نشریه پژوهش‌های ماهی‌شناسی کاربردی
Journal homepage: http://jair.gonbad.ac.ir
وزارت علوم، تحقیقات و فناوری
دانشگاه گنبد کاووس

بررسی پارامترهای رشد ماهی حلوا سفید، *Pampus argenteus* (Euphrasen, 1788)، با استفاده از ارزیابی استنتاجی چند مدلی در خلیج فارس و دریای عمان

علی نکورو[1]، احسان کامرانی[1]، محسن صفائی[1*]، هادی رییسی[2]، محمد مؤمنی[3]
[1] گروه شیلات، دانشکده علوم و فنون دریایی، دانشگاه هرمزگان، بندر عباس، ایران
[2] گروه شیلات، دانشکده کشاورزی و منابع طبیعی، دانشگاه گنبد کاووس، گنبد کاووس، ایران
[3] پژوهشکده اکولوژی خلیج فارس و دریای عمان، بندر عباس، هرمزگان، ایران

نوع مقاله:
پژوهشی اصیل

تاریخچه مقاله:
دریافت: ۹۸/۰۸/۱۱
پذیرش: ۹۸/۰۹/۰۳

نویسنده مسئول مکاتبه:
محسن صفائی، گروه شیلات، دانشکده علوم و فنون دریایی، دانشگاه هرمزگان، بندر عباس، ایران.

ایمیل: msn_safaie@yahoo.com

چکیده

با توجه به اهمیت زیاد ماهی حلوا سفید و فشار صید بی‌رویه، این مطالعه با هدف تعیین برخی از پارامترهای جمعیت این گونه (رشد و مرگ و میر) در آب‌های خلیج فارس و دریای عمان صورت پذیرفت. نمونه برداری با استفاده از تور ترال، تور گوشگیر و مشتا، به مدت ۱۲ ماه، از فروردین تا اسفند سال ۱۳۹۷، انجام شد. جهت تجزیه و تحلیل‌های رشد از یک رویکرد تئوریک بنام نتیجه‌گیری چند مدلی استفاده شد و بهترین مدل با استفاده از ضریب اطلاعاتی Akaike (AIC) انتخاب شد. برای برآورد مرگ و میر طبیعی از روش چن و واتنابه استفاده شد. مقدار میانگین طول و وزن بدن (خطای معیار± میانگین) برای نرها به ترتیب برابر: ۱۶/۶۸±۰/۲۲ سانتیمتر و ۲۰۲/۷۱±۷/۷۵ گرم و برای ماده‌ها به ترتیب برابر ۲۰/۵۷±۰/۳۴ سانتیمتر و ۳۵۰/۱۲±۱۵/۹۵ گرم محاسبه شد. نتایج مدل‌سازی رشد بیانگر این بود که بهترین مدل رشد برای جنس نر و ماده مدل رشد گامپرتز بود. از مدل لجستیک نیز (با توجه به اختلاف Akaike کمتر از ۲) می‌توان برای تبیین رشد جنس نر استفاده کرد. مقادیر L_∞، K، و طول تولد، در مدل گامپرتز برای جنس نر به ترتیب برابر ۲۹/۵۳ سانتیمتر، ۰/۵۲۷ در سال و ۴/۱ سانتیمتر و برای جنس ماده به ترتیب ۳۶/۲ سانتیمتر، ۰/۴۴۸ در سال و ۴/۲ سانتیمتر به دست آمد. ضریب مرگ و میر طبیعی، صیادی، کل و ضریب بهره‌برداری به ترتیب برابر ۰/۷، ۰/۸۱، ۱/۵۱ و ۰/۵۴ محاسبه شد. نتایج تحقیق حاضر نشان می‌دهد که ذخیره این ماهی تحت صید بی‌رویه بوده و نیازمند سیاست-های مدیریتی بهتری در این منطقه است. این سیاست‌ها می‌تواند شامل محدودیت زمانی و مکانی صید و ابزار به کار گرفته شده در آن باشد. همچنین با احداث زیستگاه مصنوعی، میزان صید بی‌رویه را می‌توان کاهش داد.

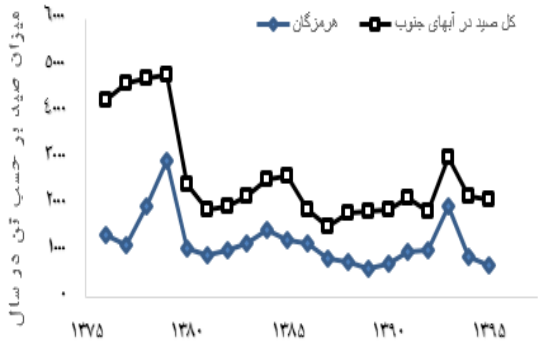
واژه‌های کلیدی:
رشد و مرگ و میر، ضریب بهره‌برداری، خلیج فارس و دریای عمان

۱ | مقدمه

حلوا سفید *Pampus argenteus* (Euphrasen, 1788)، با نام انگلیسی Silver pomfret، در کویت با نام زبیدی خوانده می‌شود. این ماهی از گونه‌های موجود در آب‌های کم عمق است و معمولاً در آب‌های لب‌شور و مناطق مصبی دیده می‌شود (Parsamanesh, 2001). حلوا سفید یکی از مهم‌ترین ماهیان اقتصادی در شمال خلیج فارس به شمار می‌رود و ذخیره‌ی آن بین کشورهای ایران، عراق و کویت تقسیم شده است (Al-Hussaini, 2003). این گونه به صورت تجاری در کشورهای ایران، کویت، عراق و دیگر کشورهای حاشیه خلیج فارس صید می‌گردد (Ali and Mahmood, 1993). حلوا سفید بالاترین قیمت را در بین ماهیان خلیج فارس دارد. اهمیت اقتصادی این گونه موجب افزایش فشار صیادی جهت بهره‌برداری از ذخیره‌ی آن شده است، به طوری که ذخیره‌ی ارزشمند این گونه در خلیج فارس، دستخوش نوسانات فراوانی گردید و به کاهش صید این گونه منجر شده است (Al-Hussaini, 2006; Wen *et al*., 2006). میزان صید ماهی حلوا سفید در هرمزگان در مقایسه با صید کل آبهای جنوب کشور از سال ۱۳۷۶ تا سال ۱۳۹۵ کاهش محسوسی داشته است. پارامترهای پویایی جمعیت زیر بنای مدل‌های تحلیل و بررسی در بحث ارزیابی ذخایر هستند و با محاسبه آن‌ها می‌توان اطلاعات دقیقی درمورد ذخایر به‌دست آورد. بدون شناخت علمی و دقیق از ذخایر آبزیان برنامه‌ریزی‌های مدیریتی عملا موفقیت آمیز نخواهد بود (Sparre and Venema, 1998). در واقع هدف اصلی مدیریت صید، بهره‌برداری پایدار از ذخایر آبزیان در دراز مدت است. به طوری که ذخیره توان بازسازی میزان برداشت شده را از طریق تولید مثل داشته باشد. نظریه پویایی جمعیت، بخشی از نظریه کلی توسعه حیات است که به قوانین رشد و تولید مثل و به دلایل مرگ و میر موجودات می پردازد (Nikolsky, 1969). برای توسعه شیلات، دانستن پویایی و تحرک جمعیت ضروری است. اینکه رشد و تولید مثل آنها به

[Downloaded from jair.gonbad.ac.ir on 2026-11-25]
[DOI: 10.22034/jair.11.3.1]

چه صورت رخ می‌دهد، دلیل مرگ و میر آنها چیست و میزان آن چقدر است؟ و چه عواملی صید آنها را نسبت به دیگر فرایندهای زیست‌شناسی جلو می اندازد؟ شروع تحقیقات گسترده بر ساختار جمعیتی و بیولوژی تولید مثل این گونه بسیار ضروری است. به طور مثال یکی از شاخص-های جمعیت رابطه بین طول و وزن ماهی است که در مدیریت صیادی حیاتی به شمار می‌رود (Chien-Chung, 1999). همچنین با استفاده از رابطه طول-وزن، می‌توان رشد ذخیره‌ی مختلف ماهیان را مقایسه نمود (Goncalves *et al*., 1996). مطالعات اندکی مرتبط با ساختار جمعیتی و ارزیابی ذخیره این ماهی صورت گرفته است (Parsamanesh, 2001; Amrollahi *et al*., 2011; Hussain and Abdollah, 1977; Morgan, 1985; Almatar *et al*., 2000; Almatar *et al*., 2004; Al-hussaini, 2003; Al-hussaini, 2006). همچنین به نظر می‌رسد که مطالعه‌ی زیست‌شناسی تولید مثل حلوا سفید برای توسعه فنون تکثیر و پرورش این گونه ضروری باشد (Almatar *et al*., 2004; Lone *et al*., 2008). با توجه به مطالب گفته شده و کمبود اطلاعات در مورد پارامترهای رشد و مرگ و میر این گونه، این مطالعه با هدف بررسی پارامترهای پویایی جمعیت این گونه در زیستگاه‌های اصلی این گونه در آب‌های استان هرمزگان صورت پذیرفت.



میزان صید ماهی حلوا سفید در هرمزگان در مقایسه با صید کل آبهای جنوب کشور از سال ۱۳۷۶ تا سال ۱۳۹۵

۲ | مواد و روش‌ها

این مطالعه در آب¬های در محدوده¬ی خلیج فارس (استان هرمزگان) صورت پذیرفت. جمع¬آوری نمونه¬ها با استفاده از تور ترال، تور گوشگیر و تله مشتا، به مدت ۱۲ ماه، از فروردین تا اسفند سال ۱۳۹۷ در موقعیت¬های مختلف از جمله جغرافیایی ۵۶′ ۱۱/۱۸″ ° ۲۶، عرض شمالی و ۴۹′ ۱۶/۰۲″ ° ۵۵، طول شرقی و موقعیت جغرافیایی ۳۲′ ۲۵/۳۸″ ° ۲۶ عرض شمالی و ۲۱′ ۲۱/۰۱″ ° ۵۵، طول شرقی صورت پذیرفت. بعد از جمع آوری نمونه¬ها، برای مطالعات بیشتر به منظور تجزیه و تحلیل های زیست سنجی و بیومتری به آزمایشگاه منتقل شد. طول ماهیان با استفاده از خط¬کش بیومتری با دقت ۰/۱ سانتی¬متر و وزن بدن با استفاده از ترازوی دیجیتال با دقت ۰/۰۱ گرم اندازه گیری شد. برای تعیین طبقات طولی از فرمول استورجس استفاده شد (Sturges, 1926):

$R= (Max-Min) +1; K= 1+3.3 \log N; C= R/K$

که در آن N برابر با تعداد نمونه¬ها، K برابر با تعداد دسته¬ها و C برابر با فاصله¬ی طبقات می¬باشد. رابطه طول و وزن برای هر ماهی با استفاده از معادله زیر محاسبه شد (Froese, 2006):

$W = aLb$

در این معادله W برابر با وزن کل، a برابر با عرض از مبدأ، L برابر با طول کل و b برابر با شیب خط می‌باشد. با استفاده از روش حداقل مربعات باقی مانده‌ها، مقادیر بهینه برای ضرایب a و b، از طریق فرمول زیر بدست آمد (Haddon, 2011):

$$SSQ = \sum (Observed - Expected)^2$$
$$SSQ = \sum (Y - (a + bX)^2$$

SSQ برابر با مجموع مربعات باقی مانده‌ها است. یکی از معیارهای مورد استفاده برای برازش، روش حداقل مربعات است. وجه تسمیه این روش این است که به دنبال مقادیری از پارامترها است که مربع اختلافات بین داده‌های مشاهده شده و پیش بینی‌های مدل و مقادیر پارامترهای خاص را به حداقل برساند (Haddon, 2011). برای جدا کردن گروه‌های همزاد از روش باتاچاریا (Bhattacharyya Method) استفاده شد. در این روش بیشتر از چشم و سایر داده‌های رشد مانند حداکثر سن استفاده می‌شود. باید توجه داشت که برای صحت انجام جداسازی گروه‌های همزاد باید شاخص جداسازی (Separation Index) بزرگتر از دو باشد (Sparre and Venema, 1998).

معادلات رشد بر اساس تعیین سن: در مجموع ۵۶۵ عدد ماهی تشریح شد. تعدادی از نمونه‌های اتولیت به سبب شکستگی‌هایی که در تهیه نمونه و یا در هنگام برش بوجود آمده بود و برای تعیین سن مناسب نبود، کنار گذاشته شد. ۱۷۴ اتولیت (نر ۸۸ و ماده ۸۶) استخراج و نگهداری شد. مقادیر ضریب رشد (k) و طول بی‌نهایت (L_∞)، براساس روش (Gulland & Holt, 1959) به‌دست آمد. معادله رشدvon Bertalanffy به صورت زیر تعریف می‌شود (Sparre and venema, 1998):

$$L_t = L_\infty(1 - \exp(-K(t - t_0))$$

طبق این معادله: L_t برابر با طول ماهی در سن (t) است. L_∞ برابر با حداکثر طولی است که یک آبزی می‌تواند به آن برسد. t برابر با سن ماهی در زمان صید و t_0، سن فرضی ماهی وقتی که طول صفر است (Sparre and venema, 1998). پارامتر K، به عنوان آهنگ رشد آبزی مطرح می‌شود و نشان دهنده آهنگ رسیدن ماهی به طول بی‌نهایت (L_∞) است. پارامترهای مدل از معادله رشد vonBertalanffyتوضیح داده شده در بالا بدست می‌آید.

مرگ و میر طبیعی- مدل چن و واتانبه (Chen and Watanabe):
این مدل وقتی که در مقابل سن رسم می‌شود یک منحنی حمام شکل را می‌سازد (منحنی وان حمام مانند). برای این مدل آن‌ها از دو تابع استفاده کردند: ۱) تابعی که کاهش میزان مرگ و میر را در دوران ابتدایی زندگی نشان می‌دهد. ۲) تابعی که افزایش میزان مرگ و میر را در دوران انتهایی زندگی نشان می‌دهد. برای به‌دست آوردن میزان مرگ

[Downloaded from jair.gonbad.ac.ir on 2026-11-25]
[DOI: 10.22034/jair.11.3.1]

و میر از پارامترهای k و t_0 استفاده می‌شود (Chen and Watanabe, 1989):

$$M(t) = \begin{cases} \dfrac{k}{1-e^{-k(t_0)}}, & t \le t_m \\ \dfrac{k}{a_0 + a_1(t-t_m) + a_2(t-t_m)^2}, & t \ge t_m \end{cases}$$

که در آن:

$$\begin{cases} a_0 = 1 - e^{-k(t_m - t_m)} \\ a_1 = k e^{-k(t_m - t_0)} \\ a_2 = -\frac{1}{2} k^2 e^{-k(t_m - t_0)} \end{cases}$$

در این توابع t_m از معادله زیر بدست می‌آید:

$$t_m = -\frac{1}{k}\ln(1 - e^{kt_0}) + t_0$$

روش استنتاج چند مدلی: از یک رویکرد اطلاعاتی-تئوریکی به نام استنتاج چند مدلی (A Multi-Model Inference, MMI) جهت مدل-سازی رشد استفاده شد (Burnham and Anderson 2001; Katsanevakis and Maravelias, 2008). سه مدل استفاده شده به صورت زیر بود:

مدل فون‌برتلانفی (Von Bertalanffy):

Von Bertalanffy (VB): $L_t = \beta_2 + (\beta_1 - \beta_2)(1 - exp(-\beta_3 t))$

در این معادله: L_t برابر است با طول به عنوان تابعی از زمان، β_1 برابر است با طول بی‌نهایت بر حسب سانتی‌متر، β_2 برابر است با طول هنگام تولد (L_0) و β_3 برابر است با k (years^{-1}).

مدل گامپرتز (Gompertz):

Gompertz (GOM): $L_t = \beta_2 exp\left(ln\frac{\beta_2}{\beta_1}\right)(1 - \exp(-\beta_3 t))$

در این معادله: L_t برابر است با طول به عنوان تابعی از زمان، β_1 برابر است طول بی‌نهایت بر حسب سانتی‌متر، β_2 برابر است با طول هنگام تولد (L_0) و β_3 برابر است با k (years^{-1}).

مدل لجستیک (Logistic):

Logistic (LOG): $L_t = \frac{\beta_1 \beta_2 \exp(\beta_3)}{\beta_1 + \beta_2(\exp(\beta_3 t) - 1)}$

در این معادله: L_t برابر است با طول به عنوان تابعی از زمان، β_1 برابر است طول بی‌نهایت بر حسب سانتی‌متر، β_2 برابر است با نقطه عطف طول و β_3 برابر است با k (years^{-1}).

مدل‌ها با استفاده از روش حداکثر درست‌نمایی (Maximum Lilelihhod) در نرم افزار آماری Excel 2013 با استفاده از زبان برنامه VPA برازش شدند (Haddon, 2011).

بررسی کارایی مدل: کارایی مدل‌ها نسبت به یکدیگر با استفاده از ضریب اطلاعاتی Akaike (Akaike's Information Criteria, AIC) ارزیابی شد (Akaike, 1974).

$$\mathbf{AIC = -2\ Log\ L\ (\theta) + 2\ K}$$

بهترین مدل، مدلی است که کمترین مقدار AIC، AICmin را دارد. تفاوت‌های AIC به صورت ΔAICi = AICi -AICmin محاسبه شد و جهت حمایت از مدل‌های باقیمانده (I=1-3) نسبت به بهترین مدل رتبه گذاری شد. مدل‌هایی که Δ AICi آن‌ها بین ۰ تا ۲ بود حمایت اساسی داشتند، در حالی که مدل‌هایی که Δ AICi آنها بین ۴ تا ۷ بود به‌طور قابل توجهی حمایت کمتری داشت. مدل‌هایی با Δ AICi بالاتر از ۱۰ است، ضرورتاً هیچ گونه حمایتی نداشت. وزن-های Akaike (w) به صورت وزن شاهد به نفع مدلی که بهترین مدل در مجموعه مدل‌های دلخواه است، محاسبه شد (Burnham and Anderson, 2001).

BIC معیاری جهت انتخاب مدل از میان مجموعه مدل‌های برازش شده برای مجموعه‌ای محدود از داده‌هاست. بخشی از این معیار بر اساس تابع احتمال می‌باشد و لذا به‌هنگام وقوع برازش بیش‌ازحد براثر افزایش احتمال برای مدل‌هایی با پارامترهای مازاد، این معیار می‌تواند شاخص مناسب‌تری جهت برازش مناسب بودن مدل در مقایسه با معیار AIC باشد (Schwarz, 1978).

$$\mathbf{BIC = -2\ Log\ L\ (\theta) + K\ ln\ (n)}$$

۳ | نتایج

در مجموع تعداد ۹۵۵ عدد ماهی حلوا سفید در آب‌های استان هرمزگان مورد زیست سنجی قرار گرفت. از این تعداد ۵۶۵ عدد ماهی (۳۳۸ نر و ۲۲۷ ماده) تعیین جنسیت شد. به طور کلی بیش‌ترین فراوانی طولی (طول چنگالی) مربوط به دامنه طولی ۱۶-۱۸سانتی‌متر بود (شکل ۲).

میانگین طول چنگالی ماهی حلوا سفید ۱۷/۱۰ سانتیمتر برآورد شد. کوچکترین و بزرگترین طول ماهیان صید شده به ترتیب ۶/۲ و ۳۴/۲ سانتیمتر بود. همچنین حداقل و حداکثر وزن، به ترتیب برابر ۱۴ و ۱۳۰۴/۹ گرم بود (جدول ۱).

نتایج آنالیز کولموگراف- اسمیرنف نشان داد که توزیع فراوانی طولی دو جنس نر و ماده، دارای اختلاف معنی داری بود (Dks=2.44, p=0) (شکل۳).

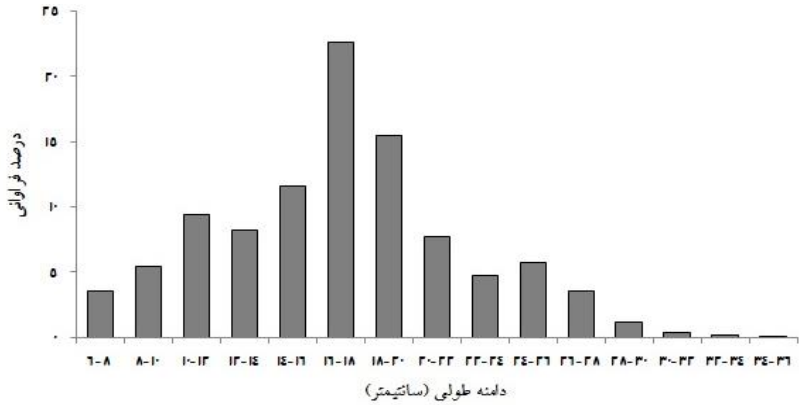
رابطه طول-وزن بعد از برازش به روش حداقل مربعات برای جنس نر، ماده و برای کل ماهیان حلوا سفید به ترتیب برابر: $L^{۲/۷۸۷۶}$ W=۰/۰۶۸۸۲، $L^{۲/۸۹۲۳}$ W=۰/۰۴۷۴۱ و $L^{۲/۷۷۸}$ W=۰/۰۷، محاسبه شد (شکل ۴).

بررسی پیراسنجه‌های رشد بر اساس تعیین سن: بیشترین سن تعیین شده برای جنس نر ۵/۴ سال و برای جنس ماده ۶/۷ سال مشاهده شد (جدول ۲).

منحنی های طول-سن با استفاده از پارامترهای رشد برآورده شده بوسیله تعیین سن نیز ترسیم گردید (شکل ۵).

[Downloaded from jair.gonbad.ac.ir on 2026-11-25]

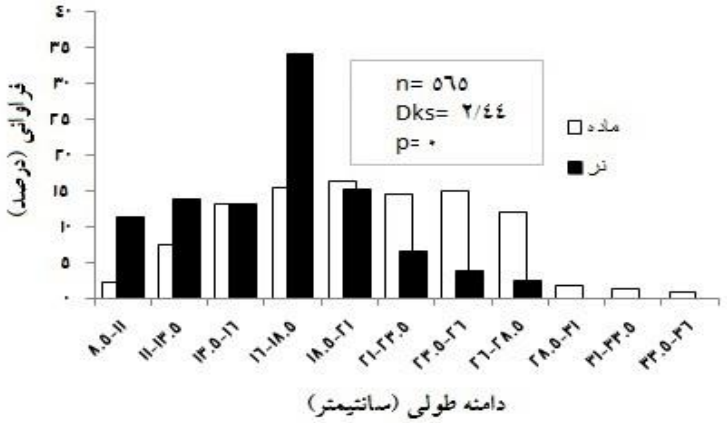
[DOI: 10.22034/jair.11.3.1]



شکل۲- توزیع فراوانی کل جمعیت ماهی حلوا سفید در آب‌های استان هرمزگان بر حسب طول چنگالی

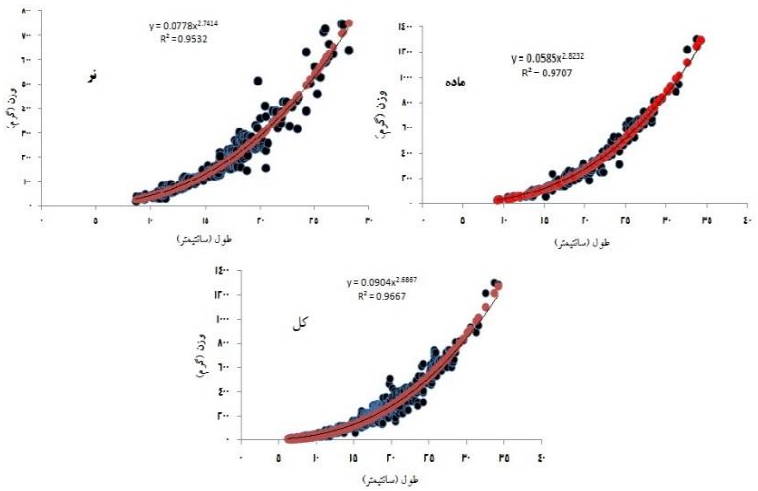
جدول ۱- نتایج زیست‌سنجی بر حسب طول چنگالی و وزن کل برای ماهی حلوا سفید در آب‌های استان هرمزگان

جنسیت	طول (سانتیمتر)				وزن (گرم)				
	میانگین	خطای معیار	حداقل	حداکثر	میانگین	خطای معیار	حداقل	حداکثر	تعداد
نر	۱۶/۶۸	۰/۲۲	۸/۶	۲۸/۱	۲۰۲/۷۱	۷/۷۵	۲۲/۴	۷۴۷/۱	۳۳۸
ماده	۲۰/۵۷	۰/۳۴	۹/۲	۳۴/۲	۳۵۰/۱۲	۱۵/۹۵	۳۳/۵	۱۳۰۴/۹	۲۲۷
کل	۱۷/۱۰	۰/۱۶۵۵	۶/۲	۳۴/۲	۲۲۷/۹۱	۵/۹۹	۱۴	۱۳۰۴/۹	۹۵۵



شکل ۳- توزیع فراوانی طولی برای جنس نر و ماده‌ی ماهی حلوا سفید در آب‌های استان هرمزگان

مطالعات رشد



شکل ۴- رابطه‌ی طول- وزن جنس نر و ماده‌ی ماهی حلوا سفید در آب‌های استان هرمزگان

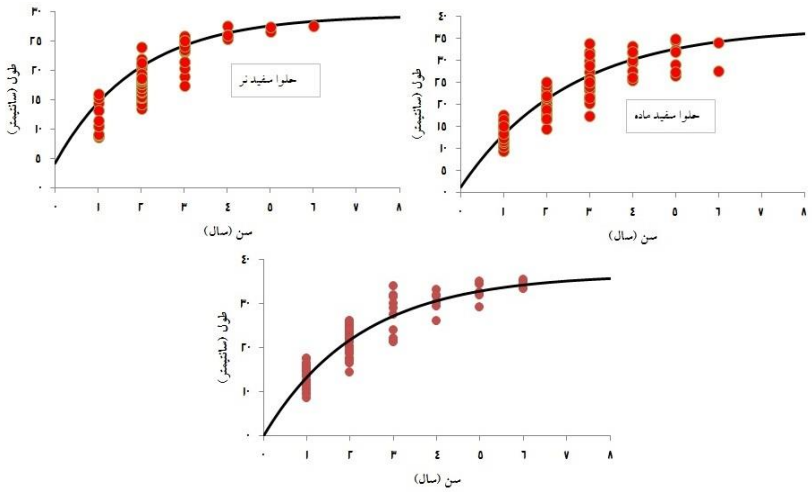
[Downloaded from jair.gonbad.ac.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.22034/jair.11.3.1]

جدول ۲: پارامترهای رشد به رو ش گولاند و هولت برای جنس نر و ماده‌ی حلوا سفید در آب‌های استان هرمزگان

جنسیت	قبل از برازش				بعد از برازش			
	L_∞	K	t_0	t_{max}	L_∞	K	t_0	t_{max}
نر	۳۰/۰۶	۰/۴۸۵	- ۰/۳۵	۵/۸۳۵	۲۹/۵۴	۰/۵۲۸	- ۰/۳۰	۵/۳۸۲
ماده	۳۶/۶۱	۰/۴۴۸	- ۰/۳۴۶	۶/۳۵۰	۳۶/۷۵	۰/۴۵	۰	۶/۶۶۷
کل	۳۴/۰۶	۰/۳۷۳	- ۰/۴۲۳	۷/۶۲۰	۳۴/۶۵	۰/۴۰۹	- ۰/۰۳۰	۷/۳۰۵

- K برابر با ضریب رشد، L_∞ برابر با طول بی‌نهایت، t_0 برابر با زمان فرضی در طول صفر، t_{max} برابر با حداکثر سن



شکل ۵: نمودار رابطه سن (سال) و طول (سانتی‌متر) ماهی حلوا سفید در آب‌های استان هرمزگان

مقایسه رشد با استفاده از روش چند مدلی (MMI):

منحنی‌های رشد برای ماهی حلوا سفید نر و ماده توسط سه مدل رشد ترسیم گردید. بعد از برازش مدل های رشد به روش ماکزیمم درست نمایی، میزان AIC برای هر مدل برآورد گردید. نتایج بررسی مدل‌ها نشان داد که بهترین مدل برای تبیین نوع رشد برای دو جنس ماهی حلوا سفید مدل رشد گامپرتز بود. اما با توجه به اختلاف میزان AIC بین دو مدل لوجستیک و گامپرتز در جنس نر که میزان آن زیر عدد ۲ است از مدل لوجستیک نیز برای تبیین رشد ماهی حلوا سفید نر در منطقه مورد مطالعه می‌توان استفاده کرد. اما با توجه به اختلاف AIC به‌دست آمده برای مدل لوجستیک، استفاده از این مدل برای تبیین رشد ماهی حلوا سفید ماده توصیه نمی‌گردد (جدول ۳).

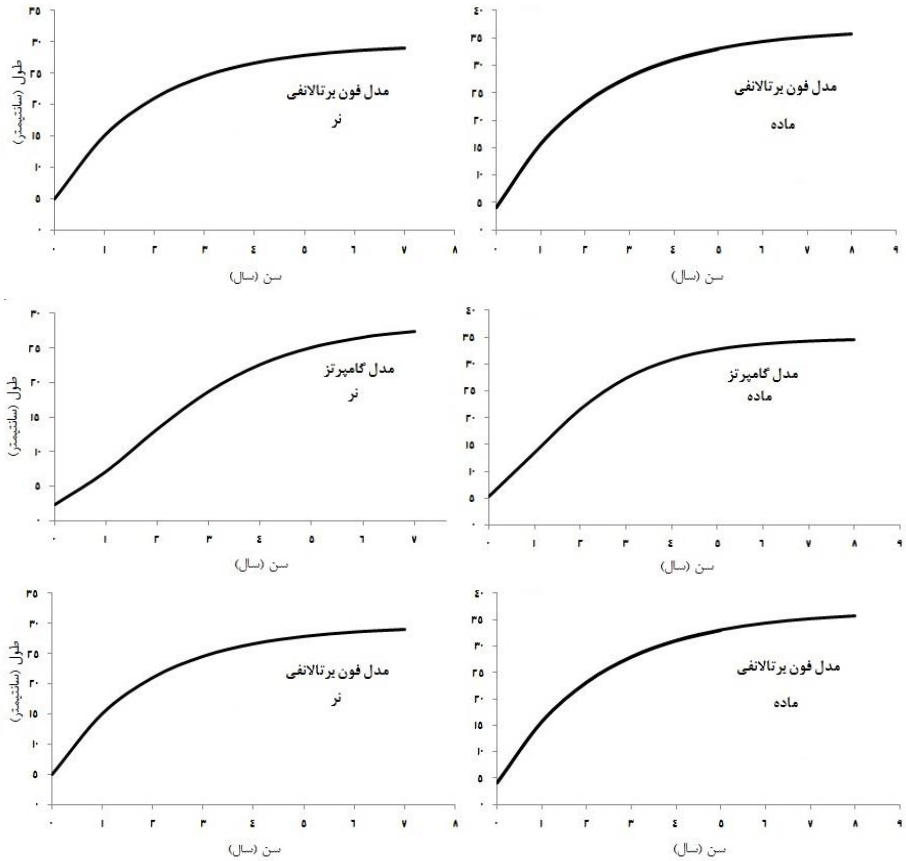
با توجه به پارامترهای β_1، β_2 و β_3 برآورد شده و برازش شده توسط ماکزیمم درست نمایی منحنی های رشد برای هر دوجنس نر و ماده ماهی حلوا سفید در آب های خلیج فارس و دریای عمان ترسیم شد (شکل ۶).

جدول ۳: جدول مقایسه سه مدل رشد برای داده‌های طول-سن ماهی حلوا سفید. بهترین مدل بصورت پررنگ نمایش داده است و کمترین میزان معیار اطلاعاتی (AIC) را به خود اختصاص می‌دهند. اعتبار دیگر مدل‌ها با مقایسه میزان تفاوت میزان معیار اطلاعاتی (AIC) بدست می‌آید. برآورد بهترین برازش برای پارامترهای β1، β2 وβ3 در جدول نشان داده شده است.

جنس	مدل	N	AIC	BIC	β_1	β_2	β_3
نر	VB	۸۸	۳۳	۲۹/۸۶	۲۹/۵۳	۰/۵۲۷	۴/۱
	GOM	**۸۸**	**۲۸/۶۴**	**۲۵/۵**	**۲۸/۴۱**	**۰/۶۰**	**۲/۲۵**
	LOG	۸۸	۲۹/۲۷	۲۶/۱۳	۲۷/۸۲	۰/۵۱	۶/۲
ماده	VB	۸۶	۱۶/۴	۱۳/۲	۳۶/۲	۰/۴۴۸	۴/۲
	GOM	**۸۶**	**۱۳/۶**	**۱۰/۱**	**۳۴/۸۹**	**۰/۶۸**	**۵/۳**
	LOG	۸۶	۴۴/۹۷	۴۲/۳۱	۳۴/۱۶	۰/۹۰	۷/۲

[Downloaded from jair.gonbad.ac.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.22034/jair.11.3.1]



شکل ۶- منحنی‌های طول-سن برآورده شده در مدل‌های مختلف برای ماهی حلوا سفید در آب‌های استان هرمزگان

منحنی های رشد گروه های همزاد

با در نظر گرفتن فراوانی های طولی مشاهده شده و پارامترهای رشد محاسبه شده، منحنی رشد گروه های همزاد طولی نیز رسم شد. بیشترین فراوانی ماهیان کوچک برای هر دو جنس در تیر ماه و مرداد ماه مشاهده شد. بزرگترین دسته‌های طولی برای جنس نر در ماه‌های تیر و خرداد مشاهده شد. کمترین دامنه‌ی طولی برای دو جنس در ماه‌های دی و بهمن مشاهده شد (شکل ۷).

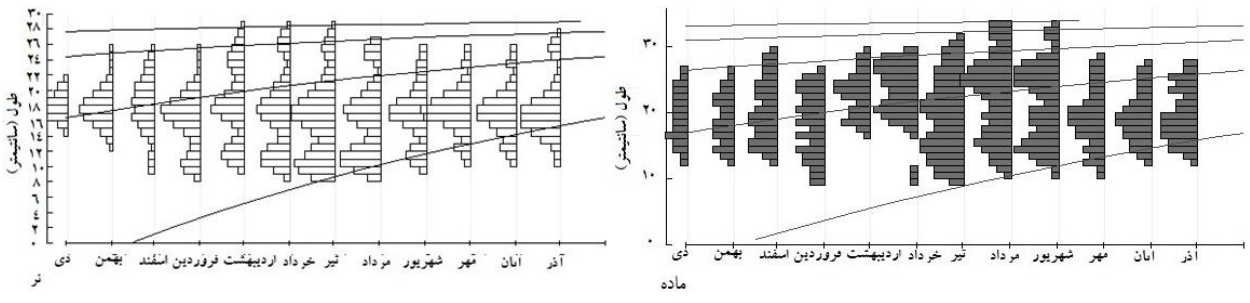
نمودار وزن- سن با استفاده از مقادیر به دست آمده برای ماهی حلوا سفید رسم شد. با توجه به پارامترهای به‌دست آمده رابطه وزن-سن برای ماهی حلوا سفید برای جنس نر به صورت زیر بود:

$$\widehat{W}_T = 864.19\left[1 - e^{-0.53[t-(-0.307)]}\right]^{2.79}$$

همچنین برای جنس ماده ماهی حلواسفید به صورت زیر بود:

$$\widehat{W}_T = 1346.36\left[1 - e^{-0.51[t-(-0.307)]}\right]^{2.89}$$

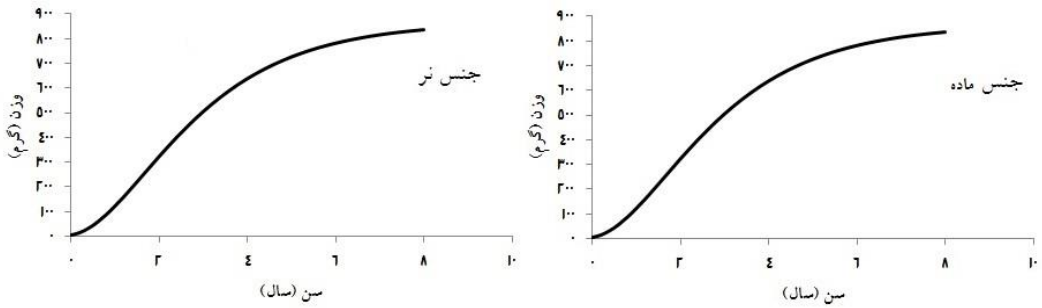
نمودار وزن-سن ترسیم شده نشان‌دهنده سرعت رشد کم ماهی حلوا سفید تا سن ۲ سالگی می‌باشد. پس از ۲ سالگی تا سن ۴ سال سرعت رشد بالا است. از سن ۴ سال تا ۶ سال، این میزان رشد بطئی‌تر شده تا ۶ سالگی به بعد به یک مجانب می رسد (شکل ۸).



شکل ۷- منحنی گروه‌های همزاد طولی برا جنس نر و ماده‌ی ماهی حلوا سفید در آب‌های استان هرمزگان

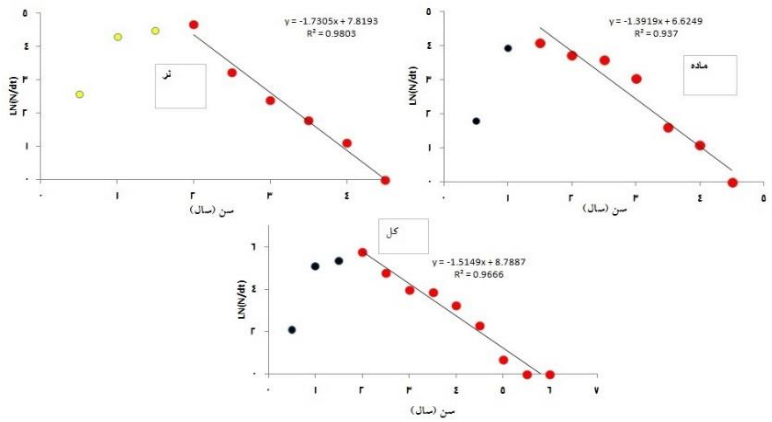
[Downloaded from jair.gonbad.ac.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.22034/jair.11.3.1]

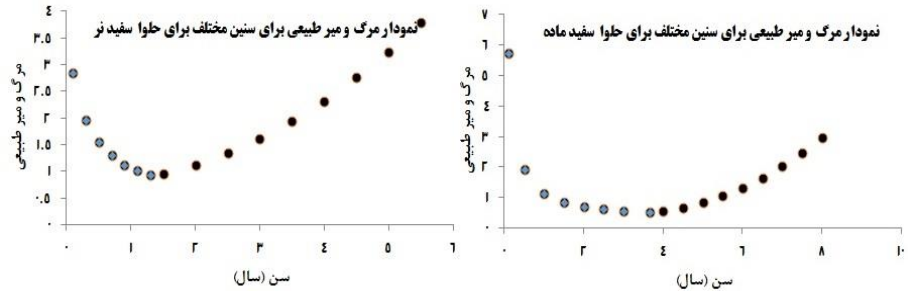


شکل ۸: رابطه وزن-سن برای جنس نر و ماده ماهی حلوا سفید در آب‌های استان هرمزگان ترسیم شده از پارامترهای رشد بدست آمده به روش الفان مرگ ومیر

مرگ و میر کل به روش منحنی صید سنی ترسیم شد (شکل ۹). همچنین مرگ و میر طبیعی به روش چن و واتابه محاسبه گردید. منحنی مرگ و میر طبیعی برای این گونه بیانگر این است که برای جنس ماده این گونه کمترین میزان مرگ و میر در سنین ۲-۴ سال و برای جنس نر این گونه کمترین میزان مرگ و میر طبیعی برای سنین ۱-۲ سال اتفاق می‌افتد (شکل ۱۰). میزان مرگ و میر و ضریب بهره‌برداری برای هر دو جنس گونه ماهی حلوا سفید در صیدگاه‌های عمده این گونه در آب‌های خلیج فارس و دریای عمان محدوده استان هرمزگان محاسبه گردید (جدول ۴).



شکل ۹- مرگ و میر جنس نر و ماده ماهی حلوا سفید در آب‌های استان هرمزگان



شکل ۱۰- نمودار مرگ و میر طبیعی برای جنس نر و ماده ماهی حلوا سفید در آب‌های استان هرمزگان

جدول ۴- مشخصات آماری میزان مرگ و میر کل، صیادی، طبیعی و ضریب بهره برداری جنس نر ماده ماهی حلوا سفید در آب‌های استان هرمزگان

جنسیت	مرگ و میر طبیعی (M)	مرگ و میر صیادی (F)	مرگ و میر کل (Z)	ضریب بهره برداری (E)
نر	۰/۸	۱/۱۵۸	۱/۹۵۸	۰/۵۹۱
ماده	۰/۷۲	۰/۶۷	۱/۳۹	۰/۴۸۲
کل	۰/۷	۰/۸۱	۱/۵۱	۰/۵۳۶

[Downloaded from jair.gonbad.ac.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.22034/jair.11.3.1]

۴ | بحث و نتیجه‌گیری

در سال‌های اخیر، ذخیره ماهی حلوا سفید تحت صید بی‌رویه قرار گرفته است و کاهش ذخیره، کاهش صید و کاهش طول بی‌نهایت این گونه شده است. مشاهده می‌شود که در مجموع دامنه‌ی طولی در آب-های ایران کمتر است (جدول ۵). به علت وضعیت اقتصادی بد صیادان، ضوابط مربوط به چشمه تور و تلاش صیادی به طور کامل رعایت نمی-شود. این امر موجب افزایش فشار صیادی و صید بی‌رویه شده که در نهایت موجب صید ماهیان کوچکتر می‌شود. این تحقیق با تحقیق صورت گرفته در آب‌های خوزستان (۱۷/۶۹) نزدیک است (Hashemi *et al*., 2012). متوسط طول چنگالی در آب‌های هرمزگان ۱۶/۷۲ سانتی‌متر گزارش شد (Momeni and Kamrani, 2006). بیشترین فراوانی در دسته‌ی طولی ۲۲-۲۱ سانتی‌متر گزارش شد (Ali and Hussain, 2000). در سال ۲۰۰۶، بیشترین فراوانی را در دسته‌ی طولی ۱۸/۹-۱۸ سانتی‌متر گزارش شد (Momeni and Kamrani, 1385).

جدول ۵- کمترین و بیشترین طول چنگالی مشاهده شده در مناطق مختلف بر حسب سانتی‌متر

پژوهشگران	سال تحقیق	منطقه تحقیق	کمترین طول	بیشترین طول
Momeni and kamrani	۲۰۰۶	هرمزگان	۷	۳۰
Almatar et al	۲۰۰۴	کویت	۱۴	۱۸/۵
Ali and Hussain	۲۰۰۰	عراق	۱۰	۳۷
Nasir	۲۰۱۶	عراق	۶/۵	۳۲
Shubhadeep Ghosh et al	۲۰۰۹	هند	۱۴	۳۸/۹
Present study	۲۰۱۸	هرمزگان	۶/۲	۳۴/۲

نتایج تحقیق حاضر نشان می‌دهد که ماهیان ماده‌ی ماهی حلوا سفید دارای میانگین طولی و وزنی بالاتری نسبت به نرها هستند. در سال ۲۰۰۴ گزارش شد که در طول نمونه‌برداری سالانه نرها نسبت به ماده‌ها همواره و به‌طور واضحی کوچکتر هستند (Almatar et al., 2004). همچنین نمودار دسته‌های مختلف طولی برای ماهیان نر و ماده‌ی حلوا سفید در آب‌های کویت رسم نمودند و مشخص کردند که ماده‌ها نسبت به نرها به علت داشتن سرعت رشد بالاتر به اندازه‌ی بیشتری می‌رسند (Hussain and Abdollah, 1977).

مدل‌های براساس طول (Length Based Models) برای مقایسه-ی پارامترهای جمعیت ماهی حلوا سفید باید به صورت مکرر مورد استفاده قرار گیرند (Morgan, 1985; Parsamanesh, 2001). تفاوت میان پارامترهای رابطه طول و وزن (a و b) در این مطالعه و سایر پژوهش‌های صورت گرفته تفاوت‌هایی در رشد دو جنس مشاهده می-شود. بنابراین زمانی که پارامترهای جمعیتی مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد، جنس‌ها باید به صورت جداگانه مورد بررسی قرار گیرند. زیرا اگر تفاوت‌های مربوط به جنس در نظر گرفته نشود، پارامترهای مربوط به رشد این گونه، گمراه کننده خواهد بود (Almatar et al., 2004). در تحقیقی در آب‌های کویت (خلیج فارس) گزارش شد، از آنجایی که نرها نسبت به ماده‌ها زودتر به بلوغ جنسی می‌رسند، رابطه طول- وزن دوجنس متفاوت است (Dadzie et al., 2000; Shubhadeeb Ghosh et al., 2009). بنابراین رابطه‌ی طول- وزن برای دو جنس به صورت جداگانه محاسبه شد. برای هر دو جنس ماهی حلوا سفید با افزایش وزن و طول چنگالی رابطه معنی داری مشاهده شد ($p< ۰/۰۵$). با توجه مقدار b به‌دست آمده در تحقیق حاضر می‌توان بیان نمود که ماهی حلوا سفید در استان هرمزگان از رشد آلومتریک منفی (Negative Allometeric) برخوردار هستند. در تحقیق صورت گرفته در کویته (Quetta)، رشد هر دو جنس به‌صورت آلومتریک منفی ($p< ۰/۰۵$) گزارش شد (Din *et al*, 2015). بطور کلی رشد ماهیان مربوط به خانواده استروماتیده (Stromatidae) به صورت آلومتریکی است و این نظریه مطالعه ما را تأیید می‌کند (Headrich, 1967). مقدار ضریب b در آب‌های هرمزگان ۳/۰۹ برآورد شد که نشاندهنده‌ی رشد ایزومتریک (Isometric) است (Momeni and Kamrani, 2006). شاید دلیل اختلاف مطالعه ما با آنها به این دلیل باشد که در مطالعه آنها نمونه‌های جمع‌آوری شده کوچکتر بوده و نمونه‌برداری در منطقه‌ی به دور از منطقه‌ی تخمریزی صورت گرفته است (Momeni and Kamrani, 2006).

ماهیان معمولاً نمی‌توانند شکل بدن خود را طی دوران زندگی ثابت نگه دارند و رشد ماهی بصورت همگون صورت نمی‌گیرد. از جمله دلایل این تغییرات می‌توان به نوسان‌های عوامل زیست‌محیطی، شرایط فیزیولوژی ماهی در زمان جمع‌آوری نمونه، جنسیت، پیشرفت گنادها و شرایط محیط زیست ماهی اشاره کرد. در رابطه طول و وزن، مقادیر a و b نه تنها در گونه‌های مختلف، بلکه در گونه‌های یکسان نیز با یکدیگر تفاوت دارند. علت این اختلاف را می‌توان به نوسانات فصلی، تغییرات درجه حرارت و شوری، شرایط تغذیه‌ای و محل باروری ماهی نسبت داد (Biswas, 1993). گزارش شد که مدیریت صید و تلاش صیادی در کنار تغییرات شرایط اقلیمی، ترکیب طولی- وزنی جمعیت این گونه را تغییر داده و در نهایت می‌تواند بر رابطه‌ی طول- وزن این گونه تاثیر گزار باشد و موجب مشاهده تفاوت‌هایی در مناطق مختلف می‌شود (Ghafleh Marmazi *et al*., 2010). در نتیجه این عوامل می‌تواند در اختلاف نتایج ما با سایر مشاهدات نقش داشته باشد.

مقدار طول بیشینه یا L_∞ در این تحقیق برابر ۳۴۶ میلی‌متر به دست آمد. کمترین طول بی‌نهایت در خلیج بنگال گزارش شد (Mustafa, 1993). بیشترین طول بی‌نهایت در خلیج فارس (عراق) گزارش شد (Mohamed, 2008). طول بی‌نهایت به دست آمده در این مطالعه در مقایسه با L_∞ بدست آمده در مناطق دیگر اندکی کمتر بود (جدول ۶). تفاوت اندک آن با مطالعات دیگر با دامنه عددی ۴۲۴-۲۸۰ میلی‌متر، می‌تواند به‌دلیل شرایط محیطی مختلف و فشار صیادی متفاوت باشد (Begg et al., 1999). این پدیده می‌تواند به دلیل متفاوت بودن شرایط اکولوژیکی منطقه، متفاوت بودن شرایط فیزیولوژیکی گونه، تغییرات غذایی، فشار صیادی و روش نمونه‌برداری باشد (Biswas, 1993). میزان ذخیره‌ی غذایی قابل دسترس به طور شاخص بر طول بی‌نهایت تأثیر می‌گذارد.

[Downloaded from jair.gonbad.ac.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.22034/jair.11.3.1]

جدول ۶- شاخص‌های رشد برآورد شده ماهی حلوا سفید در مناطق مختلف بر حسب طول چنگالی

منطقه مورد بررسی	پژوهشگران	L_∞ (mm)	k (year^{-1})
خلیج فارس (کویت)	Morgan, 1985	۳۲۵	۰/۵۵
خلیج بنگال	Mustafa, 1993	۲۸۰	۰/۶۳
خلیج بنگال	Mustafa, 1999	۲۹۸	۰/۵۳
خور موسی (ایران)	Salari, 1996	۳۷۵	۰/۹۹
خلیج فارس (عراق)	Mohamed *et al.*, 2008	۴۲۴	۰/۵۳
خلیج فارس (عراق)	Amrollahi *et al.*, 2011	۳۳۹	۰/۵۵
خلیج فارس (ایران)	Hashemi, *et al.*, 2012	۳۵۵	۰/۵۶
خلیج فارس (ایران)	Momeni and Kamrani, 2006	۳۴۰	۰/۶۳
خلیج فارس (ایران)	Present study	۳۴۶	۰/۵۱

کاهش طول بی‌نهایت به دست آمده در این تحقیق، نسبت به تحقیقات گذشته می‌تواند به علت افزایش فشار صیادی در چندین سال اخیر باشد. در واقع به دلیل فشار صیادی بالا، اجازه رشد کافی به جمعیت این گونه داده نشده است. همچنین می‌تواند به دلیل تفاوت‌های اکولوژیکی ایجاد شده در شمال خلیج فارس باشد که روی رفتار تغذیه‌ای این گونه اثر گذاشته است (Al-Yamani *et al.*, 1997). کاهش طول متوسط این گونه در چند سال اخیر می‌تواند به کاهش حضور افراد مسن در ترکیب جمعیتی این ماهی منجر گردد. این ذخیره در معرض صید بی‌رویه قرار گرفته و باید فشار صیادی شدید بر ذخیره این ماهی کاهش یابد. البته تنها با ترکیب سنی جمعیت نمی‌توان چنین نتیجه‌ای را گرفت (Amrollahi *et al.*, 2011).

مقدار ضریب رشد (k) بدست آمده در این تحقیق (۰/۵۱ year^{-1}) نسبت به تحقیقات دیگر کمی متفاوت بود. از عوامل موثر بر رشد می‌توان به کیفیت مولدین، زمان تکثیر، دمای محیط تکثیر، فراوانی غذا در محیط، رشد نوزادان، منابع غذایی اصلی، رقابت غذایی فراوانی جمعیت دمای محیط زندگی و شرایط بوم سازگان اشاره نمود (Nikolsky, 1969). آبزیان دارای عمر طولانی نسبت به آبزیان کوتاه عمر، دارای ضریب رشد کمتری هستند. پارامترهای رشد تحت تأثیر درجه حرارت قرار دارند (Jones, 1999). با توجه به شرایط محیطی موجود در استان هرمزگان، هر یک از عوامل مورد اشاره و یا ترکیبی از آنها می‌تواند در این زمینه موثر باشد. هر چند مقادیر این پارامترها حتی در یک منطقه‌ی واحد نیز ممکن است به دلیل تغییرات محیطی متفاوت باشد (King, 1995). به دلیل اثر گذاری شرایط محیطی نظیر درجه حرارت، اکسیژن محلول، شوری و سایر عوامل محیطی دیگر بر متابولیسم ماهیان، پارامترهای رشد برای یک گونه در نقاط مختلف، متفاوت است. از طرف دیگر دگرگونی‌های دمای زیست محیطی، هم بر ضریب رشد و هم بر طول بی‌نهایت اثرگذار است و به نظر می‌آید که مقدار k به طور لگاریتمی با افزایش دمای آب افزایش می‌یابد و در طرف دیگر از میزان طول بی‌نهایت کاسته می‌شود، هر چند که کاهش طول بی‌نهایت به نسبت کمتر از افزایش ضریب رشد رخ می‌دهد (Sparre and Venema, 1998). همه این عوامل در کنار تراکم جمعیت ذخیره، آلودگی‌های گوناگون و برخی دگرگونی‌ها در بوم‌شناسی رفتاری جانور می‌تواند ضرایب و نرخ رشد یک گونه را دگرگون کند. لذا اختلاف موجود در پارامترهای رشد محاسبه شده، می‌تواند به دلیل شرایط ذکر شده باشد.

مقدار سن در طول صفر در این تحقیق منفی بدست آمد. این امر بیانگر این است که این گونه در مراحل لاروی دارای نرخ رشد بالاتری نسبت به مرحله بلوغ می‌باشد (King, 1995). در مکان‌های مختلف با توجه به شرایط محیطی و تغییر طول بی‌نهایت و ضریب رشد، میزان سن طول صفر نیز تغییر می‌کند. میزان سن در طول صفر، با افزایش ضریب رشد و کاهش طول بی‌نهایت افزایش می‌یابد (Sparre and Venema, 1998).

در مطالعه حاضر برخلاف مطالعات دیگر، مرگ و میر به روش چن و واتابه مورد بررسی قرار گرفت، که مرگ و میر را در هر گروه سنی برای جنس نر و ماده مشخص کرد و در محاسبه میزان مرگ و میر در هر گروه سنی، از پارامترهای k و t_0 استفاده شد. مرگ و میر کل، حاصل جمع مرگ و میر طبیعی و صیادی است. افزایش هر کدام از آنها، موجب افزایش مرگ و میر کل می‌شود. مرگ و میر طبیعی در یک جامعه جانوری کمتر در اثر کهولت سن اتفاق می‌افتد و تقریباً ۹۰٪ بر اثر روابط شکار و شکارچی می‌باشد (Niameymandi *et al.*, 2003). مرگ و میر کل (Z) بر اساس لگاریتم طبیعی تعداد افراد بر تغییرات زمان و سن نسبی ماهی محاسبه می‌شود. از آنجایی که این گونه، از گونه‌های گرمسیری به شمار می‌رود، میزان ضریب مرگ و میر طبیعی بالایی به دست آمد. این موضوع به دلیل بالا بودن سرعت رشد بیشتر و طول عمر کوتاه‌تر این گونه‌ها می‌باشد و به‌نظر می‌رسد، میزان زیاد مرگ و میر کل ناشی از مرگ و میر طبیعی است (Morgan, 1985). عوامل مختلفی موجب افزایش مرگ و میر طبیعی یک گونه می‌شود. یکی از این عوامل آلودگی نفتی است. گزارش شد که در سال‌های اخیر نسبت به سال‌های گذشته، میزان آلودگی در بافت‌ها و گناد حلوا سفید ماهیان افزایش یافته است (Mohamed *et al.*, 2008). در آبهای کویت ضریب مرگ و میر کل این گونه را ۱/۶۴ به دست آوردند که به مطالعه‌ی ما بسیار نزدیک است. آنها افزایش مرگ و میر صیادی را عامل افزایش دهنده مرگ میر کل اعلام نمودند که به افزایش ضریب بهره‌برداری منجر می‌شود (Ali *et al.*, 2000).

در یک ذخیره که به صورت بهینه مورد بهره‌برداری قرار می‌گیرد، مرگ و میر صیادی با مرگ و میر طبیعی برابر است. این موضوع در ضریب بهره‌برداری ۰/۵ رخ خواهد داد. اگر ضریب بهره‌برداری بیش از ۰/۵ باشد، جمعیت تحت فشار صید بی‌رویه قرار دارد و اگر کمتر از ۰/۵

[Downloaded from jair.gonbad.ac.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.22034/jair.11.3.1]

باشد، یعنی جمعیت ظرفیت بهره‌برداری بیشتری دارد (Gulland, 1969). ضریب بهره‌برداری به دست آمده در این مطالعه و مطالعات دیگر، نشان می‌دهد که نرخ بهره‌برداری در خلیج فارس، بیش از حد بهینه است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که ذخیره این ماهی در خلیج فارس، تحت صید بی‌رویه است و سیاست مدیریتی بهتری باید در این منطقه اجرا گردد. این سیاست‌ها می‌تواند شامل محدودیت زمانی و مکانی صید و ابزار به کار گرفته شده در آن باشد. به طور مثال، فصل ممنوعیت صید این گونه افزایش یابد. مثلا از ماه فروردین تا شهریور ماه که همزمان با اوج تخمریزی این گونه است، نظارت بیشتری اعمال شود. زیرا صید قاچاق این گونه در فصل تخمریزی، شدت بیشتری پیدا می‌کند. برای بازسازی ذخیره لازم است، حداقل یکبار به مولدین اجازه تخمریزی داده شود. همچنین می‌توان با احداث زیستگاه مصنوعی از صید قاچاق این گونه جلوگیری نمود و مرگ و میر صیادی در این مناطق را تحت کنترل قرار داد. از صید این گونه توسط ابزار غیر مجاز شامل تور مشتا، تور گوشگیر و تور ترال جلوگیری نمود و با انتخاب اندازه چشمه تور مناسب، به ذخیره این گونه فرصت بازسازی داد.

جدول ۷: مقدار مرگ و میرهای طبیعی، صیادی، کل و ضریب بهره‌برداری مناطق مختلف

محققین	سال	منطقه	طبیعی	صیادی	کل	ضریب بهره برداری
Ali and Mohammad	1993	عراق	۰/۱۴۶	۰/۶۲۸	۰/۷۴	۰/۱۸۹
Ali *et al*	2000	عراق	۰/۷۶	۰/۸۸	۱/۶۴	۰/۵۴
Mohamed *et al*	2008	عراق	۱/۲۵	۰/۹	۲/۱۵	۰/۴۲
Amrollahi *et al*	2011	ایران	۰/۵۸	۱/۴۹	۲/۰۷	۰/۷۲
Hashemi *et al*	2012	ایران	۱/۰۷	۱/۹۹	۳/۰۶	۰/۵۶
Present study	2018	ایران	۰/۷	۰/۸۱	۱/۵۱	۰/۵۴

پست الکترونیک نویسندگان

علی نکورو: alinekuroo@yahoo.com
احسان کامرانی: ezas47@gmail.com
محسن صفائی: msn_safaie@yahoo.com
هادی رییسی: raeisi_hadi@yahoo.com
محمد مؤمنی: msmk63@yahoo.com

REFERENCES

Akaike H. 1974. A new look at the statistical model identifcation. IEEE Transactions on Automatic Control, 19: 716-723.

Al-hussaini M. 2003. Fishery of shared stock of the Pomfret (*Pampus argenteus*) in the Northern Gulf. Department of FAO Fisheries, Rome. Report number: 658.

Al-hussaini M. 2006. Fishery of shared stock of Silver Pomfret (*Pampus argenteus*) in the northern Persian Gulf. Department of Aquaculture & Fisheries. Kuwait Institute for Scientific Research. FAO. 17 p.

Ali T.S., Mahmood A.R. 1993. Growth, mortality and stock assessment of Silver Pomfret (*Pampus argenteus*) in north western Persian Gulf. International Journal of Agriculture Science Research, 3(1): 18-32.

Ali. T.S., Mahamed R.M., Hussain, N.A. 2000. Growth, mortality and stock assessment of Silver Pomfret (*Pampus argenteus*) in north western Arabian Gulf. Marina Mesopotamia, 15 (2): 373-378.

Almatar S., Al-Abdullah, K., Abu-Rezq T. 2000. Larval developmental stages of laboratory- reared Silver Pomfret (*Pampus argenteus*). Ichtyological Research, 47(2): 137-141.

Almatar S., Lone K.P., Abu-Rezq T., Yusef A.A. 2004. Spawning frequency, fecundity, egg weight and spawning type of Silver Pomfret (*Pampus argenteus*) in Kuwait waters. Journal of Applied Ichthyology, 20: 176–188.

Al-Yamani F., Durvasula R., Ismail W., Al-Rifaie K., Al-Saeed N., Al-Yaqout A., Al-Omran L. 1997. Dynamic oceanography of the northwestern waters of the Persian Gulf. Ecological significance of the marine food web. Kuwait Institute for Scientific Research, Report number: 5173.

Amrollahi N., Kochanian P., Eskandary G., Yavary V. 2011. Stock Assessment of Silver Pomfret, *Pampus argenteus* (Euphrasen, 1788) in the Northern Persian Gulf. Turkish Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 11: 63-68.

Begg G.A., Jonathan, A.H., Sheehan, D. 1999. The role of life history parameters as indicators of stock structure. Fisheries Research, 43: 141-63.

Biswas S.P. 1993. Manual of Methods in Fish Biology. South Asian Publisher. Pvt. Ltd. New Delhi, India. 157 p.

Burnham K.P., Anderson D. R. 2001. Kullback-Leibler information as a basis for strong inference in ecological studies. Wildlife Research, 28: 111–119.

Chen S., Watanabe S. 1989. Age dependence of natural mortality coefficient in fish population's dynamics. Nippon Suisan Gakkaishi, 55: 205–208.

Chien-Chung H. 1999. The length-weight relationship of Albacore (*Thunnus alalunga*) from the Indian Ocean. Fisheries Research, 14: 87-92.

Dadzie S., Abu-Seedo, F., Al-Shalal. 2000. Reproductive biology of the Silver Pomfret, Pampus argenteus (Euphrasen, 1978) in Kuwait waters. Journal of Applied Ichthyology, 16: 247-255.

Din N., Khawar M., Masood Z., Yasinzai M., Nazeer N., Zakir M., Iqbal F., Razzaq W. 2015. Length-weight relationship, condition and relative condition parameters of Silver Pomfret, *Pampus argenteus* collected from Quetta city of Pakistan. Global Veterinaria, 14 (6): 879-882.

Froese R. 2006. Cube law, condition factor and Length-Weight relationships: history, meta-analysis and recommendations. Journal of Applied Ichthyology, 22: 241-253.

Gayanilo F.C., Pauly D. 1997. Computed information series fisheries, FAO-ICLARM stock assessment tools. Reference manual, Rome, Italy, 262 p.

Ghafleh Marmazi J., Al-Husseini, M., Eskandari, GH. And Ansari, H. 2010. Length frequency distribution, relationship between length and weight and sexual maturity status of silver pomfret in coastal waters of Khuzestan province and Kuwait. Iranian Journal of Fisheries, 19(1): 79-96.

[Downloaded from jair.gonbad.ac.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.22034/jair.11.3.1]

Goncalves J.M.S., Bentes L., Lino P.G., Ribeiro J., Canario A.V.M., Erzini K. 1996. Weight–length relationships for selected fish species of the small-scale demersal fisheries of the south and south-west coast of Portugal. Fisheries Research, 30: 253-256.

Gopalan U.K. 1969. Studied on maturity and spawning of Silver pomfret (*Pampus argenteus*) in the Arabian Sea. The National Institute of Sciences of India, now the Indian National Science Academy, 38: 785-796.

Gulland J.A. 1969. Manual of Methods for Fish Stock Assessment. Port 1. Fish Population Analysis. FAO Press, FAO Mar. Fish. Sci., 4. Rome, 154p.

Haddon M. 2011. Modelling and Quantitative Methods in Fisheries. Second Edition, Chapman and Hall/CRC press, USA. 449 p.

Haedrich R. L. 1967. The stromateid fishes: Systematics and a classification. Bulletin of the Museum of Comparative Zoology, Harvard, 135: 31- 139.

Hashemi S.A.R., Safikhani H., vahabnejad A. 2012. Growth, Mortality Parameters and Exploitation Rate of Silver Pomfret (*Pampus argenteus*) in Northwest of Persian Gulf (Khuzestan Coastal Waters, Iran. American-Eurasian Journal of Agriculture & Environments Science, 12 (8): 1095-1101.

Hussain N.A., Abdullah, M.A.S. 1977. The length–weight relationship, spawning season and food habits of six commercial fishes in Kuwaiti waters. Indian Journal of Fisheries, 24: 181–194.

Jones R.E., Petrell R.J., Pauly D. 1999. Using modified Length-weight relationships to assess the condition of fish. Aquacultural Engineering, 2: 261-276.

Katsanevakis S., Maravelias C.D. 2008. Modelling fish growth: multi-model inference as a better alternative to a priori using von Bertalanffy equation. Fish and Fisheries, (9): 178–187.

King M. 1995. Fisheries biology assessment and management. Fishing Blackwell Science, Osney Mead, Oxford OX2 OEL, England. 341 P.

Lone K.P., Al-Ablani S., Almatar S. 2008. Oogenesis, histological gonadal cycle, seasonal variations and spawning season of female Silver Pomfret (*Pampus argenteus*) from the spawning grounds of Kuwait. Pakistan Journal of Zoology, 40(6): 397-407.

Mohamed A.M., Resean A.K., Hashim A.A. 2008. The stock assessment of Silver Pomfret (Pampus argenteus) in Iraq marine waters during the period 2004-2005. Department of Fisheries & Marine Resources. Agriculture College, Basrah University, Iraq. Report number: 21.

Momeni M., Kamrani E. 2006. Reproduction of silver pomfret fish in Bandar Abbas fishing grounds. Iranian Journal of Marine Science and Technology, 5(4-3): 53-64.

Morgan G.R. 1985. Stock assessment of pomfret (*Pampus argenteus*) in Kuwaiti waters. Journal du conseil/Conseil international pour exploration de la mer, 42: 3-10.

Mustafa G.M. 1993. ELEFAN based growth parameters of white pomfret *Pampus argenteus* from the Bay of Bengal. Bangladesh Journal of Zoological, 21(1):143-149.

Mustafa M.G. 1999. Population Dynamics of Penaeid Shrimps and Demersal Finfishes from Traud Fishery in the Bay of Bengal and Implication for the Management. Ph.D. Thesis, Dhaka State University, Dhaka, Bangladesh.

Nasir N.AN. 2016. Distribution of Silver pomfret, Pampus argenteus in Iraqi marine water. Mesopotamia environmental journal, 2(4): 67-77.

Niameimandi N., Fatemi M.R., Taghavi A. 2003. Growth and mortality parameters of the tiger tooth croaker (Otolithes ruber) were estimate from length frequency data collected during trawl surveys in the Persian Gulf (Bushehr waters) from 1997-1998. Research and Construction, 60: 51-64.

Nikolsky G.V. 1969. Theory of Fish Population Dynamic as the Biological Background for Rational Exploitation and Management of Fishery Resources. Oliver and Boyd, Edinburgh, Scotland. 323 P.

Parsamanesh A. 2001. A comparison of Pampus argenteus stock parameters in east and west Asia. Indian Journal of Fisheries, 48(1): 63-70.

Pauly D. 1980. On the inter relationships between natural mortality, growth parameters and mean environmental temperature in 175 fish stocks. Journal du conseil/Conseil international pour l'exploration de la mer, 39(2): 175-192.

Pauly D. 1983. Some Simple Methods for the Assessment of Tropical Fish Stocks. FAO Fisheries Technical Paper, 234, Rome, Italy. 52 P.

Salari M. 1996. Studies on the biology of silver pomfret, *Pampus argenteus* (Euphrasen) from Musa estuaries of Iran. MSc. Thesis. Chamran University of Ahvaz, Khuzestan, Iran.

Shubhadeep Ghosh, Sh., Mohanraj P.K., Asokan H.K., Dhokia M.S., Zala Bhint H.M. 2009. Fishery and stock estimates of the Silver Pomfret, Pampus argenteus (Euphrasen), landed by gill netters at Veraval. Indian Journal of Fisheries, 56(3): 177-182.

Schwartz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. Ann. Statist. 6, 461-4.

Sparre P., Venema S.C. 1998. Introduction to Tropical Fish Stock Assessment, part 1, manual, FAO Fisheries Technical Paper No. 306/1, Review 2, FAO, Rome, Italy. 433 P.

Sturges H.A. 1926. The choice of a class interval. Journal of the American Statistical Association, 21: 65- 66.

Wen Y., Jin L., Gen Y. 2006. Multiplex genotyping of novel microsatellites from Silver Pomfret (*Pampus argenteus*) and cross-amplification in other Pomfret species. Molecular Ecology Notes, 6: 1073-1075.

نحوه استناد به این مقاله:

نکورو ع.، کامرانی ا.، صفائی م.، رییسی ه.، مؤمنی م. بررسی پارامترهای رشد ماهی حلوا سفید، *Pampus argenteus* (Euphrasen, 1788)، با استفاده از ارزیابی استنتاجی چند مدلی در خلیج فارس و دریای عمان. نشریه پژوهش‌های ماهی‌شناسی کاربردی دانشگاه گنبدکاووس. ۱۴۰۲، ۱۲-۱ :(۳)۱۱ .

Nekuru A., Kamrani E., Safaei M., Raeisi H., Momeni M. Investigation of Growth parameters, using a multi-model inference (MMI) approach, and mortality of *Pampus argenteus* (Euphrasen, 1788) in Persian Gulf and Oman Sea. Journal of Applied Ichthyological Research, University of Gonbad Kavous. 2023, 11(3): 1-12.

[Downloaded from jair.gonbad.ac.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.22034/jair.11.3.1]

Investigation of Growth parameters, using a multi-model inference (MMI) approach, and mortality of *Pampus argenteus* (Euphrasen, 1788) in Persian Gulf and Oman Sea

Nekuru A[1]., Kamrani E[1]., Safaei M[1*]., Raeisi H[2]., Momeni M[3].

[1] Faculty of Marine Science and Technology, Dept. of Fisheries, University of Hormozgan, Bandar Abbas, Iran.
[2] Faculty of Agriculture and Natural Resources, Gonbad Kavous University, Gonbad Kavous, Iran.
[3] Dept. of Marine Science, Persian Gulf & Oman Sea Ecological Research Institute, Bandar Abbas, Iran.

Type:

Original Research Paper

Paper History:

Received: 02-11-2019
Accepted: 24-11- 2019

Corresponding author:

Safaei M. Faculty of Marine Science and Technology, Dept. of Fisheries, University of Hormozgan, Bandar Abbas, Iran.

Email: msn_safaie@yahoo.com

Abstract

Given the importance of *Pampus argenteus* (Euphrasen, 1788), and the overfishing pressure, this study aimed to determine some population parameters of this species (mortality and growth parameter) in the Persian Gulf and Oman Sea. Sampling was carried out using trawl, gillnet, and Moshta during 12 months from April 2018 until March 2019. In this study, 955 biometric samples were weighed. An information-theoretic, multi-model inference (MMI) approach was taken to analyzing grow and best model was selected using Akaike's information criteria (AIC). Chen & Watanabe Method was used to estimate the natural mortality. Mean length and weight values (mean ± standard error) for males were 16.68±0.22 cm and 202.71±7.75 gr, respectively and for females were 20.57±0.34 cm and 350.12±15.95 gr, respectively. Results showed that the Gompertz was the best model for male and female. The logistic model can be used to explain growth of males (considering to Akaike difference was less than two). The value of asymptotic length, k and L_0 in Gompertz Model were estimated 29.53 cm, 0.527 $year^{-1}$ and 4.1 cm for males, respectively and 36.2cm, 0.448 $year^{-1}$ and 4.1 cm for females, respectively. Natural mortality, fishing mortality and total mortality and E was calculated 0.7, 0.81, 1.51 and 0.54, respectively. Results of this study shows that this specie is under overfishing pressure and need to better management policies in this area including time, place and fishing gear limitation for catching. Also overfishing can be reduced with building Marine Protected Area.

Keywords: Growth and Mortality, Exploitation rate, Persian Gulf and Oman Sea.

[Downloaded from jair.gonbad.ac.ir on 2026-11-25]

[DOI: 10.22034/jair.11.3.1]