Turkish Journal of Agriculture and Forestry

Volume 23
Number 10 *EK4*

Article 12

1-1-1999

Examination of Long-Term (1929-1990) Daily Minimum, Mean and Maximum Temperature Values of Adana By Time Series Analysis

ALİ YÜCEL

FATİH TOPALOĞLU

Tr. J. of Agriculture and Forestry
23 (1999) Ek Sayı 4, 863-868
@ TÜBİTAK

Adana İli Uzun Yıllık (1929-1990) Günlük Minimum, Ortalama ve Maksimum Sıcaklık Verilerinin Zaman Serisi Analizi İle İncelenmesi

Ali YÜCEL, Fatih TOPALOĞLU
Çukurova Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarımsal Yapılar ve Sulama Bölümü, Adana-TÜRKİYE

Geliş Tarihi: 09.12.1997

Özet: Mevcut iklim şartlarının anlaşılabilmesi ve gelecekte görülebilecek iklim değişmelerinin tahmin edilebilmesi için, daha önce görülen iklim değişmelerinin doğruya yakın bir biçimde bilinmesi gerekir. İklim değişkenlerinin zamansal değişiminin belirlenmesi için yapılacak deterministik analizlerde olayın kesin bir şekilde belirlenebileceği, istatistik çalışmalarda ise gözlem süresinin kısalığı ve örneklemeden kaynaklanan hataların bulunabileceği kabul edilir. Bu nedenle, mevcut kısa süreli verilere dayanarak ilgilenilen iklim değişkenini temsil eden bir model kurmak ve bu modele ilişkin parametreleri tahmin ederek yeni zaman dizileri türetmek gerekir. Bu amaçla, Adana Meteoroloji istasyonuna ilişkin uzun yıllık (1929-1990) günlük minumum, ortalama ve maksimum sıcaklık değerlerinin zaman serisi analizi içinde gidiş, periyodik ve stokastik bileşenleri incelenmiştir.

Examination of Long-Term (1929-1990) Daily Minimum, Mean and Maximum Temperature Values of Adana By Time Series Analysis

Abstract: Climatic changes observed historically need to be known accurately in order to understand the present climatic conditions and to estimate climatic changes to be occur in future. In studies to be done to determine temporal variation of climatic variables, it is accepted that changes can be defined certainly in deterministic methods, and the result of the statistical methods have also spot errors due to the shortage of observation periods and random of observations. In this respect, a model presenting interested climate variable is developed depending on present short observation period. Then, parameters related to the developed model are estimated and new time series are generated. By this aim; trend, periodic and stochastic components of the long-term (1929-1990) daily minimum, mean and maximum values of temperature obtained from Adana Meteorological station have been analysed using time series analysis.

Giriş

Hidroloji ve Meteoroloji'de iklim kayıtlarını kullanmada karşılaşılan önemli bir sorun, var olan verilerin kullanılması ile gelecekteki olabilecek bir olayın en doğru şekilde nasıl sezinlenebileceğidir.

İklim kayıtlarının zamansal ve yerel olarak dağılımlarının sınırlı olduğu durumlarda, kısa süreli gözlem verilerinden yararlanılarak, istatistiksel yöntemlerle yapılan analizler sağlıklı olmayabilir. Bununla birlikte, rastgeleliğin gözönüne alınmadığı deterministik yaklaşımlarda ise, olayın kesin bir şekilde belirlenebileceği kabul edilir. Rastgeleliğin gözönüne alındığı zaman serisi analizlerinde ise mevcut kısa süreli verilere dayanarak, ilgilenilen değişkeni temsil eden bir model kurulur ve bu modele ilişkin parametreler tahmin edilerek yeni sentetik seriler türetilebilir. Bu seriler yardımıyla, sadece gözlenmiş olan örneği değil, aynı toplumdan geldiği kabul edilebilecek başka örnekleri de gözönüne almak mümkün olabilir (1). Böylece optimum çözüme daha fazla yaklaşılarak, söz konusu verilerin davranışı sadece eldeki örneğe göre deterministik anlamda değil, sentetik serileri kullanarak istatistik anlamda da belirlenmiş olur (2).

Zaman serisi analizinde bileşenlerin parametrelerinin belirlenmesinde şimdiye kadar birçok araştırıcı çalışmıştır. Bunlardan, Craddock ve ark. (3), Fourier analizinin aylık ortalama sıcaklık değerlerine uygulandığında, varyansın yaklaşık olarak % 95' lik bölümünün, ilk harmonik tarafından açıklandığını belirlemişlerdir. Aprilesi ve ark. (4), hava sıcaklığı değerlerinin stokastik davranışını, Hansen ve Driscoll (5) ise 11 yıllık verilere dayanarak oluşturdukları matematiksel modelle saatlik hava sıcaklığı değerlerini incelemişlerdir. Straus ve Halem (6), bazı meteorolojik verilere ait gerçek ve yapay verileri otoregresif süreçlerle modelleyerek, iklimin doğal değişkenliğini stokastik bir yaklaşımla araştırmışlardır. Gupta ve Chauhan (7), bir bitkinin haftalık sulama suyu ihtiyacının stokastik yapısını, İpek (8), Menemen Köy Hizmetleri Araştırma Enstitüsünce tesbit edilen aylık ortalama sıcaklık değerlerini ve sentetik bitki su tüketimi değerlerini, zaman serileri modelleri ile modellemişlerdir.

Bu çalışmanın amacı; a) Adana Meteoroloji istasyonunun uzun yıllık günlük minimum, ortalama ve maksimum sıcaklık değerlerinin zaman serileri analizi ile incelenmesi ve b) elde edilecek deterministik-stokastik karakterli doğrusal denklem veya denklemler yardımı ile frekans analizi gibi diğer hidrolojik çalışmalara temel teşkil edebilecek sentetik serilerin oluşturulmasıdır.

Materyal

Çalışmada, çarpık kentleşmenin ve tarımın yoğun olduğu bir alanda kurulmuş bulunan Adana Meteoroloji istasyonunda 1929-1990 yılları arasında kaydedilen uzun yıllık günlük minimum, ortalama ve maksimum hava sıcaklığı verileri kullanılmıştır.

Metot

Sıcaklık verilerinde zamanla görülebilecek değişimleri belirlemek ve yeni sentetik seriler türetmek amacıyla bu değişimleri matematiksel bir modelle ifade edebilmek için zaman serileri analizi kapsamında aşağıda verilen sırayla açıklanan gidiş, periyodik ve stokastik bileşenler incelenmiştir.

Zaman Serisi Analizi

Toplam ve çarpım biçiminde gösterilebilen gidiş (Tt), periyodik (Pt) ve stokastik (St) (bağımlı ve bağımsız) zaman serisi bileşenleri şöyle ifade edilmektedir (2).

$$X_t = T_t * P_t * S_t \quad \text{veya} \quad X_t = T_t + P_t + S_t \tag{1}$$

Gidiş (Tt) Bileşeni: Gözlemlerin toplanış sırası ile aldığı değerler arasındaki korelasyonun önemliliğini belirleyen gidiş analizlerinde çok sayıda test kullanılabilmektedir (9). Burada, Kendall sıra korelasyon testi konu edilecektir.

Kendall Sıra Korelasyon Testi: Bir zaman serisindeki gözlem değerleri çiftindeki i. değer Z_i ise, Z_i değerinden sonraki gözlenen değerlerin (Z_{i+1}), Z_i değerinden büyük eşit olması durumunda dönen nokta sayısı ($\bar{p}$)'nin beklenen değeri, varyansı ve standart değişkeni sırasıyla şöyle verilmektedir (10).

$$\nu = \left[\frac{4\bar{p}}{n\,(n-1)}\right] - 1 \tag{2}$$

$$\mathrm{Var}\,(\nu) = 2\left[\frac{(2n+5)}{9n(n-1)}\right] \tag{3}$$

$$m' = \frac{\nu}{\sqrt{\mathrm{Var}\,(\nu)}} \tag{4}$$

Burada; v, beklenen değer; n, toplam veri sayısı; Var(v), varyans değeridir. Kendall sıra korelasyon testinden elde edilen m' değeri % 5 önem düzeyindeki normal dağılımın tablo değeri ile karşılaştırılır ve buna göre gidişin yokluğuna karar verilir. Gidişin yokluğunda Denklem (1) aşağıdaki şekli alır (1, 7, 10, 11, 12, 13, 14).

$$Y_t = X_t - T_t = P_t + S_t \tag{5}$$

Periyodik Bileşen (P_t): Bir zaman serisinde düzenli olarak tekrarlanan periyodik değişimleri açıklayan bu bileşen, Fourier analizi (harmonik analiz) ile incelenmektedir (2).

$$P_t = A_0 + \sum_{k=1}^{N/2}\left[\alpha_k \mathrm{Cos}\left(\frac{2\pi kt}{N}\right) + \beta_k\, \mathrm{Sin}\left(\frac{2\pi kt}{N}\right)\right] \tag{6}$$

Denklem (6)' da verilen Fourier katsayıları ise aşağıdaki şekilde hesaplanabilir.

$$A_0 = \frac{1}{N}\sum_{k=1}^{N} Y_t \tag{7}$$

$$\alpha_k = \frac{2}{N}\sum_{k=1}^{N} Y_t \,\mathrm{Cos}\,\frac{2\pi kt}{N} \tag{8}$$

$$\beta_k = \frac{2}{N}\sum_{k=1}^{N} Y_t \,\mathrm{Sin}\,\frac{2\pi kt}{N} \tag{9}$$

Burada; P_t, periyodik bileşen; A_0, zaman serisinin aritmetik ortalaması; α_k ve β_k , Fourier katsayıları; k, harmonik sayısı (1 k N/2); t, zaman aralığı (t=1, 2, ..., N); m, anlamlı harmonik sayısı (1 m N/2); N, veri sayısı; Y_t, gidişten arındırılmış zaman serisi değeridir. Pratikte Fourier açılımında kullanılacak harmonik sayısının belirlenmesinde k. harmoniğin açıkladığı varyans ise Denklem (10) ile hesaplanabilmektedir (2, 7, 8, 14, 15).

$$\mathrm{Var}\,(V_k) = (\alpha_k^2 + \beta_k^2) \tag{10}$$

Zaman serisinde periyodik bileşenin etkisi Denklem (11) ile kaldırılabilmektedir. Denklemde; Y_t, gidiş ve periyodisiteden arındırılmış zaman serisinin değeri; $\overline{x}_t$, aritmetik ortalaması; s_t ise standart sapmasını göstermektedir.

$$S_t = \frac{(Y_t - \overline{x}_t)}{s_t};\ t = 1,2,....,N \tag{11}$$

Stokastik Bileşen (S_t): Hidroloji' de kurulacak matematik modelin kullanılacağı amaca göre, söz konusu sürecin istatistik özelliklerini yeterli bir şekilde ifade edebilmesi gerekir. Bu nedenle, seçilecek modelin basit, diğer bir deyişle parametre sayısının en az olması gerekir (2). Bu bölümde, sıcaklık serileri için en çok kullanılan modellerden birisi olan otoregresif süreçler tanıtılacak ve bu modelin parametrelerinin tahmin yöntemleri açıklanacaktır.

Otoregresif Süreçler (AR): Otoregresif süreçler, zaman serisinin durağan olması durumunda kullanılan doğrusal modellerden birisidir (2, 14). Kısaca Markov modelleri olarak ta adlandırılan bu modelin genel ifadesi şöyledir.

$$S_t = \sum_{k=1}^{p} \phi_{p,k}\, S_{t-1} + a_t \text{ veya} \tag{12}$$

$$S_t = \phi_{p,1}S_{t-1} + \phi_{p,2}S_{t-2} + ... + \phi_{p,p}S_{t-p} + a_t \tag{13}$$

Burada; $\phi_{p,k}$, otoregresif katsayıları; p, model mertebesi; k, modelin parametre sayısı (k=1,2,...,p); a_t normal dağılımın hata değişkenidir (stokastik bileşenin bağımsız kısmı, artık terim).

Modeldeki artık terim a_t ; ortalaması sıfır ve varyansı da σ_a^2 olan ve aralarında ilişki olmayan normal dağılım değişkenini belirtmektedir. Modelin uygunluğunun kontrol edilmesi, model mertebesinin seçilmesi ve otoregresif katsayıların ($\phi_{p,k}$) belirlenmesi ile olmaktadır.

Model Mertebesi (p)'nin Belirlenmesi: Model mertebesinin seçimi otoregresif katsayılardan yararlanarak artık değerler varyansının ($S_z^2(p)$) hesabı ile şöyle belirlenebilmektedir (7, 14).

$$S_z^2\,(p) = \frac{(N-p)}{N-2p-1}\,(C_0 - \alpha_1 C_1 - ... - \alpha_p C_p) \tag{14}$$

Burada; $(N\text{-}p)(C_o - \alpha_1 C_1 - ...... - \alpha_p C_p)$ hata kareler toplamı ve $\alpha_1, \alpha_2,..., \alpha_p$, AR parametreleridir. Buna göre hesaplanan $S_z^2(p)$ değerleri içinde en küçüğünü veren p, model mertebesi olarak seçilir (7, 14).

Otokovaryans, Otokorelasyon ve Otoregresif Katsayıların Belirlenmesi: C_0, C_1,...,C_p, otokovaryans fonksiyonu katsayılarıdır. Herbir p değerine karşılık gelen otokovaryans (C_p) ve otokorelasyon katsayıları (r_p) aşağıdaki eşitliklerin yardımıyla hesaplanmaktadır.

$$C_p = E(S_t - \mu)\,(S_{t+p} - \mu) \tag{15}$$

$$\mu = E(S_t) \tag{16}$$

Burada; μ stokastik bileşenin beklenen değeridir. Bir zaman serisi oluşturan x_1,.....,x_n değerleri içinde, birbirinden p birim zaman uzaklıktaki (lag) değerlerin, ortalama değer x'e göre yayılımlarının ölçüsünü belirten *kovaryans* aşağıdaki gibi tanımlanır.

$$c_p = \mathrm{cov}\,[x_t, x_{t+p}] = \sum\,[(x_p - \overline{x})\,(x_{t+p} - \overline{x})] \tag{17}$$

Bu aynı zamanda kayan p zaman aralığındaki *otokovaryans* değeri olarak ta adlandırılır.

$$c_p = \mathrm{cov}\,[x_t, x_{t+p}] = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n-p} (x_t - \overline{x})\,(x_{t+p} - \overline{x}) \tag{18}$$

Kayan p zaman aralığındaki *otokorelasyon* ise, otokovaryansın varyansa oranıdır. p=0,1,....,k yardımıyla hesaplanır ve pratikte, k değeri n/4'ü aşmamalıdır. Otokorelasyon; bağımlılığın ölçülmesinde en çok kullanılan parametrelerden olup kaysayıları +1 ile -1 arasında değişmektedir.

$$r_p = \frac{\mathrm{cov}\,(x_t, x_{t+p})}{\sqrt{[\mathrm{var}\,(x_t)\ \mathrm{var}\,(x_{t+p})]}} \tag{19}$$

Elde edilecek r_p değerlerinin kartezyen koordinat sisteminde t değerleri apsiste olacak şekilde oluşturulacak fonksiyon grafiğine ise korelogram adı verilmektedir (14, 16). Durağan süreçlerde, t ve t+p zamanlarındaki varyanslar aynı olduğu için yukardaki eşitlik aynı zamanda aşağıdaki şekilde de ifade edilebilir.

$$r_p = \frac{c_p}{c_0} \tag{20}$$

Bir sürecin *otoregresif katsayısının* hesabı ise *Recursive formülü* ve *Yule-Walker eşitliği* (Denklem 21 ve 22) ile yapılmaktadır (7, 12, 14).

$$\phi_{p,p} = \frac{r_p - \sum_{k=1}^{p-1} (\phi_{p-1,k} \cdot r_{p-k})}{1 - \sum_{k=1}^{p-1} (\phi_{p-1,p-k} \cdot r_p)} \qquad (21)$$

$$\phi_{p,k} = [\phi_{p-1,k} - \phi_{p,p} (\phi_{p-1,p-k})] \qquad (22)$$

Burada; k=1,2,...,p'dir. $\phi_{p,k}$ katsayıları p'den sonra sıfıra yakın değerler alıyorsa, sürecin AR(p) modeli ile temsil edilebileceğine karar verilebilir.

Artık Terimlerin (a_t) Analizi: Bu bileşen, Denklem (12)' nin yeniden düzenlenmesi ile şöyle temsil edilir.

$$\alpha_t = S_t - \sum_{k=1}^{p} \phi_{p,k} S_{t-p} \qquad (23)$$

Sonuçlar ve Tartışma

Çalışmada, Adana Meteoroloji istasyonundan sağlanan günlük minimum, ortalama ve maksimum sıcaklık değerlerinin zaman serisi analizleri STATGRAF (17) paket programı kullanılarak incelenmiştir. Bileşenlere bağlı olarak elde edilen bulgular herbir seri için, şekiller ise örnek teşkil etmesi amacıyla sadece ortalama sıcaklıklar için verilmiştir.

Gidiş Bileşeni (T_t): Günlük minimum, ortalama ve maksimum sıcaklık değerlerinin gidiş analizi sonucuna göre; Kendall sıra korelasyon testi değeri m' (0.6343; 0.5221; 0.5530) olarak bulunmuş ve % 5 önem düzeyinde gidiş (T_t) bileşeninin yokluğu sonucuna varılmıştır. Bundan sonra zaman serisi gidişsiz olarak incelenmiştir.

Periyodik Bileşen (Pt): Fourier analizi sonucunda minimum, ortalama ve maksimum sıcaklık serilerinin herbir harmoniğinin açıkladığı varyans miktarının % 80'den daha fazlasını ilk harmoniğin açıkladığı bulunmuştur (Şekil 1). Bu sonuçlar, Craddock ve ark. (3) tarafından yapılan çalışmada elde edilen sonuçlarla benzerlik göstermektedir. Bundan dolayı, herbir zaman serisinin periyodik bileşenini yalnızca ilk harmoniğin, Fourier katsayıları olan α_1 ve $ß_1$ katsayılarının temsil edebileceği anlaşılmıştır. Minimum, ortalama ve maksimum durumları temsil eden ilişkiler aşağıdaki şekilde oluşmuştur.

$$P_{t(min)} = 13.576 - 0.70249.Sin(2\pi t/365) - 1.32774.Cos(2\pi t/365) \qquad (r^2=0.991)$$

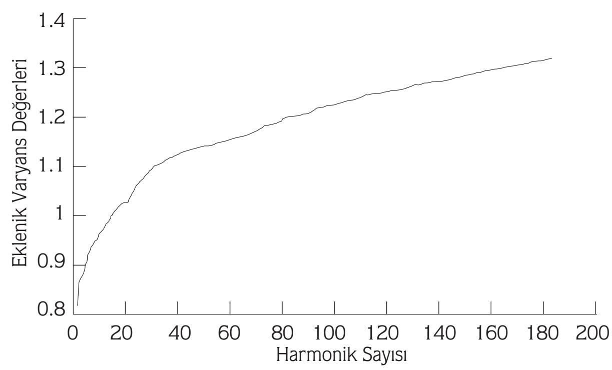
$$P_{t(ort)} = 18.794 - 0.72880.Sin(2\pi t/365) - 1.46163.Cos(2\pi t/365) \qquad (r^2=0.989)$$

$$P_{t(max)} = 25.210 - 0.42625.Sin(2\pi t/365) - 0.78223.Cos(2\pi t/365) \qquad (r^2=0.984)$$

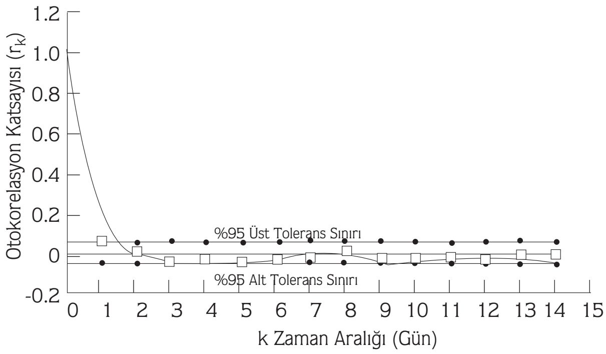
Minimum, ortalama ve maksimum sıcaklık serilerinde gözlenen sıcaklık değerleri ile herbir serinin periyodik bileşen denkleminden hesaplanan sıcaklık değerleri arasında önemli derecede sapmalar meydana gelmemiştir (Şekil 2). Bu sonuç, herbir seri için sırasıyla 0.991, 0.989, 0.984 olarak bulunan bağımlılık katsayılarının çok yüksek bulunmuş olmasına yorumlanabilir.

Stokastik Bileşen (S_t): Herbir sıcaklık zaman serisi, gidiş ve periyodik bileşenlerden arındırılmış ve sentetik olarak elde edilen yeni zaman serileri Markov modeli ile incelenmiştir. Yeni zaman serilerinin Markov modellerinin artık değerler varyansı ($S_z^2(p)$) hesaplanmış; Minimum, ortalama ve maksimum sıcaklıkların artık değerler varyansları p=2 için en küçük olarak bulunmuş ve sırasıyla 1379300, 1625094 ve 1925061 olmuştur. Bu değerle Sarıcali (1) ve Aprilesi ve ark. (4) tarafından uygulanan model arasında yakın bir ilişki bulunmuştur. Şekil 3' ten de görüleceği gibi herbir zaman serisinin korelogramı çizilerek serilerde yalnızca ikinci mertebe otoregresif modelin kullanılabileceği sonucu elde edilmiştir.

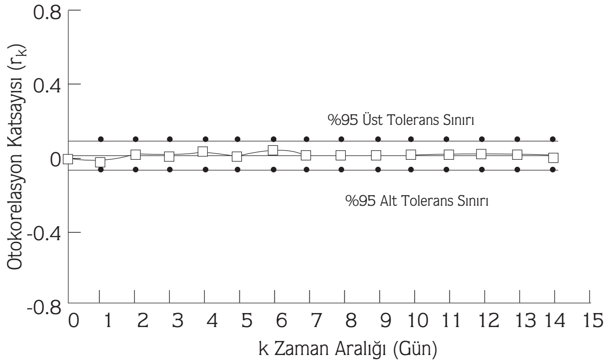
Herbir zaman serisinin otokorelasyon katsayılarının örnek varyansı ve ortalaması sırasıyla $Var(r_p) = 0.00274$;



Şekil 1. Ortalama Sıcaklık Zaman Serisinin Eklenik Varyans Değerleri



Şekil 2. Ortalama Sıcaklıkların Korelogramı



Şekil 3. Ortalama Sıcaklıkların Kalıntı Terimleri Korelogramı

$E(r_p)$ = 0 olarak bulunmuş ve % 95 güven aralığında sıfırdan önemli derecede farklı olmadıkları görülmüştür. Buna göre, herbir zaman serisinin stokastik bileşeninin bağımlı kısmı, ikinci mertebe markov modeli ile tanımlanabilmektedir (14).

Kullanılan modeldeki herbir zaman serisinin otoregresif katsayıları (p=2 ve k=1, k=2 için) sırasıyla hesaplanmış ve herbir zaman serisinin stokastik bileşenin genel denklemi, minimum, ortalama ve maksimum için sırasıyla aşağıdaki biçimde verilmiştir.

$S_{t(min)} = 1.08007.S_{t-1} - 0.08659.S_{t-2} + a_t \quad (r^2=0.996)$

$S_{t(ort)} = 1.29674.S_{t-1} - 0.30326.S_{t-2} + a_t \quad (r^2=0.995)$

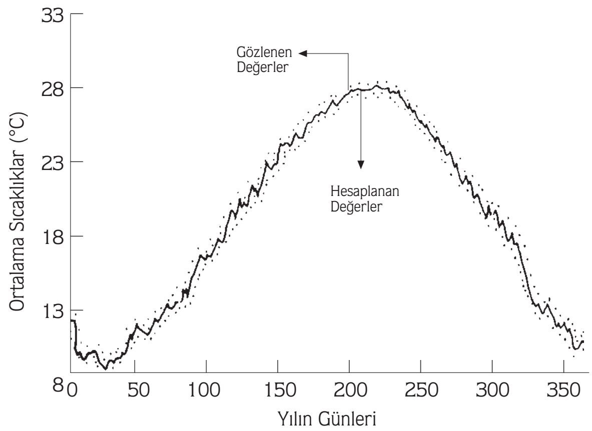
$S_{t(max)} = 1.24624.S_{t-1} - 0.25376.S_{t-2} + a_t \quad (r^2=0.994)$

Herbir zaman serisinde oluşan artık terimlerin değerleri (a_t) hesaplanarak hata terimleri arasındaki bağımlılığın görsel olarak görülebilmesi ve aynı zamanda da seçilen model mertebesinin uygunluğunun kontrolünün yapılabilmesi amacıyla serilerin hata terimleri korelogramları çizilmiştir (Şekil 4). Belirlenen modellerin, Adana ilinin günlük minimum, ortalama ve maksimum sıcaklıklarının tanımlanmasında yeterli ve uygun olduğu bulunmuştur.

Geliştirilen zaman serilerinin periyodik ve stokastik yapıdaki eşitliklerinde deterministik kısım Fourier analizi ile ve stokastik kısım da ikinci mertebe Markov modeli ile açıklanmaktadır. Buna göre; herbir serinin minimum, ortalama ve maksimum değerleri için regresyon katsayıları sırasıyla 0.986, 0.984 ve 0.989; genel denklemleri ise;

$X_{t(min)} = P_{t(min)} + S_{t(min)}$; $X_{t(ort)} = P_{t(ort)} + S_{t(ort)}$;

$X_{t(max)} = P_{t(max)} + S_{t(max)}$



Şekil 4. Adana İlinin Sıcaklıklarının Zaman Serisi Analizi Sonucunda, Gözlenen ve Hesaplanan Değerleri

formülasyonlarına uygun olarak aşağıdaki şekilde bulunmuştur.

$X_{t(min)} = 18.794 - 0.70249 Sin(2\pi t/365) -$
$1.32774 Cos(2\pi t/365) + 1.08007 S_{t-1} - 0.08659 S_{t-2} + a_t$

$X_{t(ort)} = 13.576 - 0.72880 Sin(2\pi t/365) -$
$1.46143 Cos(2\pi t/365) + 1.29674 S_{t-1} - 0.30326 S_{t-2} + a_t$

$X_{t(max)} = 25.210 - 0.42625 Sin(2\pi t/365) -$
$0.78223 Cos(2\pi t/365) + 1.24624 S_{t-1} - 0.25376 S_{t-2} + a_t$

Sonuç olarak; a) Adana Meteoroloji istasyonu sıcaklık verilerinin, zaman serisi analizi sonucunda, gidiş bileşeninin bulunmadığı, periyodik analiz sonucunda sıcaklık serilerini ilk harmoniklerin açıkladığı görülmüş ve stokastik analizde ise, stokastik bileşenin ikinci mertebe otoregresif model ile açıklanabileceği anlaşılmıştır, b) Bu modeller kullanılarak çalışma alanında sulama, seracılık, ormancılık, endüstri, çevre kirliliği ve hayvan barınaklarının planlanması vb. faaliyetler için gereksinim duyulan uzun yıllık minimum, ortalama ve maksimum sıcaklık değerleri yeniden türetilebilir ve kritik değerler belirlenebilir, c) Adana ili için gerçekleştirilen bu çalışma, benzer koşullara sahip komşu meteoroloji istasyonları için de tekrarlanarak bölge için geçerli olabilecek yeni ilişkiler geliştirilebilir.

Kaynaklar

1. Sarıcali, K., "Meteorolojik Verilerin Isıl Değerlendirilmesi ve Bilgisayarda Simulasyonu", İTÜ Fen Bilimleri Enstitüsü Doktora Tezi, İstanbul, 1984.
2. Bayazıt, M., "Hidrolojide İstatistik Yöntemler". İTÜ İnşaat Fakültesi Hidrolik ve Su Kuvvetleri Kürsüsü, İstanbul, 1981.
3. Craddock, J. M., Carson, J. R., Roden, G. I., Analysis of Soil and Air-Temperatures by Fourier Analysis. Journal of Geophys. Res., (8), 2217-2232, 1963.
4. Aprilesi, G. ve ark., Stochastic Behaviour of The Dairly Minimum, Mean and Maximum Temperatures in Modena, Italy. Monthly Weather Review, 105(11), 1434-1441, 1977.
5. Hansen, J. E., Driscoll, D. M., A Mathematical Model For The Generation of Hourly Temperatures, Journal of Applied Meteorology, 16(9), 935-948, 1977.
6. Strauss, D. M., Halem, M., A., Stochastic-Dynamical Approach to The Study of The Natural Variability of The Climates. Monthly Weather Review, 109(3), 407-421, 1981.
7. Gupta, R. K., Chauhan, H. S., Stochastic Modelling to Irrigation Requirement. Journal of Irrig. and Drainage Eng., ASCE, Vol.112(1), P. 65-76, 1986.
8. İpek, Ş. İ., Bitki Su Tüketiminin Tahmin Edilmesinde Zaman Serilerinin Kullanılışı. 4. Ulusal Tarımsal Yap. ve Sulama Kongr. Bildirileri, 24-26 Haziran, Erzurum, 1992.
9. Topaloğlu, F., Tülücü, K., Çetin, M., Yücel, A., Hidrolojik Gözlem Serilerinin İstatistiksel Analizi ve Uygulaması. Ç.Ü. Ziraat Fak. Dergisi, Cilt 12(4), 1997.
10. Kottegoda, N. T., "Stochastic Water Resources Technology". Depart. of Civil Engineering, Univ. of Birmingham, The Mac Millan Press Ltd. , London, 1980.
11. Kendall, M., Stuart, A., "The Advanced Theory of Statistics". Volume: 3, Desing and Analysis, Time-Series, Third Edition, Charles Criffin & Comp. Limited, London, 1979.
12. Box, G. E. P., Jenkins, G. M., "Time Series Analysis Forecasting and Control.", Holden-Day Inc., San Francisco, U.S.A , 1971.
13. Keloğlu, N., Akışların Matematik Benzetim Modellerinin Kurulması, DSİ Teknik Bülteni No:78, DSİ Matbaası, Ankara, 1993.
14. Yücel, A., "Adana İlinin Sıcaklık Verilerinin Stokastik ve Olasılık Yöntemleriyle İncelenmesi". Ç. Ü., Fen Bil. Enst., Tarımsal Yapılar ve Sulama Anabilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi, Balcalı, ADANA, 1994.
15. Montgomery, D. C., and et al, "Forecasting and Time Series Analysis". Second Edition, McGraw-Hill Inc., Singapore, 1980.
16. Şen, Z., Effect of Periodic Parameters on The Autocorrelation Structure of Hydrologic Series. Water Resources Research, 15(6),1635-1642, 1979.
17. Anonymous, Statgraphics, Statistical Graphics System by Statistical Graphics Corporation User's Guide-System, STSC Inc., U.S.A., 1988.