

Süleyman Demirel Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
Y.2006, C.11, S.2 s.273-282.

KÖMÜR FİYAT FONKSİYONUNUN KARMA VERİ İLE TAHMİNİ VE YAPISAL KARARLILIK ANALİZİ

ESTIMATING OF COAL PRICE FUNCTION WITH POOLED DATA AND STRUCTURAL STABILITY ANALYSIS

Yrd.Doç.Dr.Nevin UZGÖREN*
Yrd.Doç.Dr.Sermin ELEVLI*
Yrd.Doç.Dr.Ergin UZGÖREN*

ÖZET

Bazı ekonometrik analizlerde daha etkin parametre tahmini yapabilmek için, zaman serisi ve kesit verilerinin birleştirilmesiyle ortaya çıkan karma verilerin kullanımı gerekebilmektedir. Karma verilerin kullanımı ise, parametrelerin yapısal kararlılık testlerinin yapılmasını zorunlu hale getirmektedir.

Bu çalışmada amaç; özellikle ikiden fazla kesit ve zaman serisi verilerinin birleştirildiği karma regresyonlarda, yapısal kararlılık analizlerinden Chow Testi ve Gölge Değişken Yaklaşımını uygulamalı olarak göstermektir. Bu amaçla Soma Termik Santralinin çeşitli ünitelerinde kullanılmak üzere temin edilen kömürün fiyat fonksiyonlarının tahminine yönelik bir uygulama gerçekleştirilmiştir.

ABSTRACT

The usage of pooled data, which come into existence by the combination of time series and cross-section data, can be required in order to make a more effective parameter estimation in some econometric analysis. The usage of pooled data necessitates that structural stability tests are carried out for the parameters.

The objective of this study is to illustrate the application of Chow test and dummy variable approaches of structural stability analysis in pooled regression. For this reason, the study is carried out to forecast the price function of coal delivered to Soma thermal plant.

Karma Veri, Yapısal Kararlılık Analizi, Kömür Fiyat Fonksiyonu
Pooled Data, Structural Stability Analysis, Coal Price Function

- * Dumlupınar Üniversitesi İ. İ. B. F. İşletme Bölümü Sayısal Yöntemler A.B.D.
- * Dumlupınar Üniversitesi Müh. Fak. End. Müh. Bölümü, Endüstri Mühendisliği A.B.D.
- * Dumlupınar Üniversitesi İ. İ. B. F. İktisat Bölümü İktisat Teorisi A.B.D.

GİRİŞ

Ekonometrik analizler genellikle zaman serisi ya da yatay kesit verilerine dayanarak yapılmaktadır. Ancak bazı durumlarda zaman serisi verileri ile yatay kesit verilerinin birleştirilmesiyle ortaya çıkan karma verilerle çalışılması zorunlu olmaktadır. Özellikle her bir yatay kesit örneklemin küçük olduğu veya katsayılara ilişkin etkin çıkarsamaların yapılamadığı durumlarda, genel uygulama tüm verileri bir araya toplayarak ortak bir regresyon tahmin etmektir. Yatay kesit ve zaman verilerinin birleştirilmesinin temel nedeni; daha etkin parametre tahmini, çıkarsama ve belki de önceden tahmin yapabilmektir¹.

Karma verilerle çalışılabilmesi ana kütledeki regresyon katsayılarının zaman içinde değişmediği (zaman kararlılığı) ve çeşitli kesit birimleri arasında fark olmadığı (kesit kararlılığı) varsayıdır. Ayrıca başka bir örtük varsayım ise, her bir regresyon denkleminin ilişkin hata varyanslarının sabit olmasıdır². Yapısal değişim sabit terimlerin ya da eğim katsayılarının farklı olmasından kaynaklanabileceği gibi hem sabit hem de eğim katsayılarının da farklılığından da kaynaklanabilmektedir. Eğer hiçbir yapısal değişim yoksa (yani yapısal kararlılık varsa) bütün gözlemleri birleştirip bir regresyon denklemi tahmin etmenin sakıncası yoktur³. Aksi durumda uygun prosedür, regresyon denklemlerini ayrı ayrı tahmin etmektir.

İki regresyon denkleminin yapısal kararlılığına ilişkin testler ile ilgili açıklamalar birçok ekonometri kitabında yer almasına rağmen, ikiden fazla regresyon denkleminin nasıl genelleneceği üzerinde durulmadığı görülmektedir. Bu nedenle yapılan çalışmada amaç; söz konusu testlerin ikiden fazla regresyon denkleminin nasıl genellenebileceğini, Soma Termik Santralinin çeşitli ünitelerinde kullanılmak üzere temin edilen kömürün fiyat fonksiyonlarının tahminine yönelik bir uygulama yardımıyla göstermektir.

Çalışmada sırasıyla Chow testi ve gölge değişken yaklaşımı ayrıntılı olarak verilmekte ve son aşamada ise üç kesit örneklemini içeren kömür fiyat fonksiyonunun tahminine yönelik uygulama yer almaktadır.

1. İKİDEN FAZLA REGRESYON DENKLEMİNİN YAPISAL KARARLILIK ANALİZİ

Her biri n_g ($g=1,2,\dots,G$) sayıda gözleme sahip G adet grup için basit doğrusal regresyon modeli aşağıdaki gibi formüle edilebilir:

$$Y_g = \beta_{0g} + \beta_{1g}X_g + \varepsilon_g \quad g=1,2,\dots,G \quad (1.1)$$

Gözlemlenen verilere dayanarak G adet regresyon doğrusunu kıyaslamak birçok ekonometrik araştırma için oldukça ilgi çekici ve

¹ D. Hrishikesh VINOD and Aman ULLAH, **Recent Advances In Regression Methods**, Marcel Dekker Inc., USA, 1981, s. 248.

² Damodar N. GUJARATI (Çev: ŞENESEN Ümit ve ŞENESEN Gülay Günlük), **Temel Ekonometri**, Literatür Yayıncılık, İstanbul, 1999, s. 524.

³ GUJARATI, s. 263.

önemlidir. Kıyaslama sonucunda Şekil 1'de görüleceği üzere dört farklı durumla karşılaşmak mümkündür⁴:

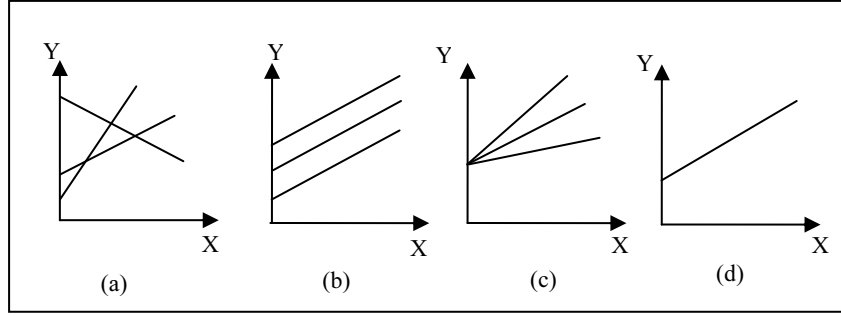
Durum 1. Benzemez Regresyonlar: Bu durumda tüm parametreler (hem sabit hem de eğim) farklıdır (Şekil 1a).

Durum 2. Paralel Regresyonlar: Bu durumda eğimler aynı ($\beta_{11}=\beta_{12}=\dots=\beta_{1G}$), ancak sabit terimler farklıdır (Şekil 1b).

Durum 3. Uyumlu Regresyonlar: Bu durumda sabitler aynı ($\beta_{01}=\beta_{02}=\dots=\beta_{0G}$), ancak eğimler farklıdır (Şekil 1c).

Durum 4. Benzeyen (çakışan) Regresyonlar: Bu durumda tüm doğrular aynıdır, yani $\beta_{01}=\beta_{02}=\dots=\beta_{0G}$ ve $\beta_{11}=\beta_{12}=\dots=\beta_{1G}$ dir (Şekil 1d).

Şekil 1: Kıyaslanan Regresyonlar İçin Dört Sonucun Grafikselsel Gösterimi



Kaynak: Sanford WEISBERG, **Applied Linear Regression**, John Wiley & Sons, USA, 1980,

s. 162.

Eğer bağımsız değişken sayısı birden fazla ise regresyon doğrusunun yerini regresyon düzlemi alacaktır ve benzer şekilde yine dört farklı olası durumla karşılaşılacaktır.

Bu dört durumdan hangisinin geçerli olduğunu test etmek oldukça önemlidir. Uygun istatistiksel yöntemler kullanılarak yukarıdaki durumlardan her biri sınanabilir. Sonuç olarak regresyon denklemleri arasında yapısal bir farklılık olup olmadığı anlaşılabilir. Yapısal farklılık ise regresyon denklemlerinin değişmesi anlamına gelmektedir⁵. Yapılan testler sonucunda Şekil 1d'de görüleceği gibi regresyon katsayılarının aynı olduğu kabul edilirse, tüm gözlem değerlerini bir araya getirerek tek bir regresyon denklemi kestirmenin bir sakıncası olmadığı, değilse tüm gözlem değerlerini bir denklemde göstermenin uygun olmadığı sonucuna varılır⁶.

G adet regresyon denkleminin ait regresyon katsayılarında yapısal bir farklılık olup olmadığını test edilirken kullanılacak başlıca iki yöntem Chow sınaması ve gölge değişken yaklaşımıdır. Çalışmanın bundan sonraki

⁴ Sanford WEISBERG, **Applied Linear Regression**, John Wiley & Sons, USA, 1980, s. 162-163.

⁵ GUJARATI, s. 510.

⁶ Aziz KUTLAR, **Bilgisayar Uygulamalı Ekonometriye Giriş**, Sivas, 1998, s. 84.

aşaması, genelde iki regresyon denklemi ve tek bağımsız değişken içerecek şekilde açıklanan bu yöntemlerin⁷ birden fazla bağımsız değişken içeren ikiden çok regresyon denkleminin kıyaslanmasında nasıl uygulanabileceğine ilişkin teorik bilgileri içermektedir.

1.1. Chow Testi

G adet regresyon denklemi ve k adet bağımsız değişken olması durumunda her bir çoklu doğrusal regresyon denklemini aşağıdaki gibi göstermek mümkündür:

$$Y_1 = \beta_{01} + \beta_{11}X_{11} + \beta_{21}X_{21} + \dots + \beta_{k1}X_{k1} + \varepsilon_1 \quad (1.1.1)$$

$$Y_2 = \beta_{02} + \beta_{12}X_{12} + \beta_{22}X_{22} + \dots + \beta_{k2}X_{k2} + \varepsilon_2 \quad (1.1.2)$$

⋮

$$Y_G = \beta_{0G} + \beta_{1G}X_{1G} + \beta_{2G}X_{2G} + \dots + \beta_{kG}X_{kG} + \varepsilon_G \quad (1.1.3)$$

Bu durumda Chow testine ilişkin F formülü aşağıdaki gibidir⁸.

$$F_{hes} = \frac{\left[\sum_{i=1}^N e_i^2 - \sum_{g=1}^G e_g^2 \right] / k}{\sum_{g=1}^G e_g^2 / (N - Gk)} \quad (1.1.4)$$

$$N = \sum_{g=1}^G n_g = n_1 + n_2 + \dots + n_G$$

G: Regresyon denklem sayısı

$\sum_{i=1}^N e_i^2$: Tüm gözlemlere ilişkin ortak artık kareler toplamı

$\sum_{g=1}^G e_g^2 = \sum e_1^2 + \sum e_2^2 + \dots + \sum e_G^2$ olmak üzere G adet regresyon

denkleminin ait toplam artık kareler toplamı

$F_{hes} > F_{tab}$ ise H_0 hipotezi reddedilecek ve regresyon katsayılarının istatistiksel açıdan farklı olduğu sonucuna varılacaktır.

Chow sınaması yapısal değişimin olup olmadığını göstermesine rağmen, regresyon denklemleri arasındaki farklılığın sabit terimden mi, eğim katsayılarından mı yoksa her ikisinin farklılığından mı kaynaklandığını açıkça belirtmez. Kısacası Chow sınaması kullanıldığında Şekil 1'de verilen durumlardan (benzeyen regresyonlar hariç) hangisi ile karşı karşıya olunduğu bilinmemektedir.

⁷ Ayrıntılı bilgi için bkz.: Şahin AKKAYA ve Vedat PAZARLIOĞLU, **Ekonometri I**, Berk Masa Üstü Yayıncılık, İzmir, 1998, s. 294-296, Recep TARI, **Ekonometri**, Alfa Yayınları, İstanbul, 1999, s. 88-93, Gujarati, s. 262-265,

⁸ David EDGERTEN, **Chow Test**, Lecture Notes, www.nek.lu.se/nekked/teaching/econometrics_I/chowtest.pdf, Sweden, 2005; Jan KMENTA, **Elements of Econometrics**, Mcmillan Publishing Company, New York, 1990, s. 576.

Bu nedenle yapısal kararlılık analizinde gölge değişken yaklaşımını kullanmak açık bir üstünlük sağlar. Çünkü bu yaklaşım sadece regresyonların farklı olduklarını belirtmekle yetinmez, aynı zamanda bu farklılığın hangi katsayılardan kaynaklandığını da gösterir. Yapılan bir uygulamada farklılığın hangi katsayılardan kaynaklandığını bilmek, regresyon denklemlerinin farklı olduklarını bilmek kadar önemlidir⁹.

1. 2. Gölge Değişken Yaklaşımı

Gölge Değişken Yaklaşımı iki bağımsız değişken içeren üç regresyon denklemine göre anlatılacaktır. Regresyon denklemleri aşağıdaki şekilde tanımlanabilir:

$$Y_1 = \beta_{01} + \beta_{11}X_{11} + \beta_{21}X_{21} + \varepsilon_1 \quad (1.2.1)$$

$$Y_2 = \beta_{02} + \beta_{12}X_{12} + \beta_{22}X_{22} + \varepsilon_2 \quad (1.2.2)$$

$$Y_3 = \beta_{03} + \beta_{13}X_{13} + \beta_{23}X_{23} + \varepsilon_3 \quad (1.2.3)$$

Bu regresyon denklemlerinde yer alan regresyon katsayıları arasında anlamlı bir farklılık olup olmadığını gölge değişken yaklaşımı ile belirleyebilmek için, tüm gözlemlerin birleştirilerek gölge (dummy) değişkenler içeren aşağıdaki regresyon denkleminin kestirilmesi gerekir:

$$Y = \beta_0 + \beta_1X_1 + \beta_2X_2 + \gamma_1D_1 + \gamma_2D_2 + \tau_1D_1X_1 + \tau_2D_1X_2 + \tau_3D_2X_1 + \tau_4D_2X_2 + \varepsilon \quad (1.2.4)$$

Burada, D ile gösterilen değişkenler gölge (dummy) değişkenler olup aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır:

$$D_1 = \begin{cases} 1 & 2. grup \\ 0 & d.d. \end{cases} \quad D_2 = \begin{cases} 1 & 3. grup \\ 0 & d.d. \end{cases}$$

1. grup (ya da regresyon modeli) kontrol grubunu göstermektedir. Ayrıca γ_1 ve γ_2 sabit terim farklarını ve τ_1 , τ_2 , τ_3 ve τ_4 eğim katsayısı farklarını göstermektedir. γ veya τ katsayılarından birisinin dahi anlamlı bulunması regresyon denklemleri arasında yapısal bir farklılık olduğu sonucunu doğuracaktır. Bu yaklaşımla aynı zamanda karşılaştırılan regresyon denklemlerinden hangilerinde sabit (β_0) hangilerinde ise, eğim katsayılarının (β_1 , β_2) farklı olduğunu görmek mümkün olacaktır.

(1.2.4) nolu denklemden yararlanarak 3 regresyon denklemine ulaşmak mümkündür:

1. denklem için $D_1 = D_2 = 0$

$$Y = \beta_0 + \beta_1X_1 + \beta_2X_2 + \varepsilon \quad (1.2.5)$$

bu denklem (1.2.1) nolu denkleme eşittir.

2. denklem için $D_1 = 1$ ve $D_2 = 0$

⁹ GUJARATI, s. 513.

$$Y = (\beta_0 + \gamma_1) + (\beta_1 + \tau_1)X_1 + (\beta_2 + \tau_2)X_2 + \varepsilon \quad (1.2.6)$$

bu denklem (1.2.2) nolu denkleme eşittir.

3. denklem için $D_1=0$ ve $D_2=1$

$$Y = (\beta_0 + \gamma_2) + (\beta_1 + \tau_3)X_1 + (\beta_2 + \tau_4)X_2 + \varepsilon \quad (1.2.7)$$

bu denklem (1.2.3) nolu denkleme eşittir.

2 nolu denklemin 1 nolu denkleme göre sabit terim farkını γ_1 , eğim farklarını ise τ_1 ve τ_2 katsayıları, 3 nolu denklemin 1 nolu denkleme göre sabit terim farkını γ_2 , eğim farklarını ise τ_3 ve τ_4 katsayıları göstermektedir. Dolayısıyla bu katsayılarından birisinin dahi anlamlı bulunması yapısal farklılığın olduğunu göstermekle beraber farklılığın hangi denklemlerin hangi katsayılarından kaynaklandığını da açıkça göstermektedir. Bu da gölge değişken yaklaşımının Chow sınamasına göre açık üstünlüğü olmaktadır.

Bunlara ek olarak (1.2.4) nolu denklemden yararlanarak, parametrelerine ilişkin

$$H_0: \tau_1 = \tau_2 = \tau_3 = \tau_4 = 0$$

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$$

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \tau_1 = \tau_2 = \tau_3 = \tau_4 = 0$$

hipotezlerini F dağılımına dayalı olarak test etmek mümkündür¹⁰.

2. ANALİZ

Çalışmanın bu bölümünde, Soma Termik Santrali'nin değişik ünitelerinde kullanılmak üzere aldığı üç farklı kalitede kömüre ilişkin gözlem değerlerinden yararlanılarak fiyat oluşumunu belirlemeye yönelik yapılan yapısal kararlılık analizleri ayrıntılı bir şekilde yer almaktadır.

Manisa İli Soma İlçesi'nde faaliyet gösteren $6 \times 165 + 2 \times 22 = 1034$ MW gücündeki Soma Termik Santralinde, yılda 8168000 ton kömür yakılarak 6721 GWh elektrik enerjisi üretilmektedir. Santralin 4×165 MW gücündeki 1-4 üniteleri 2400 kcal/kg kalorili, %32 küllü ve %21 rutubetli; 2×165 MW gücündeki 5-6 üniteleri 1550 kcal/kg kalorili, %52 küllü ve %18.8 rutubetli; 2×22 MW gücündeki 7-8 üniteleri ise 3500 kcal/kg kalorili, %27 küllü ve %22 rutubetli kömürlere göre dizayn edilmişlerdir. Santral kazanlarında yakılan kömürler Türkiye Kömür İşletmeleri Kurumu Soma Bölge Müdürlüğü tarafından temin edilmekte olup, her yıl yapılan protokollerle kömür fiyatları tespit edilmektedir.

¹⁰ Ayrıntılı bilgi için bkz.: David KLEINBAUM, Lawrence L. KUPPER and Keith E. MULLER, **Applied Regression Analysis and Other Multivariable Methods**, PWS-KENT Publishing Company, USA, 1988, s. 278-279 ve WEISBERG, s. 166-167.

Genel bir yaklaşımla kömür fiyatlarının kalite değişkenlerinin (kalorifik değer, kül içeriği, rutubet) yanı sıra nihai ürün (elektrik) fiyatı, ikame ürünlerin (doğalgaz, motorin) fiyatları ve talep edilen miktarla ilişkili olduğu öngörülmektedir¹¹. Bu doğrultuda Soma 1-4, 5-6 ve 7-8 için ayrı ayrı kömür fiyat fonksiyonlarını tahmin edebilmek için söz konusu değişkenlerin Ocak 1997-Ekim 2001 dönemini kapsayan 58 adet gözlem değeri¹² kullanılmıştır. Çalışmanın bu aşamasında çeşitli regresyon denklemleri denenmiştir, ancak kestirilen katsayıların iktisadi beklentilerin aksi yönde olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca 1 veya 2 bağımsız değişkeni içeren uygun modellerde ise açıklama gücünün oldukça yetersiz olduğu anlaşılmıştır¹³. Bu nedenle fiyat fonksiyonlarını ayrı ayrı tahmin etmek yerine, birçok araştırmada yapıldığı gibi üç gruba ait gözlem değerlerini birleştirerek (karma veri- gözlem sayısı:58x3=124) tek bir regresyon modeli tahmin etme yoluna gidilmiştir¹⁴.

En iyi karma regresyon analiz sonucu aşağıda verilmiştir:

$$\hat{Y} = -15.794 + 0.0004X_1 + 4.510X_2 \quad (2.1)$$

s($\hat{\beta}$):	(2.696)	(0.0000186)	(0.696)	N=58+58+58=174
t:	(-5.859)	(21.506)	(6.475)	R ² =0.740 F=242.975
p:	(0.000)	(0.000)	(0.000)	$\sum e^2 = 609.854$

Burada Y kömür fiyatını (\$/ton), X₁ kalorifik değeri (kcal/kg) ve X₂ elektrik fiyatını (cent/kwh) göstermektedir.

Model iktisadi ve istatistiki kriterlere göre değerlendirildiğinde uygun bir model olduğu açıkça görülmektedir. Bir kalite değişkeni olan kalorifik değer ve nihai ürün olan elektrik fiyatına ilişkin katsayıların iktisadi açıdan pozitif çıkması beklenmekte olup, elde edilen sonuçlar bu doğrultudadır. Ayrıca katsayılara ilişkin olasılık değerleri tahminlerin 0.001 düzeyinde anlamlı olduğunu ve hesaplanan F değeri ise tahmin edilen modelin istatistiksel açıdan anlamlı olduğunu göstermektedir.

Modelin ekonometrik ölçütlere göre değerlendirilmesi ise yapısal kararlılık testlerinden sonraya bırakılmıştır. Çünkü bu fiyat fonksiyonunun benimsenebilmesi, daha önce açıklandığı gibi regresyon denklemlerinin (dolayısıyla regresyon katsayılarının) yapısal açıdan kararlı olmasını gerektirmektedir. Bu şekilde üç regresyon denkleminin ait katsayıların eşit

¹¹ Sermin ELEVLI, **Termik Santrallerde Kömür Fiyatlarının Analizi ve Fiyatlandırma Modellerinin Geliştirilmesi**, Basılmamış Doktora Tezi, C.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü, Sivas, 2003, s. 98.

¹² Nominal fiyatlar o günkü kurdan ABD dolarına çevrilmiş ve daha sonra ABD Tüketici Fiyat Endeksi (US-CPI, 1982-1984=100) kullanılmak suretiyle reel hale getirilmiştir.

¹³ ELEVLI, s. 143.

¹⁴ Karma verilerle çalışılabilmesi için ilk şart her bir regresyon denkleminin sabit varyanslı olmasıdır. Bu nedenle gözlem değerleri birleştirilmeden önce söz konusu model Soma 1-4, 5-6 ve 7-8 nolu üniteler için ayrı ayrı tahmin tahmin edilerek hata terimleri bulunmuştur (artık). Daha sonra artık kareleri ile tahmini Y değerleri arasındaki ilişki grafik yardımıyla incelenmiştir. Elde edilen üç ayrı grafikte de değişkenler arasında düzenli bir görünüm bulunmadığından değişen varyansın olmadığı sonucuna varılmıştır.

olması durumunda kömür fiyat fonksiyonunun belirlenmesinde üç regresyona ait gözlem değerlerinin birleştirilmesi ile tahmin edilen (2.1) modelini kullanmak bir sakınca yaratmayacaktır.

Bu doğrultuda çalışmanın bundan sonraki aşaması Chow testi ve gölge değişken yaklaşımı olarak adlandırılan yapısal kararlılık sınamalarının örnek gözlemlerine uygulamasını ve sonuçların ayrıntılı bir değerlendirmesini içermektedir.

2.1. Chow Testi Analiz Sonuçları

Chow testi ile yapısal kararlılık analizi 4 aşamadan meydana gelmektedir:

1. aşama: Hipotezlerin formüle edilmesi

H_0 : Üç denklem birbirinin aynıdır (Katsayılar yapısal açıdan kararlıdır)

H_1 : Üç denklem birbirinden farklıdır

2. aşama: Tablo F değerinin belirlenmesi

$f_1=3$ (Tahmin edilen parametre sayısı)

$f_2=N-Gk=174-3.3=165$

$\alpha=0.05$

yaklaşık $F_{tab}=2.60$

3. aşama: F istatistiğinin hesaplanması

F istatistiğinin hesaplanabilmesi için 4 ayrı regresyon denkleminin tahmini gereklidir. Bunlar sırasıyla aşağıda verilmiştir:

$$\text{Soma 1-4 için } \hat{Y} = -1.533 - 0.001X_1 + 3.222X_2 \quad \sum e^2 = 29.657 \quad (2.1.1)$$

$$\text{Soma 5-6 için } \hat{Y} = -2.763 + 0.000X_1 + 2.799X_2 \quad \sum e^2 = 20.567 \quad (2.1.2)$$

$$\text{Soma 7-8 için } \hat{Y} = 21.069 - 0.004X_1 + 2.201X_2 \quad \sum e^2 = 166.513 \quad (2.1.3)$$

$$\text{Soma Karma } \hat{Y} = -15.794 + 0.0004X_1 + 4.510X_2 \quad \sum e^2 = 609.854 \quad (2.1.4)$$

$$F_{hes} = \frac{[609.854 - (29.657 + 20.567 + 166.513)]/3}{(29.657 + 20.567 + 166.513)/165} = 299.18 \quad (2.1.5)$$

4. aşama: Karar:

$F_{hes}=299.18 > F_{tab}=2.65$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Dolayısıyla fiyat fonksiyonunun Soma Termik Santralinde kullanılan üç tip kömür için de aynı olduğu savı reddedilir. Yani regresyon katsayılarının kararlı olmadığı, örnekten örneğe değiştiği sonucuna varılır.

Ancak daha önce de belirtildiği gibi regresyon denklemleri arasındaki farklılıkların hangi denklemlerin hangi katsayılarından kaynaklandığını belirlemek Chow sınaması ile mümkün olmamaktadır. Bu

durumda yapılması gereken aşağıda ayrıntılı bir şekilde verilecek olan gölge değişken yaklaşımını kullanmak olacaktır.

2.2 Gölge Değişken Yaklaşımı Analiz Sonuçları

Bu yaklaşımda ilk yapılması gereken tüm gözlemlere dayanan aşağıdaki modeli tahmin etmektir:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \tau_1 D_1 X_1 + \tau_2 D_1 X_2 + \tau_3 D_2 X_1 + \tau_4 D_2 X_2 + \varepsilon \quad (2.2.1)$$

Burada Y kömür fiyatını, X_1 kalorifik değeri ve X_2 elektrik fiyatını göstermektedir. D ile gösterilen değişkenler ise, gölge (dummy) değişkenler olup aşağıdaki şekilde tanımlanmıştır:

$$D_1 = \begin{cases} 1 & , Soma5-6 \\ 0 & , Soma1-4 \text{ ve } Soma7-8 \end{cases}$$

$$D_2 = \begin{cases} 1 & , Soma7-8 \\ 0 & , Soma1-4 \text{ ve } Soma5-6 \end{cases}$$

Birinci grup (yani Soma 1-4) kontrol grubunu göstermektedir. Ayrıca γ_1 ve γ_2 sırasıyla Soma 5-6 ve Soma 7-8'in Soma 1-4' e göre sabit terim farklarını ve τ_1 , τ_2 , τ_3 ve τ_4 ise yine sırasıyla Soma 5-6 ve Soma 7-8' in Soma 1-4' e göre eğim katsayısı farklarını göstermektedir. γ veya τ katsayılarından birisinin dahi anlamlı bulunması regresyon katsayılarının yapısal açıdan kararlı olmadığını gösterecektir.

Analiz sonuçları aşağıda özetlenmiştir:

Değişken	Katsayı	Standart hata	t istatistiği	P
Sabit	-1.533	4.285	-0.358	0.721
X_1	-0.001	0.001	-0.654	0.514
X_2	3.222	0.794	4.057	0.000
D_1	-1.231	5.198	-0.237	0.813
D_2	22.601	5.935	3.808	0.000
$D_1 X_1$	0.001	0.001	0.430	0.668
$D_1 X_2$	-0.422	1.081	-0.391	0.696
$D_2 X_1$	-0.003	0.001	-3.060	0.003
$D_2 X_2$	-1.021	1.118	-0.913	0.363

Bu sonuçlar γ_2 ve τ_3 katsayısının istatistiksel açıdan anlamlı olduğunu, yani Soma 7-8' in Soma 1-4' e göre sabit terimlerinin ve benzer şekilde Soma 7-8' in Soma 1-4' e göre β_1 katsayılarının evren bazında farklı olduğu sonucunu göstermektedir. Dolayısıyla gözlem değerlerini bir araya getirerek tek bir fiyat fonksiyonu tahmin etmenin uygun olmadığı sonucuna varılmıştır. Dolayısıyla bu aşamadan sonra karma verileri içeren (2.1) nolu modelin ekonometrik kriterlere göre incelenmesine de gerek duyulmamıştır.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada ikiden fazla regresyon denkleminin yapısal kararlılık analizlerinin nasıl uygulanabileceği kömür sektörüne dayalı bir uygulama ile

gösterilmiştir. Bu kapsamda zaman serisi ve yatay kesit verilerinin birleştirilmesi sonucu ortaya çıkan karma verilerden yararlanarak kömür fiyat fonksiyonu tahmin edilmeye çalışılmıştır.

Soma Termik santralının üç farklı ünitesiyle ilişkili ayrı ayrı zaman serisi verilerine dayanan regresyon sonuçlarının olumsuzluğuna rağmen, karma regresyon ile elde edilen bulgular arzu edilir nitelikte bulunmuştur. Ancak karma regresyon sonuçlarının güvenilirliği regresyon katsayılarının örnekten örneğe değişmediği varsayımına dayandığından, bu varsayımın geçerliliğini ispatlamak üzere iki farklı yaklaşım ile katsayıların kararlılık analizleri yapılmıştır. Diğer ünitelere kıyasla daha yüksek kalorili kömür tüketen Soma 7-8'in kömür fiyatlarının oluşumunun Soma 1-4 ve Soma 5-6'dan oldukça farklı olduğu anlaşılmıştır. Bu durum zaman serisi ile yatay kesit verilerini birleştirmenin uygun olmadığı ve dolayısıyla değişkenler arasındaki ilişkiyi bir regresyon denklemi ile ifade edebilmenin mümkün olmadığını açıkça göstermiştir.

Bununla birlikte Soma 1-4 ve Soma 5-6 gruplarına ilişkin katsayılar arasında istatistiksel açıdan anlamlı farklılıklar olmadığı ve bu nedenle fiyat fonksiyonunun tahmininde Soma 1-4 ve Soma 5-6 gruplarına ait gözlem değerlerinin birleştirilmesinin mümkün olabileceği belirlenmiştir.

KAYNAKÇA

1. AKKAYA Şahin ve PAZARLIOĞLU Vedat, **Ekonometri I**, Berk Masa Üstü Yayıncılık, İzmir, 1998.
2. EDGERTEN David, **Chow Test**, Lecture Notes, www.nek.lu.se/nekded/teaching/econometrics_I/chowtest.pdf, Sweden, 2005.
3. EVELİ Sermin, **Termik Santrallerde Kömür Fiyatlarının Analizi ve Fiyatlandırma Modellerinin Geliştirilmesi**, Basılmamış Doktora Tezi, C.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü, Sivas, 2003.
4. GUJARATI N. Damodar (Çev: ŞENESEN Ümit ve ŞENESEN Gülay Günlük), **Temel Ekonometri**, Literatür Yayıncılık, İstanbul, 1999.
5. KLEINBAUM David, KUPPER Lawrence L. and MULLER Keith E. **Applied Regression Analysis and Other Multivariable methods**, PWS-KENT Publishing Company, USA, 1988.
6. KMENTA Jan, **Elements of Econometrics**, Mcmillan Publishing Company, New York, 1990.
7. KOUTSOYIANNIS A. (Çev: ŞENESEN Ümit ve ŞENESEN Gülay Günlük), **Ekonometri Kuramı**, Verso Matbaacılık A.Ş., Ankara, 1989.
8. KUTLAR Aziz, **Bilgisayar Uygulamalı Ekonometriye Giriş**, Sivas, 1998.
9. TARI Recep, **Ekonometri**, Alfa Yayınları, İstanbul, 1999.
10. VINOD D. Hrishikesh and ULLAH Aman, **Recent Advances In Regression Methods**, Marcel Dekker Inc., USA, 1981.
11. WEISBERG Sanford, **Applied Linear Regression**, John Wiley & Sons, USA, 1980.