

УДК 639.273(571.645)

Проверка статистической достоверности влияния климатических факторов на производительность промысла командорского кальмара (*Beryteuthis magister*) в районе Курильских островов

О. Н. Катугин¹, В. В. Кулик¹, А. И. Михайлов²

¹ФГУП «ТИНРО-центр» (г. Владивосток)

²ФГУП «ВНИРО» (г. Москва)

e-mail: vladimir.kulik@tinro-center.ru

Показано отсутствие статистически значимой связи между уловом командорского кальмара на усилии у Курильских островов и индексом Алеутской депрессии. Гипотеза о наличии этой зависимости неоднократно рассматривалась в литературе. В данной работе предпринята попытка детального исследования указанной гипотезы при помощи обобщённых аддитивных смешанных моделей. При этом учитывалось разбиение всего района промысла на подзоны и распределение промысловых усилий по годам. Включение индекса Алеутской депрессии в процедуру оценки индекса численности на основе промысловой статистики лишь незначительно повысило точность модели наблюдений улова на усилии, что, впрочем, могло быть связано с использованием слишком короткого (15 лет) ряда наблюдений

Ключевые слова: командорский кальмар, улов на усилии, обобщённая аддитивная смешанная модель, индекс Алеутской депрессии.

ВВЕДЕНИЕ

Командорский кальмар (*Beryteuthis magister*) — основной промысловый вид головоногих моллюсков на Дальнем Востоке России [Nesis, 1998; Roper et al., 2010]. Траловый промысел этого кальмара ведётся в основном в Тихом океане у Курильских островов и юго-восточной Камчатки, а также в северо-западной части Берингова моря. Вылов кальмара на материковом склоне у северных и средних Курил составлял в разные годы от 60,9 до 99,2% общего вылова данного вида в водах России.

Ранее уже ставился вопрос о статистической связи изменений в улове на усилии

(CPUE) командорского кальмара с изменениями в атмосферной циркуляции, выраженными в значениях индекса Алеутского минимума [Didenko et al., 2011]. Процессы взаимодействия северной части Тихого океана с атмосферой могут быть косвенно отражены временным рядом NPIa. Его значения тесно коррелируют с площадью пониженного давления, т.е. с индексом, известным как ALPI. Оба эти индекса изменялись похожим образом с динамикой численности гидробионтов в северной части Тихого океана [Benson, Trites, 2002; Hare, Mantua, 2000]. Поэтому, если бы связь между климатическими индексами и численностью командорского кальмара оказалась статисти-

чески значимой, то надежные измерения физических показателей состояния среды можно было бы использовать для прогноза численности данного промыслового вида.

Целью настоящей работы является оценка значимости статистической связи между колебаниями индекса NPIa и изменениями улова на усилии командорского кальмара с учётом различий производительности промысла в разных подрайонах Северо-Курильской зоны.

МАТЕРИАЛ И МЕТОДИКА

Источником данных по промысловой статистике командорского кальмара в Северо-Курильской промысловой зоне послужила база данных промысловой информации «Промысел» [ТИНРО-Центр, 2000], формируемая из материалов судовых суточных донесений. Поскольку доступная промысловая информация включает в себя вылов в тоннах и среднесписочное количество судов на лову (СПКС) за год, улов на усилии рассчитывался как отношение суммарного вылова к СПКС за год. Данные были сгруппированы по двум районам промысла: у северной границы Северо-Курильской зоны (воды, прилегающие к островам Парамушир-Онекотан) и у её южной границы (воды, прилегающие к островам Кетой-Симушир).

К сожалению, в исходных данных отсутствовали данные об используемых орудиях лова и составе добывающего флота, а также количественная информация, отражающая причины изменения среднегодового числа ве-

дущих промысел кальмара судов, поэтому эти важные факторы в данном исследовании не учитывались.

В работе использован доступный по адресу www.beringclimate.noaa.gov ряд значений NPIa, усреднённых за зимний период (с ноября по март), нормированный по среднему значению с 1961 по 2000 гг. (8,65) со стандартным отклонением (2,23). NPIa — это северо-тихоокеанский индекс, который через взвешенное по площади давление над уровнем моря между 30° и 65° с.ш. и 160° в.д. и 140° з.д. показывает среднее состояние Алеутского минимума [Kalnay et al., 1996]. Таким образом, временные ряды состояли из значений CPUE и NPIa с 1997 по 2011 гг. Динамика климатического индекса NPIa приведена на рис. 1 в сопоставлении с изменениями вылова командорского кальмара.

Очевидное совпадение флуктуаций вылова и NPIa (см. рис. 1), подтверждаемое количественно, — кросс-корреляция достигала максимального значения при нулевом сдвиге ($r = 0,46$, $p < 0,01$), нуждается в детальном исследовании методами математической статистики.

Все использованные в работе методы реализованы на языке статистического программирования R [Team, 2013] и подключаемых к нему библиотеках функций: `nortest` [Gross, Ligges, 2012], `forecast` [Hyndman et al., 2013], `tseries` [Trapletti, Hornik, 2013], `mgcv` [Wood, 2000; 2003; 2006; 2011], `car` [Fox, Weisberg, 2011] и `MCMCglmm` [Hadfield, 2010].

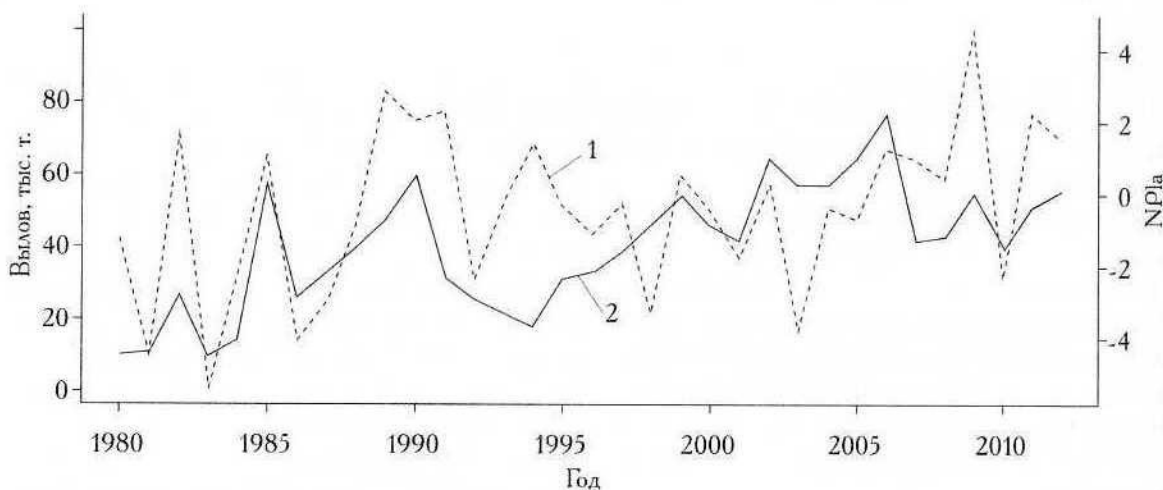


Рис. 1. Вылов командорского кальмара (1) (тыс. т) у северных Курильских островов и стандартизированное значение индекса NPIa (2)

РЕЗУЛЬТАТЫ И ОБСУЖДЕНИЕ

В простейшем случае связь CPUE с NPIa может быть представлена линейной регрессионной моделью (1):

$$CPUE(t, Isle) = \beta(Isle) + \gamma NPIa(t) + e, \quad (1),$$

где t — год, β и γ — коэффициенты; $Isles$ — переменная, пробегающая дискретное множество значений (номера районов промысла в водах, прилегающих к соответствующим группам островов) и определяющая величину сдвига (β) в зависимости от района промысла; e — случайный член (невязка) с нормальным распределением. Гипотеза о нормальном распределении NPIa и CPUE как по районам промысла в отдельности, так и в совокупности подтверждается рядом статистических критериев [Кендалл, Стьюарт, 1973]: Андерсона-Дарлинга, Крамера фон Мизеса, Лиллифорса, Х-квадрат Пирсона, Шапиро-Франсиа. Все они реализованы в библиотеке функций `nortest` для R.

Модель 1 показала высокую значимость сдвигов по районам промысла ($p < 0,02$) и низкую значимость ($p > 0,4$) коэффициента γ (при индексе NPIa). Формальные тесты не выявили нарушений допущений линейной регрессионной модели: нелинейность, гетероскедастичность (наличие в выборке случайных величин с разной дисперсией), ненормальность невязок и их зависимость от соседних значений во временном ряду были статистически незначимы ($p > 0,1$). Тем не менее, связь CPUE с NPIa была исследована с учётом нелинейности и гетероскедастичности, поскольку распределение невязок (ошибок модели) визуально отличалось от нормального, а дисперсии невязок для каждого из районов промысла отличались.

В статье [Катугин, Кулик, 2012] была обнаружена значимая автокорреляция со сдвигом в 1 год ряда годового вылова кальмара по всей Северо-Курильской промысловой зоне. Автокорреляция CPUE без разбивки по районам промысла также показала статистическую значимость ($p < 0,02$) при сдвиге в 1 год, но в широком доверительном интервале (от 0,09 до 0,70). Однако в рядах CPUE для районов промысла по отдельности значимые автокорреляции не выявлены.

Невязки биомассы командорского кальмара, рассчитанные по модели Шеффера [Schaefer, 1954; 1957] в модификации Прагера [Prager, 1994], не показали значимой корреляции с индексом NPIa как с задержкой в 1 год, так и без неё. То же самое относилось и ко всем остальным использованным и доступным по адресу www.beringclimate.noaa.gov климатическим индексам [см. Катугин, Кулик, 2012]. Было установлено, что если ряд оценок биомассы командорского кальмара, полученных методом «траловых дорожек» [Раилко, 2005], сгладить фильтром Калмана [Helske, 2013], то коэффициент корреляции Пирсона между сглаженным рядом и средними значениями биомассы, вычисленной по продукционной модели Шеффера-Прагера, оказывается значимым ($p < 0,001$) и находится в доверительном интервале от 0,85 до 0,97.

Исследование статистической связи CPUE и NPIa было продолжено при помощи обобщённых аддитивных смешанных моделей (ГАММ), которые позволяют учитывать нелинейность посредством применения различных сглаживающих функций при наличии автокорреляции независимых переменных. Поскольку выше было установлено, что распределение CPUE хорошо описывается нормальным законом, следует выбрать тождественную функцию связи, соответствующую гауссовскому подсемейству экспоненциальных распределений [McCullagh, Nelder, 1989], т.е. обобщённая аддитивная смешанная модель сведётся к разновидности линейной авторегрессии. В результате сравнения с помощью информационного критерия Акайке (AIC) [Akaike, 1974] различных моделей ГАММ, в которых связь с NPIa сглаживалась кубическими или тонкоплёночными сплайнами с автоматической регуляризацией узлов, а дисперсия оценивалась отдельно по районам промысла и годам, а также учитывалась автокорреляция 1-го порядка (AR1), была выбрана модель (2):

$$CPUE(t, Isle) = \alpha CPUE(t-1) + \beta(Isle) + \gamma NPIa(t) + e, \quad (2)$$

где γ — коэффициент при индексе NPIa, а остальные обозначения совпадают с принятыми для модели (1).

Таблица 1. Оценки коэффициентов модели 1

Районы промысла (<i>I</i>)	α	CI: α	β	CI: β	e	CI: e
Кетой-Симушир	0,35*	От -0,04	2,7**	От 1,1 до 4,5	0,3	От 0,0002 до 1,1
Парамушир-Онекотан		до 0,72	3,4**	От 1,2 до 5,5		

Примечание: * обозначает $p < 0,1$; ** обозначают $p < 0,005$.

Коэффициент при индексе $NP1a$ (γ), в отличие от α и β , ни в одной из конфигураций рассматриваемой модели не был значимым. Автокорреляция в невязках модели без учёта лага в один год была незначимой, но её учёт несколько улучшил сходжение результатов модели с рядом наблюдений, поэтому коэффициент α , который учитывает положительный линейный тренд, был сохранён в итоговой формуле модели.

Итоговая оценка параметров, а главное их доверительные интервалы (CI) осуществлялась методом МСМС (анализ марковских цепей методом Монте-Карло), который позволил нам получить апостериорные распределения и с их помощью оценить CI для коэффициентов модели. Было задано по 30 000 итераций для получения априорных распределений и по 100 000 итераций на оценку апостериорных распределений значений коэффициентов при неинформативных априорных распределениях. В ходе машинных экспериментов были получены установившиеся цепи в модели (2) с индексом $NP1a$ и без него. Как и прежде, коэффициент индекса $NP1a$ (γ) оказался незначим ($p > 0,6$), а его включение в модель увеличивало информационный критерий отклонений, снижая тем самым достоверность модели. Результатом исключения из модели (2) влияния фактора $NP1a$ стало следующее соотношение:

$$CPUE(t, Isle) = \alpha U(t - 1) + \beta(Isle) + e. \quad (3)$$

В табл. 1 приведены оценки параметров модели (3).

ЗАКЛЮЧЕНИЕ

В результате проверки гипотезы о влиянии $NP1a$ на $CPUE$ командорского кальмара было выявлено отсутствие статистически значимой связи между этими величинами. Более достоверной оказалась не учитывающая указанный фактор ($NP1a$) гипотеза о наличии автокорреляций в изменении индекса численности коман-

дорского кальмара, выраженная соотношением (3). За неимением лучшего данную модель можно использовать для прогнозирования величины запаса кальмара, хотя её точность невысока, поскольку доверительные интервалы коэффициентов при $CPUE$ для каждого из районов промысла (групп островов) широки. Вероятно, наблюдаемые совпадения флуктуаций суммарного вылова командорского кальмара у северных Курильских островов и значений $NP1a$ (которые послужили мотивацией для оценки связи $CPUE$ с $NP1a$) обусловлены причинами, не связанными с обилием самого кальмара. Возможно, есть связь, например, с не рассматриваемыми здесь причинами, определяющими число судов, выставленных на промысел кальмара, что требует дальнейших более детальных исследований с привлечением большего объёма информации.

Работа поддержана грантом РФФ 14-11-00687

ЛИТЕРАТУРА

- Катугин О. Н., Кулик В. В. 2012. Анализ динамики запаса командорского кальмара (*Berytleuthis magister*) у Курильских островов с использованием детерминированного и стохастического подходов // Материалы Всероссийской конференции, посвящённой 80-летию юбилею ФГУП «КамчатНИРО» (Петропавловск-Камчатский, 26–27 сентября 2012 г.). Петропавловск-Камчатский: КамчатНИРО. С. 176–183.
- Кендалл М., Стьюарт А. 1973. Статистические выводы и связи. М.: Наука. 899 с.
- Раилко П. П. 2005. Методы оценки плотности распределения и биомассы командорского кальмара // Планирование, организация и обеспечение исследований рыбных ресурсов дальневосточных морей России и северо-западной части Тихого океана. Владивосток: ТИПРО-Центр. С. 59–60.
- ТИПРО-Центр. 2000. База данных промысловой информации «Промысел» № 0220006764.

- Akaike H. 1974. A new Look at the statistical Model Identification // IEEE Trans. Automat. Contr. V. 19. № 6. P. 716–723.
- Benson A. J., Trites A. W. 2002. Ecological Effects of Regime Shifts in the Bering Sea and Eastern North Pacific Ocean // Fish and Fisheries. V. 3. № 2. P. 95–113.
- Didenko V. D., Vanin N. S., Katugin O. N. 2011. Is There a Relation between the Abundance of *Berryteuthis magister* (Teuthida: Gonatidae) off the Kuril Islands and Variability in Atmospheric Circulation Patterns? // Mechanisms of Marine Ecosystem Reorganization in the North Pacific Ocean. Khabarovsk: North Pacific Marine Science Organization. P. 40–40.
- Fox J., Weisberg S. 2011. An R Companion to Applied Regression. 2nd edition. Thousand Oaks, CA: Sage. 472 p.
- Gross J., Ligges U. 2012. Nortest: Tests for Normality. Accessible via: <http://cran.r-project.org/package=nortest>.
- Hadfield J. D. 2010. MCMC Methods for Multi-Response Generalized Linear Mixed Models: The MCMCglmm R Package // J. Stat. Softw. V. 33. № 2. P. 1–22.
- Hare S. R., Mantua N. J. 2000. Empirical Evidence for North Pacific Regime Shifts in 1977 and 1989 // Prog. Oceanogr. V. 47. № 2–4. P. 103–145.
- Helske J. 2013. KFAS: Kalman Filter and Smoother for Exponential Family State Space Models. Accessible via: <http://cran.r-project.org/package=KFAS>. 30.04.2013.
- Hyndman R. J., Athanasopoulos G., Razbash S., Schmidt D., Zhou Z., Khan Y. 2013. Forecast: Forecasting Functions for Time Series and Linear Models. Accessible via: <http://cran.r-project.org/package=forecast>. 30.04.2013.
- Kalnay E., Kanamitsu M., Kistler R., Collins W. 1996. The NCEP/NCAR 40-Year Reanalysis Project // Bull. Amer. Meteor. Soc. V. 77. P. 437–471.
- McCullagh, P., Nelder J. 1989. Generalized Linear Models. 2nd Edition. Boca Raton: Chapman and Hall / CRC.
- Nesis K. N. 1998. The Gonatid Squid *Berryteuthis magister* (Berry, 1913): distribution, Biology, Ecological Connections, and Fisheries // Contributed Papers to International Symposium on Large Pelagic Squids / Ed. T. Okutani. Tokyo: JAMARC. P. 233–249.
- Prager M. H. 1994. A Suite of Extensions to a Nonequilibrium Surplus-Production Model // Fish. Bull. V. 92. P. 374–389.
- Roper C. F. E., Jorgensen E. M., Katugin O. N., Jereb P. 2010. Family Gonatidae // Cephalopods of the World. An Annotated and Illustrated Catalogue of Cephalopod Species Known to Date. V. 2. Myopsid and Oegopsid Squids / Ed. P. Jereb, C.F.E. Roper. Rome: FAO. P. 200–222.
- Schaefer M. B. 1954. Some Aspects of the Dynamics of Populations Important to the Management of the Commercial Marine Fisheries // Bull. Inter-Am. Trop. Tuna Comm. V. 1. № 2. P. 27–56.
- Schaefer M. B. 1957. A study of the Dynamics of the Fishery for Yellowfin Tuna in the Eastern Tropical Pacific Ocean // Bull. Inter-Am. Trop. Tuna Comm. V. 2. P. 247–268.
- Team R. C. 2013. R: A Language and Environment for Statistical Computing. Accessible via: <http://www.r-project.org/>. 30.04.2013.
- Trapletti A., Hornik K. 2013. Tseries: Time Series Analysis and Computational Finance. Accessible via: <http://cran.r-project.org/package=tseries>. 30.04.2013.
- Wood S. N. 2000. Modelling and Smoothing Parameter Estimation with Multiple Quadratic Penalties // J. R. Stat. Soc. V. 62. № 2. P. 413–428.
- Wood S. N. 2003. Thin Plate Regression Splines // J. R. Stat. Soc. Ser. B. V. 65. № 1. P. 95–114.
- Wood S. N. 2006. Generalized Additive Models: An Introduction with R / Ed. B. P. Carlin et al. Boca Raton: Chapman and Hall / CRC. 384 p.
- Wood S. N. 2011. Fast Stable Restricted Maximum Likelihood and Marginal Likelihood Estimation of Semiparametric Generalized Linear Models // J. R. Stat. Soc. Ser. B. Statistical Methodology. V. 73. № 1. P. 3–36.