



دانشگاه گنبد کاووس

نشریه "پژوهش‌های ماهی‌شناسی کاربردی"

دوره هفتم، شماره سوم، پاییز ۹۸

<http://jair.gonbad.ac.ir>

پویایی جمعیت تاس‌ماهی ایرانی *Acipenser persicus* Borodin, 1897 با استفاده از مدل

شبه‌سازی مونت کارلو و روش بوت‌استرپ در جنوب دریای خزر

(مطالعه موردی: استان گیلان)

هادی ریسی^{۱*}، امیرعلی مرادی نسب^۲، رحمان پاتیمار^۳، احسان کامرانی^۴، سارا حق‌پرست^۵

^۱استادیار گروه شیلات، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه گنبد کاووس، گنبد کاووس، ایران

^۲دانش‌آموخته دکتری شیلات دانشکده علوم و فنون دریایی و جوی دانشگاه هرمزگان، هرمزگان، ایران

^۳دانشیار گروه شیلات، دانشکده منابع طبیعی، دانشگاه گنبد کاووس، گنبد کاووس، ایران

^۴استادیار گروه شیلات، دانشکده علوم دامی و شیلات، دانشگاه علوم کشاورزی و منابع طبیعی ساری، ساری، ایران

تاریخ ارسال: ۹۵/۵/۱۶؛ تاریخ پذیرش: ۹۵/۷/۱۱

چکیده

در این مطالعه پویایی‌شناسی تاس‌ماهی ایرانی (*A. persicus*) با استفاده از یک مدل ساختار سنی که درون اجزای مدل با استفاده از شبه‌سازی مونت کارلو و بوت‌استرپ عدم قطعیت گنجانده شده بود، مورد بررسی قرار گرفت. داده‌های فراوانی طولی تعداد ۴۳۷۶ نمونه حاصل صید تورهای پره به‌صورت صید ضمنی، تورهای گوشگیر ثابت و کشفیات یگان حفاظت در بین سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۰ برای بررسی پارامترهای رشد به نرم‌افزار FiSAT II وارد شد. با استفاده از فراوانی طولی طبقه‌بندی ماهانه در نرم‌افزار FiSAT II، به روش الفان ۱ (ELEFAN 1) میزان L_{∞} و K به ترتیب ۲۰۳ سانتی‌متر و 0.08 year^{-1} برآورد و با استفاده از مقادیر یاد شده میزان t_0 -۰/۹۴ سال به‌دست آمد. میزان مرگ و میر طبیعی با استفاده از فرمول تجربی پائولی 0.14 year^{-1} محاسبه شد. میزان مرگ و میر کل به‌دست آمده با استفاده از منحنی صید برای تاس‌ماهی ایرانی 0.26 year^{-1} برآورد شد. ضریب بهره‌برداری 0.61 برآورد گردید. فاصله اطمینان برای مقادیر Z در روش بوت‌استرپ بین 0.327 year^{-1} تا 0.195 با میانگین 0.2405 به‌دست آمد. فاصله اطمینان برای مقادیر Z در روش مونت کارلو با گنجاندن خطای نمونه‌برداری بین $0.289-0.169 \text{ year}^{-1}$ با میانگین 0.244 به‌دست آمد. نتایج نشان داد که گنجاندن مقادیر به‌دست آمده در مدل‌های ارزیابی ذخایر تاس‌ماهی ایرانی می‌تواند دقت بیشتری در ارزیابی جمعیت این گونه در آینده ایجاد کند.

واژه‌های کلیدی: *A. persicus*، رشد، نرخ مرگ و میر، مونت کارلو، بوت‌استرپ،

*نویسنده مسئول: raeisi_hadi@yahoo.com

مقدمه

رویکردهای پیشگیرانه اساس مدیریت‌های صیادی می‌باشد. روش‌های عدم قطعیت، ریسک کاربرد استراتژی‌های مدیریتی را برآورد می‌کند. یعنی با برآورد بیومس با عدم قطعیت محدوده حداقلی ذخایر را برای اعمال مدیریت مشخص می‌کند. استفاده از عدم قطعیت در برآورد ذخایر در مطالعات بسیاری پیشنهاد شده است (Doubleday, 1976; Fournier and Archibald, 1982; Powers and Restrepo, 1993). اگرچه مطالعات بسیار اندکی به بحث ورود عدم قطعیت به مدل‌های ارزیابی ذخایر و فرض کردن ضریب مرگ و میر به‌عنوان متغیر تصادفی پرداخته‌اند (Anon, 1995). مدل‌های مونت کارلو (Mont Carlo) و شبیه‌سازها، برنامه‌های کامپیوتری قدرتمندی می‌باشند که برای پاسخ به فرضیه‌ها و جواب‌های خاص که مربوط به آینده هستند، استفاده می‌شوند. هر جا یک مدل صیادی مورد نیاز است که با آینده مقایسه شود از این مدل‌ها می‌توان استفاده کرد. این مدل‌ها با مدل‌های ارزیابی که شامل یکسری روابط مفروض، پارامترها و دیگر تبدیلات است، متفاوت می‌باشد. هر مدل‌سازی که نیازمند یک پروژه و برون‌یابی مفاهیم مدل در آینده باشد، بهترین مدل مورد استفاده می‌تواند تکنیک شبیه‌سازی مونت کارلو باشد (Haddon, 2011).

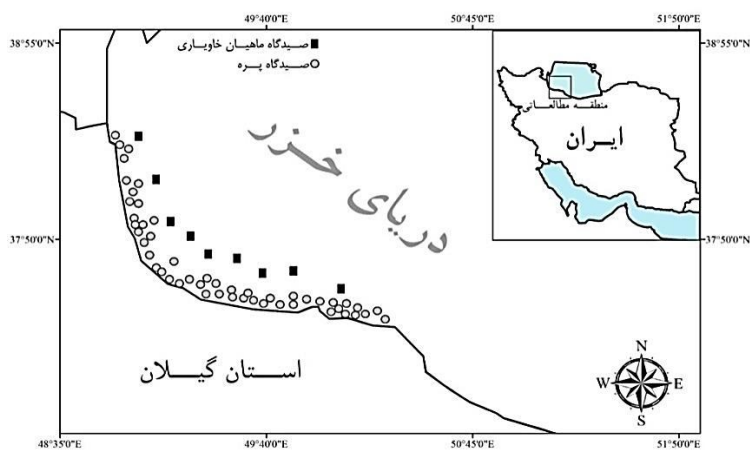
ارزیابی ریسک، ارزیابی استراتژی برداشت و دیگر ارزیابی‌های استراتژیک مدیریتی که در شیلات رایج می‌باشند، پیشرفت‌هایی هستند که اخیراً در دنیا رایج شده‌اند. تمام مدل‌های شبیه‌سازی مورد استفاده کاربردهای مدیریتی مورد توجه صیادی را کشف می‌کنند. اثر عدم قطعیت هر قسمت از مدل نیز ممکن است به‌وسیله شبیه‌سازهای مورد استفاده، بررسی شود. نیاز اصلی برای اجرای روش شبیه‌سازی مونت کارلو تعبیه کردن روش‌هایی برای گنجاندن عدم قطعیت در مورد برآورد پارامترها و دیگر اجزا مدل می‌باشد. هیچ فرآیند اکولوژیکی کاملاً شناخته شده نیست و این مسئله موقعی که می‌خواهیم یک شبیه‌سازی که کل رفتار دینامیکی سیستم را در بر بگیرد اجرا کنیم، ایجاد مشکل می‌کند. شبیه‌سازی کامپیوتری در عام‌ترین معنایش، فرآیند طراحی مدلی ریاضی منطقی از سیستم واقعی و آزمایش این مدل با کامپیوتر است. فرآیند مدل‌سازی با استفاده از روابط ریاضی-منطقی و همچنین اجرای مدل به وسیله کامپیوتر را شبیه‌سازی کامپیوتر می‌گویند (Haddon, 2011).

میزان صید و ذخایر ماهیان خاویاری در دریای خزر طی سال‌های اخیر روند نزولی بسیار شدیدی داشته است. میزان صید این ماهیان در ایران از ۳ هزار تن در سال ۱۳۶۸ به کمتر از ۱۷ تن در سال ۱۳۸۹ و میزان خاویار تولیدی با کاهش ۹۸/۶ درصدی از ۳۰۰ تن در سال ۱۳۶۸ به حدود ۴ تن در سال ۱۳۸۹ رسیده است (Iranian Fishery Statistics Yearbook, 2008). کاهش شدید این ماهیان در کل دریای خزر هم روند مشابهی دارد، به‌طوری‌که، میزان صید آن‌ها از ۲۸۵۰۰ تن طی سال ۱۹۸۵ به کمتر از ۷۰۰ تن در سال ۲۰۰۹ رسیده است. این ماهیان از سال ۱۹۹۸ در ضمیمه ۲ گونه‌های در

معرض خطر در کنوانسیون تجارت بین‌المللی قرار گرفته‌اند (CITES, 2004). اگرچه آن‌ها تاکنون در لیست قرمز گونه‌های در معرض خطر انقراض اتحادیه بین‌المللی حفاظت از طبیعت (IUCN) به‌عنوان گونه‌های در معرض خطر قرار نگرفته‌اند (IUCN, 2011). تاس‌ماهی ایرانی (*A. persicus*) فراوان‌ترین تاس‌ماهی در حوضه دریای خزر است. این گونه بیشترین سهم را در ساحل‌آوری با ۶۰ درصد به‌خود اختصاص می‌دهد. بی‌شک دستیابی به اطلاعات و آمار صحیح از وضعیت ذخیره این گونه در اعمال مدیریت مطلوب و به‌کارگیری روش‌های اصولی حفاظت و ترمیم ذخایر به‌منظور جلوگیری از انقراض نسل آن می‌تواند مدیران و سیاست‌گذاران شیلاتی را یاری رساند. باتوجه به اهمیت بررسی عدم قطعیت در مطالعات ارزیابی ذخایر این مطالعه با هدف برآورد عدم قطعیت به روش شبیه‌سازی مونت کارلو و بوت‌استرپ در مطالعه تاس‌ماهی ایرانی در آب‌های استان گیلان صورت پذیرفت.

مواد و روش‌ها

در این مطالعه که به‌مدت ۹ سال در سال‌های ۸۹-۱۳۸۰ در استان گیلان انجام گرفت (شکل ۱)، به‌منظور برآورد اطلاعات و آمار صحیح از وضعیت ذخیره این گونه، از داده‌های حاصل از صید تورهای گوشگیر ثابت در صیدگاه‌های ماهیان خاویاری (۱۲ صیدگاه ناحیه ۱ و ۱۰ صیدگاه ناحیه ۲)، داده‌های حاصل از صید این گونه با تور پره (۲۸ صیدگاه ناحیه ۱ و ۲۸ صیدگاه ناحیه ۲) و همچنین کشفیات یگان حفاظت استفاده شد (شکل ۱).



شکل ۱- مناطق صید تاس‌ماهی ایرانی (*A. persicus*) در آب‌های استان گیلان (دوایر مناطق صید پره و مربع‌های سیاه رنگ مناطق صید گوشگیر ثابت را نشان می‌دهند).

رابطه طول و وزن برای هر گونه ماهی با استفاده از اندازه‌گیری طول کل به سانتی‌متر و وزن به گرم از طریق معادله زیر محاسبه شد (Froese, 2006):

$$W = aL^b$$

W نمایانگر وزن، a عرض از مبدا، L نمایانگر طول کل و b شیب خط می‌باشد. با استفاده از روش حداقل مربعات باقی‌مانده‌ها برای ضرایب a و b مقادیر بهینه از طریق فرمول زیر به‌دست آمد (Haddon, 2011):

$$SSQ = \sum (Observed - Expected)^2$$

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

SSQ مجموع مربعات باقیمانده‌ها است.

به‌علت بالا بودن طول عمر تاس‌ماهی ایرانی رابطه طول و وزن برای این ماهی در سه دامنه طولی ۰-۱۰۰، ۱۶۰-۸۰ و ۲۴۰-۱۴۰ سانتی‌متر به‌طور جداگانه محاسبه شد. برای هر کدام از دامنه‌های طولی مورد بررسی فاکتور شکل از طریق معادله زیر به‌منظور مقایسه شکل ماهی در هر یک از این دامنه‌های طولی به‌دست آمد (Froese, 2006):

$$a_{3,0} = 10^{(loga - S(b-3))}$$

$a_{3,0}$ فاکتور شکل و S شیب رگرسیون a در مقابل b در دامنه‌های طولی مختلف می‌باشد. به پیشنهاد فروئر (Froese, 2006) مقدار S می‌تواند $1/358$ در نظر گرفته شود. هر چه میزان فاکتور شکل به‌دست آمده کمتر باشد، ماهی حالت کشیده و ماری شکل بیشتری دارد. مقدار L_{∞} و K براساس فراوانی طولی در نرم‌افزار FiSAT_{II} به روش ELEFAN_I برآورد شد (Gayanilo and Pauly, 1997). رشد براساس برازش تابع رشد فون‌برتالانفی براساس داده‌های فراوانی طولی مورد بررسی قرار گرفت. معادله رشد فون‌برتالانفی به‌صورت زیر تعریف می‌شود (Sparre and Venema, 1992):

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

L_t طول متوسط در سن t ، L_{∞} طول بی‌نهایت، K ضریب رشد و t_0 زمان فرضی در جایی که طول صفر می‌باشد. مقدار t_0 از طریق معادله پائولی (Pauly, 1980) برآورد شد:

$$\log - (t_0) = -0.3922 - 0.2752 \log L_{\infty} - 1.038 \log K$$

مقدار بیشینه سن ماهی از طریق معادله زیر برآورد شد (Pauly, 1983):

$$Tmax = \frac{3}{K}$$

میزان W_{∞} از طریق معادله زیر برآورد شد (Haddon, 2011):

$$\hat{w}_t = w_{\infty} [1 - e^{-k[t-t_0]}]^b$$

W_{∞} بیانگر وزن بی‌نهایت و b بیانگر شیب خط حاصل از رابطه طول و وزن است.

شاخص ضریب رشد فای‌پریم مونرو براساس معادله زیر برآورد شد (Gayanilo and Pauly, 1997):

$$\Phi = \log K + 2 \log L_{\infty}$$

مرگ و میر طبیعی (M) براساس فرمول تجربی پائولی (Pauly, 1980) به‌دست آمد:

$$\log (M) = -0.0066 - 0.279 \log (L_{\infty}) + 0.6543 \log (K) + 0.4634 \log (T)$$

M مرگ و میر طبیعی و T میانگین درجه حرارت سالانه آب محل زندگی گونه مورد نظر می‌باشد. در این مطالعه میانگین درجه حرارت آب ۱۶/۲۹ درجه در نظر گرفته شد (Abdolmalaki *et al.*, 2003). مرگ و میر کل (Z) با استفاده معادله زیر برآورد شد (Gayanilo and Pauly, 1997):

$$N_{i+1} = N_i e^{-Z(t_{i+1}-t_i)}$$

N_i تعداد افراد در زمان t_i ، N_{i+1} تعداد افراد در زمان t_{i+1} و Z ضریب مرگ و میر کل مرگ و میر صیادی و ضریب بهره‌برداری نیز از طریق روابط زیر محاسبه شدند:

$$Z = F + M, \quad E = F/Z$$

M میزان مرگ و میر طبیعی و F میزان مرگ و میر صیادی، Z مرگ و میر کل و E ضریب بهره‌برداری می‌باشد. در این مطالعه فاصله اطمینان بوت‌استرپ به روش ناپارامتریک با استفاده از معادله زیر بدست آمد (Haddon, 2011):

$$F = \frac{\text{count of mean in replicate} < \text{sample mean}}{\text{total count of replicants}}$$

$$\Phi^{-1} = \text{inverse, standad cumulative normal distribution}$$

$$Z_0 = \Phi^{-1}(F, 0, 1)$$

$$P_{\text{upper}}^{\text{lower}} = \Phi(2Z_0 \pm 1.96)$$

θ^{-1} معکوس تابع توزیع نرمال تجمعی، F نوسانات تکرارهای بوت‌استرپ که از پارمترهای برآورد شده کوچکتر هستند و $P_{\text{upper}}^{\text{lower}}$ فاصله اطمینان بالا و پایین برای مقادیر Z می‌باشند (Haddon, 2011). خطای نمونه‌برداری با استفاده از الگوریتم مونت کارلو و انجام ۱۰۰۰ تکرار به معادله برآورد مرگ و میر اضافه شد (Haddon, 2011):

$$\hat{f}_1 = f_1 + \varepsilon \times \frac{f_1}{f}$$

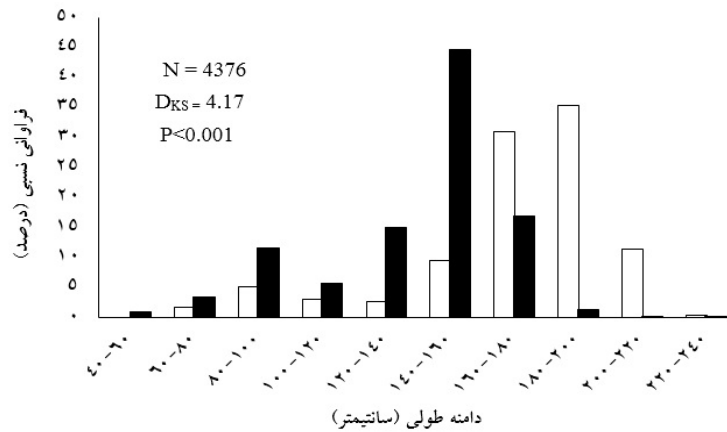
$$N_t = N_0 e^{-(M+F)t} = N_{t-1} e^{-Z}$$

f_1 فراوانی صحیح (true)، f-bar فراوانی کل میانگین‌ها، f-hat فراوانی مورد انتظار، ε یک متغیر تصادفی نرمال با میانگین صفر و انحراف معیار $\sigma N[0, \sigma]$ می‌باشد.

نتایج

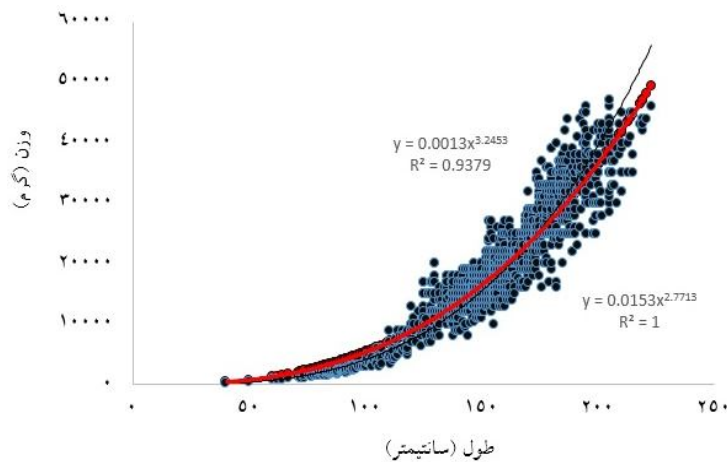
داده‌های بیومتری ۴۳۷۶ نمونه از تاس‌ماهی ایران مورد بررسی قرار گرفت. دامنه طولی ۱۴۰-۱۶۰ و ۱۸۰-۲۰۰ سانتی‌متر در جنس نر و ماده به ترتیب بیشترین فراوانی طولی را به‌خود اختصاص دادند.

توزیع فراوانی طولی برای جنس نر و ماده در سال‌های مورد مطالعه دارای تفاوت معنی‌دار بود (شکل ۲) ($p < 0.001$).



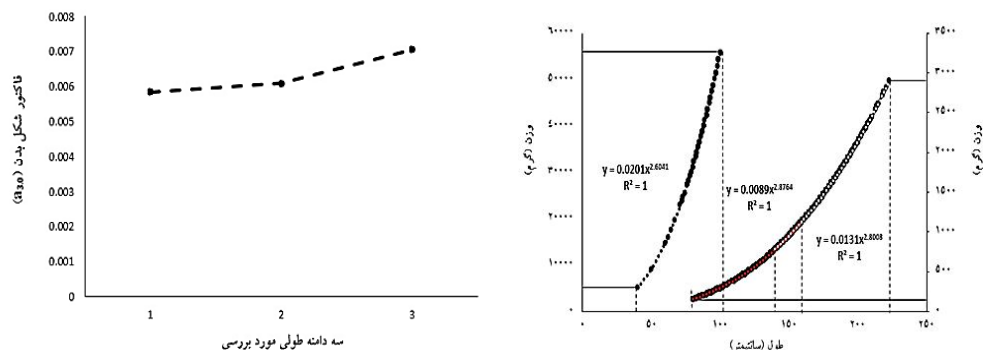
شکل ۲- توزیع طبقات طولی تاس‌ماهی ایران (*A. persicus*) بین سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۸۱ در آب‌های استان گیلان- خزر جنوبی (رنگ سیاه مربوط به جنس نر و رنگ سفید مربوط به جنس ماده است).

رابطه نمایی طول کل و وزن کل در حالت معمول ($W = 0.0013L^{3.2453}$) و به روش رگرسیون غیرخطی بهینه شده به وسیله روش حداقل مربعات ($W = 0.0153L^{2.7713}$) برای تاس‌ماهی ایرانی محاسبه شد (شکل ۳).



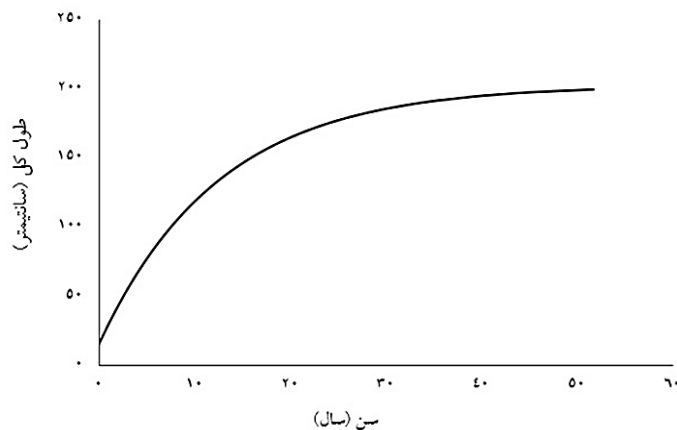
شکل ۳- نمودار طول و وزن کل برای تاس‌ماهی ایرانی (*A. persicus*) در آب‌های استان گیلان- خزر جنوبی (خط قرمز رنگ نمودار برازش شده به روش حداقل مربعات می‌باشد).

رابطه طول وزن برای تاس‌ماهی ایرانی در سه دامنه طولی ۱۴۰-۲۴۰، ۱۶۰-۸۰ و ۱۰۰-۰ سانتی‌متر به‌دست آمد. فاکتور شکل برای این ۳ دامنه طولی محاسبه شد. نتایج نشان داد که با افزایش طول تاس‌ماهی فاکتور شکل در این ماهی افزایش یافت (شکل ۴).



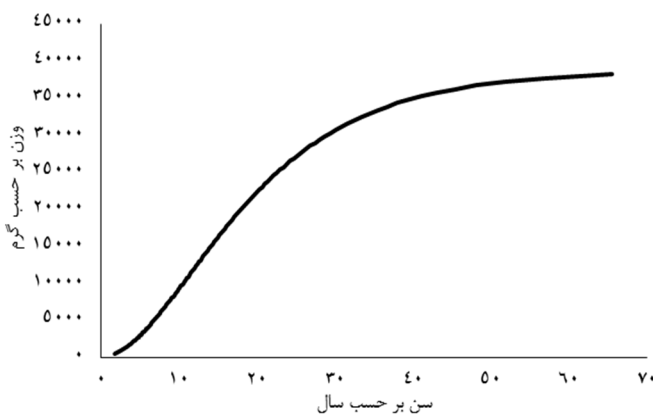
شکل ۴- رابطه طول و وزن برای تاس‌ماهی ایرانی (*A. persicus*) در آب‌های استان گیلان-خزر جنوبی، در سه دامنه طولی مختلف به روش حداقل مربعات. فاکتور شکل بدن در سه دامنه مورد بررسی.

با استفاده از فراوانی طولی طبقه‌بندی ماهانه در نرم افزار FiSAT_{II}، روش الفان ۱ (ELEFAN₁) میزان L_{∞} و K به ترتیب ۲۰۳ سانتی‌متر و ۰/۰۸ در سال برآورد و با استفاده از مقادیر یاد شده میزان t_0 -۰/۹۴ سال برآورد شد. رابطه طول-سن با استفاده از این مقادیر ترسیم شد (شکل ۵).



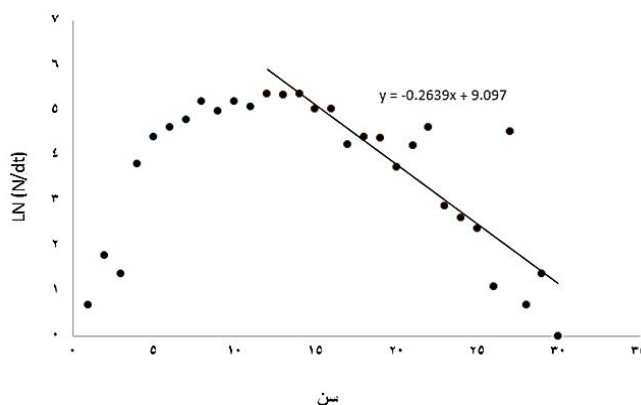
شکل ۵- رابطه طول کل-سن تاس‌ماهی ایرانی (*A. persicus*) در آب‌های استان گیلان-خزر جنوبی

میزان W_{∞} نزدیک به ۳۸۷۱۱/۴۲ گرم برآورد شد. با استفاده از مقادیر به‌دست آمده رابطه وزن کل - سن برای تاس‌ماهی ایرانی محاسبه شد (شکل ۶).



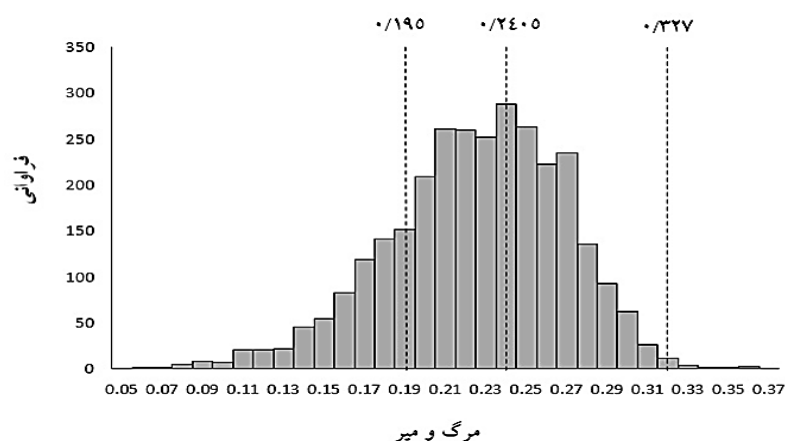
شکل ۶- رابطه وزن کل و سن برای تاس‌ماهی ایرانی (*A. persicus*) در آب‌های استان گیلان - خزر جنوب

میزان مرگ و میر کل به‌دست آمده با استفاده از منحنی صید برای تاس‌ماهی ایرانی ۰/۲۶۳ در سال برآورد شد. میزان مرگ و میر طبیعی با استفاده از فرمول تجربی پائولی ۰/۱۴ در سال برآورد شد. ضریب بهره‌برداری ۰/۶۱ به‌دست آمد (شکل ۷).



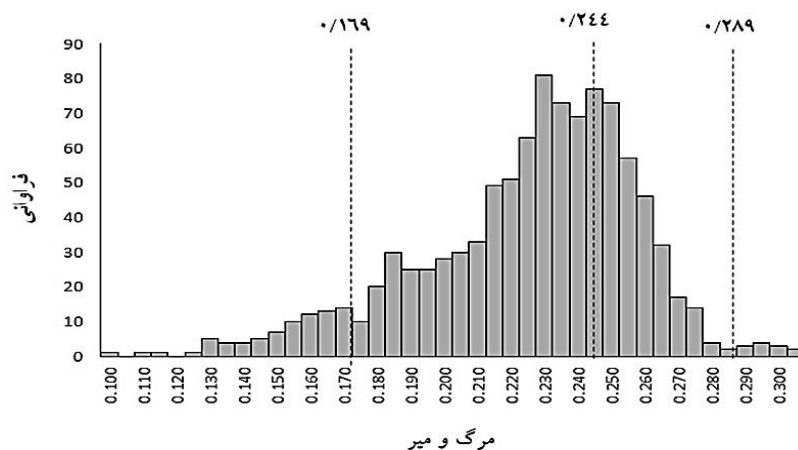
شکل ۷- نمودار منحنی مرگ و میر تاس‌ماهی ایرانی (*A. persicus*) در آب‌های استان گیلان - خزر جنوبی

با استفاده از ۳۰۰۰ تکرار بوت‌استرپ روی معادله مرگ و میر کل، مقدار فاصله اطمینان Z برآورد شد. فاصله اطمینان برای مقادیر Z در روش بوت‌استرپ بین ۰/۳۲۷ تا ۰/۱۹۵ بدست آمد (شکل ۸).



شکل ۸- برآوردهای ضریب مرگ و میر تاس ماهی ایرانی (*A. persicus*) در آب‌های استان گیلان- خزر جنوبی، در ۳۰۰۰ تکرار بوت‌استرپ (میانگین و فاصله اطمینان روی شکل نشان داده شده است).

با استفاده از شبیه‌سازی مونت کارلو میزان خطای نمونه‌برداری روی برآورد مرگ و میر کل به‌دست آمد. با استفاده از ۱۰۰۰ تکرار مونت کارلو میزان مرگ و میر کل ۰/۲۴۴ برآورد شد. همچنین فاصله اطمینان برای مقادیر Z در روش مونت کارلو بین ۰/۲۸۹-۰/۱۶۹ به‌دست آمد (شکل ۹).



شکل ۹- برآورد مقدار مرگ و میر تاس ماهی ایرانی (*A. persicus*) در آب‌های استان گیلان- خزر جنوبی، با استفاده از ۱۰۰۰ تکرار مونت کارلو

بحث و نتیجه‌گیری

عدد b در رابطه طول و وزن برای تاس‌ماهی ایرانی در دامنه‌های طولی ۲۴۰-۱۴۰، ۱۶۰-۸۰ و ۱۰۰-۰ سانتی‌متر به ترتیب ۲/۸۰، ۲/۸۷ و ۲/۶ به دست آمد. پارامتر b که شیب خط رابطه طول و وزن را نشان می‌دهد اگر برابر با ۳ باشد نشانگر این مسئله است که نمونه‌های کوچک‌تر همان شکل بدنی نمونه‌های بزرگ‌تر را دارند. اگر این مقدار بزرگ‌تر از ۳ باشد که از موارد نادر می‌باشد بیانگر حالتی است که نمونه‌های بزرگ‌تر از لحاظ شکل بدنی ضخیم‌تر و مرتفع‌تر از نمونه‌های کوچک‌تر هستند. اگر مقدار b کوچک‌تر از ۳ باشد بیانگر حالت کشیده‌تر نمونه‌های بزرگ‌تر است (Froese, 2006). برای هر سه دامنه طولی در این مطالعه b کوچک‌تر از ۳ به دست آمد. اما مقادیر بیانگر این مسئله است که برای دامنه طولی ۱۰۰-۰ سانتی‌متر که سنین ۷-۰ سال را در بر می‌گیرد، رشد آلومتریکی منفی نمود بیشتری دارد. یعنی تاس‌ماهی ایرانی در سنین اولیه زندگی حالت مرتفع‌تری دارد اما با افزایش سن حالت کشیدگی پیدا می‌کند. ولی شیب این تغییرات در سنین بالاتر کند می‌شود.

بر اساس فاکتور شکل به دست آمده برای تاس‌ماهی ایرانی در سه دامنه طولی می‌توان گفت که این ماهی در هر سه دامنه طولی به دست آمده دارای شکلی بین ماری شکل و کشیده بود. اما با توجه به نتایج می‌توان گفت که در دامنه طولی ۱۰۰-۰ سانتی‌متر روند کشیدگی بیشتر است. اما با افزایش سن به علت مواردی مانند توسعه گنادهای ممکن است شکل بدن تا حدودی قظورتر شود و روی فاکتور شکل تأثیر بگذارد (Froese, 2006).

ضریب بهره‌برداری در این مطالعه ۰/۶۱ به دست آمد که بیانگر میزان بالای فشار صیادی روی گونه تاس‌ماهی ایرانی دارد. مطالعات دیگر بیانگر کاهش میزان صید این ماهیان در سال‌های اخیر می‌باشد (Tavakoli *et al.*, 2013; Bakhshalizadeh *et al.*, 2011). صید غیر قانونی، عدم نظارت بر صید و آلودگی‌های آبی از عوامل مهم کاهش جمعیت این ماهیان در دریای خزر می‌باشد. به طوری که مراکز تکثیر و بازسازی ذخایر در تأمین مولدین خود با مشکلات جدی مواجه هستند. علاوه بر این به دلیل تأثیر فاکتورهای انسانی و طبیعی بر جمعیت‌های ماهیان خاویاری، ۹۵-۸۰ درصد محیط‌های تولید مثل تخریب شده است (Effatpanah and Falahatkar, 2008; Birstein *et al.*, 1997).

باتوجه به اظهارات پورکاظمی (Pourkazemi, 2008)، در صورت تداوم وضع موجود، میزان صید ماهیان خاویاری بالغ و تولید خاویار کشورمان در سال ۱۴۰۰ به صفر خواهد رسید. طبق نظر محققین از دلایل اصلی ایجاد این شرایط، عواملی مانند تفکیک کشور شوروی سابق، آلودگی آب دریای خزر، صید بی‌رویه و غیر مسئولانه، تخریب محل‌های تخم‌ریزی طبیعی، ایجاد سد و پل‌ها روی رودخانه‌ها، استفاده از آب رودخانه‌ها برای مصارف کشاورزی و نهایتاً شرایط نامناسب زیست‌محیطی در اثر ورود فزاینده آلاینده‌های صنعتی، کشاورزی و شهری به داخل این اکوسیستم بالارزش را می‌توان نام برد

(Kivan, 2002; Tavakolli *et al.*, 2013). تعداد معدودی مولد هم که وارد رودخانه‌ها می‌شوند، بنا به دلایل ذکر شده در بالا موفق به تخم‌ریزی نمی‌گردند. در این راستا، مطالعات فدایی و همکاران (Fadaei *et al.*, 1999) و لالویی (Laluei, 1996) در رودخانه‌های سفیدرود، تجن و گرگانرود در زمان مهاجرت ماهیان خاویاری نشان داد که اثری از وجود بچه‌ماهی حاصل از تکثیر طبیعی در آن‌ها نیست. فاصله اطمینان Z در این مطالعه به روش بوت‌استرپ ۰/۳۲۷ تا ۰/۱۹۵ به‌دست آمد. رویکردهای پیشگیرانه اساس مدیریت‌های صیادی می‌باشد (Lewy and Nielsen, 2003). برآورد عدم قطعیت روی میزان مرگ و میر کل برای ارزیابی ریسک استراتژی‌های مدیریتی حیاتی است (Haddon, 2011; Lewy and Nielsen, 2003). وقتی ما فرآیند گفته شده را ۱۰۰۰ بار روی Z تکرار می‌کنیم می‌گوییم که هزار بار تکرار روی ضریب مرگ و میر Z اتفاق افتاده است. بدین طریق می‌توان از طریق یک تابع توزیع، اثر خطای نمونه‌برداری را روی Z تعیین نمود. به‌علاوه با عملیات بوت‌استرپینگ می‌توان فاصله اطمینان دقیق را روی مقدار Z برآورد کرد (Haddon, 2011).

اگر نمونه اصلی از جامعه‌ای نرمال حاصل شده باشد احتیاجی به روش بوت‌استرپ نخواهد بود و با استفاده از برآورد توزیع احتمال نرمال می‌توان پارامتر جامعه را محاسبه و حدود اطمینان آن را به‌دست آورد. اما چنانچه جامعه نشانی از نرمال بودن نداشته باشد و یا اینکه اساساً نرمال نباشد استفاده از بوت‌استرپ بسیار سودمند خواهد بود.

آنالیز مونت‌کارلو منحنی صید فقط با اجرای عدم قطعیت در بازسازی به یک توزیع متقارن از برآوردهای مرگ و میر کل منجر می‌شود. در صورتی که بازسازی با عدم قطعیت و نمونه‌گیری منتهی به یک توزیع با چولگی با یک فاصله اطمینان بزرگ می‌شود در صورتی که میانه در مرکز باقی می‌ماند. آنالیز متغیر نمونه‌برداری پیشین نشان می‌دهد که دامنه توزیع برآورد Z بعد از اضافه کردن متغیر احیا به مقدار کمی افزایش می‌یابد. مدل شبیه‌سازی مونت‌کارلو به ما اجازه می‌دهد که خیلی از قسمت‌های طبیعت را که قابل جوابگویی به‌وسیله مشاهدات مستقیم از آزمایشات نیستند، بررسی کنیم. ارزیابی ریسک و ارزیابی استراتژی مدیریت امروزه بیشترین اهمیت را در صیادی دارند. خیلی از مهارت‌ها برای انجام مدل‌های شبیه‌سازی مورد نیاز هستند.

صید ماهیان خاویاری برای کشورهای ساحلی دریای خزر بسیار با اهمیت می‌باشد. این کشورها متوجه این مطلب شده‌اند که روند موجود نیاز به اعمال مدیریت دارد (Yiminand Valbo-Jorgensen, 2012). همچنین در این مناطق سیاست‌ها و قوانین قدرتمندی برای حفاظت و بازسازی ذخایر این گونه وجود دارد. این مسئله باتوجه به وجود کمسیون منابع زیستی دریای خزر در سال‌های اخیر و بحث در مورد مشکلات جاری اثبات می‌شود. اگرچه مدیریت و حفاظت از ذخایر مشترک به خاطر تفاوت‌های اقتصادی، فرهنگی و اجتماعی بین کشورهای موجود بسیار پیچیده است. ذخایر مشترک به

معنی مسئولیت‌پذیری مشترک می‌باشد. باتوجه به مطالب گفته شده برای اعمال مدیریت بر این ذخایر رسیدن به مدل‌های پویا که می‌تواند عدم قطعیت را به‌منظور شبیه‌سازی هر چه بیشتر محیط واقعی در مدل بگنجانند، ضروری به‌نظر می‌رسد.

تشکر و قدردانی

بدینوسیله از اداره کل شیلات و مراکز صید و فرآوری ماهیان خاویاری و صیدگاه‌های پره استان گیلان و همچنین کلیه کسانی که در انجام این تحقیق با ما همکاری نمودند، تقدیر و تشکر به‌عمل می‌آید.

منابع

- Abdolmalaki Sh., Emadi H., Nezami Balochi Sh. 2003. Dinamic Population and Study on Some Biological Characteristic of *Palaemon elegans* in Castal Bandar e Anzali. Iranian Scientific Fisheries Journal, 12(3): 109-126. (In Persian).
- Anon. 1995. Guidelines on the precautionary approach to capture fisheries and species introduction. FAO Fisheries Technical Paper No. 350. Rome, Italy. 52P.
- Bakhshalizadeh S., Bani A., Abdolmalaki S., Nahrevan R. Rastin R. 2011. Age, growth and mortality of the Persian Sturgeon, *Acipenser persicus*, in the Iranian waters of the Caspian Sea. Caspian Journal of Environmental Sciences, 9(2): 159-167.
- Birstein V.J., Bemis W.E., Waldman J.R. 1997. The Threatened Status of Acipenseriformes Species: a Summary. Environmental Biology of Fishes, 48: 427-435.
- CITES (Convention on International Trade in Endangered Species of Wild Fauna and Flora). 2004. Sturgeon and paddlefish. Earth Negotiations Bulletin, AC24, Winnipeg, Manitoba, Canada, pp: 5-6.
- Doubleday W.G. 1976. A least square approach to analysing catch at age data. International North Pacific Fisheries Commission Bulletin, 12: 69-81.
- Effatpanah I., Falahatkar B. 2008. Growth trend in Persian sturgeon juvenile at different sizes. The First National Conference on Iranian Fisheries Sciences and Aquatic Organisms, Lahijan, Iran, pp: 66-68. (In Persian).
- Fadaei B., Pourkazemi M., Nezami Sh., Bahmani M., Noei M., Parandavar H., Imanpour J., Joshideh H. 1999. An investigation of possibility natural reproduction sturgeons in Sefidroud River. Iranian Scientific Fisheries Journal, 8(2): 69-88. (In Persian).
- Fournier D., Archibald C.P. 1982. A general theory for analyzing catch at age data. Canadian Journal of Fisheries and Aquatic Sciences, 39: 1195-120.

- 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. 262P.
- Haddon M. 2011. *Modelling and Quantitative Methods in Fisheries*. Second Edition, Taylor and Francis press, Milton Park, Oxford, UK. 449P.
- IFSY (Iranian Fishery Statistics Yearbook). 2008. Sturgeons fishing statistic in southwest Caspian Sea. Statistic and Informatics office Iranian fishery, Tehran, Iran. 60P. (In Persian).
- IUCN. 2011. The IUCN Red List of Threatened Species, <http://www.iucnredlist.org/> (accessed on 09.02.12).
- Kivan A. 2002. Introduction on sturgeon culture biotechnology (in lakes, lavers, cages and pools). Islamic Azad University- Lahijan Branch publication, Guilan, Iran. (In Persian).
- Laluei F. 1996. An investigation of migration sturgeon to Tajan and Gorganroud River. *Iranian Scientific Fisheries Journal*, 5(4): 17-30. (In Persian).
- Lewy P., Nielsen A. 2003. Modelling stochastic fish stock dynamics using Markov Chain Monte Carlo. *ICES Journal of Marine Science*, 60: 743-752.
- Pauly D. 1980. On the inter relationships between natural mortality, growth parameters and mean environmental temperature in 175 fish stocks. *Journal Du 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. No. 234, Rome, Italy. 52P.
- Pourkazemi M. 2008. Program guideline harvest researches sturgeon. International Sturgeon Research Institute, Iran. 375P. (In Persian).
- Powers J.E., Restrepo V.R. 1993. Evaluation of stock assessment research for Gulf of Mexico King Mackerel: benefits and costs to management. *North American Journal of Fisheries Management*, 13: 15-26.
- Sparre P., Venema S.C. 1992. Introduction to tropical fish stock assessment, part 1, manual, FAO Fisheries Technical Paper No. 306. FAO, Rome, Italy. 433P.
- Tavakolli M., Parafkandeh Haghghi F., Behrouz Khoshghalb M.R. 2013. Stock assessment of sturgeon on swept area method in the waters of the Caspian Sea in 2009-2010. *Journal of Fisheries*, 66(3): 271-282. (In Persian).
- Yimin Y., Valbo-Jorgensen J. 2012. Effects of IUU fishing and stock enhancement on and restoration strategies for the stellate sturgeon fishery in the Caspian Sea. *Fisheries Research*, 131-133: 21-29.

