جدول ذیل شرح مؤلفه‌های پارامترهای مدل را شرح داده است.

جدول ۱ فایل مکمل- شرح مؤلفه‌ها و نمادهای به کار رفته در مدل پویایی صید (مدل تخلیه تعمیم‌یافته)

شرح	واحد	سمبل
صید مورد انتظار به تعداد (expected catch)	هزارتا	C
تلاش اسمی (nominal effort)	ساعات	E
فراوانی (abundance)	هزارتا	N
مرگ و میر طبیعی (natural mortality)	روز/۱	M
فاکتور قابلیت صید (scaling constant /catchability factor)	ساعات/۱	k
پاسخ تلاش صیادی (effort response)	-	α
پاسخ فراوانی (abundance response)	-	β
مرحله زمانی (time-step)	روز	t
شماره مرحله زمانی حاوی آشفتگی (1,2,3,...)	-	i
فراوانی اولیه (initial abundance)	هزارتا	N_0
آشفتگی فراوانی (magnitude of perturbation /abundance perturbation)	هزارتا	P

جدول ذیل نحوه به دست آوردن مقادیر اولیه پارامترهای ورودی مدل را شرح داده است.

جدول ۲ فایل مکمل- توضیحات جهت ثبت یا محاسبه مقادیر اولیه پارامترها

پارامتر	شیوه	توضیحات
میزان صید به تعداد	ثبت میدانی	- در مطالعه چندساله ناوگان‌های شیلاتی که تعداد ثبت نشده، اغلب از وزن به تعداد می‌رسند. (Roa-Ureta, 2012، Roa-Ureta, 2015)
تلاش صیادی اسمی	ثبت میدانی	- در این مطالعه ساعت واحد تلاش صیادی است.
مرگ و میر طبیعی	مدل هِینگ	- رابطه مدل «$\ln(M) = a + b\ln(t_{max})$» بوده که t_{max} طول عُمر آبزی است. (Hoenig, 1983، Hoenig, 2005) - برای گروه‌های مختلفی از آبزیان کاربرد داشته و توسط بسته CatDyn قابل برآورد است. (Roa-Ureta, 2019) - طول عُمر برخی ذخایر از منابع گذشته و طول عُمر ذخایر فاقد اطلاعات پیشین (برخی از ماهی‌های مرکب) از طریق شمارش اِلمان‌های رشد استخوان مرکب (cuttlebone) تعیین شد. (Le Goff *et al*., 1998، Hall *et al*., 2007) - هر اِلمان رشد «به صورت میانگین» برابر با ۲ روز از عُمر آبزی قلمداد شد. این میزان برای ماهی مرکب ببری بر اساس یک پژوهش آزمایشگاهی ۰/۹۲۱ روز بود. (Nabhitabhata *et al*., 2022) - مقدار ۲ روز «به صورت میانگین» فرض این پژوهش بوده درحالیکه چالش‌هایی نظیر فصل صید محدود، فعالیت ناوگان شیلاتی در محدوده دور از ساحل و لزوم نمونه برداری میدانی از یک شناور صید صنعتی وجود داشت؛ از این رو توصیه می‌گردد محققین در مطالعات بعدی با نمونه برداری از جمعیت‌ها و کوهورت‌های ماهی‌های مرکب در مقاطع زمانی گوناگون به فرض دقیق‌تری دست یابند. - یک تا پنج عدد استخوان مرکب جهت یافتن اِلمان رشد بزرگترین فرد با رگرسیون یا تناسب مورد استفاده قرار گرفت.
پاسخ تلاش صیادی	فرض خطی بودن	- این پارامتر بیانگر نحوه رابطه میان متغیر مستقل تلاش و صید است. (Roa-Ureta, 2012) - خطی فرض شد (Cook, 2022 ؛Working-Paper, 2022) - می‌توان از تابع CatDynExp بسته CatDyn هم کمک گرفت. (Maynou, 2015)
پاسخ فراوانی	فرض خطی بودن	- این پارامتر بیانگر نحوه رابطه میان متغیر مستقل فراوانی و صید در واحد تلاش است. (Roa-Ureta, 2012) - خطی فرض شد

		(Cook, 2022 ؛Working-Paper, 2022) - می‌توان از تابع CatDynExp بسته CatDyn هم کمک گرفت. (Maynou, 2015)
فاکتور قابلیت صید	محاسبات ریاضی	- فرمول محاسباتی «$k = 1/(total\ days\ fished\ by\ fleet)/n$» بود که n مقداری بین ۳۵۰-۱۰۰ بوده و اغلب بسته به ناوگان (یا حتی شاید تلاش صیادی) تغییر می‌کند. (Working-Paper, 2022) - می‌توان از تابع CatDynExp بسته CatDyn هم کمک گرفت. (Maynou, 2015)
فراوانیه اولیه	محاسبات ریاضی	- پس از محاسبات برای مدل‌های با جمعیت بسته (بدون آشفتگی یا پالس) حدود چهار برابر و برای مدل‌های با جمعیت باز (با آشفتگی یا پالس) حدود سه برابر مجموع صید مشاهده شده لحاظ شد. (Working-Paper, 2022) - مقادیر مرگ و میر طبیعی اولیه همینطور میزان کارایی ابزار صید (Q)، در محاسبه مقدار اولیه فراوانی اولیه دخیل بودند که به دلیل فقدان اطلاعات قبلی از کارایی ابزار صید ناوگان مورد مطالعه، مقدار ۰/۵ (Zhou *et al*., 2014) به عنوان کارایی ابزار برای جمعیت بسته و ۱/۳۲ برابر ۰/۵ یعنی ۰/۶۶ برای جمعیت باز لحاظ شد. (Working-Paper, 2022) - می‌توان با چینش سناریوهای متفاوت از تابع CatDynExp بسته CatDyn کمک گرفت. (Maynou, 2015)
آشفتگی فراوانی (میزان و زمان‌بندی)	محاسبات و نمودارها	- نسبت بین مجموع صید مشاهده شده و مقدار اولیه فراوانی اولیه، برای مقدار صید مشاهده شده در هر کدام از آشفتگی‌ها و مقدار اولیه فراوانی آن آشفتگی لحاظ شد. - در اینجا مطابق اکثر مطالعات پیشین مدل در جهان تنها آشفتگی‌های مثبت مدّنظر بودند. (Meissa *et al*., 2021 ،Maynou, 2015 ،Roa-Ureta, 2012, 2015) - در تعیین زمان‌بندی آشفتگی‌ها، دو نمودار حاصل از گراف اصلی CatDynData بسته CatDyn یعنی سری زمانی صید و آماره تغییر چشمگیر صید (catch spike statistic)، در کنار اجرای مدل‌های جایگزین، موثر بودند. (Roa-Ureta, 2012, 2019)
پارامتر پراکندگی	محاسبات ریاضی	- در نرم‌افزار، برای استفاده از توزیع‌های نرمال و لوگ‌نرمال مورد نیاز بوده و قابل محاسبه است. (Roa-Ureta, 2019)

توضیحات تکمیلی پیرامون اجرای مدل و فرمول‌های محاسباتی برخی پارامترهای شیلاتی:

در واقع آشفتگی‌ها جمعیتی از آبزی هستند که در یک مرحله زمانی خاص از سری زمانی صید، پالس یا پالس‌هایی مثبت و منفی را ایجاد می‌کنند. آماره تغییر چشمگیر صید ایجاد شده توسط بسته CatDyn جهت کمک به تعیین زمان‌بندی آشفتگی‌ها، از فرمول ذیل محاسبه گردید (Roa-Ureta, 2019):

$$S_{f,t} = 10 \times \left(\frac{X_{f,t}}{\max(X_{f,t})} - \frac{E_{f,t}}{\max(E_{f,t})} \right)$$

که S: آماره مذکور در مرحله زمانی t توسط ناوگان f بوده، X: صید مشاهده شده و E: تلاش مشاهده شده می‌باشد. مطابق اکثر مطالعات پیشین و به‌دلیل قدرت آن‌ها در بهینه‌سازی، مجموعاً برای اجرای مدل پویایی صید دو الگوریتم محاسباتی گرادیان مزدوج (CG= conjugate gradient) و گرادیان طیفی تصویرشده (spg= spectral projected gradient) استفاده گردید. همچنین دو توزیع نرمال و لوگ‌نرمال هم برای رسیدن به برآوردهایی مطمئن‌تر استفاده گردید (Roa-Ureta, 2012):

$$l_p(\theta; \{X_t, E_t\}) = \frac{T-2}{2} log\left(\sum_{i=1}^{T} (X_t - C_t)^2 \right) \quad \text{نرمال}$$

$$l_p(\theta; \{X_t, E_t\}) = \frac{T-2}{2} log\left(\sum_{i=1}^{T} (log(X_t) - log(C_t))^2 \right) \quad \text{لوگ نرمال}$$

که در این صورت با استفاده از الگوریتم‌های مذکور و با توجه به توزیع‌های از پیش تعیین شده، اغلب پارامترهای مدل

با اِعمال محاسبات مربوطه و با فرض تصادفی بودن مقدار صید مشاهده شده با توزیع خطای تصادفی، برآورد شده و مدل اجرا می‌گردد. در معادله‌های فوق θ: وکتوری از پارامترها، T: مجموع مراحل زمان، X: مقدار صید مشاهده شده، E: مقدار تلاش مشاهده شده و C: مقدار صید برآورد شده در مراحل زمانی t می‌باشند (Roa-Ureta, 2012، Maynou, 2015).

پس از اجرای مدل‌ها در محیط نرم‌افزار و در گام نخست برای انتخاب مدل مناسب‌تر از میان مدل‌های حاوی آشفتگی‌های متعدد (که به توزیع و الگوریتم محاسباتی یکسانی تعلق دارند)، اختلاف معیار اطلاعاتی آکائیکه (Akaike Information Criterion یا همان AIC) مساوی یا بیشتر از ۲ مدّ نظر بود (Sakomoto *et al*., 1999). در صورت مشاهده معیار اطلاعاتی آکائیکه کمتر از ۲، بررسی شاخصه‌ها و تشخیص‌های بهینه سازی همانند مقادیر گرادیان (که وجود حتی یک پارامتر دارای گرادیان بیش از ۱ سبب ردّ مدل است)، تخمین‌های انحراف استاندارد (که خطای استاندارد و ضریب تغییرات با استفاده از آن محاسبه شده و توانایی برآورد و کاهش ضریب تغییرات مطلوب است) و همبستگی بین تخمین‌ها (که کاهش همبستگی‌ها و تمرکز آن‌ها بر محور صفر نشانه بهتر بودن مدل است) در انتخاب بهترین مدل دخیل بودند. ضمن این که در مطالعه حاضر اگر در مقایسه دو مدل شاخصه‌های بهینه‌سازی و آماری مشابه می‌بودند، با استفاده از شاخصه‌های شیلاتی و منطقی بودن برآورد آن‌ها، عموماً از مدلی دفاع شد که زی‌توده محافظه‌کارانه‌تری را برآورد کرده است (Meissa *et al*., 2021). حتی از زی‌توده فرار، در صورت وجود، و سازگاری آن با مراحل زمانی گذشته (مثلاً سال در مطالعات چندساله) هم برای انتخاب مدل مناسب‌تر می‌توان کمک گرفت (Roa-Ureta, 2012). در گام بعدی برای انتخاب مدل بهتر از میان مدل‌های منتخب دو توزیع و در گام نهایی برای انتخاب بهترین مدل از میان مدل‌های منتخب دو الگوریتم محاسباتی نیز شاخصه‌های بهینه‌سازی و آماری همچنین شیلاتی مذکور مد نظر بودند (در دو گام انتهایی معیار اطلاعاتی آکائیکه مد نظر قرار نگرفت). جهت درک بهتر از اجرای مدل پویایی صید و فرآیند انتخاب بهترین مدل اجرا شده به Roa-Ureta (۲۰۱۲ و ۲۰۱۵) رجوع شود.

در نهایت فراوانی کل اولیه از فرمول ذیل برآورد گردید (Roa-Ureta, 2012). پیرو موارد مذکور، با در اختیار داشتن فراوانی کل اولیه ($\hat{A}_0$) به فرد و ضرب آن در میانگین وزن بدن آبزی در سه روز (غیر صفر) ابتدایی، زی‌توده کل اولیه (total initial biomass) به‌دست آمد ($\hat{B}_0$). همچنین با ضرب فراوانی برآورد شده در مرحله زمانی آخر به فرد در میانگین وزن بدن آبزی در سه روز (غیر صفر) انتهایی، زی‌توده انتهایی ($\hat{B}_{end}$) برآورد گردید.

$$\widehat{A_0} = \widehat{N_0} + \sum_j \widehat{P_j}\, e^{s_j \hat{M}}$$

در آن $\hat{A}_0$: فراوانی کل اولیه برآوردی (مجموع فراوانی اولیه برآوردی همراه با فراونی برآورد شده در آ شفتگی‌ها)، $\hat{N}_0$: فراوانی اولیه برآوردی، $\hat{P}$: فراوانی برآورد شده در آ شفتگی، j: شماره آ شفتگی، s_j: شماره مراحل زمانی از زمان شروع بازه نمونه‌برداری تا مرحله زمانی آشفتگی j و $\hat{M}$ مرگ و میر طبیعی برآوردی (روزانه) می‌باشد.

قابلیت صید به‌صورت مبتنی بر فراوانی از رابطه ذیل محاسبه گردید (Roa-Ureta, 2012) که در این مدل فرض بر تغییر قابلیت صید بر اثر تغییر فراوانی می‌باشد (Roa-Ureta, 2015):

$$q(N) = \hat{k} N^{1-\hat{\beta}}$$

در آن q(N) (تعداد تلاش‌های صیادی/۱): قابلیت صید و N: فراوانی برآورد شده مؤثر بر آن می‌باشد.

مرگ و میر صیادی (با نماد F (روز/۱)) نیز توسط بسته CatDyn در هر مرحله زمانی محاسبه شد. مدل مذکور، در هر مرحله زمانی، نسبتی را هم تحت عنوان نرخ بهره‌برداری از تقسیم صید برآورد شده (وزن) بر زیتوده برآورد شده، محاسبه کرد.

$$\widehat{ER} = \frac{\widehat{C_t}}{\widehat{B_t}} \times 100$$

در این رابطه ER: نرخ بهره‌برداری، C_t: صید برآورد شده به وزن در مرحله زمانی t و B_t: زی‌توده برآورد شده در مرحله زمانی t می‌باشند. برخی مقادیر و برخی پارامترهای شیلاتی (مثلاً فراوانی کل اولیه $\hat{A}_0$) در نرم‌افزار Excel

نسخه ۲۰۱۳ محاسبه شدند درحالی‌که برخی دیگر مثل مرگ و میر صیادی در محیط R (R Core Team, 2019) برآورد شدند.

منابع

Cook, R. 2022. Independent Peer Review Report of the Butterfish and Northern Shortfin Squid (Illex) Research Track Peer Review. Prepared for Center for Independent Experts, Independent System for Peer Review. 37 p.

Hall, K.C., Fowler, A.J., Geddes, M.C., 2007. Evidence for multiple year classes of the giant Australian cuttlefish *Sepia apama* in northern Spencer Gulf, South Australia. *Reviews in Fish Biology and Fisheries* 17(2), 367-384.

Hoenig, J.M., 1983. Empirical Use of Longevity Data to Estimate Mortality Rates. *Fishery Bulletin* 81(4), 898-903.

Hoenig, J.M., 2005. Empirical Use of Longevity Data to Estimate Mortality Rates. *SEDAR33-RD17. SEDAR, North Charleston, SC,* 8.

Le Goff, R., Gauvrit, E., Du Sel, G.P., Daguzan, J., 1998. Age group determination by analysis of the cuttlebone of the cuttlefish *Sepia officinalis* L. in reproduction in the Bay of Biscay. *Journal of Molluscan Studies* 64(2), 183-193.

Maynou, F., 2015. Application of a multi-annual generalized depletion model to the assessment of a data-limited coastal fishery in the western Mediterranean. *Scientia Marina* 79(2), 157-168.

Meissa, B., Dia, M., Baye, B.C., Bouzouma, M., Beibou, E., Roa-Ureta, R.H., 2021. A comparison of three data-poor stock assessment methods for the pink spiny lobster fishery in Mauritania. *Frontiers in Marine Science* 8, 14.

Nabhitabhata, J., Suriyawarakul, J., Yamrungrueng, A., Tongtherm, K., Tuanapaya, S., 2022. Relationships of growth increments of internal shells and age through entire life cycles in three cultured neritic cephalopods (Mollusca: Cephalopoda) with re-evaluation as application for age determination. *Swiss Journal of Palaeontology* 141(1), 8.

R Core Team, 2019. R: A language and environment for statistical computing. *R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria*. URL https://www.R-project.org/

Roa-Ureta, R.H., 2012. Modelling in-season pulses of recruitment and hyperstability-hyperdepletion in the *Loligo gahi* fishery around the Falkland Islands with generalized depletion models. *ICES Journal of Marine Science* 69(8), 1403-1415.

Roa-Ureta, R.H., 2015. Stock assessment of the Spanish mackerel (*Scomberomorus commerson*) in Saudi waters of the Persian Gulf with generalized depletion models under data-limited conditions. *Fisheries Research* 171, 68-77.

Roa-Ureta, R. H. 2019. CatDyn: Fishery Stock Assessment by Catch Dynamics Models version 1.1-1. https://cran.r-project.org/web/ packages/CatDyn/.

Sakamoto, Y., Ishiguro, M., Kitagawa, G., 1999. Akaike Information Criterion Statistics. *Springer*, Tokyo.

Working-Paper, 2022. Working Paper about report of the Illex 2021. *Research Track Assessment Working Group*, 149 p.

Zhou, S., Klaer, N.L., Daley, R.M., Zhu, Z., Fuller, M., Smith, A.D., 2014. Modelling multiple fishing gear efficiencies and abundance for aggregated populations using fishery or survey data. *ICES Journal of Marine Science* 71(9), 2436-2447.