T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
İSTATİSTİK BİLİM DALI

# SPLINE FONKSİYONLARI

# VE

# YAPISAL DEĞİŞİM

# TÜRKİYE İTHALATI ÜZERİNE BİR UYGULAMA

(Yüksek Lisans Tezi)

YASEMİN KOLDERE

Danışman : Doç. Dr. Şahamet BÜLBÜL

İstanbul, 1997

# *İÇİNDEKİLER*

*Sayfa No*

## *İKİNCİ BÖLÜM*

## *SPLINE FONKSİYONLARI*

***ÜÇÜNCÜ BÖLÜM***

***TÜRKİYE İTHALATI ÜZERİNE BİR UYGULAMA***

# GİRİŞ

Günümüzde sosyal bilimlerde yapılan araştırmalarda, zaman serilerinin analizine başvurulmaktadır. Zaman serisi analizinde amaç, bir değişkenin önceki dönemlere ait değerleri yardımıyla ileriye dönük öntahminlerde bulunabilmektir. Zaman serilerinin analizini yapmak çok uzun ve karmaşık olduğundan, paket programlardan yararlanmak gerekmektedir. Bu nedenle, bilgisayar teknolojisindeki gelişmeler zaman serileri analizinin istatistikte önemli bir yer tutmasında büyük bir rol oynamaktadır.

Bu araştırmanın amacı, kurulan ekonometrik modellerdeki verilerin durağan olup olmadığının tespit edilmesi ve regresyon modellerinde görülen yapısal değişimin doğrusal spline fonksiyonları çerçevesinde incelenmesidir.

Bu amaç doğrultusunda çalışmamız giriş ve sonuç dışında üç bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde, zaman serilerinin sınıflandırılması yapılarak, zaman serilerinin analizinde en temel kavramlardan biri olan durağanlık incelenmiştir. Bu inceleme sırasında, zaman serilerinin durağan olup olmadığını ortaya koyan testlerden Korelogram Testi, Dickey - Fuller Testi ele alınmıştır. Ayrıca durağan olmayan zaman serilerinin nasıl durağan hale getirileceğinden bahsedilmiştir. Yine bu bölümde, regresyon modellerini önemli derecede etkileyen yapısal değişimi test etmek için kullanılan Chow Testi anlatılmıştır. Bununla birlikte, spline fonksiyonları kukla değişkenlerinin bir varyasyonu olduğundan kukla değişken yaklaşımından sözedilmiştir.

İkinci bölümde, yapısal değişimin incelenmesinde kullanılan spline fonksiyonları ele alınmıştır. Ayrıca, bu fonksiyonların kukla değişkenleri ile arasındaki ilişki ve kukla değişkenlerine olan üstünlüğü ortaya konulmaya çalışılmıştır. Regresyon modellerinde meydana gelen niteliksel değişmelerin, değişkenleri etkilemesiyle ortaya çıkan yapısal değişim sonucu meydana gelen kırılma noktasının nasıl belirleneceği araştırılmıştır. Aynı bölümde, spline fonksiyonlarında, fonksiyonu sürekli hale getirebilmek için doğru parçalarının birleştirildiği kırılma noktalarının bilinmediği durumlarda kullanılan

“Switching Resgresyon” anlatılmıştır. Bu bölümün son kısmında ise doğrusal spline fonksiyonlarının birinci türevlerinde süreksiz olma sorununu ortadan kaldırmak için kullanılan kübik spline fonksiyonlarından sözedilmiştir.

Çalışmanın üçüncü bölümünde, İthalat, Gayri Safi Milli Hasıla ve Toptan Eşya Fiyat İndeksi verileri kullanılarak ekonometrik bir uygulama yapılmıştır. Öncelikle Türkiye'deki ithalat hareketlerinden kısaca bahsedilmiş ve bu üç serinin durağan olup olmadığı birinci bölümde anlatılan testlerle incelenmiştir. Uygulamanın ikinci kısmında, önce yapısal değişim gözardı edilerek model doğrusal olarak kurulmuştur. Daha sonra yapısal değişim sonucu ortaya çıkan ve CUSUMSQ grafiğinde belirlenen kırılma noktalarında çeşitli modeller kurularak test edilmiştir. Son kısımda ise tam logaritmik model denemesi yapılmıştır. Böylece hangi modelin daha üstün olduğu ortaya konulmaya çalışılmıştır.

Sonuç bölümünde ise çalışmanın ve uygulamanın sonuçlarının genel bir değerlendirilmesi yapılmıştır.

# *BİRİNCİ BÖLÜM*

# *ZAMAN SERİLERİNDE DURAĞANLIK VE YAPISAL DEĞİŞİM*

Kurulan ekonometrik modellerde parametre tahmini yapabilmek için verilere ihtiyaç vardır. Bu veriler, ekonometrik modellerdeki değişkenlerin sayısal değerleri ile ilgilidir. Basit bir ekonometrik model,

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t$$

ise, buradaki $Y_t$, bağımlı değişkeni için t= 1, 2, ... , n ve $X_t$ bağımsız değişkeni için t= 1, 2, ... , n gözleme ihtiyaç vardır. Ekonometride kurulan bir model için gerekli olan bu gözlemler, üç grupta toplanan verilere dayanırlar. Bu gruplar,

- Zaman serisi verileri
- Yatay kesit verileri
- Zaman serisi verileri ile yatay kesit verilerin birleştirilmesi ile oluşan "Karma Veri" lerdir ([1]).

Çalışmada zaman serisi verileri kullanıldığından, burada zaman serileri ve zaman serilerinin durağanlaştırılması anlatılacak, diğer veri gruplarına değinilmeyecektir.

## *1.1. ZAMAN SERİLERİ*

Ekonometride zaman serisi analizi önemli bir yer tutmaktadır. Zaman serisini, gözlem sonuçlarının zamana göre sıralanmasıyla elde edilen seri şeklinde tanımlamak mümkündür ([2]). Zaman serilerinde, yapılacak ilk işlem serinin dağılım diyagramını ve grafiğini çizmek olmalıdır. Böylece seride, daha sonra açıklanacak olan, zaman serisini etkileyen faktörlerin bulunup bulunmadığını görmek mümkün olmaktadır. Aynı zamanda

---

[1] Ahmet KILIÇBAY, Ekonometrinin Temelleri. İstanbul Üniversitesi Yayın No:2701, İstanbul, 1980, s.309.

[2] Özer SERPER, Uygulamalı İstatistik 2, 2.Baskı, Filiz Kitabevi, İstanbul, 1993, s.277.

serinin grafiğinin incelenmesi, verilerin toplanmasında yanlış gözlem değerlerinin alınıp alınmadığının kontrolüne ve gözlem değerleri arasında sapmalara neden olacak değerlerin var olup olmadığının araştırılmasına imkan vermektedir.

Zaman serilerinde, serinin grafiğinin çizilmesinin diğer bir yararı da kırılma noktalarını ortaya çıkarmasıdır. Böyle durumlarda ikinci bölümde anlatılacağı gibi seriye iki ayrı model uygulamak gerekmektedir.

Zaman serilerinin amaçlarının şu şekilde sıralamak mümkündür ([3]).

1. Birden fazla değişken için bir zaman serisi sözkonusu olduğunda, serinin birinde meydana gelen değişmeler kullanılarak diğer serideki değişmeleri açıklamak mümkün olmaktadır.

2. Zaman serileri kullanılması, ekonomide önemli bir yeri olan geleceğe yönelik ön tahminlerde bulunulmasını sağlamaktadır.

3. Zaman serisinin geçmişteki bilgilerinin kullanılmasıyla gelecekte planlanan yönde gelişmesini sağlayarak kurulan modelin kontrolünün yapılmasına imkan vermektedir.

### *1.1.1. Zaman Serilerini Etkileyen Faktörler*

Yukarıda belirtildiği gibi, zaman serilerinin analizinde ilk aşama, serilerin grafiğinin çizilmesiydi. Zaman serileri grafikle gösterildiğinde, bazı dalgalanmaların ortaya çıkması sözkonusu olabilir. İşte bu dalgalanmaların, bazı faktörlerin birarada gösterdikleri etkiden dolayı ortaya çıktığı varsayılmaktadır.

Zaman serilerini etkileyerek dalgalanmalara neden olan faktörler şu şekilde sıralanabilir ([4]) :

---

[3] Halil KAYIM, İstatistiksel Ön Tahmin Yöntemleri, H.Ü. İ.İ.B.F. Yayın No: 11, Ankara, 1985, s.15-16.
[4] SERPER, a.g.e., s.279 - 280.

1. Uzun dönem eğilimi (trend) (T)
2. Mevsimlik dalgalanmalar (M)
3. Konjonktürel dalgalanmalar (K)
4. Düzensiz hareketler (D)

Bir zaman serisinin analizi yapılırken, bu faktörlerin etkileri araştırılmalıdır.

Zaman serisinin gerçek değeri (Y) ile bu faktörler arasında çeşitli ilişkiler olabileceğini ileri süren farklı görüşler olmasına karşın, genellikle aylık zaman serileri için,

$$Y = T \times M \times K \times D$$

yaklaşımı kullanılmaktadır. Ancak yıllık zaman serilerinde mevsimlik dalgalanmalar olmayacağı için yukarıdaki yaklaşım,

$$Y = T \times K \times D$$

şekline dönüşmektedir ([5]).

### *1.1.2. Zaman Serilerinin Sınıflandırılması*

Zaman serilerini 4 ana grupta sınıflandırarak incelemek mümkündür ([6]).

- Sürekli ve kesikli zaman serileri
- Ekonomik ve fiziksel zaman serileri
- Mevsimsel ve mevsimsel olmayan zaman serileri
- Durağan ve durağan olmayan zaman serileri

---

[5] SERPER, a.g.e., s. 280.
[6] KAYIM, a.g.e., s.12.

Eğer, incelenen zaman serilerinin gözlem değerleri zaman içinde devamlı elde ediliyorsa, meydana gelen seriye "Sürekli Zaman Serisi", gözlem değerleri zamanın belli aralıklarında elde ediliyorsa böyle serilere de "Kesikli Zaman Serisi" adı verilmektedir.

Zaman serileri geldikleri kaynaklara göre de ekonomik ve fiziksel zaman serileri olarak sınıflandırılmaktadır. Serinin gözlem değerleri ekonomik değişkenlerden elde ediliyorsa, meydana gelen seri "Ekonomik Zaman Serisi", serinin gözlem değerleri fiziksel değişkenlerden oluşuyorsa bu seri de "Fiziksel Zaman Serisi" olarak adlandırılmaktadır.

Zaman serileri periyodik şekillere göre de mevsimsel ve mevsimsel olmayan zaman serileri olarak sınıflandırılmaktadır. Eğer zaman serisinde birbirini takip eden yılların aynı aylarında benzer devri hareketler görülüyorsa böyle serilere, "Mevsimsel Zaman Serisi", tersi durumda ise "Mevsimsel Olmayan Zaman Sersi" adı verilmektedir.

Zaman serilerini ortalamadan sapma gösterip göstermemelerine göre de durağan ve durağan olmayan zaman serileri olarak sınıflandırmak mümkündür.

Zaman serilerinin bu şekilde sınıflandırılmasıyla meydana gelen durağan ve durağan olmayan zaman serilerinden alt başlıkta ayrıntılı olarak bahsedilecektir.

### *1.1.3. Durağan ve Durağan Olmayan Zaman Serileri*

Zaman serisi analizinde en önemli kavramlardan biri de durağanlıktır. Durağanlığın çok önemli olmasının başlıca iki nedeni vardır ([7]).

1.Eğer zaman serisinde trend bulunuyorsa, değişkenler arasındaki ilişki gerçek olmaktan çok "sahte" olabilir. Bu durum ise "Sahte Regresyon" sorununu ortaya çıkarmaktadır. İşte zaman serilerinin durağan olup olmaması ile regresyonun gerçek bir ilişki mi, yoksa sahte bir ilişki mi yansıttığı yakından ilgilidir.

---

[7] Tümay ERTEK, Ekonometriye Giriş, 2.Baskı, Beta Yayınları, İstanbl. 1996, s.179-180.

2.Durağan olmayan zaman serisi verileri kullanılarak elde edilen modellerle yapılan ön tahminler sağlıklı ve güvenilir sonuçlar vermemektedir.

Zaman serilerinde durağanlığın önemini belirttikten sonra durağan ve durağan olmayan zaman serilerini tanımlamak yerinde olacaktır.

İncelenen zaman serisinin aritmetik ortalaması, varyansı, kovaryansı ve yüksek dereceden momentleri sistematik bir değişme göstermiyorsa ya da seri periyodik dalgalanmalardan arınmışsa böyle serilere "Durağan Zaman Serisi" adı verilmektedir ([8]).

Zaman serilerinde, serinin bir bölümü diğer bölümüne göre dalgalanmalar gösterebilir. Böyle serilere "Durağan Olmayan Zaman Serileri" denilmektedir. Ayrıca durağan olmayan zaman serilerine olasılık kuralları uygulanamadığından ve bir model kurulamadığından, dalgalanmalar gösteren zaman serisini bazı yöntemler kullanarak durağan hale dönüştürmek gerekmektedir ([9]).

### *1.1.3.1. Durağan Zaman Serilerinin Özellikleri*

Herhangi bir zamanda ($t_1, t_2, \ldots, t_k$), $x_{t+1}, x_{t+2}, \ldots, x_{t+k}$ şeklindeki bileşik olasılık dağılımı, ($t_1+k, t_2+k, \ldots, t_m+k$) zamanındaki serinin bileşik olasılık dağılımı ile aynı olduğundan seri, "tam" veya "kesin durağan" dır denir. Burada k, zaman içindeki mutlak bir değişmeyi ifade etmektedir. m = 1 için marjinal olasılık dağılımlarının zamana bağlı olmadığı anlaşılmakta bu da,

$$E|X_i|^2 < \infty$$

olduğu sürece, hem varyansın hem de ortalamanın sabit kalmasına neden olmaktadır.

$$E(x_1) = E(x_2) = E(x_t) = \mu \qquad (1.1)$$

[8] Wasney A. FULLER, Introduction to Statistical Time Series, Jhon-Willey and Sons Inc., USA, 1976, s.3.
[9] KAYIM, a.g.e., s.13.

ve

$$V(x_1) = V(x_2) = V(x_t) = \sigma_x^2 \tag{1.2}$$

dir. m = 2 ise tam durağanlık bütün çift değişkenli dağılımların t 'ye bağlı olmadığını göstermektedir.

Böylece k gecikmesi için serinin kovaryansı,

$$cov(x_1, x_{1+k}) = cov(x_2, x_{2+k}) = .... = cov(x_t, x_{t+k})$$

olarak yazılabilir. Ayrıca serinin kovaryansını ifade eden katsayı $\gamma_k$ ile gösterildiğinde,

$$\gamma_k = cov(x_t, x_{t+k}) = E[ (x_t - \mu)(x_{t+k} - \mu)] \tag{1.3}$$

şeklinde tanımlanır. (1.3) 'de de görüldüğü gibi kovaryans tek bir $X_t$ değişkeni ile sınırlandırıldığından "Otokovaryans" olarak adlandırılır. Otokorelasyonlar ise,

$$\rho_k = \frac{cov(x_t, x_{t+k})}{[v(x_t)v(x_{t+k})]^2} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \tag{1.4}$$

şeklinde ifade edilir ([10]).

Bir zaman serisinin, orijine göre birinci momenti (aritmetik ortalama) ile ortalamaya göre ikinci momenti (varyans ve kovaryans) zamana göre değişmiyorsa böyle serilere "İkinci Dereceden Durağan Seri" ve bu tür durağanlığa da "Zayıf Durağanlık" veya "Kovaryans Durağanlığı" denilmektedir. Burada, aritmetik ortalamaya göre ikinci moment olarak varyans ile kovaryansın bir arada alınmasının nedeni, gecikme değeri olan k sıfıra eşit olduğunda varyansın kovaryans olmasıdır.

---

[10] Terence C. MILLS, The Econometric Modelling of Financial Time Series. Cambridge University Press, Cambridge, 1993, s.8-9.

### *1.1.3.2. Durağanlık Testleri*

Bir zaman serisinin durağan olup olmadığını anlamak için, serinin grafiği çizilmekte ve grafikte trend, mevsimlik dalgalanmalar gibi zaman serilerini etkileyen faktörlerin varlığı sözkonusu olduğunda incelenen serinin durağan olmadığına karar verilebilmektedir. Ancak bu, şekilde serinin durağan olup olmadığına karar vermek, çok basit olmasına karşın verilen karar güvenilir değildir.

Bir zaman serisinin durağan olup olmadığını test etmek için çeşitli yaklaşımlar vardır. Bu yaklaşımlardan bazıları şu şekilde özetlenebilir.

-Korelograma Bağlı Durağanlık Testi
-Dickey - Fuller Testi
-Genişletilmiş Dickey - Fuller Testi
-Van - Neumann Oran Testi
-Durbin - Watson Testi

Uygulama kısmında sadece korelograma bağlı durağanlık testi, Dickey - Fuller testi ve Genişletilmiş Dickey - Fuller testi kullanıldığından burada sadece bu testler anlatılacaktır.

#### *1.1.3.2.1. Korelograma Bağlı Durağanlık Testi*

Korelogram, otokorelasyon katsayıları ile k gecikme değerlerinin (k = 0, 1, 2, ...) karşılıklı işaretlenmesiyle elde edilen grafiklere denilmektedir.

(1.4) 'de verilen otokorelasyon fonksiyonu (ACF), otokovaryansın içerdiği sakıncaları gidermek ve ±1 sınırları içinde bir ölçü bulmak üzere otokovaryansın standartlaştırılmasıyla elde edilmektedir([11]). (1.4) 'de olduğu gibi,

$$\rho_k = \frac{\text{k gecikmesi için kovaryans}}{\text{varyans}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

[11] A. PANKRATZ, Forecasting With Univariate Box-Jenkins Models, John Wiley and Sons, New York, 1983, s.54.

şeklinde tanımlanmaktadır. Belli bir döneme ait veriler için tahmini $\rho_k$ bulunmak istendiğinde,

$$\bar{\gamma}_k = \frac{\Sigma(\gamma_t - \bar{y})(\gamma_{t+k} - \bar{y})}{n} \tag{1.5}$$

ve

$$\gamma_0 = \frac{\Sigma(\gamma_t - \bar{y})^2}{n} \tag{1.6}$$

olduğundan

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=k+1}^{n}(\gamma_t - \bar{y})(\gamma_{t+k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^{n}(\gamma_t - \bar{y})^2} \tag{1.7}$$

formülü elde edilmektedir ([12]).

Otokorelasyon fonksiyonunun (ACF) yanında bir de kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF) sözkonusudur ve bu fonksiyon, kısmi regresyon ve korelasyon analizine paralel bir şekilde $Y_t$ ile $Y_{t-k}$ arasındaki ilişkiyi belirtmektedir.

Otokorelasyon fonksiyonu, k gecikme değeri için %5 anlamlılık düzeyinde kabul bölgesinin içinde ise istatistiksel bakımdan önemli kitle otokorelasyon fonksiyonunun ($\rho_k$) olmadığına karar verilmektedir. Bütün bu anlatılanlar kısmi otokorelasyon fonksiyonu içinde geçerlidir ve kabul bölgesinin dışına taşan k gecikme değerlerinde serinin durağan olmadığına karar verilmektedir ([13]).

Aynı zamanda Ljung-Box (LB) Q istatistiği ile de durağanlık test edilebilmekte ve

$$LB = n(n+2)\sum_{k=1}^{m}\left(\frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k}\right) \approx \chi_m^2 \tag{1.8}$$

[12] Damador N. GUJARATİ, Basic Econometrics, 3rd Edition, McGraw Hill Inc., New York, 1995, s.714.
[13] ERTEK, a.g.e., s.385.

şeklinde tanımlanmaktadır. Burada,

n : örnek büyüklüğü
m: gecikme uzunluğudur ([14]).

Hesaplanan Ljung-Box test istatistiği, m serbestlik derecesinde ve belli bir anlamlılık düzeyinde $\chi^2$ tablo değerinden büyük ise serinin durağan olmadığına karar verilmektedir. Aksi durumda seri durağan olduğu sonucuna varılmaktadır ([15]).

Korelogram ile elde edilen otokorelasyon katsayı değerlerinin $\mp 2(1/\sqrt{n})$ ile hesaplanan sınırlar içinde olup olmamasına göre de serinin durağan olup olmadığına karar vermek mümkündür. Şöyle ki normal dağılım izleyen tesadüfi değişkene ait gözlemlerin %95 'i ortalamadan $\mp 2(1/\sqrt{n})$ sınır değerinden büyük otokorelasyon katsayı değerleri için kurulan,

$$H_0 : \rho_k = 0$$

şeklindeki sıfır hipotezi red edilerek serinin durağan olmadığına karar verilmektedir ([16]).

Aynı zamanda ACF, ortalaması $\mu = E(Y)$ ve $\sigma^2 = \gamma_0 = V(Y_t)$ varyansı ile birlikte $Y_t$ 'nin değişimini tanımlayan durağan stokastik bir süreci karakterize ettiği için gözlemler arasındaki bağımlılıkların modellenmesinde de önemli bir rol oynamaktadır ([17]).

Yukarıda anlatılan korelograma bağlı durağanlık testi subjektif bir yaklaşım olduğundan, başka testler uygulanmasıyla daha sağlıklı ve kesin sonuçlar alınması mümkündür.

---

[14] GUJARATİ, a.g.e., s.717.
[15] ERTEK, a.g.e., s.386.
[16] O.D.ANDERSON, Time Series Analysis and Forecasting The Box-Jenkins Approach, Butterworths, Boston, 1976, s.10.13.
[17] MILLS, a.g.e., s.9.

### *1.1.3.2.2. Dickey - Fuller Testi*

Model,

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{1.9}$$

şeklinde tanımlansın. Burada $\varepsilon_t$ tesadüfi bir hata terimi olup, $E(\varepsilon_t) = 0$ , $var(\varepsilon_t) = \sigma^2$ dir. Bu şekilde tanımlanan hata terimine zaman serisi analizlerinde "Beyaz Gürültü Hata Terimi (White Noise)" adı verilmektedir. (1.9) 'da verilen model birinci dereceden otoregresif olup AR(1) diye ifade edilmektedir. Eğer $\rho = 1$ ise birim kökün varlığı sözkonusu olmaktadır. Yani, EKK tahmin edicisi sıfıra doğru sapma göstereceğinden $\rho$ 'nun tahmin edicisini hesaplamak için Student - t dağılımı yerine Dickey - Fuller (DF) testi kullanılmaktadır. Bu durumda, (1.3) 'deki model,

9

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{1.10}$$

olmaktadır. Zaman serisi analizinde, birim köke sahip bir seri mevcut ise bu seriye "Tesadüfi Gidiş (Random Walk)" denilmektedir.

(1.9) 'da $\rho = 1$ ile tesadüfi gidiş izleyen $Y_t$ için, "Dickey - Fuller" testi

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{1.11}$$

denklemlerine uygulanır. Burada $\delta = \rho - 1$ ve $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ dir. Test edilecek hipotez Ho: $\delta = 0$ şeklinde olmaktadır ([18]).

Dickey - Fuller test istatistiğinin uygulanabilmesi için öncelikle aşağıda verilen üç modelden birinin seçilmesi gerekmektedir. Bu modeller,

---

[18] ERTEK, a.g.e., s.386.

1. Trend ve sabit terim olmaksızın kurulan model

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

2. Sabit terim ile birlikte kurulan model,

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

3. Hem sabit terim hem de trend ile birlikte kurulan model,

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

şeklindedir. Test edilecek olan hipotezler:

Ho : Seri durağan değildir
$H_1$ : Seri durağandır

biçimindedir ([19]).

Bu hipotezlerin test edilmesi için, DF veya $\tau$ istatistiği hesaplanır ve bulunan değer, belirlenen bir anlamlılık düzeyinde simülasyonlar sonucu elde edilen, Didkey - Fuller (1979) veya MacKinnon'ın (1990) sağladığı kritik değerlerle karşılaştırılmaktadır. Bu çalışmada MacKinnon (1990) tarafından hesaplanan kritik değerler kullanılmakta ve DF test istatistiğinin mutlak değeri, MacKinnon kritik değerlerinin mutlak değerlerinden küçükse Ho hipotezi kabul edilerek serinin durağan olmadığına karar verilmektedir ([20]).

[19] J. G. MacKINON, "Critical Values for Co-integrations Tests". Working Paper University of California, San Diego, 1990.
[20] Terence C. MILLS, Time Series Techniques for Economists, Cambridge University Press, Cambridge, 1992, s.127.

### *1.1.3.2.3. Genişletilmiş Dickey - Fuller Testi*

Aslında "Genişletilmiş Dickey - Fuller (ADF)" testi için kurulan sıfır hipotezi, "Dickey - Fuller" testi için kurulan sıfır hipotezinin aynısıdır. DF testinin varsayımı hata teriminin bağımsız ve durağan bir süreç olmasıdır. Bu varsayımın gerçekleşemediği durumlarda ortaya çıkan otokorelasyonu kaldırmak için modele değişkenin gecikmeli değerleri ilave edilmektedir. Bunun için, (1.11) 'de verilen model,

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad i = 1,2,\ldots,p \tag{1.12}$$

şekline girmektedir. Bu şekilde elde edilen test istatistiğine "Genişletilmiş Dickey - Fuller Testi" adı verilmektedir.

ADF için modeller,

1. $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad i = 1,2,\ldots,p$

2. $\Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad i = 1,2,\ldots,p$

3. $\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \sum \beta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad i = 1,2,\ldots,p$

şeklindedir ve

$$t_{\delta,p} = \frac{(\delta - 0)}{\sigma_\varepsilon} \tag{1.13}$$

test istatistiği hesaplanarak, MacKinnon (1990) veya Dickey -Fuller (1979) kritik değerleriyle karşılaştırılıp serinin durağan olup olmadığına karar verilebilmektedir. Karar verme DF testinde olduğu gibidir.

### *1.1.3.3. Zaman Serilerinde Durağanlığın Sağlanması*

Durağan olmayan bir zaman serisinin analizinin yapılabilmesi için öncelikle serilerin durağan hale getirilmesi gerekmektedir. Bunun için serinin birinci farkları alınarak korelogram çizilmekte ve incelenmekte veya Dickey - Fuller testi yapılmaktadır. Eğer bu testler sonucunda otokorelasyon katsayıları birinci ve ikinci derece gecikmelerden sonra sıfıra yaklaşıyorsa veya $\mp 2(1/\sqrt{n})$ sınır değerlerinin içinde kalıyorsa birinci farklarda meydana gelen serinin durağan olduğuna karar verilmektedir.

Birinci farkların alınmasıyla meydana gelen seriye Dickey - Fuller testi uygulandığında elde edilen DF istatistiğinin mutlak değeri MacKinnon (1990) kritik değerlerinin mutlak değerlerinden büyük ise "seri durağandır" kararı verilir.

Eğer birinci farklar alınarak elde edilen seri durağanlık koşullarını sağlamıyorsa, birinci farklar serisinin tekrar farkları alınarak yukarıda anlatılan testler uygulanmalıdır.

Ancak durağan olmayan zaman serilerini her zaman fark alarak durağan hale getirmek mümkün olmayabilir. Böyle durumlarda zaman serisinin logaritması alınarak incelenmesi gereklidir.

## *1.2. YAPISAL DEĞİŞİM*

### *1.2.1. Tanım ve Özellikleri*

Ekonometrik uygulamalarda önemle üzerinde durulması gereken konulardan biri de "yapısal değişim"dir.

Bir regresyon analizinde regresyon denkleminin iktisadi ilişkileri ortaya koyma başarısı, kullanılan verilerin homojenliği ile de yakından ilgilidir. Yatay kesit verilerde iki farklı veri grubu ortaya çıktığında bu grupların birleştirilmesi sözkonusu değildir. Zaman serilerinde ise incelenen dönem içinde belirli bir süreden sonra iktisadi değişkenlerin farklı faktörlerden etkilenmesi iktisadi ilişkilerde bir yapısal değişmenin olduğunu gösterir([21]).

İktisadi değişkenlere ait veriler iki ayrı dönemi kapsadığında değişkenleri etkileyen farklı faktörler sözkonusudur. Bu faktörler, değişkenlerde artış ve azalış meydana getirerek bir değişime neden olurlar. Bu değişim aynı zamanda, değişkenin trendini de değiştirir. İşte böyle bir değişime "Yapısal Değişim" veya "Yapısal Bozunma" denilmektedir ([22]).

Sosyo-ekonomik sistem değişmeleri, savaşlar, köklü politika değişiklikleri, ülkenin vergi politikası, grevler, enflasayonda meydana gelebilecek artış veya azalışlar iktisadi değişkenleri etkileyerek yapısal değişime neden olmaktadır.

Yapısal değişim aynı modele ait iktisadi değişken verilerinin, sanki ayrı "ana kitle"lerden meydana geliyormuş gibi farklılaşmasına yol açar. Bununla beraber yapısal değişim, özellikle, dinamik, hızlı gelişen, sosyo-ekonomik ve sosyo-politik değişmelerde de büyük önem kazanır([23]).

Yapısal değişim, deterministik veya stokastik olabilir. Eğer yapısal değişim olaydan veya zamandan kaynaklanıyorsa deterministiktir. Zamandan kaynaklanan yapısal değişim daha uzun sürelidir. Aynı şekilde yönetimden kaynaklanan yapısal değişim de deterministiktir ve zamandan kaynaklanan yapısal değişimden farklı olarak zaman birimlerinin birbirini takip etmesi gerekmemektedir. Fakat evrimsel olan yapısal değişim zaman içindeki gelişmelerden meydana gelmekte ve stokastiktir([24]).

### *1.2.2. Regresyon Modellerine Etkileri*

İktisadi değişkenlerde yapısal değişimin varolması regresyon modellerini önemli ölçüde etkilemektedir. Yapısal değişim, regresyon modellerini etkilediğinden ve

[21] Mehmet GENCELİ, Ekonometride İstatistik İlkeler, Filiz Kitabevi, İstanbul, 1989, s.205.
[22] Peter HACKL, Statistical Analysis and Forecasting of Economic Structural Change International Institute for Applied Systems Analysis Series, 1989, s.5.
[23] Ahmet KILIÇBAY, Uygulamalı Ekonometri, Filiz Kitabevi, İstanbul, 1983, s.142.
[24] HACKL, a.g.e., s.12.

değişkenler arasındaki ilişki de regresyon modelleri ile ortaya konulduğundan, yapısal değişim, tanımlama hatalarının da meydana gelmesine neden olmaktadır. Bu nedenle, aşağıda kısaca tanımlama hatalarından bahsedilecektir.

Regresyon modellerinin gerçek veya doğru olduğu kabul edildikten sonra ortaya çıkabilecek hatalara "Tanımlama Hataları" adı verilmektedir ([25]).

Regresyon modellerinde tanımlama hataları genellikle,

1. Hata terimlerinin tanımlanması.
2. Modelin fonksiyonel biçiminin yanlış seçilmesi.
3. Modele gereksiz değişken alınması.
4. Modele gerekli değişkenlerin alınmaması.
5. Değişkenlerdeki niteliksel değişmeler.

şeklinde sıralanan etkenler tarafından belirlenir. Bu etkenler kısaca açıklanırsa :

*1.* Hata terimlerinin tanımlanması

Regresyon modelleri, tesadüfi olan hata terimine büyük önem verirler. Hata terimleri, modele iki şekilde etki ederler. Birincisi;

$$Y = f(x)\varepsilon \qquad (1.14)$$

bu modele örnek olarak,

$$Y = Ax_1^{\lambda_1} x_2^{\lambda_2} \varepsilon$$

şeklinde bir üretim fonksiyonu verilebilir. İkincisi;

$$Y = \delta(x) + \varepsilon^* \qquad (1.15)$$

dir. Bu modele örnek olarak da,

[25] Şahin AKKAYA, Ekonometri II, Birinci Baskı, Berk Yayıncılık, İzmir, 1991, s.2.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \varepsilon$$

şeklinde doğrusal regresyon modeli verilebilir.

Şayet yukarıdaki regresyon modellerinde parametre tahmini yapılırsa, hata terimlerinden kaynaklanan bir tanımlama hatası sözkonusu olacaktır. Bunun nedeni ise, doğru olduğu kabul edilen $Y = f(x)\varepsilon$ modelinde, $\varepsilon$ 'nun varsayımları,

- Normal dağılımlı,
- Ortalaması sıfir,
- Varyansı $\sigma^2$ sınırlı ve belli,

şeklinde olsun. Bu varsayımlara göre,

$$E(\varepsilon) = e^{\sigma^2/2}$$

$$var(\varepsilon) = e^{\sigma^2(e^{\sigma^2}-1)}$$

dir. Yukarıdaki ikinci regresyon modelinde ise;

$$E(\varepsilon^*) = \delta(x_1)(e^{\sigma^2/2} - 1)$$

$$var(\varepsilon^*) = [\delta(x_1)^2][e^{\sigma^2}(e^{\sigma^2} - 1)]$$

dir.

Tanımlama hatası bulunan regresyon modelindeki hata teriminin özellikleri;

-$\varepsilon^*$ nin ortalaması sıfirdan farklı, varyansı sabit değildir.

-$\varepsilon^*$ normal dağılıma sahip değildir. Bu durumda tanımlama hatasına neden olan regresyon modeline göre parametre tahmini yapıldığında, tahmin eğilimli ve tutarsız olacaktır. Bu durumda doğru olan regresyon modeli,

$$Y = \delta(x) + \varepsilon$$

dir ([26]).

*2.* Modelin Fonksiyonel Biçiminin Yanlış Seçilmesi

Doğrusal regresyon modellerinde parametre tahmini ve istatistiklerin hesaplanması doğrusal olmayan regresyon modellerine göre daha kolaydır. İktisat teorisi ise modelin gerçek fonksiyonel biçimi hakkında kesin bir bilgi vermemektedir. Değişkenlerin gerçek verilerine göre mi doğrusal veya logaritmalı değerlerine göre mi doğrusal olması gerektiği hakkında yanlış bir karar verilmesi tanımlama hatasına neden olacaktır ([27]). Değişkenler arasındaki ilişkinin,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i^2 + \varepsilon_i \tag{1.16}$$

şeklindeki bir model ile açıklanması gerekirken

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i \tag{1.17}$$

modeli ile açıklandığında modelde $x_i^2$ değişkeni ve $\beta_2$ parametresi yer almadığından hata terimi,

$$\varepsilon_i^* = \beta_2 x_i^2 + \varepsilon_i$$

ve model

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i^*$$

şeklinde olacaktır. Fonksiyonel formun yanlış seçilmesi hata terimini etkileyerek, sabit varyans varsayımını da ortadan kaldırmaktadır.

---

[26] KILIÇBAY,Ekonometrinin ...., a.g.e., s.258-259.
[27] AKKAYA, a.g.e. s.3.

*3.* Modele Gereksiz Değişken Alınması

Bağımsız değişkenlerden modele alınması gereken değişkenler yerini ilgisiz bir değişkenin modelde olması durumunda da bir tanımlama hatası sözkonusu olmaktadır.

Gerçek model (1.17) deki gibi,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \varepsilon_i$$

iken, regresyon modeli

$$Y_i = \beta_0^* + \beta_1^* x_{i1} + \beta_2^* x_{i2} + \varepsilon_i^* \qquad (1.18)$$

şeklinde tahminde bulunulduğunda tanımlama hatası yapılmaktadır. Bunun nedeni ise $x_{i2}$ değişkeninin fazladan dahil edilmesidir. İlgisiz $x_{i2}$ değişkenin modelde bulunması $\beta_2^* = 0$ 'ın dikkate alınmadığını ifade eder. Bu durum ise bir serbestlik derecesi kaybına neden olacağından etkinlik kaybı sözkonusudur.

Aynı zamanda ilgisiz değişkenler durumunda gerçek modelin eğim parametresinin ve regresyon sabiti terimine ait parametrenin tahmincisi sapmasızdır ([28]).

Modele ilgisiz değişken alınması durumunda hata terimi varyansı $\sigma^2$ doğru tahmin edilir ve güven aralıkları, hipotez testleri geçerli olur, ayrıca çoklu doğrusal bağlantı problemini ortaya çıkarır.

*4.* Modele Gerekli Değişkenlerin Alınmaması

Bazı durumlarda değişken hakkında yeterli veri bulunamadığından değişken modele dahil edilemez. Gerçek model,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2}^2 + \varepsilon_i \qquad (1.19)$$

[28] Yüksel İŞYAR, Ekonometrik Modeller, Uludağ Üniversitesi Vakfı Yayın No: 92, UÜ Basımevi, Bursa, 1994, s.34-35.

iken, regresyon modeli

$$Y_i = \beta_0^* + \beta_1^* x_{i1} + \varepsilon^* \qquad (1.20)$$

olarak kurulur ise, $x_2$ değişkeni gerekli olduğu halde modele alınmayarak tanımlama hatasına neden olmaktadır. Bu durumda,

$$\varepsilon_i^* = \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$$

olmalıdır.

Yukarıdaki regresyon modelinde $x_{i2}$ değişkeninin alınmamasının olumsuz etkileri şunlardır ([29]) :

*a.* $x_{i1}$ ve $x_{i2}$ arasında ilişki sözkonusu ise $\beta_0^*$ ile $\beta_i^*$ sapmalı ve tutarsızdırlar.

*b.* $x_{i1}$ ve $x_{i2}$ arasında bir ilişki varsa da $\beta_i^*$ sapmasız olacağı halde $\beta_0^*$ sapmalı olmaya devam eder.

*c.* Hata terimi varyansı $\sigma^2$ yanlış tahmin edilecektir.

*d.* $\mathrm{var}(\hat{\beta}_1^*) = \dfrac{s^2}{\sum x_{i1}^2}$ ve $\mathrm{var}(\hat{\beta}_1) = \dfrac{s^2}{\sum x_{i1}^2 (1 - r_{12}^2)}$ dir ve $\hat{\beta}_1^*$ 'in varyansı, $\hat{\beta}_1$ gerçek tahmincisi varyansının sapmalı tahmincisidir. Fakat $r_{12}=0$ olduğunda $\hat{\beta}_1^*$ ve $\hat{\beta}_1$ 'in varyansları birbirine eşit ve sapmasızdır.

*e.* $Y_i = \beta_0^* + \beta_1^* x_{i1} + \varepsilon_i^*$ modeliyle yapılacak parametre tahmini, güven aralıkları ve hipotez testlerinde yanlış kararlara neden olmaktadır.

*5.* Değişkenlerdeki Niteliksel Değişmeler

Regresyon analizi zaman serisi için kurulmuş ise, modelde kullanılan değişkenlerde niteliksel değişmeler olabilir. Regresyon modeli (1.19) daki gibi,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$$

[29] GUJARATI, a.g.e., s.403.

olsun. $x_{i1}$ değişkeninde herhangi bir nedenle niteliksel bir değişme olduğunu ve değişme de $x_{i1}$ değişkeninde $\gamma_i$ gibi bir artış meydana getirdiğini kabul edelim. Bu durumda,

$$x^*_{i1} = x_{i1} + \gamma_i$$

ise

$$x_{i1} = x^*_{i1} - \gamma_i$$

dir. Bu eşitlik regresyon modelinde yerine konulursa,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$$
$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 (x^*_{i1} - \gamma_i) + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon_i$$

olacaktır. Modeldeki bu değişikliğe göre hata terimi de;

$$\varepsilon^*_i = \varepsilon_i - \beta_1 \gamma_i$$

olacak ve regresyon modeli;

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x^*_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \varepsilon^*_i \qquad (1.21)$$

dir. Yukarıdaki regresyon modelinde niteliksel değişme sadece bir bağımsız değişken içindir. Ancak birden fazla bağımsız değişken içinde niteliksel değişme sözkonusu olabilir.

### *1.2.3. Regresyon Modellerinde Yapısal Değişimin Chow Testi İle İncelenmesi*

İki dönem arasında yapısal değişim olup olmadığı bulunmak istenildiğinde yaygın olarak tercih edilip kullanılan test "Chow Testi"dir.

İki değişkene ait veriler iki farklı döneme ayrılabilir ve Chow testi ilgili dönemler arasındaki bölünmede parametrelerdeki değişmelerin testi olarak bilinir ([30]).

İki dönem arasındaki değişim bulunmak istendiğinde;

1. dönem, $Y_t = \beta_0^{'} + \beta_1^{'} x_t + \varepsilon_t \qquad t = 1, 2, ...., n_1$ (1.22)

2. dönem $Y_t = \beta_0^{''} + \beta_1^{''} x_t + \varepsilon_t \qquad t = 1, 2, ...., n_2$ (1.23)

(1.22) ve (1.23) da verilen regresyon modellerinin matris formunda gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_{n1} \\ \cdots \\ Y_{n1+1} \\ Y_{n1+2} \\ \vdots \\ Y_{n1+n2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_1 & 0 & 0 \\ 1 & x_2 & 0 & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 1 & x_{n+1} & 0 & 0 \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & 1 & x_{n1+1} \\ 0 & 0 & 1 & x_{n1+2} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ 0 & 0 & 1 & x_{n1+n2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0^{'} \\ \beta_0^{''} \\ \beta_1^{'} \\ \beta_1^{''} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_{n1} \\ \cdots \\ \varepsilon_{n1+1} \\ \varepsilon_{n1+2} \\ \vdots \\ \varepsilon_{n1+n2} \end{bmatrix} \qquad (1.24)$$

(1.24) daha kısa yazılırsa

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_1 & 0 \\ 0 & x_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0^{'} \\ \beta_1^{'} \\ \beta_0^{''} \\ \beta_1^{''} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix}$$

veya

$$Y = x\,\beta + \varepsilon \qquad (1.25)$$

(1.25) 'de verilen regresyon denklemine En Küçük Kareler (EKK) uygulanırsa.

[30] Adrian C.DARNELL. A Dictionary of Econometrics. Edward Publishing Limited. USA. 1994. s.50.

$$b = (x'x)^{-1}x'y$$

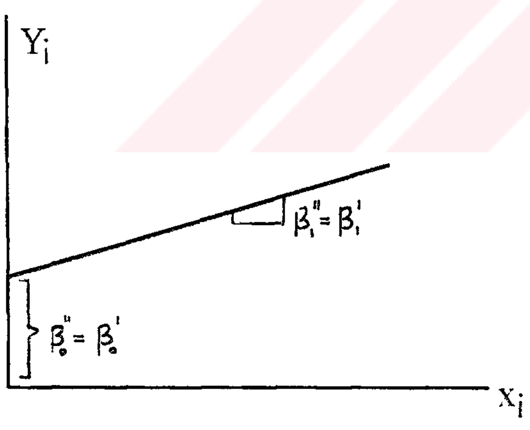
$$= \begin{bmatrix} (x_1'x_1)^{-1} & 0 \\ 0 & (x_2'x_2)^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_1'y_1 \\ x_2'y_2 \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} (x_1'x_1)^{-1} & x_1'y_1 \\ (x_2'x_2)^{-1} & x_2'y_2 \end{bmatrix} \qquad (1.26)$$

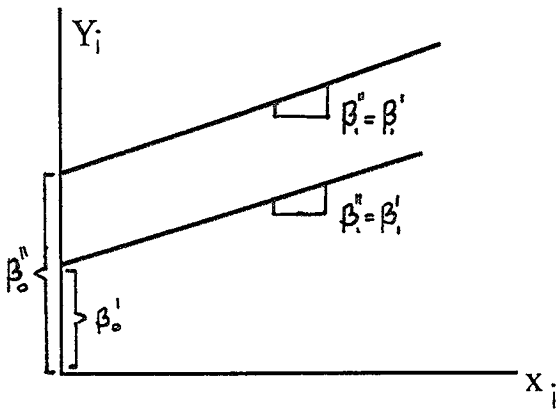
Burada yapılan hesaplamalarla, (1.22) ve (1.23) da verilen regresyon denklemlerine ayrı ayrı En Küçük Kareler uygulanarak elde edilen hesaplamalar özdeştirler ([31]).

(1.22) ve (1.23) de verilen regresyon denklemlerinde dört ihtimal sözkonusudur :

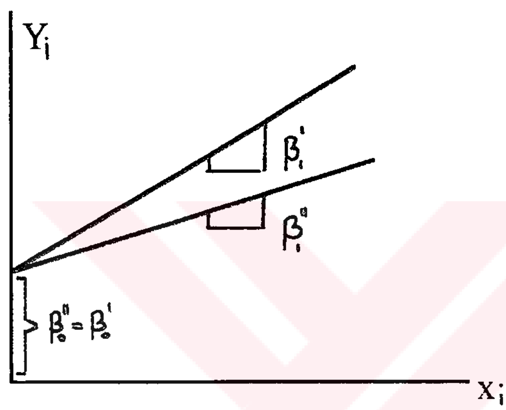
*1.* $\beta_0' = \beta_0''$ ve $\beta_1' = \beta_1''$ dir, yani iki regresyon birbiriyle özdeştir.



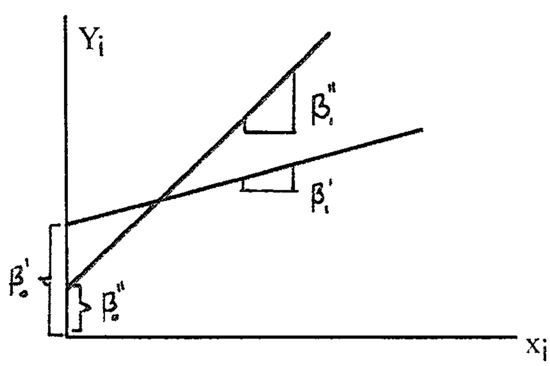

[31] J.JOHNSTON, Econometrics Methods. 3nd Edition. McGraw Hill International Edition. Singapore. 1991, s.207-208.




*2.* $\beta_0' \neq \beta_0''$ ancak $\beta_1' = \beta_1''$ dir, yani regresyon modelinin sadece başlangıç noktaları farklıdır.




*3.* $\beta_0' = \beta_0''$ ancak $\beta_1' \neq \beta_1''$ dir, yani regresyon modellerinin başlangıç noktaları aynı, eğimleri farklıdır.




*4.* $\beta_0' \neq \beta_0''$ ve $\beta_1' \neq \beta_1''$, yani regresyon model leri birbirinden tamamen farklıdır.

Bu olasılıkların tümünü test edebilmek yani (1.22) ve (1.23)'de verilen regresyon modellerinde yapısal bir değişim olup olmadığını bulmak için bazı istatistiksel teknikler kullanılmaktadır. Yukarıda ifade edildiği gibi sabit varyans varsayımının geçerli olduğu durumlarda bu istatistiksel tekniklerden biri Chow Testi'dir.

Chow Testi şu varsayımlara dayanır :

- Regresyon modellerindeki hata terimleri normal dağılım gösterirler.
- Hata terimleri ortak varyansa sahiptir, yani $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$ dir.
- Hata terimleri bağımsız olarak dağılırlar.

Bu varsayımlara göre Chow Testi aşağıdaki süreci izler ([32]) :

1 Adım : $H_0$: $\beta_1' = \beta_1''$

$H_0$: $\beta_1' \neq \beta_1''$

2. Adım : (1.22) de verilen regresyon modelinde hata kareler toplamı $RSS_1$, (1.23) de verilen regresyon modelinde hata kareler toplamı $RSS_2$ olduğu varsayılsın. $n_1$ ve $n_2$ gözlemlerini birleştirerek elde edilen regresyon modelinin hata kareler toplamına "Sınırlanmış Hata Kareler Toplamı" denilmekte ve RRSS olduğu varsayılmaktadır. RRSS $\beta_1 = \alpha_1$ sınırlamasını etkin bir şekilde göstermektedir. Buna karşılık "Sınırlanmamış Hata Kareler Toplamı"da URSS ile gösterilirse,

$$URSS = RSS_1 + RSS_2$$

dir.

3. Adım : Verilen Chow Testi varsayımları şöyle gösterilebilir,

$$F_{k,(n_1+n_2-2k)} = \frac{[RRSS - URSS]/k}{URSS/(n_1 + n_2 - 2k)}$$

Burada k, tahmin edilen parametrelerin sayısıdır.

[32] Şahin AKKAYA, M.Vedat PAZARLIOĞLU, Ekonometri I, 3.Baskı, Berk Yayıncılık, İzmir, 1995, s.237.

4. Adım : Hesaplanan F değeri seçilen bir anlamlılık düzeyinde F değerini aşıyorsa $H_0$ hipotezi reddedilerek yapısal değişim olduğu kararına varılır.

Test, değişim noktalarının doğru seçiminde duyarlıdır ve değişim noktalarının yanlış seçilmesi testin güç kaybına neden olur. Otokorelasyon ve Değişen Varyans, test istatistiğini etkiler. Bu nedenle Chow Testi'nin uygulanmasından önce her iki dönemin varyanslarının eşitliği incelenmelidir ([33]).

$$s_t^2 = \frac{RSS_t}{n_1 + n_2 - k}$$

Burada (i = 1, 2) $s_t^2$ , $\sigma_1^2$ ve $\sigma_2^2$ nin sapmasız tahmincileri olduğundan test edilebilir.

F istatistiği;

$$F_{n_1-k,n_2-k} \approx \frac{s_1^2/\sigma_1^2}{s_2^2/\sigma_2^2} \qquad (1.27)$$

olarak yazılabilir. $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$, $s_1^2/s_2^2 \approx F_{n_1-k,n_2-k}$ altında sıfır hipotezini test etmek için, $F = s_1^2/s_2^2$ istatistiği $F_{n_1-k,n_2-k}$ belli bir anlamlılık düzeyinde karşılaştırılabilir. Eğer sıfır hipotezi kabul edilirse Chow Testi uygulanmalıdır.

Chow Testinde $n_1$ ve $n_2$ 'nin k tahmin edilen parametre sayısında küçük olmaması şarttır. Eğer $n_1<k$ ve $n_2<k$ ise (1.22) ve (1.23) de verilen regresyon modellerini uygulamak mümkün olmayacağından RSS'ler hesaplanamaz ([34]).

Bu gibi durumlarda Chow Predictive Test uygulanmaktadır.

---

[33] GENCELİ. a.g.e.. s.207.
[34] DARNELL. a.g.e.. s.51.

### *1.3. KUKLA DEĞİŞKEN YAKLAŞIMI*

Bir regresyon analizinde en çok kullanılan yöntemlerden biri de "Kukla Değişken Yaklaşımı"dır. Bu değişkenler, savaş ve barış yılları, farklı mevsimler veya geçici etkileri temsil etmek için kullanılmakla beraber, kukla değişkenler, cinsiyet, medeni hal, mesleki veya sosyal durum gibi nitel değişkenler ve nicel değişkenlerin yerine de kullanılmaktadır ([35]).

Kukla değişkenler bir regresyon modelinde parçalı fonksiyon kaymalarını ortaya koymada uygun bir yoldur. Bu nedenle aşağıda kukla değişkenlerden kısaca sözedilecektir.

#### *1.3.1. Kukla Değişkenlerin Parametreler Üzerindeki Etkisi*

Bir fonksiyonun kayması, bütün öteki katsayılar aynı kalırken sabit değerin dönemler boyunca değişmesi anlamına gelir. Bu kaymalar fonksiyona bir kukla değişken yardımıyla katılabilir ([36]).

Kukla değişken modeli,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 D_i + \varepsilon_i \tag{1.28}$$

olsun. Burada, $D_i$ kukla değişkendir. $D_i$ aşağıdaki gibi tanımlanırsa,

$$D_i = \begin{cases} 1 & ,\text{Birinci dönem için} \\ 0 & ,\text{İkinci dönem için} \end{cases}$$

Bu durumda iki fonksiyon sözkonusu olacaktır.

[35] J.JOHNSTON. Çev.:Yüksel İSYAR. Ergün KİP. Ekonometrik Metodlar. Atatürk Üniversitesi Yayınları. No: 584. Erzurum. 1981. s.221.
[36] A.KOUTSOYIANNIS. Çev.: Ümit ŞENESEN. Gülay Günlük ŞENESEN. Ekonometri Kuramı. İTÜ İşletme Bölümü. Birinci Baskı. 1989. s.284.

1. Birinci dönem için,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 + \varepsilon_i$$

2. İkinci dönem için,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

dir. (1.28) de verilen model aşağıdaki gibi yazılırsa,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i D_i + \varepsilon_i \tag{1.29}$$

burada da $D_i$ yine kukla değişkendir. Buna göre,

1. Birinci dönem için,

$$Y_i = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2) x_i + \varepsilon_i$$

2. İkinci dönem için,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

Görüldüğü gibi iki modelde de sabit değer değişmemekte fakat eğim katsayısı ikinci dönemde $\beta_1$ iken birinci dönemde $(\beta_1 + \beta_2)$ olarak değişmektedir.

(1.28) de verilen modelin alternatif bir formu da,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 D_i + \beta_3 x_i D_i + \varepsilon_i \tag{1.30}$$

şeklinde yazılabilir. Yine,

1. Birinci dönemde,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_2 + (\beta_1 + \beta_2)x_i + \varepsilon_i$$

2. İkinci dönemde,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$$

Model, (1.30) 'deki gibi yazıldığında ikinci dönemdeki fonksiyona göre birinci dönemdeki fonksiyonun hem sabit değeri hem de eğim katsayısı değişmektedir ([37]).

Önce birinci ve ikinci dönem için modeller yazılırsa,

$Y_i = \beta_1 + \beta_3 x_i + \varepsilon_i$ , birinci dönem için

$Y_i = \beta_2 + \beta_3 x_i + \varepsilon_i$ , ikinci dönem için

Birinci ve ikinci dönemde regresyon modellerinin farklılık gösterdiği ve $\beta_1 > \beta_2$ olduğu varsayılsın. Görüldüğü gibi her iki eşitlikte de eğim katsayısı $\beta_3$ dür. Bu iki regresyon modeli arasındaki ilişkiyi tek bir tahmin eşitliği ile açıklayabilmek için kukla değişken kullanmak gerekmektedir.

$$Y_i = \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 x_i + \varepsilon_i \qquad (1.31)$$

Birinci dönem için $D_1 = 1,\ D_2 = 0$

İkinci dönem için $D_1 = 0,\ D_2 = 1$

Bu şekilde ortaya çıkan kukla değişken tuzağından kurtulmak için, modele sabit değer eklendiğinde,

[37] İŞYAR, a.g.e., s.191-195.

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 x_i + \varepsilon_i \tag{1.32}$$

olmaktadır. Böylece kukla değişkenlerden birim atarak sorun çözümlenmektedir. Ancak yorum eskisi gibi değildir. Bu durumda,

Birinci dönem için, $Y_i = \beta_1' + \beta_3' x_i$

İkinci dönem için, $Y_i = \beta_1' + \beta_2' + \beta_3' x_i$

olacaktır. Yorum yapılırsa,

$\beta_1' = \beta_1$ Birinci döneme ait sabit değer

$\beta_1' + \beta_2' = \beta_2$ İkinci döneme ait sabit değer

$\beta_2' = \beta_1 - \beta_2$ Her iki döneme ait sabit değer

Kukla değişken tuzağından kurtulmak için (1.32) de verilen model kullanıldığında, kukla değişkenler için test istatistiklerinin uygulanması dikkat gerektirir. Şöyle ki;

1. $\beta_1'$ için bilinen "t" testi yapıldığında bu katsayının anlamlı bir biçimde sıfırdan farklılığı, bilinen formül ve yöntemle araştırılır.

2. $\beta_2'$ için yapılacak benzer test ise, birinci ve ikinci dönemin sabit değerlerinin, anlamlı bir biçimde birbirinden farklı olup olmadığını gösterir.

3. Eğer ikinci dönemin sabit değerinin $\beta_1' + \beta_2'$ nün sıfırdan farklı olup olmadığı test edilmek istenirse,

$$Ho : \beta_1' + \beta_2' = 0$$

"t" testi için;

$$\sigma_{\beta_1' - \beta_2'} = \sqrt{\mathrm{var}(\beta_1') + \mathrm{var}(\beta_2') + 2\,\mathrm{cov}(\beta_1', \beta_2')}$$

hesaplandıktan sonra;

$$t_{(\beta_1'+\beta_2')} = \frac{\beta_1'+\beta_2'}{\beta_1+\beta_2}$$

değeri bulunup tablo değeri ile karşılaştırılması gerekir([38]).

### *1.3.2. İki Regresyon Modelinin Karşılaştırılmasında Kukla Değişken Yaklaşımı*

(1.22) ve (1.23) de verilen regresyon modellerindeki $n_1$ ve $n_2$ gözlemlerinin biraraya getirilmesiyle aşağıdaki model oluşmaktadır.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 D_t + \beta_3 D_t x_t + \varepsilon_t \qquad (1.33)$$

Burada, birinci dönemdeki gözlemler için D = 1 iken, ikinci dönemdeki gözlemler için D = 0 dır.

(1.33) deki model gözönünde bulundurularak ve $E(\varepsilon_t) = 0$ varsayımı ile

$$E(Y_t / D_t = 0, x_t) = \beta_0 + \beta_1 x_t \qquad (1.34)$$

$$E(Y_t / D_t = 1, x_t) = (\beta_0 + \beta_2) + (\beta_1 + \beta_3) x_t \qquad (1.35)$$

(1.22) ve (1.23) da verilen modellerle (1.34) ve (1.35) deki modeller karşılaştırıldığında, $\beta_0'' = \beta_0$ , $\beta_1'' = \beta_1$, $\beta_0' = (\beta_0 + \beta_2)$, $\beta_1' = (\beta_1 + \beta_3)$ dır.

(1.33) da $\beta_0$ , farklı başlangıç noktası ve $\beta_1'$ , birinci dönemin eğim katsayısının ikinci dönemin eğim katsayısından ne kadar farklı olduğunu gösteren eğim katsayısıdır. Kukla değişkenin toplam formunda verilmesi iki dönem doğrularının başlangıç noktaları arasında bir ayrım yapılmasını sağladığı gibi, çarpım formunda verilmesi de iki dönemin eğim katsayıları arasında ayrım yapılmasını sağlamaktadır.

---

[38] Önder ÖZKAZANÇ, Ekonometriye Giriş, Eskişehir, 1989, s.85-89.

### *1.3.3. Kukla Değişkenlerin Chow Testine Üstünlüğü*

Chow testini aslında kukla değişkenler kullanarak özetlemek mümkündür. Ancak herhangi bir uygulamada chow testi ve kukla değişken testinden elde edilen sonuçlar aynı olmasına rağmen kukla değişken yönteminin, Chow testine bazı üstünlükleri vardır. Bu üstünlükleri sıralamak gerekirse ([39]);

1. Kukla değişken testinde bir regresyon modeli yeterliyken, chow testinde model iki ayrı döneme ayrılarak birbirinden farklı regresyon modeli sözkonusu olmaktadır.
2. Başlangıç noktalarının farklı olup olmadığı hipotezinin testi için bir tek regresyon modeli kullanmak mümkündür. Bu nedenle, farklı başlangıç noktası katsayısı $\beta_2$ istatistiksel açıdan bir anlam taşımıyorsa iki regresyon modelinin başlangıç noktalarının çakışık olduğu hipotezi kabul edilir. Yine farklı eğim katsayısı $\gamma_2$ istatistiksel açıdan anlamsız fakat $\beta_2$ yani başlangıç noktası katsayısı anlamlı ise, iki regresyon aynı eğime sahiptir. Yani iki regresyon doğrusu da paraleldir. $\beta_2 = \beta_3 = 0$ hipotezinin testi için F testi yapılabilir. Şayet hipotez istatistiksel açıdan kabul edilirse regresyon doğruları birbiriyle çakışır.
3. Chow testi, başlangıç noktasının mı yoksa eğimin mi farklı olduğunu veya iki dönemde her ikisinin birlikte farklı olup olmadığını açıkça belirtmez yani, yanlız eğimin veya başlangıç noktasının ya da her ikisinin farklı olmasının ortaya konulmasında chow testi önemlidir. Kukla değişken yaklaşımı ise, yanlız iki regresyonun farklı olup olmadığını değil aynı zamanda farklılığın kaynağını ayrıntılı olarak da belirttiği için, belirgin bir üstünlüğe sahiptir.
4. Son olarak, kukla değişken yaklaşımında regresyon modellerinin birleştirilmesi serbestlik derecesini de artırdığından tahmin edilen parametrelerin etkinliğini arttırmaktadır.

[39] GUJARATI, a.g.e., s.512-514.

### *1.3.4. Kukla Değişken ve Değişen Varyans*

İki dönem arasındaki değişimi bulmak için kurulan regresyon modellerini, bir modelde birleştirmek için kukla değişkenleri kullanılmaktaydı.

Kukla değişken tekniği kullanılırken, $\mathrm{var}(\varepsilon_{1t}) = \mathrm{var}(\varepsilon_{2t}) = \sigma^2$ olması şarttır. Eğer bu varsayım geçerli değil ise, yani iki hata terimi varyansı birbirinden farklı ise başlangıç noktaları ve eğim katsayıları istatistiksel açıdan farklı olacak, yani birleştirilmiş regresyon modelindeki kukla değişken katsayıları istatistiksel açıdan anlamlı bulunacaktır.

Bu nedenle kukla değişken yaklaşımında önce değişen varyans problemi çözülmeli, daha sonra kukla değişken tekniği kullanılmalıdır.

### *1.3.5. Kukla Değişken ve Otokorelasyon*

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 D_t + \beta_2 x_t + \beta_3 (D_t x_t) + \varepsilon_t \qquad (1.36)$$

(1.36) da verilen modelin birinci döneminde $n_1$ gözlem bulunmakta ve bu gözlemler için $D_t = 0$, modelin ikinci döneminde $n_2$ gözlem bulunmakta ve bu gözlemler için $D_t=1$ olduğu varsayılmaktadır.

Ayrıca hata teriminin,

$$\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} - u_t \qquad (1.37)$$

ile verildiği düşünülürse ki, burada $u_t$ standart varsayımları sağlamaktadır.

Birinci derece otokorelasyondan kurtulmak için kullanılan yöntemlerden birisi de genelleştirilmiş fark yöntemidir. Buna göre $\rho$ 'nun bilindiği veya hesaplandığı varsayılırsa, $(Y_t - \rho Y_{t-1})$ ve $(x_t - \rho x_{t-1})$ olarak kullanır. Fakat kukla değişkeni, gözlemleri birinci ve ikinci döneme ait şekilde basitçe sınıflandırıldığında ortaya dönüşümün nasıl yapılacağı şeklinde bir problem çıkmaktadır ([40]).

Bu durumun ortadan kalkması için aşağıdaki işlemler sözkonusudur ([41]):

1. $Y_t = \beta_0 + \beta_1 D_t + \beta_2 x_t + \beta_3 (D_t x_t) + \varepsilon_t$ modelinde birinci dönemde tüm gözlemler için $D_t$=0, ikinci dönemde, birinci gözlem için $D_t$ nin değeri 1 yerine 1/(1-ρ) ve diğer tüm gözlemler için $D_t$ = 1 dir.

2. $x_t$ değişkeninin ($x_t$ - $\rho x_{t-1}$) şeklindeki dönüşümünde bir gözlem kaybedilmesi sözkonusudur.

3. Birinci dönemde tüm gözlemler için $D_t x_t$=0 (Birinci dönemde $D_t$=0), ikinci dönemde birinci gözlem $D_t x_t = x_t$ geriye kalan tüm gözlemler için $(D_t x_t - D_t x_{t-1}) = (x_t - \rho x_{t-1})$ dir ($D_t$=1).

[40] GUJARATI, a.g.e., s.527.

[41] G.S.MADDALA, Introduction to Econometrics, 2nd Edition,Macmillan Publishing Company, New York, 1990, s.321-322.

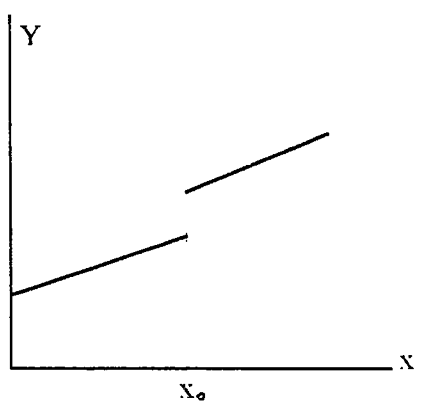
# İKİNCİ BÖLÜM
# SPLINE FONKSİYONLARI

## 2.1.KUKLA DEĞİŞKEN GÖSTERİMİNİN VARYASYONU : SPLINE FONKSİYONLARI

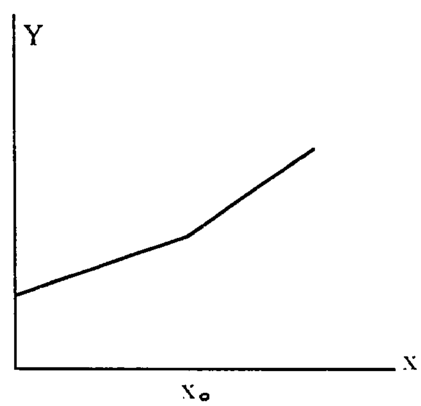
Kukla değişken yaklaşımının bir varyasyonu olarak spline fonksıyonları, Poirier tarafindan yapısal değişimlerin katsayılardaki ani değişiklikler tarafından temsil edildiğini vurgulamıştır. Aynı zamanda niteliksel değişmeler dönemlere ayrılarak incelenmek yerine bu değişmelerin temelinde yatan fonksiyonu sürekli hale getirip değerlendirmek daha uygundur. Bu da spline'lar ile mümkün olmaktadır ([42]). Spline fonksiyon modeli, toplam dönemi iki alt döneme ayırdığı kabul edilirse, aşağıdaki gibi açıklanır :

$$\begin{array}{lll} \text{1.Dönem} & Y_t = \beta_0' + \beta_1' x_t & x_t \leq x_0 \\ \text{2.Dönem} & Y_t = \beta_0'' + \beta_1'' x_t & x_t > x_0 \end{array} \qquad (2.1)$$

Şekil (2.1) 'de düzensiz olarak görülen fonksiyonlar iki alt dönemdeki veriler kullanılarak Şekil (2.2) 'deki gibi düzenli hale getirilebilir. Yani $x_t = x_0$ kırılma noktasında sürekli doğrusal bir spline fonksiyonunu gösterir.




Şekil 2.1




Şekil 2.2

---

[42] Asad ZAMAN. Statistical Foundations For Econometric Techniques. Academic Press Inc.. New York. 1996. s.215.

(2.1) 'de verilen fonksiyonlar spline fonksiyonları yardımıyla sürekli hale getirilmeyip Chow testi uygulanırsa, birinci dönem öncesi ve birinci dönem birleştirilebilmekte, ancak ikinci dönem öncesi ve ikinci dönem sonrası parametreleri birbirinden kesinlikle farklı olmaktadır.

### *2.1.1. Tanım ve Özellikleri*

Poirier ve Garber'in çalışmaları yanında, Borth, Kraft, McGee ve Charlton tarafından da ekonomik problemlere uygulanan spline fonksiyonları şu şekilde tanımlanabilir :

Spline fonksiyonları, modelin fonksiyonel biçiminin önceden belirlenmesi gerekmeksizin eğrisel tesadüfi bir fonksiyonun sınırına yaklaştırmak için kullanılan bir araçtır ([43]).

Diğer bir tanım ise, spline fonksiyonları, sürekli olmayan parçalardan meydana gelen fakat eğri gösteriminde her bir parçanın sürekli bir fonksiyon olduğu ve bu parçaların dağılımlarının düzgün olması gerekmeyen fonksiyonlarıdır ([44]).

Spline fonksiyonları şu özelliklere sahiptir ([45]):

- Süreksiz parçalar durumundaki fonksiyonun, spline fonksiyonlarında önemli yeri olan kırılma noktasında birleştirilmesiyle fonksiyonun sürekliliği sağlanabilir.
- Regresyon modellerindeki bağımsız değişkenler düzgün ve durağan olmalıdır. Bu durum spline fonksiyonlarının kullanımını kolaylaştırmaktadır.
- Modeldeki bağımsız değişkenler arasındaki fark, $(x_t - x_{t-1})$, %50 kadar olmalıdır. Bu fark çok yüksek olduğunda spline fonksiyonlarının uygulanması zorlaşmaktadır.

---

[43] Daniel B. SUITS, Andrew MASON and Louis CHAN, "Spline Functions Fitted By Standard Regression Methods", The Review of Economics and Statistics, Vol: LX, Number : 1, February, 1978, s.132.

[44] Robert S. PINDYCK and Daniel L. RUBINFELD, Econometric Models and Economic, 3rd Edition, McGraw Hill Inc., New York, 1991, s.118.

[45] Ümit R. ALGAN, "Türkiye Avrupa Topluluğu Dış Ticaretinde Görülen Yapısal Değişimin Doğrusal Spline Fonksiyonları Çerçevesinde İncelenişi", Çukurova Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, Cilt: 3, Sayı : 1, 1989, s.59.

### *2.1.2.Spline Fonksiyonları ve Kukla Değişkenleri*

Regresyon modellerinde bir değişkenin ölçülebilir etkisi diğer değişkenlerdeki değişimi sürekli olarak göstermek için kukla değişkenleri kullanılmakta ([46]), bu nedenle spline fonksiyonları kukla değişken yaklaşımının varyasyonu olarak ifade edilebilmektedir.

#### *2.1.2.1.Spline Fonksiyonları İle Kukla Değişkenleri Arasındaki İlişki*

Regresyon modellerinde niteliksel değişmelerden meydana gelen yapısal değişimi analiz etmek için kukla değişkenin varyasyonu kullanılabilir. Veri matrisi;

$$x = \begin{bmatrix} I_1 & 0 & x_1 & 0 \\ I_2 & I_2 & x_2 & x_2 \end{bmatrix}$$

şeklindedir. Matrisin birinci sütunu I, ikinci sütunu D ile gösterilirse,

$$z = \begin{bmatrix} I & D & x & Dx \end{bmatrix}$$

olmaktadır. Regresyon modeli,

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 D_1 + \beta_3 D_2 + \varepsilon_t$$

de hesaplanan parametreler, iki ayrı regresyon modeli ile hesaplanan parametrelere eşdeğerdir. Ancak ayrı regresyon modellerinde iki grup da,

$$E[\varepsilon^2 / D = 0] = \sigma^2$$
$$E[\varepsilon^2 / D = 1] = \sigma^2$$

sahip ise, verileri bir araya getirerek tek bir parametre hesaplamak ve iki grup arasındaki varyans, birbirinden farklı ise verileri ayırarak hesaplama yapmak en iyi yaklaşımdır ([47]).

[46] PINDYCK and RUBINFELD, a.g.e.. s.117.
[47] GREENE. a.g.e.. s.235-236.

$$
\begin{aligned}
Y_t &= \beta'_0 + \beta'_1 x_t + \varepsilon_t \quad x_t \le x_{t0} \\
Y_t &= \beta''_0 + \beta''_1 x_t + \varepsilon_t \quad x_t \ge x_{t0}
\end{aligned}
\tag{2.2}
$$

Kukla değişken yaklaşımı modele uygulandığında sadece farklı iki regresyon eğrısi değil, aynı zamanda $E(Y_t / x_t = x_{t0})$ ‘nın farklı iki değerine işaret eden iki eğri de vermesi mümkündür. Model, $x_t = x_{t0}$ ise E(Y)‘nin $\beta'_0 + \beta'_1 x_{t0}$ ve $\beta''_0 + \beta''_1 x_{t0}$ tarafindan belirlendiği ve eşit olacağı kısıtlamasını da içerir.

Kukla değişkenlerin bu uygulamasında eğri süreksiz olduğundan, $x_t = x_{t0}$‘de eğri $\beta'_0 + \beta'_1 x_{t0}$ ‘ın değerinden $\beta''_0 + \beta''_1 x_{t0}$ ‘ın bir değerine sıçrar. Regresyon eğrisini kırılma noktasında sürekli hale getirmek spline fonksiyonlarının uygulamasıdır.

(2.2) ‘deki model kısıtlamalı olarak,

$$
\begin{aligned}
Y_t &= \beta'_0 + \beta'_1 x_t + \varepsilon_t \quad x_t \le x_{t0} \\
Y_t &= \beta''_0 + \beta''_1 x_t + \varepsilon_t \quad x_t \ge x_{t0}
\end{aligned}
$$

ve

$$
\beta'_0 + \beta'_1 x_{t0} = \beta''_0 + \beta''_1 x_{t0}
$$

şeklinde yazılabilir. Kukla değişkeni $D_t$,

$$
\begin{aligned}
D_t &= 0 \qquad x_t \le x_{t0} \\
D_t &= 1 \qquad x_t > x_{t0}
\end{aligned}
$$

$$
Y_t = \beta'_0 + (\beta''_0 - \beta'_0) D_t + \beta'_1 x_t + (\beta''_1 - \beta'_1) D_t x_t + \varepsilon_t
$$

kısıtlamalı olarak,

$$
(\beta''_0 - \beta'_0) = -x_{t0}(\beta''_1 - \beta'_1)
$$

$$\begin{aligned} Y_t &= \beta_0' - x_{t0}(\beta_1'' - \beta_1')D_t + \beta_1' x_t + (\beta_1'' - \beta_1')D_t x_t + \varepsilon_t \\ &= \beta_0' + \beta_1' x_t + (\beta_1'' - \beta_1')D_t(x_t - x_{t0}) + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{2.3}$$

Bir sabit üzerine $Y_t$ 'nin regresyonu ifade edilirken $x_t$ ve karşılık etkili terim $z_t$,

$$z_t = D_t(x_t - x_{t0}) \tag{2.4}$$

şeklinde doğrusal spline regresyonunu verir ([48]).

### *2.1.2.2. Spline Fonksiyonlarının Kukla Değişkenlerine Üstünlüğü*

Spline fonksiyonlarının kukla değişkenlerine üstünlükleri şu şekilde açıklanabilir ([49]).

- Spline fonksiyonlarında yapısal değişmeden kaynaklanan kırılma noktaları vardır.
- Spline fonksiyonları regresyon modellerinde yapısal değişme sırasında meydana gelen kopmayı yukarıda bahsedilen kırılma noktasıyla birleştirerek fonksiyonun sürekliliğini sağlamaktadır.
- Spline fonksiyonlarında belirlenen yeni fonksiyon yapısal değişmelerden sonraki yeni elastikiyetteki farktan kaynaklanmaktadır.

### *2.1.3. Spline Fonksiyonları ve Kırılma Noktası*

Fonksiyonun en temel özelliği, regresyon modellerinde meydana gelen niteliksel değişimlerin, değişkenleri etkilemesidir. Eğer bu değişim değişkenleri önemli ölçüde etkiliyorsa, modelde yapısal değişime neden olmakta ve bu değişimin olduğu noktada fonksiyon yön değiştirmektedir. Bu tür fonksiyonlarda, doğru yön değiştirirken bir kırılma meydana getirmektedir.

[48] DARNELL, a.g.e., s.376-377.
[49] Kutluk K.SÜMER, "Parçalı Doğrusal Regresyon Metodu İle Türk Tüketim Anlayışındaki Yapısal Değişikliğin Yorumu", Marmara Üniversitesi, Ekonometri Dergisi, Ocak 1994, s.150.

Regresyon modellerinde, değişmeler bir kez meydana gelebileceği gibi birkaç kez de değişme olması olasıdır. Bu durumda, fonksiyonda birden fazla kırılma meydana gelmekte ve fonksiyon ikiden fazla döneme ayrılmaktadır.

#### *2.1.3.1. Kırılma Noktasının Özellikleri*

Spline fonksiyonlarında kırılma noktasının özellikleri şöyle sıralanabilir ([50]);

1. Kırılma noktasının belirlenmesi fonksiyonun seçimiyle yakından ilişkilidir.
2. Kırılma noktası regresyon modellerinde niteliksel değişmelerden meydana gelen dönemler arasındadır. Ayrıca herbir döneme ait hata, fark kareler toplamının minimum olduğu noktadadır.
3. Sapmalara ilişkin değer ve grafiklerin incelenmesinde en büyük sapmanın bulunduğu nokta kırılma noktası olarak kabul edilebilir.
4. Kırılma noktası verilerin genel durumuyla da yakından ilişkilidir (gözlem değerlerinin sayısı, minimum ve maksimum değerler gibi).
5. Seride seçilecek kırılma noktası sayısı mümkün olduğu kadar az olmalıdır.
6. Her dönem içerisinde en az 4 veya 5 gözlem değeri bulunmalıdır.
7. Kübik spline fonksiyonlarında her peryod da birden fazla maksimum veya minimum nokta bulunmaması; şayet varsa bu noktaların dönemin ortasında olması ve değişim noktalarının kırılma noktalarına yakın olması sağlanmalıdır.

#### *2.1.3.2. Kırılma Noktasının Belirlenmesi*

Kırılma noktası önceden bilinmediğinden spline fonksiyonlarının analizinde en önemli nokta, kırılma noktasının belirlenmesidir.

Kırılma noktasının belirlenmesi için bazı yöntemler olmasına karşın burada sadece grafik yöntem ve CUSUM ve CUSUMSQ testinden bahsedilecektir.

[50] ALGAN, a.g.e., s.59.

***2.1.3.2.1. Grafik Yöntem***

Kırılma noktasının belirlenmesinde kullanılan en basit ve kolay olan yöntem grafik yöntemidir.

Bu yöntemde sapmalara ait grafikler çizilerek analiz yapılmaktadır. Aynı zamanda belirlemeyi serilerin serpilme diyagramını çizerek yapmak da mümkündür. Ancak bu yöntemin vereceği sonuç çok güvenilir değildir ([51]).

***2.1.3.2.2. CUSUM ve CUSUMSQ Testi***

Doğrusal regresyon modellerinde, yapısal değişikliğin araştırılmasında kullanılan testlerden biri olan Chow Testi, aynı zamanda kırılma noktasının tahmin edilebileceğini varsaymaktadır. Ancak, bu durum çok güvenilir olmamakla beraber daha sonra ortaya atılan testlere öncelik etmiştir. İşte CUSUM ve CUSUMSQ Testleri bu testlerden biridir ve kırılma noktasının belirlenmesinde tahminin üzerinde sonuçlar vermiştir ([52]).

Sıfir hipotezi altında regresyon modeli,

$$y = x\beta + \varepsilon_t$$

ise,

$$X_t = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_t \end{bmatrix} \quad \text{ve} \quad Y_t = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_t \end{bmatrix}$$

$$\hat{\beta} = (x_t' x_t)^{-1}(x_t' Y_t)$$

ile tanımlandığında, $y_1, y_2, \ldots, y_{t-1}$ gözlemlerine dayanan $y_t$ nin tahmincisi,

---

[51] ALGAN, a.g.e., s.59.

[52] Chien-Fu Jeft LIN and Timu TERASUIRTA. "Regresion Parameter Constantcy Tests". Journal of Econometrics, Vol.:62, 1992, s.212.

$$\tilde{y}_t = x_t\tilde{\beta}_{t-1}$$

olmaktadır. Tahminin hatası, $(y_t - \tilde{y}_t)$ ve

$$E(y_t - \tilde{y}_t) = 0$$
$$\operatorname{var}(y_t - \tilde{y}_t) = \sigma^2[1 + x_t(x'_{t-1}x_{t-1})^{-1}x'_t]$$

dır. Kümülatif hata toplamlarına bağlı CUSUM Testi,

$$w_t = \frac{y_t - x_t\hat{\beta}_{t-1}}{\sqrt{1 + x_t(x'_{t-1}x_{t-1})^{-1}x'_t}} \tag{2.5}$$

olarak tanımlanır. Ho altında $w_t \sim N(0, \sigma^2)$ ve $w_t$ , $w_s$ $(t \neq s)$ bağımsızdır. Ayrıca CUSUM Testinin büyüklüğü,

$$W_t = \sum_{s=k+1}^{t} \frac{w_s}{\hat{\sigma}} \quad (t = k+1, k+2, \ldots, n) \tag{2.6}$$

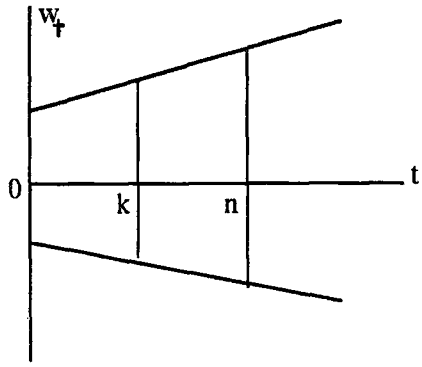
dir,

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-k-1}\sum_{s=k+1}^{n}(w_s - \overline{w})^2$$

ve

$$\overline{w} = \frac{1}{n-k}\sum_{s=1}^{n} w_s$$

ile hesaplanır.




Şekil 2.3

Şekil 2.3 'de $w_t$ 'nin sınırları,

$$\frac{t \quad w}{k \mp a\sqrt{n-k}} \quad \text{ve} \quad n \mp 3a\sqrt{n-k} \qquad (2.7)$$

noktalarından geçen iki doğrudur. (2.7)'de yer alan a 'nın değeri %5 anlamlılık düzeyinde a=0.948 , %1 anlamlılık düzeyinde ise a=1.143 'tür ([53]). Bu simetrik olan çizilen doğrular $w_t$ = 0 'ın yatay eksenden ayrılmasının anlamlı olup olmadığını test etmektedir.

Kümülatif hata toplamlarının etkisini gösteren wt aynı zamanda grafiklerde artış veya azalışın başlangıcı ile gösterilen noktada meydana gelen bir yapısal değişimi de ortaya çıkarır ([54]).

CUSUM Testine karşılık, katsayıların gelişigüzel sistematik hareketlerini belirlemek için, kümülatif hata kareler toplamı olarak adlandırılan CUSUMSQ Test istatistiğinde gerekli olan,

---

[53] Jan KMENTA, Elements of Econometrics, 2nd Edition, MacMillan Publishing Company, New York, 1986, s.576-578.
[54] Andrew HARVEY, The Econometric Analysis of Time Series, 2nd Edition, New York, 1990, s.154.

$$S_t = \frac{\sum_{s=1}^{t} w_s^2}{\sum_{s=k+1}^{n} w_s^2} \qquad (t = k+1, k+2, ...., n) \qquad (2.8)$$

hesaplanır ([55]).

CUSUMSQ grafiği, CUSUM grafiği için iyi bir tamamlayıcıdır. Her iki testte de hatalar sözkonusu olsa da kümülatif hata toplamlarındaki gibi EKKY ile uygulanabilir. Kümülatif hata toplamları ile kullanıldığında yapısal değişimi belirlemektedir([56]).

Yukarıda anlatılan CUSUM ve CUSUMSQ Testleri, değişkenlerde meydana gelen yapısal değişimi belirledikleri gibi spline fonksiyonlarında önemli olan kırılma noktalarını da tespit etmekte kullanılmaktadır. Testlerin grafiklerinde, serinin, belirlenen anlamlılık düzeylerinde çizilen ve noktalı doğrular olarak gösterilen doğruların dışına taştığı nokta veya noktalar kırılma noktası olarak belirlenmektedir.

### *2.1.4. Kısıtlamalar*

Spline fonksiyonlarının özelliği, süreksiz olan fonksiyonları, yapısl değişme nedeniyle kopuk olan parçaları kırılma noktasında birleştirerek sürekli hale getirmesiydi. İşte fonksiyonların sürekli olması için bazı kısıtlamalar yapılması gerekmektedir.

İktisat teorisinde bir regresyon modelinde parametrelerin değerleri yerine parametreler arasındaki ilişkilere bazı kısıtlamalar getirilebilir. Bu durumda test edilecek, parametreler değil parametreler arasındaki ilişkidir ([57]).

Parametreler üzerine konan kısıtlamalar nedeniyle kısıtlama olmaksızın yapılan parametre tahminlerinde minimum olan hata kareler toplamı büyürken, belirlilik katsayısı küçülmektedir. Kısıtlamaların ihmal edildiği modellerle, kısıtlamalı modellerin biraraya

---

[55] KMENTA, a.g.e., s.578.
[56] HARVEY, a.g.e., s.155.
[57] GENCELİ, a.g.e., s.402.

gelmesiyle "Belirleme" sözkonusu olmaktadır. Parametreler arasındaki ilişkilere konan kısıtlamalar "Doğrusal Kısıtlamalar" ve "Doğrusal Olmayan Kısıtlamalar" olmak üzere ikiye ayrılmaktadır ([58]).

### *2.1.4.1. Doğrusal Kısıtlamalar*

Parametreler arasındaki ilişkiler doğrusal olduğunda bu ilişkilere konan kısıtlamalara "Doğrusal Kısıtlama" denilmektedir.

m sayıda doğrusal kısıtlamaya sahip bir regresyon modeli için kurulacak hipotez,

$$Ho : R\beta = r \tag{2.9}$$

dir. Burada, k parametre sayısı, R bilinen parametrelerin (m x k) boyutlu matrisi, β regresyon parametrelerinin (k x 1) boyutlu vektörü ve r bilinen parametrelerin (m x 1) boyutlu vektörüdür. Bu durumda model,

$$Y_i = \beta_1' x_{i1} + \beta_1'' x_{i2} + \beta_i''' x_{i3} + \beta_{i4}'''' x_{i4} + \varepsilon_i$$

ise

$$\beta_1' = \beta_1'' = \beta_1'''$$

ve iki sınırlama

$$\beta_1' = \beta_1'' \quad \text{ve} \quad \beta_1'' = \beta_1'''$$

sözkonusu olduğunda

$$R = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 0 \end{bmatrix} , \qquad r = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

[58] KMENTA, a.g.e., s.480.

(2.4) 'de verilen hipotezin testinde, bilinmeyen $\beta$ parametreleri yerine tahmincisi olarak b parametresi kullanılmaktadır. Buna göre Rb 'nın beklenen değer ve varyansı,

$$E(Rb)=R\beta \qquad (2.10)$$

$$\begin{aligned} var(Rb) &= E(Rb - E(Rb))^2 = E(Rb - R\beta)^2 \\ &= E\{R(b-\beta)(b-\beta)'R'\} \end{aligned}$$

dir. b 'nin varyansı,

$$var(b) = E[(b-\beta)(b-\beta)'] = \sigma^2 (x'x)^{-1}$$

olduğundan Rb 'nin varyansı,

$$var(Rb) = \sigma^2 R(x'x)^{-1} R \qquad (2.11)$$

eşit olmaktadır. Bu durumda Rb 'nin örnekleme dağılımı,

$$Rb \approx N(R\beta, \sigma^2 R(x'x)^{-1} R)$$

ve $R\beta$ yerine r konuşursa ($R\beta$=r olduğunda)

$$(Rb - r) \approx N(0, \sigma^2 R(x'x)^{-1} R')$$

olacaktır. Bu durumda, $\chi^2$ istatistiği z istatistiğinin karesi olduğundan,

$$(Rb - r)'[\sigma^2 R(x'x)^{-1} R']^{-1} (Rb - r) \approx \chi^2_m$$

yazılabileceğinden ve $\sigma^2$ bilinmediğinden yerine

$$s^2 = \frac{e'e}{(n-k)}$$

kullanılmaktadır ve sınırlamalar m ve (n-k) serbestlik dereceli F istatistiği ile test edilmektedir ([59]).

$$F = \frac{(Rb - r)'[R(x'x)^{-1}R'](Rb - r)/m}{e'e/(n-k)} \tag{2.12}$$

### *2.1.5. Spline Fonksiyonları Hesaplama Yöntemleri*

Spline fonksiyonlarının hesaplanmasında iki yöntem söz konusudur. Bu yöntemlerden birincisi kısıtlamasız en küçük kareler yöntemi, ikincisi ise kısıtlamalı en küçük kareler yöntemidir. Şimdi bu yöntemlerin herbiri ayrı ayrı incelenecektir.

#### *2.1.5.1. Kısıtlamasız En Küçük Kareler Yöntemi*

$$\begin{array}{lll} \text{Birinci Dönem} & Y_t = \beta_0' + \beta_1' t + \varepsilon_t & t \le t_0 \\ \text{İkinci Dönem} & Y_t = \beta_0'' + \beta_1' t + \varepsilon_t & t_0 < t \le t_1 \\ \text{Üçüncü Dönem} & Y_t = \beta_0''' + \beta_1'' t + \varepsilon_t & t > t_1 \end{array} \tag{2.13}$$

şeklinde üç farklı dönem için verilen değişkenler,

$$\begin{aligned} w_t &= t \\ w_t' &= \begin{cases} 0 & t \le t_0 \\ t - t_0 & t > t_0 \end{cases} \\ w_t'' &= \begin{cases} 0 & t \le t_1 \\ t - t_1 & t > t_1 \end{cases} \end{aligned} \tag{2.14}$$

olarak tanımlanırsa yeni fonksiyon,

$$Y_t = \beta_0' + \gamma_1 w_t' + \gamma_2 w_t'' + \gamma_3 w_t''' + \varepsilon_t \tag{2.15}$$

[59] JOHNSTON, a.g.e., s.182 - 185.

olacaktır ve (2.13) ile (2.15) karşılaştırıldığında spline fonksiyonlarına ilişkin parametreler,

$$\begin{array}{ll} \beta_1' = \gamma_1 & \\ \beta_1'' = \gamma_1 + \gamma_2 & \beta_0'' = \beta_0' - \gamma_2 t_0 \\ \beta_1''' = \gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 & \beta_0''' = \beta_0'' - \gamma_3 t_1 \end{array} \qquad (2.16)$$

olarak elde edilecektir ([60]).

(2.15) ile verilen fonksiyona EKK yöntemi uygulandığında, kırılma noktalarında birleşen sürekli fonksiyonun tahmin edilmesini sağlar. (2.13)'deki fonksiyonların $\beta_0$ ve $\beta_1$ parametreleri (2.16)'da verilen denklemlerden belirlenebilir. Ayrıca $\beta_0$ ve $\beta_1$ parametrelerinin testi tamamen $\gamma$ parametrelerinin testine eşdeğerdir. Buradan, $\gamma_1$ 'in test edilmesi, birinci dönemin pozitif veya negatif trende sahip olup olmadığı anlamındaki $\beta_1'$ nün testiyle aynıdır. Benzer şekilde, $\gamma_2$ nin testi, ikinci dönemdeki fonksiyonun eğiminin birinci dönemdeki fonksiyonun eğiminden farklı olup olmadığı anlamındaki $(\beta_1'' - \beta_1')$nün testini ve $\gamma_3$ testi de üçüncü dönemdeki eğim ile ikinci dönemdeki eğim arasında fark olup olmadığı anlamındaki $(\beta_1''' - \beta_1'')$ nün testine eşdeğerdir ([61]).

Yukarıda anlatılanlardan sonra eğer, sıfır hipotezi,

$$Ho : \gamma_2 = \gamma_3 = 0$$

ise $\beta_0$ ve $\beta_1$ parametrelerinin hepsinin aynı olması gerekir. Yani, veriler :

$$Y_t = \beta_0' + \gamma_1 w_t' + \varepsilon_t \qquad (2.17)$$

[60] İŞYAR, a.g.e., s.220
[61] JOHNSTON, a.g.e., s.394.

gibi bir trende sahip fonksiyonel bağıntı ile verilir. Böylece (2.17) 'deki bağıntı kısıtlamalı iken, spline fonksiyonu kısıtlamasız olur. Bu nedenle, kısıtlamaları test etmek için de F testi kullanılabilir ([62]).

### *2.1.5.2. Kısıtlamalı En Küçük Kareler Yöntemi*

İkinci hesaplama yöntemi "Kısıtlamalı En Küçük Kareler Yöntemi"dir. Bu yöntemde ilk adım kırılma noktaları için kısıtlar koymaktır. (2.13) deki fonksiyonlarda kırılma noktalarının getirdiği kısıtlamalar,

$(\beta_0'$

$$\begin{aligned} \beta_0'' + \beta_1' x_0 &= \beta_0'' + \beta_1'' x_0 \\ \beta_0'' + \beta_1'' x_1 &= \beta_0''' + \beta_1''' x_1 \end{aligned} \qquad (2.18)$$

dir. Bu alternatif olarak, $r = R\beta$ kısıtlarının matrisi olarak yazılabilir. Burada,

$$\begin{bmatrix} 1 & x_0 & -1 & -x_0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & x_1 & -1 & -x_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0' \\ \beta_1' \\ \beta_0'' \\ \beta_1'' \\ \beta_0''' \\ \beta_1''' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} \qquad (2.19)$$

dır ve bu kısıtların denklemi,

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_{x_0} \\ \vdots \\ Y_{x_0-1} \\ \vdots \\ Y_{x_0-x} \\ \vdots \\ Y_{x_0-x_1-1} \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 1 & \vdots & & & \vdots & & \\ 1 & 2 & \vdots & & & \vdots & & \\ \dots & \dots & \vdots & & & \vdots & & \\ 1 & x_0 & \vdots & & & \vdots & & \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ & & \vdots & 1 & x_0+1 & \vdots & & \\ & & \vdots & 1 & x_0+2 & \vdots & & \\ & & \vdots & \dots & \dots & \vdots & & \\ & & \vdots & 1 & x_0+x_1 & \vdots & & \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ & & \vdots & & & \vdots & 1 & x_0+x_1+1 \\ & & \vdots & & & \vdots & 1 & x_0+x_1+2 \\ & & \vdots & & & \vdots & \dots & \dots \\ & & \vdots & & & \vdots & 1 & n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0' \\ \beta_1' \\ \beta_0'' \\ \beta_1'' \\ \beta_0''' \\ \beta_1''' \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix} \qquad (2.20)$$

[62] Sukesh K. GHESH. Econometrics Theory and Applications. New Jasey. 1991. s.195.

olan model üzerinde fonksiyoneldir ve veri matrisindeki boş karelerin hepsi sıfırdır. Kısıtlamalı EKK yöntemiyle bulunan $\beta_0$ ve $\beta_1$ parametrelerinin hesaplanması, bunların (2.15)'deki spline fonksiyonlarının hesaplanmış katsayılarından türetmeye özdeş olacaktır ([63]).

Kısıtlamalı EKK yönteminde, β vektörünün elemanları q 'nun, parametre sayısı k 'dan küçük ya da eşit olması kısıtnın testi için,

$$Ho : R\beta = r \qquad (2.21)$$

dir. Ho hipotezi kabul edilirse, modele kısıtlar dahil edilerek yeni model tahmin edilir ve modelin tahmincileri $b_*$ olup,

$$R\, b_* = r \qquad (2.22)$$

ilişkisini sağlar. Model,

$$Y = x\,\beta + \varepsilon \qquad (2.23)$$

şeklinde ise,

$$\Phi = (y - xb_*)'(y - xb_*) - 2\lambda'(Rb_* - r) \qquad (2.24)$$

scalar fonksiyon tanımlanır. λ, Lagrange çarpanıdır. Φ nin kısmi türevi alınarak,

$$\begin{aligned}\frac{\partial\Phi}{\partial b_*} &= -2x'y + 2x'xb_* - 2R'\lambda \\ &= -2(Rb_* - r)\end{aligned}$$

[63] GHESH. a.g.e., s.196.

$b_*$ ve $\lambda$ için çözülürse,

$$x'xb_* - x'y - R'\lambda = 0 \tag{2.25}$$

olup $R(x'x)^{-1}$ ile çarpılırsa,

$$Rb_* - R(x'x)^{-1}x'y - R(x'x)^{-1}R'\lambda = 0$$

olmaktadır. (2.21) 'den, $Rb_* - r = 0$ ve $b = (x'x)^{-1}x'y$ EKK tahmincisi kullanılarak,

$$\lambda = [R(x'x)^{-1}R']^{-1}(r - Rb)$$

elde edilmektedir. $\lambda$ (2.25) 'de yazılırsa,

$$\begin{aligned} b_* &= (x'x)^{-1}x'y + (x'x)^{-1}R'[R(x'x)^{-1}R']^{-1}(r - Rb) \\ &= b + (x'x)^{-1}R'[R(x'x)^{-1}R']^{-1}(r - Rb) \end{aligned} \tag{2.26}$$

dir. Burada,

$b$ : kısıtlamasız tahminci

$b_*$ : r 'de q adet kısıtlama gerçekleştiren kısıtlamalı EKK tahmincisidir.

(2.21) 'de verilen hipotez doğru kabul edildiğinde,

$$\mathrm{var}(b_*) = \sigma^2\left\{(x'x)^{-1} - (x'x)^{-1}R'[R(x'x)^{-1}R']^{-1}R(x'x)^{-1}\right\}$$

Kısıtlamalı EKK tahmincisinin hata terimi;

$$\begin{aligned} e_* &= y - xb_* \\ &= y - xb - x(b_* - b) \\ &= e - x(b_* - b) \end{aligned}$$

dir ve e, kısıtlamasız EKK hata terimidir. Ayrıca kısıtlamalı ve kısıtlamasız regresyonların hata kareler toplamları arasındaki fark,

$$e_*'e_* - e'e = (b_* - b)'x'x(b_* - b) \qquad (2.27)$$

(2.26) 'dan hareketle,

$$e_*'e_* - e'e = (r - Rb)'[R(x'x)^{-1}R']^{-1}(r - Rb) \qquad (2.28)$$

elde edilir. Burada $R(x'x)^{-1}R']^{-1}$ pozitif belirli matristir. Bu nedenle,

$$e_*'e_* - e'e \geq 0$$

dır ve modele kısıtlamaların ilave edilmesi hata kareler toplamını küçültmez.

Buna göre, (2.21) 'de verilen hipotezin testi için hesaplanan F istatistiği;

$$F = \frac{(e_*'e_* - e'e)/q}{e'e/(n-k)} \qquad (2.29)$$

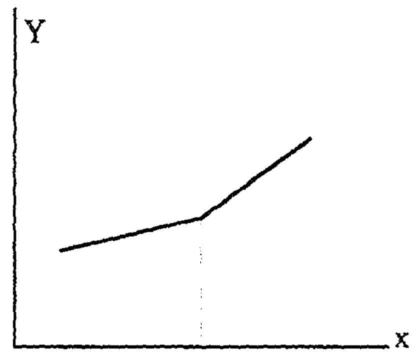
dir ([64]).

### *2.1.6. Piecewise (Parçalı) Doğrusal Regresyon*

Piecewise (parçalı) doğrusal regresyon modelleri, spline fonksiyonlarının özel bir halidir. Daha önce anlatılan spline fonksiyonlarından farkı Piecewise doğrusal regresyonlarının doğrusal olma zorunluluğudur.

---

[64] İŞYAR. a.g.e.. s.221-224.




Şekil 2.4

Şekil 2.4 'de verilen piecewise doğrusal regresyon modelini değerlendirmek için,

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 (x_t - x_{t0}) D_t + \varepsilon_t \qquad (2.30)$$

olursa ve $D_t$ kukla değişkeni,

$$\begin{array}{ll} D_t = 0 & x_t \leq x_{t0} \\ D_t = 1 & x_t > x_{t0} \end{array}$$

dir. Buradan hareketle,

$$E(Y_t / D_t = 0,\ x_t, x_{t0}) = \beta_0 + \beta_1 x_t\ , \quad D_t = 0 \qquad (2.31)$$

$$\begin{aligned} E(Y_t / D_t = 1,\ x_t, x_{t0}) &= \overset{\beta_0}{\beta_1} + \beta_1 x_t + \beta_2 x_t - \beta_2 x_{t0}\ , \quad D_t = 1 \\ &= \underset{\beta_0}{\beta_1} + (\beta_1 + \beta_2) x_t - \beta_2 x_{t0} \end{aligned} \qquad (2.32)$$

Yapısal değişimden önce doğrunun eğimi $\beta_1$ iken, değişimden sonra eğim $\beta_1 + \beta_2$ olmaktadır. Bununla beraber, (2.31) ve (2.32) 'den;

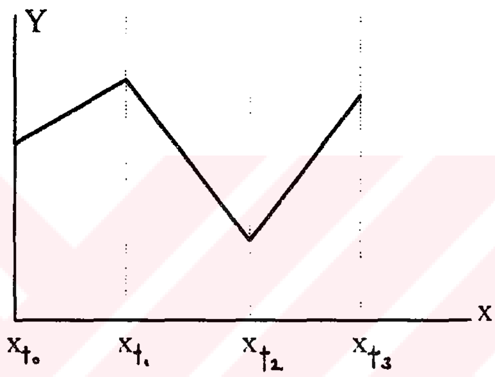
$$E(Y_t) = \beta_0 + \beta_1 x_{t0}$$

ve

$$E(Y_t) = (\beta_0 - \beta_2 x_{t0}) + (\beta_1 + \beta_2) x_{t0}$$
$$= \beta_0 + \beta_1 x_{t0}$$

olduğundan fonksiyon sürekli hale gelmektedir ([65]).

Yukarıda bir kırılma noktası ve bir bağımsız değişken için yapılan hesaplamalar iki veya daha fazla kırılma noktası ve bağımsız değişken için de söz konusudur. Örneğin, üç kırılma noktası için,




Şekil 2.5

Şekil 2.5 'in piecewise doğrusal regresyon modeli,

$$Y_t = [\beta_0' + \beta_1'(x_t - x_{t0})]D_{t1} + [\beta_0'' + \beta_1''(x_t - x_{t1})]D_{t2} + [\beta_0''' + \beta_1'''(x_t - x_{t2})]D_{t3} + \varepsilon_t \qquad (2.33)$$

dir. Burada, kukla değişken $D_t$, $x_{t-1} \le x \le x_t$ gözlemleri için 1, diğer durumlarda 0 değerini alır. Yani;

| | | | |
|---|---|---|---|
| $D_{1t} = 0$ | $D_{2t} = 0$ | $D_{3t} = 0$ | $t \le t_0$ |
| $D_{1t} = 1$ | $D_{2t} = 0$ | $D_{3t} = 0$ | $t_0 < t \le t_1$ |
| $D_{1t} = 1$ | $D_{2t} = 1$ | $D_{3t} = 0$ | $t_1 < t \le t_2$ |
| $D_{1t} = 1$ | $D_{2t} = 0$ | $D_{3t} = 1$ | $t > t_2$ |

[65] PINDYCK and RUBINFELD. a.g.e., s.118-119.

dir. (2.33) 'deki regresyon modeli, $x_{t1}$ ve $x_{t2}$ noktalarında süreksizdir. Bu durumu ortadan kaldırmak için,

$$\beta_0'' = \beta_0' + \beta_1'(x_{t1} - x_{t0})$$
$$\beta_0''' = \beta_0'' + \beta_1''(x_{t2} - x_{t1})$$

şeklinde kısıtlamalar getirilmektedir ve bu kısıtlamalar (2.33) 'de yerine konularak,

$$\begin{aligned} Y_t = {} & \beta_0' + \beta_1'[(x_t - x_{t0})D_{t1} + (x_{t1} - x_{t0})D_{t2} + (x_{t2} - x_{t1})D_{t3}] \\ & \beta_1''[(x_t - x_{t1})D_{t2} + (x_{t2} - x_{t1})D_{t3}] + \beta_1'''[(x_t - x_{t2})D_{t3}] + \varepsilon_t \end{aligned} \qquad (2.34)$$

elde edilmektedir ([66]). Yukarıda verilen kukla değişkenler (2.34) 'de yerine konulursa, bu takdirde doğru parçalarının denklemleri,

$$E(Y_t) = \begin{cases} \beta_0' & x_t \le x_{t0} \\ \beta_0' + \beta_1' x_t - \beta_1' x_{t0} & x_{t0} < x_t \le x_{t1} \\ \beta_0' + (\beta_1' + \beta_1'')x_t - 2\beta_1' x_{t0} + (\beta_1' - \beta_1'')x_{t1} & x_{t1} < x_t \le x_{t2} \\ \beta_0' + (\beta_1' + \beta_1'' + \beta_1''')x_t - 2\beta_1' x_{t0} + (\beta_1' + \beta_1'' - \beta_1''')x_{t2} & x_t > x_{t2} \end{cases}$$

olmaktadır.

Parçalı doğrusal regresyonda her zaman kırılma noktaları tespit edilmeyebilir. Bu durumda uygun bir yaklaşım, bağımlı değişken ile bağımsız değişkenin grafiğini çizerek, $x_t$ 'ye verilen $x_{t0}$ gibi bir değerden sonra bağıntıda görünen değişimi gözlemektir. İşte bu şekilde kırılma noktasını gözlemenin analitik yaklaşımı, "Switching Regresyon" modellerinde bulunabilir ([67]).

[66] SUITS, MASON and CHAN, a.g.e., s.132-133.
[67] GUJARATİ, a.g.e., s.520.

### *2.1.7. Switching Regresyon*

Yukarıda bahsedildiği gibi, regresyon modellerinin sürekli olduğu varsayımının uygun olmadığı durumlar söz konusu olmaktadır. Yani modeli, sürekli hale getirebilmek için doğru parçalarının birleştirildiği kırılma noktası bilinmemektedir. Böyle durumlarda "Switching Regresyon" modelleri kullanılmaktadır. Bu regresyon modellerinde hata terimlerinin varyanslarının incelenen dönem boyunca aynı olduğu kabul edilmektedir. Switching regresyon modelleri ile ilgili çalışmalar Goldfeld ve Quandt tarafindan yapılmıştır.

Yine aynı şekilde, zaman içerisinde gözlemlerin, yapısal değişimden dolayı alt dönemlere ayrılan modelde hangi döneme ait olduğunu ortaya koymak ve gözlemlerin dönemler arasında nasıl dağılacağının tespit edilmesi gerekmektedir. Bu tespit de, kırılma noktası sayesinde yapılmaktadır. Eğer kırılma noktası bilinmiyorsa switching regresyon kullanılarak belirlenmektedir ([68]).

Switching regresyon modellerinde kırılma noktası, regresyon parametrelerinde olduğu gibi maksimum olasılık fonksiyonu kullanılarak hesaplanır ([69]).

Switching regresyonlar, zamana veya bazı değişkenlerin kırılma noktalarına bağlı olabilir ya da stokastik olarak seçilir. Örneğin, ücret ve fiat kararları düşük ve yüksek enflasyon dönemlerinde farklı olabilir.

#### *2.1.7.1. Zamana Bağlı Deterministik Switching Regresyon Modelleri*

Zamana bağlı deterministik switching regresyonları açıklamak için model,

Birinci dönem $\quad Y_t = \beta_0' + \beta_1' x_t + \varepsilon_{1t} \quad t \le t_0$

İkinci dönem $\quad Y_t = \beta_0'' + \beta_1' x_t + \varepsilon_{2t} \quad t > t_0$

[68] E. MALINVAUD, Statistical Methods of Econometrics, 3rd Revised Edition, North -Holland Publishing Company, Amsterdam, 1980, s.36

[69] PINDYCK and RUBINFELD, a.g.e., s.119-120.

şeklinde kurulmakta, ε 'ların normal olarak ve ortalaması sıfır, $\sigma_1^2$ ve $\sigma_2^2$ varyansları ile bağımsız olarak dağıltıldıkları varsayılmaktadır. Ayrıca burada $t_0$ bilinmeyen kırılma noktasıdır.

Bu durumda $t_0$'a bağlı olabilirlik fonksiyonu,

$$
\begin{aligned}
\ln L = & -\frac{T}{2}\ln 2\pi - \frac{t_0}{2}\ln\sigma_1^2 - \frac{T-t_0}{2}\ln\sigma_2^2 \\
& - \frac{1}{2\sigma_1^2}\sum_{t=1}^{t_0}(Y_t - \beta_0' - \beta_1' x_t)^2 - \frac{1}{2\sigma_2^2}\sum_{t=t_0}^{T}(Y_t - \beta_0'' - \beta_1'' x_t)^2
\end{aligned} \tag{2.35}
$$

dir. $t_0$, olabilirlik fonksiyonunu maksimize eden değerdir.

Bununla birlikte $t_0$ noktasını belirlemek için diğer bir yaklaşım ardışık hataları kullanmaktır. Ardışık hatalar kümesi $w_3$, $w_4$, .... ise,

$$RSS_t = RSS_{t-1} + w_t^2$$

den,

$$RSS_{t0} = \sum_{t=3}^{t_0} w_t^2$$

ve

$$\hat{\sigma}_1^2(t_0) = \frac{RSS_{t_0}}{t_0}$$

dir. Benzer şekilde geriye doğru ardışık hatalardan $\hat{\sigma}_2^2(t_0)$ hesaplanmaktadır. Bu nedenle (2.35) 'de $\beta_t'$, $\beta_t''$ ve $\sigma_t^2$ $(t = 1,2)$ parametreleri yine aynı parametrelerin maksimum olabilirlik hesapları ile değiştirilirse,

$$-\frac{t_0\hat{\sigma}_1^2}{2\hat{\sigma}_1^2}-\frac{(T-t_0)\hat{\sigma}_2^2}{2\hat{\sigma}_2^2}=-\frac{T}{2}$$

olur ve buradan

$$\ln L=-\frac{T}{2}\ln 2\pi-\frac{T}{2}-\frac{t_0}{2}\ln\hat{\sigma}_1^2-\frac{T-t_0}{2}\ln\hat{\sigma}_2^2 \qquad (2.36)$$

elde edilmektedir ve (2.36) ardışık hataların ilk iki değerinin maksimumunu bulmak için gerekli tüm verileri türetecektir. $\lambda$, olabilirlik oran istatistiği ve

$$\lambda=\frac{L(\hat{w})}{L(\hat{\Omega})}$$

olsun. Burada, $L(\hat{\Omega})$; tüm parametre üzerinde olabilirlik fonksiyonunun sınırlanmamış maksimumu, $L(\hat{w})$; ise hipotez ile sınırlanmış $w \subset \Omega$ alt uzayı üzerinden olabilirlik fonksiyonunun maksimumudur. “Swiching yoktur”, hipotezi altında,

$$\ln L(\hat{w})=-\frac{T}{2}\ln 2\pi-\frac{\pi}{2}-\frac{T}{2}\ln\hat{\sigma}^2$$

dir ve burada,

$$\hat{\sigma}_2=\sum_{t=1}^{n}(Y_t-\hat{\beta}_0-\hat{\beta}_1 x_t)^2$$

olmaktadır. Olabilirlik oran istatistiği ise,

$$\lambda=\frac{(\hat{\sigma}_1^2)^{t_0/2}(\hat{\sigma}_2^2)^{(n-t_0)/2}}{(\hat{\sigma}^2)^{T/2}} \qquad (2.37)$$

formülü ile hesaplanmaktadır ([70]).

---

[70] JOHNSTON, a.g.e., s.408-409.

### *2.1.7.2. Diğer Değişkenlere Bağlı Deterministik Switching Regresyon Modelleri*

Yukarıda anlatılanlar bir tek değişkenin belirlendiği switching regresyon işlemlerine doğrudan uygulanabilmekte ve hata teriminde veya herhangibir gecikme teriminde otokorelasyon sözkonusu değilse switching regresyonu kontrol eden değişkenin artan büyüklüklerine göre gözlemler yeniden düzenlenmektedir.

Daha genel bir formülasyon,

$$z_{1t}, \ldots\ldots, z_{nt} \quad ; \quad t = 1, 2, \ldots\ldots, T$$

gözlemleriyle değişkenlerin mevcut olduğu varsayılsın. Öyle ki $z_t'\gamma \leq 0$ veya $z_t'\gamma > 0$ olup olmamasına göre dönemler seçilmektedir. Burada $\gamma$ bilinmeyen katsayı vektörüdür.

$$\begin{aligned} z_t'\gamma \leq 0 \quad &\text{ise} \quad D_t = 0 \\ z_t'\gamma > 0 \quad &\text{ise} \quad D_t = 1 \end{aligned}$$

konularak,

$$\begin{aligned} Y_t &= \beta_1' x_t + \varepsilon_t' \qquad t \in \{T_1\} \\ Y_t &= \beta_1'' x_t + \varepsilon_t'' \qquad t \in \{T_2\} \end{aligned} \tag{2.38}$$

şeklindeki iki dönem

$$Y_t = x_t[(1-D_t)\beta_1' + D_t\beta_1''] - (1-D_t)\varepsilon_t' + D_t\varepsilon_t'' \tag{2.39}$$

olarak birleştirilebilir. Burada, $\beta_1', \beta_1'', \sigma_1^2, \sigma_2^2$ ve $D_t$ 'ler hesaplanması gereken büyüklüklerdir. Durumu biraz daha kolaylaştırmak için $D_t$ 'ler sürekli fonksıyon ile tahmin edilebilir. Mümkün bir yaklaşım,

$$L = -\frac{T}{2}\ln 2\pi - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\ln[\sigma_1^2(1-D_t)^2 + \sigma_1^2 D_t^2] - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\frac{\{Y_t - x_t[\beta_1'(1-D_t) + \beta_1'' D_t]\}^2}{\sigma_1^2(1-D_t)^2 + \sigma_2^2 D_t^2} \tag{2.40}$$

ve logaritmik olabilirlik fonksiyonu,

$$D_t = \int_{-\infty}^{z_t'\gamma} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp(-\frac{e^2}{2\sigma^2})$$

dır.

$D_t$ 'yi tahmini fonksiyon ile değiştirerek, logaritmik olabilirlik fonksıyonu $\beta_1', \beta_1'', \gamma, \sigma_1^2, \sigma_2^2$ 'ye göre maksimize edilebilir. Model diskriminantları tam değil ise buradan $D_t$ sıfır veya bir değildir. Bu durumda $z_t'\gamma \leq 0$ veya $z_t'\gamma > 0$ olup olmamasına bağlı olarak iki model kurulabilir. Bu takdirde birbirinden ayrılmış regresyonlar herbir model için hesaplanır ve birbirinden ayrılmamış dönemler için olabilirlik oran testi yapılabilir ([71]).

### *2.1.8. Kübik Spline Fonksiyonları*

Buraya kadar doğrusal spline fonksiyonları ve bu fonksiyonların özel bir hali olan parçalı doğrusal regresyon anlatıldı. Ancak spline fonksiyonlarının en çok kullanılan diğer bir şekli de "Kübik Spline Fonksiyonları"dır.

Yukarıda açıklandığı gibi spline fonksiyonları kullanım için son derece uygun özelliklere sahip olduğu gibi, doğrusal spline fonksiyonları kırılma noktalarında sürekli olmasına karşın birinci türevlerinde süreksizdir. İşte bu sorunun ortadan kalkması için kuadratik veya kübik spline fonksiyonları kullanılmaktadır ([72]).

Basit olarak, $Y_t$ nin $x_t$ nin kareli bir fonksiyonu olduğu düşünülürse ve $x = x_0$ da kırılma sözkonusu ise,

[71] G.G. JUDGE, W.E. GRIFFITHS, R.C.HILL, H.LÜTKEPOHL, T.C.LEE, The Theory and Practice of Econometrics, 2nd. Edition, John Wiley and Sons Inc., Singapore, 1985, s.805-806.
[72] JOHNSTON, a.g.e., s.395.

$$
\begin{aligned}
Y_t &= \beta_0' + \beta_1' x_t + \beta_2' x_t^2 + \varepsilon_t & x_t &\le x_{t0} \\
Y_t &= \beta_0'' + \beta_1'' x_t + \beta_2'' x_t^2 + \varepsilon_t & x_t &> x_{t0}
\end{aligned}
\qquad (2.41)
$$

dır ve süreklilik şu şekilde ifade edilir,

$$\beta_0' + \beta_1' x_{t0} + \beta_2' x_{t0}^2 = \beta_0'' + \beta_1'' x_{t0} + \beta_2'' x_{t0}^2$$

$x_0$ kırılma noktasına göre birinci türev alınırsa,

$$\beta_1' + 2\beta_2' x_{t0} = \beta_1'' + 2\beta_2'' x_{t0}$$

olmaktadır. İkinci türevde süreksizlik $\beta_2' \neq \beta_2''$ eşitsizliği ile gösterilir ([73]).

Genel kübik spline fonksiyonu bir kırılma noktası için belirlenirken, iki kırılma noktası ile iki değişkenli fonksiyonlar içinde belirlenebilmektedir.

$$
\begin{aligned}
Y_t &= \beta_0' + \beta_1' x_t + \beta_2' x_t^2 + \beta_3' x_t^3 + \varepsilon_t & x_t &\le x_{t0} \\
Y_t &= \beta_0'' + \beta_1'' x_t + \beta_2'' x_t^2 + \beta_3'' x_t^3 + \varepsilon_t & x_{t0} &< x_t \le x_{t1} \\
Y_t &= \beta_0''' + \beta_1''' x_t + \beta_2''' x_t^2 + \beta_3''' x_t^3 + \varepsilon_t & x_t &> x_{t1}
\end{aligned}
\qquad (2.42)
$$

Kırılma noktalarında ($x_{t0}$ ve $x_{t1}$) sürekliliği sağlayan kısıtlamalar,

$$
\begin{aligned}
\beta_0' + \beta_1' x_{t0} + \beta_2' x_{t0}^2 + \beta_3' x_{t0}^3 &= \beta_0'' + \beta_1'' x_{t0} + \beta_2'' x_{t0}^2 + \beta_3'' x_{t0}^3 \\
\beta_0'' + \beta_1'' x_{t1} + \beta_2'' x_{t1}^2 + \beta_3'' x_{t1}^3 &= \beta_0''' + \beta_1''' x_{t1} + \beta_2''' x_{t1}^2 + \beta_3''' x_{t1}^3
\end{aligned}
$$

dir ve kübik spline fonksiyonunun birinci kırılma noktası $x_{t0}$ 'a göre türevi,

$$\beta_1' + 2\beta_2' x_{t0} + 3\beta_3' x_{t0}^2 = \beta_1'' + 2\beta_2'' x_{t0} + 3\beta_3'' x_{t0}^2$$

ve ikinci kırılma noktası $x_{t1}$ 'e göre türevi

---

[73] DARNELL. a.g.e.. s.377.

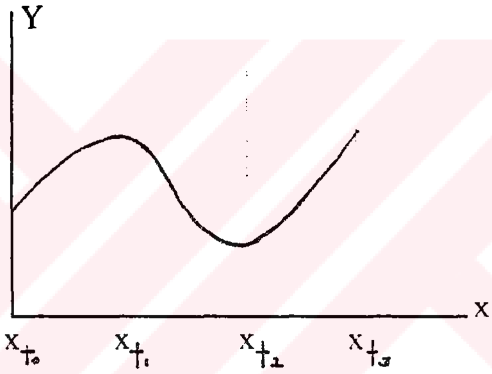
$$\beta_1'' + 2\beta_2''x_{t1} + 3\beta_3''x_{t1}^2 = \beta_1''' + 2\beta_2'''x_{t1} + 3\beta_3'''x_{t1}^2$$

olmaktadır. Kısıtların yine önce $x_{t0}$ 'a göre sonra $x_{t1}$ 'e göre ikinci türevleri alınırsa,

$$2\beta_2' + 6\beta_3'x_{t0} = 2\beta_2'' + 6\beta_3''x_{t0}$$
$$2\beta_2'' + 6\beta_3''x_{t1} = 2\beta_2''' + 6\beta_3'''x_{t1}$$

şeklindeki kısıtları vermektedir. Kübik spline fonksiyonu verilen bu altı kısıtı sağlayacak şekilde tahmin edilerek 12 adet parametre tahmini elde edilir ([74]).

Eğer üç kırılma noktası sözkonusu ise,




Şekil 2.6

Şekil 2.6 'da görüldüğü gibi x ekseni üç eşit parçaya bölünmüştür. Buna göre,

$$\begin{aligned} Y_t = & [\beta_0' + \beta_1'(x_t - x_{t0}) + \beta_2'(x_t - x_{t0})^2 + \beta_3'(x_t - x_{t0})^3]D_1 \\ & + [\beta_0'' + \beta_1''(x_t - x_{t1}) + \beta_2''(x_t - x_{t1})^2 + \beta_3''(x_t - x_{t1})^3]D_2 \\ & + [\beta_0''' + \beta_1'''(x_t - x_{t2}) + \beta_2'''(x_t - x_{t2})^2 + \beta_3'''(x_t - x_{t2})^3]D_3 + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{2.43}$$

olsun. Yine $D_t$, t nci aralık için tanımlanan bir kukla değişkendir.

[74] İŞYAR. a.g.e., s.230-231.

(2.43) de verilen regresyon, kırılma noktalarında ve kırılma noktalarının (2.43) deki türevleri de süreksizdir. Fakat katsayılara getirilecek olan kısıtlamalar hem fonksiyonu hem de birinci ve ikinci türevlerini sürekli hale getirmektedir.

Bu durumda gerekli olan kısıtlamalar,

$$\begin{aligned} \beta_0'' &= \beta_0' + \beta_1'(x_{t1} - x_{t0}) + \beta_2'(x_{t1} - x_{t0})^2 + \beta_3'(x_{t1} - x_{t0})^3 \\ \beta_0''' &= \beta_0'' + \beta_1''(x_{t2} - x_{t1}) + \beta_2''(x_{t2} - x_{t1})^2 + \beta_3''(x_{t2} - x_{t1})^3 \end{aligned} \qquad (2.44)$$

olur, kısıtlamaların birinci türevi alınırsa,

$$\begin{aligned} \beta_1'' &= \beta_1' + 2\beta_2'(x_{t1} - x_{t0}) + 3\beta_3'(x_{t1} - x_{t0})^2 \\ \beta_1''' &= \beta_1'' + 2\beta_2''(x_{t2} - x_{t1}) + 3\beta_3''(x_{t2} - x_{t1})^2 \end{aligned} \qquad (2.45)$$

ikinci türevler alınırsa,

$$\begin{aligned} \beta_2'' &= \beta_2' + 3\beta_3'(x_{t1} - x_{t0}) \\ \beta_2''' &= \beta_2'' + 3\beta_3''(x_{t2} - x_{t1}) \end{aligned} \qquad (2.46)$$

(2.44) 'de $\beta_0$ ların üzerindeki kısıtlamaların birleştiği noktalarda fonksiyonun sağ ve sol tarafındaki değerleri eşittir. (2.44) 'de $\beta_1$ lerin üzerindeki kısıtlamaların birleştiği noktalarda fonksiyonun sağ ve sol tarafındaki eğimleri eşittir. Aynı durum (2.46) 'daki $\beta_2$ ler için de geçerlidir.

Bu noktada eşit aralıklar durumunu incelemek yerinde olacaktır. $(x_{t1}-x_{t0}) = (x_{t2}-x_{t1}) = (x_{t3}-x_{t1}) = w$ ise w 'nun önce kısıtlarda sonra da (2.42) 'de yerine konulması ile,

$$\begin{aligned} Y_t = {} & \beta_0' + \beta_1'(x_t - x_{t0}) + \beta_2'[(x_t - x_{t0})^2 D_1 + (w + x_t - x_{t1})^2 D_2 + (2w + x_t - x_{t2})^3 D_3] \\ & + \beta_3'[(x_t - x_{t0})^3 D_1 + [w^3 + 3w(x_t - x_{t1})^2 + 3w(x_t - x_{t1})^3] D_2 \\ & + [7w^3 + 9w^2(x_t - x_{t2}) + 3w(x_t - x_{t2})^2] D_3] \\ & + \beta_3''[(x_t - x_{t1})^3 D_2 + [w^3 + w^2(x_t - x_{t2}) + 3w(x_t - x_{t2})^2] D_3] + \beta_3'''(x_t - x_{t2})^3 D_3 \end{aligned} \qquad (2.47)$$

elde edilir ([75]) ve daha basitleştirilmek istenirse, $D_t^*$ şeklinde yeni bir kukla değişken tanımlanırsa,

$$
\begin{array}{llll}
D_1^* = 0 & D_2^* = 0 & D_3^* = 0 & x \le x_0 \\
D_1^* = 1 & D_2^* = 0 & D_3^* = 0 & x_0 < x \le x_1 \\
D_1^* = 1 & D_2^* = 1 & D_3^* = 0 & x_1 < x \le x_2 \\
D_1^* = 1 & D_2^* = 1 & D_3^* = 1 & x > x_2
\end{array}
$$

olacaktır ve bu notasyon uygulanırsa,

$$
\begin{aligned}
Y_t = {} & \beta_0' + \beta_1'(x_t - x_{t0}) + \beta_2'(x_t - x_{t0})^2 + \beta_3'(x_t - x_{t0})^3 \\
& + (\beta_3'' - \beta_3')(x_t - x_{t0})^3 D_1^* + (\beta_3''' - \beta_3'')(x_t - x_{t2})^3 D_2^*
\end{aligned}
\qquad (2.48)
$$

olduğu görülmektedir ve (2.48) , (2.47) 'ye eşdeğerdir.

Kübik spline fonksiyonlarını dörtten daha çok kırılma noktası ve üçten daha çok aralıklar için uygulamakta mümkündür. Ancak kullanılan her bir ilave aralık regresyon denklemine bir değişken ilave etmekte ve hatalardaki serbestlik derecesini eksiltmektedir.

### *2.1.8.1.Birden Fazla Bağımsız Değişkenli Kübik Spline Fonksiyonları*

x bağımsız değişkenine ek değişkenler analize kolayca dahil edilebilir. Ek değişken z de eğriliğe izin vermek için z değişkeni analize T(z) olarak ilave edildiğinde, Y=S(x)+T(z) elde edilir. Bu sonuca ulaşmak için z nin kırılma noktaları z ekseni üzerinde seçilir. Aralıklar, genelde gerekli olmamasına karşın, eşit olarak tanımlanır. Ayrıca z ekseni üzerindeki aralık sayısının x ekseni üzerindeki aralık sayısıyla aynı olması'da şart değildir. Ancak z boyutu üzerindeki polinomların x yönündekilerle aynı dereceden olması gerekir. Herhangi bir olayda z boyutundaki fonksiyonun sürekliliği, x değişkenindeki gibi kısıtlamaların uygulanması ile sağlanır. Örneğin, z değişkeni üç aralık oluşturan $z_0$, $z_1$, $z_2$

[75] SUITS, MASON and CHAN, a.g.m., s.133-134.

ve $z_3$ noktaları ile eşit parçalara bölündüğü varsayılırsa, z deki üç kübik polinom birleştirilerek x 'e eklenirse,

$$
\begin{aligned}
Y_t = {} & S(x) + \gamma'_0 (z_t - z_{t0}) + \gamma'_1 (z_t - z_{t0})^2 + \gamma'_2 (z_t - z_{t0})^3 \\
& + (\gamma''_2 - \gamma'_2)(z_t - z_{t1})^3 D'_1 + (\gamma'''_2 - \gamma''_2)(z_t - z_{t0}) D'_2
\end{aligned}
\tag{2.49}
$$

elde edilir. $D'_t$, z, $z_t$ 'ye ulaşıncaya kadar sıfır ve bundan sonra 1 değerini alan kukla değişkendir. S(x) ise (2.48) i ifade etmektedir ([76]).

[76] SUITS. MASON and CHAN. a.g.m., s.134-135.

# *ÜÇÜNCÜ BÖLÜM*

# *TÜRKİYE İTHALATI ÜZERİNE BİR UYGULAMA*

Çalışmanın bu bölümünde, öncelikle Türkiye'nin ithalatı üzerine genel bilgiler verilmiş ve Türkiye'deki ithalat hareketleri dönemler itibariyle incelenmiştir.

Daha sonra ekonomide ithalatı açıklamada önemli olduğu düşünülen iki değişken bağımsız değişken olarak seçilmiştir. Seçilen bu bağımsız değişkenler ve ithalat değişkeninin 1968 - 1995 yılları arasındaki değerlerinden yararlanılarak zaman serisi elde edilmiştir. Elde edilen zaman serisindeki değişkenlerin durağan olup olmadığı test edilmektedir. Yapılan testler sonucunda serilerin durağan olmadığı ortaya çıkmaktadır. Bu nedenle seri, bazı yöntemlerin uygulanmasıyla durağan hale getirilmeye çalışılmıştır. Zaman serisinin durağan olup olmadığının araştırılmasında kullanılacak test istatistikleri için MİCROFİT paket programından yararlanılmıştır.

Uygulamanın son aşamasındaki amaç, kurulan ithalat fonksiyonunda meydana gelen değişmelerin gözlenmesi ve bu değişmeler karşısında modellerin nasıl kurulacağının araştırılmasıdır. Buna yönelik olarak birkaç model denemesi yapılmıştır. Kurulan birinci model, herhangi bir yapısal değişim olmadığı varsayımından hareket etmektedir. İkinci model, Chow testine tabi tutulmuştur. Üçüncü model, kukla değişken yaklaşımı ile ve son model spline fonksiyonu uygulanarak kurulmuştur. Bu kurulan modellerin analizinde kullanılacak test istatistikleri için TSP 7.0 paket programından yararlanılmıştır.

## *3.1. TÜRKİYE İTHALATI İLE İLGİLİ GENEL BİLGİLER*

İthalat, ulusal ekonomimizde baştan beri, hatta ihracatımızdan daha önemli bir yer tutmuştur. Bu durum, Cumhuriyet öncesinde böyle olduğu gibi, Cumhuriyet döneminde de böyle olmuştur. Cumhuriyetin ilk yıllarında yani 1929 'lara kadar ithalata uygulanacak hükümler, Lozan anlaşmasıyla da kabul edilen 1916 'ların düşük tarifeleridir. Aynı zamanda Türkiye Cumhuriyeti gümrük bağımsızlığına da Lozan Anlaşması hükümlerine göre 1929 'da kavuşmuştur ([69]).

### *3.1.1. İthalat Rejimi*

İthalat rejimi ve dolayısıyla işlemleriyle ilgili olarak bazı gelişmeler olmuştur. 1929 'da spesifik temele dayalı koruyucu bir gümrük yasası kabul edilmiş, daha sonra Türk Parasının Kıymetini Koruma Kanunu kabul edilerek ödemeler denetim altına alınmak istenmiştir. Dünya iktisadi bunalımını izleyen yıllarda ithalata bazı kısıtlamalar getirmiş, ithalat baskı altına alınmak istenmiştir. Savaş yıllarında bu konuda daha ileri gidilerek ithalat "İthalat Birlikleri" nce yapılır olmuştur.

1950 'li yıllarda liberal uygulamalardan sonra darboğazların ortaya çıkmasıyla ithalat zorlaştırılmak istenmiş "Hazine Hissesi" adında ek bir vergi konmuştur. Ayrıca ithalat mallarının dünya piyasalarındakilerle fiyat ve kalite uygunluklarını denetlemek ve ithalatçılara yol göstermek üzere 2 Ekim 1956 'da "İthal Malları Fiyat Kontrol Dairesi" kurulmuştur ([70]).

İthalatın liberal bir programa bağlanması, 1958 'deki istikrar tedbirlerinin bir sonucu olarak ortaya çıkmış, önceleri iki yıllık olarak düzenlenirken, 1960 'dan sonra altı aylık olarak düzenlenmeye başlamıştır. İthalat liberasyon ve kota olarak ikiye ayrılmıştır. Liberasyonda ithalat serbest bırakılmış, kotada ise sınırlandırılmıştır ([71]).

Zaman zaman yapılan bazı düzenlemelerin ardından, Türkiye 'de bugün yürürlükte bulunan "İthalat Rejimi Kararı" 31.12.1994 tarihli Resmi Gazete 'de yayınlanarak yürürlüğe girmiştir. Yeni karar ile ithalata uygulanacak gümrük vergisi oranları ile ödenecek toplu konut fonunu gösterir liste kapsamı maddelere ait gümrük vergileri ve toplu konut fonu yeniden belirlenmiştir.

---

[69] Nazif KUYUCUKLU, Türkiye İktisadı, Filiz Kitabevi, İstanbul, 1993, s.567-568.
[70] Nazif KUYUCUKLU, a.g.e., s.571.
[71] Nazif KUYUCUKLU, a.g.e., s.571.

Türkiye 'de ithalat rejimi kararına göre gerek döviz tahsisi suretiyle gerek döviz tahsis edilmeksizin yapılacak ithalat, sözkonusu karar ve bu karara dayanılarak çıkarılacak yönetmelik ve tebliğler ile ilgili kuruluşlara verilecek talimatlar çerçevesinde yapılmaktadır. İhracattaki gibi ithalatta da yetkili mercii, Başbakanlık Dış Ticaret Müsteşarlığı 'dır ([72]).

Son yıllarda ithalat kararı ve yönetmeliklerde yapılan önemli, değişiklikler aşağıdaki gibidir ([73]) :

1. Türkiye ile ticari ilişkilerde ticaret ve ödemeler dengemizi bozacak nitelikte kayıtlar koyan anlaşmalar ile kararlaştırılan yükümlülüklerini yerine getirmeyen kuruluşlar ve firmalar hakkında uygun görülecek gerekli önlemlerin alınması ilkesi getirilmiştir.

2.Dampinge veya sübvansiyona konu olan ithalatın neden olacağı haksız rekabet ile ilgili mevzuat hükümlerine tabi tutulması.

3.Özel yasalarla ithalatı yasaklanmış olanlar ile ithaline izin verilenler dışında kalan maddelerin ithali serbest bırakılmıştır.

4.İthalat rejimi kararına ekli listede yalnız belli kurum için kayıt bulunan maddelerin ithali, sadece bu kurum tarafından yapılabilmektedir.

5.Eski, kullanılmış, kusurlu, standart dışı ve atık malların ithali izne tabi tutulmuştur.

6.Türk Parası Kıymetini Koruma Mevzuatına göre tahsisi yapılan navlun ve sigorta bedelleri için uygulamada lüzumsuz formalitelere meydan verilmemesi için nakdi teminat alınmasına son verilmiştir.

7.Teminat oranlarının kademeli olarak indirilmesi sağlanmıştır.

8.Toplu Konut Fonu'na yatırılması gereken meblağların zamanında intikali için müeyyideler getirilmiştir.

9.Karara ekli listede yer alan maddelerin gümrük vergi oranları, 474 Sayılı Yasa'ya dayanılarak yeniden düzenlenmiştir.

10.Turizm yatırım ve işletme sahiplerine bankalarda açtıracakları döviz tevdiat hesaplarından ithalat yapabilmeleri öngörülmüştür.

11.İthalatı, izne tabi olan mallar listesi yürürlükten kaldırılmıştır.

12.İthalatta depozit uygulamasına son verilmiştir.

[72] Rıdvan KARLUK, Türkiye Ekonomisi, Beta Yayıncılık, 3.Baskı, İstanbul, 1995, s.294.
[73] Rıdvan KARLUK, a.g.e., s.274, 275.

13.İthalat için süre belirlenmesinde ithalatçının beyanı esas alınmaya başlanmıştır.

14.Kamu iktisadi teşebbüslerinin ve diğer kamu kuruluşlarınca gerçekleştirilecek ithalatta işlemler basitleştirilmiştir.

15.Fon kesintisi azaltılmıştır.

16.1989 yılındaki ithalat rejimi ile yatırım malı listesinde yer alan malların ithalatı teşvik edilmiştir.

17.Antidamping Yasası ile yerli üretimin haksız rekabetten korunması sağlanmıştır.

18.1990 yılında yayımlanan ithalat rejimi ile ithalat garantisi için gerekli depozit ve lisans alımı kaldırılmıştır.

### *3.1.2. Türkiye'de İthalat Hareketleri*

Türkiye'de 24 Ocak 1980 Kararlarından sonra ithalat rejimi libere edilmeye başlamış, kota sistemi 1981 'de yumuşatılmıştır. 1984 ve 1985 yılı ithalat rejimleriyle ithalat ve izne tabi maddeler listeleri uygulanarak bunlar dışında kalan malların ithali serbest bırakılmıştır. 1984 yılında liberalleştirmeye rağmen ithalat, önemli ölçüde dolaylı yöntemlerle denetim altında tutulmaya çalışılmıştır. Nitekim bu yılda izne tabi ithal malları listesinin toplam ithalat içindeki payı %46.5 olmuştur. Ancak 1986 yılında hızla düşerek %22 'ye 1988 'de %6 'ya inmiştir ([74]).

Burada Türkiye'deki ithalat hareketlerinden dönem dönem kısaca bahsedilmesi yararlı olacaktır.

#### *3.1.2.1. Cumhuriyet'ten 1960'a Kadar İthalat*

Cumhuriyet'in ilk beş yılında ülkenin gümrük tarifelerini saptama ve dış ticareti düzenleme yetkileri çok sınırlıydı. 1929'a kadar ithalatta azalma eğilimi görülmemektedir. Daha sonraki yıllarda ithalatta görülen azalma, gümrük tarifeleri alanında getirilen sınırlamalar ve bir ölçüde de olsa ekonomik bunalıma bağlanabilir ([75]).

---

[74] Rıdvan KARLUK, a.g.e., s.286, 287.
[75] Yakup KEPENEK, Nurhan YENTÜRK, Türkiye Ekonomisi, 6. Baskı,Remzi Kitabevi, İstanbul, 1994, s.40.

1924 - 1928 döneminde ihracatın ithalatı karşılama oranı %77.8 olmuştur. Bu dönemde ithalat da aynı oranda artmıştır. İthalatın GSMH 'ya oranı 1924 'de %16.1 iken bu oran 1929'da %13.3 'e inmiştir. 1929'dan sonra ithalat hızla gerilemiş, 1932 yılında 86 milyon TL ile 1924'deki seviyesinin %55.7 altına inmiştir ([76]).

1930'lu yıllarda uygulanan ikili anlaşmalara ve kotalara dayalı dış ticaret politikası Türkiye'nin ithalat yapısını sanayileşme politikasına uyumlu hale getirmesini kolaylaştırmıştır ([77]).

1932 - 1938 döneminde ithalat değerlerinde oldukça önemli daralmalar olmuştur. Bunun nedeni miktar kısıtlamalarından ve sıkı kontrollerden kaynaklanıyordu. Hükümet ihracat gelirleri ile ödeyebileceği kadar ithalata izin veriyordu. Diğer yandan, kurulmakta olan ithal ikameci yerli sanayinin korunması amacıyla içeride üretime başlanan ürünlerin ithalatı daha fazla engelleniyordu.

1930 - 1938 dönemindeki önemli bir gelişme de Almanya'nın, Türkiye ithalat ve ihracatındaki paylarını çok hızlı bir şekilde yükseltmiş olmasıdır. Bu ülkenin ithalattaki payı 1932 'de %25 iken, 1935 - 1938 ortalaması %46 'ya ulaşmıştır ([78]).

1940 yılında çıkarılan Milli Korunma Kanunu ile Hükümet hangi mallardan ne kadar ithal edileceğini kotalarla belirlemiş, tüketim mallarının ithalatını sınırlandırmıştır.

Bu yıllarda Türkiye'nin özellikle ithalatının hacmini ve yapısını daha çok dış şartlar belirlemiştir. Türkiye'ye mal satan ülkelerin savaşta olması, ithal edilen malların dünya piyasalarındaki arzını büyük ölçüde daraltmıştır.

İkinci Dünya Savaşı yıllarında Türkiye'ye mal satan ülkelerin içinde bulundukları durum; dünya piyasalarına sundukları mal arzının daralması ve ulaştırma güçlükleri

---

[76] Hüseyin ŞAHİN, Türkiye Ekonomisi, 2.Baskı, Uludağ Üniversitesi Basımevi, Bursa, 1993, s.46.
[77] Hüseyin ŞAHİN, a.g.e., 1993, s.49.
[78] Hüseyin ŞAHİN, a.g.e., 1993, s.73-74.

Türkiye'nin ithalatının çok büyük ölçüde düşmesine yol açtığı gibi, ithalattaki tıkanıklık yurtiçi toplam mal arzını hem dolaylı hem de dolaysız olarak etkilemiştir ([79]).

1946 yılında yapılan birinci develüasyonla, ithalat üzerinden, fiyat ve miktar sınırlamalarının büyük ölçüde kaldırılmasıyla, ithalat hızla artmıştır. Bu hızlı artışın birinci nedeni, savaş sonrası yıllarda özellikle 1950 sonrasında yabancı sermaye ve dış yardımlarla birlikte "alınan" yeni tüketim biçimlerinin tüketim mallarının talebini artırması, ikinci neden ise, izlenen ekonomik gelişme politikasının, ithalat girdi kullanımına dayanmasıdır.

İthalatın bu hızlı artışı 1953 yılına kadar sürmüş bu yıla kadar ticaretin sürekli açık vermesine karşılık, önceden birikmiş olan altın ve dövizin kullanımı ve bu dönemde başlayan ve hızla büyüyen dış yardım ve borçlanma, ithalatın kısıtlanmadan sürmesini sağlamıştır ([80]).

1950 - 1960 döneminde ithalatın kısıtlanması sonucu iç talep yerli üretime kaymıştır. Bu durumda ekonominin giderek daha fazla dışa bağımlı hale geldiğini göstermektedir. Öte yandan, döviz tasarrufu amacıyla ithalatın kısıtlanması içerde etkin olmayan, yüksek maliyetle çalışan, dış rekabetin korunduğu iç piyasada tekel karları elde eden bir sanayi yapısının ortaya çıkmasına neden olmuştur.

Türkiye'nin 1950 - 1960 döneminde, yatırım malları ve ara malları ithalatçısı ve henüz sanayileşme sürecinin başında bir ülke olduğu sonucu çıkarılmaktadır ([81]).

### *3.1.2.2. 1960 - 1980 Döneminde İthalat*

Bu dönemde dış ilişkiler önceki politikalar çerçevesinde ilerlemiştir. İthalat hacminde sınırlı sayılabilecek genişleme karşısında, ithalatı kotalarla, ikili anlaşmalarla ve kontrollü kambiyo politikası ile finanse edebileceği çerçevede tutmaya çalışmıştır ([82]).

---

[79] Hüseyin ŞAHİN, Türkiye Ekonomisi, 3.Baskı, Ezgi Kitabevi Yayınları, Bursa, 1995, s.91, 92.
[80] Yakup KEPENEK, Nurhan YENTÜRK, a.g.e., s.110.
[81] Hüseyin ŞAHİN, a.g.e., 1993, s.122, 123.
[82] Rıdvan KARLUK, a.g.e., s.274, 275.

1975'den sonra dış ekonomik ilişkilerdeki gelişmeler Türkiye ekonomisinin daha önce geçirdiği tecrübelerin ötesinde bir bunalıma yol açmıştır. 1973 - 1974 yıllarında petrol fiyatlarının 4 kat artması ithalatın 1973'deki 2 milyar dolarlık seviyesinden 1977'de 6 milyar dolar seviyesine çıkmasında en önemli etken olmuştur.

1960 - 1980 Yıllarında İthalat Bileşimi

| YILLAR | YATIRIM | ARA | TÜKETİM |
|---|---|---|---|
| 1960 | 244 | 179 | 45 |
| 1961 | 227 | 229 | 50 |
| 1962 | 279 | 296 | 45 |
| 1963 | 315 | 336 | 37 |
| 1964 | 245 | 266 | 26 |
| 1965 | 241 | 306 | 25 |
| 1966 | 341 | 341 | 36 |
| 1967 | 324 | 328 | 34 |
| 1968 | 367 | 361 | 36 |
| 1969 | 351 | 395 | 55 |
| 1970 | 446 | 455 | 47 |
| 1971 | 511 | 601 | 59 |
| 1972 | 783 | 707 | 73 |
| 1973 | 1003 | 993 | 90 |
| 1974 | 1289 | 2332 | 157 |
| 1975 | 1961 | 2575 | 203 |
| 1976 | 2239 | 2733 | 156 |
| 1977 | 2255 | 3363 | 178 |
| 1978 | 1590 | 2876 | 133 |
| 1979 | 1597 | 3376 | 96 |
| 1980 | 1581 | 6158 | 170 |

Kaynak : İstatistik Göstergeler 1923-1995. DİE. Ankara. Temmuz 1996. s.265

Kısa sürede sürüklenilen döviz darboğazı ve ekonomik bunalım resmi yollardan yapılan ithalatın kısıtlanmasına ve kambiyo kontrollerinin artmasına yol açmış, bunun sonucu olarak, gerek ihracatta gerekse ithalatta oldukça yaygın bir karaborsa ortaya çıkmıştır.

1963 - 1979 döneminde sanayileşmede ulaşılan aşamaya paralel olarak ithalatın bileşiminde de önemli değişmeler olmuştur. Yatırım ve ara malları ithalatı oran olarak yükselirken, tüketim mallarının ithalat ödemelerindeki payı %3.5 'a kadar gerilemiştir. İthalatta yatırım ve ara mallarının paylarının artması ekonominin dışa bağımlılığını da arttırmıştır ([83]).

### *3.1.2.3. 24 Ocak 1980 Sonrasında İthalat*

İthalat 1980 yılından sonra hızlı bir artış göstermiş 1980 'li yılların sonlarına doğru ise artış hızında bir yavaşlama görülmüştür ([84]). Türkiye'nin hizmet ticaretinden elde ettiği döviz gelirlerinin büyümesi, kredi şeklindeki yabancı sermaye girişinin artması ve petrol fiyatlarının yükselmemesi, hatta düşmesi Türkiye'ye ithalatını artırma imkanı vermiştir ([85]).

İthalatın serbest bırakılmasıyla birlikte, tüketim malı ithalatı 1980 yılından sonra hızla artmıştır. Buna paralel olarak ara malı ve yatırım malı ithalatı da sürekli artmıştır. Ancak yatırım malı ithalatı artışı ara malı ithalatının artış hızına göre daha yavaştır. 1980'lerden sonra önemli bir yerli yatırım malı sanayi kurulmadığı gözönüne alındığında, yatırım malı ithalatının payının azalması ve ara malı ithalatının payının artması doğaldır. Ancak 1988 yılından itibaren kurulu kapasitelere dayalı bir ihracat artışının artık gerçekleşememesinden dolayı yatırım malı ithalatı payında yeniden bir artış olmuştur ([86]).

Yatırım malı ithalatının artışına, özellikle tüketim malı ithalatında ortaya çıkan artış da eklendiğinde ithalatdaki hızlanan artışı anlamak daha da kolaylaşmaktadır.

[83] Hüseyin ŞAHİN, a.g.e., 1993, s.169, 173.
[84] Yakup KEPENEK, Nurhan YENTÜRK, a.g.e., s.260.
[85] Hüseyin ŞAHİN, a.g.e., 1995, s.315.
[86] Yakup KEPENEK, Nurhan YENTÜRK, a.g.e., s.261.

1980 Yılından Sonra İthalat Bileşimi

| YILLAR | YATIRIM | ARA | TÜKETİM |
|---|---|---|---|
| 1981 | 2207 | 6547 | 179 |
| 1982 | 2324 | 6337 | 182 |
| 1983 | 2317 | 6676 | 242 |
| 1984 | 2659 | 7624 | 474 |
| 1985 | 2603 | 7835 | 905 |
| 1986 | 3474 | 6675 | 956 |
| 1987 | 3817 | 9180 | 1161 |
| 1988 | 3989 | 9236 | 1110 |
| 1989 | 3847 | 10568 | 1377 |
| 1990 | 5787 | 13490 | 3025 |
| 1991 | 6046 | 12090 | 2911 |
| 1992 | 6772 | 13127 | 2972 |
| 1993 | 9565 | 15746 | 4117 |
| 1994 | 6895 | 13596 | 2780 |
| 1995 | 10488 | 20807 | 4414 |

Kaynak : İstatistik Göstergeler 1923-1995. DİE. Ankara. Temmuz 1996. s.265

İthalatın ülkelere göre dağılımında dönemlere göre köklü bir değişiklik olmamış ve en önemli paya AB sahip olmayı sürdürmüştür ([87]).

[87] Yakup KEPENEK. Nurhan YENTÜRK. a.g.e.. s.263.

İthalatın Seçilmiş Ülkelere Göre Dağılımı (Bin $)

| YILLAR | FRANSA | ALMANYA | İTALYA | İNGİLTERE | ABD | İSPANYA | YUNANİSTAN |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1980 | 380152 | 845735 | 284432 | 321865 | 432357 | 84065 | 54732 |
| 1981 | 400039 | 958126 | 372045 | 433655 | 589359 | 111547 | 22368 |
| 1982 | 263222 | 1009105 | 414971 | 433798 | 813521 | 94743 | 14410 |
| 1983 | 218341 | 1052849 | 510274 | 440680 | 695116 | 176378 | 20984 |
| 1984 | 242514 | 1172465 | 630343 | 444964 | 1073474 | 326403 | 48492 |
| 1985 | 513936 | 1368779 | 658173 | 468429 | 1160061 | 322239 | 47188 |
| 1986 | 545317 | 1771866 | 865981 | 518924 | 1176966 | 147107 | 78314 |
| 1987 | 607833 | 2108828 | 1076006 | 697035 | 1366900 | 199207 | 126547 |
| 1988 | 828814 | 2054385 | 1005690 | 739111 | 1519739 | 242801 | 82745 |
| 1989 | 744905 | 2203987 | 1070964 | 727720 | 2094356 | 250401 | 100888 |
| 1990 | 1340354 | 3496831 | 1727064 | 1013686 | 2281647 | 345331 | 128591 |
| 1991 | 1226566 | 3232028 | 1845372 | 1165598 | 2255349 | 319897 | 77059 |
| 1992 | 1350861 | 3754465 | 1918569 | 1187330 | 2600541 | 320486 | 88151 |
| 1993 | 1952364 | 4532910 | 2557823 | 1545696 | 3350614 | 430735 | 120461 |
| 1994 | 1458206 | 3645617 | 2008524 | 1169767 | 2429464 | 380156 | 105067 |
| 1995 | 1995845 | 5547588 | 3193129 | 1829761 | 3723986 | 590715 | 200673 |

Kaynak : İstatistik Göstergeler 1923-1995, DİE, Ankara, Temmuz 1996, s.279

Bir ülkenin ithalatını etkileyen faktörlerden biri reel gayri safi milli hasıladır. GSMH ne kadar büyükse ithalat hacmi de o kadar büyük olacaktır ([88]).

Bu nedenle, uygulamada model kurulurken, GSMH birinci bağımsız değişken, Toptan Eşya Fiyat İndeksi ikinci bağımsız değişken olarak alınmıştır.

[88] M.İlker PARASIZ, Makro Ekonomi, 4. Baskı, Ezgi Kitabevi Yayını, Bursa, 1991, s.424.

### 3.2. SERİLERİN DURAĞANLIK TESTİ

Çalışmada kullanılan ithalat (CIF), Gayri Safi Milli Hasıla (GSMH) ve Toptan Eşya Fiyat İndeksi (TEF) verileri zaman serisi olduğundan, bu serilerin durağan olup olmadığının test edilmesi yerinde olacaktır.

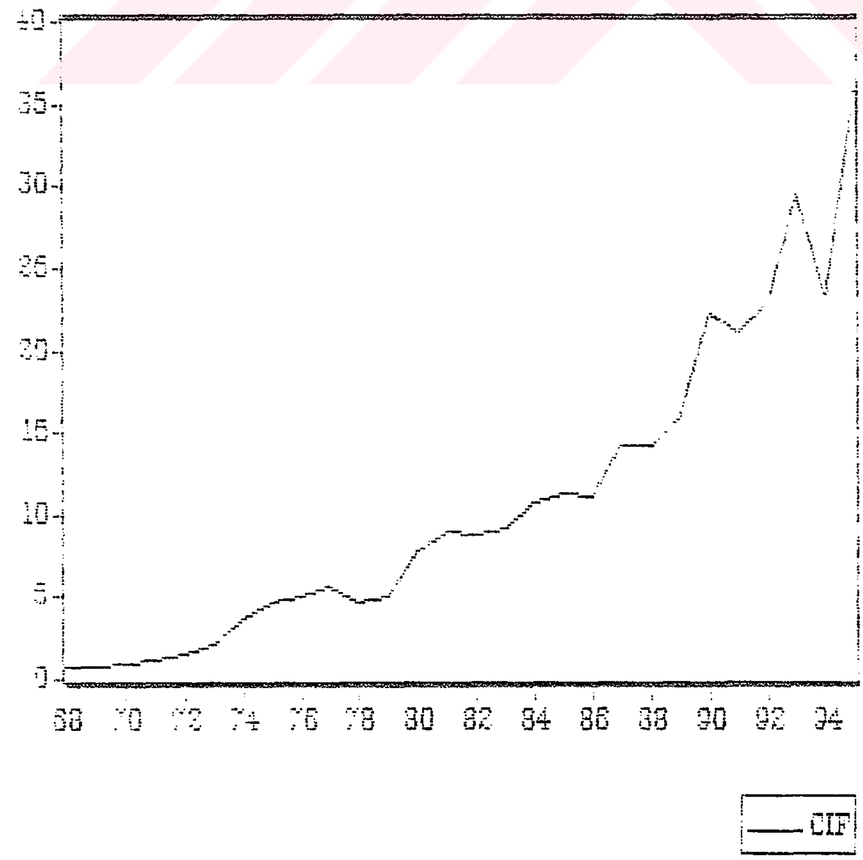
Eğer değişkenler durağan ise, bu değişkenler için hesaplanan otokorelasyon değeri birkaç gecikmeden sonra sıfıra yaklaşacaktır.

Bu çalışmada serinin durağan olup olmadığının test edilmesi 1968 - 1995 yılları arasındaki değişkenler için 2σ 'nın hesaplanması gerekmektedir.

#### 3.2.1. İthalat

DİE 'nin İstatistik Göstergeler (1923 - 1995) yıllığından derlenen veriler CIF olarak adlandırılmış ve serinin grafiği Grafik 3.1 'de gösterilmiştir.

Grafik 3.1 1968 - 1995 Dönemi Yıllık CIF Serisi



Grafik 3.1 'de görüldüğü gibi seride dalgalanmalar olmasına rağmen CIF 'ın ortalama ve varyans bakımından durağan olmadığı gözlenmektedir. Durağanlık koşulları sağlanmadığından ithalat fonksiyonunun analizini yapmak yanlış olacaktır. Seriye Korelogram Testi uygulanarak durağanlaştırılmaya çalışılmıştır. CIF serisini oluşturan gözlemlerin farklı zaman aralıklarındaki otokorelasyon ve Ljung-Box istatistik değerleri Tablo 3.2 'de gösterilmiştir. 1968 - 1995 dönemi içinde CIF değişkeni için $\mp 2(1/\sqrt{28}) = \mp 0,37796$ elde edilmiştir.

Tablo 3.2 CIF Serisi İçin Korelogram Test Sonuçları (1968-1995)

| Derece | Otokorelasyon Katsayısı | Standart Hata | Box-Pierce İstatistiği | Ljung-Box İstatistiği |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.77985 | 0.18898 | 17.0288[.000] | 18.9208[.000] |
| 2 | 0.73292 | 0.28134 | 32.0696[.000] | 36.2757[.000] |
| 3 | 0.58844 | 0.34282 | 41.7650[.000] | 47.9102[.000] |
| 4 | 0.46913 | 0.37717 | 47.9274[.000] | 55.6131[.000] |
| 5 | 0.38991 | 0.39746 | 52.1843[.000] | 61.1656[.000] |
| 6 | 0.26104 | 0.41090 | 54.0923[.000] | 63.7674[.000] |
| 7 | 0.18506 | 0.41678 | 55.0511[.000] | 65.1372[.000] |
| 8 | 0.13121 | 0.41970 | 55.5332[.000] | 65.8603[.000] |
| 9 | 0.058292 | 0.42117 | 55.6284[.000] | 66.0105[.000] |

Tablo 3.2 'deki otokorelasyon katsayıları $\mp 0,37796$ sınırlarının dışında kaldığından CIF serisi durağan değildir.

Serinin durağan olmadığını, birinci bölümde açıklanan ve durağanlığın sınanmasında çok yaygın biçimde kullanılan "Birim Kök Testi" de göstermektedir. Test sonuçları Tablo 3.3 'de verilmiştir.

Tablo 3.3 CIF Serisi İçin Birim Kök Testi Sonuçları

| İstatistik | Örnek | Gözlem | Trendsiz | Trendli |
|---|---|---|---|---|
| DF | 1969-1995 | 27 | 1.0317 (-2.9750) | -1.6710 (-3.5867) |
| ADF(1) | 1970-1995 | 26 | 2.7367 (-2.9798) | -0.22692 (-3.5943) |

%95 anlamlılık düzeyinde

Tablonun trendsiz sütununu oluşturan DF / ADF t - istatistiklerinin değerlerinin mutlak değeri MacKinnon kritik değerlerinin mutlak değerinden küçük olduğundan CIF serisi durağan değildir.

Durağan olmayan CIF değişkeninin birinci farkları alınarak elde edilen değişken DCIF olarak adlandırılmış ve Korelogram testi uygulanmıştır. Sonuçlar Tablo 3.4 'de verilmiştir.

Tablo 3.4 DCIF Serisi İçin Korelogram Test Sonuçları (1969-1995)

| Derece | Otokorelasyon Katsayısı | Standart Hata | Box-Pierce İstatistiği | Ljung-Box İstatistiği |
|---|---|---|---|---|
| 1 | -0.48010 | 0.19245 | 6.2234[.013] | 6.9415[.008] |
| 2 | 0.14033 | 0.23262 | 6.7551[.034] | 7.5583[.023] |
| 3 | 0.27385 | 0.23573 | 8.7799[.032] | 10.0049[.019] |
| 4 | -0.27961 | 0.24723 | 10.8909[.028] | 12.6666[.013] |
| 5 | 0.20459 | 0.25868 | 12.0211[.035] | 14.1564[.015] |
| 6 | 0.11102 | 0.26461 | 12.3538[.055] | 14.6159[.023] |
| 7 | -0.11132 | 0.26633 | 12.6884[.080] | 15.1011[.035] |
| 8 | 0.097866 | 0.26804 | 12.9470[.114] | 15.4958[.050] |
| 9 | -0.020624 | 0.26936 | 12.9585[.164] | 15.5143[.078] |

Tablo3.4'deki otokorelasyon katsayıları %5 anlamlılık düzeyinde $\mp 2(1/\sqrt{27}) = \mp 0.38490$ sınırları içinde kaldığından seri durağandır ve DCIF serisinin durağan olduğunu EK 2 'de verilen grafik de onaylamaktadır.

Birinci farkları alınarak DCIF olarak adlandırılan seriye Birim Kök Testi yapıldığında da serinin durağanlık özelliklerini sağladığı görülmektedir.

Tablo 3.5 DCIF Serisi İçin Birim Kök Testi Sonuçları

| İstatistik | Örnek | Gözlem | Trendsiz | Trendli |
|---|---|---|---|---|
| DF | 1970-1995 | 26 | -9.1251 (-2.9798) | -10.8368 (-3.5943) |
| ADF(1) | 1971-1995 | 25 | -4.4770 (-2.9850) | -6.9459 (-3.6027) |

%95 anlamlılık düzeyinde

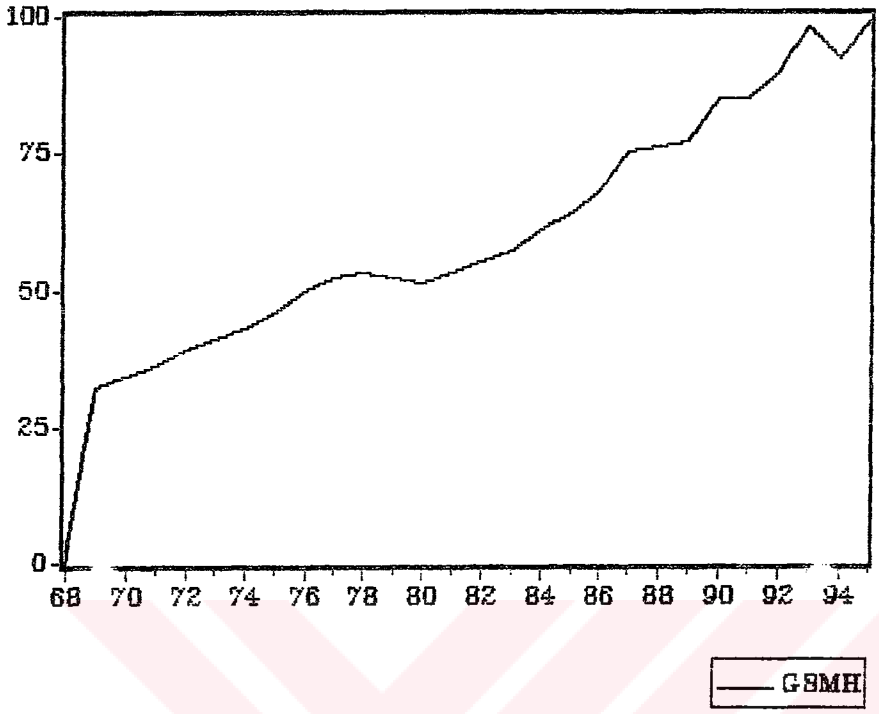
Tabloda da görüldüğü gibi $|t_\delta| > |r_t|$ eşitsizliği sağlandığından sıfır hipotezi reddedilerek serinin durağan olduğuna karar verilmektedir.

### *3.2.2. Gayri Safi Milli Hasıla*

DİE 'nin istatistiksel Göstergeler (1923 - 1995) yıllığından derlenen veriler GSMH olarak adlandırılmış ve serinin grafiği Grafik 3.2 'de gösterilmiştir.

Grafik 3.2 incelendiğinde trend faktörü olduğu gözlenmekte bu da serinin durağan olmadığını ortaya koymaktadır. GSMH serisi Korelogram ve Birim Kök Testi yapılarak sonuçlar Tablo 3.6 ve Tablo 3.7 'deki gibidir.

Grafik 3.2 1968 -1995 Dönemi Yıllık GSMH Serisi




Tablo 3.6 GSMH Serisine İlişkin Korelogram Test Sonuçları (1968 - 1995)

| Derece | Otokorelasyon Katsayısı | Standart Hata | Box-Pierce İstatistiği | Ljung-Box İstatistiği |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.88122 | 0.18898 | 21.7434[.000] | 24.1593[.000] |
| 2 | 0.78185 | 0.30196 | 38.8594[.000] | 43.9086[.000] |
| 3 | 0.64961 | 0.36721 | 50.6751[.000] | 58.0874[.000] |
| 4 | 0.53083 | 0.40619 | 58.5649[.000] | 67.9496[.000] |
| 5 | 0.43181 | 0.43025 | 63.7857[.000] | 74.7594[.000] |
| 6 | 0.32267 | 0.44546 | 66.7009[.000] | 78.7347[.000] |
| 7 | 0.23232 | 0.45373 | 68.2121[.000] | 80.8935[.000] |
| 8 | 0.14583 | 0.45796 | 68.8076[.000] | 81.7867[.000] |
| 9 | 0.062819 | 0.45961 | 68.9180[.000] | 81.9612[.000] |

Otokorelasyon katsayıları k=5 gecikmeye kadar $\mp 0.37796$ sınırlarının dışında kaldığından seri durağan değildir.

Tablo 3.7 GSMH Serisi İçin Birim Kök Testi Sonuçları

| İstatistik | Örnek | Gözlem | Trendsiz | Trendli |
|---|---|---|---|---|
| DF | 1969-1995 | 27 | 0.72146(-2.9750) | -1.7348 (-3.5867) |
| ADF(1) | 1970-1995 | 26 | 1.0012 (-2.9798) | -1.1587 (-3.5943) |

%95 anlamlılık düzeyinde

Bu test sonucundan da GSMH serisinin bir birim köke sahip olduğunu öne süren sıfır hipotezi kabul edildiğinde GSMH serisi durağan değildir.

Serinin birinci farkları alınarak DGSMH olarak adlandırılmış ve durağanlık özelliklerini sağlayıp sağlamadığı test edilmiştir. Tablo 3.8 ve Tablo 3.9 'daki gibidir.

Tablo 3.8 DGSMH Serisi İçin Korelogram Test Sonuçları (1969 - 1995)

| Derece | Otokorelasyon Katsayısı | Standart Hata | Box-Pierce İstatistiği | Ljung-Box İstatistiği |
|---|---|---|---|---|
| 1 | -0.32749 | 0.19245 | 2.8957[.089] | 3.2299[.072] |
| 2 | -0.5648E-3 | 0.21209 | 2.8957[.235] | 3.2299[.199] |
| 3 | 0.39008 | 0.21209 | 7.0042[.072] | 8.1943[.042] |
| 4 | -0.35667 | 0.23718 | 10.4389[.034] | 12.5250[.014] |
| 5 | 0.14955 | 0.25627 | 11.0428[.051] | 13.3210[.021] |
| 6 | 0.13940 | 0.25949 | 11.5674[.072] | 14.0455[.029] |
| 7 | -0.28408 | 0.26224 | 13.7464[.056] | 17.2050[.016] |
| 8 | 0.011706 | 0.27340 | 13.7501[.089] | 17.2106[.028] |
| 9 | 0.073141 | 0.27342 | 13.8945[.126] | 17.4433[.042] |

Otokorelasyon katsayıları $\mp 2(1/\sqrt{n})$ sınırları içinde kalmaktadır. Böylece DGSMH serisinin durağan olduğuna karar verilmektedir.

DGSMH serisine birim kök testi uygulandığında elde edilen sonuçlar Korelogram testi ile elde edilen sonuçları desteklemektedir.

Tablo 3.9 DGSMH Serisi İçin Birim Kök Testi Sonuçları

| İstatistik | Örnek | Gözlem | Trendsiz | Trendli |
|---|---|---|---|---|
| DF | 1970-1995 | 26 | -6.7930(-2.9750) | -6.9913 (-3.5943) |
| ADF(1) | 19711995 | 25 | -4.0600(-2.9850) | -4.3702 (-3.6027) |

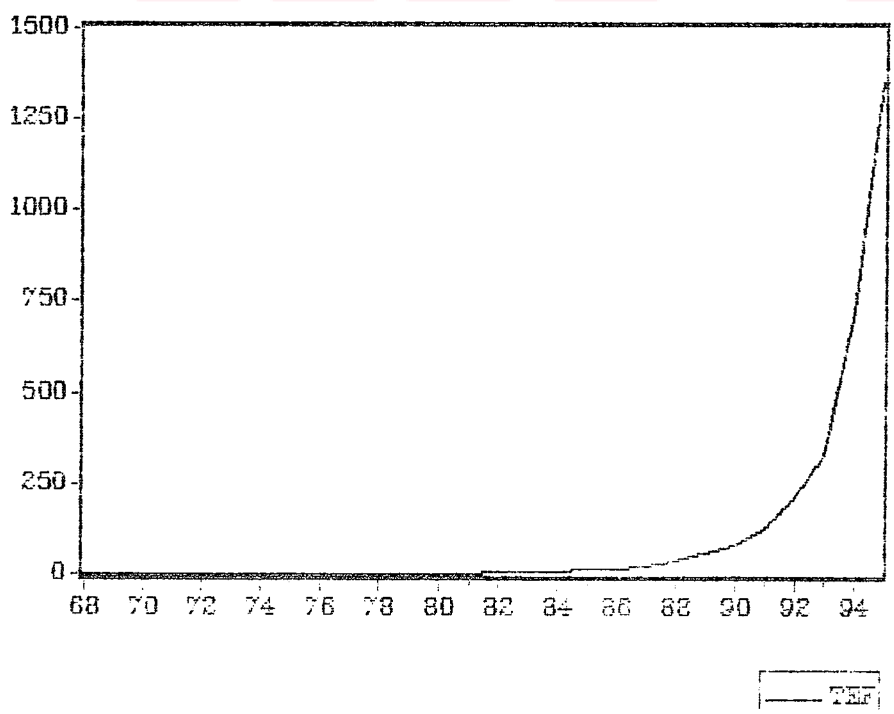
%95 anlamlılık düzeyinde

Tablo 3.9 'daki sonuçlara göre DF/ADF t - istatistik değerlerinin mutlak değeri MacKinnon kritik değerlerinin mutlak değerlerinden büyük olduğundan DGSMH serisi durağandır. serinin durağan olduğu EK 3 'de verilen grafikte de görülmektedir.

### *3.2.3. Toptan Eşya Fiyat İndeksi*

DİE 'nin İtatistik Göstergeler (1923-1995) yıllığından derlenen veriler TEF olarak adlandırılmış ve serinin grafiği Grafik 3.3 'de verilmiştir.

Grafik 3.3 1968 - 1995 Dönemi Yıllık TEF Serisi



Grafik 3.3 incelendiğinde TEF serisinde CIF ve GSMH serilerinde olduğu gibi trend faktörü görülmektedir. Bu durum da serinin durağan olmadığının bir kanıtıdır.

TEF serisine de Korelogram Testi uygulanarak sonuçlar Tablo 3.10 'daki gibidir.

Tablo 3.10 TEF Serisi İçin Korelogram Test Sonuçları (1968 - 1995)

| Derece | Otokorelasyon Katsayısı | Standart Hata | Box-Pierce İstatistiği | Ljung-Box İstatistiği |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.51464 | 0.18898 | 7.4158[.006] | 8.2398[.004] |
| 2 | 0.24607 | 0.23374 | 9.1112[.011] | 10.1960[.006] |
| 3 | 0.14706 | 0.24281 | 9.7167[.021] | 10.9226[.012] |
| 4 | 0.078997 | 0.24597 | 9.8915[.042] | 11.1410[.025] |
| 5 | 0.039470 | 0.24688 | 9.9351[.077] | 11.1979[.048] |
| 6 | 0.011663 | 0.24710 | 9.9389[.127] | 11.2031[.082] |
| 7 | -0.0097489 | 0.24712 | 9.9415[.192] | 11.2069[.130] |
| 8 | -0.023958 | 0.24713 | 9.9576[.268] | 11.2310[.189] |
| 9 | -0.033623 | 0.24722 | 9.9893[.351] | 11.2810[.257] |

Tablo 3.10 'daki k = 1 gecikme için otokorelasyon katsayısı ∓0.37796 sınırlarının dışında kalmaktadır. Bu nedenle de TEF serisinin durağan olmadığına karar verilmektedir.

TEF serisinin durağan olup olmadığı Birim Kök Testi ile test edildiğinde sonuçlar aşağıdaki gibidir.

Tablo 3.11 TEF Serisi İçin Birim Kök Testi Sonuçları

| İstatistik | Örnek | Gözlem | Trendsiz | Trendli |
|---|---|---|---|---|
| DF | 1969-1995 | 27 | 26.6116(-2.9750) | 22.0743 (-3.5867) |
| ADF(1) | 1970-1995 | 26 | 6.0561(-2.9798) | 6.8295 (-3.5943) |

%95 anlamlılık düzeyinde

DF/ADF t - istatistik değerlerinin mutlak değeri ve MacKinnon kritik değerlerinin mutlak değerleri ile karşılaştırıldığında $|t_8| > |r_t|$ şartını sağlamadığından seri durağan değildir.

Seriyi durağan hale getirebilmek için serinin birinci farkları alınıp DTEF olarak adlandırılmış ve aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo 3.12 DTEF Serisi İçin Korelogram Test Sonuçları (1969 - 1995)

| Derece | Otokorelasyon Katsayısı | Standart Hata | Box-Pierce İstatistiği | Ljung-Box İstatistiği |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.53102 | 0.19245 | 7.6136[.006] | 8.4921[.004] |
| 2 | 0.18411 | 0.24068 | 8.5288[.014] | 9.5538[.008] |
| 3 | 0.11397 | 0.24584 | 8.8795[.031] | 9.9775[.019] |
| 4 | 0.050633 | 0.24779 | 8.9487[.062] | 10.0648[.039] |
| 5 | 0.022390 | 0.24817 | 8.9623[.111] | 10.0826[.073] |
| 6 | 0.0041732 | 0.24824 | 8.9627[.176] | 10.0833[.121] |
| 7 | -0.015767 | 0.24825 | 8.9695[.255] | 10.0930[.183] |
| 8 | -0.030064 | 0.24828 | 8.9939[.343] | 10.1303[.256] |
| 9 | -0.037927 | 0.24842 | 9.0327[.434] | 10.1928[.335] |

Tablo 3.12'deki otokorelasyon katsayıları %5 anlamlılık düzeyinde $\mp 2(1/\sqrt{27}) = \mp 0.3849$ sınırlarının dışında kaldığından DTEF serisi de durağan değildir.

Birinci bölümde anlatıldığı gibi "Korelogram Testi" tam güvenilir bir test olmadığından DTEF serisine bir de Birim Kök Testi uygulanmıştır. sonuçlar Tablo 3.13 'deki gibidir.

Tablo 3.13 DTEF Serisi İçin Birim Kök Testi Sonuçları

| İstatistik | Örnek | Gözlem | Trendsiz | Trendli |
|---|---|---|---|---|
| DF | 1970-1995 | 26 | 7.0343(-2.9798) | 5.4184 (-3.5943) |
| ADF(1) | 1971-1995 | 25 | 9.8670(-2.9850) | 10.3699 (-3.6027) |

%95 anlamlılık düzeyinde

Ancak Birim Kök Testi sonuçları incelendiğinde de DTEF serisinin durağan olmadığına karar verilmektedir. Bu durumda TEF serisinin ikinci farkları alınarak DTEF1 olarak adlandırılmış ve her iki teste tabi tutulmuştur.

Tablo 3.14 DTEF1 Serisi İçin Korelogram Test Sonuçları (1970 - 1995)

| Derece | Otokorelasyon Katsayısı | Standart Hata | Box-Pierce İstatistiği | Ljung-Box İstatistiği |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.55120 | 0.19612 | 7.8994[.005] | 8.8473[.003] |
| 2 | 0.13049 | 0.24866 | 8.3421[.015] | 9.3638[.009] |
| 3 | 0.091338 | 0.25128 | 8.5590[.036] | 9.6279[.022] |
| 4 | 0.021264 | 0.25256 | 8.5708[.073] | 9.6429[.047] |
| 5 | 0.0047013 | 0.25262 | 8.5714[.127] | 9.6436[.086] |
| 6 | 0.5565E-3 | 0.25263 | 8.5714[.199] | 9.6436[.140] |
| 7 | -0.016795 | 0.25263 | 8.5787[.284] | 9.6545[.209] |
| 8 | -0.034597 | 0.25267 | 8.6098[.376] | 9.7029[.287] |

Tablo 3.14 incelendiğinde DTEF1 serisinin durağan olmadığı görülmektedir. Yine sonucu netleştirmek için DTEF1 serisine Birim Kök Testi uygulandığında Tablo 3.15 'deki sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo 3.15 DTEF1 Serisi İçin Birim Kök Testi Sonuçları

| İstatistik | Örnek | Gözlem | Trendsiz | Trendli |
|---|---|---|---|---|
| DF | 1971-1995 | 25 | -0.45041(-2.9798) | -1.2426 (-3.6027) |
| ADF(1) | 1972-1995 | 24 | 11.1690 (-2.9907) | 10.7284 (-3.6119) |

%95 anlamlılık düzeyinde

Tablo 3.15'de görüldüğü gibi DF/ADF t - istatistiklerinin değerlerinin mutlak değerleri serinin ikinci farkları alınmasına karşın MacKinnon Kritik değerlerinin mutlak değerlerinden küçük olduğundan DTEF1 serisinin de durağan olmadığına karar verilmektedir.

Bu durumda serinin üçüncü farkları alınıp Korelogram ve Birim Kök Testi uygulandığında elde edilen sonuçlar aşağıdadır.

Tablo 3.16 DTEF1 Serisi İçin Korelogram Test Sonuçları (1970 - 1995)

| Derece | Otokorelasyon Katsayısı | Standart Hata | Box-Pierce İstatistiği | Ljung-Box İstatistiği |
|---|---|---|---|---|
| 1 | -0.23575 | 0.20000 | 1.3894[.239] | 1.5631[.211] |
| 2 | 0.97211 | 0.21082 | 1.6257[.444] | 1.8404[.398] |
| 3 | 0.017735 | 0.21261 | 1.6335[.652] | 1.8501[.604] |
| 4 | -0.027226 | 0.21267 | 1.6521[.799] | 1.8739[.759] |
| 5 | 0.0034692 | 0.21281 | 1.6524[.895] | 1.8743[.866] |
| 6 | 0.0037642 | 0.21281 | 1.6527[.949] | 1.8748[.931] |
| 7 | -0.0026090 | 0.21281 | 1.6529[.977] | 1.8751[.966] |
| 8 | -0.018134 | 0.21281 | 1.6611[.990] | 1.8881[.984] |

Otokorelasyon katsayıları, $\mp 2(1/\sqrt{25}) = 0.40$ sınırları içinde kaldığından DTEF2 serisinin durağan olduğuna karar verilmektedir.

Tablo 3.17 DTEF2 Serisi İçin Birim Kök Testi Sonuçları

| İstatistik | Örnek | Gözlem | Trendsiz | Trendli |
|---|---|---|---|---|
| DF | 1972-1995 | 24 | -5.90811(-2.9907) | -6.6770 (-3.6119) |
| ADF(1) | 1973-1995 | 23 | 5.9615 (-2.9970) | 4.9278 (-3.6219) |

%95 anlamlılık düzeyinde

Birim Kök Testi sonuçları incelendiğinde de DF/ADF test istatistiklerinin mutlak değerleri MacKinnon değerlerinin mutlak değerlerinden büyük olduğundan DTEF2 serisi durağandır. Ayrıca DTEF2 serisinin durağan olduğunu EK 4 'de verilen grafikte de görmek mümkündür.

### *3.3. FARKLI KIRILMA NOKTALARINDA MODELİN ANALİZİ*

Uygulamanın bu bölümünde, durağanlaştırılmış serilerle Türkiye ekonomisinde önemli bir yeri olan ithalat, ekonometrik modellerle analiz edilmeye çalışılacaktır. Analiz için, yapısal değişim sözkonusu olduğunda nasıl model kurulacağı ve kurulan modellerden hangisinin ithalatı daha iyi açıkladığının tespiti hedeflenmiştir.

Ancak serilerin durağanlaştırılmasında, CIF ve GSMH serileri birinci farklarda durağanlaşırken TEF serisi üçüncü farklarda durağanlaşmaktadır. Bu nedenle modeller kurulurken durağanlaştırılmış TEF serisi modele alınmamış, bağımlı değişken DCIF ve bağımsız değişken de DGSMH olmak üzere modeller kurulmuştur.

Kurulan ekonometrik modellerin test istatistiklerinin hesaplanması için TSP 7.0 paket programı kullanılmıştır.

İthalatı incelemek için dört model denemesi yapılmıştır. Şimdi kurulan bu dört modeli inceleyelim.

#### *3.3.1. Doğrusal Regresyon Modeli İle Analiz*

Kurulan birinci model, belli bir dönemde yapısal bir değişimin olmadığı varsayımından hareketle kurulmuştur. Model,

$$DCIF_t = c + \beta_i \ DGSMH_t + \varepsilon_t$$

şeklindedir. Buna göre, elde edilen sonuçlara göre model,

| | | |
|---|---|---|
| $DCIF_t$ | = -0.7517817 + 0.8238523DGSMH$_t$ | |
| t | (-1.4264697) | (5.9942319) |
| sh | (0.5270225) | (0.1374408) |
| $R^2$ | (0.589699) | |
| Dw | (1.171483) | |

olmaktadır. Bu sonuçlara göre, bağımsız değişken olan DGSMH 'nın katsayısı anlamlıdır. Belirlilik katsayısı olan $R^2$ , %59 olup oldukça düşüktür ve Durbin-Watson test istatistiğine bakıldığında hem 0.05 anlamlılık düzeyinde hem de 0.01 anlamlılık düzeyinde negatif otokorelasyon olduğu sonucuna varılmaktadır.

### *3.3.2. Chow Testi İle Analiz*

Kurulan ikinci modelde yapısal değişimin varlığından hareket edilmektedir. EK 6'da verilen CUSUMSQ grafiği incelendiğinde 1980 ve 1990 yıllarında bir yapısal değişimin olduğu görülmektedir. Kurulan model önce 1980 yılı kırılma noktası olarak Chow testine tabi tutulmuştur. Chow Forecast Test sonuçları aşağıdaki gibidir.

Chow Forecost Tests 1980 - 1995

| | | | |
|---|---|---|---|
| F İstatistiği | 13.5962 | İhtimal | 0.0002 |
| Olabilirlik Oran | 87.0937 | İhtimal | 0.0000 |

F test istatistiği sonucuna göre, dönemler arasındaki fark olduğu ve 1980 yılından sonra ithalattaki değişimin anlamlılığı kabul edilmektedir. Bu durumda model,

$$DCIF_t = 0.2072165 + 0.1010309 DGSMH_t$$

| | | |
|---|---|---|
| t | (0.5663073) | (0.6117623) |
| sh | (0.3659082) | (0.1651474) |
| $R^2$ | (0.039924) | |
| Dw | (1.986359) | |

şeklindedir ve 1969 - 1990 dönemi için 0.05 hata payı ile sabit katsayı ve DGSMH katsayısı anlamsızdır. $R^2$ çok düşük ve Durbin-Watson test istatistiği sonucuna bakıldığında 0.05 ve 0.01 anlamlılık düzeylerinde otokorelasyon olmadığı görülmektedir.

1990 yılı kırılma noktası olarak alındığında elde edilen Chow Forecast Test sonuçları ise şöyledir:

| Chow Forecast Tests | | 1990 - 1995 | |
|---|---|---|---|
| F İstatistiği | 15.7216 | İhtimal | 0.0002 |
| Olabilirlik Oran | 48.2182 | İhtimal | 0.0000 |

F test istatistiği sonucuna göre, dönemler arasındaki fark olduğu ve 1990 yılından sonra ithalattaki değişimin anlamlılığı kabul edilmektedir. Bu durumda model,

$$DCIF_t = 0.4520548 + 0.1223744 DGSMH_t$$

| | | |
|---|---|---|
| t | (1.3252978) | (0.9871928) |
| sh | (0.3410968) | (0.1239620) |
| $R^2$ | (0.048790) | |
| Dw | (2.106463) | |

şeklindedir ve 1969 - 1990 dönemi için 0.05 hata payı ile sabit katsayı ve DGSMH katsayısı anlamsızdır. $R^2$ çok düşük ve Durbin-Watson test istatistiği sonucuna bakıldığında 0.05 ve 0.01 anlamlılık düzeylerinde otokorelasyon olmadığı sonucuna varılmaktadır.

### *3.3.3. Kukla Değişkeni İle Analiz*

Kukla değişkeni kullanılarak kurulan modelde de 1980 yılı kırılma noktası olarak alınmıştır ve,

$$D1 = \begin{cases} 0 & 1969 - 1980 \\ 1 & 1980 \text{ sonrası} \end{cases}$$

şeklinde verilen D1 kukla değişkeni ile model

$$DCIF_t = C + \beta_1 DGSMH_t + \beta_2 D1 + \varepsilon_t$$

olmaktadır. TSP 7.0 paket programından elde edilen sonuçlara göre model,

| | | | |
|---|---|---|---|
| $DCIF_t$ | = -0.7183842 | + 0.8274006DGSMH$_t$ | - 0.0759643D1 |
| t | (-1.0935233) | (5.6722680) | (-0.0885202) |
| sh | (0.6569446) | (0.1458677) | (0.8581572) |
| $R^2$ | (0.589833) | | |
| Dw | (1.160755) | | |

olmaktadır. Kukla değişken kullanılarak kurulan modelde 0.01 ve 0.05 hata paylarında DGSMH katsayısı anlamlı ve diğer katsayılar anlamsızdır. Belirlilik katsayısı $R^2$ %59 civarındadır. Durbin - Watson test istatistiği, 0.05 anlamlılık düzeyinde negatif otokorelasyon olmakla beraber, 0.01 anlamlılık düzeyinde kararsızlık bölgesine düşmektedir. F test istatistik değeri 0.05 ve 0.01 anlamlılık düzeylerinde olumlu sonuçlar vermiştir.

1990 yılı kırılma noktası olarak alındığında,

$$D2 = \begin{cases} 0 & 1969 - 1990 \\ 1 & 1990 \text{ sonrası} \end{cases}$$

şeklinde olmakta ve D2 kukla değişkeni ile kurulan model yine

$$DCIF_t = C + \beta_1 DGSMH_t + \beta_2 D2 + \varepsilon_t$$

olmaktadır. TSP 7.0 paket programından elde edilen sonuçlara göre model,

| | | | |
|---|---|---|---|
| $DCIF_t$ | = -0.9844427 | + 0.8142970$DGSMH_t$ | + 1.3844111D2 |
| t | (-1.8034972) | (6.0161225) | (1.3590995) |
| sh | (0.5458521) | (0.1353525) | (1.0186238) |
| $R^2$ | (0.619021) | | |
| Dw | (1.331550) | | |

olmaktadır. Kukla değişken kullanılarak kurulan modelde 0.01 ve 0.05 hata paylarında DGSMH katsayısı anlamlı ve diğer katsayılar anlamsızdır. Belirlilik katsayısı $R^2$ %62 dir. Durbin - Watson test istatistiği, 0.05 anlamlılık düzeyinde kararsızlık bölgesine düşmekte, 0.01 anlamlılık düzeyinde ise otokorelasyon olmadığı görülmektedir. Ayrıca F test istatistik değeri 0.05 ve 0.01 anlamlılık düzeylerinde olumlu sonuç vermiştir.

### *3.3.4. Spline Fonksiyonları İle Analiz*

Son model spline fonksiyonunun kullanıldığı modeldir. İkinci bölümde anlatıldığı gibi önce kırılma noktası belirlenmekte ve kırılma noktasındaki DGSMH değeri diğer DGSMH değerinden çıkarılarak yeni bir seri oluşturulmaktadır. Bu yeni seriyi, 1980 yılına kadar D = 0 değeri ile 1980 yılından sonrası için D = 1 değişkeni ile çarparak SDGSMH serisi meydana gelmektedir. Buna göre model,

$$DCIF_t = C + \beta_1 DGSMH_t - \beta_2 SDGSMH_t + \beta_3 D + \varepsilon_t$$

şeklinde elde edilmektedir.

TSP 7.0 paket programında değerlendirilen serilerle aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir.

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $DCIF_t$ | = 0.8739130 - 0.1782609$DGSMH_t$ | + 1.1386642$SDGSMH_t$ | -0.9552063D | |
| t | (1.0898335) | (-0.4759252) | (2.8569748) | (-1.1741026) |
| sh | (0.8018775) | (0.3745565) | (0.3985559) | ( 0.8135629) |
| $R^2$ | (0.697267) | | | |
| Dw | (0.930865) | | | |

Bu sonuçlara göre elde edilen modelde 0.05 hata payına göre SDGSMH katsayısı anlamlı diğer katsayılar anlamsızdır. Belirlilik katsayısı %70 dir. Durbin - Watson test istatistiği 0.05 ve 0.01 anlamlılık düzeylerinde negatif otokorelasyon bulunmaktadır. F testi de 0.05 ve 0.01 anlamlılık düzeylerinde olumlu sonuçlar vermektedir.

1990 yılı kırılma noktası olarak alındığında, yine kırılma noktasındaki DGSMH değeri diğer DGSMH değerlerinden çıkarılarak yeni bir seri oluşturulmaktadır. Bu seri, 1990 yılına kadar D = 0 değeri ile 1990 yılından sonrası için D = 1 kukla değişkeni ile çarpılarak S1DGSMH seris oluşturulmaktadır. Bu şekilde kurulan model 1980 yılı kırılma noktası alındığındaki gibi olmakta fakat aşağıdaki sonuçları vermektedir.

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| $DCIF_t$ | = -0.0338102 + 0.4196948$DGSMH_t$ | + 0.6736286$S1DGSMH_t$ | -0.3474954D | |
| t | (-0.0570954) | (2.2564611) | (2.7719428) | (-0.3169605) |
| sh | (0.5921706) | (0.1859969) | (0.2430168) | ( 1.0963367) |
| $R^2$ | (0.714424) | | | |
| Dw | (1.201931) | | | |

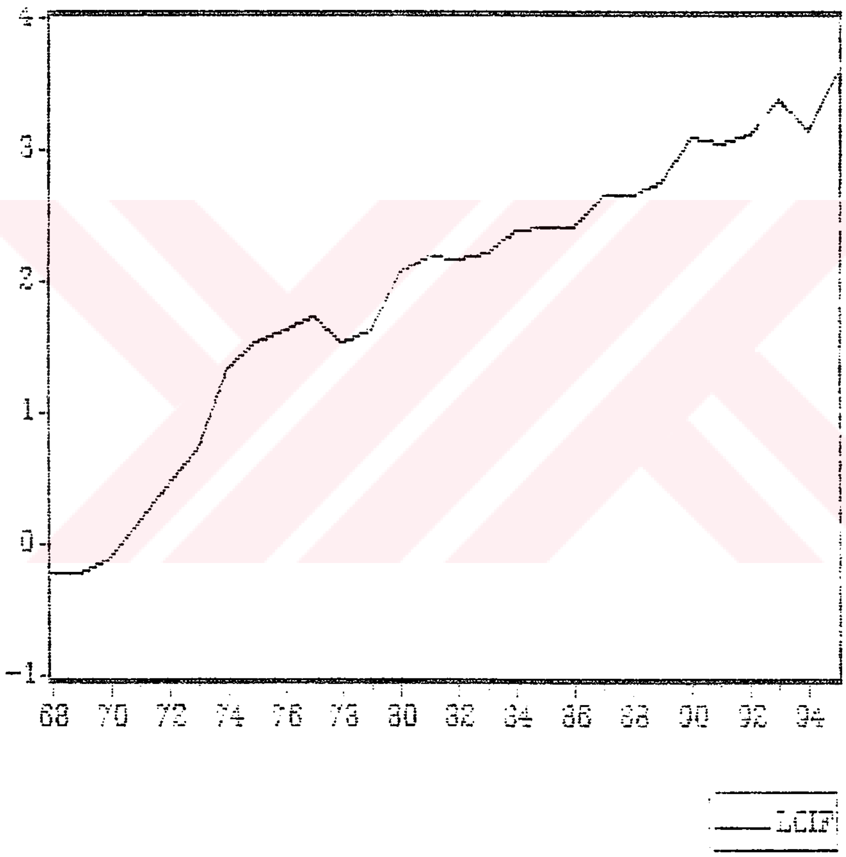
Bu sonuçlara göre elde edilen modelde 0.05 hata payına göre DGSMH ve S1DGSMH katsayıları anlamlıdır. Belirlilik katsayısı %71 civarındadır. Durbin - Watson test istatistiği 0.05 anlamlılık düzeyinde otokorelasyon bulunmamakta 0.01 anlamlılık düzeyinde kararsızlık bölgesine düşmektedir. F testi de 0.05 ve 0.01 anlamlılık düzeylerinde olumlu sonuçlar vermektedir.

Model, tam logaritmik olarak kurulduğunda

$$LCIF_t = C + LGSMH_t + \varepsilon_t$$

şeklinde olmaktadır. Aşağıda, bu modeldeki serilerin durağan olup olmadığı test edilmektedir. LCIF Serisinin grafiği Grafik 3.4 'deki gibidir.

Grafik 3.4. 1968 - 1995 Dönemi Yıllık LCIF Serisi




Grafik 3.4'de görüldüğü gibi seride trend faktörü görülmektedir. Bu durum serinin durağan olmadığını ortaya koymakla beraber seriye Korelogram ve Birim Kök Testi yapılmıştır. Korelogram testi sonuçları Tablo 3.18 'deki gibidir.

Tablo 3.18 LCIF Serisine İlişkin Korelogram Test Sonuçları (1968-1995)

| Derece | Otokorelasyon Katsayısı | Standart Hata | Box-Pierce İstatistiği | Ljung-Box İstatistiği |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.87037 | 0.18898 | 21.2114[.000] | 23.5683[.000] |
| 2 | 0.74862 | 0.29971 | 36.9034[.000] | 41.6743[.000] |
| 3 | 0.60942 | 0.36035 | 47.3024[.000] | 54.1532[.000] |
| 4 | 0.48167 | 0.39545 | 53.7985[.000] | 62.2733[.000] |
| 5 | 0.37255 | 0.41588 | 57.6847[.000] | 67.3422[.000] |
| 6 | 0.26622 | 0.42763 | 59.6691[.000] | 70.0483[.000] |
| 7 | 0.20099 | 0.43351 | 60.8003[.000] | 71.6642[.000] |
| 8 | 0.14707 | 0.43683 | 61.4059[.000] | 72.5727[.000] |
| 9 | 0.088146 | 0.43859 | 61.6235[.000] | 72.9162[.000] |

Otokorelasyon katsayıları k=5 gecikmeye kadar ± 0.37796 sınırlarının dışında kaldığından serinin durağan olmadığına karar verilmektedir.

LCIF serisine birim kök testi yapıldığında şu sonuçlar elde edilmektedir.

Tablo 3.19 LCIF Serisi İçin Birim Kök Testi Sonuçları

| İstatistik | Örnek | Gözlem | Trendsiz | Trendli |
|---|---|---|---|---|
| DF | 1969-1995 | 27 | -1.3495 (-2.9750) | -1.9625 (-3.5867) |
| ADF(1) | 1970-1995 | 26 | -1.8857 (-2.9798) | -2.2826 (-3.5943) |

%95 anlamlılık düzeyinde

Bu test sonucunda da LCIF serisi bir birim köke sahip olduğundan LCIF serisinin durağan olmadığına karar verilmektedir.

Seriyi durağan hale getirmek için LCIF serisinin birinci farkları alınarak DLCIF serisi olarak adlandırılmış ve durağanlık testleri yapılmıştır.

Tablo 3.20 DLCIF Serisine İlişkin Korelogram Test Sonuçları (1969-1995)

| Derece | Otokorelasyon Katsayısı | Standart Hata | Box-Pierce İstatistiği | Ljung-Box İstatistiği |
|---|---|---|---|---|
| 1 | -0.055639 | 0.19245 | .083584[.772] | .093228[.760] |
| 2 | -0.079834 | 0.19304 | .25567[.880] | 0.29285[.864] |
| 3 | 0.18128 | 0.19426 | 1.1430[.767] | 1.3650[.714] |
| 4 | -0.33957 | 0.20043 | 4.2562[.372] | 5.2904[.259] |
| 5 | -0.048136 | 0.22071 | 4.3188[.504] | 5.3728[.372] |
| 6 | 0.13742 | 0.22110 | 4.8286[.566] | 6.0769[.415] |
| 7 | -0.063022 | 0.22424 | 4.9358[.668] | 6.2324[.513] |
| 8 | 0.057549 | 0.22490 | 5.0253[.755] | 6.3689[.606] |
| 9 | 0.020114 | 0.22544 | 5.0362[.831] | 6.3865[.701] |

Otokorelasyon katsayıları 0.39223 sınırları içinde kaldığından seri durağandır. Bu sonucun doğruluğundan emin olmak için seriye bir de birim kök testi uygulanmıştır.

Tablo 3.21 DLCIF Serisi İçin Birim Kök Testi Sonuçları

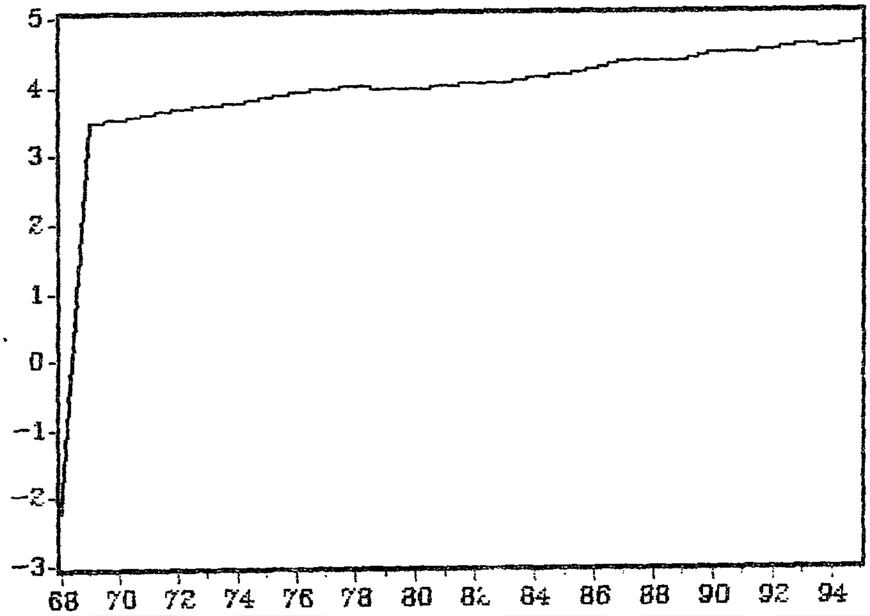
| İstatistik | Örnek | Gözlem | Trendsiz | Trendli |
|---|---|---|---|---|
| DF | 1970-1995 | 26 | -5.0104 (-2.9798) | -5.2457 (-3.5943) |
| ADF(1) | 1971-1995 | 25 | -3.6718 (-2.9850) | -4.1159 (-3.6027) |

%95 anlamlılık düzeyinde

Elde edilen DF/ADF istatistik değerlerinin mutlak değeri MacKinon kritik değerlerinin mutlak değerlerinden büyük olduğundan DLCIF serisi durağandır. DLCIF serisinin durağan olduğunu EK 13 'teki grafikten de görmek mümkündür.

LGSMH serisinin durağan olup olmadığını incelemek için yine bu serinin grafiği çizilmiştir.

Grafik 3.5 1968 - 1995 Dönemi, Yıllık LGSMH Serisi




LGSMH serisine korelogram testi uygulandığında,

Tablo 3.22 LGSMH Serisine İlişkin Korelogram Test Sonuçları (1968 - 1995)

| Derece | Otokorelasyon Katsayısı | Standart Hata | Box-Pierce İstatistiği | Ljung-Box İstatistiği |
|---|---|---|---|---|
| 1 | 0.88421 | 0.18898 | 21.8911[.000] | 24.3234[.000] |
| 2 | 0.77412 | 0.30259 | 38.6704[.000] | 43.6842[.000] |
| 3 | 0.64406 | 0.36656 | 50.2853[.000] | 57.6220[.000] |
| 4 | 0.52782 | 0.40496 | 58.0857[.000] | 67.3726[.000] |
| 5 | 0.42830 | 0.42883 | 63.2220[.000] | 74.0720[.000] |
| 6 | 0.32500 | 0.44384 | 66.1795[.000] | 78.1051[.000] |
| 7 | 0.23623 | 0.45226 | 67.7420[.000] | 80.3372[.000] |
| 8 | 0.15260 | 0.45665 | 68.3940[.000] | 81.3152[.000] |
| 9 | 0.078609 | 0.45846 | 68.5670[.000] | 81.5884[.000] |

sonuçları elde edilmektedir. Sonuçlar incelendiğinde yine otokorelasyon katsayılarının k=6 gecikmeye kadar ± 0.37796 sınırlarının dışında kaldığı görülmektedir.

Seriye birim kök testi uygulandığında da Tablo 3.23 deki sonuçlar elde edilmektedir.

Tablo 3.23 LGSMH Serisi İçin Birim Kök Testi Sonuçları

| İstatistik | Örnek | Gözlem | Trendsiz | Trendli |
|---|---|---|---|---|
| DF | 1969-1995 | 27 | -0.67446 (-2.9750) | -2.2235 (-3.5867) |
| ADF(1) | 1970-1995 | 26 | -0.84984 (-2.9798) | -2.1427 (-3.5943) |

%95 anlamlılık düzeyinde

Birim kök testi sonuçlarına göre de DF/ADF istatistik değerleri MacKinon kritik değerlerinin mutlak değerlerinden küçüktür. Böylece her iki test sonucuna göre de serinin durağan olmadığına karar verilmektedir.

Bu durumda LGSMH serisinin birinci farkları alınıp durağanlık testleri uygulandığında aşağıdaki sonuçlar elde edilmektedir.

Tablo 3.24 DLGSMH Serisine İlişkin Korelogram Test Sonuçları (1969 - 1995)

| Derece | Otokorelasyon Katsayısı | Standart Hata | Box-Pierce İstatistiği | Ljung-Box İstatistiği |
|---|---|---|---|---|
| 1 | -0.11977 | 0.19245 | 0.38730[.534] | 0.43199[.511] |
| 2 | -0.057373 | 0.19519 | 0.47617[.788] | 0.53508[.765] |
| 3 | 0.26704 | 0.19581 | 2.4016[.493] | 2.8616[.413] |
| 4 | -0.36841 | 0.20887 | 6.0662[.194] | 7.4822[.112] |
| 5 | 0.056040 | 0.23169 | 6.1510[.292] | 7.5940[.180] |
| 6 | 0.043929 | 0.23219 | 6.2031[.401] | 7.6660[.264] |
| 7 | -0.42329 | 0.23250 | 11.0407[.137] | 14.6805[.040] |
| 8 | -0.13243 | 0.25947 | 11.5142[.174] | 15.4032[.052] |
| 9 | 0.043473 | 0.26197 | 11.5652[.239] | 15.4854[.078] |

Tablodan da görüldüğü gibi otokorelasyon katsayısı değerleri $\mp 2(1/\sqrt{n})$ sınırları içinde kaldığından DLGSMH serisinin durağan olduğu sonucuna varılmaktadır.

Seriye birim kök testi uygulandığında aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo 3.25 DLGSMH Serisi İçin Birim Kök Testi Sonuçları

| İstatistik | Örnek | Gözlem | Trendsiz | Trendli |
|---|---|---|---|---|
| DF | 1970-1995 | 26 | -5.4750 (-2.9798) | -5.4246 (-3.5943) |
| ADF(1) | 1971-1995 | 25 | -3.6081 (-2.9850) | -3.6025 (-3.6027) |

%95 anlamlılık düzeyinde

Bu test sonucunda da elde edilen DF/ADF istatistik değerlerinin mutlak değeri MacKinon kritik değerlerinin mutlak değerlerinden büyük olduğundan DLGSMH serisinin durağan olduğuna karar verilmektedir. Bu test sonucları aynı zamanda korelogram testi sonucunu da doğrulamaktadır. DLGSMH serisinin durağan olduğu EK 14 'de verilen otokorelasyon fonksiyonu grafiğinde de görülmektedir.

DLCIF ve DLGSMH serileri ile yapılan modelin EK 16 'da verilen CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri incelendiğinde yapısal bir değişim ile karşılaşılmamaktadır.

# *SONUÇ*

Sosyal bilimlerde durağan zaman serilerine çok az rastlanmaktadır. Özellikle, iktisadi hayatta karşılaşılan zaman serilerinin çoğu, durağan olmayan serilerden oluşmaktadır. Bu seriler, zaman serisini meydana getiren trend, mevsimlik dalgalanmalar, konjonktürel dalgalanmalar ve düzensiz hareketlerden birini veya birkaçını birlikte içermektedir. Bu durumdaki bir zaman serisine belirli olasılık kuralları uygulanamamakta ve seri belirli bir model ile gösterilememektedir.

Bu nedenle uygulamalarda en çok karşılaşılan durağan olmayan zaman serileri çeşitli teknikler kullanılarak durağan hale getirilmekte ve daha sonra zaman serilerinin analizi yapılmaktadır.

İktisadi değişkenler çok sayıda faktör tarafından etkilenmektedir. Bu faktörlerden bazıları iktisadi olaylar üzerinde köklü değişikliklere neden olarak değişkenlerde artış veya azalış meydana getirmektedir. Böylece iktisadi değişkenin trendindeki değişme, yapısal değişme olarak adlandırılmaktadır.

Genellikle, zaman serilerinde önemli yapısal değişimler söz konusu olmaktadır. Kukla değişimi yaklaşımı yanında spline fonksiyonları da yapısal değişimin var olduğu durumlarda kullanılmaktadır.

Spline fonksiyonları, süreksiz parçalar durumundaki fonksiyonu kırılma noktasında birleştirerek fonksiyonun sürekliliğini sağlamaktadır. İktisadi zaman serisi değişkenlerinin düzgün ve durağan olması, spline fonksiyonlarının kullanılmasını kolaylaştırmaktadır. Bu nedenle çalışmamızda önce ele alınan iktisadi değişkenler durağanlaştırılarak, belirlenen farklı kırılma noktalarına göre kurulan regresyon modelleri analiz edilmiştir. Çalışmamız boyunca elde edilen sonuçları aşağıdaki gibi sıralayabiliriz.

- Üç iktisadi değişkenden oluşan zaman serisi durağan olmadığından çeşitli testler kullanılarak durağan hale getirilmiştir. Uygulanan Korelogram, Dickey - Fuller, ve

Genişletilmiş Dickey - Fuller Testleri aynı sonucu vermiştir. Böylece ithalat ve gayri safi milli hasıla serileri birinci farklarda, toptan eşya fiyat indeksi üçüncü farklarda durağanlaşmıştır. Bu üç test aynı sonucu vermesine karşın Korelogram Testi'nin subjektif bir yaklaşım olması ve Genişletilmiş Dickey - Fuller Testi'nde ise değişkenler için seçilen gecikme uzunluğunun belirlenmesindeki güçlük Dickey - Fuller Testi'nin daha sağlıklı ve kesin sonuçlar verdiğinin göstergesidir.

- Toptan eşya fiyat indeksi üçüncü farklarda durağanlaştığından modele dahil edilmemiştir. Birinci farklarda durağanlaşan ithalat ve gayri safi milli hasıla serileri ile kurulan doğrusal regresyon modelinde eğim parametresi sıfır alındığında ithalat −0.7517817 birim azalmaktadır. Gayri safi milli hasıladaki bir birimlik artış ise ithalatı ortalama 0.8238523 birim artırmaktadır.

- İthalat fonksiyonunun CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri incelenmiş, CUSUM grafiğinde bir sorun olmamakla beraber CUSUMSQ grafiğinde yapısal değişim olduğu görülmüştür. Kırılma noktası olarak, önce 1980 yılı daha sonra 1990 yılı alınmıştır. Grafiğe göre 1994 yılında da bir yapısal değişim görülmekte ancak 1994 yılından sonraki verilerin azlığı nedeni ile kırılma noktası olarak alınmamaktadır. 1980 ve 1990 kırılma noktalarına göre kurulan model Chow Testi'ne tabi tutulduğunda her iki kırılma noktasına göre de dönemler arasında fark olduğu ve kırılma noktalarından sonra ithalattaki değişimin istatistiksel açıdan önemli olduğu sonucuna varılmıştır.

- 1980 ve 1990 kırılma noktalarına göre kukla değişken yaklaşımı ile kurulan modellerde, eğim parametresi sıfır alındığında ithalat sabit terim kadar azalmaktadır. Eğim katsayısı istatistiksel açıdan önemli olduğunda, gayri safi milli hasıladaki artış nedeni ile ithalatta da bir artış meydana gelmektedir. İki döneme ait ithalat fonksiyonu değerleri sabit terim farkını gösteren $\beta_3$ parametre değeri kadar azalma göstermektedir.

- Farklı kırılma noktalarına göre spline fonksiyonları ile kurulan modellerde eğim farkı anlamlı olduğundan iki dönem için ithalat fonksiyonunun farklı olduğu sonucu elde edilmiştir. Bu sonuç Chow Testi'nin uygulanması ile elde edilen sonuca eşdeğerdir.

- Son olarak kurulan tam logaritmik modelin CUSUM ve CUSUMSQ grafikleri incelendiğinde yapısal değişimin bulunmadığı görülmüştür.

- Durağan zaman serileri ile kurulan modellerde yapısal değişim analiz edildiğinde en ıyı sonuçları spline fonksiyonları vermiştir. Ancak model tam logaritmik kurulduğundan yapısal değişim olmadığı sonucu elde edildiğinden en iyi model olarak tam logaritmik model seçilmelidir.

# *YARARLANILAN KAYNAKLAR*


- AKKAYA, Şahin, "Ekonometri II", Birinci Baskı, Berk Yayıncılık, İzmir, 1991.
- AKKAYA, Şahin; PAZARLIOĞLU, M.Vedat, "Ekonometri I", 3.Baskı, Berk Yayıncılık, İzmir, 1995.
- ALGAN, Ümit R., "Türkiye Avrupa Topluluğu Dış Ticaretinde Görülen Yapısal Değişimin Doğrusal Spline Fonksiyonları Çerçevesinde İncelenişi", Çukurova Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, Cilt: 3, Sayı : 1, 1989.
- ANDERSON, O.D., Time Series Analysis and Forecasting The Box-Jenkins Approach, Butterworths, Boston, 1976.
- DARNELL, Adrian C., "A Dictionary of Econometrics", Edward Publishing Limited, USA, 1994.
- ERTEK, Tümay, "Ekonometriye Giriş", 2.Baskı, Beta Yayınları, İstanbl, 1996.
- FULLER, Wasney A., "Introduction to Statistical Time Series", Jhon-Willey and Sons Inc., USA, 1976.
- GENCELİ, Mehmet, "Ekonometride İstatistik İlkeler", Filiz Kitabevi, İstanbul, 1989.
- GHESH, Sukesh K., Econometrics Theory and Applications, New Jasey, 1991.
- GREENE, H.William, "Econometric Analysis", 2nd edition, MacMillan Publishing Company, New York, 1993.
- GUJARATİ, Damador N., "Basic Econometrics", 3rd Edition, McGraw Hill Inc., New York, 1995.
- HACKL, Peter, "Statistical Analysis and Forecasting of Economic Structural Change International Institute for Applied Systems Analysis Series", 1989.
- HARVEY, Andrew, "The Econometric Analysis of Time Series", 2nd Edition, New York, 1990.
- İstatistik Göstergeler 1923 - 1995, DİE, Ankara, Temmuz 1996.
- İŞYAR, Yüksel, "Ekonometrik Modeller", Uludağ Üniversitesi Vakfı Yayın No: 92, U.Ü. Basımevi, Bursa, 1994.
- JOHNSTON, J., Çev.: İSYAR, Yüksel; KİP, Ergün, "Ekonometrik Metodlar", Atatürk Üniversitesi Yayınları, No: 584, Erzurum, 1981.

- JOHNSTON, J., "Econometrics Methods", 3nd Edition, McGraw Hill International Edition, Singapore, 1991.
- JUDGE, G.G.; GRIFFITHS, W.E.; HILL, R.C.; LÜTKEPOHL, H.; LEE, T.C., "The Theory and Practice of Econometrics", 2nd. Edition, John Wiley and Sons Inc., Singapore, 1985.
- KARLUK, Rıdvan, "Türkiye Ekonomisi", Beta Yayıncılık, 3.Baskı, İstanbul, 1995.
- KAYIM, Halil, "İstatistiksel Ön Tahmin Yöntemleri", H.Ü. İ.İ.B.F. Yayın No: 11, Ankara, 1985.
- KEPENEK, Yakup; YENTÜRK, Nurhan, "Türkiye Ekonomisi", 6. Baskı,Remzi Kitabevi, İstanbul, 1994.
- KILIÇBAY, Ahmet, "Ekonometrinin Temelleri", İstanbul Üniversitesi Yayın No:2701, İstanbul, 1980.
- KILIÇBAY, Ahmet, "Uygulamalı Ekonometri", Filiz Kitabevi, İstanbul, 1983.
- KMENTA, Jan, "Elements of Econometrics", 2nd Edition, MacMillan Publishing Company, New York, 1986.
- KOUTSOYIANNIS, A., Çev.: ŞENESEN, Ümit; ŞENESEN, Gülay Günlük, "Ekonometri Kuramı", İTÜ İşletme Bölümü, Birinci Baskı, 1989.
- KUYUCUKLU, Nazif, "Türkiye İktisadı", Filiz Kitabevi, İstanbul, 1993.
- LIN, Chien-Fu Jeft and TERASUIRTA, Timu, "Regresion Parameter Constantcy Tests", Journal of Econometrics, Vol.:62, 1992.
- MacKINNON, J.G., "Critical Values for Co-integrations Tests", Working Paper University of California, San Diego, 1990.
- MADDALA, G.S., "Introduction to Econometrics", 2nd Edition,Macmillan Publishing Company, New York, 1990.
- MALINVAUD, E., "Statistical Methods of Econometrics", 3rd Revised Edition, North - Holland Publishing Company, Amsterdam, 1980.
- MILLS, Terence C., Time Series Techniques for Economists, Cambridge University Press, Cambridge, 1992.
- MILLS, Terence C., "The Econometric Modelling of Financial Time Series", Cambridge University Press, Cambridge, 1993.
- ÖZKAZANÇ, Önder, "Ekonometriye Giriş", Eskişehir, 1989.

- PANKRATZ, A., Forecasting With Univariate Box-Jenkins Models, John Wiley and Sons, New York, 1983.
- PARASIZ, M.İlker, "Makro Ekonomi", 4. Baskı, Ezgi Kitabevi Yayını, Bursa, 1991.
- PINDYCK, Robert S. and RUBINFELD, Daniel L., "Econometric Models and Economic", 3rd Edition, McGraw Hill Inc., New York, 1991.
- SERPER, Özer, "Uygulamalı İstatistik 2", 2.Baskı, Filiz Kitabevi, İstanbul, 1993.
- SUITS, Daniel B.; MASON, Andrew and CHAN, Louis, "Spline Functions Fitted By Standard Regression Methods", The Review of Economics and Statistics, Vol: LX, Number : 1, February, 1978.
- SÜMER, Kutluk K., "Parçalı Doğrusal Regresyon Metodu İle Türk Tüketim Anlayışındaki Yapısal Değişikliğin Yorumu", MÜ., Ekonometri Dergisi, Ocak 1994.
- ŞAHİN, Hüseyin, "Türkiye Ekonomisi", 2.Baskı, Uludağ Üniversitesi Basımevi, Bursa, 1993.
- ŞAHİN, Hüseyin, "Türkiye Ekonomisi", 3.Baskı, Ezgi Kitabevi Yayınları, Bursa, 1995.
- ZAMAN, Asad, "Statistical Foundations For Econometric Techniques", Academic Press Inc., New York, 1996.

# *EKLER*

EK 1 Veriler

EK 2 DCIF Serisi İçin Otokorelasyon Fonksiyonu

EK 3 DGSMH Serisi İçin Otokorelasyon Fonksiyonu

EK 4 DTEF2 Serisi İçin Otokorelasyon Fonksiyonu

EK 5 Doğrusal Regresyon Modeli ($DCIF_t = C + \beta_1 DGSMH_t + \varepsilon_t$) İçin Elde Edilen Bilgisayar Çıktıları

EK 6 DCIF ve DGSMH Serilerine Ait CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri

EK 7 1980 Kırılma Noktasında Kurulan, $DCIF_t = C + \beta_1 DGSMH_t + \varepsilon_t$ Modeline Ait Chow Forecast Testi Bilgisayar Çıktıları

EK 8 1990 Kırılma Noktasında Kurulan, $DCIF_t = C + \beta_1 DGSMH_t + \varepsilon_t$ Modeli İçin Chow Forecast Testi Bilgisayar Çıktıları

EK 9 Kukla Değişkeni Kullanılarak Kurulan, $DCIF_t = C + \beta_1 DGSMH_t + \beta_2 D_1 + \varepsilon_t$ Modeli İçin Elde Edilen Bilgisayar Çıktıları

EK 10 Kukla Değişkeni Kullanılarak Kurulan, $DCIF_t = C + \beta_1 DGSMH_t + \beta_2 D_2 + \varepsilon_t$ Modeli İçin Elde Edilen Bilgisayar Çıktıları

EK 11 Spline Fonksiyonu Kullanılarak Kurulan, $DCIF_t = C + \beta_1 DGSMH_t + $ $+ \beta_2 SDGSMH_t + \beta_3 D_1 + \varepsilon_t$ Model İçin Elde Edilen Bilgisayar Çıktıları

EK 12 Spline Fonksiyonu Kullanılarak Kurulan, $DCIF_t = C + \beta_1 DGSMH_t + $ $+ \beta_2 S1DGSMH_t + \beta_3 D_2 + \varepsilon_t$ Modeli İçin Elde Edilen Bilgisayar Çıktıları

EK 13 DLCIF Serisi İçin Otokorelasyon Fonksiyonu

EK 14 DLGSMH Serisi İçin Otokorelasyon Fonksiyonu

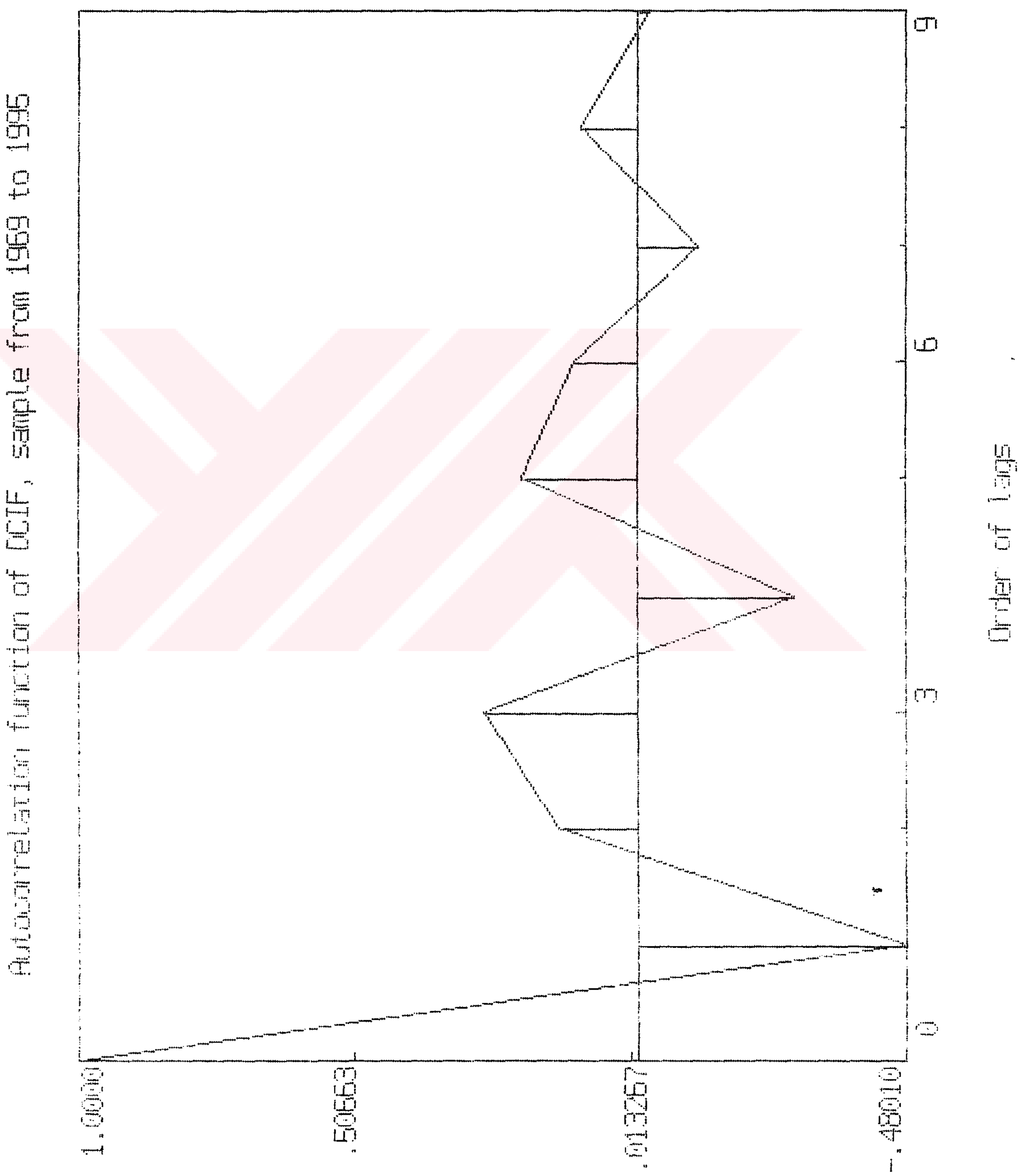
EK 15 Tam Logaritmik Olarak Kurulan, $DLCIF_t = C + DLGSMH_t + \varepsilon_t$ Model İçin Elde Edilen Bilgisayar Çıktıları

EK 16 DLCIF ve DLGSMH Serilerine Ait CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri

# EK 1

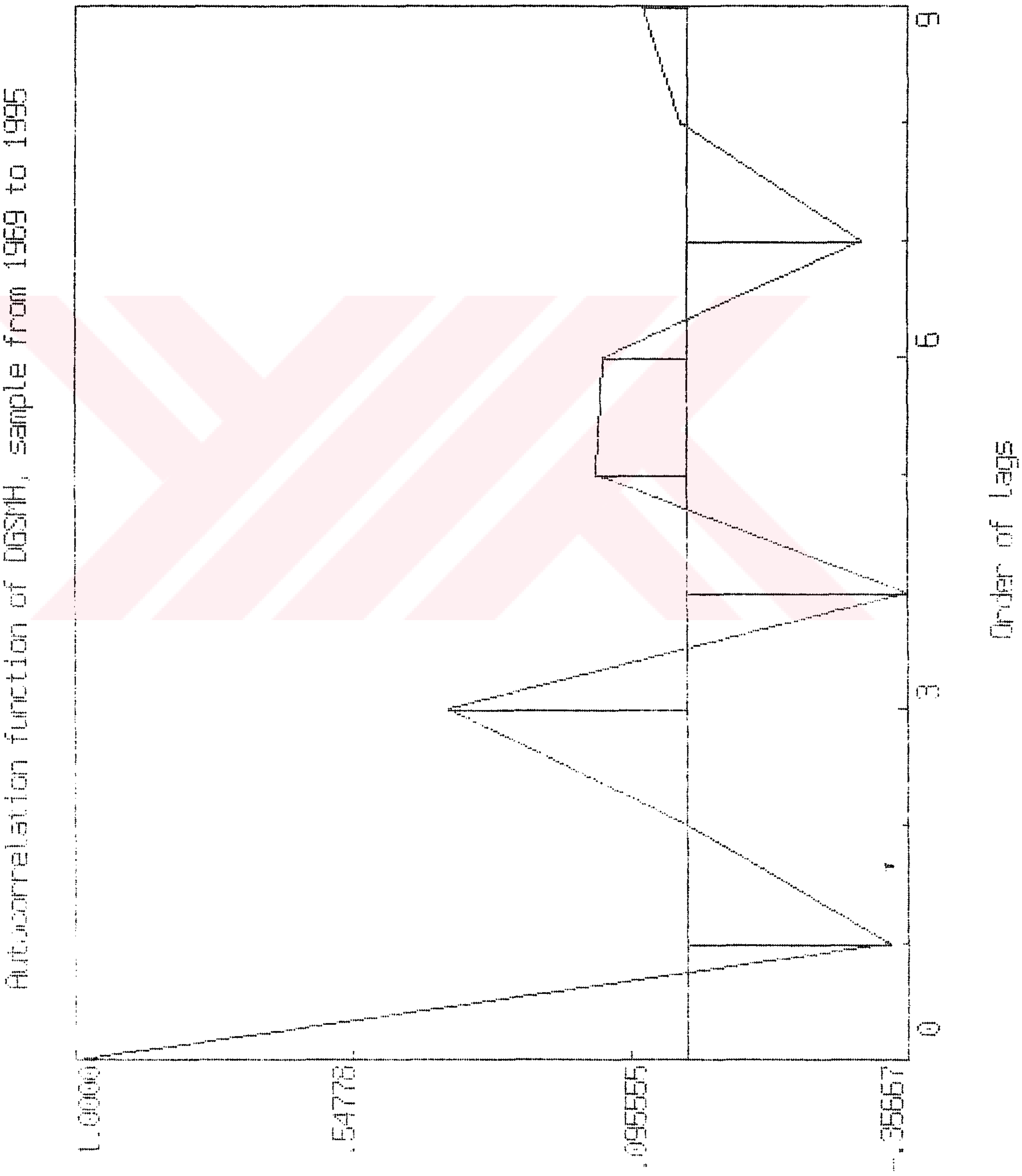
| obs | CIF | GSMH | TEF | DCIF | DGSMH |
|---|---|---|---|---|---|
| 1968 | 0.800000 | 0.110000 | 122.1000 | NA | NA |
| 1969 | 0.800000 | 32.00000 | 132.2000 | 0.000000 | 1.000000 |
| 1970 | 0.900000 | 34.00000 | 144.8000 | 0.100000 | 1.000000 |
| 1971 | 1.200000 | 36.00000 | 169.4000 | 0.300000 | 3.000000 |
| 1972 | 1.600000 | 39.00000 | 195.6000 | 0.400000 | 3.000000 |
| 1973 | 2.100000 | 41.00000 | 236.7000 | 0.500000 | 2.000000 |
| 1974 | 3.800000 | 43.00000 | 300.4000 | 1.700000 | 2.000000 |
| 1975 | 4.700000 | 46.00000 | 334.6000 | 0.900000 | 2.000000 |
| 1976 | 5.100000 | 50.00000 | 392.6000 | 0.400000 | 4.000000 |
| 1977 | 5.700000 | 52.00000 | 504.3000 | 0.600000 | 2.000000 |
| 1978 | 4.600000 | 53.00000 | 774.8000 | -1.100000 | 1.000000 |
| 1979 | 5.100000 | 52.00000 | 1357.000 | 0.500000 | -1.000000 |
| 1980 | 7.900000 | 51.00000 | 2581.900 | 2.800000 | -1.000000 |
| 1981 | 8.900000 | 53.00000 | 3463.000 | 1.000000 | 2.000000 |
| 1982 | 8.800000 | 55.00000 | 4410.000 | -0.100000 | 2.000000 |
| 1983 | 9.200000 | 57.00000 | 5949.300 | 0.400000 | 2.000000 |
| 1984 | 10.80000 | 61.00000 | 8272.600 | 1.600000 | 4.000000 |
| 1985 | 11.30000 | 64.00000 | 11724.30 | 0.500000 | 3.000000 |
| 1986 | 11.10000 | 68.00000 | 14953.40 | -0.200000 | 4.000000 |
| 1987 | 14.20000 | 75.00000 | 20827.40 | 3.100000 | 7.000000 |
| 1988 | 14.30000 | 76.00000 | 33494.80 | 0.100000 | 1.000000 |
| 1989 | 15.80000 | 77.00000 | 55265.70 | 1.500000 | 1.000000 |
| 1990 | 22.30000 | 85.00000 | 82665.60 | 6.500000 | 3.000000 |
| 1991 | 21.00000 | 85.00000 | 126113.9 | -1.300000 | 0.000000 |
| 1992 | 22.90000 | 90.00000 | 210791.0 | 1.900000 | 5.000000 |
| 1993 | 29.40000 | 98.00000 | 327226.9 | 6.500000 | 8.000000 |
| 1994 | 23.30000 | 92.00000 | 721481.2 | -6.100000 | -6.000000 |
| 1995 | 35.70000 | 99.00000 | 1356213. | 12.40000 | 7.000000 |

EK 2



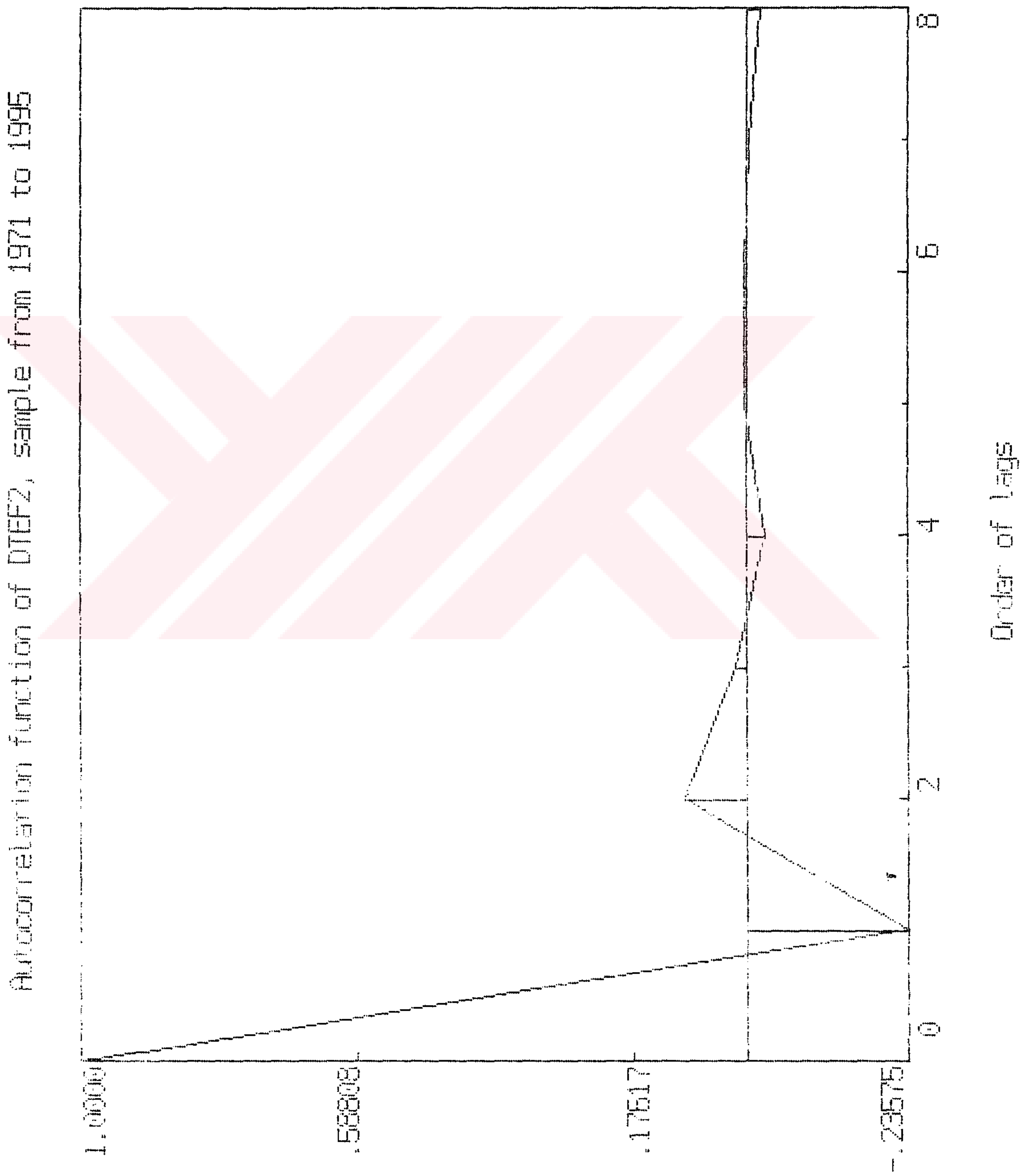
Autocorrelation function of DCIF, sample from 1969 to 1995
1.0000
.50663
.013267
-.48010
0
3
6
9
Order of lags

EK 3



Autocorrelation function of DGSMH, sample from 1969 to 1995
1.0000
.54778
.095555
-.35667
0
3
6
9
Order of lags

EK 4



Autocorrelation function of DTEF2, sample from 1971 to 1995
1.0000
.58808
.17617
-.23575
0
2
4
6
8
Order of lags

LS // Dependent Variable is DCIF
Date: 11-24-1996 / Time: 10:36
SMPL range: 1969 - 1995
Number of observations: 27

**EK 5**

| VARIABLE | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STAT. | 2-TAIL SIG. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.7517817 | 0.5270225 | -1.4264697 | 0.1661 |
| DGSMH | 0.8238523 | 0.1374408 | 5.9942319 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.589699 | Mean of dependent var | 1.292593 |
| Adjusted R-squared | 0.573287 | S.D. of dependent var | 3.196022 |
| S.E. of regression | 2.087747 | Sum of squared resid | 108.9672 |
| Log likelihood | -57.14668 | F-statistic | 35.93082 |
| Durbin-Watson stat | 1.171483 | Prob(F-statistic) | 0.000003 |

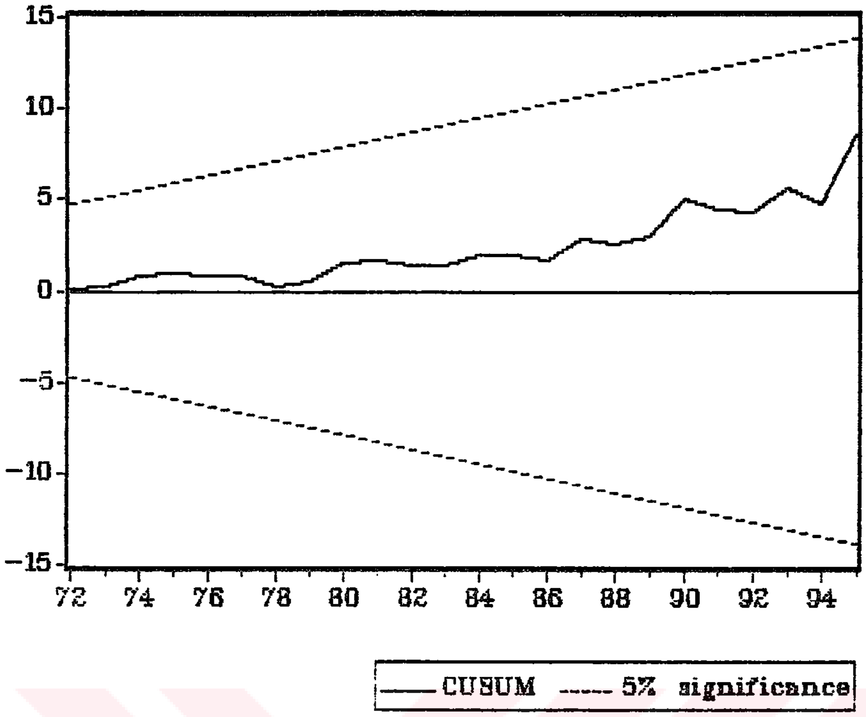
Coefficient Covariance Matrix

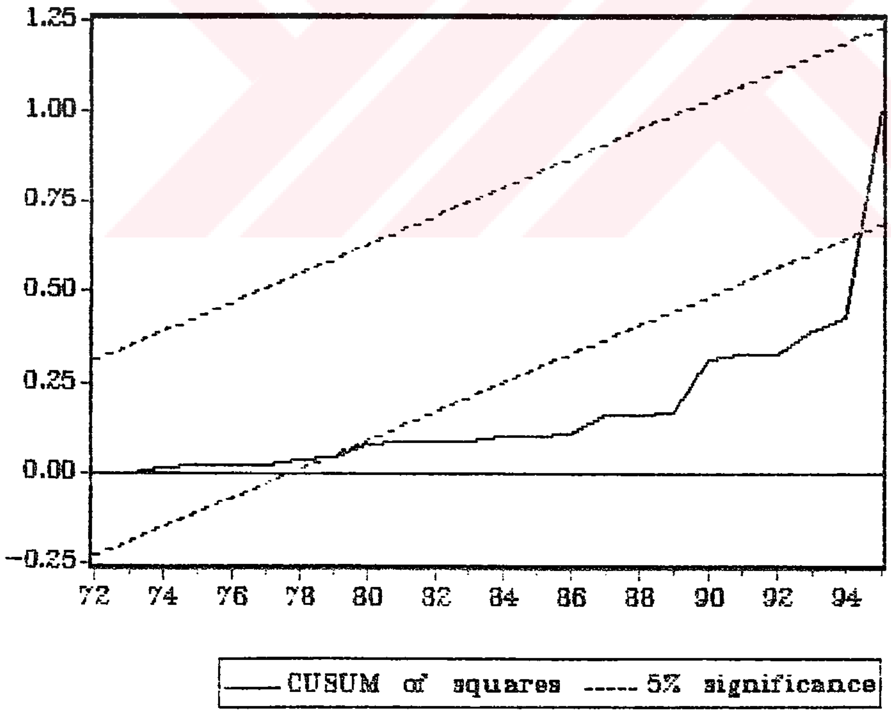
| | | | |
|---|---|---|---|
| C,C | 0.277753 | C,DGSMH | -0.046875 |
| DGSMH,DGSMH | 0.018890 | | |

Residual Plot

| obs | RESIDUAL | ACTUAL | FITTED |
|---|---|---|---|
| 1969 | -0.07207 | 0.00000 | 0.07207 |
| 1970 | 0.02793 | 0.10000 | 0.07207 |
| 1971 | -1.41978 | 0.30000 | 1.71978 |
| 1972 | -1.31978 | 0.40000 | 1.71978 |
| 1973 | -0.39592 | 0.50000 | 0.89592 |
| 1974 | 0.80408 | 1.70000 | 0.89592 |
| 1975 | 0.00408 | 0.90000 | 0.89592 |
| 1976 | -2.14363 | 0.40000 | 2.54363 |
| 1977 | -0.29592 | 0.60000 | 0.89592 |
| 1978 | -1.17207 | -1.10000 | 0.07207 |
| 1979 | 2.07563 | 0.50000 | -1.57563 |
| 1980 | 4.37563 | 2.80000 | -1.57563 |
| 1981 | 0.10408 | 1.00000 | 0.89592 |
| 1982 | -0.99592 | -0.10000 | 0.89592 |
| 1983 | -0.49592 | 0.40000 | 0.89592 |
| 1984 | -0.94363 | 1.60000 | 2.54363 |
| 1985 | -1.21978 | 0.50000 | 1.71978 |
| 1986 | -2.74363 | -0.20000 | 2.54363 |
| 1987 | -1.91518 | 3.10000 | 5.01518 |
| 1988 | 0.02793 | 0.10000 | 0.07207 |
| 1989 | 1.42793 | 1.50000 | 0.07207 |
| 1990 | 0.66096 | 6.50000 | 5.83904 |
| 1991 | -0.54822 | -1.30000 | -0.75178 |
| 1992 | -1.46748 | 1.90000 | 3.36748 |
| 1993 | 0.66096 | 6.50000 | 5.83904 |
| 1994 | -0.40510 | -6.10000 | -5.69490 |
| 1995 | 7.38482 | 12.4000 | 5.01518 |

EK 6


15
10
5
0
−5
−10
−15
72
74
76
78
80
82
84
86
88
90
92
94
CUSUM
5% significance


1.25
1.00
0.75
0.50
0.25
0.00
−0.25
72
74
76
78
80
82
84
86
88
90
92
94
CUSUM of squares
5% significance

EK 7

LS // Dependent Variable is DCIF
Date: 12-06-1996 / Time: 4:07
SMPL range: 1969 - 1979
Number of observations: 11
Chow Forecast Test // 1980 - 1995

| VARIABLE | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STAT. | 2-TAIL SIG. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.2072165 | 0.3659082 | 0.5663073 | 0.5850 |
| DGSMH | 0.1010309 | 0.1651474 | 0.6117623 | 0.5558 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.039924 | Mean of dependent var | 0.390909 |
| Adjusted R-squared | -0.066752 | S.D. of dependent var | 0.671498 |
| S.E. of regression | 0.693547 | Sum of squared resid | 4.329072 |
| Log likelihood | -10.47934 | F-statistic | 0.374253 |
| Durbin-Watson stat | 1.986359 | Prob(F-statistic) | 0.555832 |

Coefficient Covariance Matrix

| | | | |
|---|---|---|---|
| C,C | 0.133889 | C,DGSMH | -0.049588 |
| DGSMH,DGSMH | 0.027274 | | |

```
======================================================================
              Residual Plot                 obs RESIDUAL  ACTUAL   FITTED
======================================================================
:           :   *  :       :          : 1969 -0.30825  0.00000  0.30825
:           :     * :      :          : 1970 -0.20825  0.10000  0.30825
:           :     * :      :          : 1971 -0.21031  0.30000  0.51031
:           :      *:      :          : 1972 -0.11031  0.40000  0.51031
:           :       :*     :          : 1973  0.09072  0.50000  0.40928
:           :       :      :    *     : 1974  1.29072  1.70000  0.40928
:           :       :     *:          : 1975  0.49072  0.90000  0.40928
:           :     * :      :          : 1976 -0.21134  0.40000  0.61134
:           :       : *    :          : 1977  0.19072  0.60000  0.40928
:   *       :       :      :          : 1978 -1.40825 -1.10000  0.30825
:           :       :   *  :          : 1979  0.39381  0.50000  0.10619
======================================================================
```

EK 8

LS // Dependent Variable is DCIF
Date: 12-06-1996 / Time: 4:05
SMPL range: 1969 - 1989
Number of observations: 21
Chow Forecast Test // 1990 - 1995

| VARIABLE | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STAT. | 2-TAIL SIG. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.4520548 | 0.3410968 | 1.3252978 | 0.2008 |
| DGSMH | 0.1223744 | 0.1239620 | 0.9871928 | 0.3360 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.048790 | Mean of dependent var | 0.714286 |
| Adjusted R-squared | -0.001274 | S.D. of dependent var | 0.979942 |
| S.E. of regression | 0.980566 | Sum of squared resid | 18.26868 |
| Log likelihood | -28.33470 | F-statistic | 0.974550 |
| Durbin-Watson stat | 2.106463 | Prob(F-statistic) | 0.335954 |

Coefficient Covariance Matrix

| | | | |
|---|---|---|---|
| C,C | 0.116347 | C,DGSMH | -0.032928 |
| DGSMH,DGSMH | 0.015367 | | |

```
           Residual Plot                  obs  RESIDUAL   ACTUAL    FITTED
|             : *   |     :            | 1969 -0.57443  0.00000  0.57443
|             :  *  |     :            | 1970 -0.47443  0.10000  0.57443
|             :  *  |     :            | 1971 -0.51918  0.30000  0.81918
|             :  *  |     :            | 1972 -0.41918  0.40000  0.81918
|             :    *|     :            | 1973 -0.19680  0.50000  0.69680
|             :     |     *            | 1974  1.00320  1.70000  0.69680
|             :     |*    :            | 1975  0.20320  0.90000  0.69680
|             : *   |     :            | 1976 -0.54155  0.40000  0.94155
|             :    *|     :            | 1977 -0.09680  0.60000  0.69680
|        *    :     |     :            | 1978 -1.67443 -1.10000  0.57443
|             :     |*    :            | 1979  0.17032  0.50000  0.32968
|             :     |     :         *  | 1980  2.47032  2.80000  0.32968
|             :     | *   :            | 1981  0.30320  1.00000  0.69680
|             :*    |     :            | 1982 -0.79680 -0.10000  0.69680
|             :   * |     :            | 1983 -0.29680  0.40000  0.69680
|             :     |   * :            | 1984  0.65845  1.60000  0.94155
|             :   * |     :            | 1985 -0.31918  0.50000  0.81918
|            *:     |     :            | 1986 -1.14155 -0.20000  0.94155
|             :     |     :     *      | 1987  1.79132  3.10000  1.30868
|             :  *  |     :            | 1988 -0.47443  0.10000  0.57443
|             :     |     *            | 1989  0.92557  1.50000  0.57443
```

LS // Dependent Variable is DCIF
Date: 12-02-1996 / Time: 13:07
SMPL range: 1969 - 1995
Number of observations: 27

EK 9

| VARIABLE | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STAT. | 2-TAIL SIG. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.7183842 | 0.6569446 | -1.0935233 | 0.2850 |
| DGSMH | 0.8274006 | 0.1458677 | 5.6722680 | 0.0000 |
| D1 | -0.0759643 | 0.8581572 | -0.0885202 | 0.9302 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.589833 | Mean of dependent var | 1.292593 |
| Adjusted R-squared | 0.555652 | S.D. of dependent var | 3.196022 |
| S.E. of regression | 2.130451 | Sum of squared resid | 108.9317 |
| Log likelihood | -57.14227 | F-statistic | 17.25634 |
| Durbin-Watson stat | 1.160755 | Prob(F-statistic) | 0.000023 |

Coefficient Covariance Matrix

| | | | |
|---|---|---|---|
| C,C | 0.431576 | C,DGSMH | -0.033689 |
| C,D1 | -0.323771 | DGSMH,DGSMH | 0.021277 |
| DGSMH,D1 | -0.034398 | D1,D1 | 0.736434 |

```
              Residual Plot                obs RESIDUAL   ACTUAL    FITTED
=========================================================================
|              :    *    :            | 1969 -0.10902  0.00000  0.10902
|              :    *    :            | 1970 -0.00902  0.10000  0.10902
|              :  * |    :            | 1971 -1.46382  0.30000  1.76382
|              :  * |    :            | 1972 -1.36382  0.40000  1.76382
|              :   *|    :            | 1973 -0.43642  0.50000  0.93642
|              :    | *  :            | 1974  0.76358  1.70000  0.93642
|              :    *    :            | 1975 -0.03642  0.90000  0.93642
|              *    |    :            | 1976 -2.19122  0.40000  2.59122
|              :   *|    :            | 1977 -0.33642  0.60000  0.93642
|              :  * |    :            | 1978 -1.20902 -1.10000  0.10902
|              :    |   *:            | 1979  2.04578  0.50000 -1.54578
|              :    |    :   *        | 1980  4.34578  2.80000 -1.54578
|              :    *    :            | 1981  0.13955  1.00000  0.86045
|              :   * |    :           | 1982 -0.96045 -0.10000  0.86045
|              :   *|    :            | 1983 -0.46045  0.40000  0.86045
|              :   * |    :           | 1984 -0.91525  1.60000  2.51525
|              :  * |    :            | 1985 -1.18785  0.50000  1.68785
|             *:    |    :            | 1986 -2.71525 -0.20000  2.51525
|              :*   |    :            | 1987 -1.89746  3.10000  4.99746
|              :    *    :            | 1988  0.06695  0.10000  0.03305
|              :    |  * :            | 1989  1.46695  1.50000  0.03305
|              :    |*   :            | 1990  0.67514  6.50000  5.82486
|              :   *|    :            | 1991 -0.50565 -1.30000 -0.79435
|              :  * |    :            | 1992 -1.44265  1.90000  3.34265
|              :    |*   :            | 1993  0.67514  6.50000  5.82486
|              :   *|    :            | 1994 -0.34125 -6.10000 -5.75875
|              :    |    :          * | 1995  7.40254  12.4000  4.99746
=========================================================================
```

LS // Dependent Variable is DCIF
Date: 12-06-1996 / Time: 4:12
SMPL range: 1969 - 1995
Number of observations: 27

EK10

| VARIABLE | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STAT. | 2-TAIL SIG. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.9844427 | 0.5458521 | -1.8034972 | 0.0839 |
| DGSMH | 0.8142970 | 0.1353525 | 6.0161225 | 0.0000 |
| D2 | 1.3844111 | 1.0186238 | 1.3590995 | 0.1868 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.619021 | Mean of dependent var | 1.292593 |
| Adjusted R-squared | 0.587272 | S.D. of dependent var | 3.196022 |
| S.E. of regression | 2.053249 | Sum of squared resid | 101.1800 |
| Log likelihood | -56.14570 | F-statistic | 19.49776 |
| Durbin-Watson stat | 1.331550 | Prob(F-statistic) | 0.000009 |

Coefficient Covariance Matrix

| | | | |
|---|---|---|---|
| C,C | 0.297955 | C,DGSMH | -0.044135 |
| C,D2 | -0.174376 | DGSMH,DGSMH | 0.018320 |
| DGSMH,D2 | -0.007162 | D2,D2 | 1.037595 |

```
         Residual Plot                  obs  RESIDUAL   ACTUAL    FITTED
=========================================================================
|              :    *    :             | 1969  0.17015   0.00000  -0.17015
|              :    |*   :             | 1970  0.27015   0.10000  -0.17015
|              : *  |    :             | 1971 -1.15845   0.30000   1.45845
|              : *  |    :             | 1972 -1.05845   0.40000   1.45845
|              :    *    :             | 1973 -0.14415   0.50000   0.64415
|              :    |  * :             | 1974  1.05585   1.70000   0.64415
|              :    |*   :             | 1975  0.25585   0.90000   0.64415
|              *    |    :             | 1976 -1.87275   0.40000   2.27275
|              :    *    :             | 1977 -0.04415   0.60000   0.64415
|              :  * |    :             | 1978 -0.92985  -1.10000  -0.17015
|              :    |    :*            | 1979  2.29874   0.50000  -1.79874
|              :    |    :      *      | 1980  4.59874   2.80000  -1.79874
|              :    |*   :             | 1981  0.35585   1.00000   0.64415
|              :  * |    :             | 1982 -0.74415  -0.10000   0.64415
|              :   *|    :             | 1983 -0.24415   0.40000   0.64415
|              :  * |    :             | 1984 -0.67275   1.60000   2.27275
|              :  * |    :             | 1985 -0.95845   0.50000   1.45845
|             *:    |    :             | 1986 -2.47275  -0.20000   2.27275
|              :*   |    :             | 1987 -1.61564   3.10000   4.71564
|              :    |*   :             | 1988  0.27015   0.10000  -0.17015
|              :    |   *:             | 1989  1.67015   1.50000  -0.17015
|              :    | *  :             | 1990  0.97007   6.50000   5.52993
|              :*   |    :             | 1991 -1.69997  -1.30000   0.39997
|            * :    |    :             | 1992 -2.57145   1.90000   4.47145
|              :   *|    :             | 1993 -0.41434   6.50000   6.91434
|              :*   |    :             | 1994 -1.61419  -6.10000  -4.48581
|              :    |    :          *  | 1995  6.29995   12.4000   6.10005
=========================================================================
```

EK 11

LS // Dependent Variable is DCIF
Date: 12-06-1996 / Time: 23:51
SMPL range: 1969 - 1995
Number of observations: 27

| VARIABLE | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STAT. | 2-TAIL SIG. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.8739130 | 0.8018775 | 1.0898335 | 0.2871 |
| DGSMH | -0.1782609 | 0.3745565 | -0.4759252 | 0.6386 |
| SDGSMH | 1.1386642 | 0.3985559 | 2.8569748 | 0.0089 |
| D1 | -3.2325348 | 1.3371233 | -2.4175294 | 0.0240 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.697267 | Mean of dependent var | 1.292593 |
| Adjusted R-squared | 0.657780 | S.D. of dependent var | 3.196022 |
| S.E. of regression | 1.869659 | Sum of squared resid | 80.39933 |
| Log likelihood | -53.04212 | F-statistic | 17.65819 |
| Durbin-Watson stat | 0.930865 | Prob(F-statistic) | 0.000004 |

Coefficient Covariance Matrix

| | | | |
|---|---|---|---|
| C,C | 0.643008 | C,DGSMH | -0.222130 |
| C,SDGSMH | 0.222130 | C,D1 | -0.865137 |
| DGSMH,DGSMH | 0.140293 | DGSMH,SDGSMH | -0.140293 |
| DGSMH,D1 | 0.362422 | SDGSMH,SDGSMH | 0.158847 |
| SDGSMH,D1 | -0.440350 | D1,D1 | 1.787899 |

```
                Residual Plot                obs RESIDUAL   ACTUAL   FITTED
===========================================================================
|               : * |   :              | 1969 -0.69565  0.00000  0.69565
|               :  *|   :              | 1970 -0.59565  0.10000  0.69565
|               :   *   :              | 1971 -0.03913  0.30000  0.33913
|               :   *   :              | 1972  0.06087  0.40000  0.33913
|               :   *   :              | 1973 -0.01739  0.50000  0.51739
|               :   |  *:              | 1974  1.18261  1.70000  0.51739
|               :   |*  :              | 1975  0.38261  0.90000  0.51739
|               :   |*  :              | 1976  0.23913  0.40000  0.16087
|               :   *   :              | 1977  0.08261  0.60000  0.51739
|               *   |   :              | 1978 -1.79565 -1.10000  0.69565
|               :  *|   :              | 1979 -0.55217  0.50000  1.05217
|               :   |   *              | 1980  1.74783  2.80000  1.05217
|               :   |*  :              | 1981  0.29915  1.00000  0.70085
|               : * |   :              | 1982 -0.80085 -0.10000  0.70085
|               :  *|   :              | 1983 -0.30085  0.40000  0.70085
|               : * |   :              | 1984 -1.02166  1.60000  2.62166
|               :*  |   :              | 1985 -1.16125  0.50000  1.66125
|            *  :   |   :              | 1986 -2.82166 -0.20000  2.62166
|             * :   |   :              | 1987 -2.40287  3.10000  5.50287
|               :   |*  :              | 1988  0.35955  0.10000 -0.25955
|               :   |   *              | 1989  1.75955  1.50000 -0.25955
|               :   *   :              | 1990  0.03673  6.50000  6.46327
|               :   *   :              | 1991 -0.08004 -1.30000 -1.21996
|               *   |   :              | 1992 -1.68206  1.90000  3.58206
|               :   *   :              | 1993  0.03673  6.50000  6.46327
|               :   | * :              | 1994  0.88238 -6.10000 -6.98238
|               :   |   :           *  | 1995  6.89713  12.4000  5.50287
===========================================================================
```

LS // Dependent Variable is DCIF
Date: 12-06-1996 / Time: 4:18
SMPL range: 1969 - 1995
Number of observations: 27

EK 12

| VARIABLE | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STAT. | 2-TAIL SIG. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.0338102 | 0.5921706 | -0.0570954 | 0.9550 |
| DGSMH | 0.4196948 | 0.1859969 | 2.2564611 | 0.0339 |
| S1DGSMH | 0.6736286 | 0.2430168 | 2.7719428 | 0.0108 |
| D2 | -0.3474954 | 1.0963367 | -0.3169605 | 0.7541 |

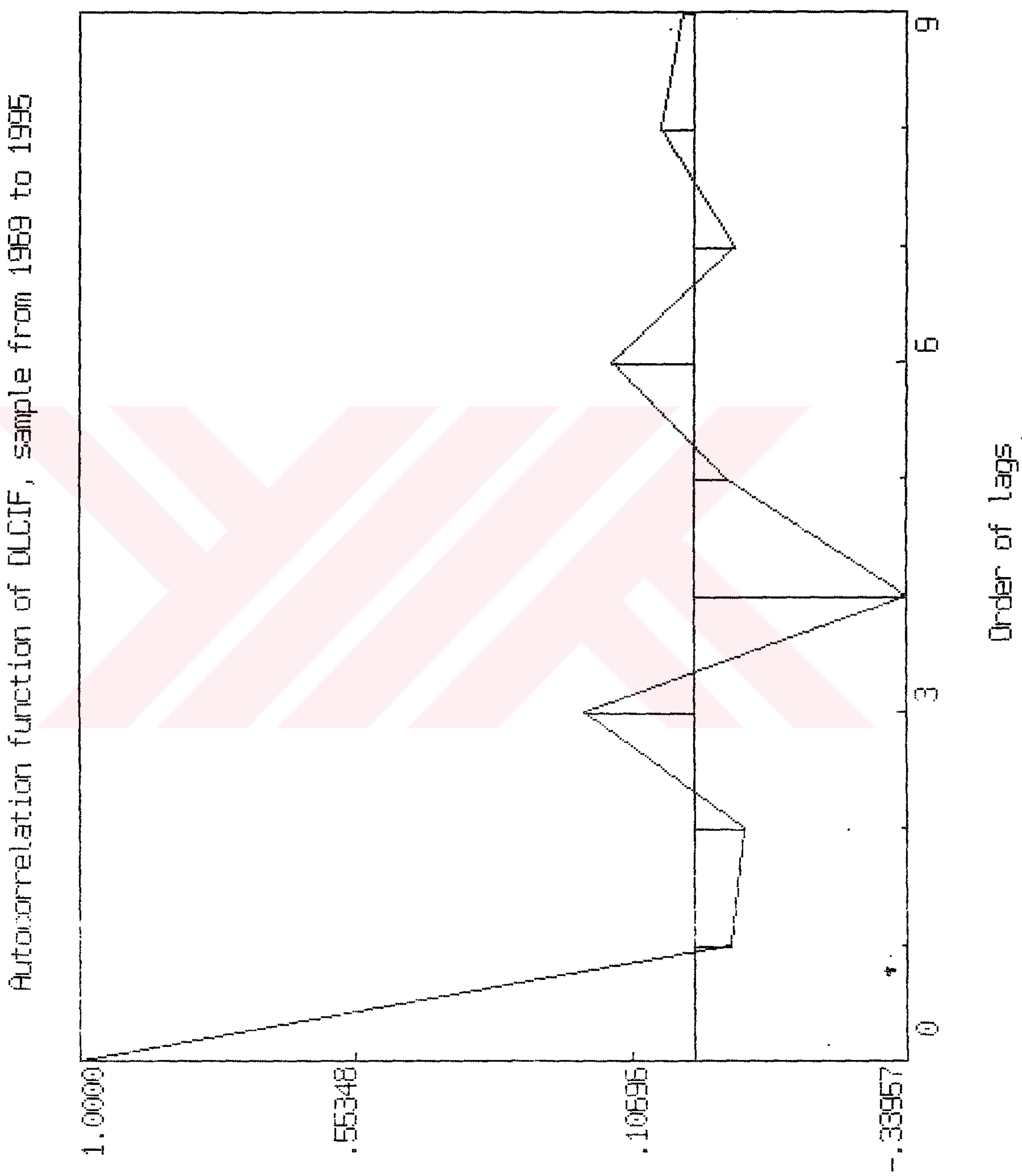
| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.714424 | Mean of dependent var | 1.292593 |
| Adjusted R-squared | 0.677175 | S.D. of dependent var | 3.196022 |
| S.E. of regression | 1.815907 | Sum of squared resid | 75.84292 |
| Log likelihood | -52.25451 | F-statistic | 19.17963 |
| Durbin-Watson stat | 1.201931 | Prob(F-statistic) | 0.000002 |

Coefficient Covariance Matrix

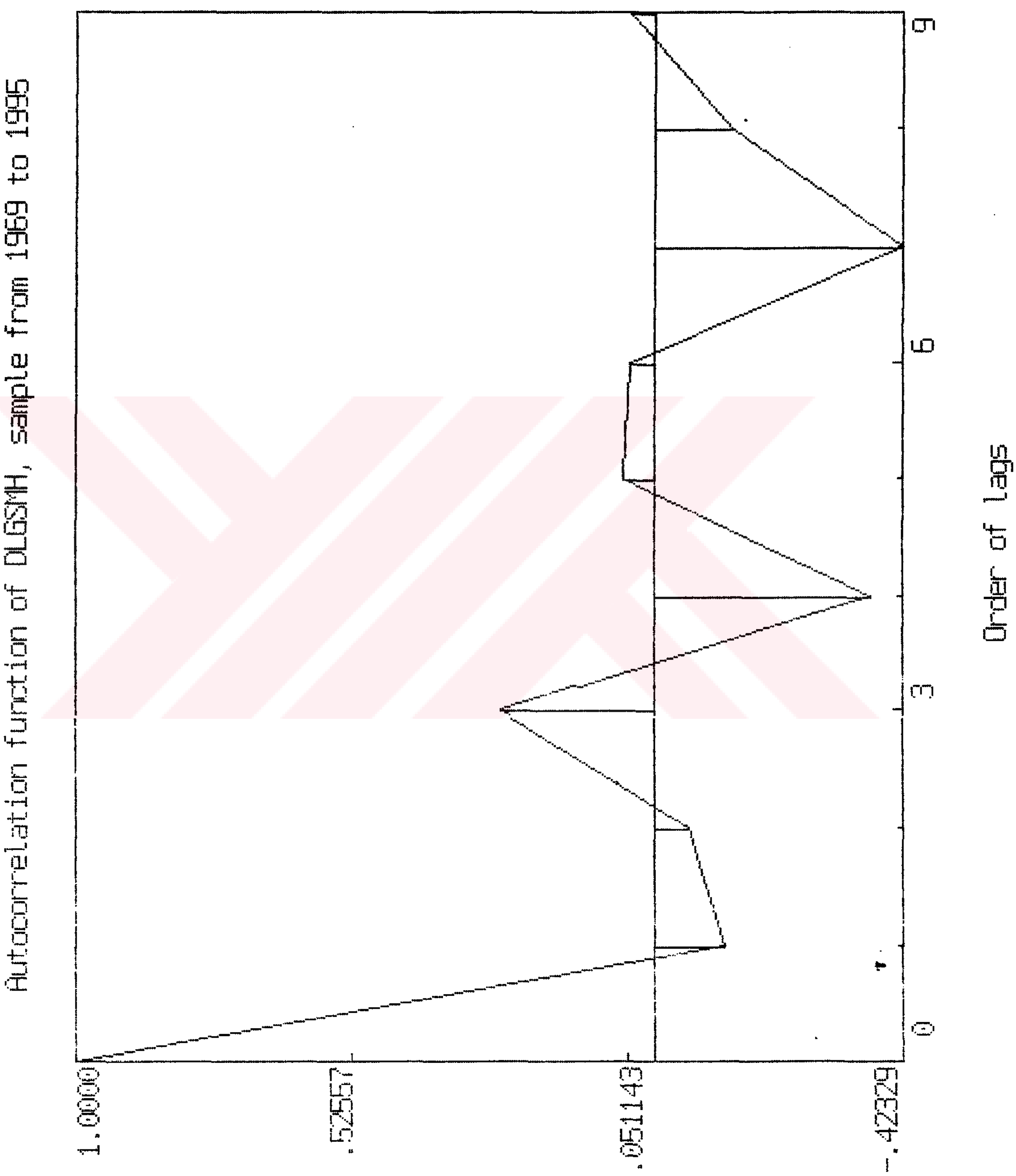
| | | | |
|---|---|---|---|
| C,C | 0.350666 | C,DGSMH | -0.083342 |
| C,S1DGSMH | 0.083342 | C,D2 | -0.350666 |
| DGSMH,DGSMH | 0.034595 | DGSMH,S1DGSMH | -0.034595 |
| DGSMH,D2 | 0.083342 | S1DGSMH,S1DGSMH | 0.059057 |
| S1DGSMH,D2 | -0.151837 | D2,D2 | 1.201954 |

```
              Residual Plot                 obs  RESIDUAL   ACTUAL    FITTED
================================================================================
|             :    *|     :             |  1969  -0.38588   0.00000   0.38588
|             :    *|     :             |  1970  -0.28588   0.10000   0.38588
|             :  *  |     :             |  1971  -0.92527   0.30000   1.22527
|             :  *  |     :             |  1972  -0.82527   0.40000   1.22527
|             :    *|     :             |  1973  -0.30558   0.50000   0.80558
|             :     |  *  :             |  1974   0.89442   1.70000   0.80558
|             :     *     :             |  1975   0.09442   0.90000   0.80558
|             : *   |     :             |  1976  -1.24497   0.40000   1.64497
|             :    *|     :             |  1977  -0.20558   0.60000   0.80558
|             :*    |     :             |  1978  -1.48588  -1.10000   0.38588
|             :     |  *  :             |  1979   0.95350   0.50000  -0.45350
|             :     |     :   *         |  1980   3.25350   2.80000  -0.45351
|             :     |*    :             |  1981   0.19442   1.00000   0.80558
|             :  *  |     :             |  1982  -0.90558  -0.10000   0.80558
|             :    *|     :             |  1983  -0.40558   0.40000   0.80558
|             :     *     :             |  1984  -0.04497   1.60000   1.64497
|             :   * |     :             |  1985  -0.72527   0.50000   1.22527
|             *     |     :             |  1986  -1.84497  -0.20000   1.64497
|             :     |*    :             |  1987   0.19595   3.10000   2.90405
|             :    *|     :             |  1988  -0.28588   0.10000   0.38588
|             :     |  *  :             |  1989   1.11412   1.50000   0.38588
|             :     |     :   *         |  1990   3.17625   6.50000   3.32375
|             :  *  |     :             |  1991  -0.91869  -1.30000  -0.38131
|         *   :     |     :             |  1992  -3.18531   1.90000   5.08531
|             *     |     :             |  1993  -1.86528   6.50000   8.36528
|             :     |  *  :             |  1994   0.84125  -6.10000  -6.94125
|             :     |     :         *   |  1995   5.12804   12.4000   7.27196
================================================================================
```

EK 13


Autocorrelation function of DLCIF, sample from 1969 to 1995
1.0000
.55348
.10696
-.33957
0
3
6
9
Order of lags

EK 14



Autocorrelation function of DLGSMH, sample from 1969 to 1995
1.0000
.52557
.051143
-.42329
0
3
6
9
Order of lags

LS // Dependent Variable is DLCIF
Date: 12-05-1996 / Time: 13:02
SMPL range: 1969 - 1995
Number of observations: 27

EK 15

| VARIABLE | COEFFICIENT | STD. ERROR | T-STAT. | 2-TAIL SIG. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.1465153 | 0.0377359 | 3.8826519 | 0.0007 |
| DLGSMH | -0.0231710 | 0.0345175 | -0.6712821 | 0.5082 |

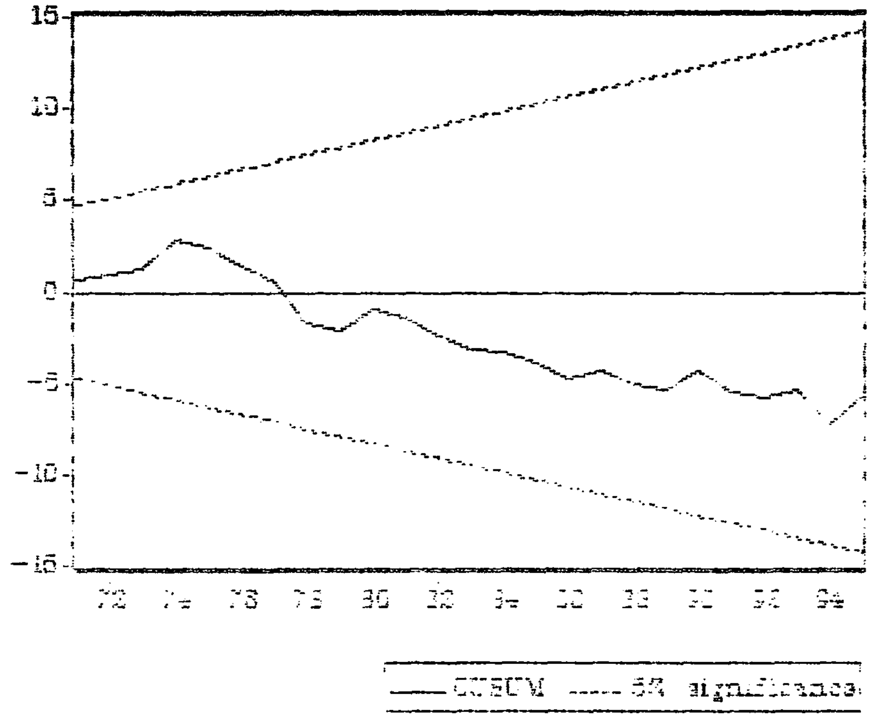
| | | | |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.017706 | Mean of dependent var | 0.140678 |
| Adjusted R-squared | -0.021586 | S.D. of dependent var | 0.188777 |
| S.E. of regression | 0.190804 | Sum of squared resid | 0.910150 |
| Log likelihood | 7.453433 | F-statistic | 0.450620 |
| Durbin-Watson stat | 2.034644 | Prob(F-statistic) | 0.508196 |

Coefficient Covariance Matrix

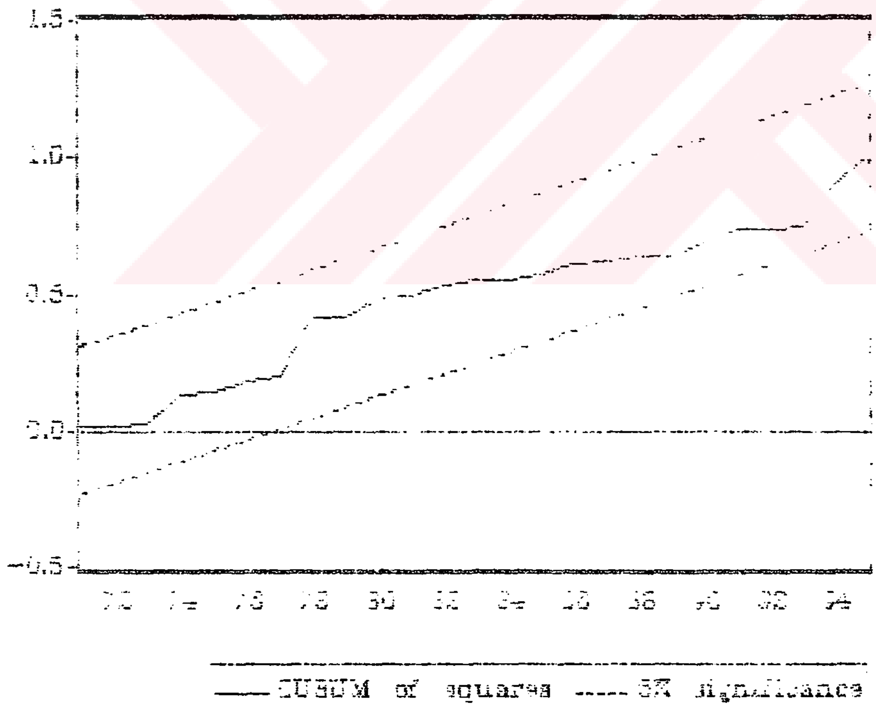
| | | | |
|---|---|---|---|
| C,C | 0.001424 | C,DLGSMH | -0.000300 |
| DLGSMH,DLGSMH | 0.001191 | | |

```
            Residual Plot                   obs  RESIDUAL   ACTUAL   FITTED
==============================================================================
|             :      *|      :            | 1969 -0.01507  0.00000  0.01507
|             :      *|      :            | 1970 -0.02733  0.11778  0.14511
|             :       |    * :            | 1971  0.14249  0.28768  0.14519
|             :       |    * :            | 1972  0.14302  0.28768  0.14466
|             :       |    * :            | 1973  0.12658  0.27193  0.14536
|             :       |      :         *  | 1974  0.44765  0.59306  0.14541
|             :       | *    :            | 1975  0.06761  0.21256  0.14495
|             :     * |      :            | 1976 -0.06291  0.08168  0.14458
|             :      *|      :            | 1977 -0.03438  0.11123  0.14561
|       *     :       |      :            | 1978 -0.36048 -0.21441  0.14607
|             :     * |      :            | 1979 -0.04377  0.10318  0.14696
|             :       |      :   *        | 1980  0.29066  0.43762  0.14697
|             :      *|      :            | 1981 -0.02644  0.11919  0.14562
|             :*      |      :            | 1982 -0.15696 -0.01130  0.14566
|             :   *   |      :            | 1983 -0.10124  0.04445  0.14569
|             :       |*     :            | 1984  0.01540  0.16034  0.14494
|             :   *   |      :            | 1985 -0.10015  0.04526  0.14540
|             :*      |      :            | 1986 -0.16297 -0.01786  0.14511
|             :       |   *  :            | 1987  0.10205  0.24630  0.14424
|             : *     |      :            | 1988 -0.13919  0.00702  0.14621
|             :     * |      :            | 1989 -0.04646  0.09975  0.14621
|             :       |      *            | 1990  0.20035  0.34458  0.14422
|             *       |      :            | 1991 -0.20658 -0.06006  0.14652
|             :     * |      :            | 1992 -0.05858  0.08661  0.14519
|             :       |   *  :            | 1993  0.10532  0.24986  0.14454
|      *      :       |      :            | 1994 -0.38052 -0.23254  0.14798
|             :       |      :   *        | 1995  0.28188  0.42670  0.14482
==============================================================================
```

EK 16



15
10
5
0
-5
-10
-15
72
74
76
78
80
82
84
86
88
90
92
94
CUSUM ----- 5% significance

1.5
1.0
0.5
0.0
-0.5
72
74
76
78
80
82
84
86
88
90
92
94
CUSUM of squares ----- 5% significance