

بررسی تأثیرات تغییر اقلیم بر طول فصل رشد در چشم‌انداز ۲۰۲۰ تا ۲۰۵۰ در چند نمونه اقلیمی ایران

مرضیه خیراندیش^۱، نوذر قهرمان^{۲*}، جواد بذرافشان^۳

۱. کارشناس ارشد پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران

۲. دانشیار، پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران

۳. استادیار پردیس کشاورزی و منابع طبیعی دانشگاه تهران

(تاریخ دریافت: ۱۳۹۱/۵/۱۸ - تاریخ تصویب: ۱۳۹۲/۳/۸)

چکیده

از دیدگاه هواشناسی کشاورزی، فصل رشد عبارت است از دوره‌ای که گیاه قادر به رشد باشد. این دوره عموماً به فاصله بین آخرین یخبندان بهاره و اولین یخبندان پاییزه، که دما از آستانه‌ای معین بالاتر است (صفر یا ۵ درجه سانتی‌گراد)، اطلاق می‌شود. در آینده یکی از روش‌های مطالعه اقلیم استفاده از خروجی مدل‌های گردش عمومی جو است. اما این مدل‌ها به دلیل قدرت تفکیک زمانی و مکانی پایین گویای تغییر اقلیم منطقه‌ای نیستند. در این تحقیق از مدلی آماری برای ریزمقیاس‌نمایی نتایج مدل‌های گردش عمومی جو، تحت دو سناریوی انتشار A2 و B1، در چند نمونه اقلیمی استفاده شد. نتایج این تحقیق برای چشم‌انداز ۲۰۲۰ تا ۲۰۵۰ بر مبنای سناریوی A2 نشان می‌دهد برای آستانه دمایی صفر درجه سانتی‌گراد طول فصل رشد در مقایسه با اقلیم گذشته در ایستگاه‌های مشهد، تهران، اصفهان، رشت، و زاهدان افزایش و در ایستگاه‌های تبریز، کرمان، و گرگان کاهش خواهد یافت. تحت سناریوی B1، مشخص شد متغیر مذکور در ایستگاه‌های مشهد و تهران و رشت روندی افزایشی و در ایستگاه‌های کرمان و گرگان روندی کاهشی در مقایسه با اقلیم گذشته دارد. برای آستانه دمایی ۵ درجه سانتی‌گراد طول فصل رشد بر مبنای سناریوهای A2 و B1 برای همه ایستگاه‌ها، به جز شیراز، افزایش خواهد یافت. برای ۵ روز متوالی با آستانه دمایی کمتر از ۵ درجه سانتی‌گراد، تحت سناریوهای A2 و B1، در ایستگاه‌های تهران، مشهد، اصفهان، تبریز، کرمان، و کرمانشاه افزایش خواهد یافت. به‌طور کلی، طول فصل رشد برای هر سه آستانه دمایی تحت هر دو سناریوی انتشار در ایستگاه‌های مشهد و تهران و رشت افزایش خواهد یافت و در ایستگاه اصفهان فقط با آستانه دمایی صفر درجه مبتنی بر سناریوی B1 تغییری مشاهده نشد و برای بقیه حالات در این ایستگاه روندی افزایشی مشاهده شد.

کلیدواژگان: تغییر اقلیم، ریزمقیاس‌نمایی، طول فصل رشد، مدل‌های گردش عمومی جو، مدل LARS-WG

مقدمه

مختلف هواشناسی در ایران و جهان انجام شده است که به نمونه‌هایی از آن اشاره می‌شود.

مدل‌سازی اقلیم ایران در دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۳۹ برای چهل و سه ایستگاه سینوپتیک با استفاده از ریزمقیاس‌نمایی آماری خروجی مدل ECHO-G انجام شد. نتایج این تحقیق نشان داد میانگین دما در دوره ۲۰۱۰ تا ۲۰۳۹ میلادی در مقایسه با دوره آماری ۱۹۷۶ تا ۲۰۰۵ به‌طور متوسط ۰/۵ درجه سانتی‌گراد افزایش خواهد یافت که بیشترین افزایش ماهیانه مربوط به ماه‌های سرد سال به میزان ۰/۷ درجه سانتی‌گراد خواهد بود و میزان بارش کل کشور هم ۹ درصد کاهش خواهد یافت (Abbasi *et al.*, 2005). همچنین تأثیر روش‌های کوچک مقیاس کردن رگرسیونی بر رژیم سیلاب رودخانه نشان داد روش آماری- رگرسیونی نسبت به سایر روش‌ها نتایج بهتری دارد و کوچک‌مقیاس کردن داده‌های روزانه نسبت به داده‌های فصلی نتایج بهتری به‌دست می‌دهد (Samadi *et al.*, 2008). همچنین مطالعه روند رخداد یخبندان دیررس بهاره، زودرس پاییزه، طول

رشد صنایع و کارخانه‌ها از آغاز انقلاب صنعتی باعث افزایش گازهای گلخانه‌ای، به‌خصوص گاز CO₂، در چند دهه اخیر شد (Francis *et al.*, 2000). افزایش گازهای گلخانه‌ای تغییراتی را در اقلیم کره زمین به‌وجود آورد که در نوشته‌های علمی به آن تغییر اقلیم گفته می‌شود. یکی از متغیرهای تحت تأثیر پدیده تغییر اقلیم طول فصل رشد است. برای کاهش آثار مخرب پدیده تغییر اقلیم باید به چگونگی تغییرات اقلیم یک منطقه در آینده پی برد. این‌گونه مطالعات و بررسی روند تغییرات زمانی طول فصل رشد در شرایط اقلیم آبی جهان امکان اتخاذ تصمیمات مدیریتی و تکنولوژیکی جدید را جهت تطبیق با شرایط اقلیمی متفاوت و نیز تعدیل اثرات سوء احتمالی فراهم می‌سازد. مطالعات گوناگونی در زمینه تأثیر تغییر اقلیم بر پارامترهای

* نویسنده مسئول: nghahreman@ut.ac.ir

تهران، بندرعباس، شیراز، اصفهان، بوشهر، زاهدان، کرمان، کرمانشاه، تبریز، مشهد، گرگان، و رشت با توجه به سه اصل تنوع اقلیمی (جدول ۱) و پراکنش جغرافیایی مناسب و وضعیت آماری (طول دوره و حداقل و حداکثر دما در مقیاس روزانه در دوره شامل بارندگی و حداقل و حداکثر دما در مقیاس روزانه در دوره آماری چهل و چهار ساله (۱۹۶۱-۲۰۰۵) است.

تعاریف طول فصل رشد

طول فصل رشد تابعی از دماست. سه تعریف به کار رفته در این مقاله عبارتند از:

۱. در امریکا و کانادا فصل رشد معمولاً عبارت است از تعداد روزهای مابین آخرین و اولین یخبندان (دمای شبانه‌روزی صفر درجه سانتی‌گراد و کمتر) که عموماً حد فاصل ماه‌های می تا اکتبر است (Rabeson, 2002).

۲. در اکثر مناطق اروپا طول فصل رشد عبارت است از متوسط تعداد روزهای سال، که میانگین دمای شبانه‌روزی آن حداقل ۵ درجه سانتی‌گراد و در برخی مناطق ۶ درجه سانتی‌گراد است. این دوره عموماً بین ماه‌های آوریل تا اکتبر است؛ گرچه بر حسب عرض جغرافیایی و ارتفاع تغییرات چشمگیری دارد.

۳. در انگلستان شروع فصل رشد زمانی است که متوسط دمای هوا در پنج روز متوالی از ۵ درجه سانتی‌گراد تجاوز کند و خاتمه آن زمانی است که متوسط دمای هوا در پنج روز متوالی از ۵ درجه سانتی‌گراد کمتر باشد. دمای ۵°C معمولاً آستانه پایین تحمل اکثر گیاهان در طول چرخه زندگی آن‌ها در نظر گرفته می‌شود (Frich et al., 2002).

جدول ۱. نوع اقلیم ایستگاه‌های منتخب در سیستم طبقه‌بندی اقلیمی

نوع اقلیم	دومارتن گسترش یافته		ایستگاه سینوپتیک
	میانگین دمای سالانه °C	میانگین بارندگی سالانه mm	
خشک بیابانی	۱۷٫۳	۲۳۶٫۱	تهران
فراخشک	۲۶٫۹	۱۷۸٫۰	بندرعباس
نیمه‌خشک معتدل	۱۷٫۷	۳۲۸٫۱	شیراز
خشک بیابانی	۱۶٫۰	۱۲۰٫۷	اصفهان
فراخشک	۲۴٫۵	۲۵۳٫۶	بوشهر
فراخشک بیابانی	۲۰٫۰	۱۲۰٫۰	زاهدان
خشک بیابانی	۱۵٫۸	۱۳۵٫۰	کرمان
کرمانشاه	۱۴٫۰	۴۵۶٫۰	کرمانشاه
تبریز	۱۲٫۲	۳۱۰٫۰	تبریز
مشهد	۱۴٫۰	۲۴۱٫۰	مشهد
گرگان	۱۷٫۹	۵۵۰٫۰	گرگان
رشت	۱۵٫۹	۱۳۵۹٫۰	رشت

دوره بدون یخبندان، و تعداد روزهای یخبندان به منظور کاهش خسارات کشاورزی در کشور ایران حاکی از آن بود که جز در تبریز و زاهدان طول دوره‌ای که گیاه دور از ریسک مواجهه با یخبندان می‌تواند رشد کند به طور معناداری افزایش یافته است. همچنین جز زاهدان تعداد روزهای یخبندان در سایر ایستگاه‌ها به طور معناداری کاهش یافته است (Varshavian et al., 2007).

در مطالعات انجام‌شده در خارج از کشور ایران نیز می‌توان به تحلیل روند طول فصل رشد در آلاسکا پرداخت. این تحقیق روند طول فصل رشد و تاریخ اولین یخبندان پاییز و آخرین یخبندان بهار را در هشت ایستگاه هواشناسی بین سال‌های ۱۹۲۴ و ۱۹۸۹ ارزیابی می‌کند. دو دمای حداقل صفر و ۳ درجه سانتی‌گراد به عنوان معیار مشخص شدن تاریخ‌های یخبندان استفاده شدند. محاسبات روند افزایشی طول فصل رشد را در سه ایستگاه نشان می‌دهد که نتیجه رخداد زودتر یخبندان‌های دیررس بهار است. همچنین مشخص شد طول فصل رشد در سه ایستگاه دیگر، طی دوره آماری ۱۹۷۰ تا ۱۹۴۰، کوتاه‌تر شد (Sharratt, 1992). در تحقیق دیگری روند تغییرات برخی شاخص‌های اقلیمی-کشاورزی (طول فصل رشد، تاریخ آخرین یخبندان بهار، درجه روزهای بالاتر از صفر درجه قبل از آخرین یخبندان بهار) طی دوره ۱۹۷۶ تا ۲۰۰۴ در چند منطقه رومانی مطالعه شد. نتایج بیانگر افزایش نسبی طول دوره بدون یخبندان و عدم تغییر معنادار طول دوره رشد است (Mateescu et al., 2007). در مرور جامع دیگری تغییرات طول فصل رشد طی قرن گذشته بررسی شد. نتایج مطالعه نشان داد در مجموع تغییرات درون سالیانه این کمیت بیشتر از تغییرات سالیانه است. بیشتر این تغییرات در طول فصل رشد و مراحل فنولوژیکی در سی سال آخر قرن رخ داده است (Linderholm, 2006). از مطالعات تأثیر تغییر اقلیم می‌توان به مطالعه تغییرات طول فصل رشد در چهارده حوزه آبریز در یازده ایالت امریکا اشاره کرد. نتایج مطالعه در مقادیر سالیانه طول فصل رشد، به میزان متوسط ۲۴ تا ۲۷ روز در سه سناریوی انتشار گازهای گلخانه‌ای، در همه حوزه‌های مطالعاتی افزایش نشان داد. بیشترین افزایش در مناطق کوهستانی و کمترین آن در دشت‌های غرب میانه و شمال شرق و جنوب شرق مشاهده شد (Christiansen, 2011).

هدف اصلی این مطالعه مقایسه میانگین طول فصل رشد برای اقلیم گذشته و آینده در اقلیم مختلف ایران بر اساس سناریوهای مختلف تغییر اقلیم است.

مواد و روش‌ها

داده‌های استفاده‌شده

در این مطالعه از آمار دوازده ایستگاه هواشناسی سینوپتیک

$$z = \begin{cases} +1 & \text{if } (x_k - x_j) > 0 \\ 0 & \text{if } (x_k - x_j) = 0 \\ -1 & \text{if } (x_k - x_j) < 0 \end{cases}$$

رابطه ۲)

ب) محاسبه واریانس با یکی از روابط زیر:

$$Var(s) = \frac{n(n-1)(2n+5) - \sum_{i=1}^m (t-1)(2t+5)}{18}$$

رابطه ۳) اگر $n > 10$:

$$Var(s) = \frac{n(n-1)(2n+5)}{18}$$

رابطه ۴) اگر $n \leq 10$:

n تعداد داده‌های مشاهده‌ای و m تعداد سری‌هایی است که در آن‌ها حداقل یک داده تکراری وجود دارد. t نیز بیانگر فراوانی داده‌ها با ارزش یکسان است.

ج) استخراج آماره z :

$$z = \begin{cases} \frac{s-1}{\sqrt{var(s)}} & \text{if } s > 0 \\ 0 & \text{if } s = 0 \\ \frac{s+1}{\sqrt{var(s)}} & \text{if } s < 0 \end{cases}$$

رابطه ۵)

در آزمون دودامنه، جهت روندیابی سری داده‌ها، فرض صفر در صورتی پذیرفته می‌شود که $|z| \leq z_{\alpha/2}$ باشد؛ که α سطح معنادار است و برای آزمون در نظر گرفته می‌شود و $Z_{\alpha/2}$ آماره نرمال استاندارد در سطح معناداری $\alpha/2$ است. در بررسی حاضر این آزمون برای سطوح ۹۵ درصد و ۹۹ درصد به کار رفت. در صورتی که آماره Z مثبت باشد، روند سری داده‌ها صعودی و در صورتی که منفی باشد، روند سری داده‌ها نزولی در نظر گرفته می‌شود. این آماره برای سطوح اطمینان ۹۵ درصد و ۹۹ درصد به ترتیب برابر است با ۱٫۹۶ و ۲٫۵۸.

ریزمقیاس‌نمایی مدل‌های گردش عمومی جو^۱

مدل‌های چرخش عمومی جو^۱ (GCM) می‌توانند اطلاعات جامعی درباره پاسخ جو به افزایش غلظت گازهای گلخانه‌ای فراهم کنند. این مدل‌ها وابسته به زمان‌اند و شبیه‌سازی‌های عددی سه‌بعدی، شامل حرکات جوی و تبادلات گرمایی و اندرکنش‌های یخ و اقیانوس و خشکی، دارند. مدل استفاده‌شده در این مطالعه HADCM3 است (جدول ۲) که مرکز تحقیقاتی انگلستان آن را نوشته است.

از ورودی‌های اصلی این مدل‌ها میزان انتشار گازهای گلخانه‌ای^۲ (SRES) در اتمسفر کره زمین است که تحت

تحلیل روند

یکی از روش‌های متداول جهت تحلیل سری‌های زمانی هواشناسی بررسی وجود یا عدم روند در آن‌ها با استفاده از روش‌های آماری است. اصولاً وجود روند در سری‌های زمانی هواشناسی ممکن است ناشی از تغییرات تدریجی طبیعی و تغییر اقلیم یا اثر فعالیت انسانی باشد (Brooks and Carrthers, 1953). اثبات وجود روند معنادار در یک سری زمانی به تنهایی نمی‌تواند دلیل قاطع بر وقوع تغییر اقلیم در یک منطقه باشد؛ بلکه فرض رخداد آن را تقویت می‌کند (Serrano et al., 1999). روش‌های آماری متعددی جهت تحلیل روند سری‌های زمانی ارائه شده است. این روش‌ها در دو دسته کلی روش‌های پارامتری و ناپارامتری قابل تقسیم‌بندی‌اند. روش‌های ناپارامتری نسبت به روش‌های پارامتری کاربردی وسیع‌تر و چشمگیرتر دارند (Takeuchi et al., 2005). مبنای کلیه روش‌های آماری مطرح کردن دو فرضیه صفر (H_0) و یک (H_1) و آزمودن آن‌ها بر اساس تکنیک‌هایی خاص و در نهایت پذیرش یکی از دو فرضیه است. پذیرفتن فرض صفر یعنی عدم روند و پذیرفتن فرض یک یعنی وجود روند معنادار در سری داده‌ها. آزمون ناپارامتری استفاده‌شده در این تحقیق شامل آزمون من‌کنندال است.

آزمون من‌کنندال را ابتدا Man (1945) و سپس Kendall (1975) بسط و توسعه دادند (Serrano et al., 1999). این روش به‌طور متداول و گسترده در تحلیل روند سری‌های هواشناسی به کار می‌رود (Turgay and Ercan, 2006). از نقاط قوت این روش می‌توان به مناسب بودن کاربرد آن اشاره کرد برای سری‌های زمانی‌ای که از توزیع خاصی پیروی نمی‌کنند. تأثیر ناچیز این روش از مقادیر حدی، که در برخی سری‌های زمانی مشاهده می‌شود، از دیگر مزایای استفاده از این روش است. فرض صفر این آزمون بر تصادفی بودن و عدم روند در سری داده‌ها دلالت می‌کند و پذیرفتن فرض یک (رد فرض صفر) دال بر وجود روند در سری داده‌هاست. مراحل محاسبه آماره این آزمون به شرح زیر است:

الف) محاسبه اختلاف مشاهدات متوالی و اعمال تابع علامت و استخراج پارامتر s :

$$s = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=1}^n \text{sign}(x_j - x_k)$$

رابطه ۱)

n تعداد مشاهدات سری و x_j و x_k به ترتیب داده‌های j ام و k ام سری‌اند.

تابع علامت نیز به شرح زیر قابل محاسبه است:

جدول ۲. معرفی مدل گردش عمومی جو HADCM3

مرجع	دوره‌های شبیه‌سازی شده	سناریوهای انتشار	دقت مکانی	نام اختصاری مدل	مدل اقلیمی جهانی
(Gordon et al., 2000, Pope et al., 2000),	Bs*, 2020s, 2055s, 2090s	A1B, A2, B1	2.5° * 3.75°	HADCM3	HadCM3

Baseline*

جدول ۳. معرفی سناریوهای انتشار گازهای گلخانه‌ای و فرض‌های به کاررفته در آن‌ها و غلظت CO₂ بر حسب پی‌پی‌ام) در دهه‌های مختلف (غلظت CO₂ برای سناریوی پایه ۲۳۴ پی‌پی‌ام) (IPCC, 2007a)

غلظت CO ₂ در دهه	سناریو		فرض‌های کلیدی
	۲۰۵۵	۲۰۲۰	
۵۳۸	۴۹۲	۴۱۰	B1 جهانی قابل تحمل، تغییرات سریع در ساختارهای اقتصادی و غیر مادی که شامل افزایش سرمایه و نگرانی‌های زیست‌محیطی، یک مشارکت جهانی برای مسائل اجتماعی و محیط زیست وجود دارد و برای معرفی تکنولوژی پاک تلاش می‌شود، جمعیت به ۷ میلیارد در سال ۲۱۰۰ می‌رسد.
۷۵۴	۵۴۵	۴۱۴	A2 دنیای جدانشده، هویت فرهنگی در مناطق مختلف در حال جدانشدن است که موجب افزایش غیر یکنواختی و احتمال کاهش همکاری‌های بین‌المللی می‌شود. به کاهش خانواده‌ها و سنت‌های محلی، رشد بالای جمعیت در آن تأکید شده است. توجه کمتری به رشد اقتصادی (۱٫۶۵٪ در سال) و ثروت مادی شده است.

رابطه ۶

$$P(v_{obs} \leq v) \geq P_i \quad i=1, 2, \dots, N$$

در رابطه ۶ احتمال بر اساس داده مشاهده شده است $\{v_{obs}\}$ برای هر متغیر اقلیمی دو مقدار P_0 و P_n وجود دارد که $P_0=0$ و $P_n=1$ به ترتیب بر $v_0 = \min\{v_{obs}\}$ و $v_n = \max\{v_{obs}\}$ ثابت‌اند.

برای تخمین درست مقادیر حدی متغیرهای اقلیمی چند مقدار P_i نزدیک به صفر برای مقدار پایین حدی متغیرهای اقلیمی و چند P_i نزدیک به ۱ برای مقادیر بالای حدی متغیرها در نظر گرفته می‌شود و بقیه P_i ها به طور مساوی در مقیاس احتمال توزیع می‌شوند. برای دمای حداقل و دمای حداکثر هم از دو مقدار نزدیک به صفر و دو مقدار نزدیک به ۱ برای تخمین وقایع حدی پایین و بالا استفاده می‌شود؛ مثلاً $P_2=0.1$ ، $P_{n-2}=0.98$ ، $P_{n-1}=0.99$ ، $P_n=1$.

یافته‌های تحقیق

بررسی روند طول فصل رشد در اقلیم گذشته

آزمون ناپارامتری من‌کنندال برای تحلیل روند متغیرهای مورد مطالعه اجرا شد و در نهایت آماره این آزمون به دست آمد (جدول ۴). آماره به دست آمده از این آزمون در سطح معناداری ۹۵ درصد و ۹۹ درصد با آماره مورد نظر جدول مقایسه شد.

می‌توان از جدول ۴، بر اساس معنادار بودن آماره‌ها، نتیجه گرفت که طول فصل (تعریف ۱) برای ایستگاه‌های تهران، شیراز، رشت، کرمانشاه، و زاهدان روندی معنادار و افزایشی دارد. طول فصل رشد (تعریف ۲) برای ایستگاه‌های تهران، کرمان، و

سناریوهای مختلف انتشار به مدل معرفی می‌شود و هر یک وضعیت گازهای گلخانه‌ای را تا سال ۲۱۰۰ بر اساس فرض‌های مختلف وضعیت اقتصادی و اجتماعی و تغییرات رشد جمعیت کره زمین نشان می‌دهد. جدول ۳ دو سناریوی استفاده شده در این تحقیق را معرفی می‌کند.

خروجی مدل‌های GCM دقت مکانی و زمانی لازم را برای مطالعات تغییر اقلیم منطقه‌ای ندارد. روش‌های مختلفی برای ریزمقیاس‌نمایی وجود دارد؛ از جمله روش‌های دینامیکی، نظیر مدل‌های گردش جو منطقه‌ای^۱ (RCM)، و روش‌های آماری^۲ (SDSM).

در این مطالعه از روش‌های آماری مبتنی بر مولد داده‌های هواشناسی استفاده شد. اساس کار مولدها برقراری همبستگی آماری بین متغیرهای اتمسفری بزرگ‌مقیاس و متغیرهای محلی است. از مولد LARS-WG برای ریزمقیاس‌نمایی آماری استفاده شد. در نسخه پنجم^۳ LARS-WG، که در این تحقیق از آن استفاده شد، از توزیعی نیمه‌تجربی برای تخمین توزیع‌های احتمال چند متغیر اقلیمی استفاده می‌شود. در نسخه پنجم تعداد بازه‌های استفاده شده در توزیع نیمه‌تجربی از ۱۰ به ۲۳ افزایش یافت تا نسبت به توزیع داده‌های مشاهده شده حساسیت بیشتری داشته باشد. برای هر متغیر اقلیمی v یک مقدار v_i با توجه به احتمال آن P_i محاسبه می‌شود.

1. Regional Circulation Model
2. Statistical Down-Scaling Model
3. Long Ashton Research Station Weather Generator

جدول ۵. نسبت پارامتر مطالعه شده طول فصل رشد، بارندگی، و دما در اقلیم آینده به اقلیم گذشته در سناریوی A2

ایستگاه	$\frac{LF}{LP} (1)$	$\frac{LF}{LP} (2)$	$\frac{LF}{LP} (3)$	$\frac{RF}{RP}$	$\frac{TF}{TP}$
تهران	۱/۰۱	۱/۰۲	۱/۰۲	۱/۱۷	۱/۰۹
مشهد	۱/۲۳	۱/۰۲	۱/۰۳	۱/۱۴	۱/۲۴
اصفهان	۱/۰۴	۱/۰۱	۱/۱۵	۱	۱/۰۷
شیراز	۰/۹۹	۰/۹۹	-	۱/۲۹	۱/۱
تبریز	۰/۹۸	۱/۰۲	۱/۰۵	۱/۱۴	۱/۱
کرمان	۰/۹۵	۱/۰۱	۱/۰۴	۱/۲۵	۱/۰۷
بندرعباس	-	-	-	۱/۷۵	۱/۳۸
رشت	۱/۰۳	۱/۰۲	-	۱/۲۰	۱/۲۷
گرگان	۰/۸۶	۱/۰۱	-	۱/۱۳	۱/۰۴
کرمانشاه	۱	۱/۰۳	۱/۰۴	۱/۰۹	۱/۰۵
بوشهر	-	-	-	۱/۴۰	۱/۰۷
زاهدان	۱/۰۱	۱/۰۲	-	۱/۵۰	۱/۰۵

جدول ۶. نسبت پارامتر مطالعه شده طول فصل رشد، بارندگی، و دما در اقلیم آینده به اقلیم گذشته در سناریوی B1

ایستگاه	$\frac{LF}{LP} (1)$	$\frac{LF}{LP} (2)$	$\frac{LF}{LP} (3)$	۲	۱
تهران	۱/۰۲	۱/۰۲	۱/۰۲	۱/۱۷	۱/۰۹
مشهد	۱/۰۴	۱/۰۲	۱/۰۴	۱/۱۴	۱/۲۴
اصفهان	۱	۱/۰۴	۱/۱۶	۱/۳۳	۱/۰۶
شیراز	۰/۹۸	۰/۹۹	-	۱/۲۹	۱/۰۹
تبریز	۰/۹۹	۱/۰۲	۱/۰۶	۱/۱۴	۱/۱۲
کرمان	۰/۹۶	۱/۰۱	۱/۰۳	۱/۰۰	۱/۰۶
بندرعباس	-	-	-	۱/۲۵	۱/۳۸
رشت	۱/۰۲	۱/۰۳	-	۱/۲۰	۱/۲۹
گرگان	۰/۸۶	۱/۰۳	-	۱/۱۹	۱/۰۴
کرمانشاه	۱	۱/۰۳	۱/۰۵	۱/۲۷	۱/۰۵
بوشهر	-	-	-	۱/۲۰	۱/۰۷
زاهدان	۱/۰۲	۱/۰۲	-	۱/۰۰	۱/۰۴

برآورد طول فصل رشد در چشم‌انداز ۲۰۲۰ تا ۲۰۵۰ و مقایسه آن با اقلیم گذشته

در برآورد طول فصل رشد در اقلیم آینده بیان چند نکته حائز اهمیت است:

در اقلیم آینده ایستگاه‌های شیراز، زاهدان، گرگان، و رشت تعریف ۳ طول فصل رشد قابل استخراج نیست؛ زیرا بیشتر از

۱. TF: میانگین دما در دوره ۲۰۲۰ تا ۲۰۵۰ و TP: میانگین دما در دوره ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۵

۲. RF: میانگین بارندگی در دوره ۲۰۲۰ تا ۲۰۵۰ و RP: میانگین بارندگی در دوره ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۵

کرمانشاه روندی معنادار و افزایشی دارد. طول فصل رشد (تعریف ۳) برای ایستگاه‌های تهران، گرگان، و زاهدان روندی معنادار و افزایشی دارد. به‌طور کلی می‌توان نتیجه گرفت طول فصل رشد برای ایستگاه تهران بر مبنای هر سه تعریف روندی افزایشی در اقلیم گذشته داشته است.

ارزیابی مدل LARS-WG

مدل LARS-WG از سه بخش اصلی کالیبره‌کردن مدل، ارزیابی مدل، و شبیه‌سازی داده‌های هواشناسی تشکیل می‌شود. به‌طور کلی، توانمندی مولد داده‌های آب‌وهوایی بر ارزیابی تغییر اقلیم در منطقه مورد مطالعه اثری مستقیم دارد. بنابراین، در ابتدا توانمندی این مدل با استفاده از داده‌های ۴۵ سال دیدبانی‌شده دوازده ایستگاه سینوپتیک کشور ارزیابی شد. بدین منظور یک سناریوی حالت پایه برای دوره آماری ۱۹۶۱ تا ۲۰۰۵ تهیه و مدل LARS-WG بر آن اجرا شد.

داده‌های دیدبانی و مدل‌سازی‌شده برای دو پارامتر دمای بیشینه و کمینه و ویژگی‌های آماری آن‌ها شامل انحراف معیار، میانگین، خطاهای نسبی، و مقدار همبستگی- با آزمون‌های مختلف، نظیر آزمون t و KS، برای ارزیابی مدل استخراج گردید و برای همه ایستگاه‌های مورد مطالعه تجزیه و تحلیل شد. نتایج نشان داد توانمندی مدل در مدل‌سازی دمای بیشینه و کمینه بسیار بالاست (شکل ۱)؛ هرچند انحراف معیار مقادیر مدل‌شده اغلب کمتر از مقادیر دیدبانی‌شده بود (شکل ۲).

جدول ۴. آماره Z به‌دست‌آمده با استفاده از روش من‌کندال

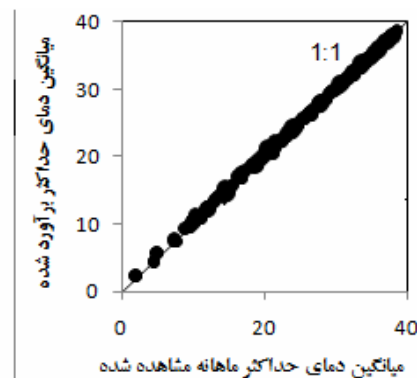
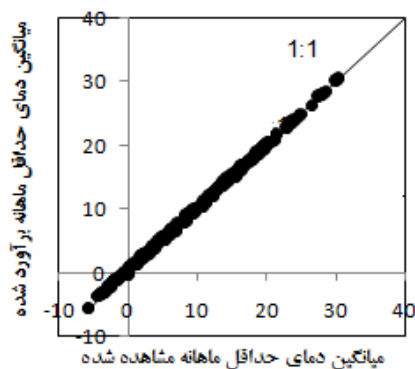
طول فصل رشد ایستگاه	تعریف ۱	تعریف ۲	تعریف ۳
تهران	۳,۲۸**	۱,۹۹*	۱,۹۲*
مشهد	۰,۹۱	۱,۰۴	-۰,۴۰
اصفهان	۰,۰۰	۰,۹۶	۰,۸۳
شیراز	۴,۶۲**	۰,۸۵	۰,۴۳
تبریز	۱,۹۰	۱,۱۱	۰,۶۱
کرمان	۰,۱۰	۲,۴۵*	۱,۰۸
بندرعباس	-	-	-
رشت	۲,۹۹**	۰,۵۱	۰,۲۲
گرگان	-۱,۱۹	۰,۴۶	۲,۹۸*
کرمانشاه	۱,۹۸*	۲,۱۷*	۰,۹۱
بوشهر	-	-	-
زاهدان	۲,۱۸*	۱,۵۹	۱,۹۶*

۱. تعریف طول فصل رشد در این ایستگاه یافت نشد.

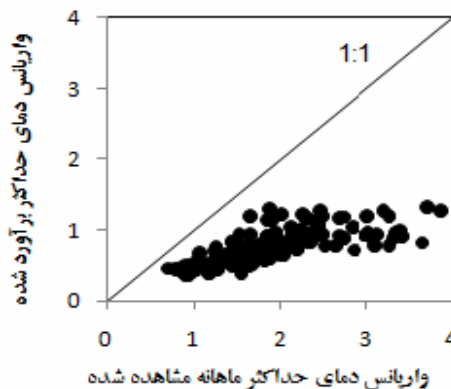
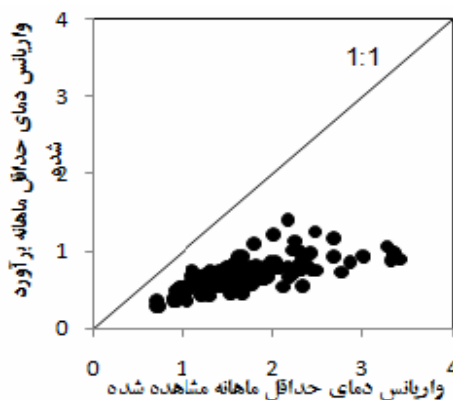
* معناداری در سطح ۹۵ درصد ** معناداری در سطح ۹۹ درصد

نیست. نتایج حاصل از هر سه تعریف طول فصل رشد برای دوره ۲۰۲۰ تا ۲۰۵۰ بر اساس سناریوهای A2 و B1 شبیه‌سازی و با اقلیم گذشته مقایسه شدند.

چهار روز متوالی دمای کمتر از درجه ۵ سانتی‌گراد مشاهده نمی‌شود و در اقلیم فراخشک، که شامل ایستگاه بندرعباس و بوشهر است، هیچ‌یک از تعاریف طول فصل رشد قابل استخراج



شکل ۱. مقایسه میانگین دمای حداکثر و دمای حداقل ماهیانه مشاهده شده و تولید شده با مدل LARS-WG



شکل ۲. مقایسه واریانس دمای حداکثر و دمای حداقل ماهیانه مشاهده شده و تولید شده با مدل LARS-WG

ایستگاه‌های مورد مطالعه در مطالعات قبلی هم دیده می‌شود؛ مثلاً عزیزی (۱۳۸۷) در تحقیقی که با هدف آشکارسازی تغییر اقلیم در غرب کشور انجام داد دریافت میانگین درجه حرارت روزانه در برخی ایستگاه‌ها روندی کاهشی و در برخی دیگر روندی افزایشی دارد. در حقیقت می‌توان گفت این قبیل تفاوت‌های مکانی جزء ذات اقلیم به‌شمار می‌روند و توان آشکارسازی این تغییرات جزء مزیت‌ها و قابلیت‌های عمده مدل‌های ریزمقیاس‌نمایی در مطالعات منطقه‌ای و محلی است.

(ب) مقایسه میانگین طول فصل رشد برآورد شده (LF) و میانگین طول فصل رشد مشاهده شده (LP) (تعریف ۲):

- سناریوی A2: در جدول ۵ مشاهده می‌شود که در ایستگاه شیراز LF(2) در مقایسه با LP(2) با وجود وقوع افزایش دما کاهش یافته است.

- سناریوی B1: در جدول ۶ مشاهده می‌شود که در ایستگاه شیراز LF(2) در مقایسه با LP(2) با وجود وقوع افزایش دما کاهش یافته است.

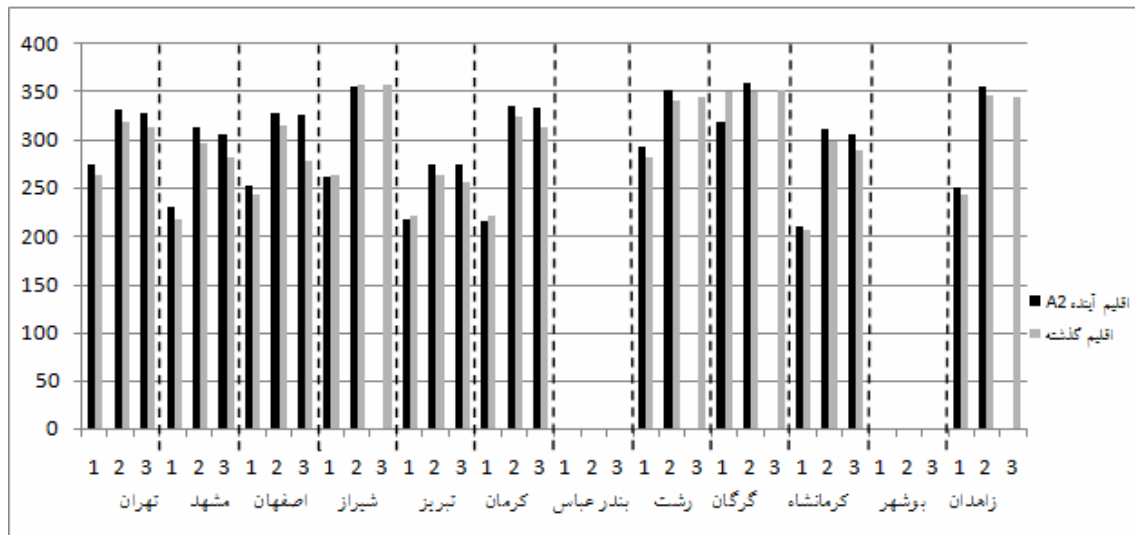
با توجه به جدول‌های ۵ و ۶ می‌توان نتایج به‌دست‌آمده را به صورت زیر خلاصه کرد:

نتایج جدول حاکی از افزایش دما در همه ایستگاه‌های مورد مطالعه و افزایش بارندگی در همه ایستگاه‌ها، به‌جز ایستگاه کرمان و زاهدان، است؛ که در مقدار بارش تفاوت چندانی در مقایسه با اقلیم گذشته مشاهده نمی‌شود.

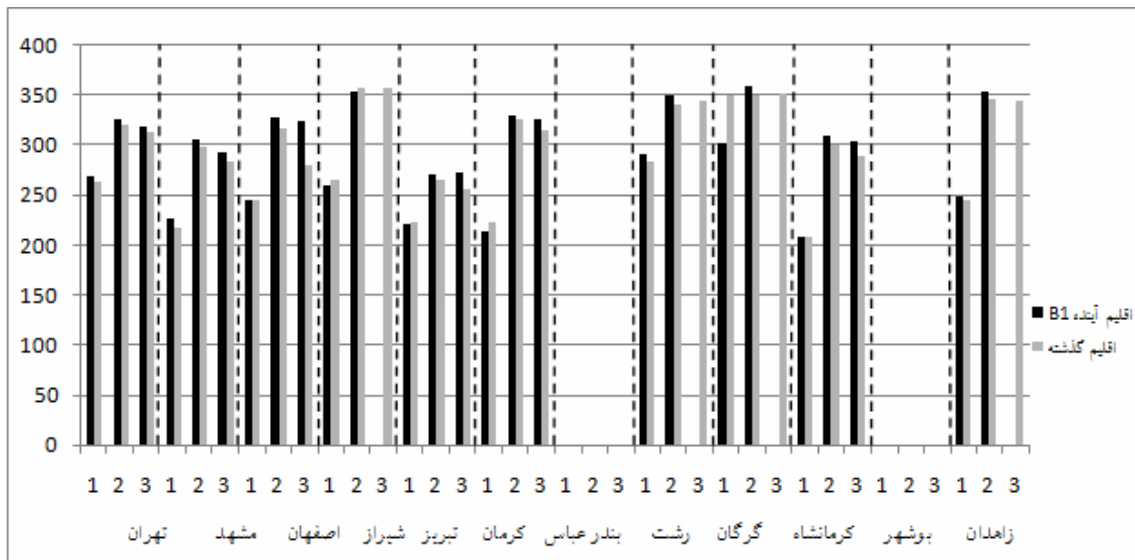
الف) مقایسه میانگین طول فصل رشد برآورد شده (LF) و میانگین طول فصل رشد مشاهده شده (LP) (تعریف ۱):

- سناریوی A2: در چشم‌انداز ۲۰۲۰ تا ۲۰۵۰ در جدول ۵ مشاهده می‌شود که در ایستگاه شیراز LF(1)، تبریز، کرمان، و گرگان نیز LF(1) در مقایسه با LP(1) با وجود وقوع افزایش دما کاهش یافته است.

- سناریوی B1: در جدول ۶ مشاهده می‌شود که در ایستگاه شیراز LF(1)، تبریز، کرمان، و گرگان نیز LF(1) در مقایسه با LP(1) با وجود وقوع افزایش دما کاهش یافته است. در نهایت می‌توان گفت که این نتایج متناقض و متفاوت بین



شکل ۳. مقایسه طول فصل رشد، تعریف ۱ (1=)، تعریف ۲ (2=)، تعریف ۳ (3=) اقلیم گذشته و آینده ۲۰۲۰ تا ۲۰۵۰ (سناریو A2)



شکل ۴. مقایسه طول فصل رشد تعریف ۱ (1=)، تعریف ۲ (2=)، تعریف ۳ (3=) اقلیم گذشته و آینده ۲۰۲۰ تا ۲۰۵۰ (سناریو B1)

۷، و ۳۰ روز کاهش را در مقایسه با اقلیم گذشته (LP1) نشان می‌دهد. برای سناریوی B1 در دوره ۲۰۲۰ تا ۲۰۵۰ این متغیر در ایستگاه‌های مشهد و تهران و رشت به ترتیب ۸ و ۵ و ۷ روز افزایش و در ایستگاه‌های کرمان و گرگان به ترتیب ۹ و ۴۸ روز کاهش در مقایسه با اقلیم گذشته داشت. LF(2) تحت سناریوی A2 در همه ایستگاه‌ها به جز ایستگاه شیراز، که اختلاف معناداری دیده نمی‌شود، بین ۶ تا ۱۰ روز افزایش این متغیر مشاهده می‌شود. همچنین تحت سناریوی B1 در دوره ۲۰۲۰ تا ۲۰۵۰ متغیر مذکور برای همه ایستگاه‌ها به جز شیراز بین ۴ تا ۱۲ روز افزایش می‌یابد. LF(3) مبتنی بر سناریوی A2 در ایستگاه‌های تهران و مشهد و اصفهان به ترتیب ۱۶ و ۲۴ و ۴۸ و در ایستگاه‌های تبریز و کرمان و کرمانشاه ۱۸ روز افزایش را در

ج) مقایسه میانگین طول فصل رشد برآورد شده (LF) و میانگین طول فصل رشد مشاهده شده (LP) (تعریف ۳):
- سناریوی A2: برای همه ایستگاه‌هایی که تعریف مذکور صادق است افزایش پیش‌بینی می‌شود.

- سناریوی B1: برای همه ایستگاه‌هایی که تعریف مذکور صادق است افزایش پیش‌بینی می‌شود.

نتیجه‌گیری

با توجه به شکل‌های ۳ و ۴ مشاهده می‌شود که LF(1) مبتنی بر سناریوی A2 برای دوره ۲۰۲۰ تا ۲۰۵۰ در ایستگاه‌های مشهد، تهران، اصفهان، رشت، و زاهدان به ترتیب ۱۳، ۱۲، ۹، ۱۱، و ۷ روز افزایش و در ایستگاه‌های تبریز، کرمان، و گرگان به ترتیب ۵،

تغییری مشاهده نشد و برای بقیه حالات روند افزایشی مشاهده شد. تحقیقات اسماعیلی (۱۳۸۹) نشان می‌دهد افزایش طول فصل رشد LP(1) در ایستگاه مشهد به مدت ۱۵ روز برای سناریوی A1 با نتایج این پژوهش مطابقت دارد. همچنین ایشان نشان دادند که طول فصل رشد در ایستگاه تربت حیدریه کاهش و در ایستگاه سبزوار افزایش می‌یابد.

مقایسه با LP(3) نشان می‌دهد. LF(3) برای سناریوی B1 در ایستگاه‌های تهران، مشهد، اصفهان، تبریز، کرمان، و کرمانشاه به ترتیب ۵، ۱۱، ۴۴، ۱۵، ۱۱، و ۱۴ روز افزایش در مقایسه با LP(3) نشان می‌دهد. به‌طور کلی طول فصل رشد برای هر سه آستانه دمایی تحت هر دو سناریوی انتشار در ایستگاه‌های مشهد و تهران و رشت افزایش خواهد یافت. در ایستگاه اصفهان فقط برای آستانه دمایی صفر درجه مبتنی بر سناریوی B1

REFERENCES

- Abassi, F., Malbusi, S., Babaean, I., Asmari, M., and Brohani, R. (2010). Climate change prediction of South Khorasan province during, 2010-2039, by using statistical downscaling of ECHO-G dat, *J. Water and Soil*, 24(2): 218-233, (In Farsi).
- Brooks, C. E. P. and Carrthers, N. (1953). Handbook of statistical methods in meteorology, London, 480 p.
- Carter, T. R. (1998). Changes in the thermal growing season in Nordiccountries during the past century and prospects for the future, *Agric Food Sci, Finland* 7, 161-179.
- Christiansen, D. E., Steven L., and Markstrom, Lauren, E. Hay, (2011), Impacts of climate change on the growing season in the United States, *Earth Interact*, 15, 1-17, doi: <http://dx.doi.org/10.1175/2011EI376.1>.
- Dubrovsky, M. (1996). Validation of the stochastic weather generator Met&ROLL, *Meteorogickeo Zpravy*, 49, 12.
- Esmaeili, R., Habibi, M., and Fallah ghalhari, Gh. (2011). The changes assessment of growth season length and freezing due to climate fluctuation-Case-study: Khorasan Razavi province, *Physical Geography Research Quarterly*, (73): 69-82, (In Farsi).
- Francis, P., Burton, M. R., and Oppenheimer, C. (2000). Remote measurements of volcanic gas 425 compositions by solar occultation spectroscopy, *Nature*, 396, 567-570.
- Frich, P., Alexander, L. V., Della-Marta, P., Gleason, B., Haylock, M., Klein Tank, A. M. G., and Peterson, T. (2002). Observed coherent changes in climatic extremes during the second half of the 20th century, *Climate Res*, 19, 193-212.
- Johnson, G. L., Hanson, C. L., Hardegree, S. P., and Ballard, E. B. (1996). Stochastic Weather Simulation: overview and analysis of two commonly used models, *J. Applied Meteorology*, 35, 1878-1896.
- Lettenmaier, P., Wood, E. F., and Wallis, R. (1994). Hydro-climatological Trends in the Continental United States, 1948-1988, *J. Climate*, 7, 586-607.
- Linderholm, H. W. (2006). Growing season changes in the last century, *Agric For Meteorol*, 137, 1-14.
- Mateescu, M., Haidu, I., Veronica, S., and Tugui, O. (2007). Recent Evolution of Some Agro climatic Indices in Transylvania, *Climate change*, Bulletin USAMV-CN, 63-64.
- Myneni, R. B., Hall, F. G., Sellers, P. J., and Marshak, A. L. (1995). The interpretation of spectral vegetation indexes, *IEEE Trans, Geosci, Remote Sens*, 33, 481-486.
- Myneni, R. C., Keeling, C. D., Tucker, C. J., Asrar, G., and Nemani, R. R. (1997). Increased plant growth in the northern high latitudes from 1981 to 1991, *Nature* 386, 698-702.
- Robeson, S. M. (2002). Increasing growing-season length in Illinois during the 20th century, *Climatic Change*, 52, 219-238.
- Samadi, Z., Masshah bavani, A., and Mahdavi, M. (2007). Study the effects of regression downscaling on river flood regime, Workshop on Climate change effects on water resource management, Tehran, Iran, (In Farsi).
- Scheifinger, H. and Menzel, A. (2003). Trends of spring time frost events and phenological dates in central Europe, *Theoretical and Applied Climatology*, 74, 41-51.
- Semenov, M., and Barrow, E. (1997). Use of a stochastic weather generator in the development of climate change scenarios, *Climatic Change*, vol. 35, 397-414.
- Sen, P. K. (1968). Estimates of the regression coefficient based on Kendall's tau. *Journal of the American Statistical Association*, 1379-1389.
- Serrano, A., Mateos, V. L., and Garcia, J. A. (1999). Trend analysis of monthly precipitation over the Iberian Peninsula for the period 1921-1995, *Phys, Chem, EARTH(B)*, 24 (1-2), 85-90.
- Sharratt, B. S. (1992). Growing Season Trends in the Alaskan Climate Record, *ARCTIC*, 45, 124-127.
- Takeuchi, Z. X., Xu, K., and Ishidaira, H. (2003). Monitoring trend step changes in precipitation in Japanese precipitation, *Journal of hydrology*, 279, 144-150.
- Turgay, P. and Ercan, K. (2006). Trend analysis in Turkish precipitation data, *Hydrological processes*, 20, Issue 9, 2011-2026.
- Varshavian, V., Ghahreman, N., Khalili, A., and Hajjam, S. (2007). Study the trend of early and late frost occurrences, length of frost-free period and number of frost day to reduce of agricultural damages in several climatic regions of Iran, Pajuhesh-e-Keshavarzi (Agricultural Research), 7(4), 39-48, (In Farsi).