

# REGRESYON ANALİZİ İLE BİR JEOTERMAL SANTRALİN PERFORMANS MODELLEMESİ

**Murat KARADAŞ**  
**Murat ÇELİK**  
**Macit TOKSOY**  
**Gülden GÖKÇEN**

## ÖZET

Bu çalışmada, bir jeotermal elektrik santralının performansının jeotermal akışkan (brine) debisi, jeotermal akışkan sıcaklığı ve dış hava sıcaklığına göre değişimi incelenmiştir. Aydın, Salavatlı sahasında faaliyet gösteren, çift akışkanlı hava soğutmalı DORA-1 jeotermal santralının verileri ile çoklu regresyon analizi yapılmış, doğrusal ve logaritmik performans modelleri oluşturulmuştur. Bu regresyon modellerinin amacı, jeotermal elektrik santralının performansını etkileyen faktörlerin hepsinin aynı anda değişmesi sonucu santralın net elektrik üretim miktarını istatistikî açıdan tahmin etmektir. Yapılan analizlerde, jeotermal akışkan debisi ve dış hava sıcaklığının santral performansına etkisi % 95 güven aralığında anlamlı çıkmıştır. Modellerde klasik doğrusal regresyonun temel varsayımları sinanmıştır. Her iki modelde de hatalar arasında pozitif otokorelasyon bulunmuş ve Orcutt-Cochran Yöntemi ile otokorelasyon yok edilmeye çalışılmıştır. Durbin-Watson istatistiği 2'ye en yakın sonucu verdiği için, doğrusal regresyon modeli DORA-1 jeotermal santralının performansını en iyi açıklayan model olarak seçilmiştir.

Bu çalışma sırasında, DORA-1 jeotermal elektrik santralının 2010 yılına ait 8412 saatlik zaman verileri kullanılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Regresyon analizi, performans modellemesi, jeotermal enerji, çift akışkanlı jeotermal santral.

## 1. GİRİŞ

Yenilenebilir enerji kaynaklarından olan ve dünyada elektrik üretiminde yaygın olarak kullanılan jeotermal enerji ile ilgili ülkemizdeki araştırmalar 1963 yılında başlamıştır. Türkiye'de ilk jeotermal elektrik santral 1984 yılında, Denizli Kızıldere'de işletmeye alınmıştır [1]. Yenilenebilir enerji kaynaklarından elektrik üretimine yönelik yasal değişiklikler ve getirilen teşvikler (10 yıl alım garantisi vb.) ile son yıllarda jeotermal kaynaklara yatırımlar artmıştır. Türkiye'de 2013 yılı Ocak ayı itibari ile işletmede toplam 166,35 MW<sub>e</sub> kurulu güçte jeotermal elektrik santrali bulunmakta olup, yeni yatırımlarla bu miktarın hızla artacağı beklenmektedir.

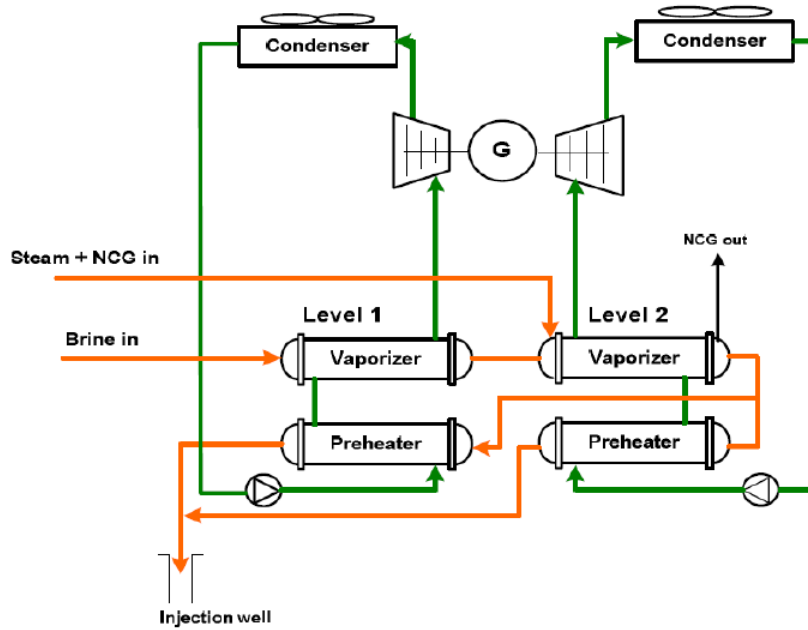
Bir jeotermal santralın tipi sahip olduğu jeotermal kaynağın termofiziksel özelliklerine göre belirlenir. Jeotermal kaynaklar sıcaklıklarına göre yüksek ( $T > 190$  °C), orta ( $160$  °C  $< T < 190$  °C) ve düşük ( $100$  °C  $< T < 160$  °C) entalpili kaynaklar olarak üçe ayrılır [2]. Elektrik üretimine en uygun jeotermal kaynaklar, yüksek ve orta entalpili kaynaklardır. Yüksek entalpili jeotermal kaynaklara dayalı santral tipleri çift flaşlı veya tek flaşlı buhar çevrim santralleridir. Bu santrallerde kuyulardan gelen jeotermal akışkanın basıncı düşürülerek kızgın buhar fazına geçmesi sağlanır, kızgın su buharı buhar türbininden geçirilerek iş üretilir. Orta ve düşük entalpili kaynaklar için en uygun santral tipi ise çift akışkanlı (binary) santrallerdir. Bu santrallerde yer altından gelen jeotermal akışkanın ısısı organik bir

çevrim akışkanına aktarılır ve organik akışkan (ikincil akışkan) yüksek sıcaklık ve basınçta türbinlerden geçirilerek elektrik üretilmesi sağlanır.

Türkiye’de elektrik üretimine uygun jeotermal kaynakların büyük kısmı, orta ve düşük entalpili kaynaklardır. Bundan dolayı, bu çalışmada çift akışkanlı hava soğutmalı santral tipine uygun performans modeli geliştirmeye çalışılmıştır. Bir jeotermal santral, yüksek sıcaklıktaki ısı kaynağı olan jeotermal akışkanın termofiziksel özellikleri ile düşük sıcaklıktaki ısı kaynağı olan havanın sıcaklığı arasında elektrik üretebilir. Bundan dolayı, jeotermal akışkanın sıcaklığı, basıncı, debisi, varsa yoğunlaşmayan gaz (NCG) ve buhar miktarları santrallerin performansını doğrudan etkilediği gibi, dış ortam sıcaklığındaki değişim de santral performansının belirlenmesinde etkilidir.

Jeotermal santrallerin elektrik üretim miktarını belirleyen santral girdilerine (jeotermal akışkan debisi, hava sıcaklığı vb.) bağlı deterministik kurallar vardır. Ancak, bu girdilerin ölçümlerinde yapılabilecek hatalar ya da ihmal edilen parametreler (NCG miktarı vb.) bu verileri olasılıklı bir duruma sokabilir. Böylece, santral performansı hesabı istatistiksel bir hal alır ve bu hesap regresyon analizinin konusu olabilir.

Bu çalışmada, bir santralin verilerinin istatistiksel açıdan değerlendirilmesi için regresyon analizinin nasıl yapılacağından bahsedilmiş ve DORA-1 jeotermal santralının verileri ile çoklu regresyon analizi yapılmıştır. Santralin performansını etkileyen ölçülebilir üç temel değişken (dış hava sıcaklığı, jeotermal akışkan debisi ve sıcaklığı) ile oluşturulan bir modelle santralin anlık performansını tahmin edecek bir fonksiyon oluşturulmuştur. Çalışmadaki analizler sırasında, SPSS 17.0 (Statistical Package for the Social Sciences) istatistik programı kullanılmıştır [15].



Şekil 1. Çift akışkanlı bir jeotermal elektrik santralının akış şeması [3].

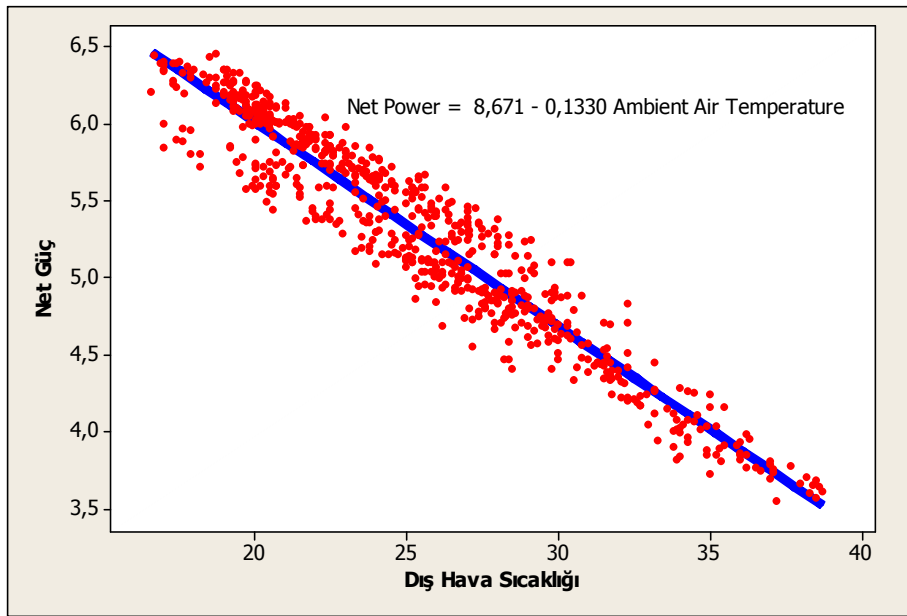
## 2. REGRESYON ANALİZİ

Regresyon terimi tarihsel olarak ilk kez Francis Galton tarafından ortaya atılmıştır. Galton, uzun boylu ana-babaların çocukları uzun, kısa boylu ana-babaların çocukları kısa olur eğiliminin geçerliliğine karşın, belli bir boydaki ana-babaların çocuklarının ortalama boyunun genel nüfusun ortalama boyuna yaklaşma (regress) eğiliminde olduğunu bulmuştur [4]. Yani, çocukların boyları genel nüfusun ortalamasına doğru yaklaşma, sıradanlığa doğru çekilme eğilimindedir.

Regresyon analizi, bir bağımlı değişkenin başka açıklayıcı değişken ya da değişkenlerle olan ilişkisini tahmin etmek amacıyla yapılır. Yani regresyon çözümlenmesi bir değişkenin başka değişkenlere bağıllığıyla uğraşır [5]. Değişkenler arasındaki ilişkiler kesin ilişkiler olmayıp rassal ya da olasılıklıdır. Eğer kesinlik olgusunu içeren ilişkilerdeki değişkenlerin herhangi birinde ölçüm hatası yapılmışsa, bu ilişki olasılıklı ilişkiye dönüşür ve bağımlı değişken rassal bir değişken olur. Böylece, bu ilişki regresyon analizin konusu olabilir. Örneğin, bir jeotermal elektrik santralının veriminin kullandığı jeotermal suyun sıcaklığı ve debisine, dış hava sıcaklığına, buhar ve yoğuşmayan gaz miktarına bağıllığı kesinlikle önemli ama verimin tam kestirilmesine yetmeyecek anlamda olasılıklı bir nitelik taşır. Çünkü değişkenlerin ölçümlerinde hatalar olabileceği gibi, verimi etkileyen ama tekil olarak belirlenemeyen ya da dikkate alınmayan başka değişkenler (ikincil akışkan debisi vb.) de olabilir. Bu yüzden ne kadar açıklayıcı değişken kullanılırsa kullanılsın, santral veriminde tam olarak açıklanamayan rassal bir değişkenliğin (hata terimi) varlığı kaçınılmazdır.

Regresyon çözümlenmelerinde veriler kaynak, nitelik ve sınırlarına göre zaman serisi (time series), kesit (cross-sectional) veriler ve karma (panel) veriler olarak üçe ayrılır. Zaman serileri belirli aralıklarla değişik zamanlarda gözlenen nitel ya da nicel değişkenlerdir. Nicel veriler ölçülebilir, nitel veriler ise ölçülemeyen, tek cevabı olan verilerdir (gece-gündüz gibi). Örneğin, bir jeotermal kuyunun saatlik ürettiği jeotermal su miktarı bir zaman serisi oluşturur. Zaman serilerinde ortalama ile varyans zaman içerisinde değişmiyorsa bu serinin durağan olduğu varsayılır. Kesit veriler zaman içerisinde belli bir noktada farklı değişkenlerden derlenen verilerdir. Örneğin, üç farklı jeotermal kuyuda 2010 yılında alınan toplam jeotermal su miktarları ve bunların termofiziksel özelliklerine dair veriler, 2010 yılı için kesit verisidir. Kesit verilerde değişen varyansa dikkat edilir. Karma veriler ise, hem zaman serilerini hem de kesit verileri içerir. Eğer, üç farklı jeotermal kuyuda 2010 ve 2011 yılları arasında alınan aylık jeotermal su miktarları ve bunların termofiziksel özellikleri incelenmiş olsaydı, bu veriler karma veri setini oluşturmuş olacaktı.

En basit regresyon çözümlenmesi iki değişkenli olandır. Burada en kolay ve yaygın kullanılan yöntem en küçük kareler yöntemiyle düz bir çizgi uydurmaktır. Bu çizgi iki değişken arasında gözlenen bağımlılığını açıklar. Bu durumu açıklamak için dış hava sıcaklığına göre bir jeotermal santralın net elektrik üretimi grafiği Şekil 2'de gösterilmiştir.



**Şekil 2.** Bir jeotermal santralın net gücünün dış hava sıcaklığına göre değişimi.

Bu örnekte bağımlı değişken (Y) net güç üretimi, bağımsız değişken (X) dış hava sıcaklığıdır. Birinci dereceden performans modeli (1) nolu eşitlikteki gibi yazılır.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon \quad (1)$$

Bu modeldeki  $\varepsilon$  hata terimi olup, performansı etkileyen ancak ihmal edilen ya da hesaba katılmayan değişkenlerin tamamını ifade etmektedir.  $\beta_0$  regresyon sabiti,  $\beta_1$  ise eğilimdir.

### 3. ÇOKLU REGRESYON ANALİZİ VE EN KÜÇÜK KARELER TAHMİNİ

İki değişkenli modeller uygulamada genellikle yetersiz kalır. Çünkü bir olayı etkileyen birden fazla bağımsız değişken olabilir. Çoklu regresyon çözümlemesi, birden fazla açıklayıcı değişkenin bir bağımlı değişkene olan etkisini inceler. Örneğin, hava soğutmalı bir jeotermal santralin performansını büyük oranda dış hava sıcaklığı etkilese de, bunun yanında kullanılan jeotermal akışkanın sıcaklığı ve debisindeki değişim ile buhar ve yoğunlaşmayan gazların debilerindeki değişimler de doğrudan santral performansına etki eder. İşte, çoklu regresyon analizi ile birden fazla açıklayıcı değişkenin oluşturduğu model, bu değişkenlerin aynı anda değişmesi ile bağımlı değişkende oluşacak değişikliğin tahmini değerini bulmaya yarar.

Çok değişkenli regresyon modeli (2) nolu eşitlikteki gibi yazılabilir.

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_N X_{Ni} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Bu modelde Y bağımlı değişken, X'ler açıklayıcı değişkenlerdir.  $\beta_0$  regresyon sabiti,  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_N$  kısmi regresyon katsayıları,  $\varepsilon_i$  ise bozucu (hata) terimidir. Eğer, K sayıda değişkene ait N sayıda gözlem yapıldığı düşünülürse, bu gözlemin çoklu regresyon modeli (3) nolu matris formunda yazılabilir [6].

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & X_{12} & X_{13} & \dots & \dots & X_{1N} \\ 1 & X_{22} & X_{23} & \dots & \dots & X_{2N} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \dots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \dots & \vdots \\ 1 & X_{N2} & X_{N3} & \dots & \dots & X_{NK} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_N \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (4)$$

(4) nolu eşitlikte, Y (Nx1)'lik bir bağımlı değişken vektörü, X (NxK)'lik bağımsız değişkenler matrisi,  $\beta$  (Nx1)'lik parametre vektörü,  $\varepsilon$  ise (Nx1)'lik hata vektörüdür.

Regresyon analizinde  $\beta$ 'leri tahmin edebilmek için kullanılan en yaygın metot, en küçük kareler yöntemidir. Bu yöntemle, her bir Y tahmininde değişen ve hesabı zorlaşan  $\beta$  katsayıları ve hata terimi ( $\varepsilon$ ) kolayca bulunabilir. Fakat bunun için gerçek  $\beta$  katsayıları yerine, onların en küçük kareler tahmin edicileri olan  $b$ 'ler hesap edilir. Bir hata fonksiyonu (5)'teki gibi bulunur.

$$\varepsilon = Y - X\beta \quad (5)$$

Bir matrisin karesini alabilmek için onu transpozunu çarpmak gerektiğinden hata kareler toplamı (6) nolu eşitlikteki gibi hesaplanır [7].

$$\begin{aligned} S_\beta &= \varepsilon \varepsilon' = (Y - X\beta)(Y - X\beta)' \\ &= Y'Y - 2\beta' X'Y + \beta' X' X \beta \end{aligned} \quad (6)$$

Hata kareler toplamının  $\beta$ 'ya göre türevi alınırsa,  $\beta$ 'ların en küçük tahmin edicileri olan  $b$ 'ler (7) nolu eşitlikle bulunur.

$$b = (X'X)^{-1}X'Y \quad (7)$$

### 3.1. Güven Aralığı Tahmini, Bir Hipotezin Kurulması ve Testi

En küçük kareler tahmin edicileri  $b$ 'ler,  $\beta$ 'ların birer nokta tahminleridir. Bunların ortalamalarının her ne kadar gerçek değerlere eşit olması beklense de, tek bir tahmin gerçekten farklı çıkabilir. Nokta tahmin edicilerin standart hataları olabileceğinden, bu tahminlerin ne kadar güvenilir olduğunu bilmek gerekmektedir. Bu yüzden sadece nokta tahminine güvenmek yerine, onun iki yanında iki ya da üç standart hata uzaklığa kadar uzanan öyle bir aralık oluşturulmalıdır ki, bu aralık belli bir olasılıkla modelin gerçek katsayısını içersin [5]. Yani, en küçük kareler tahmin edicilerin  $\beta$ 'lara ne kadar olasılıkla yakın olduğu bulunabilsin.

Güven aralığını t-dağılımı,  $\chi^2$ (ki-kare) dağılımı gibi birçok istatistik yöntemi ile belirleyebiliriz. Örneğin,  $\beta_2$  için t-dağılımını (8) nolu eşitlikteki gibi yazarak güven aralığı bulunabilir.

$$P\left(-t_{\frac{\alpha}{2}} \leq \frac{b_2 - \beta_2}{\hat{\sigma}_{\beta_2}} \leq t_{\frac{\alpha}{2}}\right) = 1 - \alpha \quad (8)$$

İstatistiki analizlerde, güven aralığı genellikle % 95 kabul edilir ve hipotez testleri buna göre yapılır.

Hipotez testleri, gözlenen bir olayla ilgili ön yargılardan arındırılmış objektif sonuçlara varabilmek için kullanılan bir kontrol yöntemidir. Bilimsel bir hipotez kurulurken 4 temel aşama vardır [8]:

- Sıfır hipotezi ( $H_0$ )
- Test istatistiği
- Red etme bölgesi
- Alternatif hipotez ( $H_A$ )

Sıfır hipotezi yapılan çalışmayla ilgili beklentiyi belirtir. Sıfır hipotezinin ön yargıdan uzak kurulması, yapılan çalışmanın doğru sonuç verme olasılığını artırır. Sıfır hipotezi, aksi ispatlanıncaya kadar geçerlidir. Sıfır hipotezini test etmek için bir test istatistiği yöntemi (t-testi, F-testi,  $\chi^2$  dağılımı vb.) seçilir. Test istatistiğinin alabileceği tüm değerler kabul ve red etme bölgesi olarak iki bölgeye ayrılır. Hesaplanan test istatistiği değeri red bölgesinde ise sıfır hipotezi red edilir, değilse kabul edilir. Gözlem sayısı büyüdükçe hipotez testinin doğru sonuç verme olasılığı artar.

### 3.2. Belirlilik ve Korelasyon Katsayısı

Belirlilik katsayısı ( $R^2$ ), regresyon analizi sonucu bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni ne kadar iyi ifade ettiğini açıklar. Şekil 1'de en küçük kareler yöntemiyle uydurulan eğrinin altında ve üstünde kalan noktaların eğriye olan uzaklığı (hatalar) ne kadar küçükse, belirlilik katsayısı da o kadar büyük çıkacaktır. Belirlilik katsayısını (9) nolu denklemde gösterildiği gibi bulunur [7].

$$R^2 = \frac{\sum(\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum(Y_i - \bar{Y})^2} \quad (9)$$

Bağımsız değişken ile bağımlı değişken arasında herhangi bir ilişki yoksa  $R^2$  sıfır değerini alır. Eğer değişkenler modeli % 100 açıklıyorsa,  $R^2$  1'e eşit olur.

Korelasyon katsayısı (R) ise bağımlı ve bağımsız değişken arasındaki doğrusal ilişkinin gücünü ölçmekte olup belirlilik katsayısı ile ilişkili fakat kavramsal olarak çok farklıdır [5].  $-1 \leq R \leq +1$  arasında değer alır, işareti bağımlı ve bağımsız değişkenin ortak varyansının işaretine bağlıdır. Korelasyon katsayısı (10) nolu denklemdeki gibi bulunabilir.

$$R = \pm\sqrt{R^2} \quad (10)$$

#### 4. KLASİK DOĞRUSAL REGRESYON MODELİNDE TEMEL VARSAYIMLAR

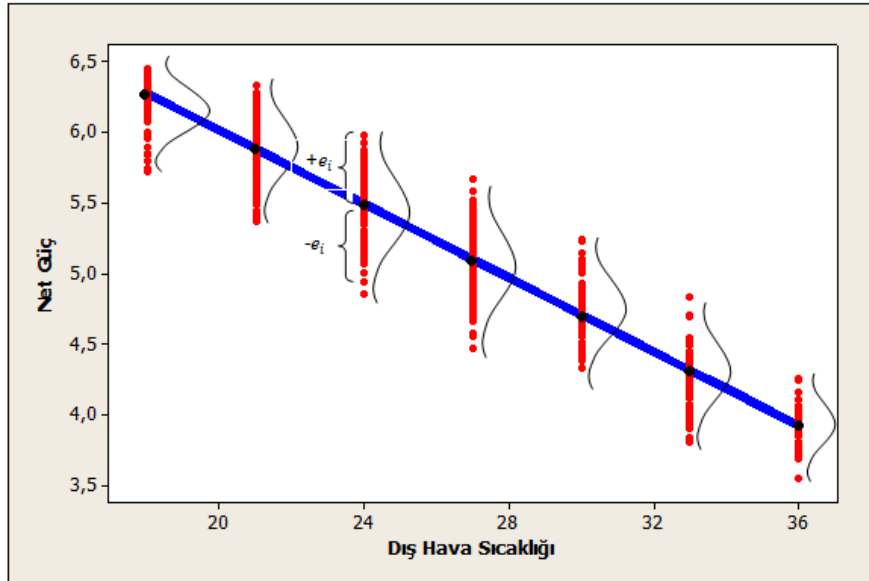
Bir regresyon çözümlemesinde katsayıları tahmin ettikten sonra, bunların gerçek değerleri ile ilgili çıkarımlar yapmak gerekir. Yani, tahmini  $\hat{Y}_i$ 'lerin gerçek  $Y_i$  değerine ne kadar yakın olduğunu bilinmelidir. Bundan dolayı, model yalnız regresyon fonksiyonu kalıbı olarak bırakılmamalı;  $Y_i$ 'nin türetilme biçimine dayalı bazı temel varsayımlar yapılmalıdır.

Bu varsayımlar aşağıdaki gibidir [5,6,7]:

1. Regresyon modeli katsayılarda doğrusal olmalıdır. Modelin doğrusal olması değişkenlerin (Y ve X) değil; katsayıların ( $\beta_0, \beta_1$ ) doğrusal olduğunu kasteder. Yani, (11) nolu eşitlikteki model doğrusal bir fonksiyon olmamasına rağmen, katsayılar açısından doğrusaldır. Bundan dolayı doğrusal bir regresyon modelidir.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X^2 + \varepsilon \quad (11)$$

2. Açıklayıcı değişkenlerin her biri kendi içerisinde normal dağılım göstermelidir. Normallik durumu Kurtosis ve Skewness yöntemi ile test edilir, eğer değişkenlerin bazıları normal dağılmıyorsa olasılıklı bir durum söz konusudur.
3. Hata teriminin ortalaması sıfırdır ve normal dağılım gösterir. Şekil 3'te görüldüğü üzere, hatalar ortalamasının altında ve üzerinde değer almıştır. X değerlerine karşılık gelen bu sapmaların ortalamalarının sıfır olması gereklidir. Eğer örneklem sayısı büyük ise, merkezi limit teoremine göre hataların dağılımı yaklaşık olarak normal dağılım gösterir.



Şekil 3. Hataların normal dağılımı.

4. Hataların varyansı aynı ve sabittir. Yani hatalar değişken varyans göstermezler. Bu durumu test etmek için Breusch-Pagan ve Koenker yöntemi uygulanabilir [9,10]. Değişken varyans zaman serilerinde olduğu için bu kabul zaman serileri için geçerli değildir.

$$\text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2 \quad (12)$$

5. Hataların ortak varyansı sıfıra eşittir.

$$\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad (13)$$

$$\begin{bmatrix} \text{Var}(\varepsilon_1) & \text{Cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2) & \dots & \text{Cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_4) \\ \text{Cov}(\varepsilon_2, \varepsilon_1) & \text{Var}(\varepsilon_2) & \dots & \text{Cov}(\varepsilon_2, \varepsilon_4) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{Cov}(\varepsilon_n, \varepsilon_1) & \text{Cov}(\varepsilon_n, \varepsilon_2) & \text{Cov}(\varepsilon_n, \varepsilon_3) & \text{Var}(\varepsilon_n) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma^2 \end{bmatrix} \quad (14)$$

6. Hatalar ile açıklayıcı değişkenlerin ortak varyansı sıfırdır. Yani, hiçbir açıklayıcı değişken ile hatalar arasında bir ilişki yoktur.

$$\text{Cov}(X_i, \varepsilon_i) = 0 \quad (15)$$

7. Hatalar arasında ardışık bağımlılık yoktur. Bu kabulden kastedilen, bir önceki hatanın sonraki hatayı etkilememesidir. Ardışık bağımlılık olup olmadığı (16) nolu eşitlikte belirtilen Durbin-Watson testi ile öğrenilir [7]. Test sonucu  $d=2$  çıkarsa hatalar arasında ardışık bağımlılık yoktur. Eğer  $d < 2$  çıkarsa pozitif ardışık bağımlılık,  $d > 2$  çıkarsa negatif ardışık bağımlılık vardır demektir. Bu durumlarda ardışık bağımlılığı yok etmenin çeşitli yolları vardır. Bunlardan ikisi: Orcutt-Cochran Yöntemi ve Prais-Winsten Prosedürü'dür [11,12]. Verileri bu testlere tabi tuttukten sonra ardışık bağımlılıktan kurtarmak mümkündür. Hatalardaki ardışık bağımlılık, özellikle zaman serilerinde beklenir.

$$d = \frac{\sum_{u=2}^N (\varepsilon_u - \varepsilon_{u-1})^2}{\sum_{u=1}^N \varepsilon_u^2} \quad (16)$$

8. Açıklayıcı değişkenler arasında tam çoklu doğrusallık yoktur. Yani, bağımsız değişkenlerin birbirleri ile aralarında ilişki olmamalıdır. Regresyon modelinde böyle bir durumun varlığı, VIF (Variance Inflation Factor) analizi ile öğrenilir [13,14]. VIF değeri 5'ten küçükse tam çoklu doğrusallık yoktur. Eğer 5'ten büyükse çoklu doğrusallık bulunmakta olup bu değer 10'un üzerine çıkarsa önemli ölçüde çoklu doğrusallık olduğu bulunduğu ortaya çıkmaktadır.

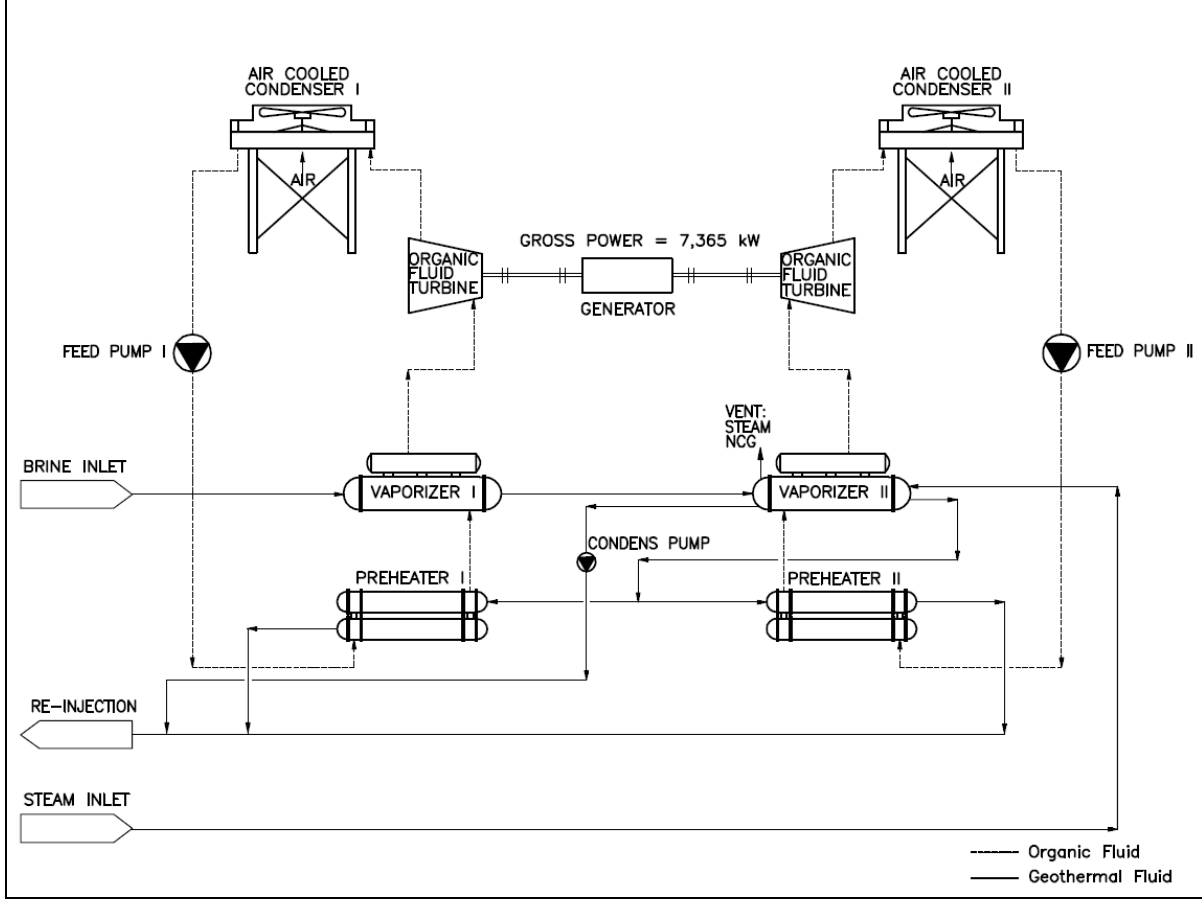
$$\text{VIF}(b_i) = \frac{1}{1 - R_i^2} \quad (17)$$

## 5. ÇOKLU REGRESYON ANALİZİ ÖRNEĞİ: DORA-1 JEOTERMAL SANTRALİNİN REGRESYON MODELİNİN OLUŞTURULMASI

### 5.1. Santral Çevrimi

Çift akışkanlı jeotermal santraller, Rankine çevrimine göre çalışır. Santral sahasındaki kuyulardan elde edilen iki fazlı jeotermal akışkan, kuyu başlarındaki separatörlerde fiziksel olarak ayrıştırılır. Jeotermal akışkan (brine) ve su buharı-yoğuşmayan gazlar (NCG) ayrı boru hatları ile santrale gönderilir. Santral çevriminde, yüksek ve alçak basınç çevrimi olmak üzere iki ayrı organik akışkan (n-pentan) döngüsü vardır. Jeotermal akışkan, ilk olarak yüksek basınç çevriminin buharlaştırıcısına girer ve bir miktar

ısını n-pentana aktarır. Daha sonra düşük basınç çevriminin buharlaştırıcısına girer ve burada da ısı transferini gerçekleştirdikten sonra, her iki çevrimin ön ısıtıcılarına eşit miktarda girecek şekilde ikiye bölünür. Ön ısıtıcılardan ayrılan jeotermal akışkan geri basma kuyularına gönderilir. Kuyu başında jeotermal akışkandan ayrıştırılan su buharı ve yoğunlaşmayan gazlar, ikinci çevrimin buharlaştırıcısına girer. Burada ısı transferi sonucu yoğunlaşan su buharı ayrı bir yoğunlaşık pompası ile geri basma hattına gönderilir (Şekil 4).



Şekil 4. DORA-1 jeotermal elektrik santralinin genel akış şeması.

İkincil akışkan döngüsü ise alçak ve yüksek basınç çevrimi için aynıdır. Hava soğutmalı yoğuturucudan çıkan n-pentan, pompalar ile ön ısıtıcılara gönderilir. Pompalarda basınç kazanan n-pentan, ön ısıtıcılarda kademeli şekilde ısınır ve buradan buharlaştırıcılara girer. Organik akışkan, buharlaştırıcıda kaynama noktasına kadar ısınır ve buharlaşır. Bu sırada organik akışkan buharı bir miktar kızgınlaşır. Buradan ayrılan n-pentan buharı türbinlere girer, türbin kanatlarını çevirir ve kanatların bağlı olduğu şaftı döndürür. Jeneratör, şaftın dönmesiyle oluşan kinetik enerjiyi elektrik enerjisine dönüştürür. Türbinlerden sonra basıncı ve sıcaklığı düşen n-pentan, hava soğutmalı yoğuturucuya girer ve burada hava ile soğutulmuş olarak yoğunlaşır. Ardından tekrar pompaya gider ve buradan ön ısıtıcılara gönderilir. Her iki çevrimde kapalı döngüdür ve birbirinden bağımsızdır.

## 5.2. Dora-1 Jeotermal Santralının Regresyon Modeli

DORA-1 jeotermal santralının performansını doğrudan etkileyen parametreler, ısı kaynağı olan jeotermal su, su buharı ve yoğunlaşmayan gazların fiziksel büyüklükleri ile ikincil akışkanın ısını attığı dış ortam sıcaklığıdır. Jeotermal suyun sıcaklığı ve debisi, su buharının debisi ve içerisindeki yoğunlaşmayan gazların oranı ve dış hava sıcaklığındaki değişimlere göre net elektrik üretimi değişir. Bu çalışmada, performansı etkileyen değişkenlerle bir istatistiki model oluşturulmak istenmiştir. Ancak, jeotermal su buharı ve NCG miktarı doğru ölçülemediği için modele dâhil edilememiştir.

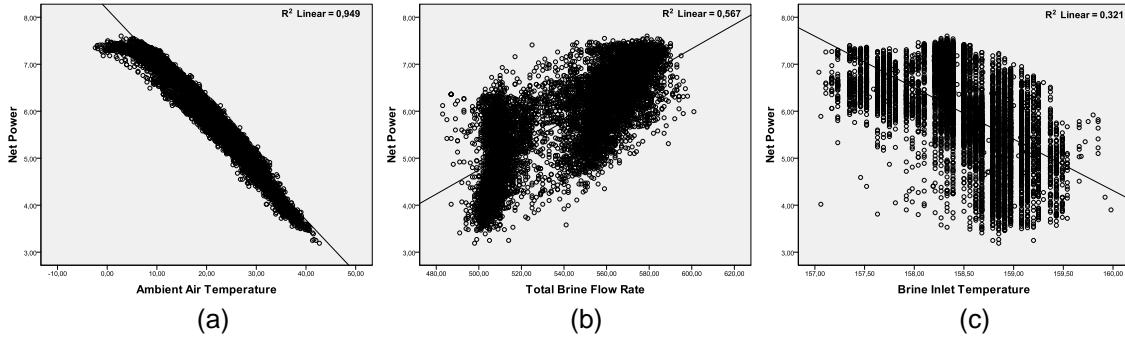


DORA-1 santralının regresyon modelini oluştururken, 2010 yılına ait 8412 saatlik verileri kullanılmıştır. Tablo 1'de ölçülebilen bağımsız değişkenler, bağımlı değişken ve bunların minimum, maksimum, ortalama değerleri ve standart sapmaları verilmiştir.

**Tablo 1.** DORA-1 santrali 2010 yılı verileri

2010 yılında ölçülen veriler						
Grup	Değişken	Birim	8427 veri için			
			Min.	Max.	Ort.	Std. Sapma
Bağımlı	Net Güç	MW	3,19	7,60	5,94	0,94
Bağımsız	Dış Hava Sıcaklığı	°C	(-) 2,4	42,70	19,87	8,20
	Brine Giriş Sıcaklığı	°C	157,04	159,98	158,51	0,49
	Toplam Brine Debisi	ton/saat	483,00	601,00	546,17	27,55

Tüm veriler SPSS 17.0 istatistik programı ile analiz edilmiştir. İlk olarak tüm bağımsız değişkenlerin normal dağılım gösterip göstermediği Şekil 5'deki grafikler incelenerek ve Kurtosis ve Skewness testi ile Tablo 2'de incelenmiştir.



**Şekil 5.** Bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkenle ilişkisi

Şekil 3 (a) incelendiğinde, dış hava sıcaklığının net güce göre dağılımının sol taraftaki kuyruğunun ikinci dereceden eğilim gösterdiği görülmektedir. Bundan dolayı, doğrusal regresyon modeline dış hava sıcaklığının karesi de eklenmelidir. Şekil 3 (b)'de ise, brine debisinin iki ayrı ana kütlede toplandığı gözükmemektedir. Bu durum santral işletmesi koşullarında kaynaklanmaktadır. Normal dağılım için Skewness ve Kurtosis testlerinin sonuçları -1.0 ve +1.0 değerleri arasında olmalıdır. Tablo 3'te brine debisi hariç tüm değişkenlerin test sonuçlarının bu değerler arasında çıktığı görülmektedir. Şekil 3 (b)'deki iki ayrı ana kütleli birbirinden ayırarak normalite testine tabi tuttuğumuzda, brine debisinin iki ayrı normal dağılım gösterdiği bulunmaktadır. Bundan dolayı brine debisi, Tablo 2'deki test sonucu olumsuz olmasına rağmen, herhangi bir dönüştürme işlemi (log. vb.) yapılmadan doğrudan analizde kullanılmalıdır.

**Tablo 2.** Normalite testi

Bağımsız Değişkenler	Skewness	Kurtosis
Dış Hava Sıcaklığı	0.208	-0.512
Toplam Brine Debisi	-0.405	-1.310
Brine Sıcaklığı	-0.44	-0.101
Dış Hava Sıcaklığının Karesi	1	0.409

Tüm bağımsız değişkenleri kullanarak Tablo 3'te iki regresyon modeli oluşturulmuştur. Bunlardan ilki doğrusal diğeri ise logaritmik modeldir. İlk olarak, belirtilen bu modellerin anlamlılıkları hipotez sınamaları ile test edilecek, daha sonra klasik doğrusal regresyonun temel varsayımları uygulanacaktır.

**Tablo 3.** Oluşturulan modeller

Model	Bağımsız Değişkenler	Eşitlikler
1. Doğrusal	$X_1, X_2, X_3, X_1^2$	$\hat{Y} = b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3 + b_4X_1^2$
2. Logaritmik	$X_1, X_2, X_3$	$\hat{Y} = X_1^{b_1} X_2^{b_2} X_3^{b_3}$

**Tablo 4.** Her bir model için oluşturulan regresyon eşitlikleri

Model	Eşitlik															
1. Doğrusal	$\hat{Y} = -0.056T_{hava} + 0.007m_{brine} + 0.022T_{brine} - 0.001T_{hava}^2$ $R^2 = 1$ F-test=7462924.7, $\rho = 0$ <table border="1" style="width: 100%; text-align: center;"> <thead> <tr> <th>Katsayılar</th> <th><math>b_1</math></th> <th><math>b_2</math></th> <th><math>b_3</math></th> <th><math>b_4</math></th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>t-istatistiği</td> <td><math>t = -93.34</math></td> <td><math>t = 145.32</math></td> <td><math>t = 111.74</math></td> <td><math>t = -70.75</math></td> </tr> <tr> <td></td> <td><math>\rho = 0 &lt; 0.05</math></td> <td><math>\rho = 0 &lt; 0.05</math></td> <td><math>\rho = 0 &lt; 0.05</math></td> <td><math>\rho = 0 &lt; 0.05</math></td> </tr> </tbody> </table>	Katsayılar	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_4$	t-istatistiği	$t = -93.34$	$t = 145.32$	$t = 111.74$	$t = -70.75$		$\rho = 0 < 0.05$	$\rho = 0 < 0.05$	$\rho = 0 < 0.05$	$\rho = 0 < 0.05$
Katsayılar	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$b_4$												
t-istatistiği	$t = -93.34$	$t = 145.32$	$t = 111.74$	$t = -70.75$												
	$\rho = 0 < 0.05$	$\rho = 0 < 0.05$	$\rho = 0 < 0.05$	$\rho = 0 < 0.05$												
2. Logaritmik	$\ln\hat{Y} = -0.253 \ln T_{hava} + 0.397 \ln m_{brine} - 3.774 \ln T_{brine}$ $R^2 = 0.99$ F-test=1765856.7, $\rho = 0$ <table border="1" style="width: 100%; text-align: center;"> <thead> <tr> <th>Katsayılar</th> <th><math>b_1</math></th> <th><math>b_2</math></th> <th><math>b_3^*</math></th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>t-istatistiği</td> <td><math>t = -142.22</math></td> <td><math>t = 478.74</math></td> <td><math>t = -56.174</math></td> </tr> <tr> <td></td> <td><math>\rho = 0 &lt; 0.05</math></td> <td><math>\rho = 0 &lt; 0.05</math></td> <td><math>\rho = 0 &lt; 0.05</math></td> </tr> </tbody> </table> <p>* Kısmi korelasyonu ifade etmektedir. Brine debisinin diğer değişkenlerle arasında -0,522 değerinde kısmi korelasyon bulunmuştur.</p>	Katsayılar	$b_1$	$b_2$	$b_3^*$	t-istatistiği	$t = -142.22$	$t = 478.74$	$t = -56.174$		$\rho = 0 < 0.05$	$\rho = 0 < 0.05$	$\rho = 0 < 0.05$			
Katsayılar	$b_1$	$b_2$	$b_3^*$													
t-istatistiği	$t = -142.22$	$t = 478.74$	$t = -56.174$													
	$\rho = 0 < 0.05$	$\rho = 0 < 0.05$	$\rho = 0 < 0.05$													

Tablo 4'te her iki regresyon modeli kurulmuş, modelin F istatistiği ve katsayıların t istatistiği sonuçları gösterilmiştir. Her iki model için hipotez sınaması yapısını aşağıdaki gibi kurulum:

$$H_0: b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = 0$$

$$H_A: b_i \neq 0 \text{ (en az biri)}$$

Doğrusal modelde bütün katsayılar sıfırdan farklı çıkmış olup, % 95 güven aralığında tüm bağımsız değişkenler anlamlıdır ( $p < 0.05$ ). Bundan dolayı sıfır hipotezini red ederiz. İkinci modelde ise brine sıcaklığının t istatistiği açısından anlamlı olmasına rağmen diğer değişkenlerle arasında kısmi korelasyon olduğu için modelden çıkarılması gerekmektedir. İkinci model için, brine sıcaklığı hariç, diğer değişkenler % 95 güven aralığında anlamlı bulunmuştur. Bundan dolayı, ilk model tüm bağımsız değişkenleri; ikinci modelde dış hava sıcaklığı ve brine debisi için F ve t istatistikleri açısından anlamlı ve kullanılabilir. Anlamlı olmayan değişken logaritmik modelden çıkarıldıktan sonra elde edilen regresyon eşitlikleri Tablo 5'te gösterilmiştir.

**Tablo 5.** Anlamlı modeller

Model	Regresyon eşitlikleri	$R^2$
1. Doğrusal	$\hat{Y} = -0.056T_{hava} + 0.007m_{brine} + 0.022T_{brine} - 0.001T_{hava}^2$	1
2. Logaritmik	$\ln\hat{Y} = -0.253 \ln T_{hava} + 0.397 \ln m_{brine}$	0.99

Her iki modelde belirlilik katsayısı 1 ve 0.99'dur. Kullanılan veriler zaman serisi oluşturduğu için  $R^2$ 'ler yüksek çıkması normaldir. Bu yüzden, iki modelden hangisinin daha kullanılabilir olduğu doğrusal regresyonun diğer varsayımlarını test ederek bulunabilir.

**Tablo 6.** Model karşılaştırması

Model	Net Güç Tahmininin Ortalaması	Tahminin Standart Hatası	VIF	Durbin-Watson İstatistiği (d)
1. Doğrusal	5.94	0.101	>10	0.839
2. Logaritmik	5.86	0.086	>10	0.134

Tablo 6'da 1. modelin net güç tahmininin ortalaması ikinci modelden daha yüksek olmasıyla birlikte standart hatası da büyüktür. Fakat her ikisi de kabul edilebilir düzeydedir.

VIF değeri iki modelde de 10'un üzerinde çıkmıştır. Bu durum bağımsız değişkenler arasında bir ilişki olduğunu açıklar. Ancak teorik olarak bilinmektedir ki, dış hava sıcaklığı, brine sıcaklığı ve debisi birbirinden bağımsızdır. Bu durum, her iki modelde de regresyon sabiti kullanılmamasından kaynaklanmaktadır. Eğer modellere regresyon sabiti eklenirse, VIF değeri 5'in altına düşmüş olacağı görülür. Böylece, her iki model için de değişkenler arasında çoklu doğrusallık olmadığı varsayımı kabul edilir.

Durbin-watson istatistiğinin sonuçları 2'den küçük çıkması, her iki modelde de pozitif otokorelasyon olduğu göstermektedir. Pozitif otokorelasyonu yok etmek için, Orcutt-Cochran Yöntemi ile tekrar regresyon analizi yapılmış ve sonuçları Tablo 7'de gösterilmiştir.

**Tablo 7.** Orcutt-Cochran Yöntemiyle elde edilen modeller

Model	Regresyon eşitlikleri	Durbin-Watson İstatistiği (d)
1. Doğrusal	$\hat{Y} = 3.988 - 0.058T_{hava} + 0.007\dot{m}_{brine} - 0.001T_{hava}^2$	2.241
2. Logaritmik	$\ln\hat{Y} = -2.62 - 0.121 \ln T_{hava} + 0.751 \ln \dot{m}_{brine}$	1.661

Orcutt-Cochran Yöntemiyle yapılan analiz sonucu, 1. modelde brine sıcaklığı % 95 güven aralığında anlamlı olmadığı için modelden çıkarılmıştır. İlk model için yapılan 3 iterasyonla d değeri 2.241'e, ikinci model için yapılan 4 iterasyonla d değeri 1.661'e çıkmıştır. Orcutt-Cochran Yöntemi ile modellere regresyon sabitleri de eklenmiştir. Bu yüzden her iki model için "Brine debisi sıfıra eşit olduğunda net güç üretimi sıfıra eşittir." ön kabulünü yapmak gerekliliği doğmuştur.

Durbin-Watson istatistiği sonuçlarından 2'ye en yakın olan 1. model olan doğrusal modeldir. Doğrusal model, bir miktar negatif otokorelasyona sahip olsa da, logaritmik modele göre daha uygun sonuçlar verecektir. Bundan dolayı, 18 nolu eşitlikteki doğrusal regresyon fonksiyonu santralin performansını açıklamak için en uygun regresyon modelidir.

$$\hat{Y} = 3.988 - 0.058T_{hava} + 0.007\dot{m}_{brine} - 0.001T_{hava}^2 \quad (18)$$

## SONUÇ

Bu çalışmada, regresyon analizi ile ilgili temel bilgiler verilerek, klasik doğrusal regresyon modellerindeki temel varsayımlar anlatılmış ve Aydın Salavatlı'da 7,35 MW<sub>e</sub> kurulu güçte olan DORA-1 jeotermal santralının 2010 yılına ait verileri kullanılarak çoklu regresyon modelleri denenmiştir. Kurulan doğrusal ve logaritmik modellerle dış hava sıcaklığı, brine debisi ve sıcaklığındaki değişimle santralin performansında gerçekleşecek değişim miktarı bulunmak istenmiştir. Doğrusal ve logaritmik olarak kurulan iki model, % 95 güven aralığında yapılan hipotez testleri sonucu anlamlı çıkmıştır. Ancak, brine giriş sıcaklığının standart sapması çok düşük olduğu için anlamlı çıkmamış ve modellerden atılmıştır. Bağımsız değişkenler kendi içerisinde normal dağılım gösterirken, birbirleri arasında tam çoklu doğrusallık yoktur. Hatalar normal dağılım göstermekte ve ortalamaları sıfır çıkmaktadır. Durbin-Watson testlerinde görülen pozitif otokorelasyonu yok etmek için Orcutt-Cochran Yöntemiyle iterasyonlar yapıp yeni iki model oluşturulmuştur. Bu modellerden doğrusal modelin Durbin-Watson İstatistiği 2'ye en yakın sonucu verdiği için, DORA-1 jeotermal elektrik santralinin performansını en iyi ifade eden regresyon modelinin doğrusal model olduğuna karar verilmiştir.

## KAYNAKLAR

- [1] BASEL KORKMAZ, E.D., SERPEN, Ü., SATMAN, A., “Türkiye’de jeotermal kaynakların Değerlendirilmesi”, Dünya Enerji Konseyi Türk Milli Komitesi XI. Enerji Kongresi, Ankara, 2009.
- [2] BRONICKI, L.: Innovative geothermal power plants, fifteen years experience. Proceedings World Geothermal Conference, Florence, Italy, 1995.
- [3] KAPLAN, U., SERPEN, U., “Developing Geothermal Power Plants for Geothermal Fields in Western Turkey”, Proceedings World Geothermal Congress 2010, Bali, Indonesia, 25-29 April 2010.
- [4] GALTON, F., “Family Likeness in Stature”, Proceedings of Royal Society, London, c.40, 1886, s. 42-72.
- [5] GUJARATI, D.N., “Temel Ekonometri”, Literatür Yayıncılık, 8. Basım, İstanbul.
- [6] ÇELİK, H.M., “CP-790 Statistical Modeling and Forecasting Course Notes”, İzmir Yüksek Teknoloji Enstitüsü Şehir ve Bölge Planlama Bölümü, 2011.
- [7] DRAPPER, N.R., SMITH, H., “Applied Regression Analysis”, John Wiley & Sons, 1998, 3rd ed. New York.
- [8] İKİZ, F., PÜSKÜLCÜ, H., EREN, Ş., “İstatistiğe Giriş”, Fakülteler Kitapevi Barış Yayınları, Eylül 2006, 7. baskı. İzmir.
- [9] BREUSCH, T.S., PAGAN, A.R., “A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation”, Econometrica, Vol. 47, 1287–1294, 1979.
- [10] <http://www.spsstools.net/Syntax/RegressionRepeatedMeasure/Breusch-PaganAndKoenkerTest.txt>, 18.05.2012, 4:40 PM.
- [11] PRAIS, S.J., WINSTEN, C.B., “Trend Estimators and Serial Correlation”, Cowles Commission Discussion Paper, Statistics No. 383., 1954.
- [12] COCHRANE, D., ORCUTT, G.H., “Application of least squares regression to relationships containing autocorrelated error terms”, Journal of the American Statistical Association, Vol. 44, 32–61, 1949.
- [13] O’BRIEN, R.M., “A Caution Regarding Rules of Thumb for Variance Inflation Factor”, Quality and Quantity, Vol. 41, 673-690, 2007.
- [14] JOBSON, J.D., “Applied Multivariate Data Analysis, Volume I: Regression and Experimental Design”, Springer-Verlag New York, 1999 (e-book: <http://www.google.com.tr/books>).
- [15] SPSS 17.0 Statistical Package for the Social Sciences Program.

## ÖZGEÇMİŞ

### Murat KARADAŞ

1988 İstanbul Silivri doğumludur. 2010 yılında Gaziantep Üniversitesi Makina Mühendisliği Bölümünden mezun olmuştur. Aynı yıl İzmir Yüksek Teknoloji Enstitüsü Enerji Mühendisliği Bölümünde yüksek lisansa ve Menderes Geothermal Elektrik Üretim A.Ş. firmasında Ar-Ge Mühendisi olarak çalışmaya başlamıştır. Halen yüksek lisans eğitimine ve aynı firmada Mekanik Bölüm Sorumlusu olarak çalışma yaşamına devam etmektedir. Jeotermal elektrik santrallerinde verim arttırma, santrallerde performans yönetimi, enerji ve ekserji analizi, istatistiksel analiz ve regresyon modellemesi konularında çalışmaktadır.

### Murat ÇELİK

1964 yılında Bitlis’te doğmuştur. 1987 yılında Mimar Sinan Üniversitesi Şehir ve Bölge Planlama Bölümünden mezun olmuş, 1995 yılına kadar çeşitli özel ve kamu kuruluşunda şehir ve bölge plancısı olarak çalışmıştır. 1996 yılında Kansas Üniversitesi’nde ikinci yüksek lisansını Kentel Ulaşım Planlaması üzerine yapmış ve 2001 yılında Ohio State Üniversitesi’nde doktorasını tamamlamıştır. 2002 yılında Yrd. Doç. unvanı ile İzmir Yüksek Teknoloji Enstitüsü Şehir ve Bölge Planlama Bölümü’nde göreve başlamış, 2006 yılında Doçent, 2011 yılında Profesör unvanlarını almıştır. 2011-2012 yıllarında İYTE Şehir ve Bölge Planlama Bölümü Başkanlığı görevini yürütmüştür. Halen aynı üniversitede akademik hayatına devam etmektedir.

**Macit TOKSOY**

1949 İlkurşun (Ödemiş-İzmir) doğumlu. 1972 de İstanbul Teknik Üniversitesi Makina Mühendisliği Bölümünden Yüksek Makina Mühendisi olarak mezun oldu, 1976 yılında Ege Üniversitesi Makina Mühendisliği Bölümünde doktorasını tamamladı. 1972 yılından 1999 yılına kadar Ege Üniversitesi'nde, Dokuz Eylül Üniversitesi'nde, North Carolina Eyalet Üniversitesi'nde çeşitli pozisyonlarda akademisyen olarak çalıştı. 1981 – 1983 döneminde Makina Mühendisleri Odası İzmir Şubesi Başkanlığını yaptı, 1999 – 2003 yıllarında İzmir İli Jeotermal Enerji Yüksek Danışma Kurulu Başkanlığını yürüttü. Dokuz Eylül Üniversitesinde, İzmir Yüksek Teknoloji Enstitüsünde ve YÖK'te çeşitli kademelerde yöneticilik yaptı ve idari görevler yaptı. 1999 yılından bu yana İzmir Yüksek Teknoloji Enstitüsünde akademik hayatına devam ediyor. 100'ün üzerinde makale ve bildirinin yazarı. Evli ve İki çocuklu.

**Gülden GÖKÇEN**

1968 yılı İzmir doğumludur. 1990 yılında Dokuz Eylül Üniversitesi Makina Mühendisliği Bölümü'nü bitirmiştir. Ege Üniversitesi Güneş Enerjisi Enstitüsü'nden 1992 yılında Yüksek Mühendis, 2000 yılında da Doktor unvanı almıştır. 1996-97 yıllarında Auckland Üniversitesi Jeotermal Enstitüsü'nde "Jeotermal Enerji Teknolojisi" eğitimi almıştır. 1997 yılında NATO A2 bursu ile ABD'de "Jeotermal Elektrik Santralleri'nde Reboiler Teknolojisi" üzerine dört aylık bir çalışma yapmıştır. 1991-2000 yılları arasında Ege Üniversitesi Güneş Enerjisi Enstitüsü'nde Araştırma Görevlisi olarak görev yapmıştır. 2000 yılında Yrd. Doç. unvanı ile İzmir Yüksek Teknoloji Enstitüsü Makina Mühendisliği Bölümü'nde göreve başlamış, 2005 yılında Doçent unvanı almıştır. 2004-2007 yıllarında İYTE Enerji Mühendisliği Anabilim Dalı Başkanlığı, 2007-2010 yıllarında İYTE Jeotermal Enerji Araştırma ve Uygulama Merkezi Müdürlüğü görevini yürütmüştür. Ocak 2011'den bu yana İYTE Enerji Mühendisliği Anabilim Dalı Başkanlığı'nı sürdürmektedir. Jeotermal elektrik santrallerinde verim artırma yöntemleri, ısı değiştirgeçleri, jeotermal enerji kullanım yöntemleri ve jeotermal enerjinin çevresel etkileri ile enerji verimliliği, binalarda enerji performansı konularında çalışmaktadır.