

УДК 597.556.334.1.639.2.053.7

## ДИНАМИКА ПОПУЛЯЦИИ СКУМБРИИ *SCOMBER COLIAS* В УСЛОВИЯХ МНОГОВИДОВОГО ПРОМЫСЛА

© 2021 г. Д. В. Артеменков<sup>1</sup>, А. И. Михайлов<sup>1</sup>, А. И. Никитенко<sup>2, \*</sup>, И. В. Соболев<sup>3</sup>, В. А. Беляев<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Всероссийский научно-исследовательский институт рыбного хозяйства и океанографии – ВНИРО, Москва, Россия

<sup>2</sup>Филиал по пресноводному рыбному хозяйству Всероссийского научно-исследовательского института рыбного хозяйства и океанографии – ВНИИПРХ, пос. Рыбное, Московская область, Россия

<sup>3</sup>Государственный университет Дубна – Университет Дубна, Дубна, Московская область, Россия

\*E-mail: alexey\_nikitenko90@mail.ru

Поступила в редакцию 05.11.2020 г.

После доработки 23.12.2020 г.

Принята к публикации 29.12.2020 г.

Динамика численности популяции скумбрии *Scomber colias* Центрально-Восточной Атлантики описана продукционной моделью Шефера с использованием в качестве входной информации индекса обилия рыб. Рассматривается пример построения репрезентативного индекса численности вида в случае преобладающего в районе многовидового промысла. Предлагается процедура обработки базы данных судовых суточных донесений, включающая в себя алгоритм формирования репрезентативной выборки, проверку гипотезы о статистической однородности наблюдения и стандартизацию индекса численности методом обобщённых линейных моделей. Показано, что промысел пелагических рыб в Центрально-Восточной Атлантике не является селективным, а наиболее существенными факторами производительности выступают сезонное пространственное распределение вида и мощность промысловых судов. Текущий объём вылова (420 тыс. т в 2018 г.) является историческим максимумом и согласно продукционной модели приближается к оценке верхней границы устойчивого улова (499 тыс. т). Превышение этого ориентира промыслового воздействия неизбежно приведёт к подрыву и резкому сокращению популяции скумбрии.

**Ключевые слова:** скумбрия *Scomber colias*, динамика численности, продукционные модели, оценка запаса, многовидовой и целевой промысел, Центрально-Восточная Атлантика.

**DOI:** 10.31857/S0042875221060011

Центрально-Восточная Атлантика (ЦВА) является одной из самых биопродуктивных областей Мирового океана, особенно в районе Канарского апвеллинга. В последние годы ведущими промысловыми и наиболее продуктивными районами являются исключительные экономические зоны (ИЭЗ) Марокко и Мавритании, основу уловов в которых составляют пелагические рыбы: скумбрия *Scomber colias*, европейская ставрида *Trachurus trachurus*, западноафриканская ставрида *T. trecae*, европейская сардина *Sardina pilchardus*, круглая сардинелла *Sardinella aurita* и плоская сардинелла *S. maderensi*. В 2004–2017 гг. средний общий вылов скумбрии составлял 263 тыс. т при доле России 21% (55.2 тыс. т). На протяжении этого периода объём вылова скумбрии возрастал, достигнув к 2016 г. максимума в 401 тыс. т, что связано как с вовлечением в промысел новых стран, так и с увеличением спроса на продукцию скумбрии на мировом рынке. На начало 2018 г. вылов скумбрии между разными странами распре-

дился следующим образом: Марокко – 32.4%, Россия – 22.6%, ЕС – 14.4% и прочие страны – 30.6%.

Рациональное использование водных биологических ресурсов предполагает научно обоснованное регулирование промысла на основе количественной оценки состояния популяции (Бабаян, 2000; Walters, Martell, 2004). Неотъемлемой частью современных стандартов процедуры оценивания состояния популяций является широкое использование методов математического моделирования (Бабаян и др., 2018). Подавляющее большинство моделей динамики популяции предусматривают наличие в составе входной информации индексов численности. Источниками такой информации являются как данные учётных траловых съёмок, так и данные промысловой статистики. К сожалению, объём и качество информации, полученной с помощью учётных траловых съёмок, не обеспечивает достаточно надёжных рядов индексов численности в силу ряда причин. Так, в 2004–2015 гг. учётные траловые съёмки в ЦВА Норвегия и Россия проводили не каждый

год, при этом акватория, сезон и методика организации и обработки наблюдений не были согласованы исследователями. Поэтому в качестве источника получения независимых индексов численности следует использовать данные промысловой статистики (Ricker, 1975; Hilborn, Walters, 1992; Бабаян, 2000; Maunder, Punt, 2004; Булгакова, 2009; Бабаян и др., 2018; Михайлов, 2019).

Промысловый флот работает в ЦВА на протяжении всего года. Однако активность работы судов не стабильна, их пространственное распределение неравномерно и меняется в течение года (Мельников и др., 2016; Кровнин и др., 2017). Промысловая активность зависит от таких факторов, как обилие разных видов рыб на акватории, особенности правил рыболовства, действующих в территориальных водах той или иной страны, потребность рынка в данном промысловом объекте и другие (Артеменков и др., 2017). Комплекс этих факторов определяет тактику лова каждого судна. Большинство судов, работающих в ЦВА, придерживается тактики многовидового промысла. Одно рыболовное судно может несколько раз на протяжении года изменить целевой объект промысла, при этом прилов других видов составляет существенную долю улова за траление. Моделирование многовидового промысла является одной из открытых проблем теории рыболовства (Hilborn, Walters, 1992; Pelletier, Ferraris, 2000; Булгакова, 2009, 2015).

Состояние запаса характеризуется индексом численности — величиной стандартизированного значения промысловых уловов на усилие (Catch per unit effort — CPUE). В случае специализированного промысла стандартизация CPUE осуществляется с помощью обобщённых линейных или обобщённых аддитивных моделей (Maunder, Punt; 2004; Quirijns et al., 2008; Palmer et al., 2009; Winker et al., 2013). Обобщённая линейная модель (Generalized linear model — GLM) задаёт описание зависимой переменной улова на усилие каждой промысловой операции с помощью экспоненциального семейства распределений, параметризованного линейной комбинацией независимых факторов (Михайлов, 2015), тем самым позволяя учесть влияние на наблюдения обусловленной этими факторами систематической погрешности. Существенно, что зависимая величина (CPUE) является скаляром. Однако в случае многовидового промысла улов и улов на усилие — векторные величины, что создаёт трудности в применении стандартных математических инструментов и программных пакетов. Последовательное решение задачи стандартизации уловов на усилие многовидового промысла с построением вектора индексов численности всех облавливаемых популяций требует доработки математического аппарата обобщённых линейных моделей и потому достаточно сложно (Winker et al., 2014). С другой стороны, если не требовать пол-

ноты информации обо всех промысловых объектах и ограничиться приближённым вычислением репрезентативного индекса численности только одной из промысловых популяций, методика расчётов может быть существенно упрощена. В ЦВА промысел всех стран, включая Россию, сосредоточен на двух основных объектах — скумбрии и ставриде, доля которых в суммарном вылове пелагических рыб в 2004–2017 гг. варьировала в пределах 64–87%. Информация по российскому промыслу в этот период представляет огромный массив данных, что позволяет вычислить необходимые для математического моделирования параметры.

Цель исследования — построение репрезентативных индексов численности на основе данных судовых суточных донесений (ССД) по многовидовому промыслу пелагических рыб в ЦВА и оценка состояния популяции скумбрии.

## МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

В основе проведённых расчётов лежит предположение о линейной связи между величиной уловов на усилие многовидового промысла и индексом численности скумбрии ЦВА. В рамках этого допущения CPUE неселективного промысла можно описать скалярной, а не векторной величиной, а значит становится возможным применение хорошо разработанной методики стандартизации улова на усилие на основе обобщённых линейных моделей. Для этого необходимо сформулировать ряд гипотез о факторах, порождающих систематическое смещение наблюдаемых CPUE относительного истинного индекса численности, и выявить среди них статистически наиболее достоверную. Эта процедура ничем не отличается от таковой для селективного промысла. Однако в случае неселективного промысла необходимо проверить саму гипотезу о статистической независимости распределения усилий и видового состава уловов. Альтернативная гипотеза заключается в том, что наблюдаемые значения CPUE представляют собой смесь распределений с различными статистическими характеристиками, отражающими специализацию промысла. Для того чтобы установить, является промысел скумбрии селективными или нет, в настоящей работе проводится сопоставление выборок CPUE с разной долей скумбрии в уловах. В результате в статистике CPUE выделяется неслучайная компонента, соответствующая индексу численности скумбрии, очищенная от нерепрезентативных наблюдений и систематического влияния внешних факторов. Таким образом, для популяции скумбрии ЦВА строится индекс численности с наименьшим уровнем шума, что позволяет использовать его для настройки байесовской продукционной модели (Bayesian surplus model — BSM), а значит вы-

числения ориентиров управления и оценки состояния популяции.

В настоящем исследовании использованы данные промысловой статистики по ЦВА (сводки ССД) за 2004–2017 гг. из Центра системы мониторинга рыболовства и связи Федерального агентства по рыболовству. В ССД указан видовой состав улова и его величина по видам рыб. Набор данных описывает российский промысел во всех промысловых районах ИЭЗ Марокко, Мавритании, Сенегала, Гамбии, Гвинеи-Бисау и Гвинеи. Пространственное распределение тралений российскими судами представлено на рис. 1.

При обработке промыслово-статистической информации были поставлены следующие задачи: 1) сформировать набор гипотез о статистической связи наблюдаемого CPUE с динамикой биомассы популяции скумбрии, 2) для каждой гипотезы построить индексы численности, осуществив стандартизацию CPUE; 3) выбрать наиболее репрезентативный индекс численности посредством сопоставления статистических свойств рассматриваемых гипотез, 4) оценить состояние популяции скумбрии ЦВА, используя полученный индекс численности в качестве входной информации модели популяционной динамики.

Прежде чем последовательно решать эти задачи, необходимо сформировать из исходного массива ССД несколько выборочных совокупностей, различающихся долей скумбрии в уловах. Каждая из рассматриваемых выборок включает в себя только те ССД, в которых доля целевого объекта промысла (скумбрии) превышает заданный уровень – так называемый уровень квалификации (Kimura, 1981; Stocker, Fournier, 1984; Biseau, 1998). Предполагается, что таким образом можно будет отделить ССД целевого промысла (He et al., 1997; Pelletier, Ferraris, 2000; Carvalho et al., 2010) от прочих ССД. Учитывая неопределенность, в какой мере изменение доли скумбрии в уловах обусловлено промысловыми факторами, а в какой – популяционной динамикой, необходимо провести сопоставление разных вариантов формирования выборки. Так, переключение промысла между разными целевыми объектами при многовидовом промысле даёт вклад в дисперсию генеральной совокупности, что может привести к переоценке волатильности индекса численности. Выборка с заданным уровнем квалификации не является вполне случайной, что может исказить статистические характеристики наблюдений, в частности, привести к завышенной оценке численности популяции. В нашем случае репрезентативной будет информация об относительном изменении индекса численности, рассчитанного по выборке с заданным уровнем квалификации, а не его абсолютные значения. Сопоставление результатов анализа выборок с разным уровнем

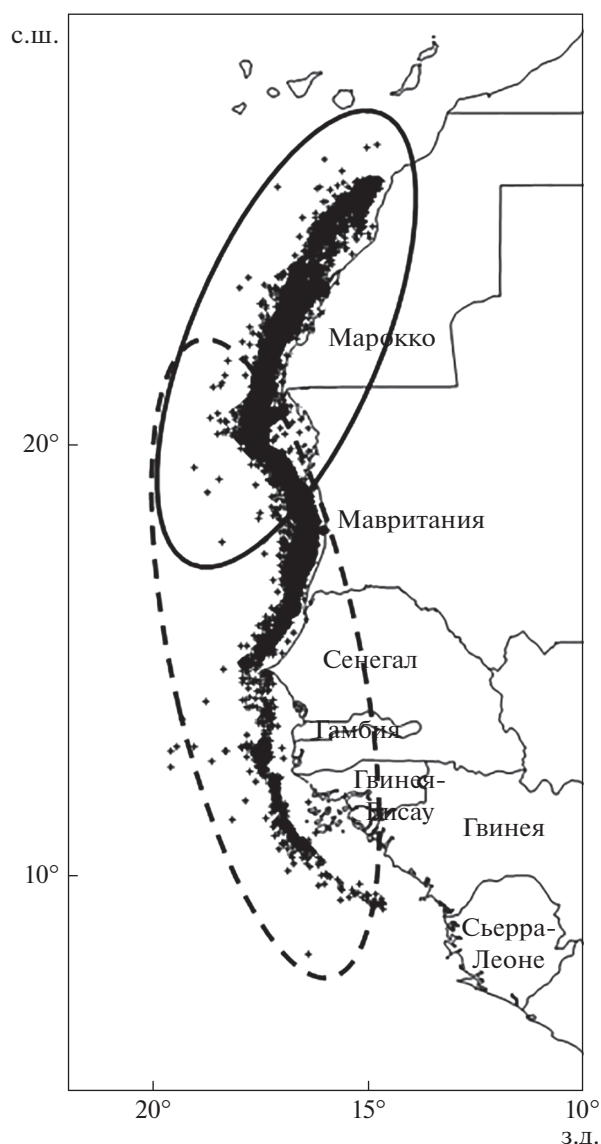


Рис. 1. Распределение скумбрии *Scomber colias* в осенне-зимний (—) и весенне-летний (- -) периоды и тралений (+) российских судов в Центрально-Восточной Атлантике.

квалификации, включая нулевой, т.е. генеральную совокупность, позволит построить наиболее репрезентативный индекс численности. Всего были сформированы четыре выборочные совокупности, в которые входят ССД с уровнем квалификации 0, 18, 33 и 44%. Уровню 0% соответствует генеральная совокупность без исключений, 18, 33 и 44% – соответственно минимальная, средняя и максимальная доля скумбрии в общем улове за год в течение рассматриваемого периода (рис. 2).

Для формирования выборочных совокупностей обработано 349004 строк ССД, которые включают информацию о вылове всех видов рыб

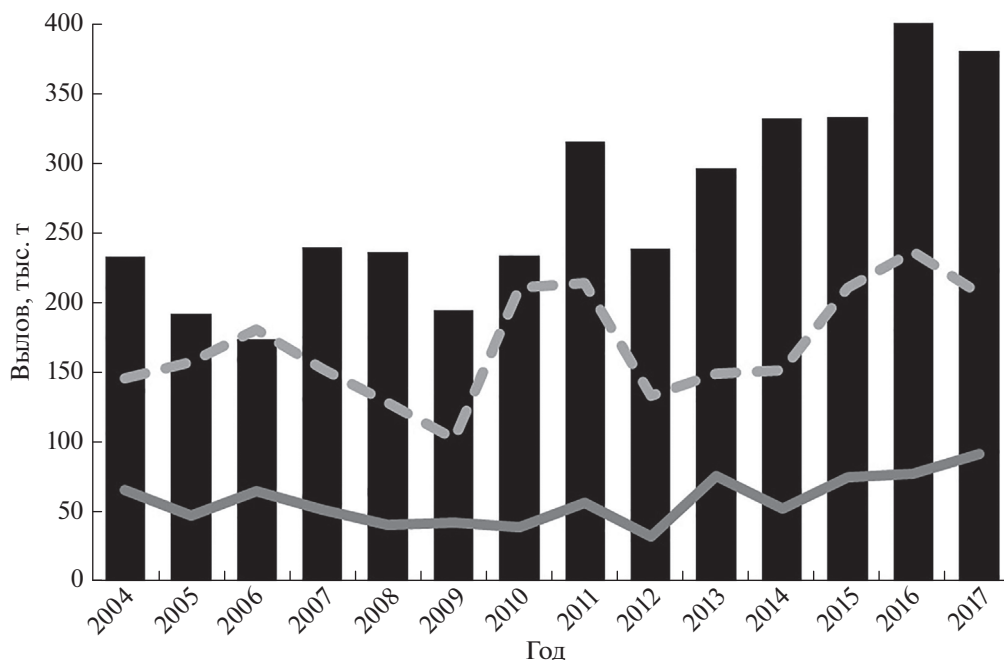


Рис. 2. Динамика вылова скумбрии *Scomber colias* и других пелагических видов рыб в Центрально-Восточной Атлантике в 2004–2017 гг.: (■) — вылов скумбрии всеми странами, (—) — вылов скумбрии Россией, (---) — вылов всех пелагических рыб Россией.

в ЦВА за рассматриваемый период промысла. Авторский алгоритм обработки данных и его реализация на языке SQL представлены в интернете (GitHub, 2020). Далее каждая выборка была стандартизирована методом GLM (McCullagh, Nelder, 1989), входящим в стандартный набор инструментов статистического программного обеспечения R (R Core Team, 2013). В обобщённую линейную модель были включены следующие факторы: фактор года, фактор месяца, широта и долгота вылова с точностью до  $1^\circ$ , мощность судна. Поскольку изначально значимость факторов неизвестна, были рассмотрены модели, включающее в себя все возможные комбинации факторов.

Выбор наилучшей модели осуществлялся с помощью информационного критерия Шварца (BIC), который корректирует функцию правдоподобия, вводя “штраф” за избыточное число параметров (Carruthers et al., 2010). Также с целью сопоставления были рассчитаны значения логарифмического правдоподобия ( $\log\text{Lik}$ ) и информационный критерий Акаике (AIC).

Для оценки состояния популяции и биомассы скумбрии использована продукционная модель Шефера (Schaefer, 1954) с байесовским алгоритмом оценки параметров, реализованная в пространстве состояний BSM (Meyer, Millar 1999; Millar, Meyer, 1999). Программная реализация модели является составной частью пакета CMSY (Froese et al., 2017) в среде программирования R. Входными данными для модели BSM, как и для

всякой продукционной модели, служат временные ряды уловов и индексов численности. В данном случае индекс численности рассчитывается в процедуре стандартизации, описанной выше. Пакет CMSY позволяет оценить биомассу популяции, интенсивность промысла, максимальный устойчивый улов (MSY) и соответствующие ориентиры управления. Динамика биомассы определяется уравнением (1):

$$B_{t+1} = B_t + r \min(4B_t/k, 1) B_t (1 - B_t/k) - C_t, \quad (1)$$

где  $t$  — календарный год,  $B_t$  — биомасса в год  $t$ ,  $C_t$  — улов в году  $t$ ,  $k$  — ёмкость среды (максимальная возможная биомасса при отсутствии промысла),  $r$  — коэффициент внутривидового роста.

Модифицированная продукционная функция (1) при малых значениях биомассы ( $B < k/4$ ) является не линейной, как в классической продукционной модели Шефера, а квадратичной за счёт дополнительного мультипликативного члена  $\min(4B_t/k, 1)$ , что отражает неустойчивость сильно истощённых популяций (Schnute, Richards, 2002); причём в данной модели  $B_{\text{lim}} = B_{\text{MSY}}/2$ , где  $B_{\text{lim}}$  — нижняя граница доверительного интервала биомассы в точке максимально возможного вылова,  $B_{\text{MSY}}$  — биомасса популяции в точке максимально возможного вылова (Haddon et al., 2012; Carruthers et al., 2014; Froese et al., 2015).

Реализация модели в пространстве состояний позволяет оценить как ошибку процесса в дина-

мике биомассы, так и ошибку наблюдения. В свою очередь байесовский метод оценки параметров позволяет построить распределение их эмпирических значений и тем самым оценить точность полученных результатов.

## РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

Модель описания наблюдаемых уловов на усилии промысловой статистики задаётся уравнением (2):

$$\begin{aligned} \text{CPUE}(\text{Year}, \text{Month}, \text{Region}, \text{Power}) \\ = U(\text{Year}) + f(\text{Month}) + f(\text{Region}) \\ + f(\text{Power}) + \eta, \end{aligned} \quad (2)$$

где CPUE – значение улова на усилие в конкретном ССД; Year, Month и Region – год, месяц и регион, в которые осуществлялись промысловые операции, вошедшие в ССД; Power – мощность судна;  $U(\text{Year})$  – стандартизированный улов на усилие, индекс численности в соответствующий год;  $f(\text{Month})$ ,  $f(\text{Region})$  и  $f(\text{Power})$  – фактор соответственно месяца, региона и мощности судна;  $\eta$  – невязка модели (отклонение наблюдаемых значений от расчётных), описываемая нормальным распределением с нулевым средним. Из комбинаторных соображений существуют 32 разные модели: по восемь комбинаций факторов обобщённой линейной модели для каждой из четырёх выборок.

Все переменные в правой части уравнения (2) являются дискретными величинами, подлежащими определению в модели. Количество переменных  $U(\text{Year})$  совпадает с числом лет наблюдения (2004–2017 гг.) и равно 14; количество переменных  $f(\text{Month})$  – с числом месяцев в году и равно 12.

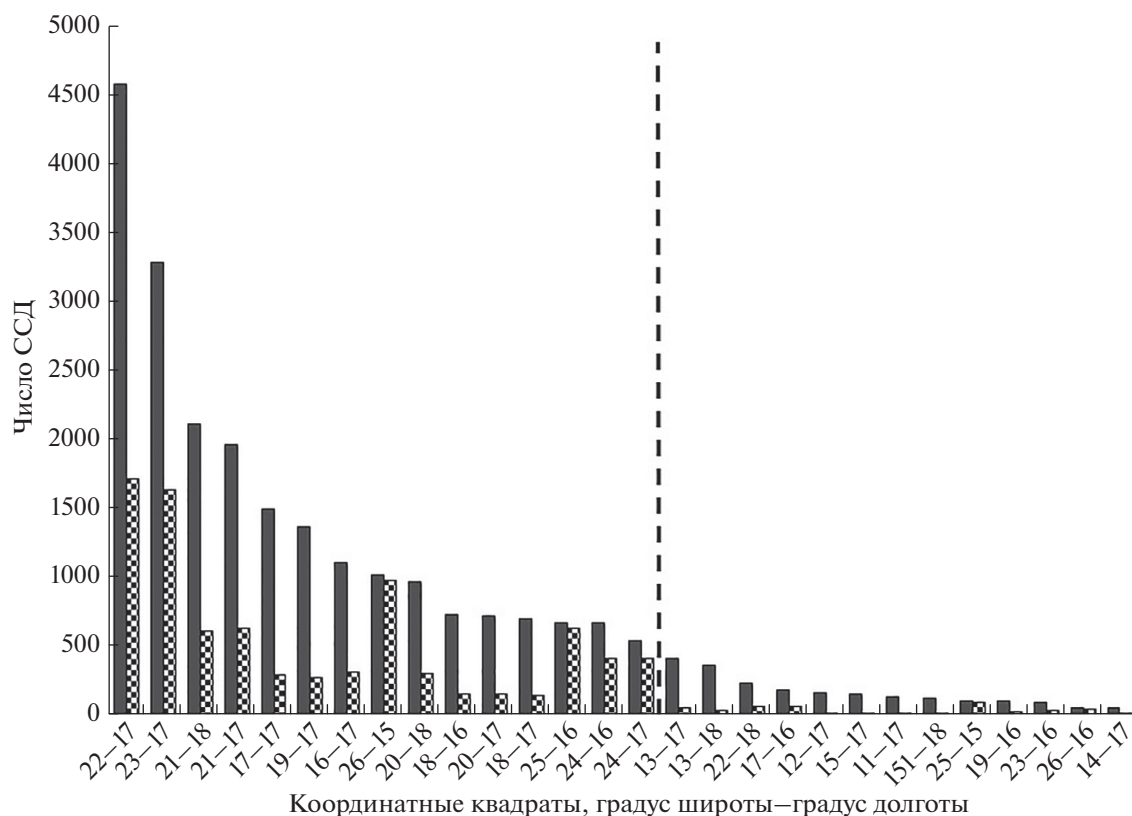
В промысле принимали участие несколько типов судов: морозильно-консервные рыболовные траулеры (РТМКС) – суперсуда мощностью >5296 кВт; большие морозильные рыболовные траулеры (БМРТ) разных проектов мощностью от 2853 до 5160 кВт и незначительное число среднетоннажных судов. При формировании статистики из рассмотрения были исключены суда, эпизодически появляющиеся на промысле, в том числе предоставившие <100 ССД или присутствовавшие на промысле <3 лет. Включение ССД по таким судам в статистику не позволяет получить дополнительную информацию, но требует оценки большего числа параметров и привносит случайную ошибку в данные. При этом ССД каждого из включённых в статистику судов содержит информацию о динамике индекса численности; объём базы данных повышается точность оценок, но не влияет на саму возможность восстановления индекса численности, если данные хотя бы по одному судну достаточно представительны. Так, например, учётные съём-

ки могут выполняться единственным судном, и если они выполняются ежегодно в один и тот же период и охватывают достаточно большую акваторию, то данные съёмки формируют независимый индекс численности. Включённые в статистику суда были сгруппированы в три класса: РТМКС мощностью 5296–5760 кВт, БМРТ мощностью 5146–5160 кВт, БМРТ мощностью 3000–4252 кВт. Таким образом, количество переменных  $f(\text{Power})$  равно 3.

География промысла представлена 62 квадратами размером  $1^\circ$  широты  $\times$   $1^\circ$  долготы. При этом промысел сосредоточен на существенно меньшей площади, в ряде квадратов представлен эпизодически, что не позволяет построить надёжный и непрерывный индекс плотности для таких квадратов. Каждому квадрату соответствует один неизвестный параметр (фактор региона), отвечающий за пространственное распределение плотности популяции, поэтому квадраты, для которых оценка этого параметра не обеспечена данными, следует исключить из общей статистики. Это позволяет значительно сократить число оцениваемых переменных при минимальном уменьшении выборки. С этой целью все квадраты в генеральной совокупности упорядочиваются по убыванию числа ССД на квадрат, и задаётся некоторый порог отсека. Поскольку помимо генеральной совокупности исследуются ещё несколько выборок, сформированных по критерию доли скумбрии в уловах, порог отсека надо выбирать таким образом, чтобы в наименьшей выборке все квадраты также были обеспечены данными.

В общем случае генеральная совокупность может быть разбита на несколько непересекающихся подмножеств с заданными порогами отсека для разных выборок, каждое из которых требовало бы независимого статистического анализа с последующим сопоставлением. Однако в рассматриваемом примере можно задать порог отсека так, чтобы множество квадратов во всех выборках совпадало. Для этого вначале построена диаграмма распределения числа ССД из наименьшей совокупности в порядке убывания ССД генеральной совокупности (рис. 3).

Затем на диаграмме распределения ССД по квадратам находятся локальные минимумы значений ССД наименьшей совокупности. Один из этих минимумов принимается за порог отсека для наименьшей совокупности, а порог отсека наибольшей совокупности вычисляется как наименьшее число ССД генеральной совокупности по множеству квадратов, выбранных в наименьшей совокупности. Квадрату  $18^\circ$  с.ш.  $17^\circ$  з.д. соответствует локальный минимум в 137 ССД, при этом следующий по убыванию минимум содержит всего 24 ССД, что слишком мало в сравнении с общим числом оцениваемых неизвестных,



**Рис. 3.** Распределение числа судовых суточных донесений (ССД) по координатным квадратам для генеральной совокупности (■) и выборки ССД с долей скумбрии *Scomber colias* в уловах > 44% (▣): слева от порога отсеечения (⋮) значения совокупностей, используемые в дальнейших расчётах, справа — исключённые из них.

превышающих 29 значений. В наименьшей совокупности содержится всего 15 квадратов с числом ССД не менее 137. Из этих 15 квадратов наименьшее число ССД в генеральной совокупности составляет 531 в квадрате 24° с.ш. 17° з.д. Таким образом, выбор порога отсеечения на уровне 500 ССД для генеральной совокупности или 100 ССД для совокупности с высокими уловами скумбрии порождает один и тот же набор из 15 квадратов (рис. 4), а значит, количество переменных  $f(\text{Region})$  равно 15.

В общей сложности в результате редактирования первичной базы ССД число записей сократилось с 26 039 до 21 820 в репрезентативной выборке, т.е. на 16.2%, а число неизвестных переменных — с 91 до 44, т.е. чуть более чем вдвое. В табл. 1 приведены значения информационных критериев для каждой модели, а также значения критериев, нормированные на объём выборки, что позволяет сравнивать между собой выборки разного объёма. Математический смысл нормировки на объём выборки заключается в оценке отклонения единичного измерения от модельного значения. Наименьшее значение нормированного критерия Шварца (9.871) показала модель выборочной совокупности с долей скумбрии в уловах >18%, учитываю-

щая пространственное распределение популяции и мощность промысловых судов.

В целом точность разных моделей описания данных различается не слишком сильно. Тем не менее можно выявить некоторые закономерности. Так, во всех выборках наибольший вклад в дисперсию даёт пространственное распределение популяции, описываемое фактором региона. Более того, для выборки с долей скумбрии в уловах >33% вклад пространственного распределения в дисперсию превышает совокупный вклад прочих факторов. С другой стороны, сезонность промысла, особенно при целевом лове скумбрии мощными судами, оказалась выражена довольно слабо. Вклад фактора мощности в дисперсию занял промежуточное положение между фактором региона и фактором месяца. Здесь следует принять во внимание, что промысел в основном вели мощные суда-супертраулеры, поэтому дисперсия фактора мощности невелика.

По критерию Шварца сочетание фактора региона и фактора мощности во всех выборках, кроме генеральной совокупности, оказалось даже эффективнее полного набора факторов, а для генеральной совокупности отличие от полного на-

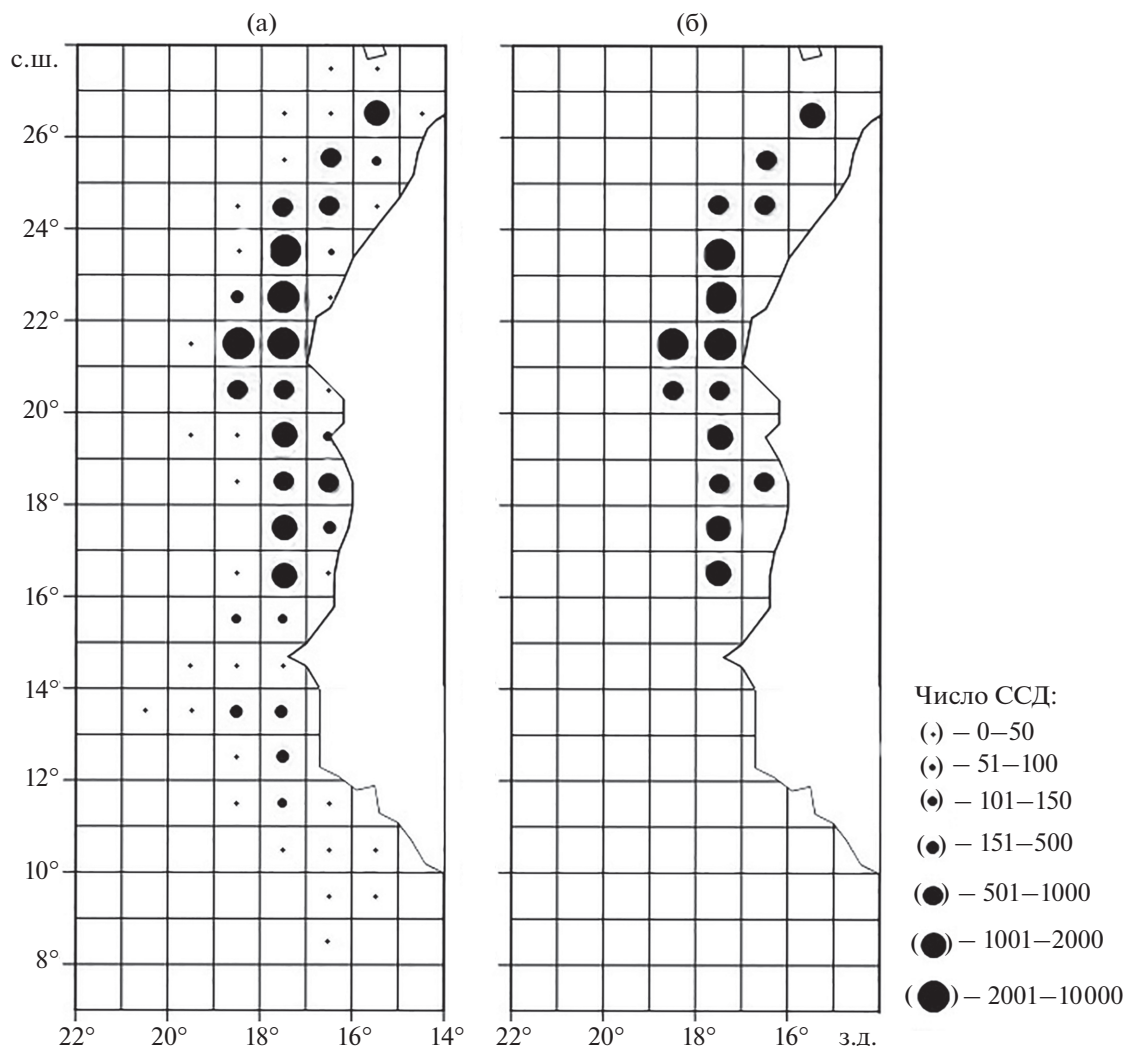


Рис. 4. Карта распределения судовых суточных донесений (ССД) по акватории промысла скумбрии *Scomber colias* до (а) и после (б) обработки генеральной совокупности.

бора факторов совсем незначительное. При наличии в модели 12 дополнительных единиц — факторов месяца — точность оценки параметров снижается чуть больше, чем возрастает точность описания данных. Поэтому в обобщённую линейную модель, использованную для построения индекса численности, были включены только факторы года, региона и мощности. Значения стандартизированного индекса численности приводили к уловам на усилии судов мощностью 5296–5760 кВт в квадрате  $22^\circ$  с.ш.  $17^\circ$  з.д. — соответствующие факторы мощности и региона были приняты в модели по умолчанию как наиболее частотные. Графики индексов численности, рассчитанных для каждой из выборочных совокупностей, приведены на рис. 5.

Нетрудно увидеть, что стандартизированные индексы численности для разных выборочных совокупностей достаточно близки друг к другу.

Индекс численности скумбрии, построенный в предположении неселективного промысла, отличается от индексов численности целенаправленного лова незначительно. Это позволяет принять гипотезу о статистической независимости распределения усилий и видового состава уловов, т.е. пелагический промысел в ЦВА является неселективным.

Для каждого из четырёх индексов численности была проведена независимая оценка параметров продукционной модели (табл. 2). В силу близости индексов численности друг к другу рассчитанные оценки также весьма близки, а их доверительные интервалы перекрываются.

На рис. 6 приведена фазовая диаграмма системы популяция—промысел, а также значения ориентиров управления, которые близки для всех моделей и округлённо составляют  $B_{MSY} = 1289$  тыс. т

**Таблица 1.** Значения статистических критериев для разных моделей описания данных промыслового усилия вылова скумбрии *Scomber colias* Центрально-Восточной Атлантики

Модель	Информационные критерии			Число ССД	Нормированные на объём выборки критерии		
	logLik	AIC	BIC		logLik	AIC	BIC
	Генеральная совокупность (все ССД)						
CPUE ~ Year + Month + Region + Power	-107870	215824	216159	21820	-4.9436	9.8911	9.9065
<b>CPUE ~ Year + Region + Power</b>	<b>-107932</b>	<b>215956</b>	<b>216174</b>	<b>21820</b>	<b>-4.9465</b>	<b>9.8972</b>	<b>9.9071</b>
CPUE ~ Year + Month + Power	-109250	218557	218781	21820	5.0069	10.0164	10.0266
CPUE ~ Year + Month + Region	-109591	219263	219583	21820	-5.0225	10.0487	10.0634
CPUE ~ Year + Region	-109701	219460	219692	21820	-5.0275	10.0577	10.0684
CPUE ~ Year + Power	-110086	220205	220341	21820	-5.0452	10.0919	10.0981
CPUE ~ Year + Month	-110381	220815	221023	21820	-5.0587	10.1198	10.1294
CPUE ~ Year	-111150	222331	222451	21820	-5.0940	10.1893	10.1948
		Выборочная совокупность ССД с долей скумбрии в уловах >18%					
CPUE ~ Year + Month + Region + Power	-65878	131841	132156	13385	-4.9218	9.8499	9.8734
<b>CPUE ~ Year + Region + Power</b>	<b>-65914</b>	<b>131890</b>	<b>132123</b>	<b>13385</b>	<b>-4.9245</b>	<b>9.8536</b>	<b>9.8710</b>
CPUE ~ Year + Month + Power	-67007	134070	134280	13385	-5.0061	10.0164	10.0321
CPUE ~ Year + Month + Region	-66986	134053	134353	13385	-5.0046	10.0152	10.0376
CPUE ~ Year + Region	-67050	134159	134377	13385	-5.0093	10.0231	10.0394
CPUE ~ Year + Power	-67454	134943	135070	13385	-5.0395	10.0817	10.0911
CPUE ~ Year + Month	-67656	135365	135560	13385	-5.0546	10.1132	10.1278
CPUE ~ Year	-68090	136210	136323	13385	-5.0870	10.1763	10.1848
		Выборочная совокупность ССД с долей скумбрии в уловах >33%					
CPUE ~ Year + Month + Region + Power	-50088	100260	100564	10173	-4.9236	9.8555	9.8854
<b>CPUE ~ Year + Region + Power</b>	<b>-50112</b>	<b>100287</b>	<b>100511</b>	<b>10173</b>	<b>-4.9260</b>	<b>9.8582</b>	<b>9.8802</b>
CPUE ~ Year + Region	-50936	101931	102140	10173	-5.0070	10.0198	10.0403
CPUE ~ Year + Month + Region	-50888	101857	102146	10173	-5.0023	10.0125	10.0409
CPUE ~ Year + Month + Power	-51011	102079	102282	10173	-5.0144	10.0343	10.0543
CPUE ~ Year + Power	-51317	102669	102792	10173	-5.0444	10.0923	10.1044
CPUE ~ Year + Month	-51469	102991	103179	10173	-5.0594	10.1240	10.1424
CPUE ~ Year	-51781	103592	103700	10173	-5.0900	10.1830	10.1936
		Выборочная совокупность ССД с долей скумбрии в уловах >44%					
CPUE ~ Year + Month + Region + Power	-42085	84254	84550	8525	-4.9367	9.8832	9.9179
<b>CPUE ~ Year + Region + Power</b>	<b>-42109</b>	<b>84280</b>	<b>84499</b>	<b>8525</b>	<b>-4.9395</b>	<b>9.8862</b>	<b>9.9119</b>
CPUE ~ Year + Region	-42785	85628	85833	8525	-5.0188	10.0443	10.0684
CPUE ~ Year + Month + Region	-42740	85561	85843	8525	-5.0135	10.0365	10.0696
CPUE ~ Year + Month + Power	-42828	85712	85909	8525	-5.0238	10.0542	10.0773
CPUE ~ Year + Power	-43056	86147	86266	8525	-5.0506	10.1052	10.1192
CPUE ~ Year + Month	-43230	86512	86695	8525	-5.0710	10.1480	10.1695
CPUE ~ Year	-43470	86970	87076	8525	-5.0991	10.2018	10.2142

**Примечание.** logLik – значения логарифмического правдоподобия, AIC – информационный критерий Акаике, BIC – информационный критерий Шварца; полужирным шрифтом выделены модели, которые взяты для дальнейших расчётов биомассы и параметров состояния популяции.



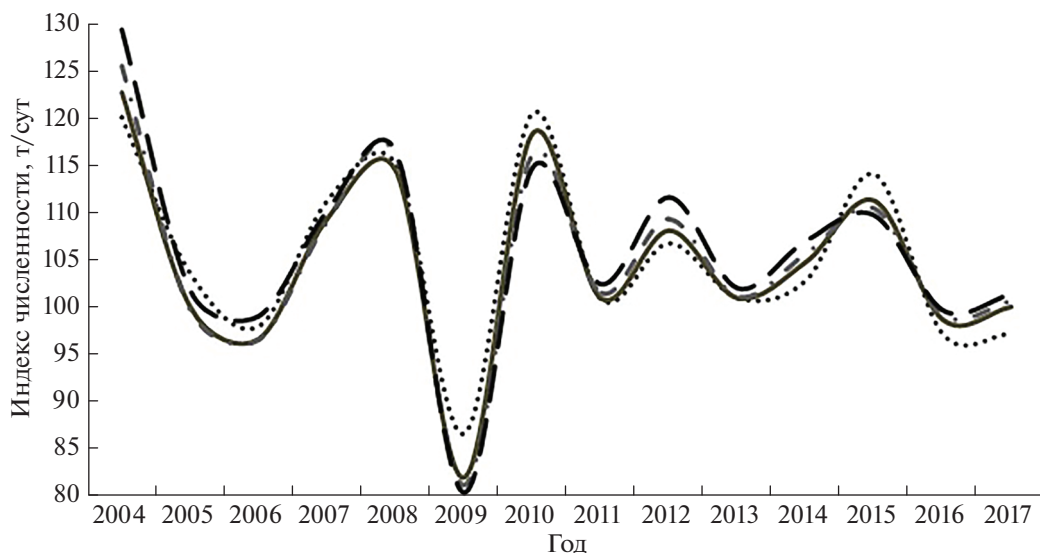


Рис. 5. Индексы численности в выборочных совокупностях с разной долей скумбрии *Scomber colias*: (•••) – генеральная совокупность, (—) – 18%, (- • -) – 33%, (- -) – 44%.

и  $F_{MSY} = 0.22 \text{ год}^{-1}$ , а также их доверительные интервалы.

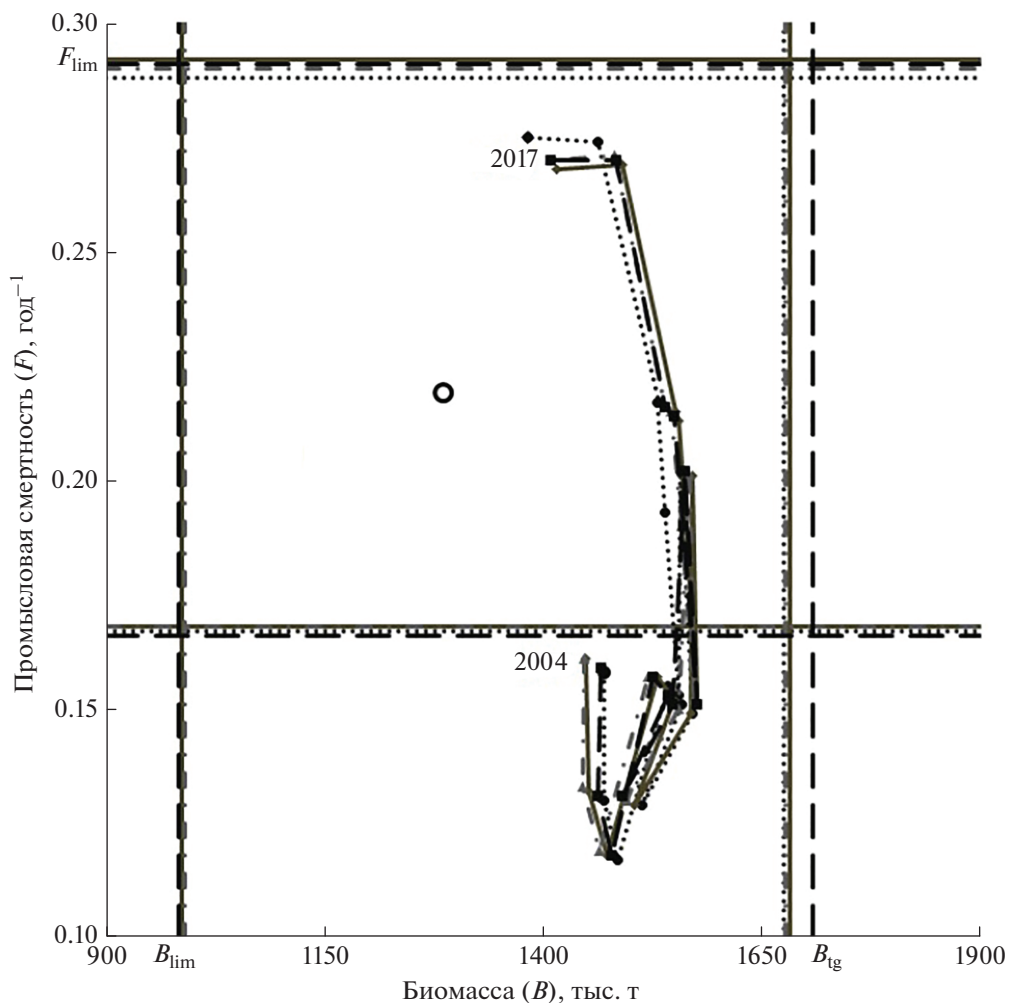
В соответствии с принципами предосторожного подхода (Бабаян, 2000) в качестве целевого ориентира по биомассе ( $B_{ig}$ ) следует принять верхнюю границу доверительного интервала оценки  $B_{MSY}$ , а в качестве такового по промысловой смертности ( $F_{ig}$ ) – нижнюю границу доверительного интервала оценки  $F_{MSY}$ . При этих показателях промысел скумбрии наиболее предосторожный и никак не оказывает негативное влияние

на процессы воспроизводства и пополнения. В данном случае  $B_{ig} = 1709$  тыс. т,  $F_{ig} = 0.166 \text{ год}^{-1}$ , что обеспечивает поддержание равновесного улова на уровне 283.7 тыс. т. Таким образом, величина равновесного улова при принятии предосторожного правила регулирования промысла лишь немногим меньше оценки  $MSY = 285$  тыс. т. В качестве граничного ориентира по биомассе следует выбрать нижнюю границу доверительного интервала оценки  $B_{MSY}$  ( $B_{lim} = 983$  тыс. т). Граничный ориентир по промысловой смертности, т.е. уровень промыслового воздействия, превышение

Таблица 2. Значения параметров и доверительных интервалов состояния популяции скумбрии *Scomber colias* Центрально-Восточной Атлантики

Параметр	Выборочные совокупности судовых суточных донесений (ССД)			
	генеральная (все ССД)	ССД с долей скумбрии в уловах		
		>18%	>33%	>44%
$B_{MSY}$ , тыс. т:	1286	<b>1289</b>	1288	1296
95% CL low	987	987	990	983
95% CL high	1676	1683	1677	<b>1709</b>
MSY, тыс. т/год:	282	<b>285</b>	285	284
95% CL low	227	229	229	227
95% CL high	349	356	354	356
$F_{MSY}$ , год <sup>-1</sup> :	0.219	<b>0.222</b>	0.221	0.219
95% CL low	0.167	0.168	0.168	<b>0.166</b>
95% CL high	0.288	0.292	0.290	0.291

Примечание.  $B_{MSY}$  – биомасса популяции в точке максимального возможного вылова, MSY – максимальный возможный вылов,  $F_{MSY}$  – промысловая смертность популяции; 95% CL low, 95% CL high – нижняя и верхняя границы доверительного интервала (confidence level – CL); полужирным шрифтом выделены предельные значения состояния популяции.



**Рис. 6.** Фазовая диаграмма системы популяция–промысел: (○) – координаты точек MSY,  $B_{lim}$  – нижняя граница доверительного интервала оценки  $B_{MSY}$ ,  $B_{tg}$  – целевая биомасса популяции,  $F_{tg}$  – целевая промысловая смертность,  $F_{lim}$  – верхняя граница доверительного интервала оценки  $F_{MSY}$ ; 2004 и 2017 – начало и конец периода обработанного массива судовых суточных донесений с рассчитанными параметрами состояния популяции; обозначения выборочных совокупностей см. на рис. 5.

которого неизбежно приводит к подрыву популяции, оценивается по верхней границе доверительного интервала  $F_{MSY}$  ( $F_{lim} = 0.292 \text{ год}^{-1}$ ). Таким образом, общий допустимый улов (ОДУ) ни при каких обстоятельствах не должен превышать  $F_{lim} \times B_{tg} = 499 \text{ тыс. т}$ .

### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

Объём вылова скумбрии в ЦВА всеми странами в 2018 г. составил 420 тыс. т (Никитенко и др., 2020). Эта величина приближается к нашей оценке верхней границы ОДУ (499 тыс. т) и превышает оценку MSY по наиболее достоверной модели (285 тыс. т). В отсутствие договоренности по мерам регулирования между участниками промысла существует риск перелова, что может привести к резкому снижению продуктивности популяции и

в конечном счёте к экономическим потерям. При этом регулирование популяции, основанное на принципах предосторожного подхода и максимизации устойчивого улова, предполагает поддержание биомассы на уровне  $> 1709 \text{ тыс. т}$ , что позволило бы гарантировать продуктивность в пределах 283–499 тыс. т. Полученные нами целевые и граничные ориентиры управления по биомассе и промысловой смертности ( $B_{lim} = 983 \text{ тыс. т}$ ,  $B_{tg} = 1709 \text{ тыс. т}$ ,  $F_{tg} = 0.166 \text{ год}^{-1}$ ,  $F_{lim} = 0.292 \text{ год}^{-1}$ ), будучи функциями продолжительных временных рядов, достаточно устойчивы, что имеет особое значение при условии обновления промысловой статистики раз в два года. При этом дополнительные трудности оценки популяции обусловлены многовидовым характером промысла, осуществляемого разными типами судов. Тем не менее, как показано в настоящей статье, разнородная

промысловая информация может быть сведена в представительные индексы численности, на основе которых могут быть построены модели динамики популяции и оценены ориентиры управления. Процедура обработки данных включает три этапа.

Первый этап – фильтрация нерепрезентативных наблюдений. Исходная база данных ССД содержит редко встречающиеся сочетания факторов, что затрудняет моделирование такого рода наблюдений. Более того, модель, описывающая с большой точностью и статистической достоверностью >80% наблюдений, предпочтительнее модели, описывающей 100% с низкой точностью и недостаточно достоверно. Именно поэтому обработка данных начинается с формирования совокупности репрезентативных наблюдений.

Второй этап – проверка гипотезы о статистической однородности генеральной совокупности наблюдений. В общем случае наблюдения генеральной совокупности можно описывать разными моделями, что требует разбиения генеральной совокупности на отдельные выборки. Это может быть достигнуто включением в обобщенную линейную модель дополнительного дискретного фактора. Если же гипотеза об однородности может быть принята, как в рассматриваемом случае промысла пелагических рыб в ЦВА, метод стандартизации индексов численности на основе обобщенных линейных моделей применяется без дополнительных модификаций.

Третий этап – стандартизация однородной совокупности наблюдаемых уловов на усилие с помощью обобщенных линейных моделей. Основной задачей этого этапа является определение факторов, влияющих на производительность промысла, помимо численности популяции, что позволяет исключить систематическую ошибку при построении индекса численности. Оценка параметров продукционной модели и соответствующих им ориентиров управления на основе полученного таким образом индекса численности завершает анализ состояния популяции.

Как показал наш анализ, оценки параметров продукционной модели близки для различных выборочных совокупностей, а значит, промысел скумбрии не является селективным. Этот вывод с учетом пересечения трофических ниш скумбрии и ставриды делает актуальным разработку мер регулирования многовидового запаса в качестве направления дальнейших исследований.

#### БЛАГОДАРНОСТИ

Авторы выражают искреннюю признательность безвременно ушедшему от нас **В.К. Бабаяну** (ВНИРО) за ценные обсуждения в ходе работы над статьей, а также

В.Р. Соколовскому (ВНИРО) за ряд полезных замечаний.

#### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

- Артеменков Д.В., Кивва К.К., Никитенко А.И.* 2017. Влияние изменений климата на распределение и оценку биомассы запасов промысловых рыб в бассейне Атлантического океана // Матер. II Всерос. науч. конф. молодых ученых “Комплексные исследования Мирового океана”. М.: Изд-во ИО АН РАН. С. 318–320.
- Бабаян В.К.* 2000. Предосторожный подход к оценке общего допустимого улова (ОДУ). Анализ и рекомендации по применению: М.: Изд-во ВНИРО, 192 с.
- Бабаян В.К., Бобырев А.Е., Булгакова Т.И. и др.* 2018. Методические рекомендации по оценке запасов приоритетных видов водных биологических ресурсов. М.: Изд-во ВНИРО, 312 с.
- Булгакова Т.И.* 2009. Регулирование многовидового рыболовства на основе математического моделирования. М.: Изд-во ВНИРО, 252 с.
- Булгакова Т.И.* 2015. Модели регулирования смешанного промысла // Вопр. рыболовства. Т. 16. № 4. С. 440–449.
- Кровнин А.С., Мельников С.П., Артеменков Д.В. и др.* 2017. Влияние изменчивости океанологических условий на окуня-клювача в пелагиали Северной Атлантики // Тр. ВНИРО. Т. 169. С. 51–63.
- Мельников С.П., Кровнин А.С., Артеменков Д.В. и др.* 2016. Влияние изменения климата на оценку запаса окуня-клювача *Sebastes mentella* в пелагиали Северной Атлантики // Матер. IV Междунар. Балт. мор. форума “Водные биоресурсы, аквакультура и экология водоемов”. Калининград: Изд-во КГТУ. С. 43–46.
- Михайлов А.И.* 2015. Математические аспекты стандартизации уловов на усилие // Вопр. рыболовства. Т. 16. № 4. С. 489–496.
- Михайлов А.И.* 2019. Вопросы диагностики моделей динамики численности промысловых гидробионтов // Там же. Т. 20. № 2. С. 183–191.
- Никитенко А.И., Артеменков Д.В., Беляев В.А. и др.* 2020. Особенности миграций, распределения и промысла скумбрии (*Scomber colias*) в районе ЦВА // Там же. Т. 21. № 3. С. 1–11.  
<https://doi.org/10.36038/0234-2774-2020-21-302-312>
- Biseau A.* 1998. Definition of a directed fishing effort in a mixed-species trawl fishery, and its impact on stock assessments // Aquat. Liv. Resour. V. 11. P. 119–136.  
[https://doi.org/10.1016/S0990-7440\(98\)80109-5](https://doi.org/10.1016/S0990-7440(98)80109-5)
- Carruthers T.R., McAllister M.K., Ahrens R.N.M.* 2010. Simulating spatial dynamics to evaluate methods of deriving abundance indices for tropical tunas // Can. J. Fish. Aquat. Sci. V. 67. P. 1409–1427.  
[https://doi.org/10.1007/978-3-642-20677-1\\_9](https://doi.org/10.1007/978-3-642-20677-1_9)
- Carruthers T.R., Punt A.E., Walters C.J. et al.* 2014. Evaluating methods for setting catch limits in data-limited fisheries // Fish. Res. V. 153. P. 48–68.  
<https://doi.org/10.1016/j.fishres.2013.12.014>
- Carvalho F.C., Murie D.J., Hazin F.H.V. et al.* 2010. Catch rates and size composition of blue sharks (*Prionace glauca*) caught by the Brazilian pelagic longline fleet in the south-

- western Atlantic Ocean // *Aquat. Liv. Resour.* V. 23. P. 373–385.  
<https://doi.org/10.1051/alr/2011005>
- Froese R., Demirel N., Sampang A.* 2015. An overall indicator for the good environmental status of marine waters based on commercially exploited species // *Mar. Policy.* V. 51. P. 230–237.  
<https://doi.org/10.1016/j.marpol.2014.07.012>
- Froese R., Demirel N., Coro G. et al.* 2017. Estimating fisheries reference points from catch and resilience // *Fish Fisheries.* V. 18. № 3. P. 506–526.  
<https://doi.org/10.1111/faf.12190>
- Haddon M., Klaer N., Smith D.C. et al.* 2012. Technical reviews for the commonwealth harvest strategy policy // FRDC 2012/225. Hobart: CSIRO, 69 p.
- He X., Bigelow K., Boggs C.* 1997. Cluster analysis of longline sets and fishing strategies within the Hawaii-based fishery // *Fish. Res.* V. 31. P. 147–158.  
[https://doi.org/10.1016/S0165-7836\(96\)00564-4](https://doi.org/10.1016/S0165-7836(96)00564-4)
- Hilborn R., Walters C.J.* 1992. Quantitative fisheries stock assessment: choice, dynamics, and uncertainty. N.Y.: Chapman and Hall, 570 p. .  
<https://doi.org/10.1007/978-1-4615-3598-0>
- Kimura D.K.* 1981. Standardized measures of relative abundance based on modelling log (c.p.u.e.), and their application to Pacific ocean perch (*Sebastes alutus*) // *ICES J. Mar. Sci.* V. 39. P. 211–218.  
<https://doi.org/10.1093/icesjms/39.3.211>
- Maunder M.N., Punt A.E.* 2004. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches // *Fish. Res.* V. 70. № 2–3. P. 141–159.  
<https://doi.org/10.1016/j.fishres.2004.08.002>
- McCullagh P., Nelder J.A.* 1989. Generalized linear models. N.Y.: Chapman & Hall, 511 p.
- Meyer R., Millar R.B.* 1999. BUGS in Bayesian stock assessment // *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* V. 56. P. 1078–1086.  
<https://doi.org/10.1139/f99-043>
- Millar R.B., Meyer R.* 1999. Nonlinear state-space modeling of fisheries biomass dynamics using Metropolis-Hastings within Gibbs sampling // *Tech. Rept. STAT9901.* Auckland: Dept. Statistics Univ. Auckland, 33 p.
- Palmer M., Quetglas A., Guijarro B. et al.* 2009. Performance of artificial neural networks and discriminant analysis in predicting fishing tactics from multispecific fisheries // *Can. J. Fish. Aquat. Sci.* V. 66. P. 224–237.  
<https://doi.org/10.1139/F08-208>
- Pelletier D., Ferraris J.* 2000. A multivariate approach for defining fishing tactics from commercial catch and effort data // *Ibid.* V. 57. P. 51–65.  
<https://doi.org/10.1139/f99-176>
- Quirijns F.J., Poos J.J., Rijnsdorp A.D.* 2008. Standardizing commercial CPUE data in monitoring stock dynamics: accounting for targeting behaviour in mixed fisheries // *Fish. Res.* V. 89. P. 1–8.  
<https://doi.org/10.1016/j.fishres.2007.08.016>
- R Core Team. 2013. R: a language and environment for statistical computing. Vienna: R foundation for statistical computing. (<http://www.R-project.org/>)
- Ricker W.E.* 1975. Computation and Interpretation of biological statistics of fish populations // *Bull. Fish. Res. Board Can.* V. 191, 382 p.
- Schaefer M.* 1954. Some aspects of the dynamics of populations important to the management of the commercial marine fisheries // *Bull. Inter-American-Tropical Tuna Comm.* V. 1. P. 27–56.  
[https://doi.org/10.1016/S0092-8240\(05\)80049-7](https://doi.org/10.1016/S0092-8240(05)80049-7)
- Schnute J.T., Richards L.J.* 2002. Surplus production models // *Handbook of fish biology and fisheries.* V. 2. Oxford: Blackwell Publ. P. 105–126.
- GitHub. 2020. Sobolion/TargetFISH. (<https://github.com/sobolion/TargetFISH>)
- Stocker M., Fournier D.* 1984. Estimation of relative fishing power and allocation of effective effort, with catch forecasts, in a multispecies fishery // *Int. N. Pac. Fish. Comm. Bull.* V. 42. P. 3–9.
- Walters C.J., Martell S.J.D.* 2004. Fisheries ecology and management. Princeton, N.J.: Princeton Univ. Press, 400 p.  
<https://doi.org/10.1016/j.ecoleng.2005.05.001>
- Winker H., Kerwath S.E., Attwood C.G.* 2013. Comparison of two approaches to standardize catch-per-unit-effort for targeting behaviour in a multispecies hand-line fishery // *Fish Res.* V. 139. P. 118–131.  
<https://doi.org/10.1016/J.FISHRES.2012.10.014>
- Winker H., Kerwath S.E., Attwood C.G.* 2014. Proof of concept for a novel procedure to standardize multispecies catch and effort data // *Ibid.* V. 155. P. 149–159.  
<https://doi.org/10.1016/J.FISHRES.2014.02.016>