

بررسی الگوهای همبستگی دما، رطوبت و بارندگی در ایران با استفاده از تحلیل همبستگی کانونی

آناهیتا متقی گلشن، سید محمدابراهیم حسینی‌نسب* و محمدرضا فرید روحانی

دانشگاه شهید بهشتی

چکیده. یکی از مسایل مورد توجه در تحلیل متغیرهای بردار مقدار، بررسی ساختار همبستگی و ارتباط میان دو مجموعه از چنین متغیرهایی است. هنگامی که دو مجموعه داده، هرکدام شامل تعداد زیادی متغیر باشند، محقق می‌تواند ارتباط میان دو مجموعه را با یافتن تعداد محدودی ترکیب خطی از متغیرهای مجموعه‌ی اول که دارای بیشترین همبستگی با ترکیب خطی از متغیرهای مجموعه‌ی دوم است بیان کند. این روش به تحلیل همبستگی کانونی موسوم است.

اگر مشاهدات، توابع پیوسته‌ای از یک متغیر (مجموعاً زمان) باشند، نمی‌توان روش‌های موجود برای تحلیل داده‌های چندمتغیره را برای تحلیل آن‌ها به کار گرفت. بنا بر این برخی انطباق‌ها در تعاریف و مفاهیم با در نظر گرفتن داده‌ها لازم به نظر می‌رسد. این امر به تعریف همبستگی کانونی برای جفت توابع تصادفی منجر می‌شود که به آن همبستگی کانونی تابعی گویند (FCCA). در این مقاله، داده‌های آب و هوای ایران در سال ۲۰۰۶ با استفاده از FCCA مورد تحلیل قرار گرفته است. مجموعه داده‌های مورد بررسی شامل مقادیر گسسته سه پدیده‌ی دما، رطوبت و بارندگی است که از ۱۰۲ ایستگاه هواشناسی جمع‌آوری شده‌اند. در تحلیل این داده‌ها، ابتدا منحنی‌های مناسب به داده‌های اولیه برآذش و سپس الگوهای همبستگی میان هر جفت از سه پدیده شناسایی و استخراج شده است.

واژگان کلیدی. تحلیل داده‌های تابعی؛ همبستگی کانونی تابعی؛ عملگر کوواریانس؛ عملگر هیلبرت اشمیت؛ هموارسازی.

*نویسنده‌ی عهده‌دار مکاتبات

۱ مقدمه

یکی از مسایل مورد توجه در آمار، بررسی ساختار همبستگی و ارتباط میان متغیرهاست. روش‌های مختلفی برای بررسی این ارتباط وجود دارد که از هر کدام بسته به ویژگی‌های داده‌های مورد بررسی و هدف تحقیق استفاده می‌شود. چنانچه دو مجموعه از متغیرها شامل تعداد زیادی متغیر باشند و خلاصه کردن ارتباط میان دو مجموعه در تعداد محدودی ترکیب خطی که دارای برخی خواص ماسکسیمال مورد نظر هستند هدف مطالعه باشد از تحلیل همبستگی کانونی استفاده می‌شود. تحلیل همبستگی کانونی متضمن افزایش کردن گردایه‌ای از متغیرها به دو مجموعه‌ی x (شامل p متغیر) و y (شامل q متغیر) می‌باشد که هدف آن بدست آوردن ترکیب‌های خطی $a^T x = b^T y = u$ و v دارای بیشترین همبستگی ممکن باشد.

اگر مشاهدات، توابع پیوسته‌ای از یک متغیر (معمولًاً زمان) باشند، نمی‌توان روش‌های موجود برای تحلیل داده‌های چندمتغیره را برای تحلیل آن‌ها بکار گرفت. بنا بر این تحلیل آن‌ها مستلزم ارایه‌ی نظریه‌های لازم با در نظر گرفتن ماهیت داده‌ها بوده و انطباق‌هایی در تئوری‌های موجود لازم به نظر می‌رسد. مطالعه‌ی همبستگی کانونی برای چنین داده‌هایی به یک گرایش جدید در آمار منتهی می‌شود که به آن تحلیل همبستگی کانونی تابعی (FCCA) گویند. در صورتی که مشاهدات حاصل از پدیده‌های تابعی به صورت گسسته جمع‌آوری شده باشند اولین گام در تحلیل آن‌ها، برآش منحنی‌های مناسب به این داده‌های گسسته‌ی اولیه می‌باشد که به آن ثبت‌نام داده‌ها گویند. این اقدام به دلیل تابعی بودن طبیعت پدیده‌های مورد مطالعه است. از طرف دیگر، مشاهدات اولیه ممکن است با خطا اندازه‌گیری شوند، از این‌رو لازم است تا ابتدا با استفاده از یکی از روش‌های هموارسازی، این مشاهدات به توابع پیوسته تبدیل شوند.

تحلیل همبستگی کانونی دارای برخی خاصیت‌های ماسکسیمال مشابه خاصیت‌های تحلیل مؤلفه‌ی اصلی است، با این تفاوت که تحلیل مؤلفه‌ی اصلی، همبستگی‌های درونی بین مجموعه‌ی از متغیرها را در نظر می‌گیرد، در حالی‌که، تمرکز همبستگی کانونی بر همبستگی بین دو گروه از متغیرهاست. تحلیل همبستگی کانونی را می‌توان از جنبه‌ی دیگری نیز مورد توجه قرار داد، بدین صورت که این تحلیل را تعیینی از تحلیل رگرسیونی در نظر گرفت. همان‌طور که می‌دانیم در رگرسیون در پی یافتن ترکیب خطی $a^T x$ از متغیرهای مستقل x می‌باشیم که قویاً با y همبسته باشد، حال آن‌که تحلیل همبستگی کانونی بر یافتن ترکیب‌های خطی $a^T x$ و $b^T y$ که قویاً با هم همبسته باشند، متمرکز است. بنا بر این دو تحلیل تنها در تعداد متغیرهای مجموعه y تفاوت دارند؛ به این معنی که در تحلیل همبستگی کانونی تعداد متغیرهای مجموعه y بیش از ۱ است.

تحلیل همبستگی کانونی چندمتغیره توسط هتلینگ (۱۹۳۶) به حالت تابعی بسط داده شده است. هانا (۱۹۶۱) و بریلینگر (۱۹۷۵) تحلیل همبستگی کانونی را برای سری‌های زمانی مانای چندمتغیره به کار بردنده و با بکارگیری مانایی، مسئله را به تحلیل کانونی چندمتغیره کلاسیک تبدیل کردند. یک روش نظری که روی زوایای میان زیرفضاهای پایه‌ریزی شده توسط داکسیون و اینکیت (۱۹۹۷) بیان شده است. نمونه‌ای از همبستگی کانونی تابعی هموار شده توسط لرگانس و همکاران (۱۹۹۳) تعریف شده است، که در آن به لزوم استفاده از روش‌های هموارساز در تحلیل همبستگی کانونی تابعی اشاره شده است. آن‌ها برای هموارسازی از اسپالین‌ها استفاده نمودند و به وسیله‌ی آن مجموعه داده‌های واقعی «قدم زدن انسان» را تحلیل کردند. برای جزئیات بیشتر در مورد مسایل مربوط به بسط مؤلفه‌ی اصلی از حالت چندمتغیره به حالت تابعی می‌توان به رایس و سیلورمن (۱۹۹۱) مراجعه نمود. سرویس و همکاران (۱۹۹۸) نیز برای تحلیل زوج توابع تصادفی با استفاده از توابع کوواریانس متقاطع اقدام نمودند. استفاده از هموارسازی در تحلیل همبستگی کانونی موجب کاهش بُعد می‌شود که این می‌تواند با انتخاب مناسب توان برای اسپالین‌های هموارساز بdest آید (لرگانس و همکاران، ۱۹۹۳). همچنین این اقدام به وسیله‌ی روش‌های دیگری که از مشکل وارون جلوگیری می‌کند امکان‌پذیر است (سرویس و همکاران، ۱۹۹۸). روشی که در این مقاله به آن پرداخته شده است به برآورد توابع مشاهده شده به وسیله‌ی بسط‌های متناهی بر حسب توابع ویژه می‌پردازد و سپس تحلیل همبستگی کانونی را در یک زیر فضای متناهی انجام می‌دهد (رمسي و سیلورمن، ۲۰۰۵). این مقاله به تحلیل همبستگی کانونی در داده‌های تابعی همراه با تحلیل داده‌های مربوط به آب و هوای ایران در سال ۲۰۰۶ پرداخته است.

۲ تحلیل همبستگی کانونی تابعی

داده‌های چندمتغیره بر اساس ماتریس مشاهدات تحلیل می‌شوند که در آن مؤلفه‌ی x_{ij} نشان‌دهنده‌ی مقادیر متغیر زام برای آزمودنی λ می‌باشد. اما در تحلیل داده‌های تابعی، مقدار متغیر برای آزمودنی λ به صورت $x_i(t)$ است که در آن $t \in I = [0, T]$. با وجود این تفاوت، با اقتباس از نگاشت‌های ماتریسی در حالت چندمتغیره، نگاشت‌های تابعی برای مشاهداتی با بُعد بی‌نهایت نیز قابل تعریف هستند (رمسي، ۱۹۸۲).

تعريف. فرایند دو متغیره (X, Y) که در آن $X(\cdot) \in L_2(T_1)$ و $Y(\cdot) \in L_2(T_2)$ و دارای یک توزیع توأم می‌باشند را در نظر بگیرید.

$$\int E\|Z\|^2 = E[\langle ZZ \rangle] = E \int_T (Z(s))^2 ds < \infty \quad Z = X \text{ یا } y$$

که در آن T_1 و T_2 دو مجموعه‌ی اندیس‌گذار و $L_2(T_1)$ و $L_2(T_2)$ دو فضای هیلبرت هستند که توابع موجود در آن‌ها بهترتیب از T_1 و T_2 به R تعریف شده‌اند و انتگرال توان دوم آن‌ها متناهی است. اندازه‌های متناظر با فضاهای $L_2(T_1)$ و $L_2(T_2)$ را بهترتیب با μ_1 و μ_2 نشان داده و حاصل ضرب داخلی مرتبط با هر فضا به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\langle u, v \rangle = \int u(s)v(s)d\mu_i(s) \quad i = 1, 2.$$

اندازه‌های μ_1 و μ_2 معمولاً اندازه‌ی لبگ اختیار می‌شوند.

همبستگی کانونی در حالت چندمتغیره برای بردارهای بُعد متناهی $X \in R^{k_1}$ و $Y \in R^{k_2}$ و در حالت تابعی برای فرایندهای تصادفی $X(\cdot) \in L_2(T_1)$ و $Y(\cdot) \in L_2(T_2)$ تعریف می‌شود. در این صورت اولین همبستگی کانونی ρ_1 و توابع یا بردارهای وزنی مرتبط با آن، (\cdot, u_1) و (\cdot, v_1) ، به صورت زیر بدست می‌آیند:

$$\begin{aligned} \rho_1 &= \sup_{\substack{u \in H_1, \text{var}(\langle u, X \rangle) = 1, \\ v \in H_1, \text{var}(\langle v, Y \rangle) = 1}} \text{cov}(\langle u, X \rangle, \langle v, Y \rangle) \\ &= \text{cov}(\langle u_1, X \rangle, \langle v_1, Y \rangle), \end{aligned}$$

که در آن $H_i = L_2(T_i)$ و $H_i = R^{k_i}$ در حالت تابعی به صورت تعريف می‌شود.

امین ($k > 1$) همبستگی کانونی و توابع وزن مربوط به آن که به ترتیب آن‌ها را با ρ_k ، (\cdot, u_k) و v_k نشان می‌دهیم به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\begin{aligned} \rho_k &= \sup_{\substack{u \in H_1, \text{var}(\langle u, X \rangle) = 1, \\ v \in H_1, \text{var}(\langle v, Y \rangle) = 1}} \text{cov}(\langle u, X \rangle, \langle v, Y \rangle) \\ &= \text{cov}(\langle u_k, X \rangle, \langle v_k, Y \rangle), \end{aligned}$$

که در آن k امین جفت از متغیرهای کانونی (U_k, V_k) با $1 - k$ جفت (U_i, V_i) ، $i = 1, 2, \dots, k-1$ نا همبسته است و $V_k = \langle v_k, Y \rangle$ و $U_k = \langle u_k, X \rangle$.

لازم به ذکر است که با وجود تفاوت‌های اساسی در مفهوم و بحث وجودی آن، تعریف همبستگی کانونی در حالت تابعی مشابه با حالت چندمتغیره است. این مشابه با تطابق حاصل ضرب داخلی در حالت

چندمتغیره که برای دو بردار تصادفی x و y به صورت $\langle x, y \rangle = x^T y$ است به حاصل ضرب داخلی در فضاهای هیلبرت مرتبط با دو فرایند تصادفی (\cdot) و $X(\cdot)$ یعنی $\langle X, Y \rangle = \int X(t)Y(t)dt$ نمود پیدا می‌کند.

تعريف. برای فرایندهای تصادفی (\cdot) و $X \in L_2(T_1)$ و $Y \in L_2(T_2)$ ، توابع کوواریانس به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$r_{XX}(s, t) = \text{cov}\{X(s), X(t)\}, \quad s, t \in T_1,$$

$$r_{YY}(s, t) = \text{cov}\{Y(s), Y(t)\}, \quad s, t \in T_2,$$

$$r_{XY}(s, t) = \text{cov}\{X(s), Y(t)\}, \quad s \in T_1, t \in T_2.$$

همچنین عملگرهای کوواریانس $R_{XX} : L_2(T_1) \rightarrow L_2(T_1)$ ، $R_{YY} : L_2(T_2) \rightarrow L_2(T_2)$ و $R_{XY} : L_2(T_2) \rightarrow L_2(T_1)$ به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$R_{XX}u(s) = \int_{T_1} r_{XX}(s, t)u(t)dt, \quad u \in L_2(T_1),$$

$$R_{XY}u(s) = \int_{T_2} r_{XY}(s, t)u(t)dt, \quad u \in L_2(T_2), s \in T_1,$$

$$R_{YY}u(s) = \int_{T_2} r_{YY}(s, t)u(t)dt, \quad u \in L_2(T_2).$$

لازم به ذکر است که عملگرهای R_{XX} و R_{YY} فشرده، هیلبرت اشمیت، متقارن و معین نامنفی و عملگر R_{XY} فشرده و هیلبرت اشمیت است. به سادگی می‌توان نشان داد

$$\begin{aligned} \text{cov}(\langle u, X \rangle, \langle v, Y \rangle) &= E\{\langle u, X \rangle - E(\langle u, X \rangle)\} \\ &\quad \times [\langle v, Y \rangle - E(\langle v, Y \rangle)] \\ &= E\{[\langle u, X - EX \rangle][\langle v, Y - EY \rangle]\} \\ &= \langle u, R_{XY}v \rangle. \end{aligned}$$

همچنین به طور مشابه داریم:

$$\text{var}(\langle u, X \rangle) = \langle u, R_{XX}u \rangle, \quad \text{var}(\langle v, Y \rangle) = \langle v, R_{YY}v \rangle.$$

با توجه به ویژگی‌ها و خواص عملگرهای کوواریانس همچنین رابطه‌های قبل می‌توان k امین همبستگی کانونی را به صورت زیر محاسبه کرد:

$$\begin{aligned}\rho_k &= \sup_{\substack{u \in L_1(T_1), \langle u, R_{XX}u \rangle = 1, \\ v \in L_1(T_1), \langle v, R_{YY}v \rangle = 1}} \langle u, R_{YX}v \rangle \\ &= \langle u_k, R_{YX}v_k \rangle,\end{aligned}$$

که در آن برای $1, 2, \dots, k$ با (U_i, V_i) برای $i = 1, 2, \dots, k-1$ ناهمبسته است. برای جزییات بیشتر به هی و همکاران (۲۰۰۳) مراجعه نمایید.

۲۱ براوردهای تجربی

اگر مشاهدات به صورت زوج‌های $(X_n(t), Y_n(t)), \dots, (X_1(t), Y_1(t))$ باشند؛ آن‌گاه توابع کوواریانس نمونه‌ای به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\begin{aligned}\widehat{\text{cov}}\{X(t_1), X(t_2)\} &= \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \{X_i(t_1) - \bar{X}(t_1)\} \{X_i(t_2) - \bar{X}(t_2)\}, \\ \widehat{\text{cov}}\{Y(t_1), Y(t_2)\} &= \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \{Y_i(t_1) - \bar{Y}(t_1)\} \{Y_i(t_2) - \bar{Y}(t_2)\}.\end{aligned}$$

همچنین تابع کوواریانس متقاطع^۱ این دو متغیر به صورت

$$\widehat{\text{cov}}\{X(t_1), Y(t_2)\} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \{X_i(t_1) - \bar{X}_i(t_1)\} \{Y_i(t_2) - \bar{Y}(t_2)\},$$

و تابع همبستگی متقاطع^۲ آن‌ها به شکل
 $\hat{r}_{XY}(t_1, t_2) = \widehat{\text{corr}}\{X(t_1), Y(t_2)\} = \frac{\widehat{\text{cov}}\{X(t_1), Y(t_2)\}}{\sqrt{\widehat{\text{var}}\{X(t_1)\} \widehat{\text{var}}\{Y(t_2)\}}},$
 تعریف می‌شود.

متغیرهای کانونی نمونه‌ای به سیله‌ی جایگذاری عملگرهای کوواریانس با نسخه‌های نمونه‌ای آن و برآورد تجربی عملگرهای کوواریانس به صورت زیر بدست می‌آیند:

$$\widehat{R}_{XX}u(s) = \int_{T_1} \widehat{r}_{XX}(s, t)u(t)dt, \quad u \in L_2(T_1),$$

$$\begin{aligned}\widehat{R}_{XY}u(s) &= \int_{T_1} \widehat{r}_{XY}(s,t)u(t)dt, \quad u \in L_2(T_2), s \in T_1, \\ \widehat{R}_{YY}u(s) &= \int_{T_1} \widehat{r}_{YY}(s,t)u(t)dt, \quad u \in L_2(T_2).\end{aligned}$$

که در آن $\widehat{r}_{XX}(s,t)$ و $\widehat{r}_{YY}(s,t)$ به ترتیب توابع کوواریانس نمونه‌ای و $\widehat{r}_{XY}(s,t)$ تابع کوواریانس متقاطع نمونه است.

۳ تحلیل همبستگی کانونی هموار شدهٔ تابعی

همان‌طور که لرگانس و همکاران (۱۹۹۳) بیان نموده‌اند، هموارسازی در محاسبه‌ی همبستگی کانونی مفید بوده و ماکسیمم کردن $\langle R_{YY}v, v \rangle$ با در نظر گرفتن همواری، اطلاعات مفیدی را در مورد داده‌ها یا مدل ارائه می‌کند. ابتدا توان همواری هر تابع را معرفی می‌کنیم.

توان همواری هر تابع مانند f که به صورت $[f, f]$ نشان داده می‌شود برابر است با

$$[f, f] = \int_I f^{(2)}(t)f^{(2)}(t)dt,$$

که در آن $[,]$ ، حاصل ضرب داخلی روی فضای توابعی است که مشتق دوم آن‌ها موجود و متناهی است. همچنین $f^{(2)}$ نشان‌دهندهٔ مشتق مرتبهٔ دوم تابع f است.

روش مستقیم برای به‌کارگیری همواری، تغییر شرایطی است که تحت آن ماکسیمم همبستگی بدست می‌آید. این کار با اضافه کردن عبارتی برای توان همواری به صورت زیر انجام می‌شود:

$$(1) \quad \langle u, R_{XX}u \rangle + \alpha_1[u, u] = \langle v, R_{YY}v \rangle + \alpha_2[v, v] = 1,$$

که در آن α_1 و α_2 پارامترهای همواری با مقدار مثبت هستند. این تغییر به گونه‌ای عمل می‌کند که در ارزیابی تغییرات کانونی نه تنها واریانس آن‌ها مورد توجه است بلکه مقدار همواری و مقایسه‌ی یک مجموع وزنی از این دو کمیت با عبارات کوواریانس نیز مورد توجه قرار می‌گیرد.

اکنون مسئله‌ی ماکسیم‌سازی $\langle u, R_{YY}v \rangle$ تحت قید (1) معادل با ماکسیمم کردن همبستگی توانیده^۳ به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned}\rho_k = \sup_{\substack{u \in L_2(T_1), \langle u, R_{XX}u \rangle + \alpha_1[u, u] = 1, \\ v \in L_2(T_2), \langle v, R_{YY}v \rangle + \alpha_2[v, v] = 1}} \langle u, R_{YY}v \rangle &= \langle u_k, R_{YY}v_k \rangle\end{aligned}$$

از این راهکار به عنوان تحلیل همبستگی کانونی هموار شده یاد می‌شود. (SCCA) انتخاب مناسب پارامترهای همواری به گونه‌ای است که توابع وزنی مرتبط با زوج متغیرهای کانونی نسبتاً هموار باشد و ضریب همبستگی به طور غیر منطقی کوچک نباشد. به طور واضح هر چه مقدار α_1 و α_2 بزرگ‌تر انتخاب شود تأکید بیشتری روی توان همواری انجام می‌شود. از طرف دیگر، انتخاب مقادیر کوچک برای پارامترهای α_1 و α_2 موجب تأکید بیشتر بر ضریب همبستگی واقعی برای تغییرات خواهد شد. در این مقاله حالت خاص $\alpha = \alpha_2 = \alpha_1$ در نظر گرفته شده است که به سادگی محاسبات منجر می‌شود. برای انتخاب پارامتر همواری α می‌توان از معیار اعتبارسنجی متقابل استفاده نمود. کافی است فرض کنید $\widehat{u}_\alpha^{(-i)}$ و $\widehat{v}_\alpha^{(-i)}$ مقدار ماکسیمم‌کننده عبارت $\widehat{\text{corr}}_\alpha^{-i}(u, v)$ است که در محاسبات آن، عنصر n نمونه حذف شده است. مقدار اعتبارسنجی متقابل برای α به صورت توان دوم ضریب همبستگی n زوج $(Y_1, Y_1), \dots, (\widehat{u}_\alpha^{(-n)^T} X_1, \widehat{v}_\alpha^{(-n)^T} Y_1), \dots, (\widehat{u}_\alpha^{(-n)^T} X_1, \widehat{v}_\alpha^{(-n)^T} Y_1)$ محاسبه می‌شود و α طوری انتخاب می‌شود که مقدار این همبستگی ماکسیمم شود.

مشابه بخش قبل، تحلیل همبستگی کانونی هموار شده، بر اساس اطلاعات نمونه به صورت زیر محاسبه می‌گردد:

$$\begin{aligned}\widehat{\rho}_k &= \sup_{\substack{u \in L_1(T_1), \langle u, \widehat{R}_{XX}u \rangle + \alpha[u, u] = 1, \\ v \in L_1(T_1), \langle v, \widehat{R}_{YY}v \rangle + \alpha[v, v] = 1}} \langle u, \widehat{R}_{YX}v \rangle \\ &= \langle u_k, \widehat{R}_{YX}v_k \rangle.\end{aligned}$$

یا به طور معادل، تحلیل همبستگی کانونی هموار شده از ماکسیمم کردن کسر زیر حاصل می‌شود:

$$(2) \quad \widehat{\text{corr}}_\alpha(u, v) = \frac{\langle u, \widehat{R}_{XY}v \rangle}{\langle \langle u, \widehat{R}_{XX}u \rangle + \alpha[u, u], \langle v, \widehat{R}_{YY}v \rangle + \alpha[v, v] \rangle}.$$

با فرض برقراری شرایط مرزی دوره‌ای روی مشتق دوم و سوم تابع دلخواه u و نیز شرط $\int u^{(4)} dt < \infty$ داریم: $\int u^{(2)} dt = \int uv^{(2)} dt = \int uv^{(4)} dt$. در نتیجه برای هر تابع دلخواه u که در این شرایط صدق کند می‌توان نوشت:

$$[u, u] = \langle u, D^4 u \rangle,$$

که در آن D^4 عملگر مشتق چهارم است.

تابع $(\hat{u}_\alpha, \hat{v}_\alpha)$ که رابطه‌ی (۲) را ماقسیم می‌کند، با برقراری این شرایط، از طریق یافتن بزرگ‌ترین مقدار ویژه‌ی مثبت برای دستگاه معادلات زیر حاصل می‌شود:

$$(3) \quad \begin{pmatrix} \cdot & \hat{R}_{XY} \\ \hat{R}_{YX} & \cdot \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u \\ v \end{pmatrix} = \rho \begin{pmatrix} \hat{R}_{XX} + \alpha D^4 & \cdot \\ \cdot & \hat{R}_{YY} + \alpha D^4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u \\ v \end{pmatrix}$$

برای حل دستگاه معادلات (۳) در عمل باید تابع (t, u, v) و عملگرهای کوواریانس $R(s, t)$ در یک شبکه مناسب گسترش‌سازی شود. در این مقاله ابتدا تابع و عملگر همواری با استفاده از سری‌های فوریه تقریب زده شده‌اند. همچنین عملگر D^4 با تقریب تفاضل جایگزین شده است. در این صورت دستگاه (۳) به یک دستگاه خطی با ابعاد بزرگ تبدیل می‌شود که مقادیر و بردارهای ویژه متناظر با آن بهوسیله‌ی روش‌های عددی استاندارد بدست می‌آیند.

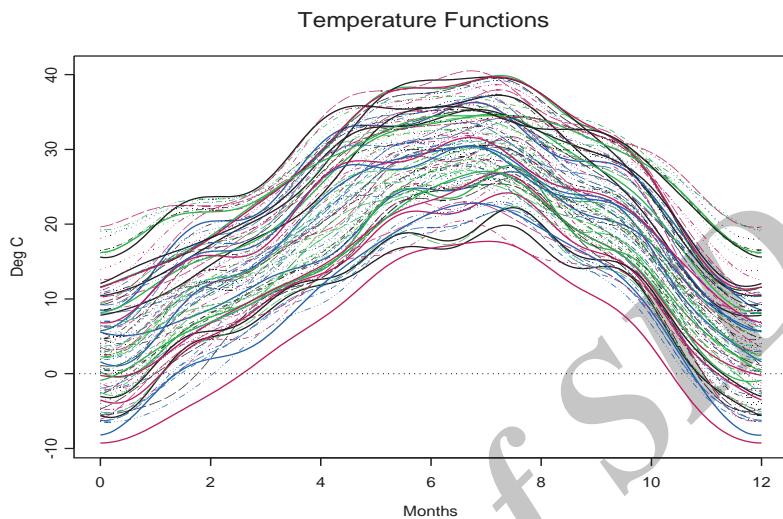
۴ تحلیل داده‌های واقعی

سه پدیده‌ی رطوبت، بارندگی و دما ماهیت تابعی دارند زیرا مقادیر رطوبت، بارندگی یا دما در هر منطقه‌ی زمان بستگی دارد و در طول زمان تغییر می‌کند. از این رو استفاده از تحلیل داده‌های تابعی برای تحلیل آن‌ها توجیه‌پذیر است. داده‌هایی که در این مقاله مورد تحلیل قرار گرفته‌اند از داده‌هایی که سازمان هواسناسی ایران در سال ۲۰۰۶، از ۱۰۲ ایستگاه سینوپتیکی در نقاط مختلف کشور کشور جمع‌آوری کرده است انتخاب شده‌اند. در این مجموعه داده، برای هر ایستگاه میانگین ماهانه‌ی رطوبت نسبی، دما و مقدار بارندگی در آن منطقه‌گزارش شده است (برای جزئیات بیشتر در مورد داده‌ها به تازیکه و حسینی نسب، ۱۳۸۷ رجوع کنید).

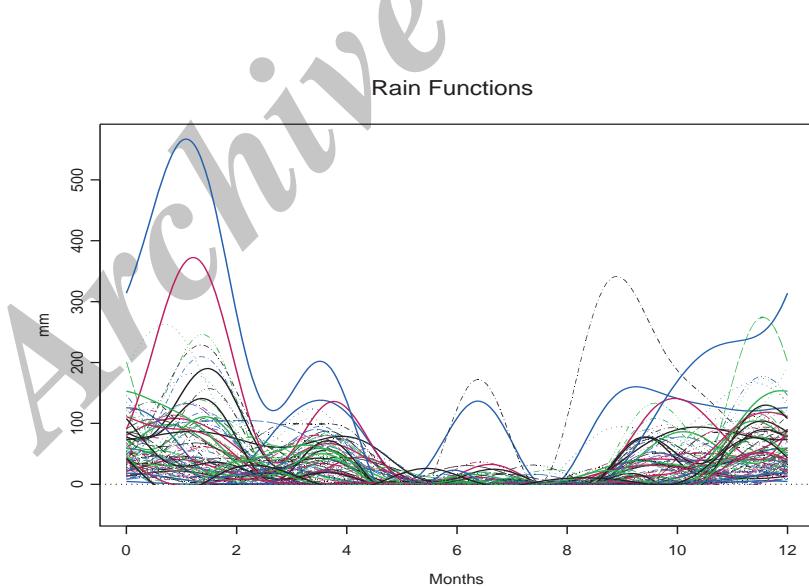
به دلیل ماهیت دوره‌ای (تتاوبی) این سه پدیده، برای برآش منحنی به مجموعه داده‌ها از یک بسط سری فوریه با ۱۳ جمله استفاده نموده‌ایم. در تحلیل این داده‌ها، هدف بررسی و استخراج الگوهای مناسب همبستگی بین پدیده‌های رطوبت، دما و مقدار بارندگی است. این کار با استفاده از تحلیل همبستگی کانونی تابعی صورت می‌گیرد. نمودار دما، بارندگی و رطوبت برای این ۱۰۲ ایستگاه به ترتیب در شکل‌های ۱، ۲ و ۳ آورده شده است.

به منظور تحلیل اولیه‌ی داده‌ها می‌توان از نمودار تابع همبستگی و سطح تراز استفاده کرد. نمودار تابع همبستگی و سطوح تراز دما، رطوبت و بارندگی در شکل ۴ ترسیم شده است.

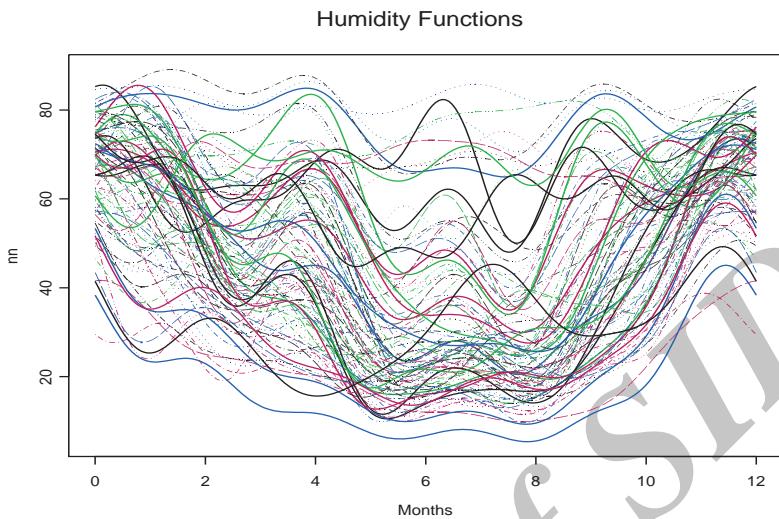
تابع همبستگی و نمودار سطوح تراز به منظور تقسیم مناسب‌تر در مقیاس هفتگی رسم شده‌اند. همان‌طور



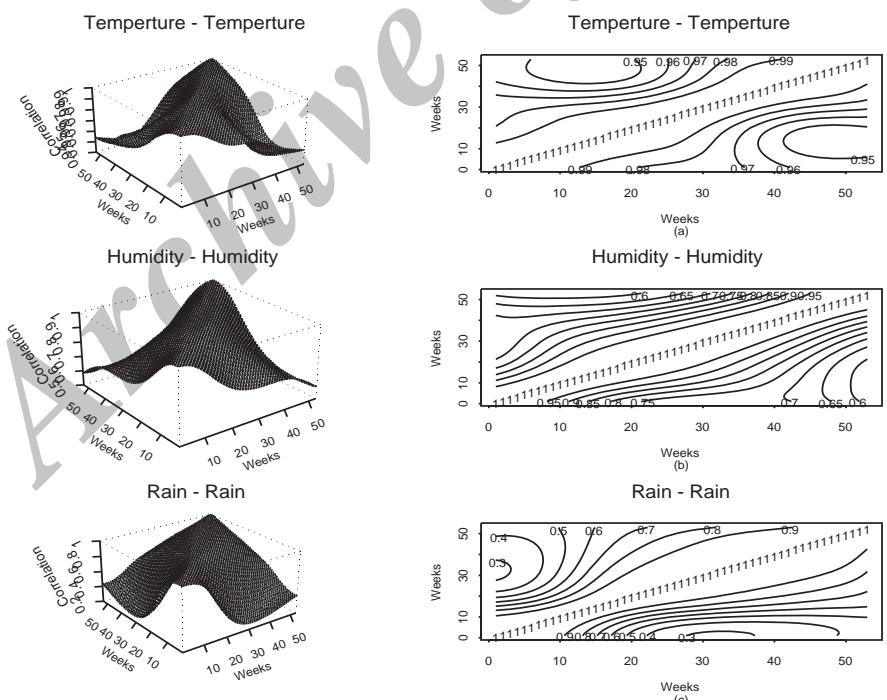
شکل ۱. نمودار دما برای ۱۰۲ ایستگاه هواشناسی در سال ۲۰۰۶



شکل ۲. نمودار بارندگی برای ۱۰۲ ایستگاه هواشناسی در سال ۲۰۰۶



شکل ۳. نمودار رطوبت برای ۱۰۲ ایستگاه هواشناسی در سال ۲۰۰۶



شکل ۴. نمودار تابع همبستگی و سطح تراز بهترتیب دما، رطوبت و بارندگی برای داده‌های ۱۰۲ ایستگاه هواشناسی در سال

جدول ۱. جدول همبستگي کانوني دما و بارندگي

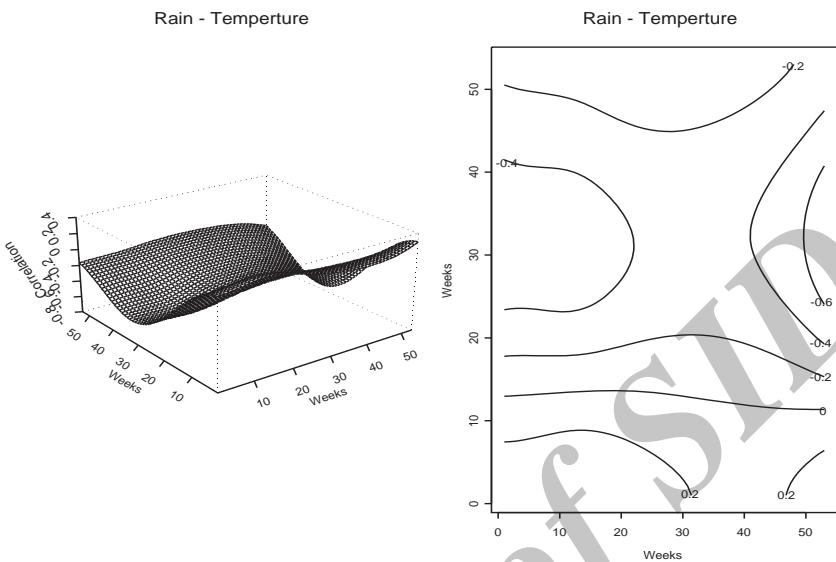
ρ_6^*	ρ_5^*	ρ_4^*	ρ_3^*	ρ_2^*	ρ_1^*
۰,۰۰۷	۰,۰۲۶	۰,۰۶۷	۰,۳۴۱	۰,۵۸۰	۰,۸۱۵

که نمودار (a) در شکل ۴ نشان می‌دهد با گذشت زمان از هفته‌های ابتدای سال ميلادي (نیمه دوم دي‌ماه) به سمت هفته‌های انتهائي سال ميلادي، همبستگي ميان دما در اين هفته‌ها با دما در چند هفته‌ي اول سال ميلادي از ۹۹,۰ به ۹۵,۰ کاهش می‌يابد. نمودار (b) در شکل ۴ نشان می‌دهد با حرکت از هفته‌های ابتدائي سال ميلادي به سمت هفته‌های پيانى آن، از ميزان همبستگي ميان رطوبت در اين هفته‌ها و هفته‌های ابتداي سال کاسته می‌شود. همچين نمودار (c) در شکل ۴ نشان می‌دهد با گذشت زمان از هفته ۱۰ سال ميلادي به بعد مقدار همبستگي بارندگي در اين زمان‌ها کم می‌شود بهطوری که تا هفته‌ي سی ام همبستگي ميان بارندگي در اين هفته‌ها و هفته‌های ابتدائي سال ميلادي از ۹۰,۰ به ۳۰,۰ کاهش می‌يابد. بهعلاوه چنان‌چه از هفته‌ي ۳۰ به طرفين حرکت کنيم به ميزان همبستگي افزوده می‌شود. در ادامه، با استفاده از تحليل همبستگي کانوني ساختار همبستگي «دما و بارندگي»، «رطوبت و بارندگي» و «دما و رطوبت» بهدقت مورد بررسی قرار مي‌گيرد.

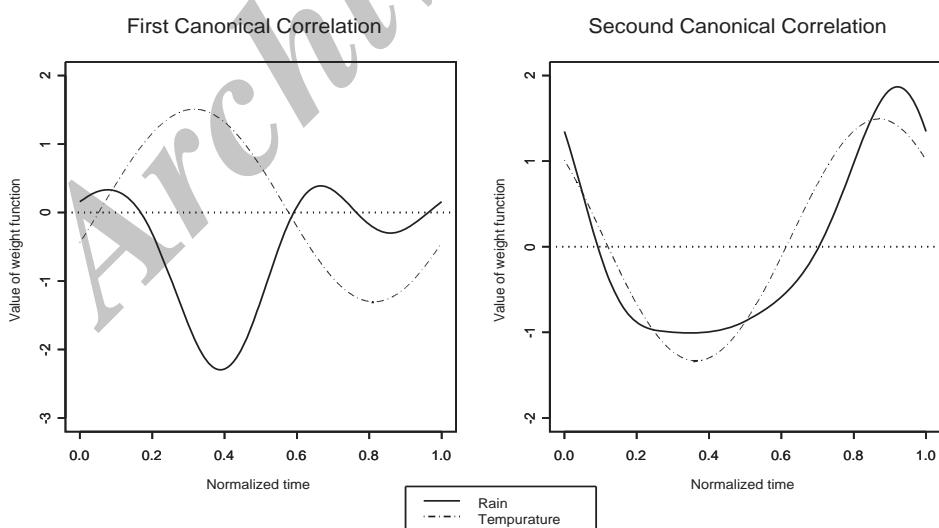
۴/۱ تحليل همبستگي کانوني دما و بارندگي

بهمنظور بررسی اوليه ساختار همبستگي داده‌های دما و بارندگي می‌توان از نمودارهای تابع همبستگي سه بعدی و يا سطوح تراز آن استفاده کرد. شکل ۵ نمودار تابع همبستگي متقطع و سطوح تراز دما و بارندگي را در ۱۰۲ ايستگاه نشان می‌دهد. محورهای افقی و عمودی در اين نمودارها بهترتبه مقدار بارندگي و دما را بر حسب زمان (هفته) بيان مي‌کند. همان‌طور که نمودار تراز نشان می‌دهد همبستگي ميان دما و بارندگي اغلب عددی منفي است که تأييدي بر روابط واقعی بين اين دو پديده در طبیعت است. بر اساس شکل ۵، همبستگي ميان دما و بارندگي در هفته‌های ميانی سال ميلادي (خرداد ماه) به بيشترین مقدار خود رسيده است (۰,۶) – که بهتربيج با فاصله گرفتن از هفته‌ي سی ام به طرفين از اين ميزان کاسته می‌شود.

برای تحليل داده‌ها و استخراج الگوهای همبستگي بين دو پديده دما و بارندگي از تحليل همبستگي کانوني استفاده شده است. مقادير همبستگي های کانوني اين دو متغير در جدول ۱ اريه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود مقدار همبستگي های کانوني برای متغيرهای کانوني سوم و بعد از آن بسیار کوچک است لذا در ادامه تحليل، تنها دو متغير کانوني اول مورد استفاده قرار گرفته‌اند.



شکل ۵. نمودار تابع همبستگی و سطح تراز دما و بارندگی برای داده‌های ۱۰۲ ایستگاه هواشناسی در سال ۲۰۰۶



شکل ۶. نمودار توابع وزنی متغیرهای کاتونی اول و دوم دما و بارندگی

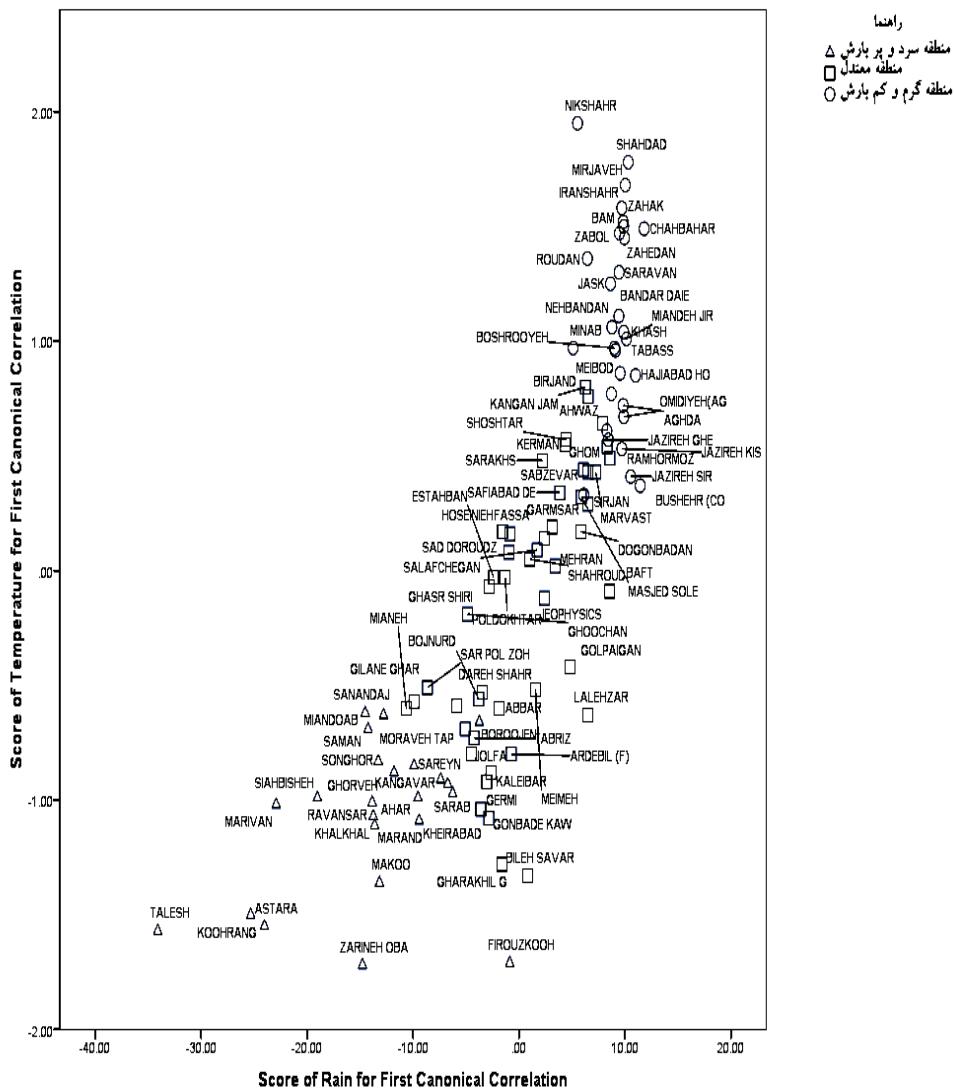
توابع وزنی متغیرهای کانونی اول و دوم در شکل ۶ رسم گردیده است. در این شکل زمان به گونه‌ای مقیاس‌بندی گردیده که این توابع مقادیر خود را در فاصله‌ی (۱، ۰) اختیار کنند.

نمودار سمت چپ از شکل ۶، توابع وزنی متغیرهای کانونی اول را نشان می‌دهد. همان‌طور که در این شکل نمایان است فرم توابع وزنی دو متغیر تا نقطه‌ی ۰/۷ (تا نیمه‌ی دوم ماه هشتم میلادی) متفاوت است به طوری که در ماه‌های ابتدایی سال میلادی، تابع وزنی بارندگی منفی و کاهش یافته ولی تابع وزنی دما مثبت و افزایش داشته است به نحوی که در پایان ماه پنجم میلادی بیشترین اختلاف وزنی مشاهده می‌شود. به عبارت دیگر، این دو تابع را تا ماه هشتم سال میلادی می‌توان تقریباً قرینه در نظر گرفت. این همبستگی را می‌توان این‌گونه تفسیر نمود که ماه هشتم سال میلادی بارندگی و دما اثر معکوس دارند و این دو اثر صرف نظر از اولین تلاقی، در اوایل ماه هفتم میلادی (اوایل تیرماه) با هم تلاقی پیدا می‌کنند که نشان‌دهنده‌ی یکسان بودن اثر دما و بارندگی در همبستگی میان آن دو است. سپس تقریباً از میانه‌ی مرداد ماه به بعد اثرات این دو پدیده هم جهت می‌شود. بنابراین می‌توان گفت از ابتدای سال میلادی (دی ماه) تا میانه‌ی مرداد ماه با افزایش دما، بارندگی کاهش و با کاهش دما، بارندگی افزایش می‌یابد و بالعکس.

با در نظر گرفتن این توابع وزن و به منظور تفسیر بهتر، نمودار پراکنش

$$(< u(t), X_i(t) >, < v(t), Y_i(t) >)$$

برای ۱۰۲ ایستگاه هواشناسی که به آن‌ها امتیاز^۴ ایستگاه‌ها گویند، برای اولین همبستگی کانونی در شکل ۷ رسم گردیده است. بنابرآن‌چه گفته شد امتیاز هر ایستگاه دو مؤلفه دارد که مؤلفه‌ی اول آن بیان‌گر نقش و تأثیر اولین همبستگی کانونی بر بارندگی آن ایستگاه و مؤلفه‌ی دوم آن بیان‌کننده‌ی نقش و تأثیر اولین همبستگی کانونی بر دمای آن ایستگاه می‌باشد. نمودار پراکنش نشان می‌دهد ایستگاه نیکشهر دارای بیشترین امتیاز دما و بارندگی است، بدین معنی که اولین همبستگی کانونی بر روی دما و بارندگی این ایستگاه نسبت به سایر ایستگاه‌ها، اثر بیشتری داشته است. این امر به علت بالا بودن دما در ماه‌های پنجم و ششم میلادی در این ایستگاه و بالا بودن میزان وزن دما در این ماه‌ها، همچنان‌که در نمودار سمت چپ شکل ۶ نمایان است، می‌باشد. این مطلب در مورد بارندگی نیز صحیح است. به علاوه ایستگاه تالش دارای کمترین امتیاز دما و بارندگی است که نشان‌دهنده‌ی اثر بسیار کم اولین همبستگی کانونی روی دما و بارندگی این ایستگاه می‌باشد. این امر ناشی از بالا بودن میزان بارندگی در ماه نهم و دهم میلادی در این ایستگاه و پایین بودن میزان وزن بارندگی در این ماه‌ها، همچنان‌که در نمودار سمت چپ شکل ۶ نمایان است، می‌باشد. همچنین شکل ۷ نشان می‌دهد ۴۷ ایستگاه از ۱۰۲ ایستگاه دارای امتیاز دما

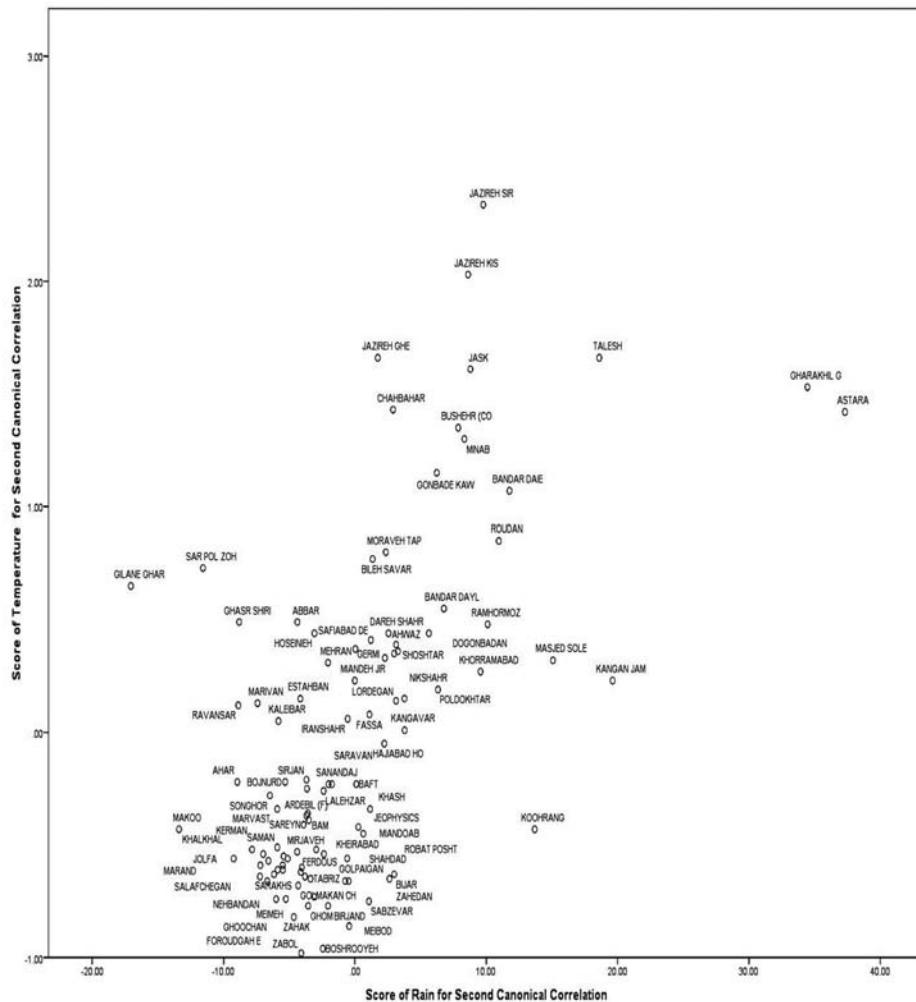


شکل ۷. نمودار امتیاز ۱۰۲ ایستگاه بر اساس اولین همبستگی کانونی دما و بارندگی

و بارندگی مثبت می‌باشد و امتیاز این ۴۷ ایستگاه به‌گونه‌ای است که با افزایش امتیاز بارندگی، امتیاز دما نیز افزایش می‌یابد. علاوه بر آن، با بررسی این نمودار و ویژگی‌های ایستگاه‌ها، نحوه قرارگیری ایستگاه‌ها در این نمودار را می‌توان ناشی از اقلیم آب و هوایی آن‌ها دانست. به این صورت که می‌توان ایستگاه را با توجه به تأثیر همبستگی کانونی اول بر روی دما و بارندگی آن‌ها در سه دسته جای داد: سرد و پربارش، معتمد و گرم و کم‌بارش، که این سه دسته در شکل نشان داده شده‌اند. یا بعبارت دیگر با حرکت از بالا سمت راست به پایین سمت چپ، روند امتیازها به‌گونه‌ای است که از میزان تأثیر همبستگی کانونی اول بر پارش ایستگاه‌ها کاسته و به میزان تأثیر همبستگی کانونی اول بر دمای ایستگاه‌ها افزوده می‌شود. بنا بر این اولین عامل همبستگی بین دما و بارندگی، متأثر از اقلیم آب و هوایی ایستگاه‌ها است.

نمودار سمت راست از شکل ۶، نمودار توابع وزنی متغیرهای کانونی دوم را نشان می‌دهد. همان‌طور که در شکل مشخص است در ماههای میانی سال میلادی، بارندگی زودتر از خط صفر عبور کرده است یا بعبارت دیگر ابتدا بارندگی و به دنبال آن دما از صفر عبور می‌کند. از این موضوع می‌توان چنین استنتاج نمود که در ماههای میانی سال میلادی تغییرات دما ناشی از تغییرات بارندگی است. همچنین شکل ۶ نشان می‌دهد که برخلاف تابع وزنی متغیر کانونی اول، روند تغییرات توابع وزنی دما و بارندگی یکسان است تا جایی که کمترین و بیشترین میزان وزن‌ها نیز در یک مقطع زمانی برای دما و بارندگی رخ داده است.

امتیازهای دومین متغیرهای کانونی دما و بارندگی در شکل ۸ ترسیم گردیده است. این شکل نشان می‌دهد تقریباً ۵۰ ایستگاه از ۱۰۲ دارای امتیازهای منفی هستند. اما تراکم ایستگاه‌های دارای امتیاز مثبت بیشتر از ایستگاه‌های دارای امتیازهای منفی است. به این صورت که امتیازهای منفی مقادیر خود را در فاصله‌ی (۰، -۲۵) برای بارندگی و (-۱, ۰) برای دما اختیار می‌کنند درحالی که امتیازهای مثبت مقادیر خود را در فاصله‌ی (۰, ۴۰) برای بارندگی و (۰, ۲۵) برای دما اختیار کرده‌اند. این امر نشان‌دهنده‌ی اثر تقریباً مشابه دما و بارندگی در ایستگاه‌های دارای امتیاز منفی نسبت به ایستگاه‌های دارای امتیاز مثبت است. همان‌طور که در شکل نمایان است ایستگاه زابل دارای کمترین امتیاز دما است. این امر ناشی از بالا بودن دما در ماه پنجم میلادی این ایستگاه نسبت سایر ماههای سال و پایین بودن تابع وزن دما در این ماه می‌باشد (نمودار سمت راست شکل ۶ را ببینید). همان‌طور که در شکل ۸ مشاهده می‌گردد ایستگاه آستارا دارای بیشترین امتیاز بارندگی است. این امر ناشی از بالا بودن میزان بارندگی در ماه نهم میلادی این ایستگاه و بالا بودن میزان وزن بارندگی در این ماه است (نمودار سمت راست شکل ۶ را ببینید). همان‌طور



شکل ۸. نمودار امتیاز ۲ ایستگاه بر اساس دومین همبستگی کانونی دما و بارندگی

جدول ۲. جدول همبستگی کانونی رطوبت و بارندگی

ρ_6^*	ρ_5^*	ρ_4^*	ρ_3^*	ρ_2^*	ρ_1^*
۰,۰۱۸	۰,۰۹۳	۰,۱۸۶	۰,۳۵۶	۰,۶۰۴	۰,۶۹۶

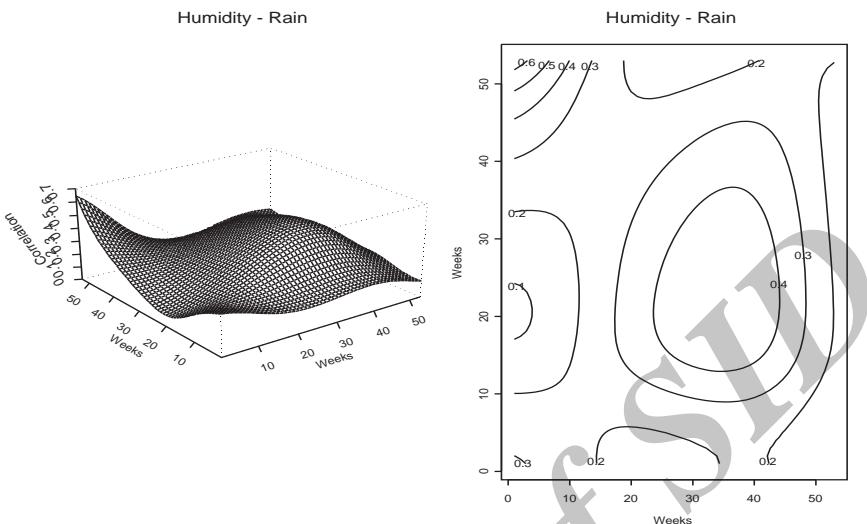
که می‌دانیم عوامل متعددی از قبیل نزدیکی به دریا، ارتفاع، شب، ابری بودن هوا و ... در میزان تاثیر دما و رطوبت مؤثر می‌باشند. هر چند که امتیازها در شکل ۸ متأثر از تک تک این عوامل نمی‌باشد اما تأثیر همه‌ی این عوامل با هم چنین امتیازهای ایستگاه‌ها به‌گونه‌ای که در این شکل شاهد هستیم را باعث شده است. بدین معنی که ایستگاه‌هایی که تقریباً دارای امتیاز یکسان دما و بارندگی هستند برخی دارای ارتفاع نزدیک به هم هستند، برخی فاصله‌ی یکسان تا دریا دارند و ... در اصطلاح هواشناسی، تأثیر توازن عوامل ذکر شده را توپوگرافی می‌نامند. در نتیجه نحوه‌ی قرارگیری ایستگاه‌ها بر اساس امتیازها در شکل ۸ متأثر از توپوگرافی ایستگاه‌ها است.

۴/۲ تحلیل همبستگی کانونی رطوبت و بارندگی

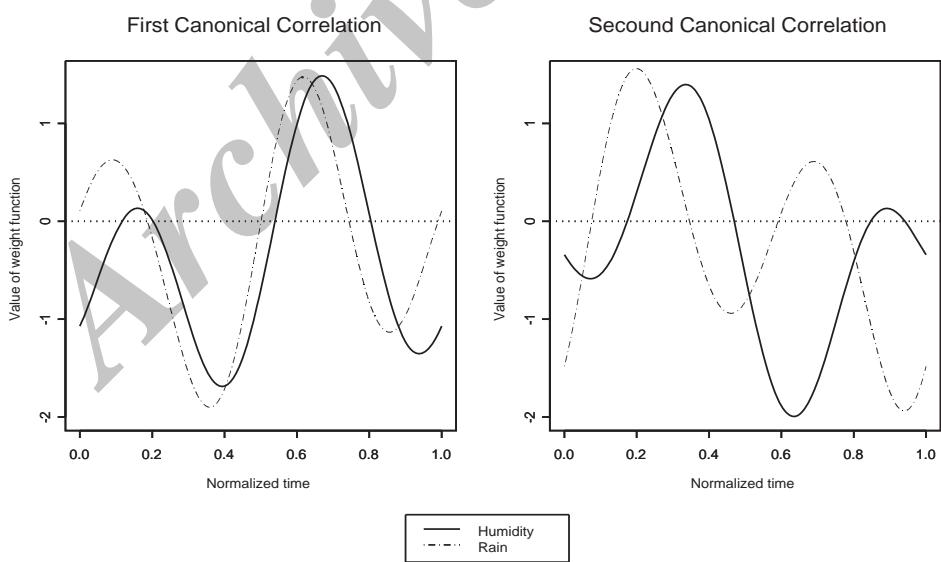
برای درک اولیه‌ی ساختار همبستگی داده‌های رطوبت و بارندگی، ابتدا نمودارهای تابع همبستگی سه بعدی یا سطوح تراز آن را مطالعه می‌کنیم. شکل ۹ نمودار تراز همبستگی رطوبت و بارندگی را در ۱۰۲ ایستگاه نشان می‌دهد که در آن محورهای افقی و عمودی به ترتیب نشان‌دهنده‌ی رطوبت و بارندگی می‌باشد. این شکل نشان می‌دهد با گذشت زمان از هفته‌های ابتدایی سال میلادی حد اکثر تا هفته‌ی ۱۵ آن، همبستگی میان رطوبت در این هفته‌ها و بارندگی در هفته‌های پایانی سال میلادی از ۰,۳۶ به ۰,۰۳ کاهش می‌یابد.

با انجام تحلیل همبستگی کانونی برای تحلیل داده‌ها و استخراج الگوهای همبستگی بین دو پدیده‌ی رطوبت و بارندگی، مقادیر همبستگی کانونی بدست آمده‌اند که در جدول ۲ قابل مشاهده می‌باشند. بدليل آن که مقدار همبستگی‌های کانونی برای متغیرهای کانونی سوم و بعد از آن نسبت به دو همبستگی کانونی اول کوچک است تنها دو متغیر کانونی اول در تحلیل مورد استفاده قرار گرفته‌اند. پس از محاسبه‌ی مقادیر همبستگی کانونی، توابع وزنی متغیرهای کانونی اول و دوم برای داده‌های رطوبت و بارندگی در شکل ۱۰ رسم شده است.

نمودار سمت چپ از شکل ۱۰، توابع وزنی متغیرهای کانونی اول را نشان می‌دهد. همان‌طور که در این شکل نمایان است نوسانات تابع وزنی رطوبت و بارندگی تقریباً یکسان است. این شکل نشان می‌دهد



شکل ۹. نمودار تابع همبستگی و سطح تراز رطوبت و بارندگی برای داده‌های ۱۰۲ ایستگاه هواشناسی در سال ۲۰۰۶



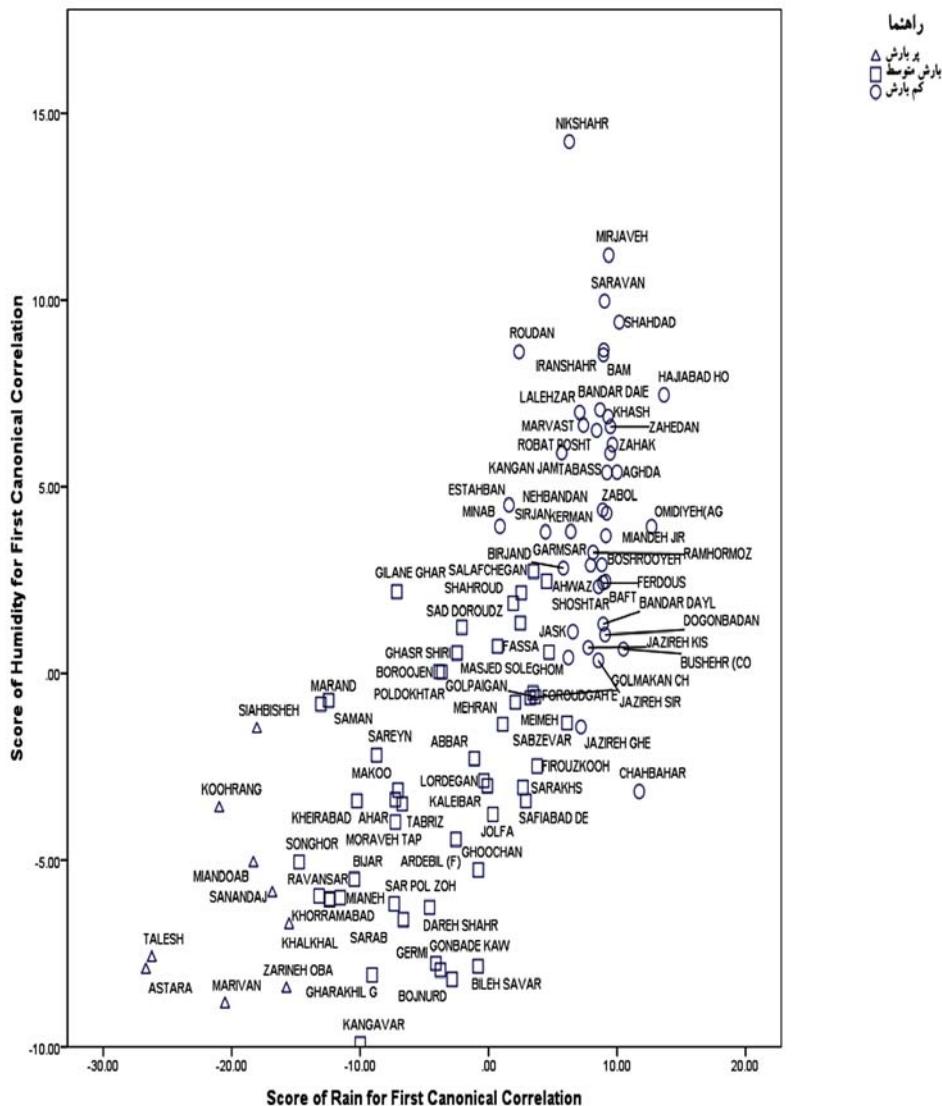
شکل ۱۰. نمودار توابع وزنی متغیرهای کانونی اول و دوم داده‌های رطوبت و بارندگی

کمترین مقدار تابع وزنی بارندگی کمی زودتر از کمترین مقدار رطوبت اتفاق می‌افتد. این مطلب در مورد بیشترین مقدار نیز صادق است و بیانگر آن است که تغییرات بارندگی به دنبال تغییرات رطوبت اتفاق می‌افتد. به عبارت دیگر تغییرات رطوبت ناشی از تغییرات بارندگی است.

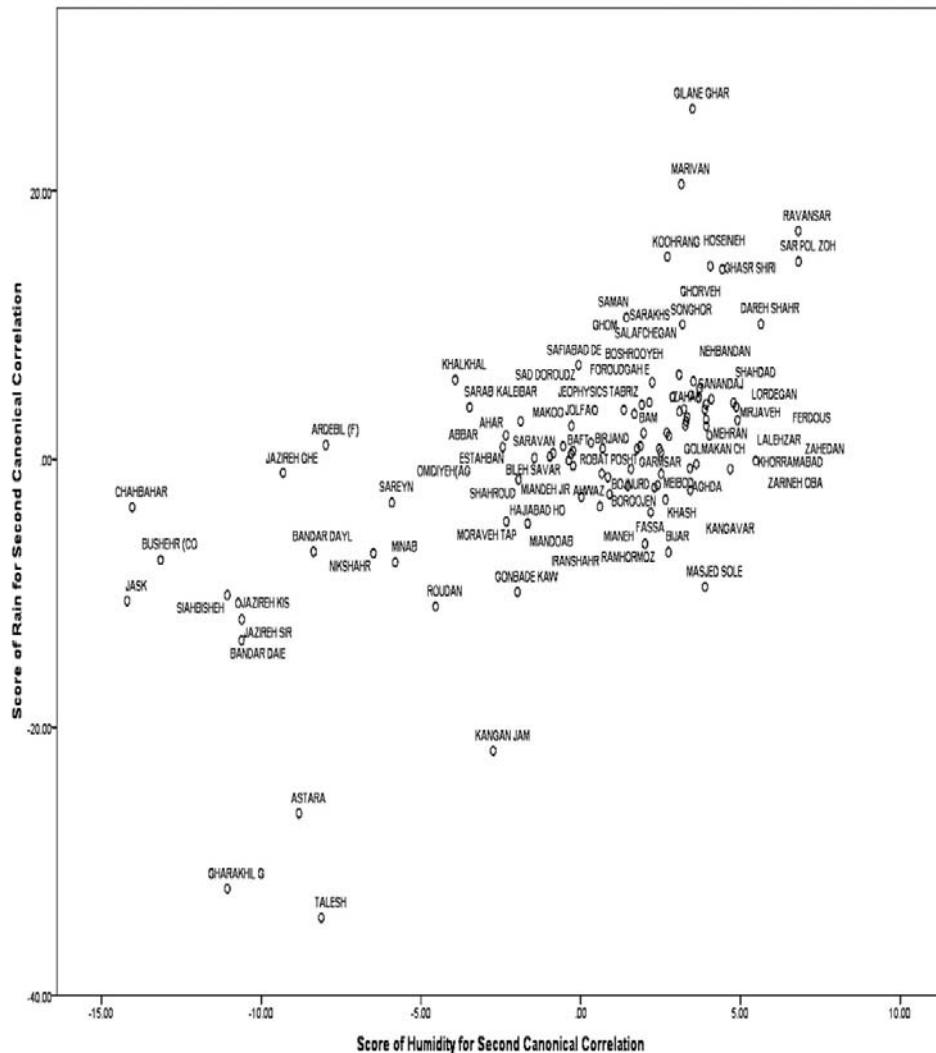
نمودار پراکنش امتیازهای رطوبت در مقابل امتیازهای بارندگی ۱۰۲ ایستگاه هواشناسی برای همبستگی کانونی اول شکل ۱۱ رسم گردیده است. بر اساس این نمودار، تقریباً ۶۰ ایستگاه دارای امتیاز رطوبت و بارندگی مثبت هستند که نشان‌دهنده اثر بالای همبستگی کانونی اول بر رطوبت و بارندگی این ایستگاه‌ها است. همان‌طور که در شکل ۱۱ نمایان است با افزایش امتیاز رطوبت، امتیاز بارندگی افزایش می‌یابد. شکل نشان می‌دهد ایستگاه کنگاور دارای کمترین امتیاز رطوبت است. علت این امر پایین بودن میزان رطوبت در ماه‌های هفتم و هشتم میلادی در این ایستگاه و بالا بودن میزان وزن رطوبت در این ماه (مطابق با نمودار سمت چپ شکل ۱۰) است. با بررسی این نمودار و ویژگی‌های ایستگاه‌ها، نحوه قرارگیری امتیاز ایستگاه‌ها در این نمودار را می‌توان ناشی از اقلیم آب و هوایی آن‌ها دانست، به این صورت که می‌توان ایستگاه را در سه دسته جای داد: پرپارش، بارش متوسط و کمپارش، که این سه دسته در شکل نشان داده شده‌اند. به عبارت دیگر، با حرکت از بالا سمت راست به پایین سمت چپ روند امتیاز ایستگاه‌ها به گونه‌ای خواهد بود که بر میزان بارش ایستگاه‌ها افزوده می‌شود. بنا بر این اولین عامل همبستگی میان بارندگی و رطوبت متأثر از اقلیم آب و هوایی ایستگاه‌ها است.

نمودار سمت راست از شکل ۱۰، توابع وزنی متغیرهای کانونی دوم را نشان می‌دهد. روند تغییرات این دو تابع تقریباً یکسان می‌باشد و می‌توان با یک تبدیل مناسب، این دو تابع را بر هم منطبق کرد. بنا بر این می‌توان گفت که در همبستگی دوم نیز، تغییرات رطوبت ناشی از تغییرات بارندگی است.

نمودار پراکنش امتیازهای دومین متغیرهای کانونی رطوبت و بارندگی در شکل ۱۲ ترسیم شده است. این شکل نشان می‌دهد که تقریباً ۸۵ ایستگاه امتیازهای خود را در فاصله (۱۰، -۵) برای رطوبت و (۱۸، -۱۰) برای بارندگی اختیار می‌کند. شکل نشان می‌دهد ایستگاه تالش دارای کمترین امتیاز بارندگی است که این امر به علت پایین بودن میزان بارندگی در ماه هشتم میلادی و بالا بودن وزن بارندگی در این ماه (مطابق با نمودار سمت راست شکل ۱۰) می‌باشد. با توجه به ویژگی‌های ایستگاه‌ها می‌توان گفت با حرکت از بالا سمت چپ به پایین سمت راست، ایستگاه‌ها به گونه‌ای قرار گرفته‌اند که از دریا فاصله گرفته و مرتفع‌تر می‌شوند. در نتیجه عامل همبستگی دوم میان رطوبت و بارندگی متأثر از میزان نزدیکی ایستگاه به دریا و ارتفاع ایستگاه می‌باشد.



شکل ۱۱. نمودار امتیاز ۱۰۲ ایستگاه بر اساس اولین همبستگی کانونی رطوبت و بارندگی



شکل ۱۲. نمودار امتیاز ۱۰۲ ایستگاه بر اساس دومین همبستگی کانونی رطوبت و بارندگی

جدول ۳. جدول همبستگی کانونی دما و رطوبت

ρ_6^*	ρ_5^*	ρ_4^*	ρ_3^*	ρ_2^*	ρ_1^*
۰/۰۰۲	۰/۰۱۱	۰/۰۵۵	۰/۴۸۶	۰/۸۱۴	۰/۸۷۸

۴.۳ تحلیل همبستگی کانونی دما و رطوبت

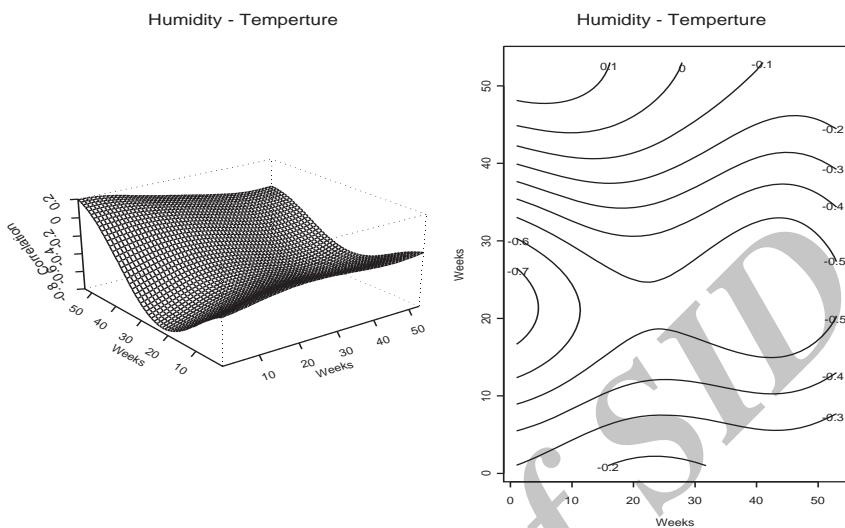
بررسی نمودارتابع همبستگی سه بعدی یا سطوح تراز داده‌های دما و رطوبت به فهم بهتر ساختار همبستگی آن‌ها کمک می‌کند. شکل ۱۳ نمودار تراز همبستگی میان دما و رطوبت را برای ۱۰۲ ایستگاه هواشناسی نشان می‌دهد که در آن محورهای افقی و عمودی به ترتیب نشان‌دهنده‌ی رطوبت و دما می‌باشد. همان‌طور که در این شکل نمایان است همبستگی میان دما و رطوبت در اغلب موارد، عددی منفی است که تأیید کننده‌ی روابط این دو پدیده در جهان واقعی است. همچنین این شکل نشان می‌دهد با حرکت از هفتنه‌ی ۲۵ (خرداد ماه) به طرفین، از همبستگی میان دما در این هفته‌ها و رطوبت در هفته‌های ابتدایی سال میلادی (اواسط دی ماه) کاسته می‌شود به طوری که در هفته ۴۵ (اوایل آبان ماه) این همبستگی به صفر می‌رسد. این بدان معنی است که پیش‌بینی دما در هفته‌ی ۴۵ سال میلادی با استفاده از رطوبت در هفته‌ی ابتدای سال بسیار مشکل است.

استخراج الگوهای همبستگی بین دو پدیده‌ی رطوبت و بارندگی بر اساس تحلیل همبستگی کانونی انجام شده است و مقادیر همبستگی کانونی بدست آمده‌اند که در جدول ۳ قابل مشاهده می‌باشند. به‌دلیل آن که مقدار همبستگی‌های کانونی برای متغیرهای کانونی سوم و بعد از آن نسبت به دو همبستگی کانونی اول کوچک است در تحلیل تنها دو متغیرکانونی اول مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

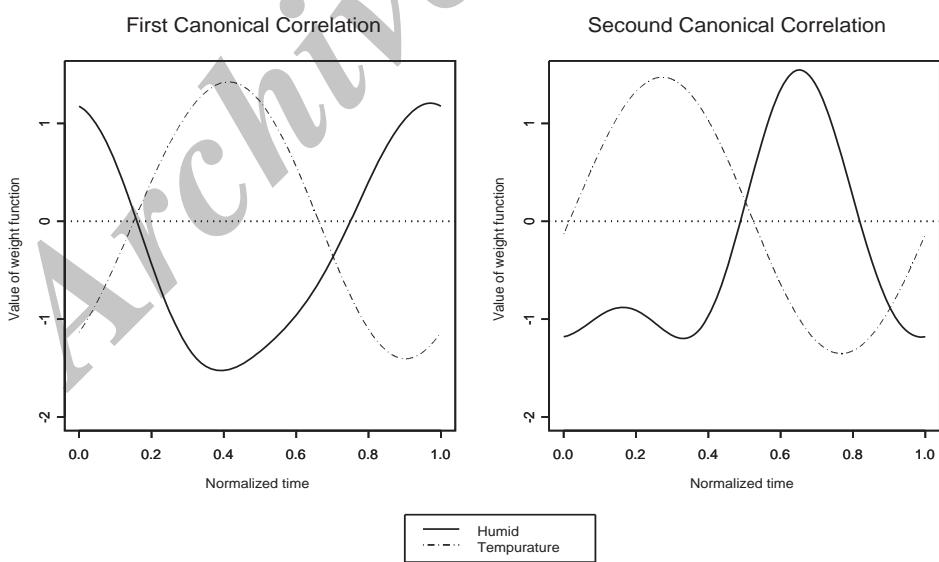
پس از محاسبه‌ی میزان همبستگی کانونی، تابع وزنی متغیرهای کانونی اول و دوم برای داده‌های دما و رطوبت در شکل ۱۴ رسم شده‌اند.

نمودار سمت چپ از شکل ۱۴، تابع وزنی متغیرهای کانونی اول را نشان می‌دهد. بر اساس این شکل، تابع وزنی دما و رطوبت نسبت به هم قرینه‌اند، به این معنی که بیشترین میزان دما دقیقاً در زمانی اتفاق می‌افتد که تابع وزنی رطوبت کمترین مقدار خود را اختیار می‌کند و با افزایش تابع وزنی دما تابع وزنی رطوبت به همان میزان کاهش می‌یابد. این امر بیانگر اثر مخالف این دو نسبت به یکدیگر است.

با بررسی نمودار امتیازهای اولین متغیرهای کانونی دما و رطوبت می‌توان گفت تقریباً ۴۵ ایستگاه



شکل ۱۳. نمودار تابع همبستگی و سطح تراز دما و رطوبت برای داده‌های ۱۰۲ ایستگاه هواشناسی در سال ۲۰۰۶



شکل ۱۴. نمودار توابع وزنی متغیرهای کانونی اول و دوم دما و رطوبت

دارای امتیازهای دما و بارندگی مثبت هستند و با افزایش امتیاز رطوبت، امتیاز دما افزایش یافته است. همچنین ایستگاه چابهار دارای کمترین امتیاز رطوبت است که این امر به علت پایین بودن میزان رطوبت این ایستگاه در ماههای ابتدا و انتهای سال و بالا بودن تابع وزن رطوبت در ابتدا و انتهای نمودار سمت چپ از شکل ۱۴ می‌باشد. با توجه به بررسی این امتیازها و ویژگی‌های ایستگاه‌ها، نحوه قرارگیری ایستگاه‌ها در این نمودار را باز هم می‌توان ناشی از اقلیم آب و هوایی آن‌ها دانست، به این صورت که می‌توان ایستگاه را با توجه به تأثیرشان در همبستگی میان رطوبت و دما در سه دسته جای داد: گرم و خشک، معتدل و سرد و پربارش. به عبارت دیگر، با حرکت از بالا سمت راست به پایین سمت چپ، روند ایستگاه‌ها به گونه‌ای خواهد بود که از میزان دما و رطوبت ایستگاه‌ها کاسته می‌شود.

نمودار سمت راست از شکل ۱۴، توابع وزنی متغیرهای کانونی دوم را نشان می‌دهد. این دو تابع وزنی تقریباً به نوعی قرینه‌اند و تنها در ابتدای سال میلادی روند تغییرات دو تابع متفاوت از سایر ماههای سال می‌باشد.

با بررسی نمودار امتیازهای دومین متغیرهای کانونی دما و رطوبت می‌توان گفت با حرکت از سمت چپ نمودار به سمت راست با افزایش دما و افزایش رطوبت رو به رو هستیم. امتیازهای بدست آمده نشان می‌دهند، ایستگاه زرینه دارای کمترین امتیاز دما است که این امر به علت پایین بودن تابع وزن دما در فاصله‌ی بین ماههای ۶ تا ۹ میلادی و بالا بودن میزان دمای این ایستگاه در این ماهها است (نمودار سمت راست شکل ۱۴ را ببینید). نحوه قرارگیری ایستگاه‌ها در نمودار امتیازات متأثر از توپوگرافی آن‌ها بوده است اما تفاوت آن با نمودار امتیازات دومین همبستگی کانونی میان دما و رطوبت در آن است که در این نمودار ویژگی‌های ایستگاه‌ها به صورت دیگری در چیدمان ایستگاه‌ها تأثیرگذار بوده‌اند، به عنوان مثال، عامل ساعت‌های تابش آفتاب و تعداد روزهایی با آسمان صاف باعث نزدیکی امتیازهای دومین همبستگی کانونی میان دما و بارندگی برخی ایستگاه‌ها گردیده که همین عامل باعث شده است تا امتیازهای دومین همبستگی کانونی میان رطوبت و دما برای برخی دیگر از ایستگاه‌ها به هم نزدیک شوند. بنا بر این ویژگی‌های ایستگاه‌ها در هر عامل همبستگی، نمودهای مختلفی ایجاد کرده است.

۵ نتیجه‌گیری

با توجه به بررسی ساختار همبستگی میان دما، رطوبت و بارندگی مربوط به ۱۰۲ ایستگاه هواشناسی ایران در سال ۲۰۰۶، از طریق تحلیل همبستگی کانونی تابعی می‌توان گفت: در بررسی رابطه‌ی میان دما و بارندگی اولین عامل همبستگی، ناشی از اقلیم آب و هوایی ایستگاه‌ها و دومین عامل همبستگی ناشی

از توپوگرافی آن‌ها می‌باشد. در بررسی رابطه‌ی میان رطوبت و بارندگی، اولین عامل متأثر از اقلیم آب و هوایی (بارش) و دومین عامل متأثر از ارتفاع و نزدیکی به دریا ایستگاه‌ها می‌باشد. همچنین در بررسی رابطه‌ی میان دما و رطوبت، اولین عامل همبستگی مربوط به اقلیم آب و هوایی (بارش سالانه و دمای سالانه) و دومین عامل همبستگی با توپوگرافی ایستگاه‌ها مرتبط است.

توضیحات

Cross-covariance function	.۱
Cross-correlation function	.۲
Penalized Correlation	.۳
Score	.۴

مرجع‌ها

- تازیکه، ن.، خیراله زاده، ن.، موقری، ه. و حسینی نسب، م. (۱۳۸۷). تحلیل داده‌های تابعی: تعمیمی از تحلیل داده‌های چندمتغیر، مجله اندیشه‌ی آماری، ۲۵، ۵۲-۶۸.
- Brillinger, D.R. (1975). *Time Seris, Data Analysis and Theory*. Holt, Rinehart and Winston, New York.
- Dauxois, J. and Nkiet, G.M. (1997). Canonical analysis of two Euclidean subspaces and its applications. *Linear Algebra Appl.*, **264**, 355-388.
- He, G., Müller, H.G. and Wang, J.L. (2003). Functional canonical analysis for square integrable stochastic processes. *Multivariate Analysis.*, **85**, 54-77.
- Hannan, E.J. (1961). The general theory of canonical correlation and its relation to functional analysis. *J. Austral. Math. Soc.*, **2**, 229-242.
- Hotelling, H. (1936). Relation between two sets of variates. *Biometrika*, **28**, 321-377.
- Leurgans, S.E. and Moyeed, R.A. and Silverman, B.W. (1993). Canonical corelation analysis when data are curves. *J. R. statist. Soc. B*, **55**, 725-740.
- Ramsay, J.O. and Silverman, B.W. (2005). *Functional data analysis*. Springer, 2nd edition, New York.

Ramsay, J.O. (1982). When data are functions. *Psychometrika*, **47**, 379-396.

Rice, J.A. and Silverman, B.W. (1991). Estimating the mean and covariance strucure non-parametrically when the data are curves. *J. Roy. statist. Soc. B*, **53**, 233-243.

Service, S.K., Rice, J.A. and Ghavez, F.P. (1998). Relation between physical and biological variables during the upwelling period in Monterey Bay. *Ca, Deep-Sea Research II Vol.*, **45**, 1669-1685.

سید محمدابراهیم حسینی نسب
گروه آمار، دانشکدهی علوم ریاضی،
دانشگاه شهید بهشتی،
تهران، ایران.
رایانشانی: m_hosseiniinasab@sbu.ac.ir

آناهیتا متقی گلشن
گروه آمار، دانشکدهی علوم ریاضی،
دانشگاه شهید بهشتی،
تهران، ایران.

محمد رضا فرید روحانی
گروه آمار، دانشکدهی علوم ریاضی،
دانشگاه شهید بهشتی،
تهران، ایران.