[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-02]

[DOR: 20.1001.1.10261354.1398.28.5.11.0]

[DOI: 10.22092/ISFJ.2019.119528]

بررسی اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت تغییرات بارندگی بر ارزش افزوده بخش آبزی‌پروری و شیلات ایران

حمید بلالی*[۱]، نادر مهرگان[۲]، نازنین حاج عابدی[۱]، مصطفی بنی اسدی[۱]

*h-balali@basu.ac.ir

۱- گروه ترویج و توسعه کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بوعلی سینا همدان، همدان، ایران
۲- گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا همدان، همدان، ایران

تاریخ دریافت: اردیبهشت ۱۳۹۸ تاریخ پذیرش: خرداد ۱۳۹۸

چکیده

فعالیت‌های اقتصادی انسان سبب بروز اثرات جانبی محیط زیستی فراوان شده است که می‌توان از تغییرات اقلیمی به عنوان مهم ترین این اثرات جانبی اشاره کرد. یکی از مولفه‌های تغییرات اقلیمی، تغییر الگوی بارش، پراکنش زمانی و مکانی بارش و همچنین کاهش میزان بارندگی است. با توجه به اهمیت نهاده آب در فعالیت‌های اقتصادی و به خصوص بخش کشاورزی و شیلات، در مطالعه حاضر، اثر تغییر بارندگی بر ارزش افزوده بخش شیلات در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار گرفته است. برای این منظور از روش خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی استفاده شده است. نتایج این مطالعه نشان داد که میزان بارندگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت اثر مثبت و معنی‌داری بر ارزش افزوده بخش شیلات دارد. همچنین بارندگی از طریق بهبود وضعیت دسترسی به منابع آب سطحی و زیرزمینی، اثر غیرمستقیم بر بهبود ارزش افزوده بخش شیلات دارد. با توجه به نتایج پیشنهاد می‌شود در مناطق بحرانی درگیر تغییرات اقلیمی، محدودیت‌های جهت صید ماهی اعمال گردد. همچنین برای تعدیل و سازگاری بخش آبزی‌پروری کشور نسبت به شوک‌های ناشی از کاهش بارندگی و تغییرات اقلیمی، زمینه بروزرسانی تکنولوژی و روش تولید از طریق ارائه تسهیلات بانکی و تأمین مالی فراهم گردد.

لغات کلیدی: تغییرات اقلیمی، تغییرات بارندگی، منابع آب، بخش شیلات، مدل ARDL

*نویسنده مسئول

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-02]

[DOR: 20.1001.1.10261354.1398.28.5.11.0]

[DOI: 10.22092/ISFJ.2019.119528]

مقدمه

شواهد فراوانی در خصوص تأثیر تغییرات اقلیمی بر تولید زیر بخش‌های مختلف کشاورزی و از جمله زیربخش شیلات وجود دارد (Gregory *et al*., 2005). برای نمونه، کوچکی و همکاران (۱۳۹۵) در مطالعه خود با در نظر گرفتن شرایط اقلیمی سال ۲۰۵۰ نشان دادند که میانگین عملکرد گندم، ذرت، نخود و چغندر در سال هدف در مناطق مختلف کشور بترتیب ۱۸/۶، ۱۹/۱، ۶/۶ و ۲۰ درصد کاهش خواهد یافت. این کاهش عمدتاً به دلیل افزایش دما خواهد بود. در بخش شیلات نیز، مطالعات Torres-Orozco و همکاران (۲۰۰۶)، Sugimoto و همکاران (۲۰۰۱) و Lehodey و همکاران (۱۹۹۷) اثرگذاری پدیده‌ها و تغییرات آب و هوایی مانند وزش باد، تغییرات بارندگی و دما بر گونه‌های مختلف ماهیان را اثبات کرده‌اند. تغییر الگوی بارش که نشأت گرفته از تغییر اقلیم است، یکی از مهم‌ترین ریسک‌های بخش کشاورزی محسوب می‌شود (Olayide *et al*., 2016). تغییرات الگوی بارش می‌تواند منجر به تغییر نظام تولید در زیربخش‌های کشاورزی شود (حاج عابدی، ۱۳۹۷). بخش شیلات به عنوان یکی از زیربخش‌های کشاورزی نیز از تغییرات اقلیمی تأثیر می‌پذیرد (Tian *et al*., 2008).

در دهه‌های اخیر، بخش شیلات و پرورش ماهی در بسیاری از کشورها به‌منظور تامین بخشی از پروتئین حیوانی رشد قابل توجهی کرده است (زمانی و خواجوی، ۱۳۹۸). اما فعالیت اقتصادی در این بخش، به‌خصوص ماهیگیری در دریا و آبهای شیرین (مثل رودخانه‌ها و تالاب‌ها) از طیف گسترده‌ای از مولفه‌های تغییرات اقلیمی تأثیر می‌پذیرد. تغییرات آب و هوایی، بر تمامی مراحل زندگی موجودات زنده اثر می‌گذارد (Tian *et al*., 2008). تغییرات آب و هوایی می‌تواند اثری مستقیم داشته باشد نظیر تغییر دما و پدیده‌های وابسته به آن که به طور مستقیم بر حضور و پراکنش آبزیان اثر می‌گذارد (Pondella *et al*., 2002). در مطالعات متعدد گزارش شده است که شوری و دما از فاکتورهای مهم هستند که بر توسعه و رشد توده‌های زیستی اثر گذارند (خانجانی، ۱۳۹۸). در برخی موارد، اثر آب و هوا بر گونه‌ها، به طور غیرمستقیم یا به صورت واسطه از طریق اثرگذاری مستقیم بر سایر عوامل باعث تغییر در ترکیب و اتصالات زنجیره غذایی می‌شود. بنابراین، مفهوم تغییرات آب و هوایی برای جمعیت ماهیان دریایی به صورت پدیده‌هایی در ۴ سطح بهم پیوسته از ساختارهای زیستی مشاهده می‌شود: ۱ - تغییرات فیزیولوژیک آبزیان: باعث می‌شود با محیط سازش یابند و حدی از تغییرات محیطی را تحمل کنند. ۲- تغییرات رفتاری: باعث اجتناب و دوری از شرایط ایجاد شده و مهاجرت به مکان مناسب‌تر می‌شود. ۳- تغییرات جمعیتی: تغییرات در بین نرخ مرگ و میر، رشد و تولید مثل مشاهده می‌شود که تغییرات آب و هوایی بر مراحل رسیدگی و تخم‌ریزی آنها اثر می‌گذارد. ۴- تغییرات اکوسیستم: تغییرات در تولیدات و عملکرد شبکه غذایی که نتیجه آن تفاوت داشتن پاسخ‌های فیزیولوژیک موجودات زنده در سطوح مختلف زنجیره غذایی می‌باشد (Song *et al*., 2008). از اینرو، عوامل محیطی می‌تواند قابلیت صید و آسیب‌پذیری آبزیان نسبت به ادوات صید را در مقیاس زمانی و مکانی تحت تأثیر قرار دهد (Bigelow *et al*., 1999). اثرگذاری تغییرات آب و هوایی و از جمله کاهش بارندگی تنها جمعیت، رشد و تولید مثل ماهیان دریایی و صیادی را تحت تأثیر قرار نمی‌دهد بلکه آبزی‌پروری را نیز می‌تواند با مشکلات جدی مواجه کند. از جمله کاهش بارندگی با کاهش دسترسی به منابع آب سطحی و عدم تغذیه مناسب آب زیرزمینی، دسترسی تولیدکننده محصولات شیلاتی را به منابع آب به عنوان یکی از مهمترین منابع تولیدی بخش شیلات محدود کند. از سوی دیگر، فقر در جوامع وابسته به شیلات، توانایی آنها را در سازگاری و واکنش به تغییرات اقلیمی کاهش می‌دهد. همچنین جهانی شدن سریع (و به تبع افزایش رقابت) در بازار آبزیان و شیلات، آسیب‌پذیری‌های جدیدی را در برابر اختلالات بازار ایجاد می‌کند که ممکن است تغییرات آب و هوایی آن را تشدید کند (Cochrane *et al*., 2009).

ایران در پهنه‌بندی اقلیمی دنیا جزء مناطق خشک و نیمه خشک محسوب می‌شود که بنابر شواهد تاریخی هواشناسی، پدیده تغییر اقلیم در ایران نیز بوقوع پیوسته است (نظری، ۱۳۹۱). هیأت بین‌المللی تغییرات اقلیمی (IPCC)[1] با جمع‌آوری اطلاعات صد ساله ۵ ایستگاه هواشناسی ایران، در گزارش خود نشان داد که همه ایستگاه‌های مورد بررسی با افزایش معنی‌دار میانگین دمای سالانه روبرو بوده‌اند. همچنین براساس پیش‌بینی IPCC (۲۰۰۷) ایران در ۳۰

[1] International Panel on Climate Change

سال آینده با افت محسوس بارندگی روبرو خواهد شد (IPCC, 2007). برخی مطالعات تجربی داخلی نظیر محمدی و همکاران (۱۳۹۶) نیز تغییرات الگوی بارش در ایران را تأیید کرده‌اند. با توجه به تأثیرپذیری بخش‌های مختلف تولیدی از پدیده تغییرات اقلیمی و تغییرات و کاهش بارندگی به عنوان یکی از مؤلفه‌های آن، در مطالعه حاضر اثرپذیری تولید بخش شیلات کشور از تغییرات بارندگی در کوتاه‌مدت و بلندمدت مورد بررسی قرار می‌گیرد. به طور کلی، در خصوص پدیده تغییرات اقلیمی و اثرگذاری آن بر جوامع انسانی و فعالیت‌های اقتصادی و اجتماعی مطالعاتی فراوان اما در خصوص تأثیرپذیری بخش شیلات از تغییرات اقلیمی و آب و هوایی نسبتاً مطالعات کمتری صورت پذیرفته است. در داخل کشور نیز مطالعات بسیار محدودی انجام شده است. در ادامه به‌طور مختصر به برخی مطالعات انجام شده در این حوزه اشاره می‌شود.

Lan و همکاران (۲۰۱۳) در مطالعه خود نشان دادند که با کاهش دمای سطحی آب و افزایش تولیدات اولیه، میزان صید به ازاء واحد تلاش برای گونه ماهی تن زردباله (*Thunnus albacares*) افزایش می‌یابد. Song و همکاران (۲۰۰۸) در بررسی اثر عمق و عوامل محیطی (دما، شوری، کلروفیل a و اکسیژن محلول) بر صید به ازای واحد تلاش ماهی تن زردباله (*Thunnus albacares*)، همبستگی بسیار نزدیکی مشاهده شد. نتایج مطالعه رادفر و گرگین (۱۳۹۴) نشان‌دهنده همبستگی بالای سرعت جریان و فشار هوا با مقدار صید است. در این بررسی مشخص گردید مقدار صید در فصل تابستان با افزایش دمای سطحی آب، سرعت جریان و کاهش فشار هوا، افزایش معنی‌داری می‌یابد. مطالعه امیری و همکاران (۱۳۹۳) نشان می‌دهد که مقدار صید در فصل تابستان با افزایش دمای هوا، افزایش معنی داری پیدا می‌کند. ترابی آزاد و زاهدی (۱۳۸۲) در مطالعه خود دریافتند که تغییر اقلیم بر سطح، تراز و جریان آب خلیج فارس اثرگذار است. آنها تبیین نمودند که خلیج فارس به علت ویژگی‌های خاص اقلیمی و جغرافیایی خود مانند آب و هوای گرم، شوری زیاد، عمق کم، بارندگی اندک، تنوع زیستی آبزیان، جنگل‌های حرا و تالاب‌ها و صخره‌های مرجانی، دارای موقعیت بسیار ویژه‌ای در صید آبزیان است.

همانطوریکه مشخص است مطالعات مرور شده در این خصوص بیشتر فنی بوده و در خصوص یک گونه خاص از آبزیان انجام شده است. مطالعه حاضر از این حیث از مطالعات مشابه متمایز است که با یک نگاه اقتصادی، اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت و مستقیم و غیرمستقیم تغییرات و کاهش بارندگی به عنوان یکی از مهم‌ترین مولفه‌های تغییرات اقلیمی بر ارزش افزوده کل بخش شیلات اعم از صیادی یا پرورش آبزیان را در یک مطالعه مورد بررسی قرار می‌دهد.

مواد و روش کار

مطالعات متعددی عوامل تأثیرگذار بر ارزش افزوده بخش‌های مختلف اقتصادی را بررسی نمودند. از این مطالعات می‌توان به محمودزاده و همکاران (۱۳۹۴) و فلاحی و خلیلیان (۱۳۸۸) اشاره کرد. در این مطالعات از روش تابع تولید استفاده شده که در این روش ارزش افزوده بخش‌های مختلف تابعی از نهاده‌های مصرفی برای تولید آن بخش است. در بیشتر این مطالعات از مدل رشد سولو (Solow, 1956) در تصریح تولید و ارزش افزوده استفاده می‌کنند. براین اساس می‌توان مدل کلی ذیل برای تصریح تابع ارزش افزوده را از مطالعات مذکور استخراج نمود:

$$VA_t = A_t f(K_t, L_t, X_t) \quad (۱)$$

VA_t = ارزش افزوده بخش مورد بررسی، A_t = ضریب تکنولوژی، K_t و L_t = بترتیب موجودی سرمایه و نیروی‌کار، دو نهاده مهم تولید در همه توابع مربوط به ارزش افزوده بخش‌ها می‌باشند و X_t = سایر نهاده‌های مورد استفاده با توجه به تولید بخش مربوطه است که می‌تواند شامل نهاده‌های تولیدی نظیر زمین، انرژی، منابع آب، مواد معدنی، انواع کود و سم در کشاورزی یا سایر مواد اولیه در تولیدات صنعتی باشد. در بیشتر این مطالعات از تابع تولید کاب-داگلاس برای تصریح مدل استفاده کردند و در مطالعه حاضر نیز از شکل لگاریتمی این مدل استفاده شده است. با توجه به تأثیرپذیری ارزش افزوده بخش شیلات از عواملی مانند مولفه‌های آب و هوایی، موجودی سرمایه و تلاش صیادی و همچنین مبانی نظری بررسی شده در خصوص تابع ارزش افزوده، الگوی لگاریتمی ذیل برای بررسی عوامل موثر (از جمله بارندگی) بر ارزش افزوده بخش شیلات تصریح و استفاده شد.

$$Log\ Fish = f(Log\ Rain, Log\ Ext, Log\ FW, Log\ Inv) \quad (۲)$$

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-02]
[DOR: 20.1001.1.10261354.1398.28.5.11.0]
[DOI: 10.22092/ISFJ.2019.119528]

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-02]
[DOR: 20.1001.1.10261354.1398.28.5.11.0]
[DOI: 10.22092/ISFJ.2019.119528]

$Log\ Fish$ = لگاریتم طبیعی ارزش افزوده کل بخش شیلات، $Log\ Rain$ = لگاریتم طبیعی میزان بارندگی، $Log\ ext$ = لگاریتم طبیعی استحصال منابع آب، $Log\ FW$ = لگاریتم طبیعی تعداد کارگران مشغول بکار در بخش شیلات (به عنوان شاخصی از متغیر تلاش صیادی) و $Log\ Inv$ = لگاریتم طبیعی سرمایه‌گذاری در بخش شیلات. به دلیل عدم مانایی متغیر موجودی سرمایه پس از دوبار تفاضل‌گیری، از متغیر سرمایه‌گذاری در بخش شیلات به عنوان جایگزین متغیر موجودی سرمایه در مدل استفاده شد.

با توجه به ماهیت سری زمانی متغیرهای استفاده شده در این مطالعه، ابتدا باید مانایی متغیرها مورد بررسی قرار گیرد تا از تشکیل رگرسیون کاذب جلوگیری کرد و مدل مناسب برای توضیح روابط بین متغیرها انتخاب گردد. برای بررسی مانایی متغیرها از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته استفاد شد. آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته (ADF)[1] به صورت ذیل می‌باشد (Dickey & Fuller, 1981):

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{P} \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۳)$$

Y_t = یک متغیر در دوره t است، Y_{t-1} = وقفه اول متغیر Y، ΔY_{t-i} = تفاضل مرتبه iام و ε_t = جزء اخلال با میانگین صفر و واریانس یک می‌باشد. فرض صفر $(\rho - 1)$ عدم مانایی است و اگر فرض صفر رد شود سری زمانی متغیر Y مانا می‌باشد.

با توجه به نتایج آزمون دیکی-فولر و همچنین هدف مطالعه در بررسی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان متغیرهای مدل با ارزش افزوده بخش شیلات، مدل خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL)[2] به عنوان مدل مناسب جهت تحلیل و استنباط آماری انتخاب گردید. این الگو اولین بار توسط Pesaran و Shin (۱۹۹۵) برای تعیین رابطه هم‌جمعی[3] معرفی شد.

این الگو، ضمن برآورد رابطه بلندمدت و مدل تصحیح خطا، پویایی‌های کوتاه‌مدت را نیز در خود دارد و منجر به برآورد ضرایب الگو با دقت بیشتری می‌گردد. الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه متغیرها همانند رابطه ذیل وارد شوند:

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \qquad (۴)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده شود که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند روابط ذیل در نظر گیرد:

$$\emptyset(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{K} b_i\,(L,q_i)X_{it} + C'w_t + u_t \qquad (۵)$$

$$\emptyset\,(L,P) = 1 - \emptyset_1 L - \emptyset_2 L^2 - \cdots - \emptyset_P L^2 \qquad (۶)$$

$$b_i(L,q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + \cdots + b_{iq}L^q \qquad i = 1.2.\ldots.K \qquad (۷)$$

Y_t = متغیر وابسته و X_{it} = متغیرهای مستقل. جمله L = عملگر وقفه و w_t برداری S×1 است که نمایانگر متغیرهای از پیش تعیین‌شده در مدل شامل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و سایر متغیرهای برون‌زاست. P = تعداد وقفه‌های بکار رفته برای متغیر وابسته و q = تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل می‌باشد.

تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از ضوابط آکائیک (AIC) ، شوارتز- بیزین (SBC)، حنان- کوئین (HQC) و یا ضریب تعیین تعدیل شده تعیین کرد. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارتز- بیزین استفاده می‌شود تا درجه آزادی زیادی از بین نرود. این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود (Pesaran & Shin,1996). برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از رابطه ۸ بدست می‌آیند:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(L,q_i)}{1-\hat{\emptyset}(L,P)} = \frac{\hat{b}_{i0}+\hat{b}_{i1}+\cdots+\hat{b}_{iq}}{1-\hat{\emptyset}_1-\hat{\emptyset}_2-\cdots-\hat{\emptyset}_P} \quad i = 1.2.\ldots.k \qquad (۸)$$

در روش ARDL برای تخمین رابطه بلند مدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای به نحو ذیل استفاده کرد. در مرحله اول وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌شود. در مطالعه حاضر برای این کار از آزمون کرانه‌ها استفاده شد. پس از تأیید وجود رابطه بلندمدت، ابتدا الگوی بلندمدت و سپس الگوی تصحیح خطا برآورد می‌گردد. الگوی تصحیح خطا (ECM) به صورت رابطه (۹) برآورد می‌شود:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta x_t = \alpha_2 \hat{u}_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

[1] Adjusted Dickey-Fuller
[2] Autoregressive Distributed Lag
[3] Cointegration

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-02]
[DOR: 20.1001.1.10261354.1398.28.5.11.0]
[DOI: 10.22092/ISFJ.2019.119528]

اگر متغیرهای x_t و y_t جمعی از درجه یک I(1) باشند، Δx_t و Δy_t مانا خواهند بود. با توجه به وجود رابطه بلندمدت $\hat{u}_t$ و $\hat{u}_{t-1}$ نیز مانا هستند. بنابراین ε_t نیز مانا خواهد بود. $\hat{u}_{t-1}$ خطای بلندمدت برآورد شده برای دورهی t-1 است. ضریب این متغیر نشان می‌دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل متغیر وابسته تعدیل شده و به سمت رابطه بلندمدت نزدیک می‌شود (نوفرستی، ۱۳۷۸). جامعه مورد بررسی در این مطالعه، کل ایران می‌باشد. داده‌های این مطالعه از مرکز آمار ایران، بانک مرکزی، وزارت جهاد کشاورزی و سازمان هواشناسی کشور بدست آمده است. به منظور برآورد مدل و تحلیل آماری نیز از نرم‌افزار Eviews استفاده شده است.

نتایج

همانطوریکه در بخش روش تحقیق تشریح شد، در مدل‌های سری زمانی ابتدا مانایی متغیرها مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج حاصل از بررسی مانایی متغیرهای مدل با استفاده از روش دیکی-فولر تعمیم‌یافته در جدول۱ گزارش شده است. با توجه به اینکه متغیرها به صورت I(۱) و I(۰) می‌باشند، مدل مناسب آماری، مدل خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی تعیین شد. به دلیل کوچک بودن حجم نمونه از معیار شوارتز- بیزین، در انتخاب وقفه بهینه الگو استفاده شد. بر این اساس مدل ARDL(2,2,2,2) جهت برآورد الگوی کوتاه‌مدت انتخاب شد. پس از برآورد مدل ARDL، وقفه‌هایی که به لحاظ آماری معنی‌دار نشده‌اند و لذا قابل تفسیر نبودند، از جدول۲ حذف شدند. نتایج برآورد الگوی خود رگرسیونی با وقفه‌های توزیعی و همچنین آزمون‌های فروض کلاسیک و خوبی برازش مدل در جدول۲ ارائه شده است.

جدول ۱: بررسی مانایی متغیرها با استفاده از آزمون دیکی-فولر تعمیم‌یافته (ADF)

Table1: Survey of variables stationary using adjusted Dickey-Fuller (ADF) test.

لگاریتم متغیرهای مدل	مقدار بحرانی	مقدار آماره ADF در سطح متغیرها	نتیجه آزمون	مقدار آماره ADF در تفاضل مرتبه اول متغیرها	نتیجه آزمون	درجه هم‌جمعی
ارزش افزوده بخش شیلات ($Log\ Fish$)	-۳/۵۷	-۲/۹۸	نامانا	-۶/۰۳	مانا	I(۱)
میزان بارندگی ($Log\ Rain$)	-۳/۵۷	-۵/۲۳	مانا	-	-	I(۰)
استحصال آب ($Log\ ext$)	-۳/۵۷	-۱/۲۲	نامانا	-۷/۶۵	مانا	I(۱)
تعداد نیروی‌کار ($Log\ FW$)	-۳/۵۷	-۳/۰۱	نامانا	-۴/۸۳	مانا	I(۱)

با توجه به نتایج جدول۲، لگاریتم طبیعی وقفه اول و دوم متغیر مقدار بارندگی، اثر مثبت ومعنی‌داری بر ارزش افزوده دوره جاری بخش شیلات دارد. این نتیجه نشان می‌دهد عامل بارندگی بسیار اهمیت دارد و در کوتاه‌مدت و حتی با گذشت دو سال از زمان بارندگی، تأثیرات مثبتی بر ارزش افزوده دوره جاری خواهد داشت، بگونه‌ای که افزایش یک درصدی در میزان بارندگی طی دو سال گذشته بترتیب به اندازه ۰/۰۷ و ۰/۰۹ درصد منجر به افزایش ارزش افزوده دوره جاری می‌شود. بارندگی با وقفه چون سبب غنی شدن سطح آب تالاب‌ها و رودخانه‌ها از طریق افزایش روانآب‌ها می‌شود، محیط مناسب‌تری برای رشد ماهی فراهم می‌کند و منجر به رشد جمعیت و به تبع صید بیشتر ماهی می‌شود. بنابراین، بر میزان صید و تولید زیربخش شیلات اثر مثبت دارد. لگاریتم تعداد شاغلین بخش شیلات در سطح و وقفه دوم اثر مثبت و معنی‌داری بر میزان تولید زیربخش شیلات گذاشته است. اثر افزایش نیروی کار به این دلیل بر تولید شیلات موثر است که با افزایش تعداد شاغلین در بخش شیلات، میزان تلاش صیادی و کار برای پرورش ماهی بیشتر شده و به تبع تولید نیز افزایش می‌یابد. دلیل اثرگذاری در وقفه دوم نیز بدین جهت است که پس از گذشت دو دوره تجربه کاری در صیادی و پرورش ماهی افزایش می‌یابد و عامل تجربه اثر معنی‌داری بر رشد ارزش افزوده این بخش دارد. ضریب این متغیر نشان می‌دهد که افزایش یک درصدی در نیروی کار در سطح و در دو وقفه، بترتیب منجر به افزایش ۲/۵ و ۱/۱ درصدی در ارزش افزوده بخش شیلات می‌شود.

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-02]

[DOR: 20.1001.1.10261354.1398.28.5.11.0]

[DOI: 10.22092/ISFJ.2019.119528]

جدول ۲: نتایج برآورد مدل خودرگرسیون با وقفه‌های توزیعی ARDL(2,2,2,2)

Table 2: Estimation results of autoregressive distributed lag ARDL(2,2,2,2)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	احتمال
$Log\ Rain(-1)$	۰/۰۷	۰/۰۲	۳/۱۶	۰/۰۲
$Log\ Rain(-2)$	۰/۰۹	۰/۰۱	۵/۲۲	۰/۰۰
$Log\ FW$	۲/۵۴	۰/۲۹	۸/۸۵	۰/۰۰
$Log\ FW(-2)$	۱/۱۰	۰/۳۸	۲/۹۰	۰/۰۳
$Log\ Inv\ (-1)$	۵۲/۲۹	۱۶/۵۱	۳/۱۸	۰/۰۲
$Log\ Ext\ (-2)$	۰/۲۴	۰/۱۰	۲/۴۵	۰/۰۶
DUM 82	-۰/۱۱	۰/۰۲	-۵/۵۷	۰/۰۰
Intercept (C)	-۵۱/۷۶	۱۵/۱۴	-۳/۴۲	۰/۰۲
Trend	۰/۱۵	۰/۰۴	۳/۶۴	۰/۰۱
آزمون‌های آماری Statistic tests	۰/۹۹	R^2	F=۱۴۰۹/۵۲	۰/۰۰۰

نتایج آزمون‌های فروض کلاسیک و خوبی برازش مدل

نرمال بودن جملات خطا	خودهمبستگی	واریانس ناهمسانی	شکل تابعی (Functional form)
(Normality) = ۰/۳۳	(Serial correlation) = ۲/۵۳	(Heteroscedasticity) = ۱/۳۵	= ۰/۳۵
سطح احتمال: ۰/۸۵	سطح احتمال: ۰/۱۹	سطح احتمال: ۰/۳۹	سطح احتمال: ۰/۵۸

با توجه به اینکه متغیر موجودی سرمایه در بخش شیلات با دو بار تفاضل‌گیری، همچنان نامانا بود، از متغیر سرمایه‌گذاری به جای متغیر موجودی سرمایه استفاده شد. نتایج مدل نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری در بخش شیلات پس از گذشت دو سال اثر مثبت و معنی‌داری بر ارزش افزوده بخش شیلات خواهد داشت. لگاریتم طبیعی استحصال آب در وقفه دوم اثر مثبت و معنی‌داری در کوتاه‌مدت بر ارزش افزوده بخش شیلات دارد، بگونه‌ای که افزایش یک درصدی در وقفه دوم متغیر استحصال آب، ۰/۲۴ درصد افزایش ارزش افزوده بخش شیلات را بدنبال دارد. از آنجایی که یکی از منابع اصلی پرورش ماهی در کشور منابع آب سطحی و زیرزمینی است، با افزایش استحصال منابع آب سطحی و زیرزمینی، بهره‌برداری از استخر پرورش ماهی بیشتر می‌شود و تولید این بخش را نیز افزایش می‌دهد. دلیل اثرگذاری وقفه دوم استحصال آب بر تولید شیلات، طول دوره رشد ماهی و همچنین زمان لازم برای پرورش ماهی تا زمان تحویل محصول به بازار است. آماره ضریب تعیین نشان می‌دهد ۹۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته به واسطه متغیرهای توضیحی مدل توجیه می‌شود که نشان از توضیح‌دهندگی بالای مدل است.

با توجه به بخش دوم جدول ۲، هیچکدام از فروض کلاسیک در مدل برآورد شده نقض نشده است. همچنین آزمون شکل تبعی، نشان می‌دهد مدل بدرستی انتخاب و برازش شده است. به منظور بررسی وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو، از آزمون کرانه‌ها استفاده شد که نتایج آن در جدول ۳ ارائه شده است.

با توجه به نتایج جدول و بزرگتر بودن F محاسباتی از مقادیر بحرانی کرانه‌ها، وجود رابطهٔ تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگوی در سطح ۵٪ پذیرفته می‌شود. نتایج برآورد ضرایب بلندمدت و مدل تصحیح خطای برداری در جدول۴ گزارش شده است.

نتایج الگوی بلند مدت در جدول ۴، نشان می‌دهد بین بارندگی و ارزش افزوده بخش شیلات رابطه مثبت وجود دارد. ضریب این متغیر نشان می‌دهد که یک درصد افزایش در میزان بارندگی طی دوره بلندمدت سبب افزایش ۰/۱۸ درصدی در ارزش افزوده بخش شیلات می‌شود.

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-02]

[DOR: 20.1001.1.10261354.1398.28.5.11.0]

[DOI: 10.22092/ISFJ.2019.119528]

جدول ۳: نتایج آزمون کرانه‌ها

Table 3: Bounds test results

کرانه‌های مقادیر بحرانی آمارهٔ F با k=3 و سطح احتمال (۵٪)		آماره F محاسباتی
I(۱)	I(۰)	۲۴/۸۰
۳/۹۷	۳/۰۵	

جدول ۴: نتایج برآورد مدل بلندمدت

Table 4: Results of long-term model estimation

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آمارهٔ t	احتمال
$Log\ Rain$	۰/۱۸	۰/۰۷	۲/۷۶	۰/۰۴
$Log\ FW$	۳/۳۱	۰/۴۸	۶/۸۳	۰/۰۰
$Log\ Inv$	۱/۳۳	۰/۶۹	۱/۹۲	۰/۱۱
$Log\ Ext$	۰/۳۵	۰/۲۱	۱/۶۸	۰/۱۵
D82	-۰/۱۱	۰/۰۳	-۳/۷۹	۰/۰۱
Trend	۰/۱۵	۰/۰۲	۵/۹۱	۰/۰۰
نتایج برآورد مدل تصحیح خطا (ECM)				
$D(Log\ Fish(-1))$	۴/۱۸	۰/۰۶	۴/۱۸	۰/۰۰
$D(Log\ Rain)$	۰/۰۲	۰/۰۰	۲/۱۰	۰/۰۹
$D(Log\ Rain(-1))$	-۰/۰۹	۰/۰۱	-۹/۰۴	۰/۰۰
$D(Log\ FW)$	۲/۵۴	۰/۱۲	۲۰/۴۴	۰/۰۰
$D(Log\ FW(-1))$	-۱/۱۱	۰/۱۵	-۷/۲۵	۰/۰۰
$D(Log\ Inv(-1))$	۵۰/۸۷	۳/۲۲	۱۵/۷۶	۰/۰۰
$D(Log\ Ext(-1))$	-۰/۲۴	۰/۰۳	-۷/۲۷	۰/۰۰
$D(D82)$	-۰/۱۱	۰/۰۰	-۱۲/۵۵	۰/۰۰
Intercept (C)	-۵۱/۳۷	۳/۲۲	-۱۵/۹۱	۰/۰۰
ECM(-1)	-۰/۹۸	۰/۰۶	-۱۵/۹۳	۰/۰۰

افزایش تعداد نیروی‌کار و به تبع افزایش تلاش صیادی اثر مثبتی بر ارزش افزوده بخش شیلات در بلندمدت دارد بطوریکه یک درصد افزایش در تعداد نیروی کار در این بخش، ارزش افزوده بخش را ۳/۳ درصد افزایش می‌دهد. متغیرهای استحصال آب و سرمایه‌گذاری در بخش شیلات تأثیر مثبتی بر ارزش افزوده بخش شیلات در بلندمدت داشته اما به لحاظ آماری معنی‌دار نشده‌اند. بنابراین، افزایش بارندگی اثر مثبتی بر صیادی و همچنین بخش پرورش ماهی کشور دارد.

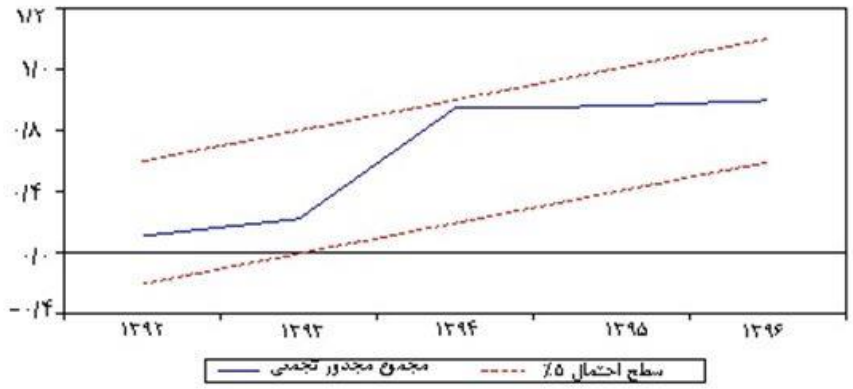
ضریب تصحیح خطا برآوردی برابر ۰/۹۸ است که نشان می‌دهد ۹۸ درصد از عدم تعادل‌ها در هر دوره اصلاح می‌شود. ضریب ECM در مدل منفی و کوچکتر از یک و معنادار می‌باشد، بنابراین، وجود همگرایی در مدل تایید می‌شود. در مطالعه حاضر جهت اطمینان از معتبر بودن نتایج برآورد آماری، ثبات ضرایب برآوردی از طریق آزمون مجموع مجذور تجمعی (CUSUMSQ) مورد ارزیابی قرار گرفت که نتایج این آزمون در شکل۱ ارائه شده است.

همانطوریکه در شکل۱ نتایج آزمون CUSUMSQ مشخص است، آماره آزمون در داخل خطوط مرزی بحرانی در سطح اطمینان ۵ درصد قرار دارند که نشان‌دهنده ثبات ضرایب برآوردی در سطح معنی داری ۵٪ است.

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-02]

[DOR: 20.1001.1.10261354.1398.28.5.11.0]

[DOI: 10.22092/ISFJ.2019.119528]



شکل ۱: نتایج آزمون ثبات ضرایب مجموع مجذور تجمعی (CUSUMSQ)

Figure 1: Results of CUSUMSQ coefficients stability test.

بحث

امروزه تغییراقلیم، از مهم‌ترین مشکلات زیست محیطی در جهان بوده و اهمیت آن در بخش کشاورزی بیشتر از سایر بخش‌هاست و از آنجایی که سیستم تولید کشاورزی کشور نسبت به تغییر تکنولوژی و سرمایه، انعطاف‌پذیری کمی دارد، لذا حساسیت این بخش نسبت به تغییر اقلیم، بیشتر و آسیب‌پذیرتر است. یکی از مؤلفه‌های نشان‌دهنده تغییرات آب و هوایی تغییر و کاهش در میزان بارندگی است که خسارات فراوانی را به کشور تحمیل کرده است. تغییرات الگوی بارش، که نشأت گرفته از تغییر اقلیم است، می‌تواند منجر به تغییر نظام تولید کشاورزی شود. یکی از زیربخش‌های کشاورزی، زیربخش شیلات است که از تغییرات اقلیمی از جمله کاهش بارندگی تأثیر می‌پذیرد. از اینرو، با توجه به اهمیت موضوع، هدف این مطالعه بررسی اثر بارندگی و استحصال آب بر ارزش افزوده بخش شیلات کشور بود.

نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای میزان بارندگی و تعداد کارگران اثر مثبت و معنی‌داری بر مقدار ارزش افزوده بخش شیلات دارند. همچنین متغیرهای استحصال منابع آب و سرمایه‌گذاری در کوتاه مدت اثر مثبت و معنی‌داری بر ارزش افزوده بخش شیلات داشته اما در بلندمدت، به رغم اثر مثبت، به لحاظ آماری معنی‌دار نشده‌اند. تغییرات اقلیمی منجر به تغییرات پراکنش بارندگی، تغییرات زمانی و مکانی و همچنین کاهش بارندگی شده است. با توجه به نتایج بدست آمده، کاهش بارندگی منجر به کاهش تولید و ارزش افزوده در این بخش شیلات شده است. از سوی دیگر، کاهش بارندگی و تغییر زمان و مکان بارندگی به سبب تغییرات اقلیمی منجر به کاهش تغذیه منابع آب زیرزمینی و همچنین کاهش سطح رواناب‌ها و به تبع رودخانه‌ها شده و در برخی مناطق سطح آب دریاچه‌ها و تالاب‌ها نیز کاهش یافته است. این موضوع منجر به این شده که رشد ماهی در تالاب‌ها و دریاچه‌ها با کندی صورت بگیرد. از سوی دیگر، با توجه به اینکه نهاده اصلی بخش آبزی‌پروری و پرورش ماهی منابع آب است، کاهش بارندگی و به تبع کاهش سطح ایستابی منابع زیرزمینی و همچنین کاهش جریان‌های سطحی، سبب کاهش دسترسی بیشتر به منابع آب برای تولیدکنندگان شیلاتی شده است. بنابراین کاهش بارندگی علاوه بر اثر مستقیم، به‌طور غیرمستقیم نیز سبب کاهش تولید شیلات می‌شود. همانطور که نتایج مطالعه نشان می‌دهد استحصال منابع آب در کوتاه‌مدت، اثر مثبتی بر ارزش افزوده بخش شیلات دارد که با کاهش بارندگی و کاهش دسترسی به آب، استحصال آب نیز کاهش یافته و ارزش افزوده بخش شیلات کاهش می‌یابد. با توجه به نتایج این مطالعه پیشنهاد می‌شود در مناطقی که به دلیل تغییرات اقلیمی و کاهش بارندگی، جریان‌های سطحی، رودخانه‌ها و تالاب‌ها با بحران مواجه می‌باشند و رشد و تولید مثل ماهی در طبیعت با کندی صورت می‌پذیرد، صید ماهی ممنوع گردد. در خصوص

پرورش ماهی نیز توصیه می‌شود از تکنولوژی‌های بالاتر تولید که منابع آب را به‌صورت کاراتر مصرف می‌کنند و تولیدات بیشتری نسبت به هر واحد مصرف آب دارند، استفاده شود. برای این منظور ارائه تسهیلات به تولیدکنندگان شیلاتی کشور جهت بروز رسانی شیوه تولید و بهبود تکنولوژی تولید ضروری بنظر می‌رسد.

منابع

امیری،ک.، بانی، ع.، علیجانپور، ن.، بساطنیا، ن. و هادیفر، ع.، ۱۳۹۳. تأثیر عوامل محیطی بر مقدار صید در واحد تلاش صیادی و پراکنش کیلکا (Pisces:Clupeidae) در جنوب غربی دریای خزر (بندر انزلی). مجله بوم‌شناسی آبزیان، ۴(۳): ۱۰۲-۹۸.

ترابی آزاد، م. و زاهدی، ر.، ۱۳۸۲. نقش تغییر اقلیم بر جریان‌های خلیج فارس. فصلنامه علوم و تکنولوژی محیط زیست، ۴: ۵۲-۴۳.

حاج عابدی، ن.، ۱۳۹۷. اثرات بارندگی و آب‌های زیرزمینی برعملکرد محصولات کشاورزی و زیربخش‌های آن. پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بوعلی سینا همدان.

خانجانی، م.ح.، ۱۳۹۸. تأثیر سطوح مختلف شوری و منابع کربن در سیستم تولید توده زیستی (Biofloc). *مجله علمی شیلات ایران*، ۲۸(۵): ۷۹-۶۹. DOI:10.22092/ISFJ.2019.119415.

رادفر، ف. و گرگین، س.، ۱۳۹۴. تأثیر دمای سطحی، فشار و سرعت جریان باد بر صید در واحد تلاش ماهی هامور معمولی *Epinephelus coioides* (Hamilton, 1822)، مطالعه موردی سواحل خوزستان (خلیج فارس). پژوهش‌های ماهی شناسی کاربردی، ۳(۱): ۳۸-۲۹.

زمانی، ع. و خواجوی، م.، ۱۳۹۸. بررسی عملکرد رشد و میزان فعالیت آنزیم‌های پروتئازی بچه ماهی قزل‌آلای رنگین کمان (*Oncorhynchus mykiss*) تغذیه شده با سطوح مختلف پروتئین تک‌یاخته. مجله علمی شیلات ایران، ۲۰(۵): ۱۱۶-۱۰۳. DOI:10.22092/ISFJ.2019.119786.

فلاحی، ا. و خلیلیان، ص.، ۱۳۸۸. بررسی رابطه بلندمدت عوامل تولید و ارزش افزوده بخش کشاورزی با به کارگیری رهیافت هم گرایی. *مجله علوم کشاورزی و منابع طبیعی*، ۱۶(۱): ۳۵۰-۳۳۹.

کوچکی، ع. و نصیری محلاتی، م.، ۱۳۹۵. تأثیر تغییر اقلیم بر کشاورزی ایران: ۲- پیش‌بینی تولید محصولات زراعی و راهکارهای سازگاری. پژوهش‌های زراعی ایران، ۱۴(۱): ۲۰-۱. DOI: 10.22067/gsc.v14i1.51157.

محمدی، ح.، عزیزی، ق.، خوش اخلاق، ف. و رنجبر، ف.، ۱۳۹۶. تحلیل روند شاخص‌های حدی بارش روزانه در ایران. نشریه پژوهش‌های جغرافیای طبیعی، ۴۹(۱): ۳۷-۲۱. DOI:10.22059/jphgr.2017.61577.

محمودزاده، م.، موسوی، م.ح. و پاک‌نهاد، ف.، ۱۳۹۴. حسابداری رشد ارزش افزوده در صنایع تولیدی ایران با تأکید بر فناوری اطلاعات. *فصلنامه مدلسازی اقتصادی*، ۹(۴): ۶۴-۴۱.

نظری، م.، ۱۳۹۱. بررسی آثار اقتصادی تغییر اقلیم بر زیربخش کشاورزی ایران. رساله دکتری، دانشکده اقتصاد و توسعه کشاورزی، دانشگاه تهران.

نوفرستی، م.، ۱۳۸۷. ریشهٔ واحد و هم‌جمعی در اقتصاد سنجی. تهران: انتشارات مؤسسه خدمات رسا.

Bigelow, K.A., Bogg, C.H. and He, X., 1999. Environmental effects on swordfish and blue shark catch rates in the US North Pacific Longline Fishery. *Fisheries Oceanography*, 8(3): 178-198. DOI:10.1046/j.1365-2419.1999.00105.x.

Cochrane, K., De Young, C., Soto, D. and Bahri, T., 2009. Climate change implications for fisheries and aquaculture, Overview of current scientific knowledge. Food and Agriculture Organization of the United Nation (FAO), Fisheries and Aquaculture Technical Paper 530, Rome, 2009.

Dickey, D.A. and Fuller, W.A., 1981. The likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49: 1057–1072. DOI:10.2307/1912517.

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-02]
[DOR: 20.1001.1.10261354.1398.28.5.11.0]
[DOI: 10.22092/ISFJ.2019.119528]

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-02]

[DOR: 20.1001.1.10261354.1398.28.5.11.0]

[DOI: 10.22092/ISFJ.2019.119528]

Gregory, P.J., Ingram, J.S.I. and Brklacich, M., 2005. Climate change and food security. *Philosophical Transactions of the Royal Society*, 360: 2139–2148. DOI:10.1098/ rstb.2005.1745.

IPCC, 2007. Summary for policymakers. In M.L. Parry, O.F. Canziani, J.P. Palutikof, P.J. v. d. Linden & Hanson, C.E, eds. Climate change 2007: impacts, adaptation and vulnerability. Contribution of working group II to the Fourth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, pp. 7–22. Cambridge, UK, Cambridge University Press.

Lan, k., Evans, K. and lee, M., 2013. Effects of climate variability on the distribution and fishing conditions of yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the western Indian Ocean. *Climatic Change*, 119: 63-77. DOI:10.1007/ s10584-012-0637-8.

Lehodey, P., Bertignac, M., Hampton, J., Lewis, A. and Picaut, J., 1997. El Niño Southern Oscillation and tuna in the western Pacific. *Nature*, 389: 715–718. DOI: 10.1038/39575.

Olayide, O. E., Tetteh, I. K. and Popoola, L., 2016. Differential impacts of rainfall and irrigation on agricultural production in Nigeria: Any lessons for climate-smart agriculture? *Agricultural Water Management*, 178: 30-36. DOI:10.1016/j.agwat.2016.08. 034.

Pesaran, M.H. and Shin, Y., 1995. An autogressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. DAE Working Paper 9514, University of Cambridge.

Pesaran, M.H. and Shin, Y., 1996. Co-integration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of Econometrics*, 71: 43-117. DOI:10.1016/0304-4076(94)01697-6.

Pondella, D.J., Stephens, J.S. and Craig, M.T., 2002. Fish production of a temperate artificial reef based on the density of embiotocids. *ICES Journal of Marine Science*, 59: 88–93. DOI:10.1006/ jmsc.2002.1219.

Solow, R.M., 1956. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economic*, 70: 65-94. DOI:10.2307/1884513.

Song, L., Zhang, Y., Xu, L., Jiang, W. and Wang, J., 2008. Environmental preferences of longlining for yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) in the tropical high seas of the Indian Ocean. *Fisheries Oceanography*, 17(4): 239 – 253. DOI: 10.1111/j.1365-2419.2008.00476.x.

Sugimoto, T., Kimura, S. and Tadokoro, K., 2001. Impact of El Niño events and climate regime shift on living resources in the western North Pacific. *Progress in Oceanography*, 49: 119–127. DOI: 10.1016/S0079-6611(01) 00018-0.

Tian, Y., Kidokoro, H., Watanabe, T. and Iguchi, N., 2008. The late 1980s regime shift in the ecosystem of Tsushima Warm Current in the Japan/East Sea: evidence from historical data and possible mechanisms. *Progressive in Oceanography*, 77: 127–145. DOI:10.1016/j.pocean.2008.03.007.

Torres-Orozco, E., Muhlia-Melo, A., Trasviña, A. and Ortega-Garcia, S., 2006. Variation in yellowfin tuna (*Thunnus albacares*) catches related to El Niño-Southern Oscillation events at the entrance to the Gulf of California. *Fish Bull*, 104(2): 197–203

[Downloaded from isfj.ir on 2026-11-02]

[DOR: 20.1001.1.10261354.1398.28.5.11.0]

[DOI: 10.22092/ISFJ.2019.119528]

Investigating of the long-term and short-term effects of rainfall changes on the value added of Iranian aquaculture and fisheries sector

Balali H.[*1]; Mehregan N.[2]; Haj Abedi N.[1]; Baniasadi M.[1]

[*]h-balali@basu.ac.ir

1- Department of Agricultural Education and Extension, Faculty of Agriculture, Bu-Ali Sina University of Hamedan, Hamedan, Iran
2- Department of Economics, Faculty of Economic and Social Sciences, Bu-Ali Sina University of Hamedan, Hamedan, Iran

Abstract

Human economic activities have caused many environmental impacts that can be attributed to climate change as the most important side effects. One of the components of climate change is the change in rainfall pattern, time and space distribution of rainfall, and also the reduction of rainfall. Considering the importance of water inputs in economic activities, especially agriculture and fisheries, in the present study, the effect of rainfall change on the value added of the fisheries sector in the short and long term has been studied. For this purpose, the Auto-Regressive Distributed Lag model (ARDL) has been used. The results of this study indicate that rainfall in the short and long run has a positive and significant effect on the added value of the fisheries sector. Rainfall by improving access to surface water and groundwater resources has indirect effects on improving the value added of the fisheries sector. According to the results, it is suggested that fish catch limits be applied in critical areas affected by climate change. Also, in order to adjust and adapt the country's aquaculture sector to shocks caused by rainfall and climate change, the field of technology and production improvement should be provided through providing banking and financing facilities.

Keywords: Climate Change, Rainfall Change, Water Resources, Fisheries Sector, ARDL Model

[*]Corresponding author