



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

سید احمد رضا هاشمی*، محمد رضا میرزایی

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

نوع مقاله:	چکیده
پژوهشی	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 خلیج فارس 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 غیر ترکیبی 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 (۱ و ۱) 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 غیر ترکیبی، بازگوکننده آینده باشند و اعداد پیش‌بینی آن، نشان‌دهنده نوسانات صید کم این گونه در آب‌های جنوب کشور است.
تاریخچه مقاله: دریافت: ۹۷/۱۰/۱۸ اصلاح: ۹۷/۱۱/۰۵ پذیرش: ۹۷/۱۱/۲۳	
کلمات کلیدی: روش وینتر صید ماهی یال اسبی	
ARIMA	

مقدمه

نیاز بشر به تأمین غذا و تمایل به افزایش مصرف محصولات آبرزی موجب افزایش فعالیت‌های صید و صیادی و تولیدات آبرزی‌پروری 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 آبریان 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 آبریان، شامل خسارت‌های جدی به زیست‌بوم‌های آبی و زیان‌های اقتصادی موازی با فعالیت‌های شیلاتی به چشم می‌خورد.

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

بر اساس مطالعات انجام شده، ۵۷ درصد منابع ماهیگیری شدیداً تحت بهره‌برداری، ۱۷ درصد در معرض صید بی‌رویه^۱، حدود ۲ درصد دچار فروپاشی^۲ 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 خلیج فارس 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.

خلیج فارس 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^۳، خانواده ترچیوریده^۴، با نام انگلیسی دم مودار سر بزرگ^۵ یا روبان ماهی^۶ 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 سانتی‌گراد 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 Ribbonfish

مواد و روش‌ها

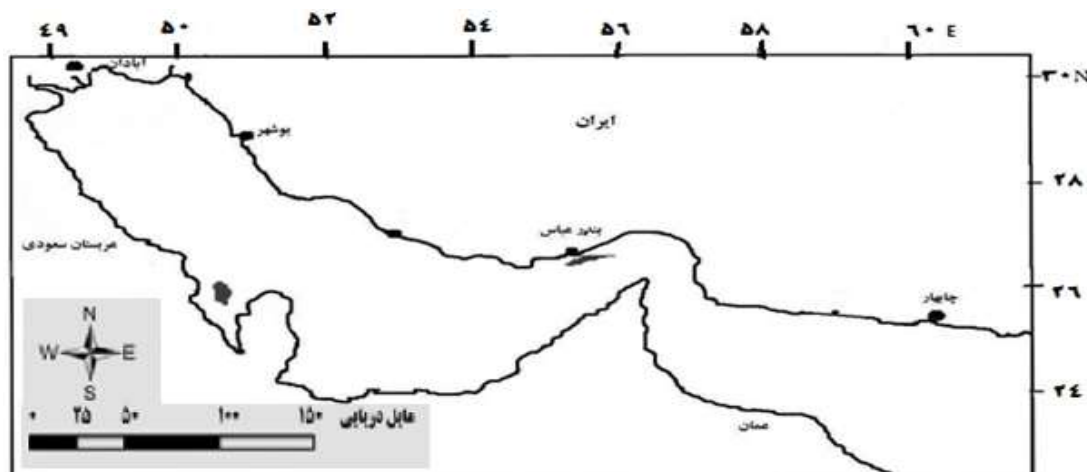
داده‌های لندینگ (صید تخلیه به ساحل) آب‌های ساحلی ایران (خلیج فارس و دریای عمان) در چهار استان جنوبی برای دو دهه گذشته (بر اساس تن) از سازمان شیلات ایران (سال ۱۳۷۶ الی ۱۳۹۵) جمع‌آوری شد (شکل ۱).

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 عبارتند 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 (خلیج فارس 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

بهترین پیش‌بینی مدل

برای شناسایی بهترین مدل مقادیر میانگین مطلق درصد خطا^{۱۵} (MAPE)، میانگین انحراف مطلق^{۱۶} (MAD) و میانگین انحراف مربع^{۱۷} (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^{۱۸} (AIC)، معیار اطلاعات بیزی^{۱۹} (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) و Minitab (16) و سطح معنی‌داری ۰/۰۵ به دست آمد.

نتایج

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 (شکل ۲).

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 (جدول ۱ و شکل ۴).

¹⁵ Mean Absolute Percentage Error (MAPE)

¹⁶ Mean absolute deviation (MAD)

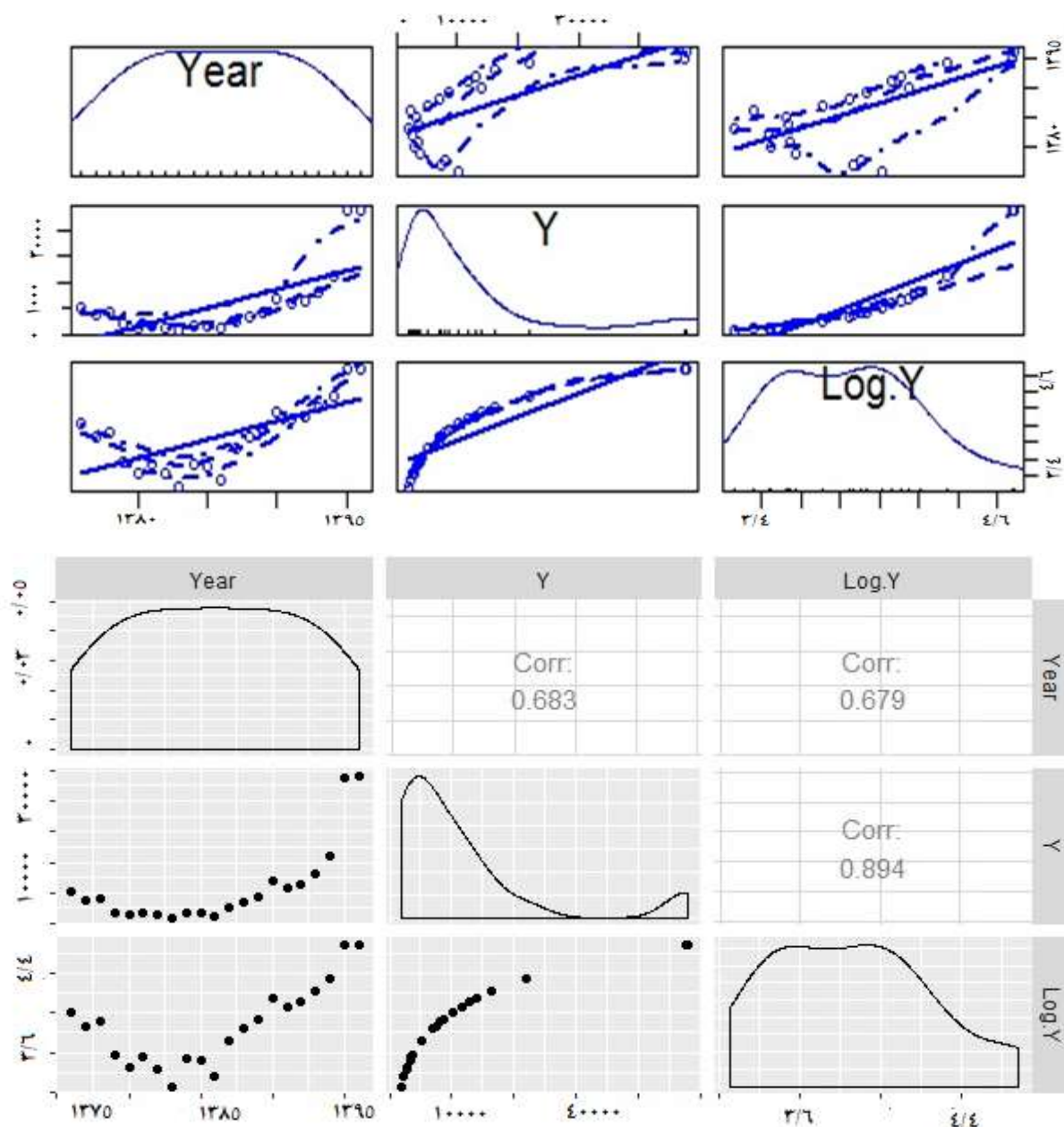
¹⁷ Mean square deviation (MSD)

¹⁸ Akaike Information Criterion (AIC)

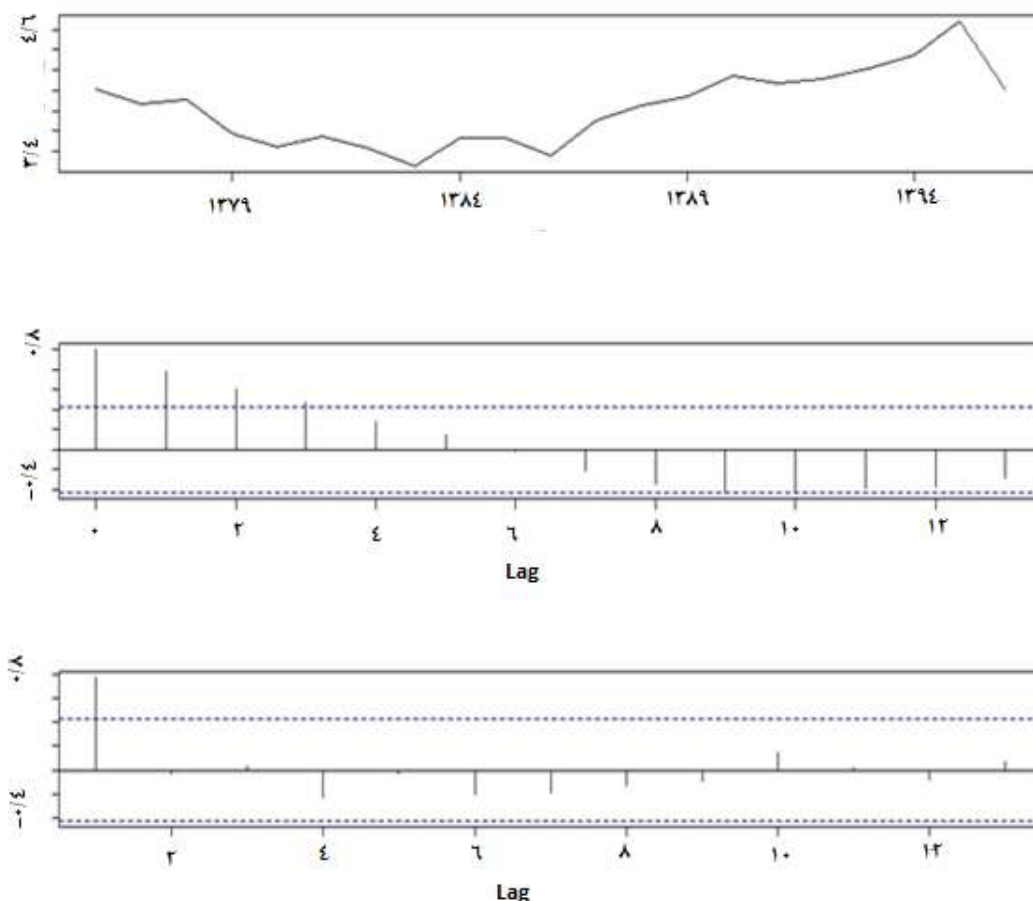
¹⁹ Bayesian Information Criterion (BIC)

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 AIC, BIC با کمترین مقادیر و خطا امتحان شد و اریما مدل (۱۰ و ۱) بهترین تناسب را با روند تغییرات ماهی یال اسبی در آب‌های ساحلی جنوب نشان داد (جدول ۲ 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 به صورت 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 (۱۰ و ۱) به عنوان بهترین مدل پیش‌بینی ترکیبی، میزان صید این گونه را برای سال‌های ۱۳۹۶ تا ۱۴۰۰ بر اساس لگاریتم صید با حدود اطمینان به صورت ۴/۶۹ (۳۳ - ۴/۰۶)، ۴/۶۹ (۲۲ - ۴/۱۶)، ۴/۶۹ (۳۳ - ۴/۰۴)، ۴/۶۹ (۳۳ - ۵/۳۳)، ۴/۶۹ (۳۹ - ۵/۴۵) و ۴/۶۹ (۳۸ - 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 (خلیج فارس و دریای عمان)



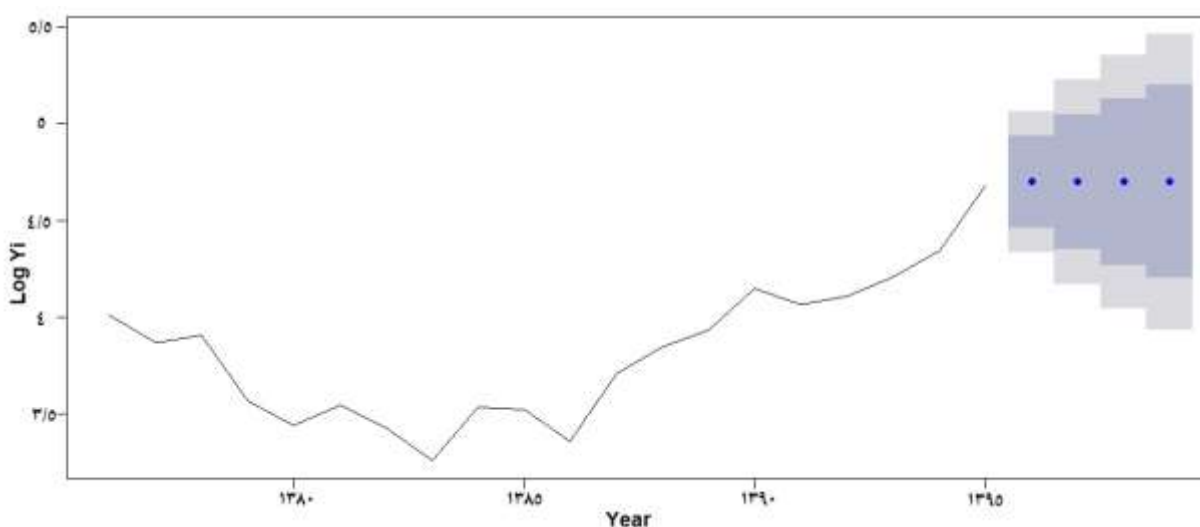
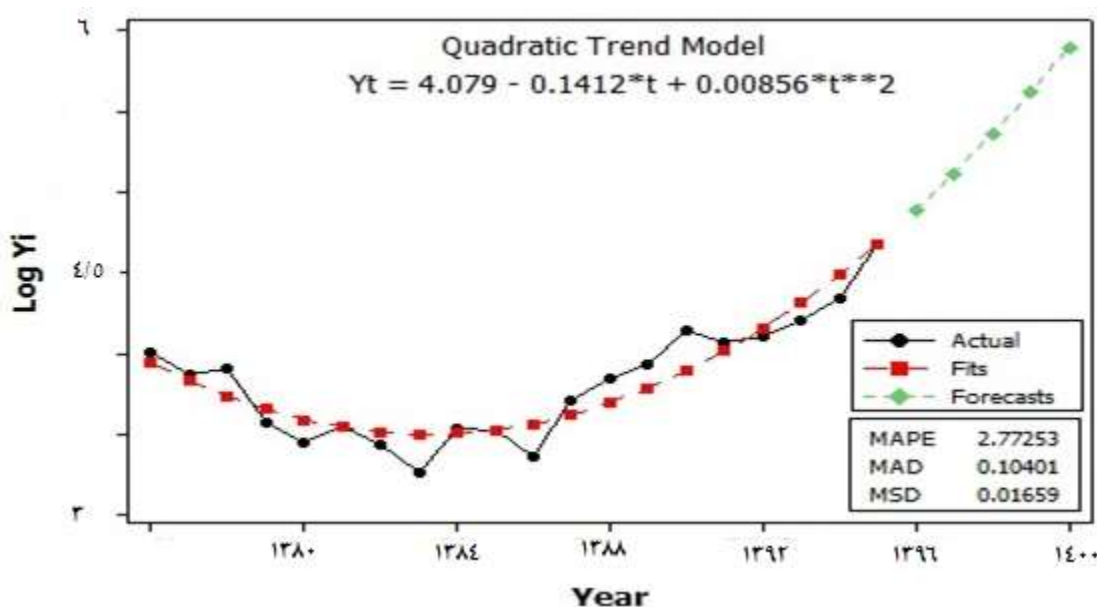
شکل ۳. تابع خود همبستگی (ACF) و عملکرد تابع خود همبستگی جزئی (PACF) لگاریتم صید ماهی یال اسبی در آبهای جنوب کشور (خلیج فارس و دریای عمان).

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

Method	MAPE	MAD	MSD
Multiplicative decomposition ($Y_t = 3.431 + 0.0375*t$)	۶/۰۹	۰/۲۲	۰/۰۸
Additive decomposition ($Y_t = 3.429 + 0.0377*t$)	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) ($Y_t = 3.419 + 0.0387*t$)	۶/۰۵	۰/۲۲	۰/۰۸
Trend analysis (Exponential) ($Y_t = 3.4379 * (1.00980)^t$)	۵/۹۶	۰/۲۲	۰/۰۷
Trend analysis (Quadratic) ($Y_t = 4.079 - 0.1412*t + 0.00856*t^2$)	۲/۷۷	۰/۱۰	۰/۰۱
Trend analysis (S-Curve) ($Y_t = (10*2) / (28.7702 + 0.0846827*(1.26025)^t)$)	۴/۶۸	۰/۱۸	۰/۰۵
Winters multiplicative	۸/۴۷	۰/۳۲	۰/۱۵
Winters additive	۸/۴۲	۰/۳۲	۰/۱۵

جدول ۲. مدل های مختلف پیش بینی ترکیبی اریما صید ماهی یال اسبی در آب های جنوب کشور (خلیج فارس 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



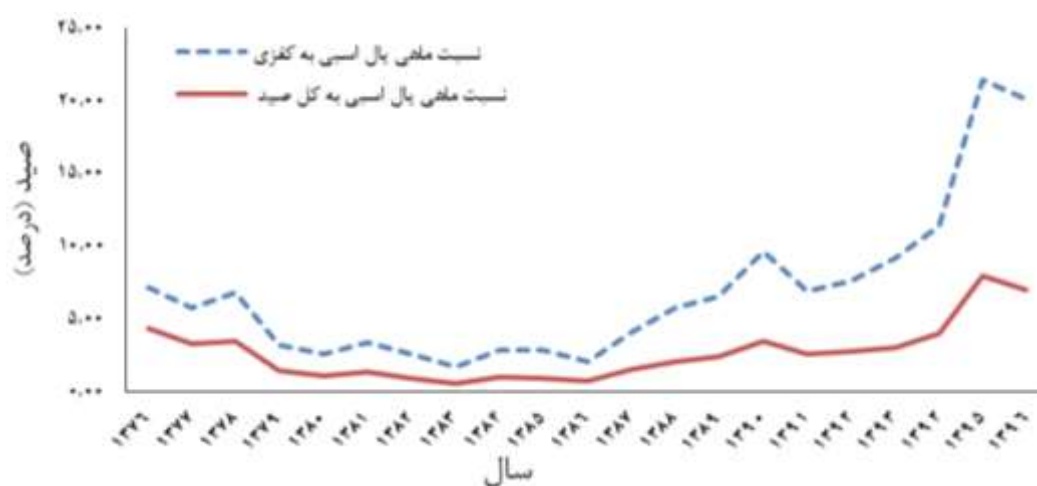
شکل ۴. بهترین مدل پیش بینی غیر ترکیبی و ترکیبی صید ماهی یال اسبی سر بزرگ در آب های جنوب کشور (خلیج فارس و دریای عمان)

بحث

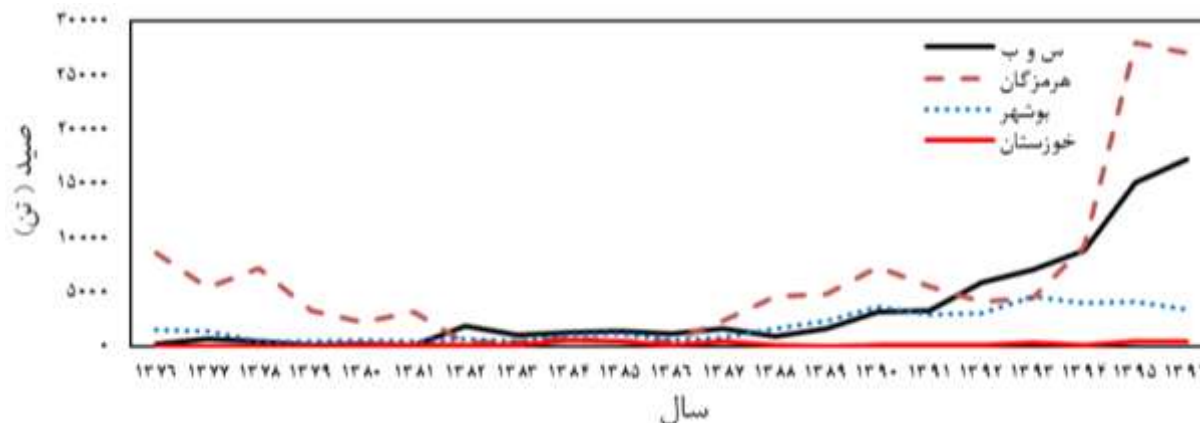
ماهی یال اسبی سربزرگ از جمله ماهیان متمایل به کف است که به علت ارزش صادراتی آن در چند سال اخیر به شدت میزان صید آن در آب‌های جنوب کشور افزایش یافته است. تا قبل از دو دهه گذشته این گونه در فهرست ماهیان دور ریز بود؛ اما با پی بردن به ارزش تجاری آن در صادرات، هم اکنون به یکی از ماهیان مهم صادراتی تبدیل شده است. در آب‌های جنوب کشور (خلیج فارس 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 زی توده ماهیان یال اسبی در اعماق بالاتر از ۱۰ متر مربوط به گونه یال اسبی سربزرگ 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 سربزرگ 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 سربزرگ (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 ارائه شده، میزان کل صید ماهی یال اسبی در سال ۱۳۹۶ آب‌های ساحلی جنوب کشور (خلیج فارس 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 (۱ و ۱))، 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



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

به طور کلی، روش پیش‌بینی غیرخطی بهتر از پیش‌بینی خطی و همچنین $ARIMA(0, 1, 1)$ بهترین مدل در مدل آریماست. 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 آریمای 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.*, 2010; Panhwar *et al.*, 2010; *al.*، 2003؛ 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 خلیج فارس و دریای عمان، مدیران شیلات و برنامه ریزان باید تمرکز بیشتری بر مدل‌های پیش‌بینی صید داشته باشند. تحقیقات بیشتر برای مقایسه قابلیت پیش‌بینی مدل مذکور با دیگر مدل‌های سری زمانی مانند SARIMA، PARIMA و غیره پیشنهاد می‌شود.

منابع

- 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.

- 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* (seararoundus.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.