

УДК 639.2.053.7

## Оценка объёмов неучтённого вылова

*В. К. Бабаян, Д. А. Васильев, Т. И. Булгакова*

Всероссийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии (ВНИРО,  
г. Москва)  
e-mail: dvasilyev@vniro.ru

Рассмотрены различные аналитические подходы к оценке объёмов неучтённого вылова. Приведены результаты применения подхода, основанного на использовании динамических производственных моделей и данных по количеству конфискованных браконьерских сетей, для оценки неучтённого вылова русского осетра в Каспийском море.

**Ключевые слова:** неучтённые уловы, модели оценки запасов.

### ВВЕДЕНИЕ

Влияние неучтённого вылова на оценку состояния запасов и перспектив промысла является одной из ключевых проблем как в международной, так и в отечественной практике регулирования рыболовства. Этому вопросу уделяется большое внимание в научных международных организациях. Так, например, в рамках Международного совета по исследованию моря (ИКС) при оценке состояния большинства запасов принимается во внимание оценка неучтённого вылова, проводятся специальные исследования по разработке методологии оценки возможных объёмов неучтённого вылова. Неучтённый вылов находится в центре внимания также и международных рыболовных комиссий, таких, например, как НАФО и НЕАФК.

Большинство методов оценки запасов основано на предположении, что имеющаяся информация об уловах является несмещённой, хотя и может содержать довольно значительные случайные ошибки. К сожалению,

это допущение выполняется далеко не всегда, и на практике взятые из промысловой статистики значения уловов, как правило, оказываются значительно ниже величин фактического вылова. Причина этого кроется именно в неучтённых уловах, главной составляющей которых является нелегальный, или браконьерский, вылов. Использование в расчётах заниженных данных по уловам приводит к заведомо заниженным оценкам запаса, а следовательно, и ОДУ. В этой связи разработке эффективных методов оценки неучтённого вылова и их использования в процедурах оценки состояния запасов отводится заметная роль в совершенствовании методологии современных ресурсных исследований.

### РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

В общем случае, когда данные по уловам неточны или неизвестны, можно использовать два подхода к оценке состояния запаса [ICES, 2006]. Первый подход реализуется с помощью методов, которые позволяют оценить величину

промыслового изъятия на основе дополнительной информации (помимо статистики официального вылова); второй основан на методах, не требующих промысловой информации для получения относительных оценок численности и общей смертности.

Так, например, Апостолаки с соавторами [Apostolaki et al., 2006] сравнили результаты, полученные при использовании детерминистских и вероятностных методов при оценке результатов применения альтернативных мер регулирования (например, пространственных, временных и размерных ограничений). В операционную модель авторы ввели дополнительный параметр, описывающий уровень неучтённых уловов, а также — в случае использования стохастической байесовской версии модели — априорное распределение для этого параметра.

А. Пейн и др. использовали производственную модель с возрастной структурой (ASPM) для оценки запаса патагонского клыкача [Paune et al., 2005]. Для оценки параметров модели использовались данные по уловам на единицу усилия (CPUE) и размерному составу ярусных уловов. Модельная аппроксимация данных по CPUE оказалась крайне неудачной для нескольких лет, что предположительно могло быть объяснено значительными неучтёнными уловами. Однако другими причинами вполне могли быть изменения в коэффициенте улавливаемости и/или в естественной смертности. Качество модельного описания данных существенно улучшилось после введения в модель дополнительного параметра, представляющего собой величину неучтённых уловов в эти годы.

Е. Плагани использовала производственную модель с возрастной и пространственной структурой для оценки уровня браконьерства и экосистемных изменений на южноафриканском промысле морского уха [Plagányi, 2004]. По нескольким районам у автора имелась информация, включающая данные по уловам на усилие на промышленном и спортивном промыслах, а также стандартизированные общие (для всех районов в совокупности) данные по коммерческим уловам на усилие. Кроме того, использовались данные независимых учетных съёмов. Для оценки объёмов браконьерского вылова авторы ввели в модель новый ин-

декс — величину конфискованного нелегального улова на единицу «усилия полиции» (catch per unit «police effort» — далее CPURE). Этот подход позволяет оценить максимальный объём браконьерского изъятия по районам и годы, в которые этот показатель был максимальным в том или ином районе. Для остальных лет величина браконьерского изъятия оценивалась по трендам в CPURE.

Т. Дж. Питчер и др. подготовили обзор методов количественной оценки объёмов неофициального вылова [Pitcher et al., 2002]. Они также разработали свой собственный метод, объединяющий все имеющиеся результаты исследований в данной области и информацию по неофициальным уловам, включая неопределённость в имеющейся информации и оценках. Их метод основан на использовании корректирующих множителей, основанных на сообщениях наблюдателей, на опубликованной и иной информации. Неопределённость рассчитывалась с помощью метода Монте-Карло. Авторы утверждают, что их метод даёт возможность оценить объёмы неофициальных уловов при отсутствии прямых данных об интенсивности браконьерства.

С. Е. Порч и др. разработали пакет прикладных программ для оценки биологических ориентиров управления, состояния запаса и времени восстановления запаса, который не требует данных по уловам, а также данных по абсолютной численности запаса [Porch et al., 2006]. В основе пакета лежит производственная модель с возрастной структурой [ASPM; Hilborn, 1990; Restrepo, Legault, 1998], переработанная с учётом параметров, отнесённых к величине запаса до начала его коммерческой эксплуатации. Пакет реализован в рамках байесовской оболочки, что позволяет включать в анализ дополнительную информацию как из мета-анализа (т.е. совместного, или «перекрестного», анализа) аналогичных запасов, так и из других источников. Расчёты стартуют с состояния популяции до начала промысла, а промысловая смертность и относительное пополнение моделируются как авторегрессионный процесс первого порядка с оценкой отклонений от него в те годы, в которые имеющаяся информация позволяет это сделать. Для оценки промысловой смер-

ности требуются данные о величине индекса промыслового усилия.

Хэммонд и Трэнкель разработали подход, в рамках которого официальные объёмы вылова рассматриваются в качестве нижней границы реальных уловов [Hammond, Trenkel, 2005]. Подход был основан на производственной модели Шефера, а уловы моделировались как интервал, который содержит интересующую нас величину. В авторской модели величины уловов пропорциональны биомассе запаса и промысловому усилию:  $C_t = q_c E_t V_t \xi_t$ , где  $q_c$  — коэффициент улавливаемости,  $E_t$  — промысловое усилие,  $V_t$  — оценка биомассы запаса, полученные по производственной модели, а  $\xi_t$  — ошибка. В экспериментах с моделью использовался байесовский анализ, основанный на привлечении априорных распределений. Была исследована устойчивость модели относительно выбора верхней границы распределения фактических уловов. При расчётах в качестве нижней границы распределения фактических уловов принимались сообщённые (официальные) уловы, а верхней — их удвоенные величины. Анализ показал, что в некоторых случаях официальные уловы могут быть завышены и приближаться к верхней границе распределения фактических уловов.

Другое направление оценки неучтённого вылова связано с использованием в когортных моделях данных по возрастной структуре уловов в виде долевого распределения численности возрастных групп, а не возрастного состава уловов в виде абсолютной численности, например в рамках модели ADAPT [Gavaris, van Eeckhaute, 1998]. Для настройки модели необходимо иметь индексы численности, а величины уловов по годам промысла включаются в число неизвестных параметров модели. Для получения единственного решения необходимо либо использовать результаты съёмок в качестве абсолютных оценок биомассы (или численности) запаса, либо априорно задать величины годовых уловов хотя бы для нескольких лет. Авторы подчеркивают, что такой подход не может рассматриваться как метод оценки запасов, однако может быть полезным средством анализа устойчивости результатов применения модели относительно тех или иных допущений.

Дарби предложил модификацию модели ADAPT, названную им B-ADAPT [Darby, 2004]. Модель была использована автором для оценки фактических уловов трески в Северном и Ирландском морях. Эта когортная модель настраивается на данные по возрастному составу официальных уловов и на результаты съёмок. Модель позволяет оценить расхождение между оценками численности запаса, полученными по данным о возрастном составе уловов, и оценками численности по результатам съёмок. Указанное расхождение оценивается по ступенчатому изменению в остатках логарифма коэффициента улавливаемости. Такое ступенчатое изменение в величине остатков подразумевает появление систематической ошибки в описании данных моделью, которое может быть обусловлено появлением существенных объёмов неучтённых уловов. Предположим, что исторические данные по возрастному составу уловов являются несмещёнными; что возрастная структура уловов в последние годы неизвестна, но общие объёмы вылова известны; а также, что коэффициенты улавливаемости при проведении учётных съёмок постоянны во времени. Тогда можно оценить годовые множители для официальных уловов, которые позволят получить оценки «реальных» объёмов вылова. По существу, в рамках этого метода оцениваются все «изъятия» из запаса (неофициальные уловы; потери за счёт более высокой естественной смертности, чем заложенная в модель величина; отклонения в коэффициентах улавливаемости во время съёмок; выбросы), которые не учитываются принятыми значениями естественной смертности, официальными уловами и имеющимися оценками выбросов, если таковые использовались. Эти «потери» не могут быть распределены по различным их источникам без привлечения дополнительной информации.

Определёнными возможностями восстанавливать значения «реальных» уловов обладает модель Gadget [Subbey, Howell, 2006]. Эта модель позволяет включать в рассмотрение многие экосистемные факторы, каждый из которых можно разделить на компоненты: районирование (миграции из одного района в другой моделируются с помощью матриц) и трофические взаимодействия видов. Моде-

лируются отдельные биологические процессы внутри популяции (рост, созревание, пополнение), а также влияние промысла (одного или нескольких его видов). Структурно модель делится на 3 блока: имитационная модель экосистемы; статистический блок, в котором сравниваются наблюдаемые (входные) данные с результатами моделирования; блок алгоритмов оптимизации параметров модели. В силу большого количества разнообразных данных, используемых в модели, создаётся достаточная информационная избыточность для практической реализации попыток уточнить объёмы вылова.

Для оценки неучтённого вылова иногда можно воспользоваться методами, не требующими промысловой информации, но позволяющими получить *относительные* оценки численности и общей смертности рассматриваемого запаса на основе лишь дополнительной информации (например, данных по возрастной структуре уловов учётной съёмки). Так, метод аппроксимации многолетних данных по возрастной структуре уловов моделью типа «year — class curve» [Cotter et al., 2004] состоит в решении системы уравнений, описывающих зависимость индекса численности возрастной группы  $a$  поколения  $s$ , найденного по результатам съёмок, как функцию от численности этого поколения в возрасте первого появления в уловах ( $R_{c,a(0)}$ ), от мгновенного коэффициента общей смертности ( $Z$ ) в интервале возрастов  $(0, a)$  и от коэффициента улавливаемости съёмок ( $k$ ). Система уравнений решается относительно  $k$ ,  $Z$  и вектора  $R_{c,a(0)}$  в предположении, что за выбранный для расчётов период коэффициенты общей смертности практически не меняются. Однако для получения хоть сколько-нибудь устойчивых оценок в рамках этого метода необходимо исключительно высокое качество данных по возрастной структуре уловов, взятых во время съёмок.

Среди других методов этой группы можно упомянуть двухкомпонентную дискретную модель биомассы BREM [Trenkel, 2007], в которой пополнение и чистая скорость роста биомассы (прирост минус общая смертность) рассматриваются как случайные величины. Для настройки модели используются данные съёмок по индексам пополнения и индексам

биомассы всего запаса. Кроме того, можно упомянуть модель SURBA [Needle, 2003], с помощью которой анализируются данные съёмок по возрастной структуре уловов с использованием сепарабельного представления (т.е. через возрастные и годовые компоненты) мгновенных коэффициентов не промысловой, а общей смертности, а также подход на основе анализа временных рядов [Fruey, 2002].

Анализ примеров применения методов, основанных только на данных съёмок, к реальным и модельным данным позволяет сделать следующие выводы. Эти методы способны достаточно точно воспроизвести тенденции изменений запаса лишь при наличии исходных данных высокого качества, свободных от аномально выделяющихся значений (аутлаеров). В противном случае рассматриваемые методы позволяют получить лишь относительные оценки величины запаса.

В отечественной практике задача оценки объёмов неучтённого вылова имеет особое значение при оценке состояния запасов, в первую очередь, наиболее ценных видов рыб. Так, например, для оценки величины нелегального вылова сёмги в р. Умба использовалось имитационное моделирование [Алексеев и др., 2006]. Имитационная модель описывала структуру популяции: пополнение 1+ рассчитывалось по численности икры с помощью уравнения Рикера; молодь представлена в модели особями возраста от 2+ до 5+, все они в каких-то долях переходят в смолты, затем после периода морского нагула в реку приходят особи двух рас, формируя нерестовое стадо. При этом летняя сёмга нерестится в год  $i$ , а осенняя — в год  $(i+1)$ . В модельных экспериментах с популяцией такой структуры после определения ряда биологических параметров методом подбора оценивался тот коэффициент промысловой смертности, при котором уровень нерестового запаса достигал реального уровня. Зная коэффициент промысловой смертности от легального промысла, авторы получили оценку нелегального вылова, составившую 72% осенней нерестовой группы.

Оценка объёмов неучтённого вылова крайне важна и при анализе состояния запасов промысловых рыб во внутренних водоёмах, где объёмы браконьерского вылова зачастую

исключительно велики. Для оценки неучтённого промыслового вылова в Волгоградском водохранилище авторы [Шашуловский, Мосяш, 2003] воспользовались тем, что в истории промысла на данном водохранилище чётко выделяются два периода: до 1992 г. вылов досконально регистрировался и объём нелегально выловленной и неучтённой рыбы составлял не более 10–30% общего вылова, а после 1992 г. браконьерский вылов стал катастрофически расти. Располагая данными по общему вылову и улову на промысловое усилие орудия лова, который является основным для длинного интервала лет (для Волгоградского водохранилища таким орудием лова являются сети), авторы строят зависимость между промысловым усилием и уловами на усилие (как индекса биомассы запаса) для интервала лет с низким нелегальным выловом. Затем по найденным параметрам этой зависимости оценивают объёмы «реального вылова» для более поздних лет.

К сожалению, в настоящее время в сырьевых исследованиях объектов российского рыболовства методы оценки неучтённого вылова используются недостаточно широко. Специфика конкретных ситуаций, а также объективная сложность и важность задачи диктуют необходимость проведения специализированных исследований в данной области. Оценка объёмов неучтённого вылова имеет, прежде всего, важное практическое значение, поскольку позволяет точнее оценить состояние запасов и дать более надёжные научные рекомендации по объёмам допустимого промыслового изъятия.

Оценка объёмов неучтённых уловов важна при анализе любых промыслов, однако для таких запасов, как запасы каспийских осетровых, для которых браконьерство стало одной из основных причин подрыва запасов, приведших к полному запрету их промысла в 2005 г., эта задача является ключевой. Отметим, что для каспийских осетровых проблема усугубляется низким качеством данных по возрастному составу уловов в реке и море (по результатам научного лова) и отсутствию надёжных данных по промысловому усилию на легальном промысле до его запрета. Дефицит необходимых данных значительно сужает диапазон возможных подходов к оценке неучтённого вылова и требует создания специализированных ме-

тодов, максимально полно использующих всю доступную информацию. В случае каспийских осетровых дополнительным источником полезной информации, включённую в анализ при решении рассматриваемой задачи, являлись документированные данные правоохранительных органов о количестве изъятых у браконьеров орудий лова.

Насколько можно судить, первой попыткой получить аналитическую оценку объёмов браконьерского вылова каспийского осетра стала работа [Бабаян и др., 2006], в которой удалось получить её с помощью регрессионной модели, формализующей зависимость между нелегальным выловом и количеством конфискованных правоохранительными органами сетей (общей их длиной). Сравнение аналитических оценок условного промыслового запаса (полученного только по данным официального промысла) и оценок общего промыслового запаса по результатам съёмок дали возможность вплотную подойти к оценке масштабов браконьерства с привлечением к анализу его косвенных показателей: общей длины изъятых за год сетей (в км) и количества зафиксированных за год случаев браконьерства. Если отношение оценки всего промыслового запаса, рассчитанного инструментальным методом, к аналитической оценке условного промыслового запаса, эксплуатируемого легальным промыслом, обозначить  $K$ , то зависимости  $K$  от предлагаемых показателей браконьерства удалось описать уравнениями линейной регрессии. Для оценки коэффициентов этих уравнений была использована минимизация медианы квадратов остатков, позволяющая получить более робастные оценки по сравнению со стандартным методом наименьших квадратов (МНК). Для каждого показателя браконьерства были рассмотрены два варианта регрессий: с оцениваемым свободным членом и со свободным членом, равным единице. Второй вариант регрессионных зависимостей, проходящих через точку  $(0,1)$ , основан на допущении, что при нулевом значении показателей браконьерства условный промысловый запас официального промысла становится равен общему промысловому запасу.

Приняв допущение, что легальный вылов ( $C_{\text{лег}}$ ) так относится к величине условной части

запаса, эксплуатируемой легальным промыслом ( $V_{\text{лег}}$ ), как фактический улов ( $C_{\text{факт}}$ ) — к величине всего запаса ( $V_{\text{факт}}$ ), можно получить простое выражение для приближенной оценки абсолютной величины фактического вылова:

$$C_{\text{факт}} = C_{\text{лег}} \cdot V_{\text{факт}} / V_{\text{лег}} \quad (1)$$

Объём неучтённого вылова находится как разность между фактическим и легальным уловами:

$$C_{\text{брак}} = C_{\text{факт}} - C_{\text{лег}} \quad (2)$$

В нашей более поздней работе [Бабаян и др., 2008] было использовано допущение о постоянстве штатного состава сотрудников контролирующих органов и находящихся в их распоряжении плавсредств и другого служебного оборудования в течение всего рассматриваемого периода. Это позволило рассматривать данные ежегодной официальной отчётности об общей длине конфискованных сетей в качестве индекса «браконьерского промыслового усилия». Приняв такую интерпретацию длины конфискованных сетей и располагая статистикой официального вылова, а также воспользовавшись оценками биомассы запаса, полученными по результатам традиционных морских траловых съёмок, для решения задачи оценки браконьерского вылова нами была использована методология динамического продукционного моделирования [Бабаян, 2006; Babayan, Kizner, 1988; Babayan, Kizner, Vasilyev, 1988; Babayan, Kizner, Matushansky, 1989].

Согласно теореме Рассела промысловый запас в начале  $(y+1)$ -го года можно представить в виде:

$$V_{0(y+1)} = V_{0(y)} + R_{(y)} + W_{(y)} - D_{(y)} - [C_{\text{бр}(y)} + C_{(y)}] \quad (3)$$

где  $R$  — пополнение запаса;  $W$  — изменение биомассы запаса за счёт весового роста особей;  $D_{(y)}$  — убыль от естественных причин;  $C_{\text{бр}}$  и  $C_{(y)}$  — браконьерский и официальный вылов соответственно.

Выразив прибавочную продукцию запаса как результат совместного действия всех природных факторов с помощью функции популяционного роста:

$$G = R_{(y)} + W_{(y)} - D_{(y)}$$

получим:

$$V_{0(y+1)} = V_{0(y)} + G_{(y)} - C_{\text{бр}(y)} - C_{(y)} \quad (4)$$

Если для простоты предположить, что функция  $G$  представляет собой линейную функцию среднегодовой биомассы запаса  $V$ , то уравнение (4) можно записать в виде:

$$V_{0(y+1)} = V_{0(y)} + rV_{(y)} - C_{\text{бр}(y)} - C_{(y)}, \quad (5)$$

где  $r$  — коэффициент пропорциональности, формально соответствующий внутренней скорости популяционного роста в более строгих моделях роста.

Выбор линейной зависимости прироста биомассы от величины биомассы обусловлен тем, что в нашем случае имеющиеся у нас данные по индексам браконьерства соответствуют периоду времени, когда биомасса запаса находилась на весьма низком уровне, меняясь при этом в весьма небольшом диапазоне. В таких условиях нет возможности по имеющимся данным оценить параметры более сложного закона роста (например, логистического). С другой стороны, при малом диапазоне изменений параметра (в данном случае — биомассы запаса) любая гладкая функция от этого параметра достаточно хорошо аппроксимируется линейной зависимостью. Естественно, в случаях, когда имеющиеся данные описывают достаточно длительный период, на котором имели место значительные изменения запаса (т.е. в данных хорошо представлена информация об асимптотических параметрах закона роста), целесообразно использовать другой закон популяционного роста, более адекватный биологии рассматриваемого запаса.

Полученное уравнение в теории рыболовства принято называть моделью процесса. Для завершения построения модели динамики запаса определим уравнение связи (или модель наблюдения) между наблюдаемой величиной (уловом на усилие) и величиной расчётной (биомассой запаса).

Согласно сделанному допущению длину конфискованных сетей рассматриваем в качестве индекса «браконьерского усилия»,  $E_{\text{бр}}(y)$ . Если теперь ввести в рассмотрение коэффициент улавливаемости для браконьерского промысла  $q_{\text{бр}} = \text{const}$ , то, в соответствии с опре-

делениями улова как функции промысловой смертности ( $F$ ) и средней биомассы запаса ( $B$ ) и промысловой смертности как функции промыслового усилия, браконьерские уловы (в весовом выражении) на единицу браконьерского усилия будут пропорциональны среднегодовой биомассе запаса  $B_{(y)}$  (предположим, что она приблизительно равна биомассе запаса, оцененной по съёмкам в середине года) за вычетом половины биомассы уловов официального промысла  $C_{(y)}$  (в предположении, что к середине года изымается примерно половина официального улова):

$$C_{бр(y)} / E_{бр(y)} = q[B_{(y)} - C_{(y)} / 2]. \quad (6)$$

Система уравнений (5) (модель процесса) и (6) (модель наблюдения) представляет собой нестационарную модель динамики запаса, для идентификации которой достаточно определить два параметра,  $q$  и  $r$ .

Если биомассу запаса на начало года  $y$  выразить через средние значения биомассы запаса в предыдущий ( $y - 1$ ) и текущий ( $y$ ) годы,

$$B_{0(y)} = [B_{(y-1)} + B_{(y)}] / 2, \quad (7)$$

а браконьерский вылов — через усилие  $E_{бр}$ , коэффициент улавливаемости  $q$  и среднюю биомассу запаса  $B$  (см. (6)),

$$C_{бр(y)} = qE_{бр(y)}[B_{(y)} - C_{(y)} / 2], \quad (8)$$

и выражения (7) и (8) подставить в равенство (5), то модель сведется к одному уравнению:

$$B_{0(y+1)} = B_{0(y)} + rB_{(y)} - C_{(y)} - q[B_{(y)} - C_{(y)} / 2]E_{бр(y)}. \quad (9)$$

В общем случае оно является стохастическим, поэтому дополняется параметром  $\varepsilon(y)$ , случайной ошибкой процесса:

$$B_{0(y+1)} = B_{0(y)} - C_{(y)} - q[B_{(y)} - C_{(y)} / 2]E_{бр(y)} + rB_{(y)} + \varepsilon(y). \quad (10)$$

Для оценки параметров модели необходимо определить (или задать) закон распределения ошибки  $\varepsilon(y)$ . В нашем случае наиболее оправданным выбором является логнормальное распределение.

После нахождения оценки коэффициента улавливаемости незаконного промысла ( $q$ )

годовые объёмы браконьерского вылова  $C_{бр(y)}$  рассчитываются по формуле:

$$C_{бр(y)} = qB_{(y)}E_{бр(y)}. \quad (11)$$

Как показали расчёты, до 1998 г. объёмы браконьерского вылова хотя и были сопоставимы с официальными уловами, однако в целом их не превышали. После 1998 г., на фоне постепенного снижения официальных уловов, объёмы незаконного вылова значительно возросли, превышая официальные в последние годы существования официального промысла в 15–20 раз.

Интересно отметить, что сходные оценки превосходства нелегального вылова над легальным были получены и для азовских осетровых [Реков, 2003] на основе анализа многолетних данных о динамике запасов азовских осетровых, промысловом возврате и естественной убыли. Согласно этим оценкам промысловый вылов азовской севрюги был превышен в 10 раз, а осетра — в 30 раз.

## Выводы

Таким образом, теоретически задача оценки неучтённых уловов может быть решена в рамках различных методов и моделей теории рыболовства. Главным условием её успешного решения является наличие дополнительной информации о запасах и промысле, которая позволяет избежать априори неприемлемого допущения о несмещённости официальных данных по уловам. Окончательный выбор метода оценки определяется составом и качеством доступной информации.

## ЛИТЕРАТУРА

- Алексеев М. Ю., Зубченко А. В., Криксунов Е. А. 2006. Применение имитационного моделирования для оценки величины нелегального вылова семги (*Salmo Salar*) в реке Умба // Вопросы рыболовства. Том 7, № 2 (26). С. 318–325.
- Бабаян В. К. 2006. Стратегии управления рыболовством с помощью ОДУ // Первая международная научно-практическая конференция «Повышение эффективности использования водных биологических ресурсов». М.: Изд-во ВНИРО. С. 39–41.
- Бабаян В. К., Булгакова Т. И., Васильев Д. А., Котенёв Б. Н., Власенко А. Д., Зыкова Г. Ф., Карпюк М. И., Романов А. А., Ходаревская Р. П. 2006. Методические рекомендации по обоснова-

- нию общих допустимых уловов (ОДУ) каспийских осетровых // Научно-технические и методические документы «Изучение экосистем рыбохозяйственных водоёмов, сброс и обработка данных о водных биологических ресурсах, техника и технология их добычи и переработки». Вып. 4. М.: Изд-во ВНИРО. 60 с.
- Бабаян В.К., Булгакова Т.И., Васильев Д.А. 2008. Модельный подход к оценке неучтённого вылова каспийских осетровых // Материалы Международной научно-практической конференции «Комплексный подход к проблеме сохранения и восстановления биоресурсов Каспийского бассейна» (13–16 октября 2008 г., Астрахань). Астрахань: Изд-во КаспНИРХ. С. 36–40.
- Реков Ю.И. 2004. Разработка методов и подходов к оценке неучтённого изъятия осетровых рыб // Материалы II международного семинара «Методы оценки запасов осетровых и определения их ОДУ» (13–15 августа 2003 г., Астрахань). С. 109–110.
- Шашуловский В.А., Мосияш С.С. 2003. Опыт оценки неучтённого промыслового вылова рыбы (на примере Волгоградского водохранилища) // Рыбное хозяйство. Вып. 4. С. 44–46.
- Apostolaki P., Babcock E.A., McAllister M.K. 2006. Contrasting Deterministic and Probabilistic Ranking of Catch-Quotas and Area/Size-Based Fisheries Management // Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences. № 63. P. 1777–1792.
- Babayán V.K., Kizner Z. 1988. Dynamic Models for TAC Assessment: Logic, Potentialities, Development // ICSEAF Colln. scient. Pap. int. Commn. SE. Atl. Fish. 15 (1). P. 69–83.
- Babayán V., Kizner Z., Vasilyev D. 1988. Application of the New Version of the Dynamic Production Model to CPUE Prediction and TAC Assessment (with special reference to Cape hake stocks in Divisions 1.3+1.4) // Colln. scient. Pap. int. Commn. SE. Atl. Fish. 15 (1). 14 p.
- Babayán V.K., Kizner Z., Matushansky M. 1989. Notes on Modification of a Dynamic Production Model // ICSEAF/89/Meth/7. 3 p.
- Clarke S.C., McAllister M.K., Kirkpatrick R.C. 2009. Estimating Legal and Illegal Catches of Russian Sockeye Salmon from Trade and Market Data // ICES Journal of Marine Science. № 66. P. 532–545.
- Cotter A.J.R., Burt L., Paxton C.G.M., Fernandez C., Buckland S.T., Pan J.-X. 2004. Are Stock Assessment Methods Too Complicated? // Fish and Fisheries. № 5. P. 235–254.
- Darby C.D. 2004. Estimating Systematic Bias in the North Sea Cod Landings Data // Working Document to the ICES Working Group on the Assessment of Demersal Stocks in the North Sea and Skagerrak, 7–16 September 2004.
- Fryer R.J. 2002. TSA: Is It the Way? // Appendix D in report of Working Group on Methods on Fish Stock Assessment. ICES CM 2002/D:01.
- 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.
- Gavaris S., van Eeckhaute L. 1998. Diagnosing systematic errors in reported fishery catch. In Fishery Stock Assessment Models / Ed. by F. Funk, T.J. Quinn II, J. Heifetz, J.N. Ianelli, J.E. Powers, J.F. Schweigert, P.J. Sullivan, and C.—I. Zhang // Alaska Sea Grant College Program Report No. AK-SG-98-01, University of Alaska Fairbanks. P. 399–412.
- Hammond T.R., V.M. Trenkel. 2005. Censored Catch Data in Fisheries Stock Assessment // ICES Journal of Marine Science: Journal du Conseil. 62 (6). P. 1118–1130.
- Hilborn R. 1990. Estimating the Parameters of Full Age-Structured Models from Catch and Abundance Data // Bull. Int. N. Pac. Fish. Commn. № 50. P. 207–213.
- ICES. 2006. Report of Working Group on Methods of fish stock assessment (WGMG). 21–26 June 2006, Galway, Ireland. ICES CM 2006/RMC:07. 83 p.
- Needle C.L. 2003. Survey-based Assessments with SURBA // Working Document to the ICES Working Group on Methods of Fish Stock Assessment. 29 January — 5 February 2003, Copenhagen.
- Payne A.G., Agnew D.J., Brandão A. 2005. Preliminary Assessment of the Falklands Patagonian toothfish (*Dissostichus eleginoides*) Population: Use of Recruitment Indices and the Estimation of Unreported Catches // Fish. Res. № 76. P. 344–358.
- Pitcher T.J., Watson R., Forrest R., Valtýsson H. and Guénette S. 2002. Estimating Illegal and Unreported Catches from Marine Ecosystems: A Basis for Change // Fish and Fishery. № 3. P. 317–339.
- Plagányi E.E. 2004. Walking the Bridge from Single- to Multi-Species Approaches in Southern African Fisheries Management. PhD thesis, University of Cape Town. 460 p.
- Plagányi E.E., Butterworth D.S. (in preparation). A Spatial- and Age-Structured Assessment Model to Estimate Poaching and Ecosystem Change Impacting the Management of South African Abalone (*Haliotis midae*).
- Porch C.E., Eklund A.-M., Scott G.P. 2006. A Catch-Free Stock Assessment Model with Application to Goliath Grouper (*Epinephelus itajara*) off Southern Florida // Fish. Bull. № 104. P. 89–101.
- Restrepo V.R., Legault C.M. 1998. A Stochastic Implementation of an Age-Structured Production Model. In Fishery Stock Assessment Models / Ed. by F. Funk, T.J. Quinn II, J. Heifetz, J.N. Ianelli, J.E. Powers, J.F. Schweigert, P.J. Sullivan, and C.—I. Zhang // Alaska Sea Grant College Program Report

- No. AK-SG-98–01, University of Alaska Fairbanks. *Trenkel V.M.* 2007. A Biomass Random Effects Model (BREM) for Stock Assessment Using Only Survey Data: Application to Bay of Biscay Anchovy // ICES CM 2007/O:03.  
P. 435–450.
- Subbey S., Howell D.* 2006. Simulating Missing Catches Using a Gadget Model // ICES AFWG 2006, WD 24.

## Estimation of Unaccounted Catch Values

*V. Babayan, D. Vasilyev, T. Bulgakova*

Federal Research Institute of Fisheries and Oceanography (VNIRO, Moscow)  
e-mail: [dvasilyev@vniro.ru](mailto:dvasilyev@vniro.ru)

Various analytical approaches to estimation of unaccounted catch values are considered. The results of application of the approach based on dynamic production models and data on amount of confiscated illegal gill nets for estimation of unaccounted catch of Caspian sturgeon are presented.

**Key words:** unaccounted catches, stock assessment models.