

پژوهش‌های جغرافیای طبیعی - شماره ۶۶، زمستان ۱۳۸۷

صص ۸۷-۱۰۰

## مطالعه نوسانات دما و بارش سالانه در منطقه شمال غرب ایران

سید حسین میر موسوی\* - استادیار دانشگاه زنجان

پذیرش مقاله: ۱۳۸۵/۱۰/۳۰ تایید نهایی: ۱۳۸۷/۴/۱۲

### چکیده

در این مقاله از داده‌های مربوط به دما و بارش سالانه در یک دوره آماری ۴۴ ساله برای ایستگاه‌های منطقه شمال غرب ایران که مشتمل بر ۱۶ ایستگاه سینوپتیک می‌باشد استفاده شده است. از بین این ایستگاه‌ها تعداد ۸ ایستگاه که دارای کامل‌ترین آمار بوده و منطقه مورد مطالعه را تحت پوشش قرار می‌دهند انتخاب شده و تجزیه و تحلیل داده‌ها در مورد این ایستگاه‌ها انجام گردیده است. روش مورد استفاده در این پژوهش مدل‌های تابع تبدیل می‌باشد که جزء روش‌های تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی است. در همین راستا ابتدا ایستگاه‌ها بر اساس روش مذکور مدل سازی شده و سپس تحلیل داده‌ها و عمل پیش‌بینی بر روی آن‌ها انجام گرفته است نهایتاً با استفاده از آزمون روند، ایستگاه‌های مطالعه شده مورد آزمون قرار گرفته و معنی داری روند نوسان‌های دما و بارندگی در آن‌ها مشخص شده است. نتایج حاصل از این مطالعه در زمینه بررسی روند دمای سالانه نشان می‌دهد که سه ایستگاه میانه، تبریز و ماکو دارای روند معنی دار می‌باشند. در زمینه بررسی روند بارندگی سالانه نیز طبق نتایج آزمون روند، ایستگاه‌های تبریز، اردبیل، ارومیه و خوی دارای روند معنی دار بوده و در همه آن‌ها بارندگی سالانه دارای روندی نزولی می‌باشد.

**کلید واژه‌ها:** نوسان، دما و بارش سالانه، مدل تابع تبدیل، پیش‌بینی، منطقه شمال غرب ایران

### مقدمه

نوسان‌های عناصر اقلیمی شامل نوسان‌هایی هستند که در دوره‌های نسبتاً طولانی اتفاق می‌افتند و تاثیرات جهانی به دنبال دارند بنابراین دارای خاصیت دوره‌ای یا دائمی می‌باشند. این موضوع شامل پدیده‌هایی همچون افزایش تراکم گاز دی اکسید کربن در جو، افزایش دمای کره زمین، تغییرات مقدار بارش، افزایش سطح آب دریاها و مانند آن می‌باشد (Herrington, 1997, p3).

با وجود این که نتایج حاصل از تحقیقات پژوهشگران متعددی در جهان جنبه‌های مختلفی از وقوع تغییر در عناصر اقلیمی را نشان می‌دهد، ولی آن چه که نکته مشترک نتایج همه این تحقیقات می‌باشد افزایش میانگین دمای کره زمین نسبت به سده‌های گذشته است. انستیتو تحقیقات اقلیم‌شناسی همدلی مدل‌های خاصی را برای بررسی این پدیده طراحی نموده است که بر اساس نتایج این مدل‌ها، میانگین دما همواره در طی قرن گذشته نزدیک به یک درجه سانتی گراد افزایش پیدا کرده است (Sasidharan, 2000, p149).

در بین عناصر مختلف اقلیمی، دما و بارش به دلیل تاثیر گسترده بر سایر عوامل و بخصوص تاثیراتی که بر فعالیت‌های انسان‌ها دارند از اهمیت خاصی برخوردار می‌باشند. بطوری که تقریباً بیشترین نمود تغییرات اقلیمی در سطح کره زمین بر روی این دو پارامتر متمرکز شده است (طباطبایی و حسینی ۱۳۸۲، ۹۱).

آلن در طی مطالعه ای در مرکز تحقیقات<sup>۱</sup> IPCC (مجمع بین الدولی تغییر اقلیم) در زمینه بررسی روند نوسان‌های عناصر اقلیمی، با استفاده از تحلیل‌های مربوط به سری‌های زمانی و مدل تابع تبدیل خطی روند افزایش دمای کره زمین را مورد ارزیابی قرار داده است. بر اساس نتایج این تحقیق با افزایش ۱ درصدی گاز CO<sub>2</sub> در قرن گذشته دمای کره زمین به طور متوسط به اندازه ۱/۳ درجه سانتی گراد افزایش پیدا کرده است (Allen, 4, 2004). مندولا نیز اثر پارامترهای هواشناسی را روی مدل‌بندی آلودگی هوای شهری مورد بررسی قرار داده و در آن پارامترهایی همچون دما، رطوبت، سرعت باد و فشارجوی را به عنوان پارامترهای اصلی در مدل تابع تبدیل وارد کرده است. در این بررسی پارامترهای آلودگی هوا به عنوان متغیرهای ورودی مورد استفاده قرار گرفته و نیز یک مدل ARIMA نیز بر اساس آن پایه‌ریزی شده است (Mendola, 4, 2003). در مطالعه‌ای دیگر راس اثر گازهای گلخانه‌ای را بر روی روند کلی درجه حرارت زمین مورد بررسی قرار داده است. وی در این بررسی، اطلاعات مربوط به دما را برای پیش‌بینی روند افزایشی آن با استفاده از مدل تابع تبدیل تجزیه و تحلیل کرده است (Ross, 3, 2001). یانگ نیز از مدل‌های تابع تبدیل با ۱۵ پارامتر ورودی برای پیش‌بینی رواناب رودخانه‌ها و بررسی نوسان‌های بارش استفاده کرده است (Young, 2001, 67). از تحقیقات دیگر مطالعه لوپز می‌باشد که یک مدل تابع تبدیل را برای متوسط روزانه و بیشینه ازن در ناحیه تلوکای مکزیک شناسایی کرده است. در این بررسی، مقادیر ازن تحت تأثیر چندین متغیر ورودی از قبیل سرعت باد، اشعه کیهانی، دما و دی اکسید نیتروژن مورد بررسی قرار گرفته‌اند (Lopez, 1999, 130).

در زمینه مطالعات محققان ایرانی نیز رحیم زاده و گلستانه مجموع بارش‌های ماهانه، میانگین دمای ماهانه و میانگین فشار شهر تهران را با استفاده از سری‌های زمانی مدل بندی نموده و مقادیر آینده را با استفاده از مدل به دست آمده پیش‌بینی نموده است (رحیم زاده ۱۳۶۹، ۵۸). طاهری نیز مدل‌بندی و پیش‌بینی ۱۱ ایستگاه هواشناسی را با استفاده از مدل‌های اتورگرسیو میانگین متحرک ضربی انجام داده و مقادیر احتمالی را تا سال ۲۰۰۰ بر آورد کرده است (طاهری، ۱۳۷۷، ۱۲). همچنین ترابی موضوع تغییر اقلیم را با استفاده از بررسی نوسان‌های دما و بارش بوسیله مدل<sup>۲</sup> ARIMA در ایران ارزیابی نموده است. در این تحقیق با استفاده از تحلیل‌های خوشه‌ای پنج ناحیه اقلیمی برای ایران در نظر گرفته شده است. به طور کلی نتایج این تحقیق نشان می‌دهد که در مناطق با عرض‌های بالاتر، هم تغییرات دمای حداقل و هم تغییرات دمای حداکثر معنی دار می‌باشند (ترابی، ۱۳۸۰، ۱۸۵). باباپور در مطالعه‌ای در زمینه تغییرات اقلیم حرارتی شمال غرب ایران با استفاده از روش‌های تحلیل سری‌های زمانی و مدل آریمای میانگین دمای سالانه را در ایستگاه‌های تبریز، اردبیل و میانه مورد بررسی قرار داده است. نتیجه این مطالعه نشان می‌دهد که روند دما در ایستگاه تبریز دارای افزایش معنی داری می‌باشد (باباپور، ۱۳۸۲، ۱۴۰).

1-Inter Governmental Panel on Climate change

2 Auto regression Integrated Moving Average

از تحقیقات دیگر در این زمینه می‌توان به مطالعات جهانبخش و ذولفقاری (۱۳۸۲) در زمینه بارش‌های روزانه منطقه شمال غرب ایران، خورشید دوست و قویدل (۱۳۸۳) در خصوص روند بارندگی در استان آذربایجان شرقی و سعید آبادی (۱۳۸۲) در زمینه نوسانات دما و بارش در منطقه شمال غرب ایران نیز می‌توان اشاره نمود.

تغییر الگوی دمایی و نوسان‌های محسوس در میزان بارندگی که از علائم قابل توجه پدیده تغییر اقلیم می‌باشد، اثرات نامطلوبی همچون کاهش منابع آب، افزایش سطح دریاها، تخریب جنگل‌ها، تناوب و تشدید خشکسالی و تهدید سلامت انسان‌ها را به دنبال خواهد داشت و این امر به صورت غیر مستقیم منجر به آسیب‌های اقتصادی به کشورها در اثر مقابله با این اثرات خواهد گردید (kabaat, 2002, p3).

بنابراین با توجه به اهمیت موضوع در پژوهش حاضر نیز سعی بر آن شده است تا در منطقه شمال غرب ایران، نوسان‌های دما و بارش و پیش‌بینی آن بر اساس آمار طولانی مدت موجود و با استفاده از مدل‌های تابع انتقال بررسی شود.

#### داده‌ها و روش‌ها

داده‌های مورد استفاده در این مقاله آمار مربوط به میانگین دما و بارش سالانه تعداد هشت ایستگاه سینوپتیک برگزیده شده در منطقه شمال غرب ایران با دوره آماری ۴۴ ساله از سال ۱۹۶۰-۲۰۰۴ می‌باشد. مواردی از نقص آماری ایستگاه مورد نظر، با استفاده از روش تفاضل و نسبت‌ها بازسازی گردیده است (علیزاده، ۱۳۸۰، ۳۰۸).

جدول ۱ اطلاعات مربوط به ایستگاه‌های سینوپتیک منطقه شمال غرب ایران (دوره آماری، ۱۹۶۰-۲۰۰۴)

ردیف	نام ایستگاه	ارتفاع از سطح دریا (متر)	عرض جغرافیایی (درجه-دقیقه)	طول جغرافیایی (درجه-دقیقه)
۱	ارومیه	۱۳۳	۳۷-۳۲	۴۵-۰۵
۲	تبریز	۱۳۶۱	۳۸-۰۵	۴۶-۱۷
۳	زنجان	۱۶۶۳	۳۶-۴۱	۴۸-۲۷
۴	خوی	۱۱۰۳	۳۸-۳۳	۴۴-۵۸
۵	میانه	۱۱۱۰	۳۷-۲۷	۴۷-۴۲
۶	مراغه	۱۴۷۷	۳۷-۲۴	۴۶-۱۶
۷	ماکو	۱۴۱۱	۳۹-۲۰	۴۲-۲۶
۸	اردبیل	۱۳۳۲	۳۸-۱۵	۴۸-۱۷

روش مورد استفاده در این پژوهش مدل‌های تابع تبدیل خطی گسسته می‌باشد. برای این منظور ماهیت مدل، شناسایی اولیه، برآورد پارامترها و ارزیابی مدل مورد بررسی قرار گرفته و از برنامه رایانه‌ای (نرم افزار SAS) نیز برای محاسبات مربوط به برآورد پارامترها استفاده شده است. بر اساس نتایج حاصل از تحلیل آماری داده‌ها بر مبنای این الگو روند نوسانات دما و بارش به صورت سالانه در ایستگاه‌های مورد نظر، بررسی شده و پیش‌بینی‌های مربوط به دما و بارندگی سالانه این ایستگاه‌ها نیز انجام پذیرفته است. مراحل انجام کار به صورت اختصار به شرح ذیل می‌باشد:

فرض کنیم  $x_t$  و  $y_t$  سری‌های ایستا باشند. در یک سیستم خطی با یک ورودی (میانگین دمای سالانه) و یک خروجی (میانگین بارش سالانه)، سری خروجی  $y_t$  و سری ورودی  $x_t$  تحت یک صافی به صورت رابطه ۱ مرتبند:

$$y_t = v_0 x_t + v_1 x_{t-1} + v_2 x_{t-2} + \dots + n_t = v(B)x_t + n_t \quad [1]$$

در رابطه فوق  $v(B) = \sum_{j=-\infty}^{+\infty} v_j B^j$  توسط باکس و جنکینس تابع تبدیل صافی نامیده شده و  $n_t$  سری اغتشاش سیستم بوده و مستقل از سری ورودی  $x_t$  است. باکس و جنکینس معادله (۱) را الگوی تابع تبدیل نامیده‌اند. وقتی  $x_t$  و  $n_t$  دارای الگوی ARMA باشند، معادله (۱) را نیز الگوی ARMA می‌نامند. در مرحله اول به منظور شناسایی مقدماتی مدل‌های تابع انتقال از مدل ترکیب شده تابع انتقال و سری اغتشاش، به صورت معادله زیر استفاده شده است:

$$y_t = \delta_t^{-1}(B) \delta_s(B) x_{t-b} + n_t \quad [2]$$

به همان ترتیب که تابع خودهمبستگی برای شناسایی مدل‌های تصادفی بکار می‌رود، ابزار تحلیل داده‌ای که برای شناسایی مدل‌های انتقال به کار گرفته می‌شود، تابع همبستگی متقابل بین ورودی و خروجی است. فرض کنید که می‌خواهیم یک سری زمانی ورودی  $x_t$  که عبارتست از دمای سالانه ایستگاه زنجان و خروجی متناظر آن  $y_t$  مجموع بارش سالانه ایستگاه زنجان را توصیف کنیم. حال می‌توان این زوج سری‌های زمانی را به عنوان نمونه‌های تحقق یافته از جامعه فرضی زوج‌های سری زمانی، موسوم به فرآیند تصادفی دو متغیری  $(x_t, y_t)$  تلقی کرد.

تابع همبستگی متقابل نمونه  $x_t$  و  $y_t$  را با  $r_{xy}(k)$  نشان می‌دهند که  $k$  فاصله انتظار دو متغیر  $x_t$  و  $y_t$  است. این تابع به ازای یک مقدار خاص  $k$  عبارتست از ضریب همبستگی بین  $x_t$  و  $x_{t-k}$  که در آن  $k$  مقداری مثبت است. اگر  $k$  منفی باشد، عکس حالت اخیر بدست می‌آید، یعنی ضریب همبستگی بین  $x_t$  و  $x_{t+k}$ . بنابراین تابع همبستگی متقابل نمونه (CCF) نیز به صورت زیر در نظر گرفته شده است:

$$r_{xy}(-k) = r_{yx}(k) \quad [3]$$

به همان ترتیب که تابع خود همبستگی برای شناسایی مدل‌های تصادفی به کار می‌رود، ابزار تحلیل داده‌هایی که برای شناسایی مدل‌های انتقال به کار گرفته می‌شود، تابع همبستگی متقابل بین ورودی و خروجی است (بزرگ نیا، ۱۳۶۶).

جهت تحلیل داده‌ها، مدل‌های تابع انتقال بایستی شناسایی شوند. شیوه شناسایی عبارتند از:

- ۱- به دست آوردن برآوردهای تقریبی  $\hat{v}_j$  از وزن‌های پاسخ تپشی  $v_j$ .
- ۲- استفاده از برآوردهای  $\hat{v}_j$  که به طریق فوق بدست آمده‌اند به منظور تخمین مراتب  $I^3$  و  $S$  از عملگرهای طرف راست و طرف چپ رابطه موجود و پارامتر تأخیر  $b$ .

۳- سیستم‌های پویای گسسته خطی را به صورت معادله تفاضلی خطی کلی به صورت زیر نوشت که از آن به عنوان یک مدل تابع انتقال مرتبه  $(r,s)$  یاد می‌کنیم.

۳- جای گذاری برآوردهای  $\hat{v}_j$  در روابط موجود همراه با مقادیر  $s$  و  $b$  که از مرحله (۲) به دست آمده‌اند، برای به دست آوردن برآوردهای اولیه پارامترهای  $\delta$  و  $\omega$  ی رابطه (۲).

در عمل، تابع همبستگی متقابل نظری  $\rho_{\alpha\beta}(k)$  را نمی‌شناسیم بنابراین باید برآوردها را در رابطه موجود جای گذاری کنیم تا نتیجه شود:

$$\hat{v}_k = \frac{r_{\alpha\beta}(k)s_\beta}{s_\alpha} \quad k, 0, 1, 2, \dots \quad [۴]$$

برآوردهای مقدماتی  $\hat{v}_k$  که به این ترتیب به دست می‌آیند باز به طور کلی، از لحاظ آماری کارا نیستند اما می‌توانند مبنایی تقریبی برای انتخاب عملگرهای مناسب  $\delta_r(B)$  و  $\omega_s(B)$  ی مدل تابع انتقال را تدارک نمایند (مشکانی، ۱۳۷۱).

به منظور شناخت الگوی اغتشاش، می‌توان الگوی مناسبی را برای این منظور با بررسی تابع خود همبستگی (ACF) و خود همبستگی جزئی (PACF) نمونه یا به وسیله ابزارهای شناخت سری‌های زمانی یک متغیری شناسایی کرد. بنابراین می‌توان مدل ترکیب شده کامل تابع انتقال را به صورت زیر ارائه نمود:

$$y_t = \frac{\omega_s(B)}{\delta_r(B)} x_{t-b} + \frac{\theta_x(B)}{\phi_x(B)} a_t \quad [۵]$$

در مرحله بعد برای برازش و ارزیابی مدل‌های تابع انتقال از تابع مجموع مربعات شرطی استفاده شده است که معادله آن عبارت است از:

$$S_0(b, \phi, \theta, \omega, \delta) = \sum_{t=u+p+1}^n a_t^2(b, \phi, \theta, \omega, \delta | x_0, y_0, a_0) \quad [۶]$$

با استفاده از باقیمانده‌ها نیز می‌توان برای ارزیابی تشخیصی مدل استفاده نمود. بطور کلی نارسایی جدی مدل را می‌توان با بررسی توابع زیر مشخص کرد:

- تابع خود همبستگی  $r_{\hat{a}\hat{a}}(k)$  مربوط به باقیمانده‌های  $(\hat{b}, \hat{\phi}, \hat{\theta}, \hat{\omega}, \hat{\delta})$  از مدل برازش شده.
- تابع‌های همبستگی متقابل معین شامل ورودی و باقیمانده‌ها، بویژه، تابع همبستگی متقابل  $r_{\hat{a}\hat{a}}(k)$  بین ورودی پیش نوفه‌ای شده  $\alpha_t$  و باقیمانده‌های  $\hat{a}_t$ .

در نتیجه، اگر مدل نادرستی انتخاب شود،  $\hat{a}_t$  ها خود همبسته خواهند بود و  $\alpha_t$  ها که  $x_t$  ها را به وجود می‌آورند با هم همبستگی متقابل خواهند داشت. جهت بررسی خود همبستگی، مناسب بودن الگوی اغتشاش را مورد بررسی قرار گرفته است. برای یک الگوی مناسب، ACF و PACF نمونه  $\hat{a}_t$  نباید طرحی را نشان دهند. به عبارت دیگر کلیه همبستگی‌های متقابل برای رسا بودن مدل انتخابی نباید از حد کران بالا و پایین خطای معیارشان تجاوز نمایند. اگر نخستین  $k$  خود همبستگی برآورده شده  $r_{\hat{a}\hat{a}}(1), \dots, r_{\hat{a}\hat{a}}(k)$  را در نظر بگیریم و فرض کنیم  $k$  به قدر کافی بزرگ انتخاب شده باشد که اگر مدل به صورت  $y_t = v(B)x_t + \psi(B)a_t$  نوشته شود،

$$(1 + \xi_1 \nabla + \dots + \xi_r \nabla^r) Y_t = g(1 + \eta_1 \nabla + \dots + \eta_s \nabla^s) X_{t-b}$$

وزن های  $1/k$  را نیز بتوان به ازای  $k > j$  قابل اغماض انگاشت، آماره  $Q_1$  برای نشان دادن خودهمبستگی به صورت زیر خواهد بود:

$$Q_1 = m \sum_{j=1}^k r^2_{\hat{a}\hat{a}}(j) \quad [7]$$

در رابطه فوق  $m, n-s-b-p$  است. آماره  $Q_1$  تقریباً از یک توزیع  $\chi^2$  با  $(k-p-q)$  درجه آزادی که فقط به تعداد پارامترها در الگوی اغتشاش بستگی دارد، پیروی می کند (مشکانی، ۱۳۷۱).

در مرحله بعدی به منظور بررسی همبستگی متقابل، مستقل بودن سری اغتشاش  $a_t$  و سری ورودی  $x_t$  را مورد بررسی قرار می دهیم. اگر برای یک الگوی مناسب CCF نمونه  $r_{\hat{a}\hat{a}}(k)$  بین  $\hat{a}_t$  و  $\alpha_t$  طرحی را نشان ندهند و در داخل دو برابرخطای معیارشان واقع شوند، مشابه قسمت قبل از کمیت زیر برای آزمون کردن این مسئله استفاده می شود:

$$Q_2 = m \sum_{j=0}^k r^2_{\hat{a}\hat{a}}(j) \quad [8]$$

به طور خلاصه، برای این که یک الگوی تابع تبدیل مناسب باشد، باید  $r_{\hat{a}\hat{a}}(k)$  و  $r_{\alpha\alpha}(k)$  از نظر آماری معنی دار نبوده و طرحی را نشان ندهند چون الگوی اغتشاش با یک تابع انتقال نادرست آلوده می شود، در بررسی درستی تشخیص الگوهای تابع انتقال، بهتر است از همبستگی متقابل استفاده شود.

در مرحله بعد به پیش بینی عددی پارامترها پرداخته شده است. غالباً، پیش بینی های یک سری زمانی  $Y_t, Y_{t-1}, \dots$  را می توان با استفاده از اطلاعات ناشی از نوعی سری مرتبط به طور قابل توجهی بهتر کرد. این موضوع مخصوصاً وقتی صادق است که تغییرات  $Y$  گرایش به قابل پیش بینی بودن به وسیله تغییرات  $X$  را داشته باشند. بدیهی است برای پیش بینی تغییرات  $Y$  ابتدا باید تغییرات  $X$  را پیش بینی کرد. اگر مدل تابع تبدیل رسای  $Y$  و  $X$  به صورت زیر باشد:

$$\delta^*(B)Y_t = \omega^*(B)X_{t-b} + \theta^*(B)a_t \quad [9]$$

در صورتی که پیش بینی  $Y_{t+l}$  که از مبدأ  $t$  انجام شده با  $\hat{Y}_t(l)$  نشان گیرد برای پیش بینی با زمان انتظار داریم:

$$\hat{Y}_t(l) = \delta_1^*[Y_{t+l-1}] + \dots + \delta_{p+r}^*[Y_{t+l-p-r}] + \dots + \omega_0^*[X_{t+l-1}] - \dots - \omega_{p+s}^*[X_{t+l-b-p-s}] + [a_{t+l}] - \theta_1^*[a_{t+l-1}] - \dots - \theta_{q+r}^*[a_{t+l-q-r}] \quad [10]$$

در مرحله آخر، روند کلی داده ها به طور سالانه مورد آزمون قرار گرفته است. پایه کار آزمون روند بر اساس همبستگی دما و بارش سالانه ایستگاه مربوطه با زمان است. در اینجا از ضریب همبستگی رتبه ای اسپیرمن استفاده شده است که یک آزمون ناپارامتری است. دلیل استفاده از این نوع آزمون وابستگی ذاتی است که بین پارامترهای مربوطه و زمان وجود دارد ضریب همبستگی رتبه ای اسپیرمن به صورت زیر محاسبه شده است:

(۱) رتبه داده‌ها یعنی  $R_{y_i}$  را به دست می‌آوریم به طوری که بزرگترین مشاهده  $y_i$  دارای  $R_{y_i} = 1$  و کوچکترین آن دارای رتبه  $n$  است. اگر مقدار چند مشاهده مساوی باشند، میانگین رتبه این چند مشاهده را به عنوان رتبه مشاهدات در نظر می‌گیریم.

(۲) مقدار اختلاف  $d_i = R_{y_i} - i$  را به دست می‌آوریم.

(۳) ضریب روند  $r_y$  به صورت زیر به دست می‌آید:

$$r_y = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n(n^2 - 1)} \quad [11]$$

فرض صفر می‌گوید که سری زمانی مربوطه دارای روند نیست. می‌توان نشان داد که متغیر:

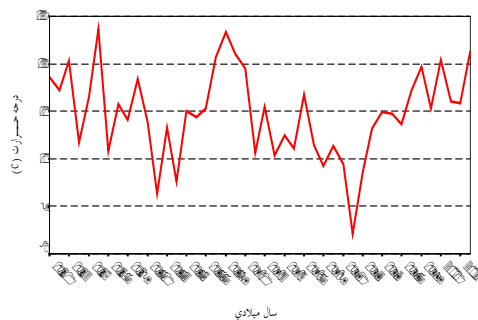
$$t = r_y \sqrt{\frac{n-2}{1-r_y^2}} \quad [12]$$

(۴) دارای توزیع  $t$ -استیودنت با  $n-2$  درجه آزادی است.

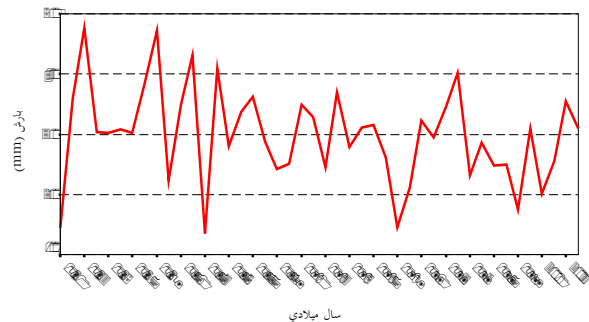
مقادیر بحرانی براساس توزیع  $t$ -استیودنت به دست می‌آید. بنابر این فرض صفر موقعی رد می‌شود که  $t > t_{\alpha/2}(n-2)$  و  $t < -t_{\alpha/2}(n-2)$  باشد که در آن سطح معنی‌داری مقدار  $\alpha$  است.

۳- بررسی روند تغییرات دما و بارش سالانه

به منظور بررسی روند تغییرات دما و بارش سالانه با توجه به کثرت ایستگاه‌های مورد مطالعه، روش‌های بکار برده شده را در مورد یکی از این ایستگاه‌ها به عنوان ایستگاه معرف (ایستگاه زنجان) انجام داده و نتایج حاصل از سایر ایستگاه‌ها نیز ارائه شده است (نمودارهای ۱ و ۲).



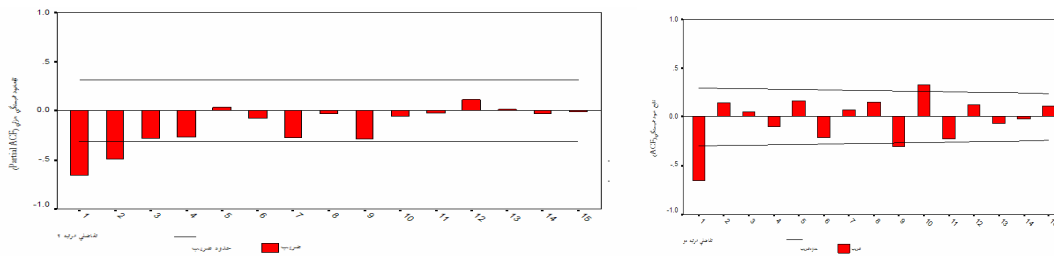
شکل ۲ نمودار روند تغییرات بارش سالانه ایستگاه زنجان



شکل ۱ نمودار روند تغییرات دمای سالانه ایستگاه زنجان

اولین قدم در ساختن یک الگوی تابع تبدیل، از پیش آماده نمودن سری ورودی (میانگین دمای سالانه) است. بررسی نمودارهای ACF نمونه نشان می‌دهد که اولاً سری اولیه دما ( $X_t$ ) نایستا است. زیرا تابع خودهمبستگی آن سریعاً میرا نیست. تفاضل‌های مرتبه اول یعنی  $(1-B)X_t$  نیز دارای تابع خودهمبستگی جزئی نامیرا است. ولی تفاضل‌های دوم ( $d, 2$ ) یعنی  $x_t = (1-B)^2 X_t$  دارای توابع ACF و PACF متفاوتی بوده و سریعاً میرا هستند که این امر نشان‌دهنده ایستا بودن سری تفاضلی مرتبه دوم  $x_t$  است. بررسی نمودارهای سری

تبدیل شده  $x_t$  (نمودارهای ۳ و ۴) نشان می‌دهد که هر دو نمودار در قدم اول دارای ضریب خودهمبستگی و خودهمبستگی جزئی معنی‌داری هستند و در بقیه قدم‌ها به آن صورت معنی‌دار نیستند. این امر نشان می‌دهد که سری ایستای  $x_t = (1-B)^2 X_t$  دارای یک الگوی  $ARIMA(3,2,1)$  است.



**شکل ۳** نمودار تابع خود همبستگی سری زمانی تفاضلی شده دمای **شکل ۴** نمودار تابع خود همبستگی جزئی سری زمانی تفاضلی شده دمای سالانه ایستگاه زنجان

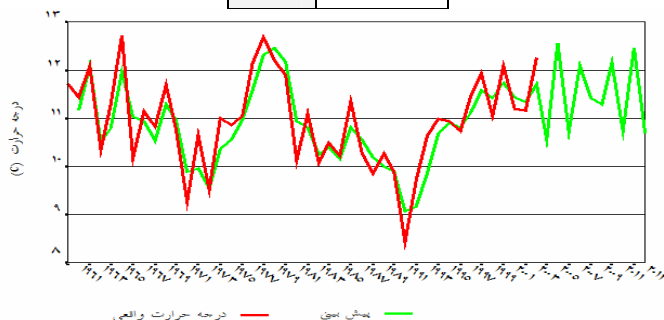
پس از محاسبه برآورد پارامترهای مدل مربوطه، الگوی برازش شده مدل سری زمانی دمای سالانه به صورت زیر خواهد بود:

$$(1 + 1.40742B + 0.33889B^2 - 0.28631B^3)(1 + 0.9999B)^{-1}(1 - B)^2 x_t = \alpha_t \quad [13]$$

مقادیر دمای سالانه ایستگاه‌های مورد مطالعه تا سال ۲۰۱۴ بر اساس مدل برازش شده محاسبه شده است (جدول ۲ و نمودار ۵).

**جدول ۲** مقادیر پیش‌بینی شده دمای سالانه ایستگاه زنجان تا سال ۲۰۱۴

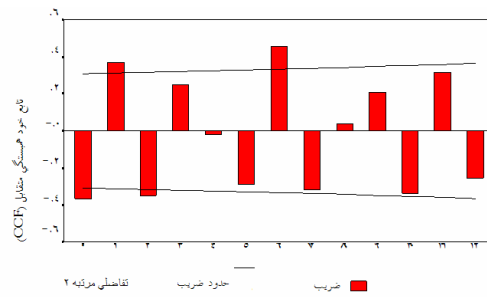
سال	پیش‌بینی
۲۰۰۷	۱۰/۷۱۰۱
۲۰۰۸	۱۲/۰۸۳۹
۲۰۰۹	۱۱/۴۲۲۲
۲۰۱۰	۱۱/۲۸۹۷
۲۰۱۱	۱۲/۱۵۹۱
۲۰۱۲	۱۰/۷۲۵۷
۲۰۱۳	۱۲/۴۷۵۹
۲۰۱۴	۱۰/۶۸۱۹



**شکل ۵** نمودار مقادیر پیش‌بینی شده دمای سالانه ایستگاه زنجان تا سال ۲۰۱۴



به منظور مدل‌بندی تابع تبدیل بارش سالانه ابتدا نمودار تابع خود همبستگی متقابل سری تفاضلی شده مرتبه دوی دما و بارش سالانه مورد بررسی قرار می‌گیرند (نمودار ۶).



شکل ۶ نمودار تابع خود همبستگی متقابل سری تفاضلی شده دما و بارندگی سالانه ایستگاه زنجان

بر اساس نمودار فوق مدل تابع تبدیل مناسب بارش سالانه که در آن ورودی مدل دما و خروجی آن بارش سالانه می‌باشد به صورت زیر تعیین شده است:

$$(1-B)^2 y_t = \frac{-21.5337}{(1+0.46519B-0.19683B^2)} (1-B)^2 x_t + \frac{(1-0.84801B)}{(1-0.44034B)} a_t \quad [14]$$

به منظور بررسی کفایت مدل تابع تبدیل نمودار خود همبستگی باقیمانده‌های مدل مورد بررسی قرار می‌گیرند (نمودار ۷).

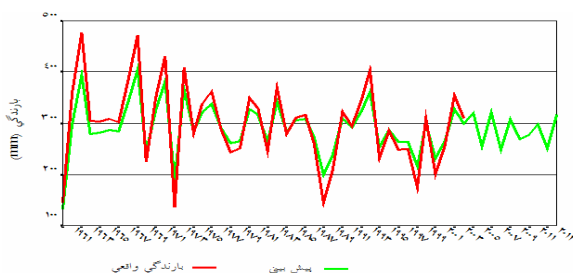
Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error
1	688.725	0.07055	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.158114
2	-1877.852	-.19235	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.158899
3	2144.057	0.21962	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.164617
4	-2855.133	-.29245	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.171786
5	-2180.974	-.22340	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.183811
6	2632.689	0.26967	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.190478
7	269.152	0.02757	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.199795
8	-671.881	-.06882	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.199890
9	2702.954	0.27686	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.200481
10	1956.411	0.20039	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	0.209822

شکل ۷ نمودار ضرایب خود همبستگی باقیمانده‌های مدل تابع تبدیل بارش سالانه ایستگاه زنجان

بررسی نمودار ضرایب خود همبستگی باقیمانده‌های مدل نشان می‌دهد که مقادیر خود همبستگی باقیمانده‌های مدل بی معنی بوده و این امر نشان‌دهنده کفایت مدل است. مقادیر پیش بینی شده بارش سالانه طبق مدل تابع تبدیل نیز بر اساس مدل برازش شده تا سال ۲۰۱۴ انجام شده است (جدول ۳ و نمودار ۸).

جدول ۳ مقادیر پیش‌بینی شده بارش سالانه ایستگاه زنجان تا سال ۲۰۱۴

سال	پیش‌بینی (mm)
۲۰۰۷	۳۲۰/۹۷۲۲
۲۰۰۸	۲۴۷/۶۹۱۳
۲۰۰۹	۳۰۶/۶۳۲۴
۲۰۱۰	۲۶۸/۹۶۷۴
۲۰۱۱	۲۷۷/۵۴۵۳
۲۰۱۲	۲۹۸/۶۱۲۸
۲۰۱۳	۲۵۱/۱۱۰۹
۲۰۱۴	۳۱۷/۶۴۳۷

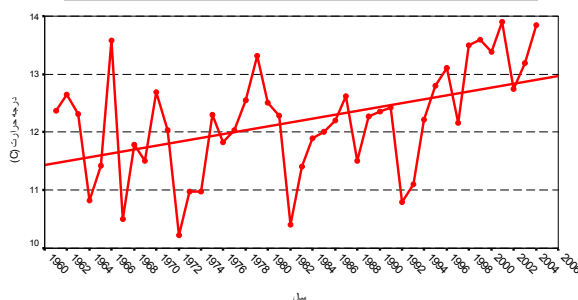


شکل ۸ نمودار مقادیر پیش بینی شده بارش سالانه ایستگاه زنجان تا سال ۲۰۱۴

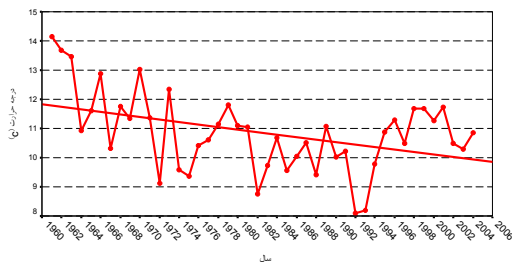
آزمون روند به روش اسپیرمن جهت تعیین معنی داری نوسانات دما برای ایستگاه‌های منطقه انجام شده است (جدول ۴). معیار ارزیابی آزمون مقدار P-value آن‌ها است. اگر مقدار P-value کوچکتر از مقدار سطح معنی داری ۰/۰۵،  $\alpha$  باشد، نشان‌دهنده رد فرض صفر یا صفر نبودن همبستگی و در نتیجه وجود روند داده‌ها است. بر اساس نتیجه آزمون سه ایستگاه میانه، تبریز و ماکو دارای روند می باشند (شکل‌های ۹ تا ۱۱). در بین آن‌ها تنها ایستگاه ماکو دارای همبستگی منفی بوده و نشان‌دهنده پایین آمدن درجه حرارت در طی دوره آماری است.

جدول ۴ نتایج آزمون روند درجه حرارت سالانه برای کلیه ایستگاه‌ها

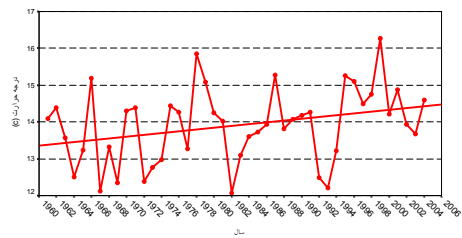
ایستگاه	ضریب همبستگی اسپیرمن	P-VALUE
مراغه	۰/۲۰۲	۰/۱۸۹
میانه	۰/۲۹۳	۰/۰۴۵
تبریز	۰/۴۳۷	۰/۰۰۳
اردبیل	-۰/۱۳۷	۰/۳۷۶
ماکو	-۰/۳۴۴	۰/۰۲۲
ارومیه	-۰/۰۱۲	۰/۹۳۸
خوی	۰/۲۱۱	۰/۱۶۸
زنجان	-۰/۰۵۲	۰/۷۳۹



شکل ۹ نمودار روند تغییرات دمای ایستگاه تبریزی طی دوره آماری (۱۹۶۱-۲۰۰۴)



شکل ۱۱ نمودار روند تغییرات دمای ایستگاه ماکو طی دوره آماری (۱۹۶۱-۲۰۰۴)

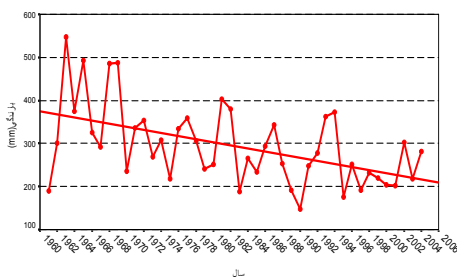


شکل ۱۰ نمودار روند تغییرات دمای ایستگاه میانه طی دوره آماری (۱۹۶۱-۲۰۰۴)

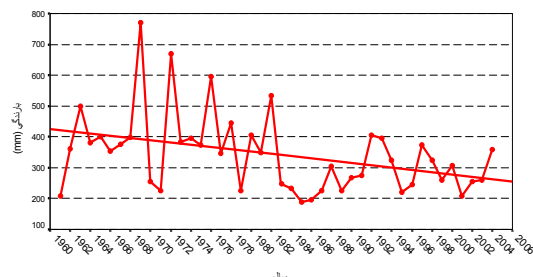
آزمون روند بارش سالانه ایستگاه‌ها نیز به روش اسپیرمن انجام شده است (جدول ۵). بر اساس نتایج این آزمون ایستگاه‌های تبریز، اردبیل، ارومیه و خوی دارای روند معنی‌دار بوده و در این ایستگاه‌ها بارندگی سالانه از روندی نزولی برخوردار است (شکل‌های ۱۲-۱۵).

جدول ۵ نتایج آزمون روند بارندگی سالانه برای کلیه ایستگاه‌ها با سه روش

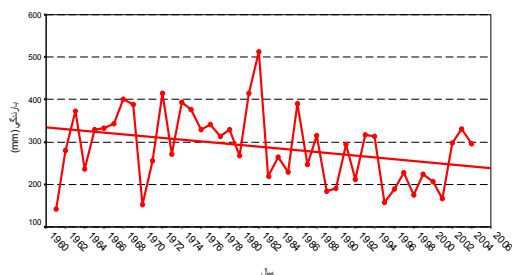
ایستگاه	ضریب همبستگی اسپیرمن	P_VALUE
مراغه	-۰/۱۷۷	۰/۲۴۹
میانه	۰/۰۲۴	۰/۸۷۵
تبریز	-۰/۴۶۵	۰/۰۰۱
اردبیل	-۰/۳۷۳	۰/۰۱۳
ماکو	-۰/۱۰۱	۰/۵۱۲
ارومیه	-۰/۳۰۰	۰/۰۴۸
خوی	-۰/۳۵۲	۰/۰۱۹
زنجان	-۰/۲۵۵	۰/۰۹۵



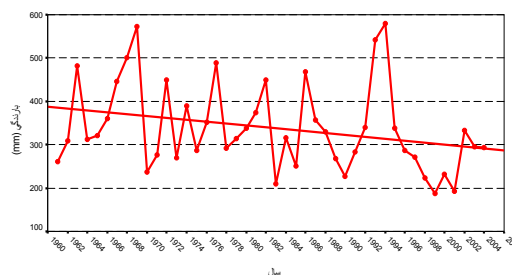
شکل ۱۳ نمودار روند تغییرات بارندگی ایستگاه اردبیل طی دوره آماری (۱۹۶۱-۲۰۰۴)



شکل ۱۲ نمودار روند تغییرات بارندگی ایستگاه تبریزی طی دوره آماری (۱۹۶۱-۲۰۰۴)



شکل ۱۵ نمودار روند تغییرات بارندگی ایستگاه ارومیه طی دوره آماری (۱۹۶۱-۲۰۰۴)



شکل ۱۴ نمودار روند تغییرات بارندگی ایستگاه خوی طی دوره آماری (۱۹۶۱-۲۰۰۴)

### بحث و نتیجه‌گیری

بطور کلی نتایج حاصل از این پژوهش به شرح زیر می‌باشند:

نتایج آزمون روند کلی داده‌های دمای سالانه در ایستگاه‌های تبریز و میانه، نشان‌دهنده وجود روند افزایشی معنی‌دار در میزان درجه حرارت سالانه در طی دوره آماری مورد مطالعه است.

نتایج آزمون روند کلی داده‌های بارندگی سالانه در ایستگاه تبریز، ارومیه، خوی و اردبیل نشان‌دهنده وجود روند کاهشی معنی‌دار در میزان بارندگی سالانه این ایستگاه در طی دوره آماری مورد مطالعه می‌باشد.

بررسی نمودار تابع همبستگی متقابل بین  $x_t$  میانگین دمای سالانه و  $y_t$  جمع بارش سالانه، نشان‌دهنده آن است که همبستگی در اکثر قدم‌ها منفی بوده و بین دمای سالانه و بارش سالانه تبریز رابطه معکوس وجود دارد. بررسی نمودارهای مربوط به روند نوسانات دما و بارش سالانه تبریز در طی دوره آماری مورد مطالعه نشان می‌دهد که منحنی‌های دما و بارش شکل سینوسی دارند. همچنین روند دما با آهنگ خاصی حالت صعودی داشته و در مقابل روند بارش حالت نزولی دارد.

نتایج آزمون روند در ایستگاه‌های مراغه، اردبیل، ارومیه، خوی و زنجان در ارتباط با میانگین دمای سالانه روند خاصی را در افزایش یا کاهش دما در این ایستگاه‌ها نشان نمی‌دهد. نتایج آزمون روند در ایستگاه‌های مراغه، میانه و زنجان در ارتباط با جمع بارش سالانه نیز نشان‌دهنده عدم وجود روند افزایشی یا کاهشی در این ایستگاه‌ها می‌باشد.

به طور کلی نتایج حاصله نشان‌دهنده تغییرات معنی‌دار در زمینه افزایش میانگین دما در دو ایستگاه تبریز و میانه می‌باشد. نکته قابل توجهی که وجود دارد این است که دما و بارندگی در ایستگاه تبریز کاملاً دارای روند معکوس می‌باشد به طوری که روند دما در طی دوره مورد مطالعه حالت صعودی و در مقابل روند بارش حالت نزولی دارد.

### منابع

- باباپور، علی اکبر، (۱۳۸۲)، مطالعه تغییرات اقلیم شمال غرب ایران و پیش‌بینی اوضاع آتی، راهنما جهانبخش، سعید، دانشگاه تبریز، دانشکده علوم اجتماعی و انسانی، گروه جغرافیا، رساله دکتری، ص ۱۴۰.

- بزرگ‌نیا، ابوالقاسم، (۱۳۷۶)، تجزیه و تحلیل سری‌های زمانی و پیش‌بینی، انتشارات آستان قدس رضوی.
- ترابی، سیما، (۱۳۸۰)، بررسی و پیش‌بینی تغییرات دما و بارش در ایران، استاد راهنما جهانبخش، سعید، دانشگاه تبریز، دانشکده علوم اجتماعی و انسانی، گروه جغرافیای طبیعی، رساله دکتری، ص ۱۸۵.
- جهانبخش، سعید، ذلفقاری، حسن، (۱۳۸۱)، بررسی الگوهای سینوپتیک بارش‌های روزانه غرب ایران، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۶۴-۶۳، ص ۲۵۰.
- خورشید دوست محمد علی، قویدل رحیمی یوسف، (۱۳۸۳)، مطالعه نوسانات بارش و پیش‌بینی و تعیین فصول مرطوب و خشک زمستانه استان آذربایجان شرقی، فصلنامه تحقیقات جغرافیایی، شماره ۷۲، ص ۲۵.
- رحیم زاده، فاطمه، گلستانه، روشنک، (۱۳۶۹)، مدل‌بندی و پیش‌بینی فاکتورهای مجموع بارندگی ماهانه، میانگین درجه حرارت ماهانه، میانگین فشار شهر تهران از دیدگاه سری‌های زمانی، سازمان هواشناسی کشور، ص ۵۸.
- سعید آبادی، رشید، (۱۳۸۲)، مطالعه نوسانات بارش در منطقه شمال غرب ایران، استاد راهنما جهانبخش، سعید، دانشگاه تبریز، دانشکده علوم اجتماعی و انسانی، گروه جغرافیای طبیعی، رساله دکتری.
- طاهری، محمد، (۱۳۷۷)، مدل‌بندی میزان دما و بارش در ۱۱ ایستگاه هواشناسی در دوره آماری ۱۹۹۷-۱۹۵۱ و پیش‌بینی آن تا سال ۲۰۰۰، سازمان هواشناسی کشور.
- طباطبایی حسین، حسینی مهرداد، (۱۳۸۲)، بررسی تغییر اقلیم در شهر سمنان بر اساس پارامترهای بارش متوسط ماهیانه و متوسط دمای ماهیانه، سومین کنفرانس تغییر اقلیم، دانشگاه اصفهان، ص ۹۱.
- علیزاده، امین و همکاران، (۱۳۸۰)، هوا و اقلیم شناسی، دانشگاه فردوسی مشهد، ص ۳۰۸.
- مشکانی، محمدرضا، (۱۳۷۱)، تحلیل سری‌های زمانی، پیش‌بینی و کنترل، دانشگاه شهید بهشتی.

- Lopez, Arroyo. PE, Jaramillo-Osorio A, Gaytan - Iniestra J, Wojcik-ojek AR, 1999, Using transfer function methodology for ozone forecasting in Toluca city, Proceedings of 2nd International Conference on Urban Air Quality, Madrid, P 130.
- Allen, M.R, 2004, Observational Constraints on Future Climate, Robust from model dependent statements of uncertainty in climate forecasting, Contribution to the IPCC workshop on communicating uncertainty and risk, p 6.
- Mendola, Daria Luglio 2003, Road traffic restrictions and air pollution in an urban area, GRASPA Working paper n.16,p12, The Italian Group of Environmental Statistics, mendola@dssm.unipa.it.
- Kabaat. P, 2002, Coping with Impacts of Climate Variability and Climate Change in Water Management, A Scoping Paper, Wageningen, p 3.
- Allen, M. R, 2004, Observational Constraints on Future Climate, Robust from model dependent statements of uncertainty in climate forecasting, Contribution to the IPCC workshop on communicating uncertainty and risk, p 6.
- Herrington, Ross, 1997, Responding to Global Climate Change in the Prairies, Atmospheric and Hydrologic Sciences division Environment Canada, p2.
- 18- Ross Mckitrick, 2001, the Search for Warming in Global Temperatures, Data, Methods and Unresolved Questions. University of Guelph, Department of Economics, p3. rmckitri@uoguelph.ca
- Sasidharan, Vinold, 2000, Climtic Change and Wildland Recreation, USDA Forest Proceedings RMRS, VOL 2,P149.
- Young, P.C. ,2001, Comment on 'A quasi-ARMAX approach to the modeling of nonlinear systems' by J. Hu et al, International Journal of Control, vol 74, p67.