Известия ТИНРО

2020 **Том 200, вып. 4**

УДК 639.223.5(265.53)

В.В. Кулик[1], А.И. Варкентин[2], О.И. Ильин[2]*

[1] Тихоокеанский филиал ВНИРО (ТИНРО),
690091, г. Владивосток, пер. Шевченко, 4;
[2] Камчатский филиал ВНИРО (КамчатНИРО),
683000, г. Петропавловск-Камчатский, ул. Набережная, 18

СТАНДАРТИЗАЦИЯ УЛОВОВ НА УСИЛИЕ МИНТАЯ В СЕВЕРНОЙ ЧАСТИ ОХОТСКОГО МОРЯ С УЧЕТОМ НЕКОТОРЫХ ФАКТОРОВ СРЕДЫ

Улов минтая в России максимален в северной части Охотского моря, он составлял в среднем 24 % общего вылова, или около 0,94 млн т с 1962 по 2017 г. Общая биомасса запаса и биомасса нерестового запаса минтая в 21-м веке растут с 2002 г., но вылов на единицу усилия (CPUE) значительно снизился в начале 2018 г., несмотря на ожидаемые высокие уровни биомассы. Предполагалось, что температура поверхности моря, концентрация льда и штормовые погодные условия стали одной из причин низкой эффективности промысла в 2018 г. Мы сравнили обобщенные линейные модели и обобщенные аддитивные модели и выяснили, что последняя с учетом пространственно-временных факторов, кодов судов, а также температуры поверхности моря и метеообстановки объясняет дисперсию уловов лучше остальных (61,6 %), имея при этом минимальный информационный критерий Шварца-Байеса. Оценено насыщение орудий лова, которое показало нелинейную зависимость от времени траления. Мы нашли свидетельства гиперчувствительности CPUE. Биомасса промыслового запаса оказалась теснее связана с CPUE через степенную зависимость ($\gamma = 0{,}94$, $r = 0{,}923$), чем через линейную ($\gamma = 1{,}00$, $r = 0{,}910$), но незначительно. Таким образом, мы рекомендуем использовать CPUE, стандартизированный в обобщенной аддитивной модели, и отслеживать необходимость коррекции гиперчувствительности для дальнейшей оценки запаса минтая в северной части Охотского моря.

Ключевые слова: минтай, вылов, Охотское море, стандартизация, вылов на единицу усилия, обобщенные линейные модели, обобщенные аддитивные модели, температура поверхности моря.

DOI: 10.26428/1606-9919-2020-200-819-836.

Kulik V.V., Varkentin A.I., Ilyin O.I. Standardization of CPUE for walleye pollock in the Okhotsk Sea with inclusion of some environmental factors // Izv. TINRO. — 2020. — Vol. 200, Iss. 4. — P. 819–836.

* *Кулик Владимир Владимирович, кандидат биологических наук, начальник отдела, e-mail: vladimir.kulik@tinro-center.ru; Варкентин Александр Иванович, кандидат биологических наук, заместитель руководителя филиала, e-mail: varkentin.a.i@kamniro.ru; Ильин Олег Игоревич, кандидат физико-математических наук, ведущий научный сотрудник, e-mail: ilin.o.i@kamniro.ru.*

Kulik Vladimir V., Ph.D., head of division, Pacific branch of VNIRO (TINRO), 4, Shevchenko Alley, Vladivostok, 690091, Russia, e-mail: vladimir.kulik@tinro-center.ru; Varkentin Aleksander I., Ph.D., deputy head of branch, Kamchatka branch of VNIRO (KamchatNIRO), 18, Naberezhnaya Str., Petropavlovsk-Kamchatsky, 683000, Russia, e-mail: varkentin.a.i@kamniro.ru; Ilyin Oleg I., Ph.D., leading researcher, Kamchatka branch of VNIRO (KamchatNIRO), 18, Naberezhnaya Str., Petropavlovsk-Kamchatsky, 683000, Russia, e-mail: ilin.o.i@kamniro.ru.

Catch of walleye pollock by Russia is the highest in the northern Okhotsk Sea where on average 0.94 million metric tons were caught annually in the period between 1962 and 2017, or around 24 % of the total yield of Russian fishery. The total stock and spawning stock of pollock grow there since 2002, though the catch per unit effort (CPUE) has significantly decreased in the beginning of 2018 despite expected high levels of both total and spawning stocks. The sea surface temperature, ice cover and storms frequency were examined as possible reasons of low fishing efficiency in 2018. For this purpose, the generalized linear models (GLM) and generalized additive models (GAM) of catch dynamics are compared. GAM with addition of temperature and storms factors has the lowest Schwarz's Bayesian criterion and the highest explained deviance (61.6 %). Efficiency of fishing gears has nonlinear relationship with the towing time. CPUE has hypersensitivity to the stock biomass presented as the power dependence ($\gamma = 0.94$, $r = 0.923$). Standardized CPUE is recommended for using in the final GAM for the pollock stock assessment in the northern Okhotsk Sea, hypersensitivity of CPUE should be estimated and corrected if necessary.

Key words: walleye pollock, catch, Okhotsk Sea, standardization, CPUE, Generalized Linear Model, Generalized Additive Model, sea surface temperature.

Введение

Минтай *Theragra chalcogramma* — один из наиболее массовых видов в северной части Тихого океана и важнейший объект мирового и российского рыболовства [Шунтов и др., 1993].

Одна из самых крупных популяций этого вида обитает в северной части Охотского моря [Шунтов и др., 1993; Зверькова, 2003; Савенков и др., 2012, 2014, 2018]. За всю историю промысла североохотоморского минтая (подзоны Северо-Охотоморская, Западно-Камчатская, Камчатско-Курильская, центральная часть моря) его вылов варьировал от 2,0 тыс. т (1962 г.) до 1925,4 тыс. т (1997 г.), а в среднем за период с 1962 по 2015 г. составил 980,2 тыс. т [Варкентин, Сергеева, 2017]. Около 24 % отечественного вылова обеспечивает минтай североохотоморской популяции, что делает этот запас одним из стратегических ресурсов России. Учитывая вышеизложенное, исследованиям этой популяции минтая всегда уделялось и будет уделяться пристальное внимание. Один из важнейших аспектов в этих исследованиях — оценка запасов.

Следует отметить, что в последние годы во всем мире приоритетными, с точки зрения оценки запасов, становятся методы математического моделирования, при этом результаты съемок используются в качестве одних из основных индексов состояния запаса для настройки входных параметров модели. В результате в расчеты вовлекается весь комплекс доступной информации: от данных промысловой статистики до независимых оценок методами прямого учета. Подобный подход с 2007 г. применяется и в отношении североохотоморского минтая, а использование современной модели «Синтез» [Ильин и др., 2014, 2016], устойчивой к ошибкам во входных данных, значительно повышает точность получаемых результатов.

Для настройки модели в настоящее время используются данные весенних ихтиопланктонных, траловых и акустических съемок ТИНРО о биомассе общего (Total Stock Biomass — TSB) и нерестового запасов (Spawning Stock Biomass — SSB), данные траловых съемок ТИНРО о возрастной структуре общего запаса, результаты осенних оценок TSB минтая из траловых съемок ТИНРО в северной части Охотского моря. Комплексные экологические исследования пелагиали всего Охотского моря по программам ныне расформированной лаборатории прикладной биоценологии и морских экосистем ТИНРО проводились с начала 1980-х гг. В ходе этих работ собираются наиболее полные и надежные данные о состоянии запасов, величине нерестового и промыслового запасов, успешности воспроизводства, численности пополнения, оценивается урожайность отдельных поколений и динамика численности минтая. В ходе продолжающихся работ собирается информация об экологическом окружении минтая, состоянии и тенденциях развития пелагических сообществ, оцениваются условия обитания минтая и состояние его кормовой базы. Столь подробные данные

могут быть получены только при условии выполнения ежегодных учетных съемок по всему ареалу популяции.

До 2016 г. в качестве дополнительного индекса для настройки модели, характеризующего прежде всего состояние промыслового запаса, применялись данные о промысловых усилиях, стандартизованных относительно промыслового усилия крупнотоннажных судов типа БАТМ (БМРТ типа «Пулковский меридиан») по сведениям, полученным из Отраслевой системы мониторинга (ОСМ) Росрыболовства. Как правило, при прочих равных условиях чем выше биомасса запаса, тем выше улов на единицу усилия (Catch Per Unit of Effort — CPUE) в сутки, за траление или замет и меньше количество усилий. Однако эта зависимость соблюдается далеко не всегда. Применительно к минтаю, например, известно, что даже при низком уровне запаса этот вид в определенные периоды годового цикла (например, во время нереста) и в определенных районах может образовывать очень плотные скопления, на которых можно вести эффективный лов. В то же время при высоком уровне запасов из-за целого комплекса факторов внешней среды промысловые скопления могут быть не такими плотными, соответственно, и эффективность лова будет низка [Варкентин, Сергеева, 2017; Варкентин, Коломейцев, 2018]. В Охотском море, которое по суровости условий в зимнее время больше напоминает арктические моря, в этом плане наибольшее значение имеют синоптическая и ледовая обстановка, термические условия года.

Таким образом, получение стандартизированного CPUE, который бы учитывал влияние факторов среды и адекватно отражал состояние запасов, становится приоритетной задачей. Обычно в аналогичных работах испытываются общие линейные модели после логарифмической трансформации уловов [Beverton, Holt, 1957] или степенной трансформации [Box, Cox, 1964]. Но обобщенные линейные модели (Generalized Linear Model — GLM), включая обобщенные аддитивные модели (Generalized Additive Model — GAM [Hastie, Tibshirani, 2014]), позволяют более гибко учитывать дисперсию, используя распределения из экспоненциального семейства и нелинейные функции [Quinn, Deriso, 1999; Venables, Dichmont, 2004]. Первое описание GLM появилось в середине прошлого века [Fisher, 1954], а сам термин GLM устоялся к 1972 г. [Nelder, Wedderburn, 1972]. Широкие обзоры применения GLM для стандартизации CPUE были сделаны еще в 2004 г. [Maunder, Punt, 2004; Venables, Dichmont, 2004], но в отечественной практике подготовки материалов для оценки объемов допустимых уловов или рекомендуемого вылова они все еще редко применяются.

Цель настоящей работы — получить с помощью GLM или GAM стандартизированный CPUE для отражения динамики промыслового запаса минтая в северной части Охотского моря с учетом влияния на уловистость некоторых факторов среды.

Материалы и методы

Общая промысловая статистика в виде судовых суточных донесений (ССД) и позиций судов доступна в ОСМ [Пырков и др., 2015], которая также доступна в Центре системы мониторинга рыболовства и связи [http://cfmc.ru/] и сохраняется в ТИНРО с 2003 г.

В выбранных рыболовных подзонах существует два рыболовных сезона: в начале года — сезон «А», а в конце — сезон «Б». Основной промысловый сезон — первый, когда доля вылова минтая больше 80 % годового улова. Таким образом, мы выбрали уловы в сезон «А»: в период с 1 января по 31 марта — в подзонах Западно-Камчатской и Камчатско-Курильской, и в период с 1 января по 9 апреля — в подзоне Северо-Охотоморской, за исключением 2016 г., когда там разрешенный период для промысла закончился 30 марта.

Данные об уловах по подзонам для каждого судна за каждый день (ССД) импортированы из таблицы «catch» в ОСМ. Целевые уловы минтая выбраны от 50 % и выше суточного улова аналогично стандартизации CPUE при промысле минтая у Аляски,

когда уловы с долей минтая менее 50 % были исключены [Battaile, Quinn, 2004]. Однако в нашем случае среднесуточная доля минтая в таких уловах составила 99 %, поэтому доля минтая в улове здесь не может быть столь же информативной, как в стандартизации CPUE минтая у Аляски.

Позиции судов доступны в копии ОСМ в ТИНРО из таблицы «pos» с 2003 г. Их выбирали для каждого судна на каждую дату с уловом в результате пересечения времени позиции с буфером по времени «дата улова 00 часов+/- 12 часов» (чтобы учесть различия по времени подачи ССД на конец суток по судовому времени и всемирного координированного времени позиций) и с диапазоном времени, соответствующим коду судна и траления (32) в таблице «budget_time» ОСМ. Из последней таблицы также получены позиции по коду, соответствующему ухудшенным метеорологическим условиям на промысле (17). Таким образом, сформирован дополнительный фактор стандартизации по метеообстановке из двух уровней («обычное траление» и «метео на промысле»). Здесь и далее фактор следует воспринимать не в биологическом смысле, а в статистическом. Например, выше он представляет собой бинарную функцию, т.е. при обычном тралении ее ответ равен 0, а с кодом «метео на промысле» равен 1. На эти ответы будет умножаться искомый коэффициент, который может оказаться статистически неотличимым от 0, тогда этим фактором можно будет пренебречь и упростить модель, если ее информационный критерий после такого упрощения не увеличится.

К сожалению, в ОСМ скорость движения судна известна не в каждой позиции, поэтому пришлось ее рассчитать через определение расхода времени и расстояния до следующей позиции, используя всемирную систему геодезических параметров Земли 1984 г. [Антонович, 2005] и функции из пространственного расширения для баз данных PostGIS [Strobl, 2008]. Все позиции со скоростью движения судна более 5 уз были удалены, что позволяет с высокой вероятностью судить о промысловых операциях [Пырков и др., 2015]. Дополнительно мы удалили позиции, где скорость движения составляла менее 2 уз.

Данные четвертого уровня обработки о температуре поверхности моря (Sea Surface Temperature — SST) и доле льда в ячейках с разрешением 0,01 географического градуса по широте и долготе за каждый день сняты по каждой вероятной позиции траления из проекта JPL MUR MEaSUREs Project*. В связи с тем что на каждое ССД приходится множество позиций, к каждому ССД по подзоне присоединены медианы найденных по позициям значений, а также медианы координат вероятных тралений.

Большая часть (> 90 %) уловов приходится на пелагические траления, но в пределах 12-мильной прибрежной зоны, где концентрации минтая значительно выше до и во время нереста, разрешена добыча минтая снюрреводами. Учитывая возможность переоборудования судов, создали для каждого судна дополнительный фактор стандартизации по типу орудия лова (трал или снюрревод).

Наш опыт показывает, что в Охотском море большую часть дисперсии при стандартизации CPUE в GLM может описывать такой фактор, как код судна [Кулик и др., 2020]. Включение в стандартизацию кодов или названия судов как факторов стало уже достаточно стандартной практикой [Bentley et al., 2011]. Это легко понять, если вспомнить, что суда одного типа могут значительно различаться оснащенностью и мощностью. Мощность главных двигателей наряду с кодом судна также будет включена в стандартизацию. Недостаток в использовании кодов судов — их количество. В изначальной выборке целевых уловов их оказалось 502, что технически затрудняет настройку GLM. В связи с этим пришлось сократить число судов в выборке до 201 по принципу отсечения уловов тех судов, что в ежегодных списках по убыванию годовых уловов минтая на судно не попали в 80 % кумуляты годового улова по всем судам.

* JPL MUR MEaSUREs Project. GHRSST Level 4 MUR Global Foundation Sea Surface Temperature Analysis Ver. 4.1. PO.DAAC, CA, USA. 2015. DOI: 10.5067/GHGMR-4FJ04.

В итоге в выборке остались 103291 улов с 2003 по 2020 г. и 16 подозреваемых предикторов:

1 — Year — год как категориальный фактор,

2 — Month — месяц как категориальный фактор,

3 — IdVes — код судна как категориальный фактор,

4 — IdReg — код подзоны как категориальный фактор,

5 — Gear — тип орудия лова как бинарный фактор (снюрревод или трал),

6 — Meteo — бинарный фактор ухудшения метеообстановки на промысле,

7 — logitICE — доля льда в ячейке после логистической трансформации,

8 — LnKelvin — логарифмически трансформированные медианы SST в градусах Кельвина по позициям вероятных тралений,

9 — LnDepth — логарифмически трансформированные медианы глубины в метрах по позициям вероятных тралений из общей батиметрической карты океанов (The GEBCO_2014 Grid, version 20150318, http://www.gebco.net),

10 — LnHours — логарифмически трансформированная длительность тралений в часах,

11 — LnKWt — логарифмически трансформированная мощность главных двигателей в киловаттах, полученная из справочника судов (таблица «ves») в ОСМ,

12 — lon — медиана долготы по позициям вероятных тралений,

13 — lat — медиана широты по позициям вероятных тралений,

14 — Week — порядковый номер недели в году как категориальный фактор,

15 — weeks — порядковый номер недели в году,

16 — doy — порядковый номер дня в году.

Методы оценки запасов минтая в Охотском море полностью соответствуют требованиям Приказа Росрыболовства № 104 от 6 февраля 2015 г. и рекомендациям ВНИРО [Бабаян и др., 2018]. В подзонах Северо-Охотоморской, Западно-Камчатской и Камчатско-Курильской применяется модель «Синтез» [Ильин и др., 2014]. Она относится к числу статистических когортных моделей [Quinn, Deriso, 1999] с сепарабельным представлением промысловой смертности и позволяет получить описание вероятной динамики возрастной структуры оцениваемого запаса.

Индекс вылова на усилие — дополнительный источник информации в модели «Синтез», следовательно, он должен отражать динамику численности, поэтому необходимо его стандартизировать. Одним из популярных методов стандартизации является фильтрация наблюдений через общие (с логнормальным распределением и мултипликативной ошибкой) [Quinn, Deriso, 1999] или обобщенные линейные модели с каким-либо распределением из экспоненциального семейства и аддитивной ошибкой [Venables, Dichmont, 2004]. Здесь линейный предиктор (η) связан со средними уловами (μ) функцией связи (ℓ) через натуральный логарифм по формуле (1), соответственно, математическое ожидание E каждого ССД (C_i) вычисляется по формуле (2), связь дисперсии (Var) с ожиданием задана по формуле (3) в составном распределении Пуассона-Гамма (или Твиди) степенной функцией с параметром p [Jørgensen, 1997], а линейные предикторы состоят из сумм коэффициентов категориальных факторов (GLM), например, по формулам (4) и (5):

$$\eta = \ell(\mu) = ln(\mu); \quad (1)$$

$$E(C_i) = \mu_i = \ell^{-1}(\eta_i) = exp(\eta_i); \quad (2)$$

$$\sigma^2 = Var(\mu)\phi = \mu^p\phi; \quad (3)$$

$$\eta_i = \beta_0 + \beta_t \mathrm{LnHours} + \beta^{\mathrm{Year}}_{year_i}; \quad (4)$$

$$\eta_i = \beta_0 + \beta_t \mathrm{LnHours} + \beta^{\mathrm{Year}}_{year_i} + \beta^{\mathrm{Month}}_{month_i}, \quad (5)$$

где ϕ — коэффициент масштаба дисперсии; β_0 — общее смещение; β_t — коэффициент для оценки насыщения орудия лова; $\beta^{\mathrm{Year}}_{year_i}$ — коэффициент i-го года ($year_i$) из вектора соответствующих коэффициентов в диагонали матрицы Year, аналогично по месяцам (Month).

Степенной параметр p оценивался вместе с остальными коэффициентами в пакете «mgcv» [https://cran.r-project.org/web/packages/mgcv/index.html] для языка программирования R. Если параметр приблизится к 2, тогда распределение Твиди можно будет заменить примерно соответствующим ему (при $p = 2$) распределением Гамма, а если к 1, то Пуассона [Dunn, Smyth, 2005].

Таким образом, GLM по формуле (4) позволяет учесть нелинейный эффект длительности усилий на улов, а GLM по формуле (5) уже включает учет различий по месяцам, что можно считать первым шагом в стандартизации. Далее логично предположить, что недели (Week) как более дробная часть года смогут учесть больше дисперсии (формула 6), также как бинарные факторы Meteo (формула 7) и Gear (формула 8).

$$\eta_i = \beta_0 + \beta_t \mathrm{LnHours} + \beta^{\mathrm{Year}}_{year_i} + \beta^{\mathrm{Month}}_{month_i} + \beta^{\mathrm{Week}}_{week_i}, \quad (6)$$

$$\eta_i = \beta_0 + \beta_t \mathrm{LnHours} + \beta^{\mathrm{Year}}_{year_i} + \beta^{\mathrm{Month}}_{month_i} + \beta^{\mathrm{Week}}_{week_i} + \beta^{\mathrm{Meteo}}_{meteo_i}, \quad (7)$$

$$\eta_i = \beta_0 + \beta_t \mathrm{LnHours} + \beta^{\mathrm{Year}}_{year_i} + \beta^{\mathrm{Month}}_{month_i} + \beta^{\mathrm{Week}}_{week_i} + \beta^{\mathrm{Meteo}}_{meteo_i} + \beta^{\mathrm{Gear}}_{gear_i}. \quad (8)$$

Количество недель за промысловый сезон (14) достаточно, чтобы попытаться найти оптимальную нелинейную функцию, отражающую среднемноголетний ход CPUE по неделям. В отсутствие гипотезы о форме такой зависимости достаточно эффективно применение тонкопленочных регрессионных сплайнов (TPC) [Wood, 2003]. Сохранить сравнимость с GLM при настройке сплайнов позволяют GAM, которые отличаются от GLM лишь тем, что линейный предиктор может включать гладкие функции f [Wood, 2011, 2017; Hastie, Tibshirani, 2014], как по формуле (9):

$$\eta_i = \beta X_i + \Sigma_j L_{ij} f_j, \quad (9)$$

где X_i — матрица линейных компонентов GLM; L_{ij} — линейные функционалы, связанные с ковариатами.

Таким образом, взяв за основу часть линейного предиктора из простейшей GLM по формуле (10), мы смогли испытать следующие GAM (формулы 11–22):

$$A_i = \beta_0 + \beta_t \mathrm{LnHours} + \beta^{\mathrm{Year}}_{year_i} + \beta^{\mathrm{Meteo}}_{meteo_i} + \beta^{\mathrm{Gear}}_{gear_i}; \quad (10)$$

$$\eta_i = A_i + f(weeks); \quad (11)$$

$$\eta_i = A_i + f(weeks|Year); \quad (12)$$

$$\eta_i = A_i + f(doy|Year); \quad (13)$$

$$\eta_i = A_i + f(doy|Year) + \beta_w \mathrm{LnKWt}; \quad (14)$$

$$\eta_i = A_i + f(doy|Year) + f(\mathrm{LnKWt}); \quad (15)$$

$$\eta_i = A_i + f(doy|Year) + f(\mathrm{LnKWt}) + \beta^{\mathrm{IdReg}}_{idregs_i}; \quad (16)$$

$$\eta_i = A_i + f(doy|Year) + f(\mathrm{LnKWt}) + \beta^{\mathrm{IdReg}}_{idregs_i}|Year; \quad (17)$$

$$\eta_i = A_i + f(doy|Year) + f(\mathrm{LnKWt}) + f(\mathrm{LnKelvin}); \quad (18)$$

$$\eta_i = A_i + f(doy|Year) + f(\mathrm{LnKWt}) + te(\mathrm{lon, lat|Month}) + f(\mathrm{LnDepth}); \quad (19)$$

$$\eta_i = A_i + f(\mathrm{LnKWt}) + te(\mathrm{lon, lat, doy}) + f(\mathrm{LnDepth}); \quad (20)$$

$$\eta_i = A_i + \beta^{\mathrm{IdVes}}_{idves_i} + te(\mathrm{lon, lat, doy}) + f(\mathrm{LnDepth}); \quad (21)$$

$$\eta_i = A_i + \beta^{\mathrm{IdVes}}_{idves_i} + te(\mathrm{lon, lat, doy}) + f(\mathrm{LnDepth}) + f(\mathrm{LnKelvin}), \quad (22)$$

где f — тонкопленочный регрессионный сплайн (TPC); te — тензорное произведение [Wood, 2003], а оператор «|» отделяет предикторы от условия, по которому они разделяются. Например, $\beta^{\mathrm{IdReg}}_{idregs_i}|Year$ — коэффициенты для каждой подзоны, которые определяются для каждого года отдельно, что позволяет учесть пространственные различия CPUE по годам.

Настройка GLM и GAM произведена методом максимального правдоподобия, а оптимизация числа псевдоузлов TPC в GAM — методом обобщенной кросс-валидации [Wood, 2004, 2011]. Число степеней свободы TPC искали в пределах от 1 до 4 в «mgcv» одновременно с другими параметрами моделей.

К сожалению, динамика CPUE может не иметь прямой связи с динамикой запаса, а стандартизация может не помочь избавиться от проблемы гиперстабильности или гиперчувствительности. Еще в 1983 г. была предложена формула (23) для частичного ее решения с привлечением данных об истинной численности в популяции [Bannerot, Austin, 1983]:

$$C = qE^{\alpha+1}\mathrm{N}^{\gamma+1}, \quad (23)$$

где C — улов; q — коэффициент улавливаемости; E — усилие; N — численность; параметр α определяет насыщение орудия лова ($-1 < \alpha < 0$) или синергию ($\alpha > 0$); гиперпараметр γ определяет гиперстабильность ($-1 < \gamma < 0$) или гиперистощение (гиперчувствительность $\gamma > 0$). Если проблему насыщения орудия лова мы пытаемся учесть аналогично в GLM и GAM, начиная с формулы (6), то гиперпараметр без известной численности или биомассы оценить нельзя. Гиперстабильность возникает, когда CPUE изменяется не так сильно, как численность при высоких уровнях численности [Hilborn, Walters, 1992]. Например, такое отмечалось у минтая в восточной части Берингова моря ($\gamma = -0{,}5$) [Quinn, Collie, 1990]. Гиперистощение или гиперчувствительность может наблюдаться тогда, когда CPUE изменяется сильнее, чем численность при более высоких уровнях численности [Quinn, Deriso, 1999]. Одной из многих причин этого может быть уменьшение доступных промысловых концентраций из-за гидрологических или метеорологических условий, в то время как состояние запаса будет прежним.

Допустим прямую связь между промысловой численностью и промысловой биомассой (FSB) и то, что насыщение орудий лова уже учтено в процессе стандартизации CPUE, тогда гиперпараметр γ может быть оценен из уравнений (24), которые в логарифмическом масштабе выражаются по формуле (25). Гиперпараметр в данном случае будет показывать гиперчувствительность при $\gamma < 1$, а гиперстабильность при $\gamma > 1$.

Из уравнения регрессии log CPUE на log FSB с использованием коррекции смещения [Sprugel, 1983] можно получить зависимость FSB от CPUE (26). Наконец, найдем коэффициент пропорциональности (b) для сравнения наших результатов (с гиперпараметром) с классическим допущением о прямой пропорциональности CPUE и FSB и нормальным распределением ошибок в естественном масштабе по формуле (27).

$$\mathrm{CPUE}_i = qFSB_i^{\gamma} e^{\epsilon_i},\ \epsilon = N(\mu, \sigma^2); \quad (24)$$

$$\log_e \mathrm{CPUE}_i = \log_e q + \gamma \log_e FSB_i + \epsilon_i; \quad (25)$$

$$FSB = exp((\log_e \mathrm{CPUE} - \log_e q - \sigma^2/2)/\gamma); \quad (26)$$

$$FSB_i = b\mathrm{CPUE}_i + \varepsilon_i,\ \varepsilon = N(\mu, \sigma^2), \quad (27)$$

где FSB_i — промысловая биомасса в год i; ϵ и ε — ошибки, имеющие нормальное (N) распределение с математическим ожиданием $\mu = 0$; b — коэффициент пропорциональности между FSB и CPUE.

Настройка линейных моделей по формулам (25) и (27) произведена в пакете для языка R «brms» с использованием Байесова подхода и слабых априорных распределений [Bürkner, 2017, 2018]. Запущено 8 цепочек MCMC по 16000 итераций, каждая с разогревом по 8000. В итоге количество итераций после разогрева составило 64000.

Результаты и их обсуждение

Стандартизация CPUE

Информационный критерий Шварца-Байеса (BIC) [Sakamoto et al., 1986] оказался минимальным у GAM по формуле (22), которая объяснила максимальную долю (61,6 %) дисперсии (табл. 1) с параметром $\phi = 2{,}8$. Таким образом, GAM по формуле (22) можно считать оптимальной.

Среди факторов стандартизации коды судов объяснили большую часть дисперсии (более 10 %). В аналогичном исследовании код судна на промысле минтая объяснял еще больше отклонений (от 26 до 40 %), описанных моделью [Battaile, Quinn, 2004].

Таблица 1

Характеристики успешно настроенных GLM и GAM

Table 1

Summary of successfully fitted GLMs and GAMs

BIC*	Объяснение дисперсии, %	Распределение Твиди (p)	Формула, №	Кол-во		
				степеней свободы	параметров	линейных параметров
1080099,4	32,6	1,769	4	103272,0	19,0	19
1079042,0	33,5	1,759	5	103269,0	22,0	22
1078852,0	33,8	1,756	6	103257,0	34,0	34
1077885,4	34,4	1,754	7	103256,0	35,0	35
1077748,8	34,5	1,753	8	103255,0	36,0	36
1077800,5	34,4	1,755	11	103267,0	24,0	21
1076507,9	35,6	1,746	12	103228,7	62,3	21
1076498,1	35,6	1,746	13	103228,4	62,6	21
1056960,0	47,9	1,655	14	103226,8	64,2	22
1056961,6	47,9	1,657	15	103224,9	66,1	21
1056297,4	48,4	1,646	16	103223,1	67,9	23
1055338,5	49,1	1,642	17	103191,5	99,5	57
1056367,6	48,4	1,645	18	103225,3	65,7	21
1054611,6	50,0	1,629	19	103150,7	140,3	21
1055396,8	49,3	1,635	20	103184,2	106,8	21
1037128,0	61,5	1,434	21	102982,2	308,8	221
1037018,9	61,6	1,432	22	102979,2	311,8	221

* Информационный критерий Шварца-Байеса.

Найденный степенной параметр дисперсии (p = 1,432) свидетельствует о том, что ее связь с математическим ожиданием ближе к прямой зависимости, как в распределении Пуассона (p = 1), чем к квадратичной зависимости (p = 2), соответствующей распределению Гамма [Jørgensen, 1997]. Таким образом, использование обычной множественной регрессии (общей, а не обобщенной линейной модели) на логтрансформированных уловах привело бы к некорректной оценке ошибок, так как распределение Гамма с логарифмической функцией связи и логнормальное распределение очень близки.

На самом деле было проверено гораздо больше сочетаний вероятных предикторов, чем приведено в методике и табл. 1 (включая концентрации льда и т.д.). Более сложные конфигурации не удалось настроить методом максимального правдоподобия, а другие доступные в «mgcv» методы настройки лишат полученные результаты сравнимости. «Победившая» GAM имеет максимально допустимое число параметров (ее ранг равен 1). Таким образом, усложнение финальной GAM (формула 22) не имеет смысла.

Используемый пакет «mgcv» оптимизирует число узлов собственным оптимальным алгоритмом [Wood, 2003]. Этот алгоритм проводит псевдоинвертирование матрицы штрафов по псевдоданным, а штрафующий коэффициент оказывается пропорционален ковариационной матрице коэффициентов. В результате число узлов TPC оказывается нецелым, что можно заметить по числу параметров моделей, начиная с формулы (12) (табл. 1). В связи с этим узлы TPC в пакете «mgcv» часто называют «псевдоузлами».

В GAM по формуле (22) проще всего интерпретировать бинарные факторы по кодам метеообстановки и орудий лова. Их коэффициенты статистически значимо (p < 0,001) ниже общего смещения ($\beta^{\text{Meteo}}_{meteo_i=\text{TRUE}} = -0{,}138 \pm 0{,}01$ и $\beta^{\text{Gear}}_{gear_i=\text{трал}} = -0{,}139 \pm 0{,}04$), когда на промысле отмечается код метео и когда используется трал. Здесь и далее после знака «±» указывается стандартное отклонение математического ожидания параметра. Более высокая эффективность лова снюрреводом, чем тралом, связана с тем, что снюрреводом можно работать в прибрежных районах у западной Камчатки, куда доступ тральщикам запрещен. Именно в этих закрытых для тралового промысла районах образуются нерестовые скопления минтая с более высокой плотностью. Естественно, что в дни с

погодными условиями, позволяющими вести трал круглосуточно, уловы будут выше, чем в штормовые дни, а полученные значимые отличия коэффициента по данному бинарному фактору (код метео) лишь позволяют учесть эти отличия в GAM.

Коэффициент связи уловов со временем траления значимо отличается от единицы (β_t = 0,210 ± 0,003). Следовательно, эта связь не является прямо пропорциональной в естественном масштабе. Примером нелинейной связи может служить зависимость, показанная на рис. 1.

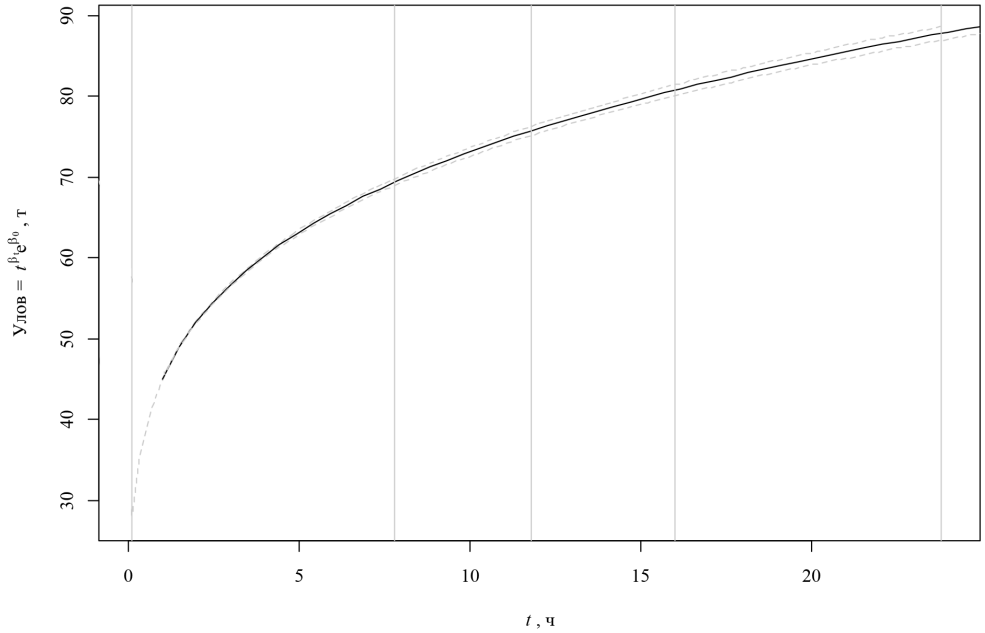


Рис. 1. Улов после стандартизации в GAM по формуле (22) в зависимости от времени (t) и границы его 95 %-ного доверительного интервала (2,5–97,5 %). Вертикали показывают квартили наблюдений

Fig. 1. Catch (metric tons) after standardization in GAM (eq. 22) in dependence on towing time (hours). Boundaries of 95 % confidence interval (2.5–97.5 %) are shown; vertical lines show the quartiles of observations

Стоит помнить, что в общее смещение входят эффекты от первых уровней каждого категориального фактора и медианные значения континуальных. Другими словами, абсолютный масштаб рассчитывается, например, на рис. 1 относительно CPUE в 2003 г. для первого по значению кода судна (IdVes = 10001, судно «Гея»), оборудованного тралом, в спокойной метеообстановке, с нулевыми эффектами от дня в году, координат, глубины и SST. В связи с различными оценками коэффициентов судов можно построить еще 200 таких рисунков с различиями в абсолютном масштабе. Применение аналогичного подхода к коэффициентам лет дает нам вариант отображения CPUE на рис. 2.

Естественно, что абсолютный масштаб CPUE для другого кода судна будет иным, но для настройки модели «Синтез», где коэффициент улавливаемости все равно будет оптимизирован в значении, максимально приближающим CPUE к динамике биомассы, эти различия в абсолютном масштабе роли не играют. Аналогично абсолютный масштаб нам не важен при оценке гиперпараметра биомассы, так как в формуле (25) тоже оценивается коэффициент улавливаемости.

Ошибки индекса CPUE по годам оценены в логарифмическом масштабе, что примерно соответствует коэффициенту вариации. Ошибка индекса колебалась около 15 % с учетом ошибки общего смещения (коэффициент вариации около 13 %). Дополнительно можно исследовать остальные эффекты, например по SST и глубине (рис. 3).

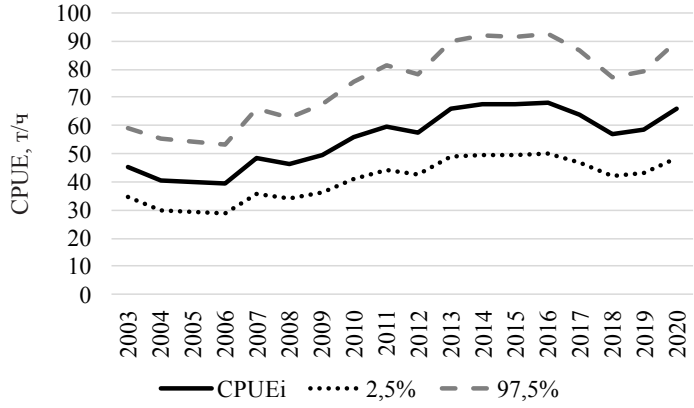


Рис. 2. CPUE минтая в сезон «А» в северной части Охотского моря после стандартизации в GAM по формуле (22) и условные по годам границы его 95 %-ного доверительного интервала (2,5–97,5 %)

Fig. 2. CPUE of walleye pollock in the northern Okhotsk Sea in the fishing season «A» after standardization in GAM (eq. 22), t/hour. Boundaries of 95 % confidence interval (2.5–97.5 %) are shown

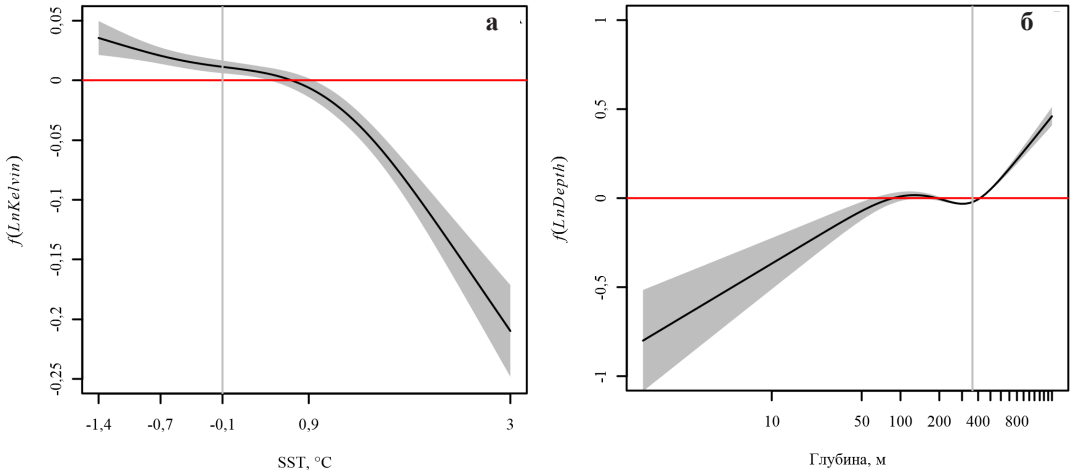


Рис. 3. Эффекты от TPC: по SST (°C) — **а** и по глубине (м) — **б** в GAM по формуле (22). Диапазоны стандартных ошибок показаны серой заливкой, вертикальная серая прямая отмечает медиану наблюдений

Fig. 3. Effects of thin plate regression spline for SST, °C (**а**) and depth, m (**б**) in GAM (eq. 22). Ranges of standard errors are colored in grey, vertical grey lines show medians of observations

С одной стороны, положительный эффект больших глубин может вызвать сомнение в адекватности модели, но с другой — нужно помнить, что он не является независимым, а дополняет все остальные эффекты, включая таковой от тензорного произведения координат и порядкового номера дня в году. Их суммарный эффект мы здесь показать не можем, так как он будет состоять из 100 рисунков в год, но они могут быть предоставлены по запросу к авторам. Их преимущество перед обычными суточными картами уловов заключается в том, что эффекты различий по судам, орудиям лова, метеообстановке там будут нивелированы, а такие важные факторы среды, как SST и глубина, учтены.

Связь CPUE и запасов минтая

При подготовке материалов ОДУ минтая в северной части Охотского моря ранее были получены финальные оценки TSB, FSB и SSB (рис. 4). Максимальная корреляция (r = 0,92) CPUE в логарифмическом масштабе находится с FSB (рис. 5), что логично.

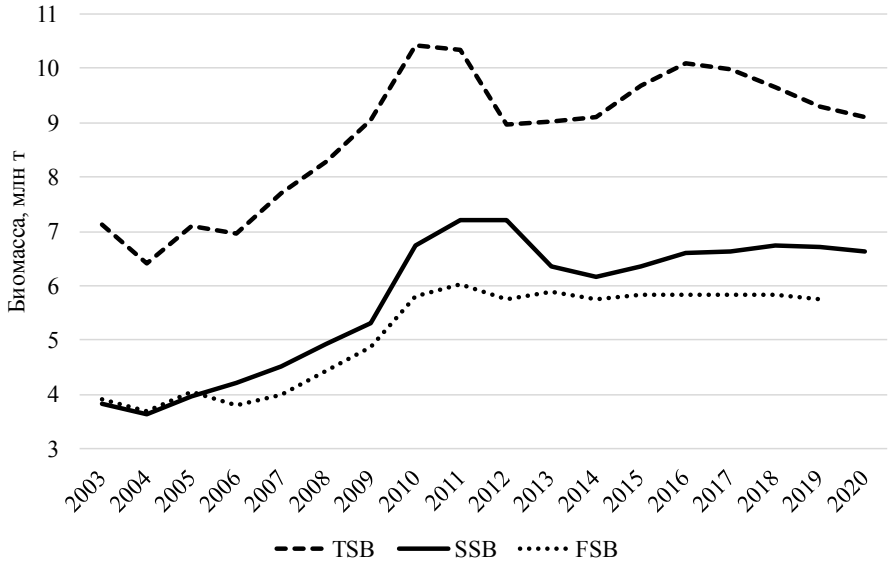


Рис. 4. Динамика общей (*TSB*), промысловой (*FSB*) и нерестовой биомассы (*SSB*) минтая в северной части Охотского моря

Fig. 4. Dynamics of total stock biomass (*TSB*), fishing stock biomass (*FSB*) and spawning stock biomass (*SSB*) for walleye pollock in the northern Okhotsk Sea, 10^6 t

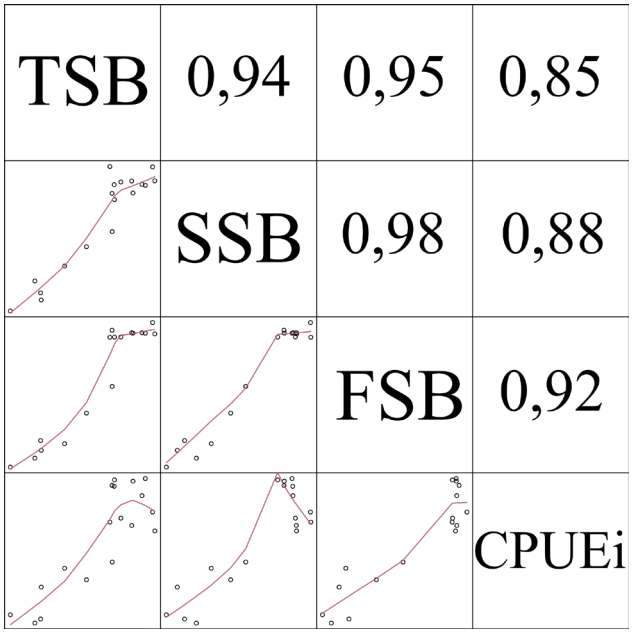


Рис. 5. Корреляция Пирсона общей (*TSB*), промысловой (*FSB*), нерестовой биомассы (*SSB*) и CPUE минтая в северной части Охотского моря в логарифмическом масштабе

Fig. 5. Pearson correlation between dynamics of total stock biomass (*TSB*), fishing stock biomass (*FSB*), spawning stock biomass (*SSB*) and CPUE for walleye pollock in the northern Okhotsk Sea (logarithmed scale)

Оценка коэффициентов из формулы (25) показывает, что $\log_e q = 2{,}46 \pm 0{,}18$, $\gamma = 0{,}94 \pm 0{,}11$, $\sigma = 0{,}08$. Идентичные оценки получены и в классической настройке, но Байесов подход позволяет использовать в формуле (26) апостериорные значения параметров после разогрева (которых у нас по каждому параметру вышло по 64000) без дополнительных симуляций или перевыборки. Статистика квантилей таких предсказаний содержит в

себе неопределенность параметров формулы (26), что позволяет нам провести обратную трансформацию (рис. 6).

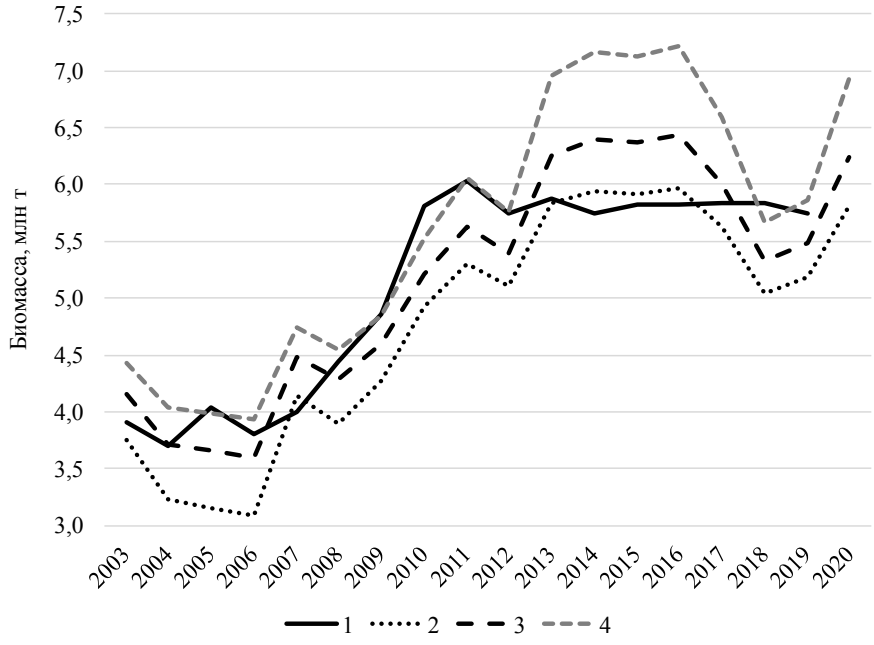


Рис. 6. Динамика FSB минтая в северной части Охотского моря: *1* — оценка из модели «Синтез»; *2* — нижняя граница 99 %-ного доверительного интервала; *3* — медиана и *4* — верхняя граница 99 %-ного доверительного интервала FSB, рассчитанные по формуле (26)

Fig. 6. Dynamics of fishing stock biomass for walleye pollock in the northern Okhotsk Sea, 10^6 t: *1* — modeled by Synthes model; *2* — lower boundary of 99 % confidence interval; *3* — median of 99 % confidence interval; *4* — upper boundary of 99 % confidence interval (the confidence interval is calculated using eq. 26)

Коэффициент детерминации CPUE от FSB в логарифмическом масштабе достигает 0,85, а сама модель проходит все проверки допущений линейных моделей: асимметрия — 0,16, эксцесс — 1,54, гетероскедастичность — 0,03, функция связи — 0,2 и глобальный показатель — 1,9 [Peña, Slate, 2006].

Восстановленная динамика FSB от CPUE показывает, что последний действительно является гиперчувствительным и значительное снижение CPUE в 2018 г. не удалось выправить ни в GAM, ни при последующем учете гиперпараметра (рис. 6).

Таким образом, может показаться, что в данном случае учет гиперпараметра бесполезен, так как его доверительный интервал пересекает единицу. Следовательно, как степенной показатель биомассы он может приводить в пределах 95 %-ного доверительного интервала (от 0,72 до 1,17) как к гиперчувствительности, так и к гиперстабильности CPUE. Доля апостериорных значений гиперпараметра, после разогрева превысивших 1, составила 29,98 %.

Тем не менее классическое допущение о прямой связи между CPUE и FSB приводит к менее тесной оценке этой связи. Например, допустим прямую связь между CPUE и FSB по формуле (27). Получаем b в доверительном интервале от 0,09 до 0,10 и $\sigma = 0{,}43$, что приводит к прогнозу FSB от CPUE, как на рис. 7. Показанный доверительный интервал из 95 %-ного апостериорного распределения прогноза гораздо шире, чем аналогичный в 99 % на рис. 6, что, конечно, связано еще и с иным распределением — нормальным. Это приводит к неправильному выводу, что восстановленный FSB по формуле (27) значительно не отличается от FSB по всем годам. При этом корреляция восстановленного FSB с исходным по формуле (26) выше: $r = 0{,}923$ (в доверительном интервале от 0,795 до 0,972), чем по формуле (27): $r = 0{,}910$ (в доверительном интервале от 0,764 до 0,968).

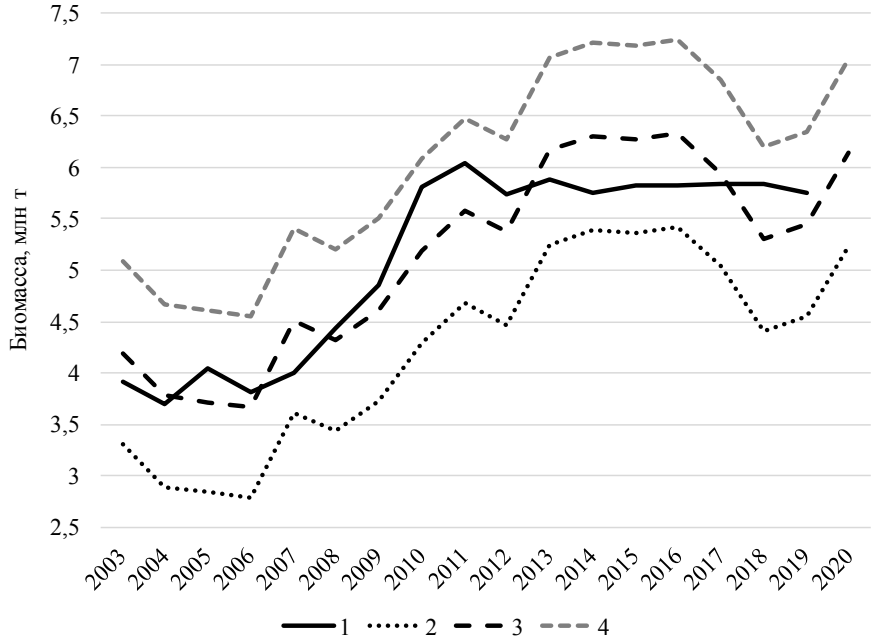


Рис. 7. Динамика FSB минтая в северной части Охотского моря: *1* — оценка из модели «Синтез»; *2* — нижняя граница 95 %-ного доверительного интервала; *3* — медиана и *4* — верхняя граница 95 %-ного доверительного интервала FSB, рассчитанные по формуле (27)

Fig. 7. Dynamics of fishing stock biomass for walleye pollock in the northern Okhotsk Sea, 10^6 t: *1* — modeled by Synthes model; *2* — lower boundary of 99 % confidence interval; *3* — median of 99 % confidence interval; *4* — upper boundary of 99 % confidence interval (the confidence interval is calculated using eq. 27)

Естественно, что учет неопределенности GAM еще сильнее может расширить доверительные интервалы восстановленного FSB, но в общедоступном программном пакете для настройки модели «Синтез» для индексов доступен ввод только одного значения в год. Таким образом, использование медианных оценок восстановленного FSB по формуле (26) можно рекомендовать для ввода в качестве ряда FSB без оценки улавливаемости в модели «Синтез», вместо индекса CPUE. Это позволит снизить сложность модели «Синтез» на 1 параметр. Исходный и полученный из GAM FSB показаны в табл. 2.

Заключение

Проведенная настройка множества GLM и GAM позволила выявить оптимальную GAM по информационному критерию Шварца-Байеса. Оптимальная GAM учитывает насыщение орудий лова, сезонную динамику уловов по дням в году с учетом координат и глубины траления, SST, метеообстановку, тип орудия лова и код судна. Всего в GAM учтено 61,6 % дисперсии. Около 10 % дисперсии пришлось на код судна, который лучше связал особенности судов, чем мощность главных двигателей. Тем не менее полученный индекс промыслового запаса минтая — CPUE — оказался гиперчувствительным (γ = 0,94). Значительное снижение CPUE в 2018 г. не объясняется учтенными факторами стандартизации. Коррекция CPUE восстановлением FSB с учетом гиперпараметра позволила достичь лучшего схождения исходного и восстановленного FSB. Можно рекомендовать для настройки модели «Синтез» использовать восстановленный FSB вместо CPUE, но, принимая во внимание широкий доверительный интервал найденного гиперпараметра, коррекция CPUE только в GAM может быть достаточна. В любом случае с накоплением новых данных вопрос о гиперчувствительности CPUE потребует уточнений в будущем.

Таблица 2

Биомасса промыслового запаса (FSB, млн т) минтая в северной части Охотского моря из модели «Синтез» и 3 квантиля ее вероятного распределения (%), полученные из CPUE

Table 2

Fishing stock biomass (FSB, 10^6 t) of walleye pollock in the northern Okhotsk Sea modeled by Synthes model and quantiles of its frequency distribution calculated from CPUE (%)

Год	FSB	1	50	99
2003	3,910	3,754	4,157	4,431
2004	3,694	3,229	3,718	4,036
2005	4,042	3,155	3,655	3,980
2006	3,807	3,085	3,596	3,927
2007	4,000	4,141	4,484	4,736
2008	4,438	3,901	4,281	4,544
2009	4,859	4,273	4,597	4,848
2010	5,809	4,928	5,211	5,523
2011	6,038	5,307	5,622	6,054
2012	5,743	5,106	5,399	5,758
2013	5,881	5,833	6,257	6,959
2014	5,746	5,944	6,399	7,170
2015	5,824	5,920	6,367	7,121
2016	5,823	5,969	6,432	7,221
2017	5,834	5,630	6,006	6,589
2018	5,834	5,039	5,326	5,665
2019	5,750	5,183	5,484	5,868
2020		5,816	6,236	6,928

В данной работе есть предпосылка для проведения еще одного дополнительного исследования. Оценка связи CPUE и FSB здесь проведена по FSB из модели «Синтез». В свою очередь, она была настроена хоть и без использования CPUE, рассчитанного в данной работе, но с использованием CPUE, стандартизированного по 2019 г., а также биомасс из научных съемок ТИНРО, рассчитанных в том числе устаревшим методом площадей. Независимую оценку FSB можно получить и из научных съемок ТИНРО, используя оценки численности минтая по возрастам и долю рыб промысловой длины по возрастам. Однако такая работа тоже требует проведения аналогичной стандартизации и может занять объем, сравнимый с данной работой, поэтому можно рекомендовать проведение отдельного исследования после чего уже сделать окончательный вывод о связи CPUE с FSB. За рубежом для научных съемок разработаны и внедрены в практику использования еще более современные методы стандартизации — пространственно-временные авторегрессионные дельта GLM, например, VAST для минтая в восточной части Берингова моря [https://archive.afsc.noaa.gov/refm/docs/2019/EBSPollock.pdf]. Однако применение VAST к промысловым CPUE спорно, так же как и к съемкам, не имеющим постоянной сетки станций. В отличие от научных съемок, промысловые траления из года в год имеют различное покрытие ареала минтая, так как концентрируются в местах его промысловых скоплений. Отсутствие постоянной пространственной сетки препятствует применению VAST для стандартизации промысловых CPUE, но для научных съемок минтая весной в Охотском море его применение и сравнение с GAM представляет научный и практический интерес.

Благодарности

Авторы выражают признательность всем участникам научных рейсов и наблюдателям на промысле, чьи материалы использованы для настройки модели «Синтез».

Финансирование работы

Оценка состояния запаса минтая в Охотском море проведена в рамках государственного задания ФГБНУ «ВНИРО» № 076-00005-20-02 на 2020 г. и на плановый период 2021 и 2022 гг.

Соблюдение этических стандартов

Авторы заявляют, что настоящая работа не содержит собственных экспериментальных данных, полученных с использованием животных или с участием людей. Библиографические ссылки на все использованные данные других авторов оформлены в соответствии с ГОСТом. Авторы заявляют, что у них нет конфликта интересов.

Информация о вкладе авторов

В.В. Кулик подготовил материалы и провел настройку и описание моделей GLM и GAM, А.И. Варкентин подготовил обзор состояния изученности проблемы и остальные материалы для настройки модели «Синтез», О.И. Ильин разработал и настроил модель «Синтез». В анализе и обсуждении результатов принимали участие все авторы.

Список литературы

Антонович К.М. Использование спутниковых радионавигационных систем в геодезии: в 2 т. : моногр.— М. : Картгеоцентр, 2005. — Т. 1. — 334 с.

Бабаян В.К., Бобырев А.Е., Булгакова Т.И. и др. Методические рекомендации по оценке запасов приоритетных видов водных биологических ресурсов. — М : ВНИРО, 2018. — 312 с.

Варкентин А.И., Коломейцев В.В. Некоторые итоги охотоморской минтаевой путины в 2018 г. // Рыб. хоз-во. — 2018. — № 5. — С. 40–51.

Варкентин А.И., Сергеева Н.П. Промысел минтая (*Theragra chalcogramma*) в прикамчатских водах в 2003–2015 гг. // Исслед. водн. биол. ресурсов Камчатки и сев.-зап. части Тихого океана. — 2017. — Вып. 47. — С. 5–45. DOI: 10.15853/2072-8212.2017.47.5-45.

Зверькова Л.М. Минтай. Биология, состояние запасов : моногр. — Владивосток: ТИНРО-центр, 2003. — 248 с.

Ильин О.И., Варкентин А.И., Смирнов А.В. Об одном модельном подходе к оценке запасов минтая *Theragra chalcogramma* в северной части Охотского моря // Изв. ТИНРО. — 2016. — Т. 186. — С. 107–117. DOI: 10.26428/1606-9919-2016-186-107-117.

Ильин О.И., Сергеева Н.П., Варкентин А.И. Оценка запасов и прогнозирование ОДУ восточнокамчатского минтая (*Theragra chalcogramma*) на основе предосторожного подхода // Тр. ВНИРО. — 2014. — Т. 151. — С. 62–74.

Кулик В.В., Пранц С.В., Будянский М.В. и др. Связь запасов черного палтуса в Охотском море с факторами внешней среды // Изв. ТИНРО. — 2020. — Т. 200, вып. 1. — С. 58–81. DOI: 10.26428/1606-9919-2020-200-58-81.

Пырков В.Н., Солодилов А.В., Дегай А.Ю. Создание и внедрение новых спутниковых технологий в системе мониторинга рыболовства // Современные проблемы дистанционного зондирования Земли из космоса. — 2015. — Т. 12, № 5. — С. 251–262.

Савенков В.В., Шпигальская Н.Ю., Варкентин А.И. и др. Дифференциация минтая *Theragra chalcogramma* Охотского моря по микросателлитным локусам // Исслед. водн. биол. ресурсов Камчатки и сев.-зап. части Тихого океана. — 2018. — Вып. 48. — С. 5–18. DOI: 10.15853/2072-8212.2018.48.5-18.

Савенков В.В., Шпигальская Н.Ю., Варкентин А.И. и др. Изменчивость микросателлитных локусов в выборках минтая из нерестовых скоплений Охотского, Берингова морей и тихоокеанских вод, прилегающих к Северным Курильским островам // Исслед. водн. биол. ресурсов Камчатки и сев.-зап. части Тихого океана. — 2014. — Вып. 34. — С. 72–80.

Савенков В.В., Шпигальская Н.Ю., Варкентин А.И. и др. Полиморфизм популяционно-генетических маркеров минтая северной части Охотского моря // Мат-лы Всерос. науч. конф. «Водные биологические ресурсы северной части Тихого океана: состояние, мониторинг, управление», посвящ. 80-летнему юбилею ФГУП «КамчатНИРО». — Петропавловск-Камчатский : КамчатНИРО, 2012. — С. 439–447.

Шунтов В.П., Волков А.Ф., Темных О.С., Дулепова Е.П. Минтай в экосистемах дальневосточных морей : моногр. — Владивосток: ТИНРО, 1993. — 426 с.

Bannerot S.P., Austin C.B. Using Frequency Distributions of Catch per Unit Effort to Measure Fish-Stock Abundance // Trans. Am. Fish. Soc. — 1983. — Vol. 112, Iss. 5. — P. 608–617. DOI: 10.1577/1548-8659(1983)112<608:UFDOCP>2.0.CO;2.

Battaile B.C., Quinn II T.J. Catch per unit effort standardization of the eastern Bering Sea walleye pollock (*Theragra chalcogramma*) fleet // Fish. Res. — 2004. — Vol. 70, Iss. 2–3. — P. 161–177. DOI: 10.1016/j.fishres.2004.08.029.

Bentley N., Kendrick T.H., Starr P.J., Breen P.A. Influence plots and metrics: tools for better understanding fisheries catch-per-unit-effort standardizations // ICES J. Mar. Sci. — 2011. — Vol. 69, Iss. 1. — P. 84–88. DOI: 10.1093/icesjms/fsr174.

Beverton R.J.H., Holt S.J. On the dynamics of exploited fish populations. — L. : Chapman and Hall, 1957. — 533 p.

Box G.E.P., Cox D.R. An Analysis of Transformations // J. R. Statist. Soc. B (Methodological). — 1964. — Vol. 26, № 2. — P. 211–252.

Bürkner P.-C. Advanced Bayesian Multilevel Modeling with the R Package brms // The R Journal. — 2018. — Vol. 10, № 1. — P. 395–411. DOI: 10.32614/RJ-2018-017.

Bürkner P.-C. brms: An R Package for Bayesian Multilevel Models Using Stan // J. Statistical Software. — 2017. — Vol. 80, Iss. 1. — P. 1–28. DOI: 10.18637/jss.v080.i01.

Dunn P.K., Smyth G K. Series evaluation of Tweedie exponential dispersion model densities // Stat. Comput. — 2005. — Vol. 15, Iss. 4. — P. 267–280. DOI: 10.1007/s11222-005-4070-y.

Fisher R. The Analysis of Variance with Various Binomial Transformations // Biometrics. — 1954. — Vol. 10, № 1. — P. 130–139. DOI: 10.2307/3001667.

Hastie T., Tibshirani R. Generalized Additive Models : Wiley StatsRef: Statistics Reference Online, 2014. DOI: 10.1002/9781118445112.stat03141.

Hilborn R., Walters C.J. Quantitative fisheries stock assessment: choice, dynamics and uncertainty. — N.Y. : Chapman and Hall, 1992. — 570 p.

Jørgensen B. The Theory of Dispersion Models : Monogr. Stat. Appl. Probab. (Book 76). — L. : Chapman and Hall, 1997. — 256 p.

Maunder M.N., Punt A.E. Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches // Fish. Res. — 2004. — Vol. 70, Iss. 2–3. — P. 141–159. DOI: 10.1016/j.fishres.2004.08.002.

Nelder J.A., Wedderburn R.W.M. Generalized Linear Models // J. R. Statist. Soc. A (General). — 1972. — Vol. 135, № 3. — P. 370–384. DOI: 10.2307/2344614.

Peña E.A., Slate E.H. Global validation of linear model assumptions // J. Am. Stat. Assoc. — 2006. — Vol. 101, Iss. 473. — P. 341–354. DOI: 10.1198/016214505000000637.

Quinn T.J., Collie J.S. Alternative population models for eastern Bering Sea pollock // Int. North Pac. Fish. Comm. Bull. — 1990. — Vol. 50. — P. 243–258.

Quinn T.J., Deriso R.B. Quantitative Fish Dynamics. — N.Y. : Oxford Univ. Press, 1999. — 542 p.

Sakamoto Y., Ishiguro M., Kitagawa G. Akaike Information Criterion Statistics : Mathematics and its Applications. — Springer Netherlands, 1986. — 290 p.

Sprugel D.G. Correcting for bias in log-transformed allometric equations // Ecology. — 1983. — Vol. 64, Iss. 1. — P. 209–210. DOI: 10.2307/1937343.

Strobl C. PostGIS // Encyclopedia of GIS / eds S. Shekhar, H. Xiong. — Springer, Boston, MA, 2008. — P. 891–898. DOI: 10.1007/978-0-387-35973-1_1012.

Venables W.N., Dichmont C.M. GLMs, GAMs and GLMMs: an overview of theory for applications in fisheries research // Fish. Res. — 2004. — Vol. 70, Iss. 2–3. — P. 319–337. DOI: 10.1016/j.fishres.2004.08.011.

Wood S.N. Fast stable restricted maximum likelihood and marginal likelihood estimation of semiparametric generalized linear models // J. R. Statist. Soc. B (Statistical Methodology). — 2011. — Vol. 73, № 1. — P. 3–36. DOI: 10.1111/j.1467-9868.2010.00749.x.

Wood S.N. Generalized Additive Models: An Introduction with R. — N.Y. : Chapman and Hall/CRC, 2017. 2nd ed. — 496 p. DOI: 10.1201/9781315370279.

Wood S.N. Stable and Efficient Multiple Smoothing Parameter Estimation for Generalized Additive Models // J. Am. Stat. Assoc. — 2004. — Vol. 99, Iss. 467. — P. 673–686. DOI: 10.1198/016214504000000980.

Wood S.N. Thin plate regression splines // J. R. Statist. Soc. B (Statistical Methodology). — 2003. — Vol. 65, № 1. — P. 95–114. DOI: 10.1111/1467-9868.00374.

References

Antonovich, K.M., *Ispol'zovanie sputnikovykh radionavigatsionnykh sistem v geodezii* (The use of satellite radio navigation systems in geodesy), Moscow: Kartgeotsentr, 2005, vol. 1.

Babayan, V.K., Bobyrev, A.E., Bulgakova, T.I., Vasiliev, D.A., Ilyin, O.I., Kovalev, Yu.A., Mikhailov, A.I., Mikheev, A.A., Petukhova, N.G., Safaraliev, I.A., Chetyrkin, A.A., and Sheremetyev, A.D., *Metodicheskiye rekomendatsii po otsenke zapasov prioritetnykh vidov vodnykh biologicheskikh resursov* (Guidelines for assessing stocks of priority types of aquatic biological resources), Moscow: VNIRO, 2018.

Varkentin, A.I. and Kolomeytsev, V.V., Some results of the pollack fishing season of Sea of Okhotsk in 2018, *Rybn. Khoz.*, 2018, no. 5, pp. 40–51.

Varkentin, A.I. and Sergeeva, N.P., Walleye pollock (*Theragra chalcogramma*) fishery in the waters adjacent to Kamchatka peninsula in 2003–2015, *Issled. Vodn. Biol. Resur. Kamchatki Sev.-Zapadn. Chasti Tikhogo Okeana*, 2017, iss. 47, pp. 5–45. doi 10.15853/2072-8212.2017.47.5-45

Zverkova, L.M., *Mintay. Biologiya, sostoyaniye zapasov* (Pollock Biology, stock status), Vladivostok: TINRO-tsentr, 2003.

Ilyin, O.I., Varkentin, A.I., and Smirnov, A.V., On one model approach to assessment of state for the stock of walleye pollock *Theragra chalcogramma* in the northern Okhotsk Sea, *Izv. Tikhookean. Nauchno-Issled. Inst. Rybn. Khoz. Okeanogr.*, 2016, vol. 186, pp. 107–117. doi 10.26428/1606-9919-2016-186-107-117

lyin, O.I., Sergeeva, N.P., and Varkentin, A.I., Estimation of reserves and forecasting of TAC of East Kamchatka pollock (*Theragra chalcogramma*) based on a precautionary approach, *Tr. Vses. Nauchno-Issled. Inst. Rybn. Khoz. Okeanogr.*, 2014, vol. 151, pp. 62–74.

Kulik, V.V., Prants, S.V., Budyansky, M.V., Uleysky, M.Y., Fayman, P.A., Glebov, I.I., Glebova, S.Y., and Novikov, R.N., Relationship of the greenland halibut stocks in the Okhotsk sea with environmental factors, *Izv. Tikhookean. Nauchno-Issled. Inst. Rybn. Khoz. Okeanogr.*, 2020, vol. 200, iss. 1, pp. 58–81. doi 10.26428/1606-9919-2020-200-58-81

Pyrkov, V.N., Solodilov, A.V., and Degaj, A.Yu., Development and implementation of new satellite techniques in the fishery monitoring system, *Sovremennye problemy distantsionnogo zondirovaniya Zemli iz kosmosa*, 2015, vol. 12, no. 5, pp. 251–262.

Savenkov, V.V., Shpigalskaya, N.Yu., Varkentin, A.I., Pilganchuk, O.A., Muravskaya, U.O., Denisenko, A.D., and Saravanskii, O.N., Differentiation of walleye pollock (Theragra chalcogramma) of the Sea of Okhotsk based on the microsatellite loci, *Issled. Vodn. Biol. Resur. Kamchatki Sev.-Zapadn. Chasti Tikhogo Okeana*, 2018, iss. 48, pp. 5–18. doi 10.15853/2072-8212.2018.48.5-18

Savenkov, V.V., Shpigalskaya, N.Yu., Varkentin, A.I., Pilganchuk, O.A., Muravskaya, U.O., and Saravanskii, O.N., Variety of microsatellite loci in samples of walleye pollock from spawning aggregations in the Okhotsk and Bering Seas and in Pacific Ocean waters, adjacent to the North Kurile Islands, *Issled. Vodn. Biol. Resur. Kamchatki Sev.-Zapadn. Chasti Tikhogo Okeana*, 2014, iss. 34, pp. 72–80.

Savenkov, V.V., Shpigal'skaya, N.Yu., Varkentin, A.I., Pil'ganchuk, O.A., Kustova, A.S., and Saravanskii, O.N., Polymorphism of population-genetic markers of pollock in the northern part of the Sea of Okhotsk, in *Mater. Vseross. nauchn. konf. posvyashch. 80-letnemu yubileyu FGUP "KamchatNIRO" "Vodnye biologicheskie resursy severnoi chasti Tikhogo okeana: sostoyanie, monitoring, upravlenie"* (Proc. All-Russ. Sci. Conf. Commem. 80th Aniv. FGUP KamchatNIRO "Aquatic Biological Resources of the Northern Pacific Ocean: Status, Monitoring, and Management"), Petropavlovsk-Kamchatsky: KamchatNIRO, 2012, pp. 439–447.

Shuntov, V.P., Volkov, A.F., Temnykh, O.S., and Dulepova, E.P., *Mintai v ekosistemakh dal'nevostochnykh morei* (Walleye Pollock in Ecosystems of the Far Eastern Seas), Vladivostok: TINRO, 1993.

Bannerot, S.P. and Austin, C.B., Using Frequency Distributions of Catch per Unit Effort to Measure Fish-Stock Abundance, *Trans. Am. Fish. Soc.*, 1983, vol. 112, no. 5, pp. 608–617. doi 10.1577/1548-8659(1983)112<608:UFDOCP>2.0.CO;2

Battaile, B.C. and Quinn II, T.J., Catch per unit effort standardization of the eastern Bering Sea walleye pollock (*Theragra chalcogramma*) fleet, *Fish. Res.*, 2004, vol. 70, no. 2–3, pp. 161–177. doi 10.1016/j.fishres.2004.08.029

Bentley, N., Kendrick, T.H., Starr, P.J., and Breen, P.A., Influence plots and metrics: tools for better understanding fisheries catch-per-unit-effort standardizations, *ICES J. Mar. Sci.*, 2011, vol. 69, no. 1, pp. 84–88. doi 10.1093/icesjms/fsr174

Beverton, R.J.H. and Holt S.J., *On the dynamics of exploited fish populations*, London: Chapman and Hall, 1957.

Box, G.E.P. and Cox, D.R., An analysis of transformations, *J. R. Statist. Soc. B (Methodological)*, 1964, vol. 26, no. 2, pp. 211–252.

Bürkner, P.-C., Advanced Bayesian Multilevel Modeling with the R Package brms, *The R Journal*, 2018, vol. 10, no. 1, pp. 395–411. doi 10.32614/RJ-2018-017

Bürkner, P.-C., brms: An R Package for Bayesian Multilevel Models Using Stan, *J. of Statistical Software*, 2017, vol. 80, no. 1, pp. 1–28. doi 10.18637/jss.v080.i01

Dunn, P.K. and Smyth, G.K., Series evaluation of Tweedie exponential dispersion model densities, *Stat. Comput.*, 2005, vol. 15, no. 4, pp. 267–280. doi 10.1007/s11222-005-4070-y

Fisher, R., The Analysis of Variance with Various Binomial Transformations, *Biometrics*, 1954, vol. 10, no. 1, pp. 130–139. doi 10.2307/3001667

Hastie, T. and Tibshirani, R., Generalized Additive Models, *Wiley StatsRef: Statistics Reference Online*, 2014. doi 10.1002/9781118445112.stat03141

Hilborn, R. and Walters, C.J., *Quantitative Fisheries Stock Assessment: Choice, Dynamics, and Uncertainty*, New York: Chapman and Hall, 1992.

Jørgensen, B., *The Theory of Dispersion Models: Monogr. Stat. Appl. Probab. (Book 76)*, London: Chapman and Hall, 1997.

Maunder, M.N. and Punt, A.E., Standardizing catch and effort data: a review of recent approaches, *Fish. Res.*, 2004, vol. 70, no. 2–3, pp. 141–159. doi 10.1016/j.fishres.2004.08.002

Nelder, J.A. and Wedderburn, R.W.M., Generalized Linear Models, *J. R. Statist. Soc. A (General)*, 1972, vol. 135, no. 3, pp. 370–384. doi 10.2307/2344614

Peña, E.A. and Slate, E.H., Global validation of linear model assumptions, *J. Am. Stat. Assoc.*, 2006, vol. 101, no. 473, pp. 341–354. doi 10.1198/016214505000000637

Quinn, T.J. and Collie, J.S., Alternative population models for eastern Bering Sea pollock, *Int. North Pac. Fish. Comm. Bull.*, 1990, vol. 50, pp. 243–258.

Quinn, T.J. and Deriso, R.B., *Quantitative Fish Dynamics*, New York: Oxford Univ. Press, 1999.

Sakamoto, Y., Ishiguro, M., and Kitagawa, G., Akaike Information Criterion Statistics, *Mathematics and its Applications*, Springer Netherlands, 1986.

Sprugel, D.G., Correcting for bias in log-transformed allometric equations, *Ecology*,1983, vol. 64, no. 1, pp. 209–210. doi 10.2307/1937343

Strobl, C., PostGIS, *Encyclopedia of GIS*, Shekhar, S., Xiong, H., eds, Springer, Boston, MA, 2008, pp. 891–898. doi 10.1007/978-0-387-35973-1_1012

Venables, W.N. and Dichmont, C.M., GLMs, GAMs and GLMMs: an overview of theory for applications in fisheries research, *Fish. Res.*, 2004, vol. 70, no. 2–3, pp. 319–337. doi 10.1016/j.fishres.2004.08.011

Wood, S.N., Fast stable restricted maximum likelihood and marginal likelihood estimation of semiparametric generalized linear models, *J. R. Statist. Soc. B (Statistical Methodology)*, 2011, vol. 73, no. 1, pp. 3–36. doi 10.1111/j.1467-9868.2010.00749.x

Wood, S.N., *Generalized Additive Models: An Introduction with R*, New York: Chapman and Hall/CRC, 2017, second edition. doi 10.1201/9781315370279

Wood, S.N., Stable and Efficient Multiple Smoothing Parameter Estimation for Generalized Additive Models, *J. Am. Stat. Assoc.*, 2004, vol. 99, no. 467, pp. 673–686. doi 10.1198/016214504000000980

Wood, S.N., Thin plate regression splines, *J. R. Statist. Soc. B (Statistical Methodology)*, 2003, vol. 65, no. 1, pp. 95–114. doi 10.1111/1467-9868.00374

JPL MUR MEaSUREs Project. GHRSST Level 4 MUR Global Foundation Sea Surface Temperature Analysis Ver. 4.1, PO.DAAC, CA, USA, 2015. doi 10.5067/GHGMR-4FJ04.

Поступила в редакцию 12.05.2020 г.

После доработки 15.09.2020 г.

Принята к публикации 3.12.2020 г.