مجله بوم شناسی آبزیان

Journal homepage: http://jae.hormozgan.ac.ir

پیش‌بینی روند تغییرات صید ماهی یال اسبی سر بزرگ (*Trichiurus lepturus* Linnaeus, 1758) در آب‌های جنوب کشور (خلیج‌فارس و دریای عمان)

سید احمدرضا هاشمی*، , محمد رضا میرزایی

مرکز تحقیقات شیلاتی آب‌های دور، موسسه تحقیقات علوم شیلاتی کشور، سازمان تحقیقات، آموزش و ترویج کشاورزی، چابهار، ایران

نوع مقاله:
پژوهشی

تاریخچه مقاله:
دریافت: ۹۷/۱۰/۱۸
اصلاح: ۹۷/۱۱/۰۵
پذیرش: ۹۷/۱۱/۲۳

کلمات کلیدی:
روش وینتر
صید
ماهی یال اسبی
ARIMA

چکیده

هدف از این مطالعه، توسعه چارچوبی است که از روش‌های مختلف پیش‌بینی استفاده کرده و بهترین گزینه را با حداقل خطاهای احتمالی پیش‌بینی می‌کند تا برداشت از ذخایر ماهی یال اسبی در خلیج‌فارس و دریای عمان را پیش‌بینی کند. در این تحقیق، یازده روش پیش‌بینی مختلف شامل روش تجزیه (چندگانه و تجمعی)، میانگین متحرک، هموارسازی تصاعدی (تکی و جفتی)، روند آنالیز (خطی، تصاعدی، درجه دو و منحنی شکل)، روش وینتر (چندگانه و تجمعی) جهت پیش‌بینی روند تغییرات ماهی یال اسبی انجام گرفت. نتایج حاصل از مدل آنالیز روند درجه دو (MSD = 0.01،MAD = 0.10، MAPE = 2.77) بهتر از سایر مدل‌ها پیش‌بینی غیرترکیبی بر اساس مقادیر خطای کمتر بود و در نهایت پیش‌بینی در مدت پنج سال با استفاده از همان مدل انجام شد. مدل‌های پیش‌بینی ترکیبی مختلف اریما ((ARIMA, (p , d, q) بر اساس شاخص BIC, AIC امتحان شد و اریما مدل (۰و۱و۱) بهترین تناسب را با روند تغییرات ماهی یال اسبی در آب‌های ساحلی جنوب کشور داشت. به نظر می‌رسد مدل پیش‌بینی ترکیبی بهتر از مدل پیش‌بینی غیرترکیبی، بازگوکننده آینده باشند و اعداد پیش‌بینی آن، نشان‌دهنده نوسانات صید کم این گونه در آب‌های جنوب کشور است.

مقدمه

نیاز بشر به تأمین غذا و تمایل به افزایش مصرف محصولات آبزی موجب افزایش فعالیت‌های صید و صیادی و تولیدات آبزی‌پروری شده است و این روند رو به فزونی به دلیل افزایش جمعیت جهان، همچنان ادامه خواهد داشت. میزان صید جهانی در سال‌های اخیر رقمی حدود ۹۳ میلیون تن بوده است (FAO, 2017). میزان کل تولید آبزیان شیلاتی در کشور ایران از طریق صید و بهره‌برداری از ذخایر، ۴۴۹۷۲۸ تن می‌باشد که از این مقدار سهم صید در آب‌های جنوب ۴۱۱۸۹۷ تن و سهم صید کفزیان در آب‌های جنوب ۱۴۷۴۳۷ تن (حدود ۳۶ درصد) می‌باشد (Iranian Fisheries Statistical Yearbook, 2017). در سال‌های اخیر نشانه‌های بارزی از برداشت بی‌رویه و غیرمنطقی از ذخایر عمده ماهیان و سایر آبزیان، شامل خسارت‌های جدی به زیست‌بوم‌های آبی و زیان‌های اقتصادی موازی با فعالیت‌های شیلاتی به چشم می‌خورد.

* نویسنده مسئول، پست الکترونیک: Seyedahmad91@gmail.com

[Downloaded from jae.hormozgan.ac.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.23222751.1398.9.2.13.4]

بر اساس مطالعات انجام شده، ۵۷ درصد منابع ماهیگیری شدیداً تحت بهره‌برداری، ۱۷ درصد در معرض صید بی‌رویه[1]، حدود ۲ درصد دچار فروپاشی[2] شده‌اند و ۶ درصد نیز در حال بازسازی هستند (Pauly *et al*., 2016). به این ترتیب، بیش از ۸۰ درصد ذخایر شناخته شده صیادی نیازمند اقدامات مدیریتی فوری هستند (Pauly *et al*., 2016). به نظر می‌رسد وضعیت ماهیگیری در خلیج‌فارس و دریای عمان جدا از وضعیت جهانی نبوده و منابع ماهیگیری در حال رشد، بهره‌برداری شدید و بیش از حد بهره‌برداری شده در این مناطق در حال افزایش باشد.

خلیج‌فارس و دریای عمان با شرایط اکولوژیک ویژه از جمله تنوع زیستی بالا در طول سواحل جنوبی ایران برکات عظیمی را برای ساحل‌نشینان و البته کل جمعیت ایران فراهم کرده است (Taghvimotlagh *et al*., 2006). ایران بیش از ۱۲۰ هزار نفر صیاد دارد و ماهیگیری نقش مهمی را در ایجاد اشتغال در مناطق ساحلی و همچنین ایجاد فعالیت‌های اقتصادی برای عملیات پس از صید فراهم کرده است. حفظ و پایداری اشتغال‌های ایجاد شده در این بخش و پایداری اقتصادی آن‌ها ضرورتی اجتناب‌ناپذیر است، که تنها با مدیریت علمی بر مبنای جمع‌آوری آمار و اطلاعات، تجزیه و تحلیل آن‌ها و ارائه راه‌کارهای علمی برای مدیریت پایدار این منابع و اجرای دقیق آن‌ها امکان‌پذیر است (Taghvimotlagh *et al*., 2006).

ماهی یال اسبی سر بزرگ (*Trichiurus lepturus* Linnaeus, 1758) از راسته پرسی فورم[3]، خانواده ترچیوریده[4]، با نام انگلیسی دم مودار سر بزرگ[5] یا روبان ماهی[6] می‌باشد که در محیط‌های دریایی و لب‌شور، به‌صورت آمفی درموس و بنتو پلاژیک (Riede, 2004) و معمولاً در اعماق ۱۰۰ تا ۳۵۰ متر دیده می‌شود (Muus and Nielsen, 1999). این گونه در عرض‌های ۴۹ درجه شمالی و ۵۴ درجه جنوبی (گونه گرمسیر و نیمه گرمسیر و حتی معتدله) پراکنش داشته و حرارت ۱۰ تا ۲۳ درجه سانتی گراد را ترجیح می‌دهد (Kaschner *et al*., 2016). این گونه دارای مهاجرت روزانه تغذیه‌ای عکس یکدیگر در بالغین و نابالغین است (Schultz, 2011)؛ به صورتی که ماهیان بالغ روزها در سطح تغذیه کرده و شب‌ها در بستر دیده می‌شوند (Rodrigo Silvestre Martins, 2006) و عموماً در مناطق ساحلی و بسترهای گلی هستند و حتی وارد مصب نیز می‌گردند (Nakamura, 1995). ماهی یال اسبی سر بزرگ دارای ارزش تجاری و صادراتی بوده و صید آن در سالیان اخیر افزایش زیادی داشته است و از ۷۰۰۰ تن در سال ۱۳۷۷ به بیش از ۴۷۰۰۰ تن در سال ۱۳۹۵ رسیده است (Iranian Fisheries Statistical Yearbook. 2017). این گونه در جهان دوازدهمین گونه عمده صید جهانی دریایی را تشکیل می‌دهد و بیش از ۱۲۶۵۰۰۰ تن در سال ۲۰۱۵ صید شده است (FAO, 2017).

در ایران، Kamali و همکاران (2003)، خصوصیات زیستی و میزان توده زنده ماهی یال اسبی را در جنوب قشم و منطقه سیریک بررسی کرده‌اند. همچنین، زیست‌شناسی ماهی یال اسبی در سواحل ایرانی خلیج فارس و دریای عمان پیش از این مورد مطالعه قرار گرفته است (Taghvimotlagh and Shojaei, 2017; Taghvimotlagh, 2010). برخی از مطالعات جنبه‌های گوناگون سری زمانی در محل‌های مختلف را مورد بررسی قرار داده‌اند (Rosenberg *et al*., 2005; Koutroumanidis *et al*., 2006; Tsitsika *et al*., 2007; Shabri and Samsudin, 2015; Lawer, 2016; Karmaker *et al*., 2017). با این حال، بررسی تغییرات سری زمانی گونه ماهی در ایران به ندرت صورت گرفته است. تحقیق حاضر اولین مطالعه پیش‌بینی روند تغییرات ماهی یال اسبی در آب‌های ساحلی جنوب کشور می‌باشد که با هدف درک بهتر تغییرات جمعیتی این گونه و مدیریت صحیح و اصولی در بهره‌برداری از این منبع آبی صورت گرفته است. با توجه به اهمیت اقتصادی و ارزش تجاری ماهی یال اسبی در آب‌های جنوب کشور و کمبود اطلاعات درباره روند تغییرات این ماهی و نقش آن در زندگی صیادان مناطق جنوب کشور، پیش‌بینی روند تغییرات مهم‌ترین هدف این تحقیق می‌باشد.

[1] Overfishing
[2] Collapse
[3] Perciformes
[4] Trichiuridae
[5] Largehead hairtail
[6] Ribbonfsh

[Downloaded from jae.hormozgan.ac.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.23222751.1398.9.2.13.4]

مواد و روش‌ها

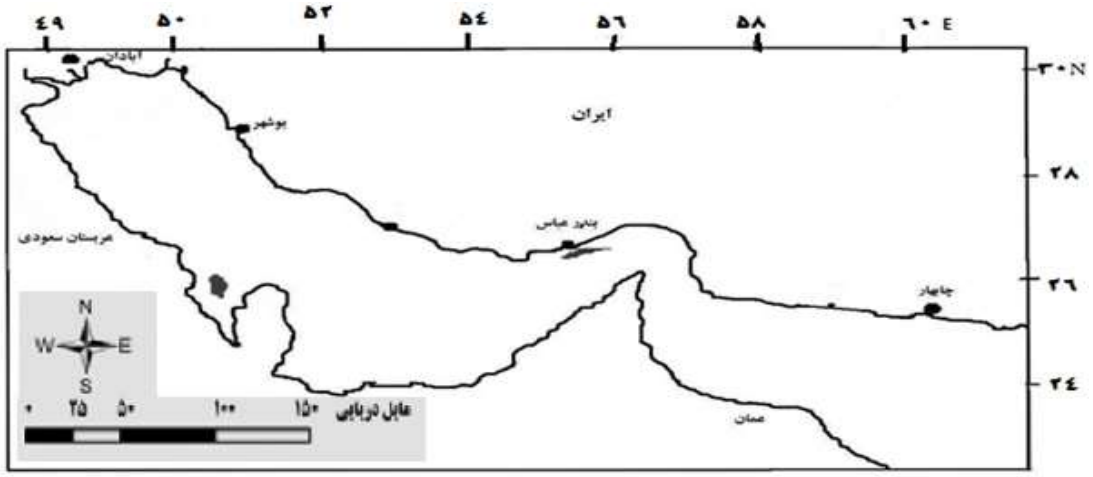
داده‌های لندینگ (صید تخلیه به ساحل) آب‌های ساحلی ایران (خلیج‌فارس و دریای عمان) در چهار استان جنوبی برای دو دهه گذشته (بر اساس تن) از سازمان شیلات ایران (سال ۱۳۷۶ الی ۱۳۹۵) جمع‌آوری شد (شکل ۱) .

روش‌های پیش‌بینی

روش میانگین متحرک [۷]((MA) روش میانگین حسابی مشاهدات مجموعه داده‌های گذشته است و از محاسبه میانگین به عنوان پیش‌بینی کننده آینده استفاده می‌کند (Karmaker *et al*., 2017). روش هموارسازی تصاعدی[۸] (ES) روش محاسبه وزن دهی میانگین است و بر اساس مقادیر گذشته و میزانی از خطا، پیش‌بینی آینده را انجام می‌دهد. آنالیز روند[۹] (TD) یک مدل کلی برای داده‌های چندگانه سری زمانی است که دارای الگوی روند در مورد آنچه در آینده بر اساس داده‌های تاریخی اتفاق می‌افتد، می‌باشد (Karmaker *et al*., 2017).

روش وینتر[۱۰] (WM) برای هموار کردن داده‌ها، استفاده از یک مؤلفه و یک جزء فصلی در هر دوره را مورد استفاده قرار داده و پیش‌بینی‌های کوتاه مدت تا متوسط را فراهم می‌کند. روش تجزیه‌ای[۱۱] (DM) سری زمانی را به روند خطی و اجزای فصلی و خطا تجزیه می‌کند (Karmaker *et al*., 2017).

به طور کلی، مدل‌های یکپارچه خود همبستگی و میانگین متحرک[۱۲] (ARIMA) عملکرد خوبی را در رابطه با تغییرات و پیش‌بینی قدرت توضیح می‌دهند. تابع خود همبستگی[۱۳] (ACF) و عملکرد تابع خود همبستگی جزئی[۱۴](PACF) تخمین زده شد که منجر به شناسایی و ساخت مدل‌های ARIMA شد (Tsitsika *et al*., 2007). همچنین، ARIMA بر اساس داده‌ها اجرا شد و بهترین مدل با استفاده از آزمون ضریب آکائیک انتخاب شد (Lawer, 2016). سه پارامتر مورد استفاده در خلاصه سازی مدل ARIMA عبارت‌اند از پارامتر خود همبستگی (p)، پارامتر تفاوت (d) و پارامتر میانگین متحرک (q)، در حالی که d نشان‌دهنده میزان تفاوت در سری برای به دست آوردن ثبات در مدل است (Tsitsika *et al*., 2007).



شکل ۱. موقعیت مناطق جمع‌آوری اطلاعات ماهی یال اسبی سر بزرگ در آب‌های جنوب کشور (خلیج‌فارس و دریای عمان).

[7] Moving Average (MA)
[8] Exponential Smoothing (ES)
[9] Trend Analysis (TD)
[10] Winters Method (WM)
[11] Decomposition Method (DM)
[12] Autoregressive integrated moving average (ARIMA)
[13] Autocorrelation functions (ACF)
[14] (PACF) Partial autocorrelation functions

[Downloaded from jae.hormozgan.ac.ir on 2026-11-01]
[DOR: 20.1001.1.23222751.1398.9.2.13.4]

بهترین پیش‌بینی مدل

برای شناسایی بهترین مدل مقادیر میانگین مطلق درصد خطا [15] (MAPE)، میانگین انحراف مطلق [16](MAD) و میانگین انحراف مربع [17](MSD) مورد استفاده قرار می‌گیرند (Karmaker *et al*., 2017).

$$MAPE = \sum \frac{\left|\frac{et}{Dt}\right|}{n} * 100$$

$$MAD = \sum \frac{|Dt - Ft|}{n}$$

$$MSE = \sum (Dt - Ft) 2/\ n - 1$$

Dt عدد واقعی برای دوره زمانی t ، Ft عدد پیش‌بینی برای مدت زمان t، n تعداد دوره‌های زمانی مشخص شده و et خطای پیش‌بینی مساوی با (Dt – Ft) است. معیار اطلاعات آکائیک[18] (AIC)، معیار اطلاعات بیزی[19] (BIC) به شرح زیر محاسبه شد (m تعداد پارامترهای تخمینی و n تعداد مشاهدات است):

$$AIC = -2 \ln (\text{maximum likelihood}) + 2m$$

$$BIC = -2 \ln (\text{maximum likelihood}) + m \ln(n)$$

تجزیه و تحلیل آماری با استفاده از نرم‌افزارهای R studio(1.1.446) و SPSS (21)، Minitab (16) و سطح معنی‌داری ۰/۰۵ به دست آمد.

نتایــج

میانگین صید (Yi ± S. D) و لگاریتم صید (Log Yi ± S. D) برای دوره مورد مطالعه (سال های ۱۳۷۶ الی ۱۳۹۶) به ترتیب ۱۰۴۲۹ ± ۹۷۲۲ تن (۹۵٪ فاصله اطمینان ۹۷۶۶ – ۹۶۷۷ تن) و ۰/۷۲ ± ۳/۸۲ تن (۹۵٪ فاصله اطمینان ۴/۱۸-۳/۴۵ تن) بود. میانگین صید به صورت معنی‌داری طی دو دهه گذشته افزایش یافته ($R = 0.68, P < 0.05$) است (شکل۲).

با توجه به نرمال نبودن داده‌های صید این گونه، در محاسبات از لگاریتم صید استفاده شد و مقدار تابع خود همبستگی (ACF) و عملکرد تابع خود همبستگی جزئی (PACF) لگاریتم صید که نشان‌دهنده تغییرات نرمال بود، در شکل ۳ نمایش داده شده است.

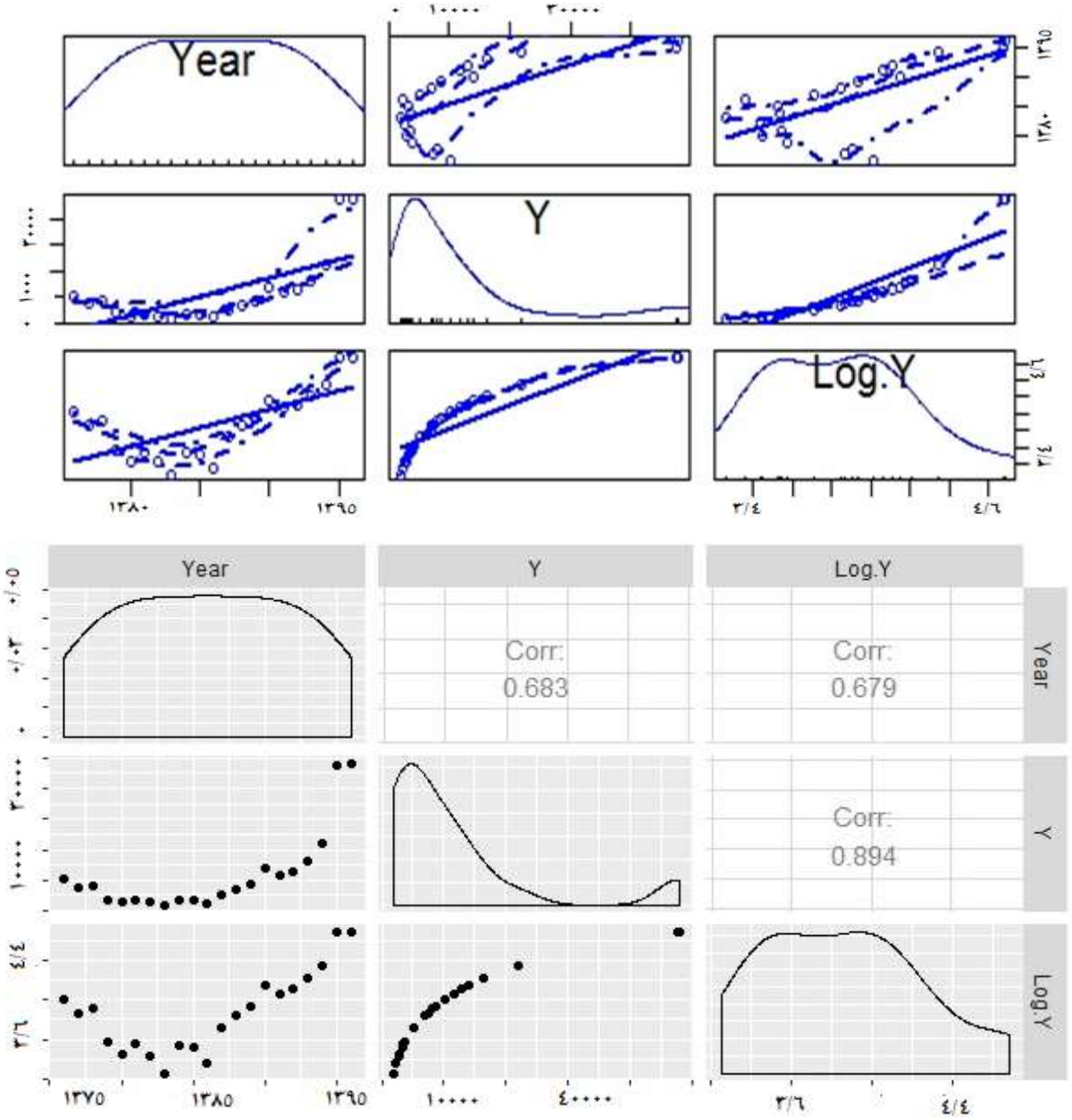
یازده روش پیش‌بینی مختلف غیرترکیبی خطی و غیرخطی شامل روش تجزیه (چندگانه و تجمعی)، میانگین متحرک، هموارسازی تصاعدی (تکی و جفتی)، آنالیز روند (خطی، تصاعدی، درجه دو و منحنی شکل)، روش وینتر (چندگانه و تجمعی) جهت پیش‌بینی روند تغییرات ماهی یال اسبی به کار گرفته شد. نتایج حاصل از مدل‌های مختلف بررسی و مدل با کمترین خطا انتخاب شد. بر اساس این آزمون‌ها و ضرایب مدل آنالیز روند درجه دو (MAPE = 2.77، MAD = 0.10, MSD = 0.01) بهتر از سایر مدل‌ها بود و در نهایت پیش‌بینی در مدت پنج سال با استفاده از همان مدل انجام گرفت (جدول۱ و شکل ۴).

[15] Mean Absolute Percentage Error (MAPE)
[16] Mean absolute deviation (MAD)
[17] Mean square deviation (MSD)
[18] Akaike Information Criterion (AIC)
[19] Bayesian Information Criterion (BIC)

[Downloaded from jae.hormozgan.ac.ir on 2026-11-01]
[DOR: 20.1001.1.23222751.1398.9.2.13.4]

در کنار مدل‌های پیش‌بینی غیرترکیبی، مدل‌های مختلف پیش‌بینی ترکیبی اریما ((ARIMA, (p , d, q) که ترکیبی از خود همبستگی و میانگین متحرک است قرار داشت که بر اساس شاخص BIC, AIC با کمترین مقادیر و خطا امتحان شد و اریما مدل (۰و۱و۱) بهترین تناسب را با روند تغییرات ماهی یال اسبی در آب‌های ساحلی جنوب نشان داد (جدول۲ و شکل ۴).

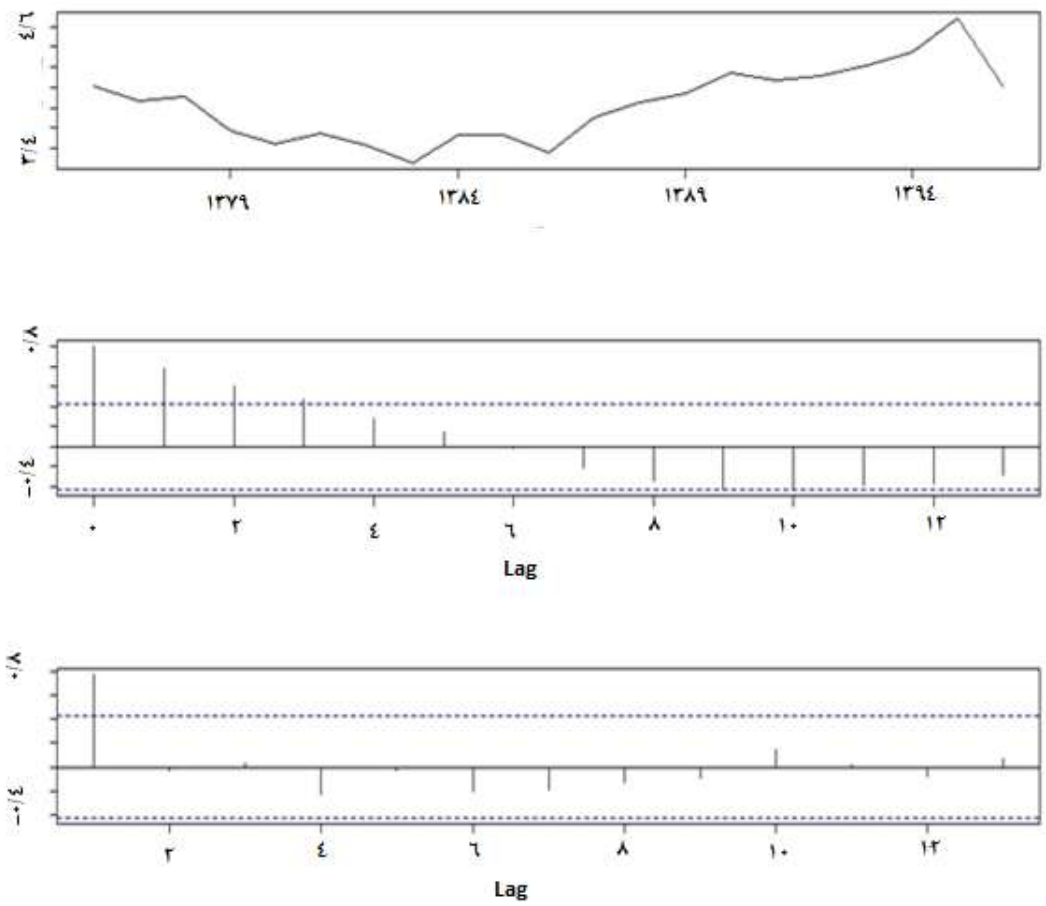
مدل آنالیز روند درجه دو (به عنوان بهترین مدل پیش‌بینی غیرترکیبی) میزان صید ماهی یال اسبی برای سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ را بر اساس لگاریتم صید ماهی به‌صورت ۴/۸۹، ۵/۱۱، ۵/۳۶، ۵/۶۲ و ۵/۹۰ پیش‌بینی نمود و نمودار و اعداد پیش‌بینی، نشان‌دهنده افزایش تدریجی صید این گونه در آب‌های جنوب کشور بود (شکل ۴). مدل اریما (۰و۱و۱) به‌عنوان بهترین مدل پیش‌بینی ترکیبی، میزان صید این گونه را برای سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ بر اساس لگاریتم صید با ۹۵٪ حدود اطمینان به‌صورت ۴/۶۹ (۴/۳۳- ۵/۰۶)، ۴/۶۹ (۴/۱۶-۵/۲۲)، ۴/۶۹ (۴/۰۴ – ۵/۳۳)، ۴/۶۹ (۳/۳۹ – ۵/۴۵) و ۴/۶۹ (۳/۸۴- ۵/۵۵) پیش‌بینی می‌نماید. در واقع مقادیر پیش‌بینی مدل اریما، نشان‌دهنده نوسانات صید کم این گونه نسبت به مدل قبل بوده و با افزایش زمان، مقادیر حدود اطمینان افزایش می‌یابد (شکل ۴).



شکل ۲. روند تغییرات صید سالانه (Y) و لگاریتم صید سالانه (Log.Y) ماهی یال اسبی در آب‌های جنوب کشور (خلیج‌فارس و دریای عمان)

[Downloaded from jae.hormozgan.ac.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.23222751.1398.9.2.13.4]



شکل ۳. تابع خود همبستگی (ACF) و عملکرد تابع خود همبستگی جزئی (PACF) لگاریتم صید ماهی یال اسبی در آب‌های جنوب کشور (خلیج‌فارس و دریای عمان).

جدول ۱. مدل‌های مختلف پیش‌بینی غیرترکیبی صید ماهی یال اسبی در آب‌های جنوب کشور (خلیج‌فارس و دریای عمان)

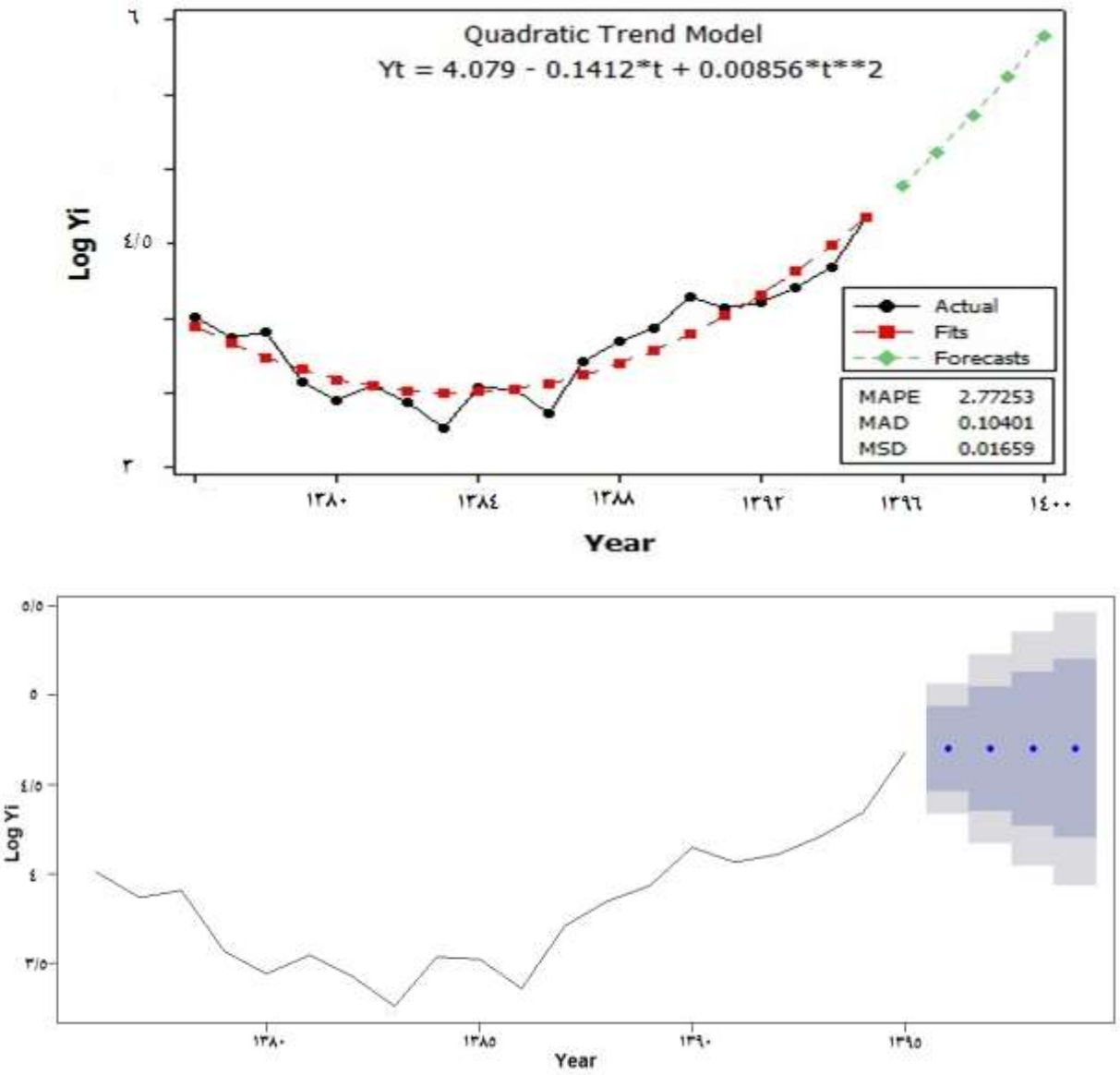
Method	MAPE	MAD	MSD
Multiplicative decomposition (Yt = 3.431 + 0.0375*t)	۶/۰۹	۰/۲۲	۰/۰۸
Additive decomposition (Yt = 3.429 + 0.0377*t)	۶/۰۹	۰/۲۲	۰/۰۸
Moving average	۳/۳۱	۰/۱۲	۰/۰۲
Single exponential smoothing	۳/۹۴	۰/۱۴	۰/۰۳
Double exponential smoothing	۳/۷۹	۰/۱۴	۰/۰۲
Trend analysis (Linear) (Yt = 3.419 + 0.0387*t)	۶/۰۵	۰/۲۲	۰/۰۸
Trend analysis (Exponential) (Yt = 3.4379 * (1.00980*t)	۵/۹۶	۰/۲۲	۰/۰۷
Trend analysis (Quadratic) (Yt = 4.079 - 0.1412*t + 0.00856*t2)	۲/۷۷	۰/۱۰	۰/۰۱
Trend analysis (S-Curve) (Yt = (10*2) / (28.7702 0.0846827*(1.26025*t)))	۴/۶۸	۰/۱۸	۰/۰۵
Winters multiplicative	۸/۴۷	۰/۳۲	۰/۱۵
Winters additive	۸/۴۲	۰/۳۲	۰/۱۵

[Downloaded from jae.hormozgan.ac.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.23222751.1398.9.2.13.4]

جدول ۲. مدل‌های مختلف پیش‌بینی ترکیبی اریما صید ماهی یال اسبی در آب‌های جنوب کشور (خلیج‌فارس و دریای عمان)

Method	*B* (coefficient)		Constant	Standard error of B		Log likelihood	AIC	BIC
	AR1	MA1		AR1	MA1			
ARIMA (1,0,0)	۰/۷۶	-	۳/۸۷	۰/۱۲	-	۱/۷۷	۲/۴۷	۵/۵۹
ARIMA (0,0,1)	-	۱	۳/۸۳	-	۰/۱۵	۰/۲۱	۵/۵۸	۸/۷۱
ARIMA (1,0,1)	۰/۳۳	۱	۳/۸۲	۰/۲۱	۰/۲۱	۱/۳۰	۵/۳۹	۹/۵۷
ARIMA (0,1,1)	-۰/۲۴	-	-	۰/۲۲	-	۱/۱۳	۱/۷۵	۳/۷۹
ARIMA (1,1,1)	-۰/۱۵	-۰/۱۳	-	۰/۶۰	۰/۵۲	۱/۱۵	۳/۶۹	۶/۶۷



شکل ۴. بهترین مدل پیش‌بینی غیرترکیبی و ترکیبی صید ماهی یال اسبی سر بزرگ در آب‌های جنوب کشور (خلیج‌فارس و دریای عمان)

[Downloaded from jae.hormozgan.ac.ir on 2026-11-01]

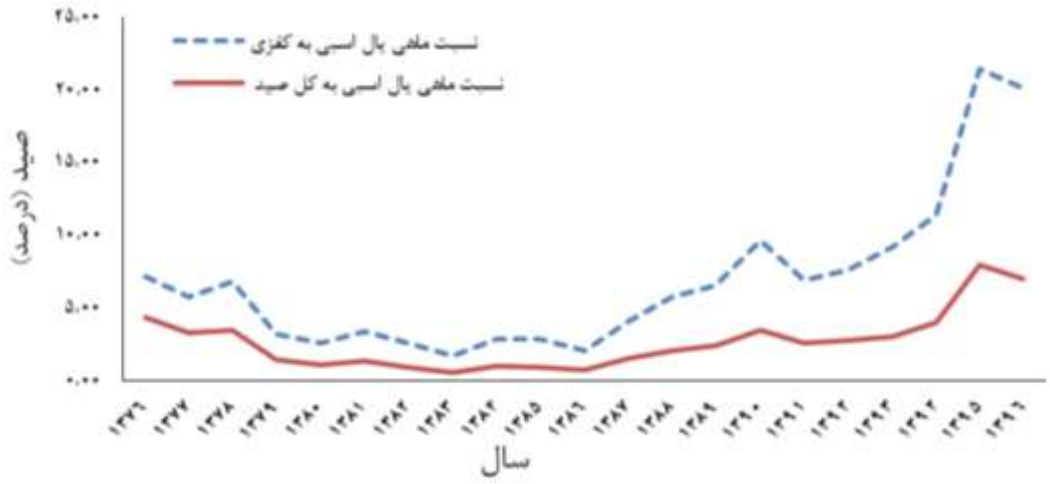
[DOR: 20.1001.1.23222751.1398.9.2.13.4]

بحث

ماهی یال اسبی سربزرگ از جمله ماهیان متمایل به کف است که به علت ارزش صادراتی آن در چند سال اخیر به شدت میزان صید آن در آب‌های جنوب کشور افزایش یافته است. تا قبل از دو دهه گذشته این گونه در فهرست ماهیان دور ریز بود؛ اما با پی بردن به ارزش تجاری آن در صادرات، هم اکنون به یکی از ماهیان مهم صادراتی تبدیل شده است. در آب‌های جنوب کشور (خلیج‌فارس و دریای عمان) تا کنون سه گونه از خانواده یال اسبی ماهیان شامل گونه‌های *T.lepturus*، *Eupleurogrammus muticus* و *Lepturacantus savala* معرفی شده‌اند (Valinasab *et al*., 2005) بر اساس گزارش‌های موجود، بیش از ۹۹ درصد زی‌توده ماهیان یال اسبی در اعماق بالاتر از ۱۰ متر مربوط به گونه یال اسبی سر بزرگ است (Valinasab *et al*., 2005). روند افزایشی و درصد صید این گونه نسبت به کل صید و نسبت به صید کفزیان در جنوب کشور از حدود چهار درصد و حدود هفت درصد در سال ۱۳۷۶ به ترتیب به حدود هفت درصد از صید کل و نیز به بیش از بیست درصد از صید کفزیان در سال ۱۳۹۶ رسیده است (شکل ۵).

طی دو دهه اخیر میزان صید ماهی یال اسبی سر بزرگ در آب‌های جنوب کشور، به بیش از ۴۷۰۰۰ تن در سال ۱۳۹۶ رسیده است که حاکی از روند افزایش شدید این گونه است (Iranian Fisheries Statistical Yearbook, 2017). در این میان استان هرمزگان بیشترین درصد صید ماهی یال اسبی سر بزرگ (۵۶/۸۰ ٪)، سپس استان سیستان و بلوچستان (۳۶/۱۲ ٪)، استان بوشهر (۷/۰۸ ٪) و استان خوزستان کمترین سهم (۱ ٪) را در صید این ماهی دارند (شکل ۶). با در نظر گرفتن روند شدید افزایشی صید و واکنش‌های احتمالی جمعیت به این افزایش، نیاز به اطلاعات به روز شده در خصوص ذخایر این گونه بیش از پیش احساس می‌گردد. متأسفانه اطلاعات موجود در خصوص ساختار جمعیتی ماهی یال اسبی سربزرگ و به خصوص زیست‌شناسی تولیدمثل و تغذیه آن متعلق به سالیان گذشته می‌باشد.

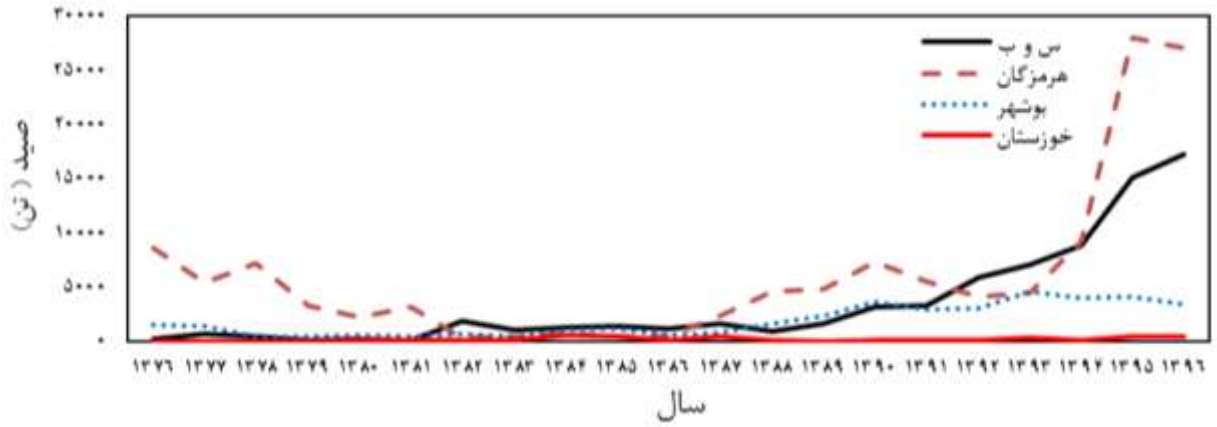
بر اساس آخرین آمار ارائـه شـده، میزان کل صید ماهی یال اسبی در سال ۱۳۹۶ آب‌های ساحلی جنوب کشور (خلیج‌فارس و دریای عمان) حدود ۴۷۹۰۰ تن بوده و افزایش کمی نسبت به سال ۱۳۹۵ با مقادیر حدود ۴۷۵۰۰ تن نشان می‌دهد (Iranian Fisheries Statistical Yearbook, 2017). با توجه به دو مدل پیش‌بینی انتخابی با کمترین خطای مدل (مدل آنالیز روند درجه دو و اریما مدل (۰و۱و۱)، به نظر می‌رسد مدل پیش‌بینی ترکیبی بهتر از مدل پیش‌بینی غیرترکیبی، بازگوکننده آینده باشند و مقادیر آن که با شیب کمتری افزایش را نشان می‌دهد، نشان‌دهنده بهتر واقعیت باشد.



شکل ۵. روند تغییرات نسبت صید ماهی یال اسبی نسبت به کل صید و صید کفزیان در آب‌های جنوب کشور

[Downloaded from jae.hormozgan.ac.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.23222751.1398.9.2.13.4]



شکل ۶ . روند میزان صید استان‌های جنوب کشور از صید ماهی یال اسبی سربزرگ

به طور کلی، روش پیش‌بینی غیرخطی بهتر از پیش‌بینی خطی و همچنین ARIMA (0, 1, 1) بهترین مدل در مدل آریما است. مدل‌های یکپارچه خود همبستگی و میانگین متحرک (ARIMA) در توصیف و پیش‌بینی دینامیک ماهیگیری گونه‌های وسیعی از گونه‌ها در گذشته موفق بوده است (Koutroumanidis *et al*., 2006). مدل‌های ARIMA تنها از اطلاعات موجود در سری خود استفاده می‌کنند، بنابراین مدل‌های آریما به عنوان توابع خطی از سری مقادیر گذشته و یا دوره‌های تصادفی قبلی (یا خطاها) ساخته می‌شوند (Box and Jenkins, 1976). در این‌گونه مطالعات، روش‌های خطی قادر به پیش‌بینی دقیق سری‌های زمانی روند تغییرات ماهیگیری نیستند (Shabri and Samsudin, 2015). معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و معیار اطلاعات بیزی (BIC) از مهم‌ترین شاخص‌های انتخاب مدل‌های پیش‌بینی هستند و کمتر بودن این شاخص‌ها به معنی کمتر بودن خطای مدل است. در اکثر تحقیقات از برتری معیار اطلاعات بیزی جهت پیش‌بینی مدل صحبت شده است (Cook *et al*., 2003; Panhwar *et al*., 2010)؛ اگرچه در داده‌های کم و با نوسان (نویز) زیاد معیار اطلاعات آکائیک، شاخص بهتر و مطمئن‌تری به نظر می‌رسد (Acquah, 2010).

برای مدیریت بهتر و پایدار در خلیج‌فارس و دریای عمان، مدیران شیلات و برنامه ریزان باید تمرکز بیشتری بر مدل های پیش بینی صید داشته باشند. تحقیقات بیشتر برای مقایسه قابلیت پیش‌بینی مدل مذکور با دیگر مدل‌های سری زمانی مانند SARIMA، PARIMA و غیره پیشنهاد می‌شود.

منابـع

Acquah, H.D. 2010. Comparison of Akaike information criterion (AIC) and Bayesian information criterion (BIC) in selection of an asymmetric price relationship. Journal of Development and Agricultural Economics. 2(1): 001-006. Available online at http://www.academicjournals.org/JDAE.

Box, G.E.P., Jenkins, G.M. 1976. Time Series Analysis, Forecasting and Control. Holden-Day, San Francisco, CA. 125 p.

Cook, S., Holly, S., Turner, P. 2003. The power of tests for non-linearity: the case of Granger–Lee Asymmetry. Economics Letters. 62(1): 155-59.

FAO. 2017. FAO Global Capture Production database updated to 2015 - Summary information.

Iranian Fisheries Statistical Yearbook. 2017. Fisheries Administration, Council of Agriculture, Executive Tehran. 20 p.

Kamali, A., Dehghani, R., Behzadi, S., Salarpour, A., Dervishi, M., Valinasab, T. 2003. Investigating the Status of Horseshoe Fish in Hormozgan Province. Agricultural Research and Training Organization. Institute of Fisheries Research of Iran. 75 p.

Karmaker, C.L., Halder, P.K., Sarker, E. 2017. A Study of Time Series Model for Predicting Jute Yarn Demand: Case Study. Journal of Industrial Engineering. 1(1): Article ID 2061260, 8 p.

[Downloaded from jae.hormozgan.ac.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.23222751.1398.9.2.13.4]

Kaschner, K., Kesner-Reyes, K., Garilao, C., Rius-Barile, J., Rees, T., Froese, R. 2016. AquaMaps: predicted range maps for aquatic species. World wide web electronic publication, www.aquamaps.org. Version 08/2016.

Koutroumanidis, T., Iliadis, L., Sylaios, G.K. 2006. Time-series modeling of fishery landings using ARIMA models and Fuzzy Expected Intervals software. Environmental Modelling & Software. 21(12): 1711-1721.

Lawer, E.A. 2016. Empirical modeling of annual fishery landings. Natural Resources. 7: 193-204. http://dx.doi.org/10.4236/nr.2016.74018.

Muus, B.J., Nielsen, J.G. 1999. Sea fish. Scandinavian Fishing Year Book, Hedehusene, Denmark. 340 p.

Nakamura, I. 1995. Trichiuridae. Peces sables, cintillas. p. 1638-1642. In: W. Fischer, F. Krupp, W. Schneider, C., Sommer, K.E., Carpenter, V.(eds.). Guia FAO para Identification de Especies para lo Fines de la Pesca. Pacifico Centro-Oriental. 3 Vols. FAO, Rome.

Panhwar, S., Liu, Q., Khan, F. 2010. Selecting the Best Growth Model for Fish Using Akaike Information Criterion (AIC) and Bayesian Information Criterion (BIC). Journal of the Fisheries Society of Taiwan. 37(3): 183-190.

Pauly, D., Zeller, D., Palomares, M.L.D. 2016. Sea around Us Concepts, Design and Data (seaaroundus.org).

Riede, K. 2004. Global register of migratory species - from global to regional scales. Final Report of the R&D-Projekt 808 05 081. Federal Agency for Nature Conservation, Bonn, Germany. 329 p.

Rodrigo Silvestre Martins, J.A. 2006. Cephalopods and fish attracted by night lights in coastal shallow-waters, off southern Brazil, with the description of squid and fish behavior. Revista de Etologia.1(1): 1517-2805.

Rosenberg, A.A., Bolster, W.J., Alexander, K.E., Leavenworth, W.B., Cooper, A.B., McKenzie, M.G. 2005. The history of ocean resources: modeling cod biomass using historical records. Frontiers in Ecology and the Environment**.** 3 (2): 84-90.

Schultz, K. 2011. Ken Schultz's Field Guide to Saltwater Fish. New Jersey: John Wiley & Sons.

Taghvimotlagh, S.A., Akhundi, M., Milky, A.S. 2006. Analysis of fishing process and fishing potential based on statistics and catch data in Gulf and Oman waters. Journal of Fisheries Research. 15(3): 45-35.

Taghvimotlagh, S.A. 2010. Population dynamics and biology of largehead hairtail on the coasts of Persian Gulf and Oman Sea. National Institute of Fisheries Research. 87 p.

Taghvimotlagh, S.A., Shojaei, M. 2017. Production model for management of fish stocks in the Persian Gulf and Oman Sea (Hormozgan province). Iranian Journal of Fisheries Science. 26(6): 93-102.

Tsitsika, E., Maravelias, C., Haralabous, J. 2007. Modeling and forecasting pelagic fish production using univariate and multivariate ARIMA models. Fisheries Science. 73: 979-988.

Valinasab, T., Dehghani, R., Kamali, A., Khorshidian, K. 2005. Final report on determining the biomass of fishbentic of Persian Gulf and Oman Sea by sweat area method. Agricultural Research and Training Organization. Institute of Fisheries Research of Iran. 100 p.

[Downloaded from jae.hormozgan.ac.ir on 2026-11-01]

[DOR: 20.1001.1.23222751.1398.9.2.13.4]