

7. teknik kongre

'elektrik enerjisi'

aylık enerji üretiminin matematik model

ertuğrul benzedden

ÖZET

Zaman serilerinin matematiksel yapısını belirlemede kullanılan otokorelasyon ve tayfsal çözümleme (spektral analiz) yöntemleri, aylık üretimlerin tahmini amacıyla elektrik enerjisi üretim sürecine uygulanmıştır.

1963-1971 dönemindeki Türkiye brüt aylık üretimlerine yapılan uygulama, üretim sürecinin; üstel bir fonksiyonla tanımlanabilen bir eğilim bileşeni; 12 ve 6 aylık harmonikler i kapsayan bir periyodik bileşen ve % 95 güvenle bağımsız kabul edilebilen bir stokastik bileşenden oluştuğunu göstermiştir.

Daha uzun süreli üretim gözlemlerine dayanan, eğilim bileşeni formülasyonundaki artış hızının zamanla azalarak kararlı bir değere ulaşmasını gerçeğe yakın biçimde kapsayabilen ve özellikle standart sapmada görülmesi muhtemel eğilim ve periyodikliği de dikkate alan bir matematik model yardımıyla, güven sınırları bilinen tahminler yapmak mümkün olabilecektir.

1. GİRİŞ

Günümüzde önemli bir bölümü ısı ve su kaynaklarından üretilmekte olan elektrik enerjisi ülkelerin kalkınma hızının bir göstergesi olarak kabul edilmekte ve gelecekteki üretim gereksiniminin tahmininde doğrudan yada dolaylı tahmin yöntemleri kullanılmaktadır [3,8,9].

Ertuğrul Benzedden, Ege Univ.

ELEKTRİK MÜHENDİSLİĞİ 238

Nitelikleri gereği aylık üretimler kesikli zaman serileri olarak kabul edilebilirler ve stokastik süreçlere uygulanan yöntemlerle [5,17] incelenebilirler. Yazarın daha önceki bir çalışmasında [2], enterkonnekte bir üretim ve dağıtım sistemini besleyen baraj santrallerinin periyodik aylık, işletme ilkesini saptamak ve üretim gereksinimindeki stokastik bileşenin enterkonnekte sistemin güvenilirlik düzeyine etkisini belirlemek amacıyla bu tür bir çalışma yapılmıştır.

Türkiye gibi gelişmekte olan, özellikle enerji gereksinimi henüz bir doyma düzeyine ulaşmamış ülkelerde, enerji gereksinimindeki rasgele dalgalanmaları da kapsayan tahmin yöntemlerinin kullanılması; güvenilirlik derecesi önceden bilinen tahminlere dayanan üretim ve dağıtım planları yapmak açısından önem taşımaktadır.

Yapılan çalışmada; üretim sürecinin matematiksel yapısını belirlemede kullanılan otokorelasyon yöntemi ve periyodikliği önceden bilinen olaylara uygulanan çizgisel tayf konusu ana hatlarıyla tanımlanmıştır; 1963-1971 Türkiye üretimlerine dayanan kaba bir model kurularak, yöntemin üretim tahmini amacıyla uygulanması ve geliştirilmesi için öneriler getirilmektedir.

2. UYGULANAN YÖNTEM

2.1. Aylık Enerji Sürecinin Genel Yapısı

Sosyal ve ekonomik gelişmenin gereği olarak elektrik enerjisi gereksinimi de sürekli olarak artmaktadır. Örneğin, 1950-1972 döneminde Türkiye'de

tepe güçlerde % 11, elektrik enerjisi üretiminde % 12 - % 13 dolayında ortalama yıllık artışlar görülmüştür [6,15]. Bu nedenle, aylık üretim süreci özellikle gelişmekte olan ülkelerde önemli bir artış eğilimi bileşenini kapsamaktadır.

Güç ve enerji üretimleri, talebin ve belli ölçüde de biriktirmeli su kuvveti tesislerinin (özellikle kış ve ilkbahar aylarında) etkisinde yıl içinde zamana göre periyodik bir gidiş izlemektedir. Örneğin, en büyük güç ve enerji gereksinimi Kasım, Aralık gibi aylarda; buna karşılık en düşük güç ve enerji gereksinimi ise genellikle Haziran, Temmuz ve Ağustos gibi yaz aylarında oluşmaktadır.

Cruz ve Yevjevich [5], su santrallerinin aylık enerji üretim sürecinin eğilim ve periyodik bileşenine ek olarak genellikle ikinci yada üçüncü dereceden doğrusal bağımlı bir stokastik bileşenle, normal yada lognormal olasılık dağılımına sahip rasgele bir stokastik bileşeni içerdiğini göstermişlerdir. Burada modeli araştırılacak olan üretim süreci ayrıca ısı santrallerindeki aylık üretimleri de kapsayabilecektir.

Gözlenmiş bir aylık üretim sürecini; genel halde t zaman değişkeni; EDE_t eğilim bileşeni; EP_t periyodik bileşen ve EST_t stokastik bileşen olmak üzere;

$$E'_t = EDE_t + EP_t + EST_t \quad (D)$$

biçiminde tanımlamak mümkündür [17]. Eğilim bileşeni sola geçirildiğinde, eğilimsiz üretim dizisi

$$E_{tc} = E_t - EDE_t = EP_t + EST_t \quad (2)$$

olarak elde edilecektir.

2.2. Eğilim Bileşeninin Matematik Modeli

Aylık üretim dizileri genellikle eğrisel bir eğilim bileşeni içermekte ve genel halde çoklu regresyon yada en küçük kareler yöntemleriyle eğilimin matematiksel biçimi saptanabilmektedir [5,16]. Ayrıca; sosyal ve ekonomik gelişmeyle ilişkili fiziksel büyüklükler (nüfus, ekonomik büyüme, enerji üretim gereksinimi vb.),

$$EDE_t = E_0 \left[(1+a)^t - 1 \right] \quad (3)$$

biçiminde, yarı-logaritmik eksen sisteminde doğrusal bir bağıntıyla duyarlı olarak tanımlanabilmektedir [7,9]. Bu bağıntıda E_0 zaman başlangıcındaki üretimi; a ise belli bir n zamanındaki E_n üretimine göre,

$$a = (E_n/E_0)^{1/n-1} \quad (4)$$

bağıntısıyla hesaplanan artış hızını göstermektedir.

2.3. Periyodik Bileşen ve Periyodik Aylık Talep Katsayıları

Periyodik bileşenin araştırılmasında kullanılan iki yöntemden ilkinin oluşturduğu otokorelasyon yönteminde; aralarında k kadar sıra (yada zaman) farkı olan değerler arasındaki bağımlılığı gösteren ve

$$r_k = \text{cov}(E_t, E_{t+k}) / (\text{var } E_t \cdot \text{var } E_{t+k})^{1/2} \quad (5)$$

bağıntısıyla hesaplanan [17] otokorelasyon katsayılarının sıra farkına göre değişimi; "tayfsal çözümleme" (spektral analiz) adıyla anılan öteki yöntemde ise yukarıda verilen otokorelasyon fonksiyonunun fourier dönüşümünün (tayfsal yoğunluk fonksiyonu yada varyans yoğunluk tayfı) frekansına göre değişimi incelenmektedir [16,17].

Otokorelasyon fonksiyonunun eldeki örnek için çizilen korelogramı, kuramsal süreç korelogramıyla karşılaştırılarak incelenen dizinin matematik modeli hakkında bilgi edinilmekte, özellikle dizinin iç bağımlılık türü belirlenebilmektedir. Tayfsal çözümleme yönteminde ise, sürecin uyduğu modelin matematiksel yapısının yanısıra serideki anlamlı frekansları da gözlemek olanağı vardır. Bir başka deyimle, sürecin periyodik bileşenini oluşturan önemli alt harmonikler ve gizli periyodikler ortaya çıkarılabilir.

Periyodikliği fiziksel olarak önceden bilinen olaylarda (örneğin yağış, buharlaşma, akış, sıcaklık gibi) periyodik bileşenin matematik modelinin kabaca "çizgisel tayf" yada "eksenik tanımlanmış varyans" analiziyle saptanması yeterli olabilmektedir. Bir dizinin ortalama, standart sapma, birinci serisel korelasyon katsayısı gibi parametrelerinde periyodiklik aranabilmektedir.

Daha önce verilmiş olan (2) denkleminin sağ tarafındaki EP_t terimi; M ay indisi, NY yıl indisi ve zaman değişkeni

$$\begin{aligned} t &= M + 12(NY - 1) \\ M &= 1, 2, \dots, 12 \\ NY &= 1, 2, \dots, N \end{aligned} \quad (6)$$

olmak üzere, genel halde ortalama etrafındaki periyodik hareketi

$$EP_t = \bar{E}_t + \sum_{j=1}^m (A_j \cos \frac{2\pi j}{M} t - B_j \sin \frac{2\pi j}{M} t) \quad (7)$$

biçiminde bir fourier serisiyle ifade etmektedir. Bu bağıntıda E_t dizinin genel ortalamasını; A_j ve B_j , j yincin harmoniğin fourier katsayılarını; M ana periyodu ve m yaklaşımda kullanılan toplam harmonik sayısını göstermektedir. Ana periyodu $M=12$ ay olan N yıllık bir açık diziden A_j ve B_j fourier katsayıları,

$$\begin{aligned} A_j &= \frac{2}{N \cdot M} \cdot \sum_{NY=1}^N \sum_{M=1}^{12} (E_t - \bar{E}_t) \cos \frac{2\pi j}{M} t \\ B_j &= \frac{2}{N \cdot M} \cdot \sum_{NY=1}^N \sum_{M=1}^{12} (E_t - \bar{E}_t) \sin \frac{2\pi j}{M} t \end{aligned} \quad (8)$$

bağıntılarıyla hesaplanmakta ve j yincin harmoniğin varyans payı

$$C_j^2/2 = (A_j^2 + B_j^2)/2 = \text{var } h_j \quad (9)$$

bağıntısıyla, anlamlı bulunan m adet harmoniğin tanımlanmış varyanslı ise,

$$P_m = \left(\sum_{j=1}^m c_j^2 / 2 \right) / \left(\sum_{j=1}^6 c_j^2 / 2 \right) \quad (10)$$

bağıntısıyla tanımlanmaktadır [5,10,17].

Son bağıntıdaki terim ortalama etrafındaki periyodik bileşenin genel dizi varyansındaki payını, P_m ise modeli tanımlamada kullanılan m harmonikle ortalama etrafındaki periyodik hareketin varyansının yüzde olarak kapsanan kısmını ifade etmektedir. Uygulamada m harmonik sayısına karşı çizilen P_m grafiğinin ani kırıldığı (eğimin ani azaldığı) nokta yeterli harmonik sayısını belirtmektedir [10,17].

Mevcut bir üretim sisteminin günlük yada aylık yük eğrilerinin incelenmesiyle; güç ve enerji üretiminin zaman içindeki salınımlarına en etkili biçimde cevap verebilen biriktirmeli baraj hazne 1 i santrallerin çalıştırılması gereken bölgeler saptanabilir. Üretim sisteminde biriktirmesiz su ve ısı santrallerine düşen ve aylara göre değişmeyen üretim payı ET ise, (7) modeliyle tanımlanan periyodik bileşenden her M ayı için bu pay düşülmek suretiyle;

$$EHID(M) = EP_i(M) - ET \quad (11)$$

baraj santrallerinin aylık üretimlerdeki payları ve değişik yıllık üretim hedeflerini aylara paylaştırma kullanılabilen

$$FH(M) = EHID(M) / \sum_{i=1}^{12} EHID(M) \quad (12)$$

"boyutsuz aylık üretim katsayıları" elde edilmektedir.

2.4. Enerji üretiminin Stokastik Bileşeni

Üretim sürecinin (1) bağıntısıyla verilen genel matematiksel yapısından özellikleri ve hesap esasları yukarıda tanımlanmış olan EDE_i eğilim bileşeni ve EP_i periyodik bileşen açıklanarak,

$$EST_t = E_j - EDE_i - EP_i \quad (13)$$

şeklinde elde olunan stokastik bileşen en genel inalde biri bağımlı, diğeri bağımsız rasgele iki sileşeni kapsayabilmektedir [5,17]. Uygulamada yarattığı güçlükler nedeniyle sıra bağımlı bileşen birinci, ikinci yada en çok üçüncü dereceden bağımlılığı dikkate alan matematik modellerle [Markof modelleri) tanımlanmaktadır. Örneğin, iST_t ve EST_{t-1} ardışık değerleri arasındaki birinci serisel korelasyon katsayısı r_1 , EST_t dizilinin standart sapması S_{EST} ortalama sıfır varyansı 1 olan standart rasgele değişken e_i olmak üzere birinci dereceden bağımlılık,

$$EST_t = r_1 \cdot EST_{t-1} + S_{EST} (1 - r_1^2)^{1/2} \cdot e_i \quad (14)$$

eklinde bir modelle tanımlanabilmektedir [1,4,16,7]. Stokastik bileşenin genel yapısından bağımlılık bileşeninin açıklanmasıyla ikinci dereceden ararlı, bağımsız stokastik bileşen elde edilmiş intaktadır. (14) bağıntısında $r^2 = 0$ olması, diğer bir deyimle bağımlılık bulunmaması halinde stokastik bileşenin matematik modeli,

$$EST_t = EST \cdot e_i \quad (15)$$

biçiminde oluşturulabilmektedir.

Eldeki sürecin otokorelasyon fonksiyonunun, k sıra farkını göstermek üzere,

$$GS(a) = \frac{-1 \pm e_a \sqrt{N-k-2}}{N-k-1} \quad (16)$$

bağıntısıyla hesaplanan güvenilirlik sınırları içinde kalıp kalmadığı kontrol edilerek sürecin bağımlılığı hakkında karar verilebilir [10,17]. Son bağıntıda N kullanılan veri sayısını, e_a ise seçilen $(1-a)$ güvenilirlik düzeyine karşılık gelen standart normal değişkeni göstermektedir.

3. UYGULAMA

3.1. Kullanılan Veri

Yukarıdaki amaçlarla, 2. bölümdeki yöntemler, 1963-1971 devresindeki Türkiye aylık enerji üretimlerine uygulanarak enerji talebinin matematik modeline kaba bir yaklaşım yapılmıştır. 1963 yılından önceki değerler çalışmanın kapsamını genişletmek için, son yıllardaki üretimler ise enerji kısıtlaması ve geçici değerler olmaları [14] nedeniyle kullanılmamıştır. 1963-1971 dönemindeki Türkiye aylık brüt üretimleri Çizelge 1'de sunulmuştur.

3.2. EŞilim Bileşeni

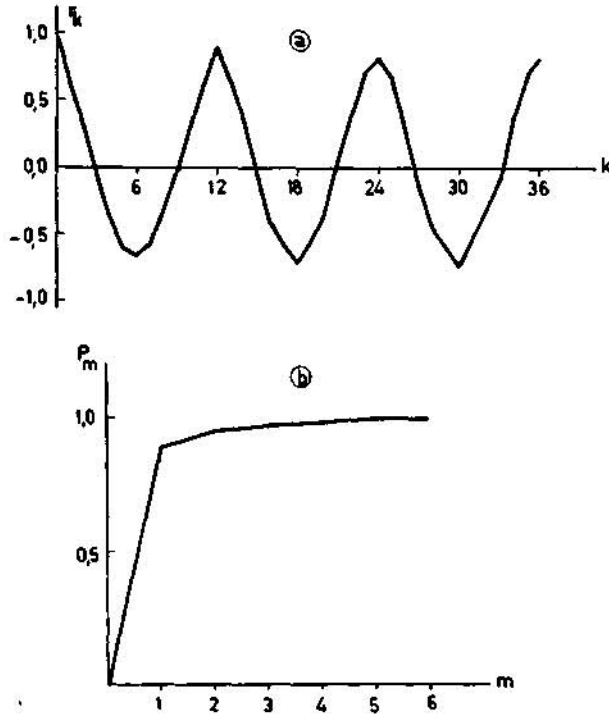
Daha önce (4) bağıntısıyla belirlenen aylık artış hızı $a = 0,0094$ ve (3) bağıntısıyla tanımlanan EDE_i eğilim bileşeni hesaplanmıştır. Başlangıç üretimi $E_0 = 10,91$ GWH/gün olmak üzere, eğilim bileşeninin matematik modeli;

$$EDE_i = 10,91 \left[Ki + 0,0094 \right]^{-i} \quad (17)$$

biçiminde kurulmuş, daha sonra da (2) bağıntısıyla belirtilmiş olan E_i eğilimsiz aylık üretimleri elde edilmiştir.

Çizelge 1. 1963-1971 Türkiye brüt aylık ortalama üretimleri $\sqrt{E_i(M)}t$ Birim \bullet GHH/gim

Yıllar	1963	1964	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971
Ocak	10,92	12,29	13,69	14,76	16,39	18,15	20,92	23,57	26,43
Şubat	10,56	12,13	12,98	14,67	16,83	19,49	20,26	21,97	26,03
Mart	10,70	11,74	13,34	14,98	15,81	17,14	20,07	22,61	26,33
Nisan	10,50	11,32	12,24	13,98	16,35	17,89	20,44	22,42	26,15
Mayıs	9,73	11,31	12,51	14,09	15,81	18,03	19,88	21,44	24,16
Haziran	10,11	11,54	12,76	14,53	16,21	18,21	20,46	22,84	24,76
Temmuz	10,10	11,26	12,91	14,36	15,56	18,21	20,70	24,01	25,03
Ağustos	10,11	11,35	12,77	14,49	15,94	18,25	19,92	22,73	25,17
Eylül	11,05	12,53	13,90	15,56	17,07	19,40	22,02	24,45	27,31
Ekim	12,05	13,04	14,52	16,30	18,10	20,35	23,01	25,20	28,13
Kasım	12,50	13,83	15,46	17,07	19,27	21,66	24,20	26,68	30,60
Aralık	12,55	13,93	15,63	17,57	19,53	21,25	24,24	25,42	31,40

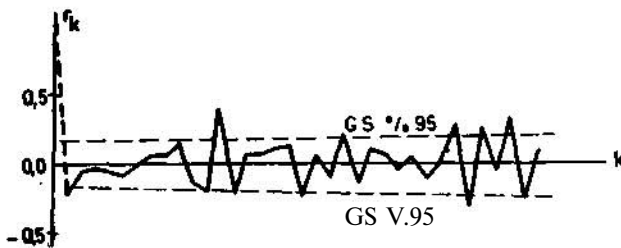


Şekil 1. Türkiye aylık brüt üretimlerinin (a) korrelogramı ve (b) periyodogramı.

3.3. Periyodik Bileşen

Periyodik bileşeni kabaca saptamak amacıyla, eğilim bileşeni ayıklanmış 1963-1971 aylık üretimlerinin otokorelasyon ve periyodgram analizi [5,17] yapılmıştır. Şekil 1'de bu değerler için çizilen korelogram ve eklenik periyodgramdan ortalama dolayındaki periyodik bileşenin 12 aylık ana harmonik ve 6 aylık alt harmonikle yeterli derecede tanımlanabileceği görülmektedir. 12 ve 6 aylık harmoniklerin ayıklanmasıyla elde edilen kalıntıların korelogramı (Şekil 2) tipik rasgele bir stokastik süreç korelogramı görünümündedir.

12 ve 6 aylık alt harmonikle yaklaşık olarak tanımlanabilen periyodik bileşenin matematik modeli, $E = 10,69$ GWh/gün olmak üzere;



Şekil 2. Türkiye aylık üretimleri ikinci derece kalıntılarının korelogramı.

$$E P_t = 10,69 + (-1,1618' \cos \frac{\pi}{6} t + 0,1261 \cdot \sin -\frac{\pi}{6} t + 0,1934 \cdot \cos -\frac{\pi}{3} t + 0,2196 \cdot \sin -\frac{\pi}{3} t) \quad (18)$$

olarak bulunmuştur.

Eğilimsiz aylık üretimler dizisinin genel varyansı var $E\epsilon = 0,9258$; ilk iki harmoniğin eklenik varyansı (var $h^2 + \text{var } b_2$) = 0,7257 olup, (18) bağıntısıyla tanımlanan periyodik bileşen, genel dizi varyansının $0,7257/0,9258 = \% 78,4$ ünü; ortalama aylık üretimler dizisinin toplam varyansı var $E(M) = 0,7658$ olmak üzere, bunun da $P(2) = 0,7257/0,7658 = \% 94,8$ ini kapsamaktadır [17]. Şekil 3a'da eğilimsiz aylık ortalama, $E(M)$, ve bu değerlere (18) bağıntısıyla uydurulan periyodik bileşen gösterilmiştir.

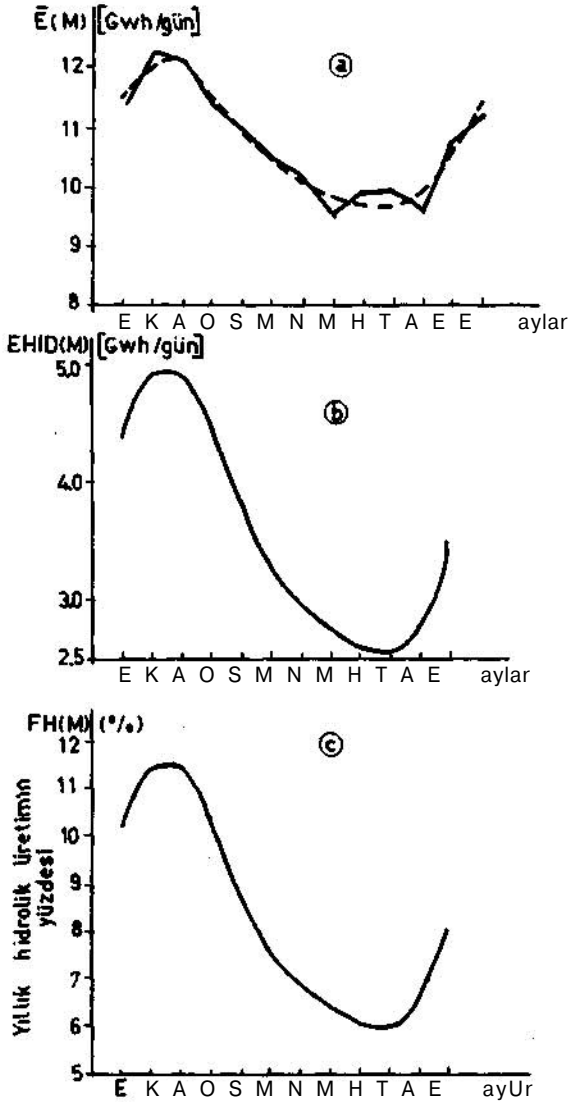
Türkiye aylık üretimlerinin periyodik bileşeninden yararlanarak baraj haznelerinin periyodik aylık üretim hedeflerini boyutsuz bir dizi olarak elde etmek mümkündür. Bu amaçla, aylık ortalamaların dizisinden ısı ve biriktirmesiz su santrallerinin sabit aylık üretim payının (ET) çıkarılması ve (12) bağıntısıyla yıllık biriktirmeli su kuvveti tesisi üretiminin aylara göre boyutsuz dağılımının hesaplanması gerekmektedir.

1972 yılı sonuçlarına göre [13] yaklaşık olarak Türkiye'nin toplam elektrik enerjisi üretiminin $\% 95$ 'i; tepe gücünün ise $\% 84$ 'ü enterkonnekte sistem santralleri ile sağlanmaktadır. Bu nedenle enterkonnekte sistem yük eğrilerinin Türkiye'nin güç ve enerji talebini yeterince yansıtabileceği kabul edilebilir.

Enterkonnekte sistemden 1971 yılında ortalama 1248 MW 1972 yılında ise 1488 MW tepe güç çekilmiştir [11,12]. Bir yılda oluşan 240 MWlık farkın aylara göre doğrusal bir artışla oluştuğu (her ay 20 MW artış) kabul edilerek, önce 1972 yılındaki tepe güç değerleri düzeltilmiş; daha sonra, her ayın en yüksek güç talebinin yapıldığı güne ait eğriler yükseltilmiş tepe güçlerin özgün haldeki tepe güçlere oranıyla çarpılarak eğilimsiz günlük yük eğrileri elde edilmiştir.

Bu şekilde bulunan eğilimsiz tepe güç talebedilef den günlere ait yük eğrileri üzerinde, her ay en düşük ve en büyük güç talebi farkıyla, bu iki değer arasında kalan alan (enerji) hesaplanmıştır. Yapılan çalışma sonucunda yaklaşık olarak tepe güç talebinin yarısının, enerji talebinin ise üçte birinin biriktirmeli su kuvveti tesisleriyle karşılanacak şekilde bir güç ve enerji planlaması yapmak uygun olmaktadır [2].

Eğilimsiz aylık üretim sürecinin $\bar{E}(M)$ ($M=1,2,\dots,12$) ortalamaların periyodik bileşeni tanımlayan (18) denkleminde $ET = (2/3) \cdot \bar{E} = 7,13$ GWh/gün sabit ısı ve biriktirmesiz su santrali payının (11) bağıntısına uygun olarak çıkartılması ile elde edilen $EH(M)$ biriktirmeli su kuvveti tesislerinin aylık üretim payları, EYİL yıllılı hidrolik üretimine bölünmek suretiyle boyutsuz $FH(M)$ aylık paylar hesaplanmıştır. Bu şekilde saptanan $FH(M)$ değerleri periyodik işletme çalışmalarında EYİL yıllık üretiminin aylara dağılımında kullanılabilir.



Şekil 3. Türkiye brüt aylık üretimlerinin (a) iki harmonikli periyodik bileşeni, (b) Periyodik bileşene göre hidrolik payı, (c) Boyutsuz periyodik aylık üretim katsayıları.

Biriktirmeli su kuvveti tesislerinin bu yaklaşıma göre bulunmuş EHID(M) aylık periyodik üretimlerinin grafiği Şekil 3b'de, boyutsuz aylık üretim hedefi FH(M) katsayıları ise Şekil 3c'de görülmektedir.

3.4. Stokastik Bileşen

Orijinal E_i üretim sürecinden EDE_i eğilim bileşeni ve EP_i periyodik bileşenin (13) denklemine uygun olarak ayrılmasıyla elde edilen EST_i stokastik bileşen, Şekil 2'den görüldüğü gibi bağımsız rasgele bir süreç niteliğindedir. Standart sapması $SEST_i^{-0} > 449$ 6WH/gün olarak hesaplanan stokastik bileşenin matematik modeli (15) denklemine göre,

$$EST_i = 0,449 \cdot e_i \quad (19)$$

olmaktadır. Stokastik bileşenin varyansı,

var $EST_i = 0,20$ olup E_i dizinin genel varyansı içinde stokastik bileşenin payı $0,20/0,9258 = \% 21,6$ dır.

Stokastik bileşenin üretim talebindeki rasgele değişimleri ifade ettiği gözönünde tutulacak olursa, gerçek talebin klasik eğilim yöntemleriyle hesaplanan üretim tahminlerinden belli bir risk altında (% 5 yada % 1 gibi) gösterebileceği sapmayı (19) bağıntısı biçimindeki bir modelle, olasılık kurallarına dayanarak hesaplamak olanaklıdır. Ancak, bu tür bir hesap yönteminin uygulanabilmesi için rasgele stokastik bileşenin olasılık dağılımının bilinmesi gerekecektir. Yöntemin ne şekilde uygulanabileceğini göstermek üzere, örnek alınan 1963-1971 Türkiye aylık üretimlerinin stokastik bileşenine sadece bir normal dağılım [1,16] yaklaşımı yapılmıştır. Dizinin çarpıklık katsayısı -0,618; fazlalık katsayısı 1,41 olup, Şekil A'den de izlenebileceği gibi, özellikle alt kuyruktaki değerler normal olasılık dağılımını tutarsız kılmaktadır.

Olasılık dağılımı stokastik bileşenin dağılımıyla aynı olan rasgele normal sayılar üretmek [4,16] ve bu sayıları modelde kullanmak suretiyle sentetik aylık üretim serileri elde etmek mümkün olabilecektir. Modeldeki stokastik unsurdan, eğilim bileşeni ve periyodik bileşenden oluşan deterministik unsur modeli yardımıyla yapılacak tahminlerin, seçilen bir a riskiyle (yada 1-a güvenilirlikle) alabileceği sınır değerlerin hesaplanmasında,

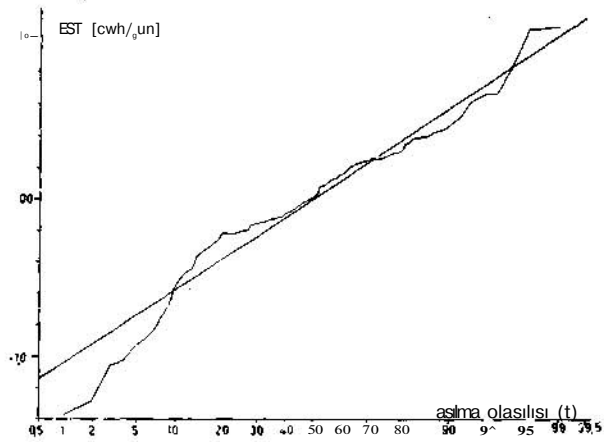
$$E_j(ot) = (EDE_i + EP_i) \pm S_{EST_i} \cdot e_i(a) \quad (20)$$

biçiminde yararlanılabilmektedir.

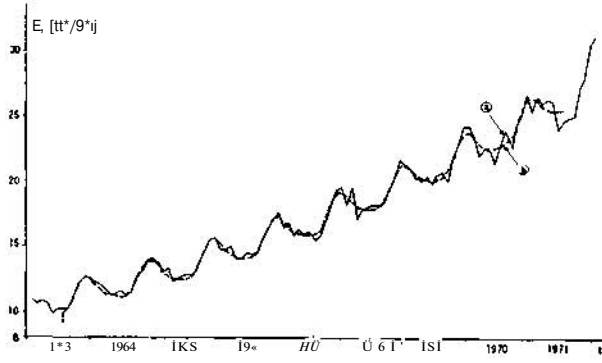
4. SONUÇ ve ÖNERİLER

4.1. Sonuçlar

Aylık üretim süreci (3) bağıntısına uygun bir eğilim bileşenini; 12 ve 6 aylık harmoniklerle



Şekil 4. Türkiye 1963-1971 brüt aylık üretimlerinin stokastik bileşeninin (S S T) normal olasılık dağılımı.



Şekil 5. 1963-1971 dönemindeki
(a) Gerçek Türkiye üretimleri,
(b) Deterministik bileşen (EDE, + EP)

yeterli olarak tanımlanabilen bir periyodik bileşeni ve rasgele, bağımsız bir stokastik bileşeni kapsayan bir matematik model ile ifade edilebilmektedir. Eğilim bileşeninin matematik modeli bu dönemde Türkiye yıllık üretimlerinde % 11,9 gibi ortalama bir artış olduğu sonucunu vermektedir. 1963-1971 süresindeki gerçek aylık üretimler ve deterministik bileşen modelinden bulunan değerler Şekil 5'de gösterilmiştir.

Periyodik unsurun matematik modelinden üretim tesislerinin ay seviyesindeki planlama ve işletme çalışmalarında; tepe enerji planlamalarında biriktirme olanağı bulunan su kuvveti tesislerinin yerini belirlemede yararlanmak olanaklı olacaktır.

Bağımsız rasgele stokastik bileşen, üretim dizisi varyansının önemli bir kısmını oluşturmakta olup, diğer tahmin yöntemlerinde dikkate alınmayan; belli bir güvenilirlik düzeyinde tahmin edilen değerlerin alt ve üst sınırlarının belirlenmesinde ve bir a riskiyle doğması olası talep fazlalığının yedek üretim kapasitesi sınırlı olan bir enterkonekte sisteme yükleyeceği risk düzeyinin hesabında kullanılabilir.

4.2. öneriler

Çalışmada üretim sürecinin matematiksel yapısı en yalın biçimiyle ele alınmakta ve bulgular 9 yıl gibi oldukça kısa bir devredeki gözlemlere dayanmaktadır. Bu yüzden, kurulmuş olan model ve bu modelin vereceği sonuçlar yalnızca kaba bir yaklaşım olarak değerlendirilmelidir. Ayrıca, modelin eğilim bileşeni bünyesindeki artış hızı ve stokastik unsurun formülasyonundaki standart sapmanın sabit değerler olduğu kabul edilmektedir.

Aylık üretim sürecinin matematik modeline daha gerçekçi bir yaklaşım yapabilmek için: (a) sürecin genel yapısında görülmesi olası sıçrama gibi deterministik unsurların da araştırılması, (b) daha uzun süreli üretim dizileri kullanılması, (c) eğilim bileşeni modelinin zamanla oluşacak doymayı (üretim artış hızının zamanla azalarak kararlı bir değere ulaşmasını) dikkate alan bir formülasyona sokulması ve (d) ortalama dışı, standart sapmanın da eğilim ve periyodisite gösterip göstermediğinin araştırılması gerekecektir.

KAYNAKLAR

- [1] Benjamin, J.R., C.A.Comell, "Probability, Statistics and Decisions for Civil Engineers" New York, McGraw-Hill, s.684.
- [2] Benzeden, E., "Enterkonekte Sistemi Besleyen Baraj Hazneli Santralların Üretim Eksikliği ve Fazlalığının Stokastik Analizi". İzmir, Ege Üniversitesi Mühendislik Bilimleri Fakültesi İnşaat Mühendisliği Bölümü, Hidroloji ve Su Yapıları Doktora Tezi 2., s.109, 1975.
- [3] Ceyhan, A., "Türkiye Enterkonekte Sistemi Planlaması". EİE Bülteni, No.44, s.2-16, 1973
- [4] Chow, V.T., "Statistical and Probability Analysis of Hydrologic Data, Bölüm IV, Sequential Generation of Hydrologic Information". "Handbook of applied hydrology" (CHOW, ed.), bölüm 8-IV, McGraw-Hill, s.8.91-8.97, 1964.
- [5] Cruz, J.D.S.L., V.Yevjevich, "Stochastic Nature of Water use Time Series", Colorado State University Hydrology, No.52, s.71.
- [6] DPT, "Yeni Strateji ve Kalkınma Planı, 1973-1977", 3. Beş Yıl, Ankara, s.1048, 1973.
- [7] Erdoğan, A., "Türkiye'nin Kalkınma ve Elektrik Sorunu", TMMB Elektrik Mühendisleri Odası, Elektrik Enerjisi Kongresi Tebliği, s.250-274, 1974.
- [8] Erkan, A., B.Yücel, H.Savaş, "Müstakbel Enerji İhtiyaçları Tahmin Metodları ve Türkiye İçin Uygulama". Türkiye Elektrik Mühendisliği III. Teknik Kongre Tebliği No.5, s.72-104, 1967.
- [9] Ersen, O., "Enerji üretiminde Tahmin Metodları ve Çukurova Bölgesinde Yapılmış Tatbikattan örnekler". TMMB Elektrik Mühendisleri Odası Enerji Kongresi Tebliği, Ankara, s.182-191, 1974.
- [10] Roesner, L.A., V.Yevjevich, "Mathematical Models for Time Series of Monthly Precipitation and Runoff". Colorado State University Hydrology paper, No.15, s.35, 1966.
- [11] TEK, "1971 Yılı İşletme ve Faaliyet Raporu". Ankara, s.93, 1972.
- [12] TEK, "1972 İstatistik Yıllığı", Ankara, C.2.n.PKD-Pl/12, s.24, 1973.
- [13] TEK, "1973 İstatistik Yıllığı", Ankara, C.3.n.PKD-Pl/12, s.38, 1974.
- [14] TEK, "1973 Yılı İşletme ve Faaliyet Raporu". Ankara, s.64, 1974.
- [15] TKİK, "Dünyada ve Türkiye'de Enerji Üretiminde Kömürün Yeri ve Geleceği". Ankara, TMMB Elektrik Mühendisleri Odası Elektrik Enerjisi Kongresi Tebliği, S.52-76, 1974.
- [16] Yevjevich, V.M., "Probability and Statistics in Hydrology". Fort Collins, Water Resources Publications, s.302, 1972.
- [17] Yevjevich, V.M., "Stochastic Processes in Hydrology". Fort Collins, Water Resources Publications, s.276, 1972.