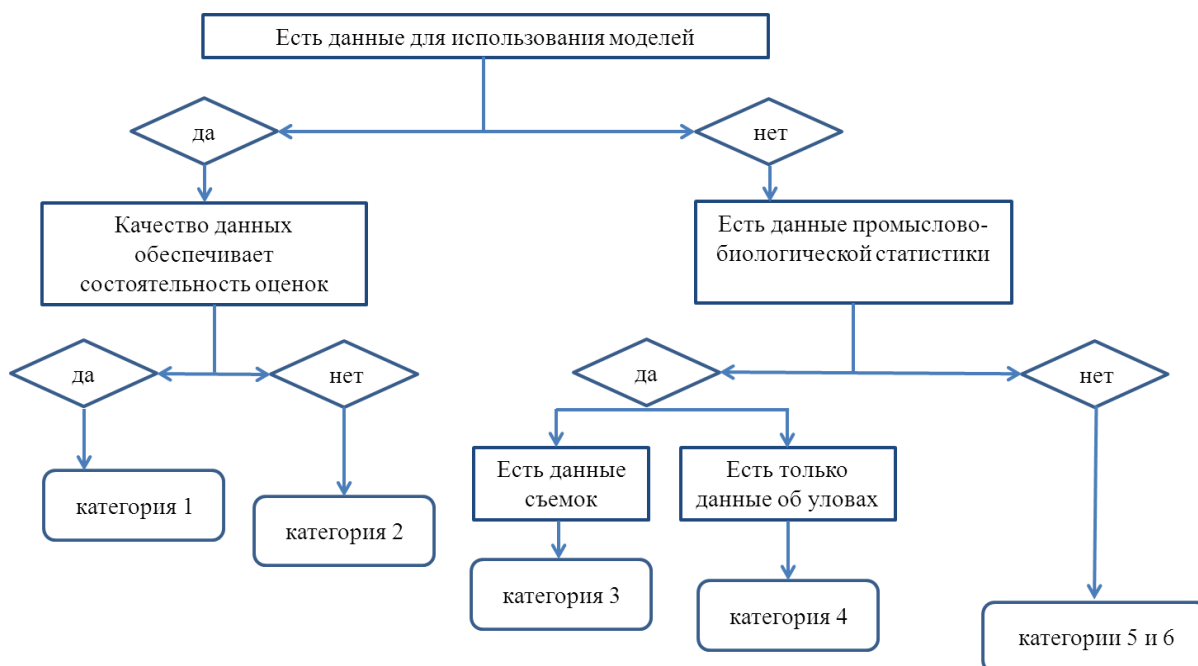


Рис. III.2. Блок-схема принятия решения о принадлежности анализируемого запаса к одной из 6-ти предписанных ИКЕС категорий

Для каждой из выделяемых категорий в свою очередь определяется набор методов, рекомендуемых к применению.

Наиболее очевидным способом решения проблемы выбора «наилучшего» метода DLM является их тестирование с помощью аналитических моделей, генерирующих полные наборы данных. Результаты подобного тестирования, осуществленного группой канадских и американских специалистов на примере когортных моделей [Carruthers et al., 2014], указывают на перспективность методов, учитывающих степень истощения запаса, в первую очередь, метода DB-SRA (стохастический анализ сокращения запаса) [Dick, MacCall, 2011]. Метод позволяет оценить биологические ориентиры управления промыслом ( $MSY$ ,  $B_{MSY}$ ) и границу области перелова (Overfishing Limit,  $OFL = Y(F_{MSY})$ ). Входными данными служат временной ряд уловов ( $C_t$ ), оценка мгновенного коэффициента естественной смертности ( $M$ ), а также аргументированные суждения о соотношениях  $F_{MSY}/M$ ,  $B_{MSY}/B_0$  и  $B_{CUR}/B_0$ . Из числа протестированных методов (25 в общей сложности), метод DB-SRA дает наилучшее приближение к оценкам, полученным с помощью полной аналитической модели.

Лабораторией системного анализа водных биоресурсов ФГБНУ «ВНИРО» проведено аналогичное тестирование группы методов DLM, оперирующих минимальными наборами входных данных, ограниченных данными об улове и индексах обилия.

### Литература

Geromont H.F., Butterworth D.S. Generic management procedures for data-poor fisheries: forecasting with few data // ICES Journal of Marine Science. 2015. V. 72. N. 1. P. 251–261.

ICES. 2012. ICES Implementation of Advice for Data-limited Stocks in 2012 in its 2012 Advice. ICES CM 2012/ACOM 68. 42 pp.



### III.1. Программный комплекс DLMtool (NRDC) Carruthers, Hordyk, 2016

#### III.1.1. Описание методов

Анализ опирается на идеологию MSE (Management Strategy Evaluation – оценка эффективности стратегии управления), назначением которой является выбор стратегии, наиболее устойчивой к изменению гипотез о реальной динамике процедур управления.

В наиболее простой версии MSE в качестве операционной модели выбирается производственная модель, а процедура управления сводится к немодельному ПРП. Тогда задача формализуется следующим образом: динамика биомассы запаса описывается стохастической производственной моделью:

$$\ln\left(\frac{B_{t+1}}{B_t}\right) = F_{MSY} \left( \frac{1}{\gamma} \left( \gamma + 1 - \left( \frac{B_t}{B_{MSY}} \right)^\gamma \right) \right) - F_{rec}[I] + \varepsilon \quad (\text{III.1.1.1})$$

где  $B$  – биомасса промыслового запаса;  $t$  – время (годы);  $F_{MSY}$  – промысловая смертность, соответствующая  $MSY$ ;  $\gamma$  – параметр модели Пелла-Томлинсона [Pella, Tomlinson, 1969];  $B_{MSY}$  – биомасса, соответствующая  $MSY$ ;  $F_{rec}$  – промысловая смертность, определяемая согласно тестируемому немодельному ПРП как функции индекса величины запаса;  $I$  – индекс величины запаса;  $\varepsilon$  – ошибка процесса, оцененная при настройке операционной модели.

Наблюдаемые индексы величины запаса связаны с фактической биомассой модели наблюдения:

$$I_t = B_t \exp(\eta - \sigma_\eta^2 / 2), \quad (\text{III.1.1.2})$$

где  $\eta$  – ошибка наблюдения;  $\sigma_\eta$  – стандартное отклонение ошибки наблюдения.

Необходимо оценить коэффициенты эффективности управления, представляющие собой усредненные по времени математические ожидания различных величин:

$$\langle J \rangle = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_0^T EJ(B_t, F_{rec}) dt, \quad (\text{III.1.1.3})$$

где  $J$  – соответствующий коэффициент эффективности.

Так, наиболее важным из подобных коэффициентов является отклонение среднегодового улова от теоретически достижимого  $MSY$ :

$$\langle MSY - C \rangle = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \sum_{t=0}^T E(MSY - F_{rec} B_t) \quad (\text{III.1.1.4})$$

Для реализации этой задачи применительно к немодельным методам, реально используемым в мировой практике оценки запасов ОДУ, использован программный комплекс Combi 4.0. Структура входных данных обеспечивает возможность применения в общей сложности девяти немодельных методов, распадающихся на три группы. Ниже приведено их краткое описание.

1. Методы, оперирующие данными о динамике вылова:

– AvC: реализует схему управления промыслом типа «status quo», в соответствии с которой ОДУ определяется как средний вылов за период наблюдений;

– CC1: схема управления, направленная на поддержание постоянной величины вылова [Geromont, Butterworth, 2015]. Прогноз величины ОДУ (ТАС) на год вперед рассчитывается как  $ТАС_{y+1} = (1 - x) C^{ave}$ , где  $C^{ave}$  – средний вылов за последние 5 лет:

$$C^{ave} = 1/5 \sum_{y=n-4}^n C_y,$$

$x$  – коэффициент, принимающий значение в диапазоне от 0 до 1 (в методе CC1 имеет значение  $x = 0$ );

– CC4: метод, аналогичный CC1, с корректирующим коэффициентом  $x = 0,3$  [Geromont, Butterworth, 2015].

## 2. Методы, оперирующие данными о динамике индексов обилия:

– Islope 1: Исходно разработан и апробирован на данных о промысле хека Намибийского шельфа [Butterworth, Geromont, 2001]. Основное уравнение метода имеет вид:

$$TAC_{y+1} = TAC_y(1 + \lambda s_y),$$

где  $\lambda$  – параметр, контролирующий степень изменений величины ОДУ при наличии тренда индексов биомассы запаса (в методе Islope 1 принят равным  $\lambda = 0,4$ );  $s_y$  – угловой коэффициент тренда лог-преобразованных значений уловов на единицу промыслового усилия ( $\ln I_y$ ) за последние 5 лет наблюдений ( $s_y = \text{tg } \beta$ ) (см. рис. III.1.1.1.),  $TAC_y = 0,8C^{ave}$ .

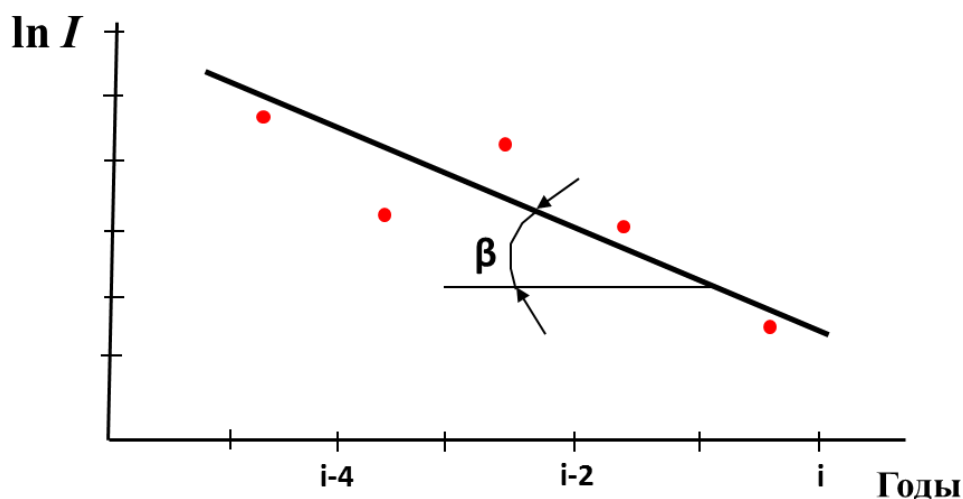


Рис. III.1.1.1. Определение величины углового коэффициент тренда лог-преобразованных значений уловов на единицу промыслового усилия в методе Islope

– Islope 4: аналогичен предыдущему методу с параметрами  $\lambda = 0,2$ ,  $TAC_y = 0,6C^{ave}$ ,

– Itarget 1: схема управления, направленная на поддержание биомассы запаса на уровне, соответствующем заданному индексу обилия ( $I$ ) [Geromont, Butterworth, 2015]. Прогноз величины ОДУ на год вперед осуществляется по формулам:

$$TAC_{y+1} = TAC_y \times \left[ w + (1-w) \frac{I^{recent} - I^0}{I^{target} - I^0} \right], \text{ если } I^{recent} \geq I^0$$

$$TAC_{y+1} = wTAC_y \times \left[ \frac{I^{recent}}{I^0} \right]^2 \text{ если } I^{recent} < I^0.$$

Здесь  $I^0$  – граничное значение улова на единицу промыслового усилия ( $I^0 = 0,8 I^{ave}$ , где  $I^{ave}$  – средняя величина индекса на ретроспективе), при переходе через которое рекомендуется снижение ОДУ до нуля по квадратической функции (рис. III.1.1.2);  $I^{recent}$  – средняя величина улова на единицу промыслового усилия за последние 5 лет наблюдений ( $I^{recent} = \frac{1}{5} \sum_{y-4}^y I_y$ );  $I^{target}$  – целевое значение индекса обилия (в методе Itarget1 задается как  $I^{target} = 1,5 I^{ave}$ );  $w$  – параметр сглаживания (принят равным 0,5);  $TAC^*$  – начальное значение ОДУ, задаваемое как доля от среднего улова за последние 5 лет ( $TAC^* = (1-x) C^{ave}$ ). В методе Itarget1 значение  $x$  принято равным нулю.

– Itarget 4: метод, аналогичный предыдущему, с параметрами  $x = 0,3$ ,  $I^{target} = 2,5 I^{ave}$ .

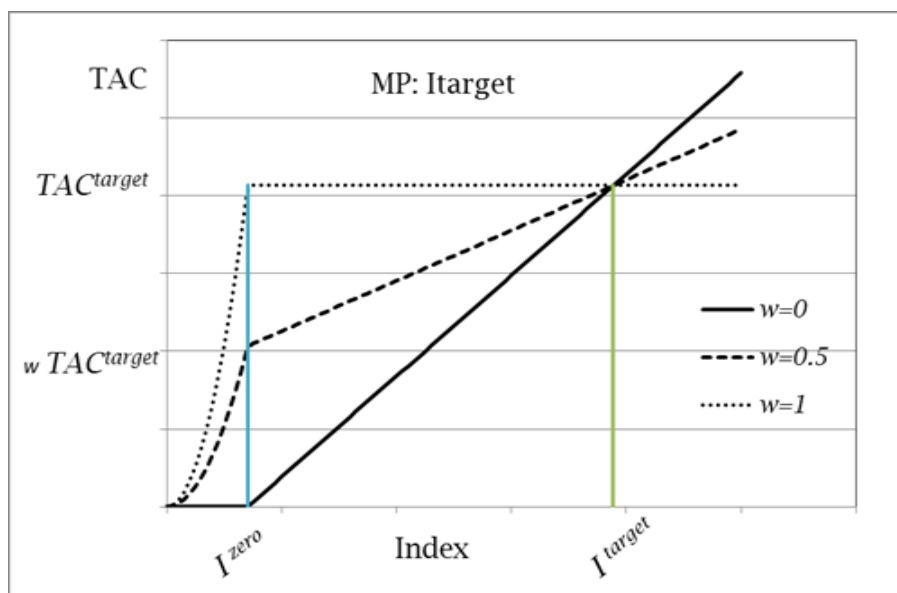


Рис. III.1.1.2. Графическое представление схемы регулирования рыболовства, реализованной в методе Itarget

3. Методы, заимствованные из практики регулирования промысла тихоокеанского синеперого тунца:

– SPmod: оперирует данными о межгодовых изменениях продукции [Maunder, 2014] и имеет целью управления вывод улова на уровень MSY.

Алгоритм метода имеет следующий вид:

$$\begin{cases} \frac{I_{t+1}}{I_t} \leq \alpha_{LB} & C_t = \beta_{LB} C_{t-1} \\ \alpha_{LB} < \frac{I_{t+1}}{I_t} < \alpha_{UB} & C_t = C_{t-1} \\ \frac{I_{t+1}}{I_t} \geq \alpha_{UB} & C_t = \beta_{UB} P_{t-1} \end{cases}$$

где  $\alpha_{LB}$ ,  $\alpha_{UB}$ ,  $\beta_{LB}$ ,  $\beta_{UB}$  – параметры, контролирующие выбор опций регулирования промысла (значения, задаваемые по умолчанию в пакете DLMTool, составляют:  $\alpha_{LB} = 0,8$ ,  $\alpha_{UB} = 1,2$ ,  $\beta_{LB} = 0,8$ ,  $\beta_{UB} = 1,2$ );  $P_t$  – прибавочная продукция ( $P_t = B_{t+1} - B_t + C_t$ );  $I_t$  и  $I_{t+1}$  – индексы биомассы в смежные годы наблюдений.

– SBT1: эмпирический метод, используемый в настоящее время при обосновании ОДУ тихоокеанского синеперого тунца [CCSBT, 2011] и основанный на анализе динамики индексов обилия. Общий допустимый улов на год вперед определяется как:

$$TAC_{y+1} = TAC_y \times \begin{cases} 1 - k_1 |\lambda|^\gamma & \lambda < 0 \\ 1 + k_2 \lambda & \lambda \geq 0 \end{cases}$$

где  $\lambda$  – угловой коэффициент тренда лог-преобразованных значений уловов на единицу промыслового усилия ( $\ln I_y$ ) за последние 10 лет наблюдений;  $k_1$ ,  $k_2$  и  $\gamma$  – корректирующие коэффициенты (в методе SBT1 имеют значения  $k_1 = 1,5$ ,  $k_2 = 3,0$ ,  $\gamma = 1$ ).

При реализации всех немодельных методов предполагается, что статистика вылова содержит в себе ошибки, распределенные по лог-нормальному закону:  $\varepsilon_y^C \sim N(\mu, \sigma_C^2)$ ,

где  $\mu$  – среднее значение,  $\sigma_C$  – стандартное отклонение логарифмированных значений остатков.

При прогнозировании величины вылова на год вперед данное предположение учитывается в виде:

$$C_y = TAC_y e^{\varepsilon_y - \sigma_c^2/2}.$$

Таким образом, результатом использования немодельных методов обоснования ОДУ являются распределения рекомендуемых величин вылова, полученные в ходе стохастических экспериментов.

Выбор тестируемых методов определялся требованиями к входной информации (временные ряды уловов и индексов биомассы), обеспечивающими возможность сопоставления результирующих схем управления промыслом с таковыми, сформулированными на основе применения динамических продукционных моделей. Очевидно, что список используемых методов может быть расширен за счет привлечения дополнительной информации о состоянии запаса и его биологических свойствах. В табл. III.1.1.1 приведена информация о составе данных, необходимых для применения некоторых методов расчета ОДУ, включенных в пакет DLMtool [Smith et al., 2017].



Помимо методов  $SS$ ,  $Islope$  и  $Itarget$ , описанных выше, к числу наиболее доступных и простых в реализации можно отнести методы  $F_{RATIO}$  и  $ВК$ . В соответствии с методом  $F_{RATIO}$  [Walters, Martell, 2002] величина ОДУ определяется как  $TAC = F_{opt} \cdot B_{cur}$ ,

где  $B_{cur}$  – текущее значение биомассы запаса (рассчитываемое, например, по данным учетных съемок),  $F_{opt}$  – оптимальное значение промысловой смертности, устанавливаемое исходя из предполагаемого соотношения между  $F_{MSY}$  и коэффициентом естественной смертности  $M$  (в простейшем случае принимается  $F_{MSY} = M$  [Galland, 1971]).

Метод  $ВК$  [Beddington, Kirkwood, 2005] оперирует оценками параметров жизненного цикла рыб. Эмпирическая расчетная формула для определения величины  $F_{MSY}$  имеет вид:

$$F_{MSY} = \frac{0.6k}{0.67 - Lc} ,$$

где  $k$  – коэффициент скорости роста в уравнении Бергаланффи;  $Lc$  – размеры тела (длина) при вступлении в промысел.

Годовой улов, соответствующий границе перелома по промысловой смертности  $Y(F_{MSY})$ , определяется как:

$$Y(F_{MSY}) = B_{cur}(1 - e^{-F_{MSY}}) = \frac{C_{cur}}{1 - e^{-F_{cur}}}(1 - e^{-F_{MSY}}),$$

где  $B_{cur}$  – текущее значение биомассы запаса,  $C_{cur}$  – текущая величина улова,  $F_{cur}$  – текущее значение промысловой смертности (оцененное, например, по данным мечения).

Метод Бриана [Breen et al., 2003]. В качестве индекса обилия в методе используются значения уловов на усилия, полученные в ходе съемок. Если доступны только данные промысловой статистики, в качестве индекса используются предварительно найденные стандартизированные значения уловов на усилия. Стандартизация в этом случае выполняется методом  $GLM$ .



Оценка ОДУ рассчитывается по формуле:

$$\text{ОДУ}_{t+1} = s_t \times \text{ОДУ}_t,$$

где  $s_t = \frac{\bar{I}_t}{I_{t-1}}$  – корректирующий коэффициент,  $\bar{I}_t = \frac{1}{3} \sum_{d=t-2}^t I_d$  –

скользящее среднее индекса обилия по трем последним годам. Критерием для выбора оптимального интервала усреднения из нескольких потенциально приемлемых вариантов может служить наибольшая величина коэффициента корреляции усредненных значений индекса обилия с соответствующими величинами промышленного усилия или промышленовой смертности.

Метод оценки ОДУ с учетом естественной variability запаса [Анон, 2009].

Формула для расчета ОДУ имеет вид:

$$\text{ОДУ} = k \times C_{av},$$

где  $C_{av}$  – средний фактический улов за предшествующий период времени,  $k$  – корректирующий коэффициент, зависящий от естественной variability запаса. Коэффициент  $k$  предполагается связанным с темпом естественной смертности (см. табл. III.1.1.2), поскольку при увеличении смертности число возрастных групп в составе популяции сокращается, что имеет результатом более выраженные флуктуации биомассы запаса.

Таблица III.1.1.2. Связь variability запаса и естественной смертности

Коэффициент естественной смертности, $M$	Коэффициент естественной variability запаса, $k$
<0,050	1,0
0,05 – 0,15	0,9
0,16 – 0,25	0,8
0,26 – 0,35	0,7
>0,35	0,6

Ниже приведено краткое описание других, несколько более сложных, методов:

SPMSY (Surplus Production MSY – Martell, Froese, 2012). В рамках метода производится подбор значений коэффициента популяционного роста ( $r$ ) и емкости среды ( $K$ ), обеспечивающих устойчивое состояние запаса (недопущение коллапса или выхода за пределы ресурсной емкости), а также согласующихся с предположениями о сокращении биомассы запаса, относительно девственной, имеющей место в начале и в конце периода наблюдений. Перебор значений  $r$  и  $K$  осуществляется в предположении об однородном (прямоугольном) распределении в задаваемом диапазоне. Применительно к емкости среды нижняя граница этого диапазона устанавливается на уровне максимального зарегистрированного вылова, а верхняя – на уровне, в 100 раз его превышающем. Диапазон изменений коэффициента популяционного роста определяется, исходя из соображений об «устойчивости запаса к воздействиям» (resilience, см. табл. III.1.1.3), базирующихся на анализе биологических свойств популяции (продолжительность жизни, темп линейного и весового роста).

Таблица III.1.1.3. Диапазон изменений коэффициента популяционного роста

Устойчивость	Высокая	Средняя	Низкая	Очень низкая
$r, \text{год}^{-1}$	0,6–1,5	0,2–1	0,05–0,5	0,015–0,1

Далее, имея непротиворечивые оценки  $r$  и  $K$ , на основе положений продукционной модели Шефера определяются ориентиры управления:  $V_{MSY} = \frac{1}{2} K$ ;  $F_{MSY} = \frac{1}{2} r$ ;  $MSY = \frac{1}{4} r K$ .

YPR (Yield Per Recruit). Классический анализ улова на единицу пополнения [Beverton, Holt, 1957].

Основное уравнение метода (при условии, что весовой рост описывается функцией Берталанффи) имеет вид:

$$Y/R = F W_{\infty} \sum_{n=0}^{\lambda} \left[ \Omega_n e^{-nKt} \left( \frac{1 - e^{-(\lambda+1)K(\lambda-t)}}{K+1} \right) \right],$$

где  $F$  – коэффициент промысловой смертности,  $W_{\infty}$  – теоретическая предельная масса особи (параметр уравнения Берталанффи),  $\Omega_n$  – безразмерные коэффициенты ( $\Omega_0 = 1$ ,  $\Omega_1 = -3$ ,  $\Omega_2 = 3$ ,  $\Omega_3 = -1$ ),  $K$  – коэффициент скорости роста (параметр уравнения Берталанффи),  $r$  – продолжительность допромыслового периода жизни,  $\lambda$  – предельный возраст. Метод применим к анализу равновесных состояний запаса и позволяет определить значение  $F_{MSY}$ . Учитывая, что результирующая оценка  $F_{MSY}$  не всегда обладает необходимой устойчивостью, в пакете DLMtool в качестве рекомендуемого уровня промысловой нагрузки выводится значение  $F_{0.1}$ .

YPR\_ML (Yield Per Recruit\_Mean Length). Расширение анализа улова на единицу пополнения до случая неравновесных ситуаций [Gedamke, Hoenig, 2006]. Метод предусматривает наличие нескольких периодов в истории промысла, характеризующихся изменениями промысловой смертности и, как следствие, средних размеров рыб в улове. В простейшей ситуации, когда таких периодов всего два (в общем случае их может быть больше), уравнение, связывающее среднюю длину рыб в улове ( $\bar{L}_t$ ) спустя  $d$  лет после изменения общей смертности с самой смертностью, имеет вид:

$$\bar{L}_t = L_{\infty} \left( Z_1 Z_2 (Q_{t_{20}} - L_c) \frac{z_1 + K + (Z_2 - z_1) \exp(-z_2 d)}{z_1 + K} + L_c \right),$$

где  $L_{\infty}$  – теоретическая предельная длина тела (параметр уравнения линейного роста Берталанффи),  $L_c$  – минимальная длина тела рыб, при которой они становятся полностью уязвимы для орудий лова,  $K$  – коэффициент скорости роста (параметр уравнения линейного роста Берталанффи),  $Z_1$  и  $Z_2$  – коэффициенты общей смертности в первый и второй периоды, соответственно.

С использованием функции максимального правдоподобия на основе анализа временного ряда средних размеров тела рыб в уловах находятся значения  $Z_1$ ,  $Z_2$  и  $d$ . При наличии внешней оценки коэффициента естественной смертности ( $M$ ) определяется величина промысловой смертности в последний период как  $F = Z_2 - M$ . Схема управления строится на основе сопоставления текущей оценки  $F$  с ориентиром  $F_{MSY}$ , определенным в ходе традиционного анализа улова на единицу пополнения.

LBSPR (Length Based Spawning Potential Ratio). Эмпирический метод, основанный на анализе размерного состава уловов [Hordyk et al., 2015]. Предполагается, что запас находится в равновесном состоянии с характерным для этого состояния размерным распределением рыб в улове. Метод не требует оценки коэффициента естественной смертности, поскольку оперирует соотношением  $M/k$  (где  $k$  – параметр уравнения линейного роста Бергаланффи), которое считается инвариантным по отношению к биологической специфике анализируемого запаса [Beverton, 1992]. Результаты сопоставления теоретического равновесного размерного распределения с реально наблюдаемым позволяют получить оценку соотношения  $F/M$  и параметров кривой селективности (в предположении о том, что она описывается логистической функцией). При наличии данных о темпах полового созревания в рамках метода возможно получение оценки SPR (Spawning Potential Ratio), определяемого как отношение популяционной плодовитости эксплуатируемого промыслом запаса к популяционной плодовитости в отсутствие промысла и используемого в качестве характеристики текущего состояния запаса.

Величина SPR рассчитывается как:

$$SPR = \frac{\sum_{i=1}^n C_i \cdot E_{i+1}^{(M+D)/k} \cdot W_i \cdot F_i}{\sum_{i=1}^n C_i \cdot E_{i+1}^{(M+D)/k} \cdot W_i}$$

$$x_m \leq x \leq 1,$$

где  $x$  – нормированное значение возраста,  $L_{x_{age}}$  – относительная длина тела в возрасте  $x$  ( $L_{x_{age}} = L_{x_{age}}/L_{350}$ ),  $b$  – показатель степени в соотношении «длина–масса»,  $x_m$  – возраст достижения половой зрелости.

DCAC (Depletion-Corrected Average Catch). Метод оценки среднего уравновешенного улова с коррекцией на изменение запаса в ходе промысла (MacCall, 2009). Позволяет получить вероятностную оценку среднего уравновешенного улова  $Y_{sust}$ , скорректированную с учетом снижения запаса относительно начала рассматриваемого периода. Входными данными служат сумма уловов за рассматриваемый период, оценки  $M$ ,  $F_{MSY}/M$ ,  $B_{MSY}/K$ ,  $(B_{FYR} - B_{LYR})/B_0$ . Расчет улова производится по формуле:

$$Y_{sust} = \sum_{i=1}^n C / \left( n + \frac{B_{LYR} - B_{FYR}}{0.4cMB_0} \right)$$

где  $C$  – сумма уловов за  $n$  лет,  $B_{LYR}$  и  $B_{FYR}$  – биомасса в первый и последний год промысла,  $c$  – настроечный коэффициент связи между оптимальным значением промысловой смертности и естественной смертностью,  $B_0$  – емкость среды. Применение метода рекомендовано для запасов с низкой естественной смертностью ( $M \leq 0,2 \text{ год}^{-1}$ ).

DB-SRA (Depletion-Based Stock Reduction Analysis). Стохастический анализ сокращения запаса в ходе его эксплуатации промыслом [Dick, MacCall, 2011].

В рамках метода реализована конечно-разностная продукционная модель с запаздыванием:

$$B_t = B_{t-1} + P(B_{t-a}) - C_{t-1}$$

где  $B_t$  – биомасса запаса в год  $t$ ,  $C_{t-1}$  – суммарный вылов в год  $(t - 1)$ ,  $P(B_{t-a})$  – величина годовой продукции как функция нерестовой биомассы запаса  $a$  лет назад ( $a$  – медиана возраста достижения половой зрелости).

Функциональная зависимость продукции от нерестовой биомассы запаса  $P(B)$  в общем случае может иметь разную форму, но авторами метода [Dick, MacCall, 2011] используется гибридная модель, представляющая собой сочетание модели Шефера и модели Пелла–Томлинсона в модификации Флетчера [Fletcher, 1978].

Метод DB-SRA позволяет оценить биологические ориентиры ( $MSY$ ,  $B_{MSY}$ ), а также восстановить ретроспективную межгодовую динамику биомассы и определить величину емкости среды ( $K$ ). В качестве входной информации для реализации метода используются оценки мгновенного коэффициента естественной смертности ( $M$ ); отношение  $F_{MSY}/M$ ; отношение  $B_{MSY}/K$ ; отношение  $B_T/K$ , где  $B_T$  – биомасса запаса в год-ориентир  $T$ , для которого существует более или менее надежная оценка обилия; диапазон возможных значений биомассы необлавливаемого запаса ( $K$ ). Поскольку заданные значения входных параметров не являются точными оценками, их заменяют априорными вероятностными распределениями. На основе входных распределений осуществляются стохастические эксперименты типа Монте Карло, в ходе которых определяется такое значение  $K$ , при котором «истощение» биомассы в год  $T$  соответствует исходно заданному соотношению  $B_T/K$ . По результатам машинных экспериментов рассчитываются апостериорные распределения вероятностей для биологических ориентиров по биомассе и промысловой смертности и уточняются оценки входных параметров. Полученные результаты позволяют восстановить ретроспективную динамику запаса и рассчитать прогноз ОДУ на заданное количество лет вперед.

DD (Delay-Difference stock assessment). Метод основан на использовании разностных уравнений с запаздыванием [Quinn, Deriso, 1999]. Достаточно требователен к объему входных данных, в качестве которых используются (помимо статистики вылова и индексов обилия) независимые оценки

параметров связи «запас–пополнение», темпов полового созревания, параметров роста, естественной смертности и селективности орудий лова. Обеспечивает получение оценок текущей величины биомассы запаса  $B_{cur}$  и максимального уравнившегося значения промысловой смертности  $F_{MSY}$ , располагая которыми можно непосредственно рассчитать величину ОДУ.

Основные уравнения метода имеют вид [Restrepo, Pallarés, 2003]:

пополнение:  $R_t = \frac{\alpha W_t^\beta e^{-\beta W_t}}{1 + \beta W_t}$ , где  $\alpha$ ,  $\beta$  – параметры связи «запас–

пополнение»,  $r$  – возраст пополнения,  $\varepsilon$  – ошибка процесса;

биомасса:  $B_t = (1 + \rho) \ell S_{t-1} W_{t-1} + R_t$ , где  $\rho$  – параметр

уравнения роста Форда–Бродди ( $W_{a+1} = a + \rho W_a$ ),  $\ell$  – годовой коэффициент выживания под действием естественных факторов ( $\ell = e^{-M}$ ),  $S$  – коэффициент выживания под действием промысла ( $S = B - Y$ , где  $Y$  – годовой улов);

девственная биомасса:  $B_{0t} = \frac{\alpha}{\beta} \frac{(1 - \rho)(1 - \ell)^{\rho+1}}{\rho}$ ;

прогнозируемый вылов:  $Y_t = (1 - e^{-qE}) B_t$ , где  $q$  – коэффициент улавливаемости,  $E$  – величина промыслового усилия;

прогнозируемый вылов на единицу промыслового усилия:  $\bar{Y}_t = \frac{Y_t}{E}$ .

### III.1.2. Руководство пользователя

Пакет DLMtool, реализованный в программной среде R, содержит готовые скрипты для более чем 100 методов DLM и находится в свободном доступе на сайте: <http://www.datalimitedtoolkit.org/>.

Установка пакета осуществляется с помощью команды `install.packages(«DLMtool»)`. Пакет периодически обновляется (текущая версия на сентябрь 2018 г. – 5.2) и может быть обновлен на компьютере пользователя с помощью команды `update.packages(«DLMtool»)`. Пользовательская инструкция доступна по адресу: <https://dlmtool.github.io/DLMtool/userguide/index.html>.

Для использования наиболее простых опций пакета, реализующих конкретные схемы управления (Management Procedures – MPs) применительно к реально имеющимся данным, требуется лишь поверхностное знакомство с языком программирования R. Команда `Can(DLM_data, timelimit = 1)` выводит список всех методов, которые пригодны для анализа входных данных. Для хранения данных используется объект `DLM_data`, в который считывается информация из входного файла (допускается использование формата `.csv`). Процедура расчета величины ОДУ запускается командой `TAC(DLM_data, MPs = NA, reps = 100, ..., timelimit = 1)`, где `MPs` – параметр, содержащий название схемы управления, `reps` – параметр, определяющий общее число реализаций метода в рамках стохастических экспериментов. При реализации всех немодельных методов, входящих в пакет DLMTool, предполагается, что статистика вылова содержит в себе ошибки, распределенные по лог-нормальному закону:  $\ln(x) \sim N(\mu, \sigma_c^2)$ , где  $\mu$  – среднее значение,  $\sigma_c$  – стандартное отклонение логарифмированных значений остатков. Результатом использования немодельных методов обоснования ОДУ, таким образом, являются распределения рекомендуемых величин вылова, полученные в ходе стохастических экспериментов.



В то же время, пакет DLMtool располагает существенно более широким набором средств анализа, предоставляющим пользователю возможность тестирования и сопоставления результатов применения различных методов на базе идеологии MSE. Этой цели служит класс OM (Operating Model), с вложенными объектами Stock, Fleet, Obs и Imp. Объект Stock (запас) содержит описание структуры и биологических параметров популяции (33 позиции в общей сложности); объект Fleet (флот) – описание структуры и технические характеристики промысла (26 позиций); объект Obs (модель наблюдений) предназначен для генерирования данных о состоянии запаса и промысла с учетом принятой структуры ошибок (35 позиций); объект Imp (модель управления) учитывает неопределенности, возникающие при реализации схемы управления. В пакет включены готовые наборы данных, имитирующие динамику 12 запасов:

```
avail ("Stock" )
## [1] "Albacore"           "Blue_shark"         "Bluefin_tuna"
## [4] "Bluefin_tuna_WAtl" "Butterfish"         "Herring"
## [7] "Mackerel"          "Porgy"              "Rockfish"
## [10] "Snapper"           "Sole"               "Toothfish"
```

Демонстрационные примеры использования методологии MSE имеются на сайте: <http://www.datalimitedtoolkit.org/>.

На рис. III.1.2.1 представлены некоторые результаты интеграции пакета DLMtool с программным комплексом Combi. Разработанный модуль обеспечивает передачу сгенерированных пакетом DLMTool данных в Combi, их визуализацию и дальнейшее использование в прогнозной процедуре с целью анализа эффективности немодельных методов. Определение «наилучшего» метода проводится путем сопоставления полученных коэффициентов эффективности с результатами применения динамической производственной модели и сформулированного на ее основе правила регулирования промысла (ПРП).

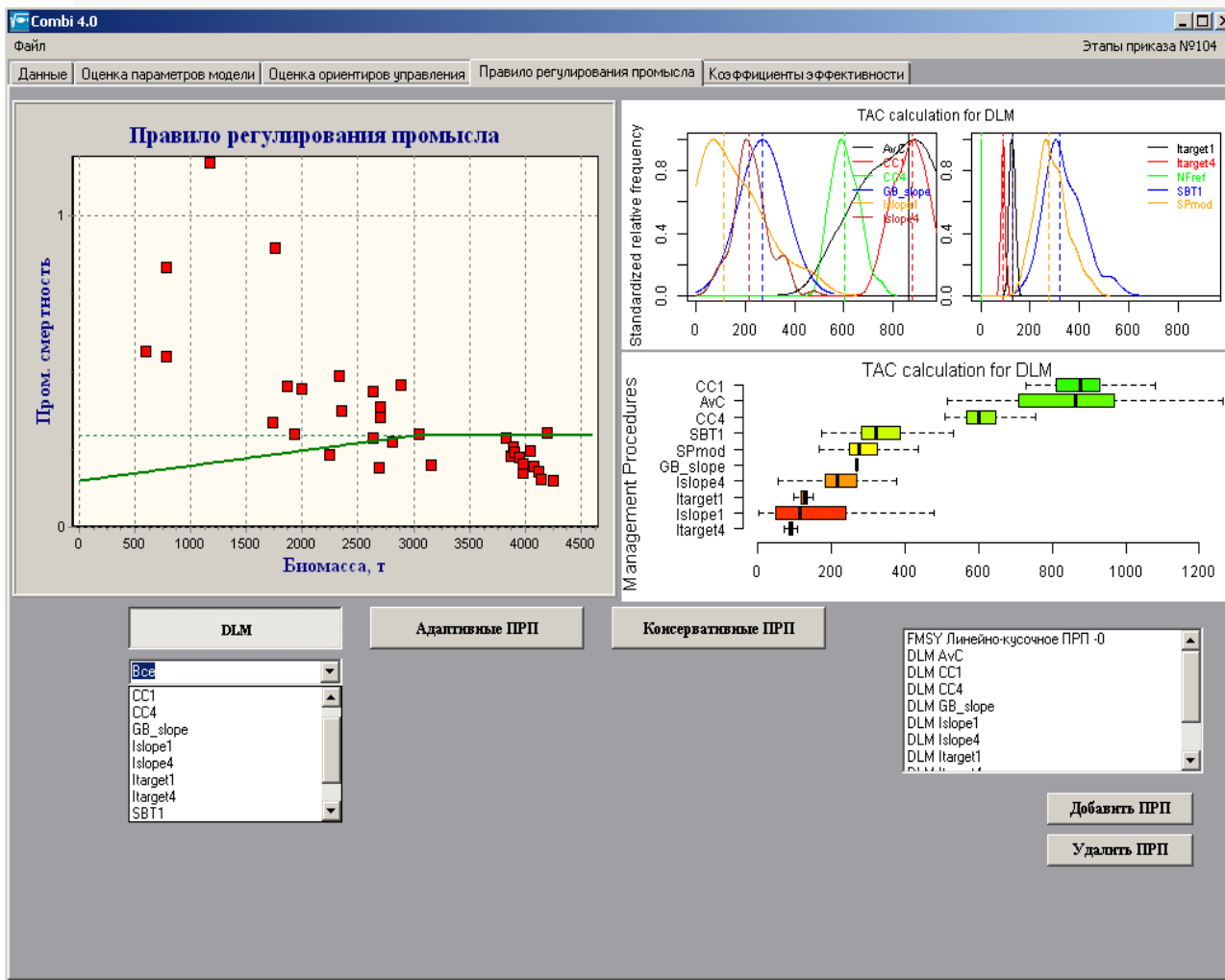


Рис. III.1.2.1. Графический вывод данных, сгенерированных пакетом DLMTool, в окне программы Combi

Оценка эффективности выбранных методов анализа состояния промысла в условиях дефицита информации осуществляется на основе таблицы решений, генерируемой прогнозным модулем ПК Combi (рис. III.1.2.2). Определение «наилучшего» метода проводится путем сопоставления полученных коэффициентов эффективности с результатами применения динамической продукционной модели и сформулированного на ее основе правила регулирования промысла (ПРП).

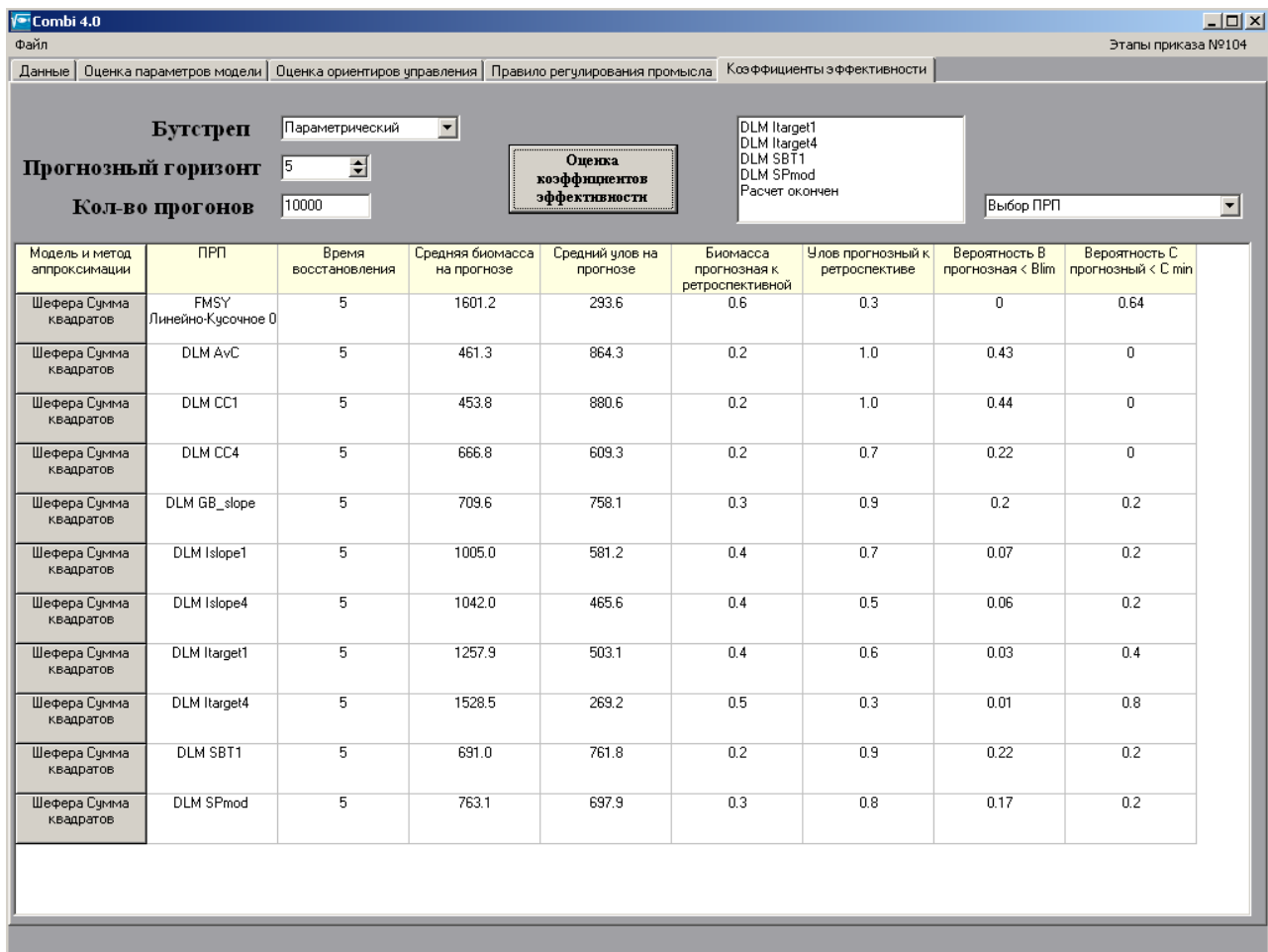


Рис. III.1.2.2. Вкладка Combi с расчетными значениями коэффициентов эффективности выбранных схем управления промыслом

Из рис. III.1.2.2 видно, что все немодельные методы уступают в эффективности ПРП, построенному на основе продукционной модели. Модельное ПРП является единственным гарантирующим нулевой риск снижения биомассы ниже уровня  $B_{lim} = 0.1 \times B_{MSY}$  при достаточно существенном ее росте за время восстановления запаса. Из числа исследованных немодельных методов наиболее перспективными представляются методы, оперирующие данными о динамике индексов обилия ( $I_{target1}$ ,  $I_{target4}$ ), которые по своим показателям эффективности в максимальной степени приближаются к научно обоснованной схеме управления.

Применительно к III уровню информационного обеспечения расчетов использование пакета DLMTool является наиболее удобным, поскольку в пакет включены исключительно методы, работающие в условиях дефицита

входной информации. В то же время, ряд методов группы DLM реализован не только в пакете DLMtool, но и в других, например, в пакете fishmethods, а также в пакете NOAA Fisheries ToolBox (<http://nft.nefsc.noaa.gov/>). Идеологически используемые в различных пакетах методы идентичны друг другу, однако, поскольку программы написаны разными авторами, синтаксис процедур обращения к тому или иному методу несколько отличается. Что касается пакета fishmethods, наиболее интересные методы, включенные в его состав, – метод DB-SRA, кратко описанный выше, и прогностический скрипт DLPROJ, рассчитывающий биомассу запаса на несколько лет вперед на основе ретроспективных расчетов по DB-SRA и данных по уловам в годы прогнозов (опционально в качестве прогнозных уловов можно использовать среднее, медиану временного ряда ретроспективных уловов или задавать во входном файле).

Работа с пакетом fishmethods (так же, как и с пакетом DLMTool) может осуществляться как непосредственно в программной среде R, так и в программе RStudio, обладающей более удобным пользовательским интерфейсом. Программа RStudio может быть установлена на компьютере (после установки среды R) с помощью ссылки <https://www.rstudio.com/products/rstudio/download/> (в диалоговом окне следует выбирать бесплатную версию).

Для установки пакета fishmethods в правом нижнем окне RStudio нужно выбрать кнопку Packages и затем во всплывающем списке доступных пакетов выбрать fishmethods. Пакет автоматически устанавливается на главный диск, в корневую директорию либо в директорию Program Files. Для создания исследовательского проекта в верхнем правом окне RStudio выбирается опция New Project, в диалоговом окне заполняются поля названий New Project и New Directory, затем при нажатии кнопки New Project формируется рабочая форма проекта.

Если теперь перейти во вкладку Help пакета fishmethods, появится список всех входящих в него функций (101 в общей сложности). При выборе нужной функции (dbsra или любой другой) на экран выводятся скрипт вызова данной функции и подробная инструкция по его заполнению (рис. III.1.2.3).

```
dbsra(year = NULL, catch = NULL, catchCV = NULL,
      catargs = list(dist = "none", low = 0, up = Inf, unit = "MT"),
      agemat = NULL, maxn=25, k = list(low = 0, up = NULL, tol = 0.01, permax =
      1000),
      blk = list(dist = "unif", low = 0, up = 1, mean = 0, sd = 0),
      btk = list(dist = "unif", low = 0, up = 1, mean = 0, sd = 0, refyr = NULL),
      fmsym = list(dist = "unif", low = 0, up = 1, mean = 0, sd = 0),
      bmsyk = list(dist = "unif", low = 0, up = 1, mean = 0, sd = 0),
      M = list(dist = "unif", low = 0, up = 1, mean = 0, sd = 0), nsims = 10000,
      catchout = 0, grout = 1,
      graphs = c(1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15),
      grargs = list(lwd = 1, cex = 1, nclasses = 20, mains = " ", cex.main = 1,
      cex.axis = 1,
      cex.lab = 1), pstats = list(ol = 1, mltly = 1, mlwd = 1.5, llty = 3, llwd =
      1,
      ulty = 3, ulwd = 1),
      grtif = list(zoom = 4, width = 11, height = 13, pointsize = 10))
```

Рис. III.1.2.3. Общий вид скрипта, вызывающего функцию dbsra

Как видно из рис. III.1.2.3, обращение к методу реализуется с помощью одной общей команды, содержащей достаточно большой набор аргументов (их описание см. ниже). После задания значений всех аргументов скрипт можно скопировать в рабочую область RStudio и запустить программу (клавишей Enter). Предварительно следует создать файл с входной информацией, куда обязательно входят 2 столбца – годы (year) и уловы (catch). Файл может иметь текстовый формат или формат Microsoft Excel. Его следует разместить в той же директории, где находится созданный проект, а затем импортировать с помощью команды Import Dataset.

Остальная входная информация заносится в тело скрипта, приведенного на рис. III.1.2.3, в виде значений аргументов вызываемой функции (в отличие от fishmethods, в пакете DLMTool метод вызывается командой DBSRA(x, DLM\_data, reps = 100). Значения аргументов в этом случае содержатся в файле входных данных, передающемся в объект DLM\_data).

Year и catch – временные ряды – годы и уловы, задаются во входном файле, пропуски не допускаются;

catchCV – временной ряд (вектор) коэффициентов вариации уловов, если считается, что уловы не точны и вводится неопределенность; иначе catchCV=NULL;

Catargs – список (list) аргументов, если уловы не точны (dist – тип распределения, low и up – нижняя и верхняя границы распределения (если оно урезанное));

agemat – медиана возраста полового созревания, константа;

maxn – верхний предел оценки параметра (n) формы функции Пелла-Томлинсона, при котором возможно проведение экспериментов по схеме Монте-Карло;

k – список (list) аргументов оценки коэффициента K емкости среды (dist – тип распределения, low и up – нижняя и верхняя границы диапазона случайного перебора значений, tol – допустимый уровень при минимизации). Для нахождения оценки K используется функция R *optimize*;

b1k и btk – список аргументов для B1/K (относительный уровень снижения биомассы в первый год) и Bt/K (то же в ссылочный год *refyr*, соответственно); dist – тип распределения (в случае NON – фиксированное значение). Permax – абсолютная величина (в %) разности оценки максимальной биомассы и K, при которой результаты экспериментов Монте-Карло не отвергаются;

fmsym и bmsyk – список аргументов для Fmsy/M и Bmsy/K, соответственно (dist, low и up, mean, sd);

M – список аргументов для M (dist, low и up, mean, sd). Используется для оценки Umsy;

nsims – число реализаций метода в рамках стохастических экспериментов Монте-Карло;

`catchout` – опция записи результатов каждого эксперимента в файл `.csv` (0 – не записывать, 1 – записывать) в случае, когда предполагается неопределенность в статистике вылова;

`grout` – опция вывода результатов анализа (1 – экранный вывод, 2 – файловый вывод в формате `.tif`). Если графики посылаются в отдельную директорию, используется запись `setwd`;

`graphs` – вектор, определяющий список выводимых графиков (всего 15): 1 – наблюдаемые уловы по годам, 2 – гистограмма принятых значений  $K$  и т.д.;

`grargs` – список аргументов для построения диаграмм. `lwd` – ширина линии на графиках 1 и 13, `nclasses` – количество классовых интервалов гистограммы (2-12,14), `mains` и `sex.main` – названия и расширения для `graphs`, `sex.axis` – названия осей и расширения для осей  $x$  и  $y$ . Для всех графиков принимаются одни и те же значения параметров `nclasses`, `mains`, `sex.main`, `sex.axis`, `sex.lab`;

`pstats` – список параметров для построения медианы и квантилей на графиках. `o1=0` – не показывать значений на графике, `o1=1` – показывать. `mlty` и `mlwd` – тип и толщина линии медианы; `llty` и `llwd` – тип и толщина 2,5%-ной линии, `ulty` и `ulwd` – тип и толщина 97,5-го квантиля;

`grtif` – список аргументов для построения графиков (см. `tiff help` в R) .

Более подробное описание аргументов можно найти в инструкции `HELP` для функции `dbstra`.

Для прогностической функции `dlproj` используются еще 3 аргумента:

`agemat` – медиана возраста полового созревания, константа;

`end1yr` – последний год данных по уловам +1;

`type` – обозначает в функции `dlproj` название функции, результаты расчетов которой используются (в данном случае – `dbstra`).

Результаты применения метода `dbstra` (в формате `.csv`) могут быть размещены в отдельной директории. Для этого следует включить в текст скрипта команду `setwd( )`.

### III.1.3. Опыт практического применения

Программные пакеты `DLMtool` [Carruthers, Hordyk, 2016] и `fishmethods` [Nelson, 2017] разработаны при участии большого коллектива специалистов, работающих в рыбохозяйственных учреждениях всего мира. К настоящему времени они используются в целях анализа более 25 единиц запаса, находящихся в ведении Национальной Службы Морского Рыболовства США и Министерства Рыбного и Охотничьего хозяйства штата Калифорния.

Учитывая разнообразие методов, включенных в эти пакеты, при их использовании рекомендуется следующая последовательность действий [Newman et al., 2014]:

1. Определить цели управления (например, недопущение перелова, максимизация вылова или восстановление запаса);

2. Определить меры регулирования промысла (лимит на вылов, ограничение промыслового усилия, введение минимального размера ячеи орудий лова и пр.);

3. Провести анализ стратегий управления (MSE):

- сформулировать операционную модель на основе сгенерированных данных;

- провести предварительный анализ стратегий управления (MSE) с использованием всех доступных методов;

- оценить полученные результаты с точки зрения целей управления;

- осуществить выбор методов, обеспечивающих оценки ОДУ, согласующиеся с результатами использования операционной модели;



– провести подробный анализ стратегий управления с использованием выбранных методов;

– провести диагностику результатов и анализ чувствительности;

4. Использовать наиболее адекватные из протестированных методов применительно к реальным данным о состоянии запаса:

– импортировать имеющиеся данные в пакет DLMtool или fishmethods;

– определить набор методов, оперирующих представленными данными (процедура CAN для пакета DLMtool);

– применить методы, показавшие наилучшие результаты в ходе анализа стратегий управления;

– определить рекомендуемую величину ОДУ.

#### РАСЧЕТ ЗАПАСА С ПОМОЩЬЮ МОДЕЛИ DB-SRA НА ПРИМЕРЕ ВОЛЖСКОЙ СЕВРЮГИ

Для построения модели [Сафаралиев, Булгакова, 2017] промыслового запаса волжской популяции севрюги Каспийского моря использованы официальные величины промыслового изъятия в р. Волга с 1932 по 2005 гг., а с 2006 по 2015 гг. – суммарное изъятие для научно-исследовательских работ в море в зоне ответственности Российской Федерации и для целей искусственного воспроизводства в р. Волга. Используются также оценки нелегального вылова в ретроспективный период, начиная с 1989 г. Оценка темпа созревания севрюги проведена по данным, полученным из полностью обловленных поколений 1981–1991 гг. Расчеты показали, что медиана возраста созревания производителей этого вида находится на уровне 10 лет ( $agemat=10$ ).

Начиная с 2005 г. промысловый лов волжской популяции севрюги Каспийского моря прекращен, в результате объем доступной информации о

состоянии запаса резко сократился. В этой связи анализ запаса проведен с помощью метода DB-SRA, принадлежащего к категории методов DLM. Результаты анализа позволили определить ориентиры управления (максимальный устойчивый улов  $MSY$ , биомассу, продуцирующую максимальный устойчивый улов  $B_{MSY}$  и целевой коэффициент промысловой смертности  $F_{MSY}$ ), динамику биомассы запаса в ретроспективный период.

Для модели DB-SRA должны быть предварительно заданы значения четырех входных параметров:  $M$  – мгновенная естественная смертность,  $F_{MSY}/M$  – отношение промысловой смертности, соответствующей вылову  $MSY$  к естественной смертности;  $B_{MSY}/K$  – отношение значения биомассы, продуцирующей  $MSY$ , к биомассе необлавливаемого запаса;  $B_T/K$  – отношение биомассы запаса в год-ориентир  $T$  к биомассе необлавливаемого запаса. Также требуется задать диапазон возможных значений биомассы необлавливаемого запаса  $K$ . Поскольку заданные значения входных параметров не являются точными оценками, их заменяют априорными вероятностными распределениями. В скрипте (рис. III.1.3.1) следует указать вид и параметры выбранных распределений. В процессе работы модели оценки этих параметров уточняются.

Стартовое значение коэффициента  $M$  выбирали в пределах 0,10–0,12. Окончательное значение  $M$  получено при настройке самой модели и составило  $M = 0,075$  и  $SD = 0,023$ . Принимая во внимание продолжительность жизни севрюги, для соотношения  $F_{MSY}/M$  выбрано среднее значение, равное 0,75 и его  $SD = 0,075$ . В модели использовано значение  $B_{msy}/K$ , равное 0,6, при котором модельная динамика запаса в ретроспективе соответствует представлениям о запасах севрюги всего Каспийского моря и ее волжской популяции. В качестве вероятностного распределения этого отношения принято бета-распределение со следующими параметрами: среднее значение  $B_{msy}/K = 0,6$  и  $SD = 0,06$ . Величина  $B_T/K$  установлена методом итераций и имеет значение 0,05 и  $SD = 0,015$ . Нижняя граница диапазона допустимых

значений  $K$  принята равной наибольшей наблюдаемой величине промыслового запаса севрюги за период 1994–2015 гг. – 59,3 тыс. т.

Заполненный скрипт для расчетов запаса севрюги в пакете fishmethods имеет вид:

```
outs2009.06<-dbsra(year =catch_sev$year, catch = catch_sev$t.cat.sm, catchCV = NULL,
  catargs = list(dist="none",low=0,up=Inf,unit="Тыс.т"),
  agemat=10,
  k = list(low=60.0,up=300,tol=0.001,permax=1500),
  b1k = list(dist = "norm", low = 0, up = 1, mean = 0.6, sd = 0.06),
  btk = list(dist="beta", low=0.01,up=0.6,mean=0.05,sd=0.015,refyr=2009),
  fmsym = list(dist="lnorm",low=0.4,up=1.5,mean=-0.29,sd=0.1),
  bmsyk = list(dist="beta",low=0.1,up=0.95,mean=0.6,sd=0.06),
  M = list(dist="lnorm",low=0.01,up=0.3,mean=-2.64,sd=0.3),
  nsims = 20000)
```

Рис. III.1.3.1. Скрипт для запуска функции dbsra применительно к запасу каспийской севрюги

Организация файла входных данных для использования метода проиллюстрирована на рис. III.1.3.2.

year	catch	catchNNNsmooth0,7poly	t.cat.sm
1988	3,79		3,7900
1989	3,83	6,5406	10,3706
1990	3,19	7,3885	10,5785
1991	2,71	7,9182	10,6282
1992	2,43	8,2111	10,6411
1993	1,27	8,2298	9,4998
1994	1,44	7,9950	9,4350
1995	0,93	7,6132	8,5432
1996	0,58	6,7919	7,3719
1997	0,41	5,8059	6,2159
1998	0,29	4,8161	5,1061
1999	0,2	3,8447	4,0447

Рис. III.1.3.2. Фрагмент входного файла, сформированного в Microsoft Excel для анализа запаса волжской севрюги (столбцы: year – год наблюдений; catch – официальные уловы; catchNNNsmooth0,7poly – нелегальные уловы (сглаженный полиномом ряд); t.cat.sm – сумма официального и нелегального вылова (все в тыс. т))

Размер оригинального файла составляет 84 строки (с 1932 по 2015 гг.).

Динамика официального вылова севрюги представлена на рис. III.1.3.3.

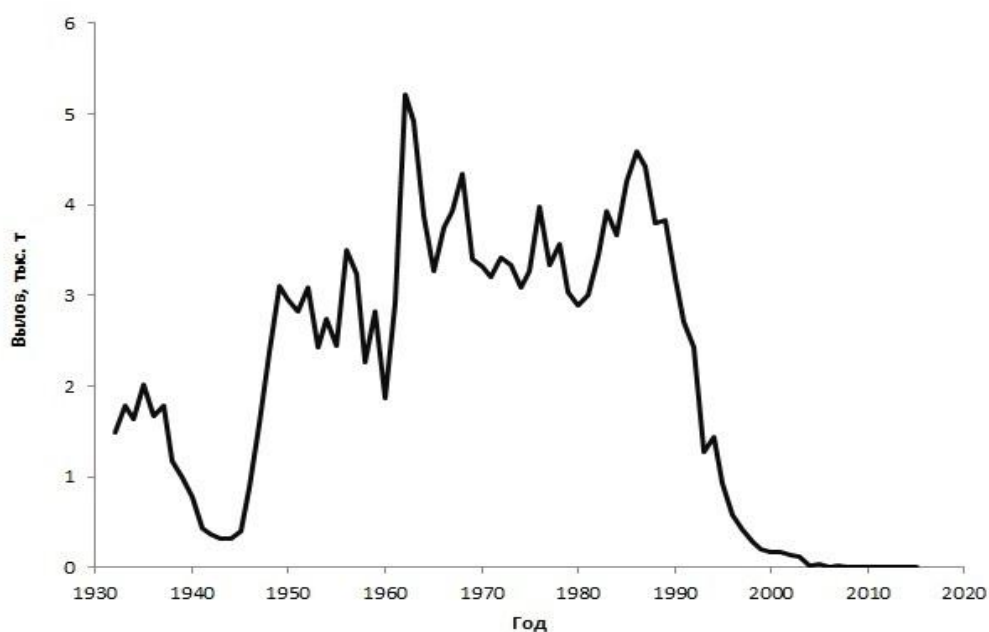


Рис. III.1.3.3. Динамика официального вылова волжского стада каспийской севрюги [Сафаралиев, Булгакова, 2017]

Рис. III.1.3.4. Принятые (а) и отвергнутые (б) траектории биомассы промыслового запаса волжской популяции севрюги Каспийского моря по модели DB-SRA

На рис. III.1.3.4 представлены траектории принятых и отвергнутых ретроспективных вероятностных оценок биомассы промыслового запаса волжской популяции севрюги по модели DB-SRA. При проведенных вычислениях принятые траектории составили 14% от общего числа итераций (20000).

Оцененные по модели DB-SRA ориентиры управления, биомасса запаса в год-ориентир  $B_{ref}$ ,  $K$  и ретроспективная динамика промыслового запаса севрюги волжской популяции Каспийского моря за период 1932–2015 гг. представлены в табл. III.1.3.1 и на рис. III.1.3.5.

Таблица III.1.3.1. Оцененные по модели DB-SRA выходные параметры запаса севрюги волжской популяции Каспийского моря

Рис. III.1.3.5. Динамика промыслового запаса волжской популяции севрюги Каспийского моря за период 1932–2016 гг.: (—) – биомасса, рассчитанная по модели DB-SRA, (— —) –  $B_{MSY}$  (66,61 тыс. т), (- - -) – 25 и 75%-ные процентиля

В результате применения модели DB-SRA установлено, что  $MSY$  популяции волжской севрюги Каспийского моря составляет 3,23 тыс. т, а биомасса промыслового запаса  $B_{MSY}$ , продуцирующая  $MSY$ , равна 66,61 тыс. т. В 2016 г. промысловый запас составил 4,0% от  $B_{MSY}$ .

В связи с неблагоприятным состоянием популяции севрюги в настоящее время целью управления запасом является не определение наилучшего режима промысла, а эффективное восстановление запаса. Анализ различных сценариев эксплуатации запаса в прогнозные годы осуществлен с помощью функции `dIproj`. Входной файл содержит данные об уловах и результатах деятельности рыбоводных заводов. Пополнение нерестового стада в год  $t$  рассчитывается как количество молоди, выпущенной 10 лет назад (в год  $t - 10$ ), умноженное на коэффициент промыслового возврата (0,9%), с учетом доли половозрелых рыб в промысловом запасе (11%).

Расчеты показали, что при существующем уровне нелегального вылова запас севрюги к 2025 г. утратит промысловое значение. Прекращение нелегального вылова при сохранении объемов ежегодный выпуска молоди с ОРЗ на уровне последних лет обеспечивает постепенное восстановление запаса, однако темп восстановления оказывается настолько низким, что даже за 50 лет биомасса запаса не сможет достичь уровня, соответствующего  $B_{msy}$  (64 тыс. т). Для более быстрого восстановления запаса севрюги требуется увеличить выпуск молоди с ОРЗ до 10–15 млн экз.

### Литература

Сафаралиев И.А., Булгакова Т.И. Оценка волжского запаса севрюги *Acipenser stellatus* Каспийского моря в условиях моратория на промысел: ретроспектива и возможные сценарии в будущем // Вопросы рыболовства. 2017. Т. 18. № 2. С. 231–248.

Anon. Plenary Report Complete. Ministry of Fisheries, Government of New Zealand. 2009. 1040 p.

Beddington J., Kirkwood G. The estimation of potential yield and stock status using life–history parameters // Phil. Trans. Royal Soc. B: Biological Sciences. 2005. V. 360. N. 1453. P. 163–170.

Beverton R.J.H. Patterns of reproductive strategy parameters in some marine teleost fishes // J. Fish Biol. 1992. V. 41. P. 137–160.

Beverton R.J.H., Holt S.J. On the Dynamics of Exploited Fish Populations // U.K. Min. Agr. Fish. Food Fish. Invest. 1957. Ser. 2. V. 19. 533 p.

Breen P.A., Kim S.W., Andrew N.L. A length-based Bayesian stock assessment for the New Zealand abalone (*Haliotis iris*) // Mar. Freshwater Res. 2003. V. 54. P. 619–634.

Butterworth D.S., Geromont H.F. Evaluation of a class of possible simple interim management procedures for the Namibian Hake fishery // S. Afr. J. Mar. Sci. 2001. V. 23. P. 357–374.

Carruthers T., Hordyk A. Package ‘DLMtool’ // CRAN Repository. 2016. 142 p.

Carruthers T.R., Punt A.E., Walters C.J., MacCall A., McAllister M.K., Dick E.J., Cope J. Evaluating methods for setting catch limits in data-limited fisheries // Fisheries Research. 2014. V. 153. P. 48–68.

Dick E.J., MacCall A.D. Depletion-based stock reduction analysis: a catch-based method for determining sustainable yields for data-poor fish stocks // Fisheries Research. 2011. V. 110. P. 331–341.

Fletcher R.I. On the restructuring of the Pella–Tomlinson system // Fish. Bull. USA. 1978. V. 76. P. 515–521.

Gedamke T., Hoenig J.M. Estimating mortality from mean length data in nonequilibrium situations, with application to the assessment of goosfish // Trans. Amer. Fish. Soc. 2006. V. 135. P. 476–487.

Geromont H.F., Butterworth D.S. Generic management procedures for data-poor fisheries: forecasting with few data // ICES Journal of Marine Science. 2015. V. 72. N. 1. P. 251–261.

Gulland J.A. The Fish Resources of the Ocean. West Byfleet, Surrey, England: Fishing News (Books) Ltd. 1971. 255 p.

Hordyk A., Ono K., Sainsbury K., Loneragan N., Prince J. Some explorations of the life history ratios to describe length composition, spawning-per-recruit, and the spawning potential ratio // ICES J. Mar. Sci. 2015. V. 72. № 1. P. 204–216.

ICES. ICES Implementation of Advice for Data-limited Stocks in 2012 in its 2012 Advice. ICES CM 2012/ACOM 68. 2012. 42 pp.

MacCall A.D. Depletion-corrected average catch: a simple formula for estimating sustainable yields in data-poor situations // ICES J. Mar. Sci. 2009. V. 66. P. 2267–2271.

Maunder M.N. Management strategy evaluation (MSE) implementation in stock synthesis: Application to Pacific Bluefin tuna // Inter-American Tropical Tuna Commission. Doc. SAC-05-10b. 2014. 11 p.

Martell S., Froese R. A simple method for estimating MSY from catch and resilience // Fish and Fisheries. 2013. V. 14. P. 504–514.

Newman D., Carruthers T., MacCall A., Porch C., Suatoni L. Improving the Science and Management of Data-Limited Fisheries: An Evaluation of Current Methods and Recommended Approaches. NRDC Report R: 14-09-B. 2014. 36 p.

Nelson G. A. Package 'fishmethods'. 2017. 142 p.

Pella J.S., Tomlinson P.K. A Generalized Stock-production Model // Bull. Inter-Amer. Trop. Tuna Comm. 1969. V. 13. P. 421–496.

Quinn T.J., Deriso R.B. Quantitative Fish Dynamics. Oxford University Press. 1999. 560 p.

Restrepo V., Pallarés P. Use of delay-difference models to assess Atlantic bigeye tuna // Col. Vol. Sci. Pap. ICCAT. 2003. V. 55. № 5. P. 2126–2130.



Smith M.W., Isely J.J., Sagarese S.R., Harford W.J., Cass-Calay S.L., Cummings N.J. A framework for assessing highly migratory species using data-limited methods // Collect. Vol. Sci. Pap. ICCAT. 2017. V. 74. N. 1. P. 108–120.

Walters C., Martell S.J.D. Stock assessment needs for sustainable fisheries management // Bull. Mar. Sci. 2002. V. 70. P. 629–638.

## Заключение

Разработка настоящих Методических рекомендаций на всех этапах осуществлялась в тесном сотрудничестве с бассейновыми рыбохозяйственными институтами. Это позволило согласовать целый ряд спорных вопросов, что должно ускорить внедрение Методических рекомендаций в практику отечественных сырьевых исследований и повысить интерес отраслевых специалистов к изучению современной методологии оценки запасов промысловых гидробионтов.

Рациональное рыболовство предполагает научно обоснованное управление запасами. Для подавляющего большинства приоритетных объектов отечественного рыболовства основным управляющим параметром системы «запас-промысел» является общий допустимый улов (ОДУ). В случае хорошего информационного обеспечения таких объектов (I и II уровни) обоснование ОДУ строится на использовании математических моделей и реализуется в виде многоэтапной процедуры:

- анализ доступного информационного обеспечения;
- обоснование выбора базовой модели (метода);
- ретроспективный анализ состояния запаса и промысла;
- оценка биологических ориентиров;
- идентификация правила регулирования промысла (ПРП);
- прогнозирование состояния запаса на заданную перспективу;
- обоснование рекомендуемого объема ОДУ;
- диагностика полученных результатов.

Одними из наиболее ответственных этапов этой процедуры являются обоснование выбора базовой модели, обоснование рекомендуемого объема ОДУ и диагностика полученных результатов.

В приказе Росрыболовства от 06.02.2015 г. № 104 в разделе «Обоснование выбора базовой модели» приводится упрощенная версия обоснования, которое рекомендуется осуществлять в следующей последовательности:

- определить перечень рекомендованных методов (моделей), применение которых допускает имеющаяся информация;
- проанализировать основные биологические и промысловые особенности объекта оценки;
- с учетом результатов анализа ограничить число потенциально приемлемых методов (моделей);
- сделать окончательный выбор в пользу конкретного метода (модели), взяв за основу наличие необходимого программного обеспечения, предыдущий опыт работы с данным методом и/или другие факторы.

Нетрудно заметить, что финальная часть этой процедуры во многом субъективна, поскольку определяется квалификацией и личными пристрастиями исследователя, что не всегда позволяет сделать правильный выбор. Поэтому на перспективу желательно предусмотреть переход на более объективную методологию выбора базовой модели, основанную на применении единого набора статистических диагностических процедур ко всем моделям–кандидатам с последующим анализом полученных результатов, по которым и делается окончательный выбор. Очевидно, что указанный подход требует от исследователя хорошего знания соответствующего программного обеспечения и специальных разделов математической статистики, а реализация подхода занимает достаточно много времени. Однако трудоемкость строгого статистического подхода в значительной мере компенсируется тем, что выбор модели не является ежегодно востребуемой задачей. Обычно пересмотр базовой модели (или метода) осуществляется раз в 3, 5 и более лет.

Наиболее перспективным подходом к «обоснованию рекомендуемого объема ОДУ» является сравнительно новый метод оценки стратегии управления (MSE). Методология MSE начала формироваться в конце 90-х гг. прошлого столетия, поэтому в ней нашли отражение положения предосторожного подхода, касающиеся необходимости учета неопределенностей в явном виде и обеспечения биологической устойчивости запаса. К настоящему времени MSE

уже широко используется для оптимизации управления, основанного на регламентировании величины годового улова.

Идея MSE заключается в том, что результат, полученный с помощью одной модели, вполне может оказаться ошибочным, поэтому процедуру имитационного моделирования процесса управления следует выполнить для всех правдоподобных гипотез, касающихся состояния запаса, его динамики и основных неопределенностей, которые отражают текущий уровень изученности запаса, а также приемлемые для рассматриваемого случая варианты стратегии управления запасом. Назначение процедуры – выявление стратегии, наиболее устойчивой к основным неопределенностям.

В традиционном подходе оптимальная с точки зрения единственной цели управления, а потому единственная, оценка ОДУ однозначно определяется с помощью единственной модели. Понятно, однако, что из-за многочисленных источников случайных ошибок, любые оценки будут достаточно условными и, следовательно, могут не привести к желаемому результату. Кроме того, на практике при управлении запасами, как правило, приходится одновременно учитывать не одну, а сразу несколько, часто несовместимых целей.

Для того, чтобы можно было принять обоснованное решение по управлению запасами даже в условиях значительной неопределенности, был предложен подход, основанный на оценке эффективности управления, который в максимально полной мере учитывает все виды возможных погрешностей и вместо конкретной рекомендации по объему ОДУ предлагает результаты имитационного моделирования различных вариантов управления в качестве информационной основы для нахождения компромиссного решения с участием не только представителей науки, но и всех заинтересованных сторон. Подход включает разработку набора операционных моделей, спецификация которых охватывает любые правдоподобные гипотезы в отношении особенностей динамики рассматриваемого запаса, формирование набора долгосрочных целей, стратегий и показателей эффективности управления, и оценку методами

имитационного моделирования результативности различных комбинаций операционной модели - стратегии управления (величины прогнозного интервала, на котором имитируется процесс управления запасом, определяется продолжительностью жизненного цикла особей рассматриваемой популяции).

Предполагается, что такой подход позволяет выявить устойчивые к случайным ошибкам стратегии управления и наиболее полно учитывает как требования к обеспечению устойчивости запаса, так и интересы различных групп пользователей ресурсов.

Диагностика полученных результатов как заключительный этап процедуры обоснования ОДУ может включать различные приемы, так или иначе связанные с имитационным моделированием. Наиболее часто в их число входит риск-анализ, который позволяет выявлять вероятности (риски) негативных биологических и/или экономических событий. Например, вероятность того, что прогнозная величина биомассы запаса (нерестовая или промысловая) упадет ниже порогового значения или что прогнозируемый улов опустится ниже уровня, соответствующего минимально допустимой рентабельности промысла. Необходимая для вычисления риска статистика генерируется с помощью стохастического имитационного моделирования (методом Монте-Карло) всей процедуры управления вплоть до оценки ОДУ и его ожидаемой реализации промыслом. Прогнозный горизонт для осуществления риск-анализа зависит от средней продолжительности жизни объекта промысла, но, как правило, составляет не менее 5 лет. При выполнении риск-анализа учитываются основные источники неопределенностей, которые могут сказаться на конечных результатах: ошибки в исходных данных (ошибки выборки, ошибки измерения), ошибки модели (ошибки спецификации модели, ошибки оценки параметров модели), ошибки процесса (непрогнозируемые случайные отклонения реальной динамики запаса от смоделированной) и, наконец, ошибки исполнения (ошибки, связанные с отклонением фактического улова от величины ОДУ). Если результаты риск-анализа оказались неблагоприятными (риск превысил

предварительно установленную предельно допустимую величину), то в правило регулирования промысла вносятся коррективы и процедура оценки ОДУ, а также диагностики последствий принятой стратегии управления запасом повторяются в полном объеме. Например, целевой ориентир по промысловой смертности, соответствующий теоретически максимальной продуктивности запаса (FMSY), заменяется на щадящий биологический ориентир  $F_{0.1} < FMSY$ . Процесс корректировки ПРП продолжается до тех пор, пока не будет получен вариант управления, который обеспечивает наилучшее приближение к стратегической (долгосрочной) цели промысла (обычно максимизации прибыли за рассматриваемый интервал времени) при сохранении биологической устойчивости запаса.

Методические рекомендации – первое отечественное пособие, в котором представлена информация не только о рекомендуемых моделях и методах оценки запасов, но и о необходимых программных средствах для их практической реализации. И хотя Методические рекомендации не решают всех проблем оценки общего допустимого улова, они создают потенциальным пользователям условия для самостоятельного изучения и применения на практике современного научно-методического обеспечения оценки запасов, что, в свою очередь, будет способствовать повышению обоснованности и достоверности результатов сырьевого прогнозирования.

ПРИЛОЖЕНИЕ 1  
к Методическим рекомендациям

**Рекомендуемое научно-методическое и программное обеспечение оценки запасов приоритетных видов водных биоресурсов, за исключением дальневосточных лососей, крабов и крабидов**

№ п/п	Район промысла (подрайон, зона, подзонаж, водный объект)	Название запаса	Уровень информационного обеспечения	Рекомендуемая базовая модель (программный комплекс)*	
<b><i>Минтай (Theragra chalcogramma)</i></b>					
1.	Северо-Охотоморская подзона	Североохотоморский	I	TISVPA [Васильев, 2005], Синтез [Ильин, 2009], КАФКА [Михеев, 2015], ПК XSA в ППП VPA 95 и в FLR (2007)	
2.	Западно-Камчатская подзона				
3.	Камчатско-Курильская подзона				
4.	Чукотская зона	Восточноберингоморский	I		
5.	Западно-Берингоморская зона (к вост. от 174° в.д.)				
6.	Карагинская подзона	Западноберингоморский	I		
7.	Западно-Берингоморская зона (к зап. от 174° в.д.)				
8.	Восточно-Сахалинская подзона	Востоочносахалинский	I		
9.	Петропавловско-Командорская подзона	Востоочнокамчатский	I		
10.	Северо-Курильская зона				
11.	Южно-Курильская зона	Южно-Курильский	I		
12.	Подзона Приморье	Япономорский	III		DLMtool [Carruthers, Hordyk, 2016], fishmethods [Nelson, 2017]
13.	Западно-Сахалинская подзона	Западносахалинский	III		
<b><i>Палтус белокорый (Hippoglossus stenolepis)</i></b>					
14.	Северо-Охотоморская подзона	Северо-Охотоморской подзоны	I	TISVPA[Васильев, 2005], Синтез [Ильин, 2009], КАФКА [Михеев, 2015], ПК XSA в ППП VPA 95 и в FLR (2007)	

№ п/п	Район промысла (подрайон, зона, подзонаж, водный объект)	Название запаса	Уровень информационного обеспечения	Рекомендуемая базовая модель (программный комплекс)*
15.	Западно-Камчатская подзона	Западно-Камчатский	II	Программный комплекс Combi 4.0 [Бабаян и др., 2017], программный комплекс ASPIC (2015)
16.	Камчатско-Курильская подзона		II	
17.	Петропавловско-Командорская подзона		II	
18.	Карагинская подзона		II	
19.	Западно-Беринговоморская зона	Западно-Беринговоморской зоны	II	
20.	Северо-Курильская зона	Северо-Курильской зоны	III	DLMtool (Carruthers, Hordyk, 2016), fishmethods [Nelson, 2017]
21.	Южно-Курильская зона	Южно-Курильской зоны	III	
22.	Восточно-Сахалинская подзона	Восточно-Сахалинской подзоны	III	
<b><i>Палтус черный (Reinhardtius hippoglossoides)</i></b>				
23.	Камчатско-Курильская, Западно-Камчатская и Северо-Охотоморская подзоны	Охотоморский	I	TISVPA [Васильев, 2005], Синтез [Ильин, 2009], КАФКА [Михеев, 2015], ПК XSA в ППП VPA 95 и в FLR (2007)
26.	Восточно-Сахалинская подзона	Восточно-Сахалинской подзоны	II	Программный комплекс Combi 4.0 [Бабаян и др., 2017], программный комплекс ASPIC (2015)
27.	Западно-Беринговоморская зона	Западно-Беринговоморской зоны	II	
28.	Петропавловско-Командорская подзона	Петропавловско-Командорской подзоны	III	DLMtool [Carruthers, Hordyk, 2016], fishmethods [Nelson, 2017]
29.	Карагинская подзона	Карагинской подзоны	III	
30.	Северо-Курильская зона	Северо-Курильской зоны	III	
<b><i>Сельдь тихоокеанская (Clupea pallasii)</i></b>				
31.	Карагинская подзона	Корфо-карагинский	I	TISVPA [Васильев, 2005], Синтез [Ильин, 2009], КАФКА [Михеев, 2015], ПК XSA в ППП VPA 95 и в FLR (2007)
32.	Западно-Беринговоморская зона (к зап. от 174° в.д.)			
33.	Северо-Охотоморская подзона	Охотский	I	



№ п/п	Район промысла (подрайон, зона, подзонаж, водный объект)	Название запаса	Уровень информационного обеспечения	Рекомендуемая базовая модель (программный комплекс)*
34.	Западно-Сахалинская подзона	Декастринский	III	DLMtool [Carruthers, Hordyk, 2016], fishmethods [Nelson, 2017]
35.	Западно-Сахалинская подзона	Сахалино-хоккайдский	III	
36.	Подзона Приморье	Залива Петра Великого, сев. Приморья и Татарского пролива	III	
<b><i>Треска тихоокеанская (Gadus macrocephalus)</i></b>				
37.	Петропавловско-Командорская подзона	Петропавловско-Командорской подзоны	I	TISVPA [Васильев, 2005], Синтез [Ильин, 2009], КАФКА [Михеев, 2015], ПК XSA в ППП VPA 95 и в FLR (2007)
38.	Чукотская зона	Западно-берингоморский (анадырско-наваринский)	I	
39.	Западно-Берингоморская зона			
40.	Карагинская подзона	Карагинский	I	
41.	Камчатско-Курильская подзона	Камчатско-Курильской и Западно-Камчатской подзон	I	
42.	Западно-Камчатская подзона			
43.	Западно-Сахалинская подзона	Западно-Сахалинской подзоны	I	
44.	Южно-Курильская зона	Южно-Курильской зоны	I	DLMtool [Carruthers, Hordyk, 2016], fishmethods [Nelson, 2017]
45.	Северо-Курильская зона	Северо-Курильской зоны	I	
46.	Подзона Приморье	Подзоны Приморья	III	
<b><i>Осетр сибирский (Acipenser baerii)</i></b>				
47.	Река Лена		III	DLMtool [Carruthers, Hordyk, 2016], fishmethods [Nelson, 2017]
<b><i>Стерлядь (Acipenser ruthenus)</i></b>				
48.	Река Северная Двина в пределах Архангельской области		III	DLMtool [Carruthers, Hordyk, 2016], fishmethods [Nelson, 2017]
49.	Река Обь в пределах Томской области		III	
50.	Река Обь в пределах Тюменской области		III	
51.	Река Иртыш в пределах Омской области		III	

№ п/п	Район промысла (подрайон, зона, подзонаж, водный объект)	Название запаса	Уровень информационного обеспечения	Рекомендуемая базовая модель (программный комплекс)*
52.	Река Иртыш в пределах Тюменской области		III	
53.	Река Чулым в пределах Томской области		III	
54.	Река Волга в пределах Астраханской области		III	
55.	Куйбышевское водохранилище		III	
56.	Нижекамское водохранилище		III	
<b><i>Кальмар командорский (Berryteuthis magister)</i></b>				
57.	Северо-Курильская зона	Северо-Курильской зоны	II	Программный комплекс Combi 4.0 [Бабаян и др., 2017], программный комплекс ASPIC (2015)
58.	Петропавловско-Командорская подзона	Петропавловско-Командорской подзоны	III	DLMtool [Carruthers, Hordyk, 2016], fishmethods [Nelson, 2017]
59.	Южно-Курильская зона	Южно-Курильской зоны	III	
<b><i>Трубачи (семейство Vuccinidae)</i></b>				
60.	Северо-Охотоморская подзона	Северо-Охотоморской подзоны	II	Программный комплекс Combi 4.0 [Бабаян и др., 2017], программный комплекс ASPIC (2015)
61.	Восточно-Сахалинская подзона	Восточно-Сахалинской подзоны	II	
62.	Подзона Приморье (к югу от м. Золотой)	Подзоны Приморье к югу от м. Золотой	II	
63.	Южно-Курильская зона	Южно-Курильской зоны	III	DLMtool [Carruthers, Hordyk, 2016], fishmethods [Nelson, 2017]
64.	Западно-Камчатская подзона	Западно-Камчатской подзоны	III	
65.	Камчатско-Курильская подзона	Камчатско-Курильской подзоны	III	
66.	Подзона Приморье (севернее м. Золотой)	Подзоны Приморье севернее от м. Золотой	III	
67.	Западно-Сахалинская подзона	Западно-Сахалинской подзоны	III	

\*Допускается использование моделей-аналогов, прошедших апробацию в международных организациях по рыболовству и профильных ведомствах развитых стран.

**Используемые методы оценки запасов приоритетных видов водных биоресурсов  
(осетровые виды рыб)**

№ п/п	Географический (статистический) район промысла	Уровень информа- ционного обеспечения	Используемые методы
<i>Белуга</i>			
1.	Южный рыбохозяйственный район Волжско-Каспийского рыбохозяйственного бассейна (Волго-Каспийский рыбохозяйственный подрайон)*	III	Прогноз нерестового запаса рассчитывается по выпуску молоди и коэффициенту промыслового возврата. ОДУ устанавливается только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях, а также в целях аквакультуры с учетом биологического лимита вылова.
<i>Калуга</i>			
2.	Подзона Приморье (12-мильная прибрежная зона в пределах Хабаровского края)*	III	Запас оценивается методом сплайн-аппроксимации (программа MapDesigner для Windows); прогнозирование по формулам когортного анализа. Экспертная оценка ОДУ только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях и в целях аквакультуры.
<i>Осетр амурский</i>			
3.	Подзона Приморье (12-мильная прибрежная зона в пределах Хабаровского края), река Амур*	III	Запас оценивается методом сплайн-аппроксимации (программа MapDesigner для Windows); прогнозирование по формулам когортного анализа. Экспертная оценка ОДУ только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях и в целях аквакультуры.

№ п/п	Географический (статистический) район промысла	Уровень информа- ционного обеспечения	Используемые методы
<i>Осетр персидский</i>			
4.	Южный рыбохозяйственный район Волжско-Каспийского рыбохозяйственного бассейна (Волго-Каспийский рыбохозяйственный подрайон)*	III	Запас оценивается с помощью учетных тралово-сетных съемок; прогнозирование по формулам когортного анализа. ОДУ устанавливается только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях, а также в целях аквакультуры с учетом биологического лимита вылова.
<i>Осетр русский</i>			
5.	Южный рыбохозяйственный район Волжско-Каспийского рыбохозяйственного бассейна, Волго-Каспийский рыбохозяйственный подрайон*	III	Запас оценивается учетными тралово-сетными съемками, прогнозирование по формулам когортного анализа. ОДУ устанавливается только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях, а также в целях аквакультуры с учетом биологического лимита вылова.
6.	Подрайон Черное море*	III	Запас не оценивается. Экспертная оценка ОДУ только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях, а также в целях аквакультуры.
<i>Осетр сибирский</i>			
7.	Река Лена	III	Запас оценивается через объем процеженной воды с учетом нелегального вылова. Экспертная оценка ОДУ.
8.	Река Индигирка*	III	Запас не оценивается. Экспертная оценка ОДУ только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях.
9.	Река Колыма*	III	Запас не оценивается. Экспертная оценка ОДУ только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях.
10.	Река Енисей*	III (или I)	Авторский когортный метод (не тестирован). Экспертная оценка ОДУ, с 1998 г. только для целей аквакультуры.
11.	Красноярское водохранилище*	III	Запас не оценивается. Экспертная оценка ОДУ только для

№ п/п	Географический (статистический) район промысла	Уровень информа- ционного обеспечения	Используемые методы
			осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях.
12.	Река Хатанга (приток Енисея)*	III	Запас не оценивается. Экспертная оценка ОДУ только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях.
13.	Саяно-Шушенское водохранилище*	III	Запас не оценивается. ОДУ только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях.
<b>Северюга</b>			
14.	Южный рыбохозяйственный район Волжско-Каспийского рыбохозяйственного бассейна, Волго-Каспийский рыбохозяйственный подрайон*	III	Прогноз нерестового запаса осуществляется по выпуску молоди и коэффициенту промыслового возврата. ОДУ оценивается только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях, а также в целях аквакультуры с учетом биологического лимита вылова.
15.	Подрайон Черное море*	III	Запас не оценивается. Экспертная оценка ОДУ только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях, а также в целях аквакультуры.
<b>Стерлядь</b>			
16.	Река Северная Двина в пределах Архангельской области	III	Запас оценивается с помощью ловушечной съемки, методом площадей. Оценка ОДУ составляет 12,5 % от численности рыб промыслового запаса.
17.	Река Северная Двина в пределах Республики Коми*	III	Запас не оценивается, ОДУ не устанавливается (только как прилов).
18.	Река Обь в пределах Томской области	III (или I)	Применяется авторский когортный метод (не тестирован). Экспертная оценка ОДУ.
19.	Река Обь в пределах Тюменской области	III (или I)	Применяется авторский когортный метод (не тестирован). Оценка ОДУ приравнивается годовому приросту биомассы,

№ п/п	Географический (статистический) район промысла	Уровень информационного обеспечения	Используемые методы
			рассчитывается только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях, а также в целях аквакультуры.
20.	Река Иртыш в пределах Омской области	III (или I)	Применяется авторский когортный метод (не тестирован). Экспертная оценка ОДУ.
21.	Река Иртыш в пределах Тюменской области	III (или I)	Применяется авторский когортный метод (не тестирован). Оценка ОДУ приравнивается годовому приросту биомассы, только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях, а также в целях аквакультуры.
22.	Река Чулым в пределах Томской области	III	Индекс запаса рассчитывается по тенденции изменений улова на контрольное промысловое усилие. Экспертная оценка ОДУ.
23.	Река Волга в пределах Астраханской области	III	Прогноз нерестового запаса рассчитывается по коэффициенту промыслового возврата и выпуску молоди. ОДУ находится согласно правилу регулирования.
24.	Куйбышевское водохранилище	III	Запас оценивается с помощью учетной траловой съемки, методом площадей. Экспертная оценка ОДУ.
25.	Нижнекамское водохранилище	III	Запас оценивается с помощью учетной траловой съемки, методом площадей. ОДУ определяется методом Тюрина.
26.	Горьковское водохранилище*	III	Прогноз запаса рассчитывается по коэффициенту промыслового возврата и выпуску молоди. ОДУ только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях.
27.	Чебоксарское водохранилище*	III	Запас оценивается с помощью учетной траловой съемки, методом площадей ОДУ только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях.

№ п/п	Географический (статистический) район промысла	Уровень информа- ционного обеспечения	Используемые методы
31.	Река Волга в пределах Волгоградской обл.*	III	Запас не оценивается. Экспертная оценка ОДУ только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях.
32.	Река Енисей*	III	Применяется авторский когортный метод (не тестирован). Экспертная оценка ОДУ, с 1998 г. только для целей аквакультуры.
33.	Красноярское водохранилище*	III	Запас не оценивается. Экспертная оценка ОДУ только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях.
34.	Саяно-Шушенское водохранилище*	III	Экспертная оценка ОДУ только для осуществления рыболовства в научно-исследовательских и контрольных целях.

\* Мораторий на промысел.

**Программное обеспечение оценки запасов ВБР**

<b>№ п/п</b>	<b>Программный комплекс</b>	<b>Уровень информационного обеспечения</b>	<b>Адрес сетевого ресурса</b>
1	TISVPA [Васильев, 2005]	I	<a href="http://www.vniro.ru/ru/programmno-metodicheskoe-obespechenie">http://www.vniro.ru/ru/programmno-metodicheskoe-obespechenie</a>
2	Синтез [Ильин, 2009]	I	<a href="http://www.kamniro.ru/270120136">http://www.kamniro.ru/270120136</a>
3	КАФКА [Михеев, 2015]	I	<a href="http://fisheries-research.clockbyte.com/">http://fisheries-research.clockbyte.com/</a>
4	ПК XSA в ППП VPA 95 и в FLR [Kell et al., 2007]	I	<a href="https://cloud.mail.ru/public/5Zar/3Moyfkv8j">https://cloud.mail.ru/public/5Zar/3Moyfkv8j</a>
5	Combi 4.0 [Бабаян и др., 2017]	II	<a href="http://www.vniro.ru/ru/programmno-metodicheskoe-obespechenie">http://www.vniro.ru/ru/programmno-metodicheskoe-obespechenie</a>
6	ASPIC 7.04 [Prager, 2015]	II	<a href="http://www.mhprager.com/aspic.html">http://www.mhprager.com/aspic.html</a>
7	DLMtool [Carruthers, Hordyk, 2016]	III	<a href="http://www.datalimitedtoolkit.org/download">http://www.datalimitedtoolkit.org/download</a>



**Опыт практического использования отечественных моделей оценки запасов ВБР**

№ п/п	Программный комплекс	Уровень информационного обеспечения	Объекты оценки
1	TISVPA [Васильев, 2005]	I	Северо-восточная арктическая треска; треска Балтийского моря подрайонов 25-32; северо-восточная арктическая пикша; норвежская весенне-нерестующая (атлантическо- скандинавская) сельдь; путассу и скумбрия северо-восточной Атлантики; наваринский минтай; восточно-охотоморский минтай; омуль озера Байкал; чилийская ставрида; антарктический клыкач; севрюга реки Амур; каспийский осетровые
2	Синтез [Ильин, 2009]	I	Западно-беринговоморский минтай; восточно-камчатский минтай; северо-охотоморский минтай;

	Синтез [Ильин, 2009]	I	камчатско-курильская сельдь; карагинская треска; восточно-камчатская треска; западно-камчатская треска; карагинская навага; западно-камчатская навага; карагинские камбалы (желтоперая); восточно-камчатские камбалы (двухлинейная); северо-охотоморский черный палтус; камчатско-курильская северная креветка
3	КАФКА [Михеев, 2015]	I	Восточно-сахалинский минтай; западно-сахалинский минтай; судак Псковско-Чудского озера; лещ Псковско-Чудского озера; западно-сахалинская треска
4	Combi 4.0 [Бабаян и др., 2017]	II	Окунь моря Ирмингера; черный палтус Баренцева моря; восточно-сахалинский черный палтус; западно-беринговоморский черный палтус; западно-беринговоморский белокорый палтус; карагинский белокорый палтус; петропавловско-командорский белокорый палтус; западно-сахалинский минтай; восточно-сахалинский минтай; сайра Северо-Западной части Тихого океана

### Список аббревиатур, встречающихся в тексте

AMD – (Absolute Median Deviation) – медиана распределения абсолютных отклонений остатков от их медианного значения

ASPIC – (A Stock-Production Model Incorporating Covariates) – производственная модель с учетом ковариаций

AvC – (Average Catch) – средний улов

БК – (Beddington and Kirkwood life-history MP) – разработанный Беддингтоном и Кирквудом метод DLM, учитывающий параметры жизненного цикла

CAGEAN – (Catch-at-AGE ANalysis) – анализ уловов по возрастам

CC – (Constant Catch) – постоянный улов

CEFAS – (Centre for Environment, Fisheries and Aquaculture Science) – Центр по вопросам окружающей среды, рыболовства и аквакультуры

CPUE – (Catch Per Unit of Effort) – улов на единицу промыслового усилия

DB-SRA – (Depletion-Based Stock Reduction Analysis) – стохастический анализ истощения запаса

DCAC – (Depletion-Corrected Average Catch) – метод оценки среднего уравновешенного улова с коррекцией на изменение запаса в ходе промысла

DD – (Delay-Difference stock assessment) – метод DLM, основанный на использовании разностных уравнений с запаздыванием

DFI – (Data Format Identifiers) – идентификаторы допустимых форматов данных

DLM – (Data Limited Methods) – методы прогнозирования ОДУ в условиях дефицита информации («немодельные» методы)

FLR – (Fisheries Library for R) – специализированная библиотека программ для оценки запасов в среде R

GLM – (Generalized Linear Models) – обобщенные линейные модели

HCR – (Harvest Control Rule) – см. ППП

IATTC – (Inter-American Tropical Tuna Commission) – Межамериканская комиссия по тропическим тунцам

ICA – (Integrated Catch-at-Age) – интегральный анализ уловов по возрастам

ICCAT – (International Commission of Conservation Atlantic Tuna) – Международная комиссия по сохранению атлантических тунцов

ICSEAF – (International Commission for South-East Atlantic Fisheries) – Международная комиссия по рыболовству в юго-восточной Атлантике

LBSPR – (Length Based Spawning Potential Ratio) – метод DLM, позволяющий определить величину SPR на основе анализе размерного состава уловов

MP – (Management Procedure) – схема управления запасом

MSC – (Marine Stewardship Council) – Морской попечительский совет

MSE – (Management Strategy Evaluation) – оценка эффективности стратегии управления

MSY – (Maximum Sustainable Yield) – максимальный устойчивый улов

NMFS – (National Marine Fisheries Service) – национальная служба морского рыболовства (США)

NOAA – (National Ocean and Atmosphere Administration) – Национальное управление океанических и атмосферных исследований

OFL – (Overfishing Limit) – граница области перелова

OM – (Operating Model) – операционная модель

SBT – (Southern Bluefin Tuna) – тихоокеанский синеперый тунец, используется в качестве кодификатора одного из методов DLM

SPmod – (Surplus Production based catch-limit modifier) – модификатор величины ОДУ, основанный на анализе динамики прибавочной продукции

SPMSY – (Surplus Production MSY) – метод оценки MSY на основе анализа динамики прибавочной продукции

SPR – (Spawning Potential Ratio) – отношение популяционной плодовитости эксплуатируемого промыслом запаса к популяционной плодовитости в отсутствие промысла

SS – (Sum of Squares) – сумма квадратов логарифмических остатков

SSB – (Spawning Stock Biomass) – биомасса нерестовой части запаса

TAC – (Total Allowable Catch) – см. ОДУ

TISVPA – (Triple Instantaneous Virtual Population Analysis) – робастный метод анализа виртуальных популяций с трехфакторным сепарабельным представлением годовой промысловой убыли

VPA – (Virtual Population Analysis) – см. ВПА

XSA – (eXtended Survival Analysis) – расширенный анализ выживания

YPR – (Yield Per Recruit) – анализ улова на единицу пополнения

YPR\_ML – (Yield Per Recruit\_Mean Length) – модификация анализа улова на единицу пополнения, учитывающая изменения средних размеров рыб в улове

YPR\_CC – (Yield Per Recruit\_Catch Curve) – модификация анализа улова на единицу пополнения, учитывающая форму кривой улова

ВБР – водные биологические ресурсы

ВПА – метод анализа виртуальных популяций

ГА – генетический алгоритм

ГИС-технологии – гео-информационные технологии

ИКЕС – Международный совет по исследованию моря

КА – когортный анализ

КАФКА – когортный анализ с фильтром Калмана

МКЕС – мгновенный коэффициент естественной смертности

НАФО – Организация по рыболовству в северо-западной Атлантике

ОДУ – общий допустимый улов

ОМ – операционная модель

ООП – объектно-ориентированное программирование

ОСМ – отраслевая система мониторинга Росрыболовства

ПК – программный комплекс

ППП – пакет прикладных программ

ПРП – правило регулирования промысла

РГМ – Межинститутская рабочая группа по методологии оценки сырьевой базы рыболовства

ФК – фильтр Калмана

ФП – функция потерь