

OTOMOBİL İHRACATI VE İTHALATI FİYAT ENDEKSİ VERİLERİNİN FARKLI VARYANSLILIĞININ İNCELENMESİ

Cengiz AKTAŞ*

ÖZET

Klasik doğrusal regresyon analizinde kestirim hatalarının varyansının sabit olduğu varsayılmaktadır. Ancak çoğu durumda ekonomik zaman serisinin oynaklık dönemlerine sahip olduğu görülmektedir. Zaman serilerinde farklı varyanslılık söz konusu olduğunda çözümlene imkanı veren ARCH modelleri günümüzde oldukça yaygın olarak kullanılmaya başlanmıştır. Bu makalede ilk olarak ARCH modellerinin teorik yapısı incelendi. Daha sonra otomobil ihracatı ve ihhlatı fiyat endeksi verileri ile ARCH modellerinin bir uygulaması yapıldı.

Anahtar Kelimeler: ARCH , Otomotiv Sanayii, Farklı Varyanslılık, Durağanlık

ANALISING OF HETEROSCEDASTICITY OF DATA RELATED WITH AUTOMOTIVE EXPORT AND IMPORT PRICE INDEX

ABSTRACT

In classical linear regression model, error variance is assumed to be constant. However, most of the economic time series exhibit unexpected volatility periods. Therefore, the assumption of a constant variance (homoscedasticity) is not valid. In these cases, ARCH models allow to deal with heteroscedasticity. In this research, firstly, theoretical structure of ARCH models is introduced. Afterwards, ARCH analysis of automotive export and import price index variables is done.

Keywords: Arch, Automotive Industry, Heteroscedasticity, Stationarity

*Yrd.Doç.Dr., Eskişehir Osmangazi Üniv. Fen Ed. Fak. İstatistik Böl, Meşelik Kampüsü/ESKİŞEHİR

1.GİRİŞ

İktisadi değişkenlerin çoğu zaman serisi şeklindeki verilerden oluşmaktadır. Zaman serisi analizi ise birçok varsayımın gerçekleşmesi durumunda güvenilir sonuçlar verecektir. Bu varsayımlardan birisi de sabit varyans varsayımdır. Bu nedenle, hata terimlerinin sabit varyansa sahip olup olmadıklarının belirlenmesi ve doğrulanması önemlidir. Eğer bu problem çözülemezse, katsayılar gerekenden büyük standart hatalara sahip olacaklardır. Zaman serilerinin çoğunda sabit varyans varsayımının geçerli olmadığı görülmektedir. Zaman serilerinde sabit varyans varsayımı sağlanamadığında ise Engle (1982) tarafından önerilen otoregressif koşullu değişen varyans (ARCH) modeli son yıllarda oldukça sık kullanılmaya başlanmıştır.

Engle (1982) tarafından geliştirilen bu modelden sonra bir çok model önerildi. Bu modeller arasında Bollerslev'in (1986) genelleştirilmiş ARCH modeli (GARCH) çok popüler ve başarılı oldu.. Çünkü otoregresiv hareketli ortalama zaman serileri (ARMA) modeline benzerliği nedeniyle GARCH modeliyle tahmin yapmak daha kolaydır. ARCH ve GARCH modelleriyle finansal ve ekonomik zaman serileri verilerini analiz etmek, çok yaygın olarak kullanılmaya başlandı (Li, 2002). ARCH ve GARCH modelleriyle ilgili çalışmalardan bazıları Bollerslev, Chai ve Kroner (1992), Bollerslev, Engle ve Nelson (1994), Bera ve Hings (1993), Fountas, Karanasos and Mendoza (2004) tarafında yapılmıştır.

ARCH ve GARCH modellerinden sonra çok sayıda farklı modeller önerilmeye başlanmıştır. Bunlar üstel GARCH (EGARCH) modeli, ARCH-M modeli, eşiksel GARCH (TARCH), bileşke ARCH (C-ARCH) ve asimetrik bileşke ARCH (AC-ARCH), asimetrik PARARCH modeli, GRJ-GARCH modeli, olarak yazılabilir.

Yukarıda adı geçen modellerden bazıları kullanılarak, özellikle enflasyon, İMKB indeksi, döviz kurları, GSMH, TÜFE, repo oranları gibi zaman serilerine ilişkin çalışmalar Işığışık (1999), Yavan ve Aybar (1998), Gökçe (1998), Kasap (1998), Türker (1999), Kızılsu, Aksoy ve Kasap (2001), Özer ve Türkyılmaz (2004), Mazıbaş (2005), Telatar ve Binay (2002) tarafından yapılmıştır.

Otomotiv sektörü, ülke ekonomileri açısından stratejik önem taşıyan sektörlerin başında gelmektedir. Sektörün önemi, ekonomiye yüksek oranda katma değer sağlamasından, ayrıca güvenilir ve kolay bir vergi kaynağı oluşturmasından kaynaklanmaktadır. Bunun yanı sıra, ana ve yan sanayi olarak iki temel bölüme ayrılan otomotiv sektöründeki yan sanayi, hem KOBİ'lerin yoğunlukta olması nedeniyle ekonomilere dinamizm kazandırmakta hem çok çeşitli sektörlerle etkileşim içinde olduğu için önem taşımaktadır (Yeltin, 1999).

Otomotiv sanayii, taşıt araçlarına ve diğer motorlu araçlara olan talebin devamlı olarak artış gösterdiği ülkelerde dışa bağımlılığı önleyen ve dış ticaret dengesinin açık vermesini engelleyen bir sanayi kolu olarak ülke ekonomisinin gelişiminde etkin rol oynamaktadır.

Türkiye için otomotiv sektörü, sektörün ileriye doğru bağlantı etkisinin yüksekliği, yerli ürünle ithal malları arasındaki ikame esnekliğinin yüksekliği, dolayısıyla sektörü ilgilendiren hemen her parametre değişikliğinin cari işlemler dengesini doğrudan etkilemesi nedeniyle oldukça önemlidir.

Ülkemizde sık sık meydana gelen ekonomik krizler ve ekonomi politikaları nedeniyle, bir çok finansal ve iktisadi değişkenlerde aşırı sıçramalar (oynaklıklar) olduğu bilinmektedir. Otomobil ithalatı ve ihracatı verileri de krizlerden ve ekonomi politikalarından çok fazla etkilendiklerinden, oynak oldukları bilinmektedir. Bu oynaklık nedeniyle Otomobil İhracatı Fiyat Endeksi ve Otomobil İthalatı Fiyat Endeksi değişkenlerine ilişkin verilerde farklı varyanslılık olup olmadığını belirlemesi çalışmanın amacını oluşturmaktadır.

2. DEĞİŞKENLERİN TANIMLANMASI VE VERİ KAYNAĞI

Çalışmada kullanılan değişkenler;

OİHFE: Otomobil İhracatı Fiyat Endeksi,

OİTFE: Otomobil İthalatı Fiyat Endeksi'dir.

Geçerli karşılaştırmaların yapılabilmesi için, her zaman dilimindeki otomobil ihracat ve ithalat rakamları, bu sektörün gelişimini belirlemek için yeterli değildir. Geçerli bir karşılaştırma yapabilmek için her bir zamandaki temel fiyata bakmak gerekir. Otomobil fiyatlarındaki harekete ilişkin bir şeyler söyleyebilmek, analiz edebilmek için bu iki değişken çok önemlidir. Fiyatlardaki bileşik değişimin bir ölçüsü ancak bu değişkenlerin analiz kapsamına alınmasıyla ortaya çıkarılabilir.

OİHFE ve OİTFE değişkenlerinin değerleri DİE'den elde edilmiştir ve değerler 1994=100 bazlı endekse göre hesaplanmıştır. OİHFE ve OİTFE serileri, aylık olarak Ocak 1996- Haziran 2004 yıllarını kapsamaktadır. Her iki seri de 104 veriden oluşmaktadır.

3. YÖNTEM : ARCH MODELİ

Bilinen zaman serileri modellemesi hata terimlerinin sabit varyanslılık varsayımını ileri sürerler. Buna karşılık Engle (1982 ve 1983), hata terimlerinin varyansının sabit olmadığını, İngiltere enflasyon verilerini inceleyerek göstermiştir. İncelenen verinin adı geçen varsayımı sağlamaması durumunda Engle' in yapmış olduğu çalışmalar ARCH (Oto-regresif Koşullu Değişen Varyans) adını alarak literatüre girmiştir.

Birinci dereceden oto-regresif model AR(1) gözönüne alınacak olunursa,

$$y_t = \Phi y_{t-1} + u_t \quad \text{'dir.} \quad (1)$$

Burada u_t , $V(u_t)=\sigma^2$ ile beyaz gürültü sürecidir. y_t ' nin koşulsuz ortalaması sıfır iken koşullu ortalaması, Φy_{t-1} 'dir. Zaman serileri modelleri ile yapılan kestirimlerdeki başarı, koşullu ortalamanın kullanılmasından ileri gelmektedir. y_t ' nin koşulsuz varyansı $\sigma^2/1-\Phi^2$ iken koşullu varyansı σ^2 ' dir. Değişen varyanslılığın standart yaklaşımı, varyans öngören bir x_t bağımsız değişkeni ileri sürmektir. Buna göre sıfır ortalama ile model aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$y_t = u_t x_{t-1} \quad (2)$$

Burada u_t ' nin varyansı yine σ^2 'dir. y_t ' nin varyansı ise $\sigma^2 x_{t-1}^2$ 'dir ve bu nedenle öngörü aralığı, bir bağımsız değişkenin değişimine bağlıdır. Yetersiz gibi görünen bu standart çözüm, koşullu ortalamalar ve varyansların zaman içinde birlikte değişebileceğini göz önünde bulundurmamak yerine, değişen varyansın nedenlerinin bir özelliği olarak algılanır. Belki bu sorun nedeniyle, zaman serisi verilerinde değişen varyanslılık düzeltmeleri nadiren ortaya çıkmaktadır.

Serilerin geçmişte gerçekleşen değerlerine bağlı koşullu varyansı sağlayan bir model, Granger ve Andersen tarafından tanımlanan modeldir. Bu durum basit bir ifade ile,

$$y_t = u_t y_{t-1} \quad (3)$$

şeklinde yazılırsa koşullu varyans $\sigma^2 y_{t-1}^2$ 'dir. Bununla birlikte, koşulsuz varyans sıfır veya sonsuz olacaktır ki bu hoş olmayan bir formülasyona neden olacaktır. Buna karşın küçük genellemelerle bu problemden kaçınılabılır. Daha uygun olan bir model,

$$y_t = u_t h_t^{1/2},$$
$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 \quad (4)$$

şeklinde yazılabilir. Bu otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) olarak isimlendirilen bir modeldir. Normallik varsayımı eklenerek ψ_t , t zamanındaki mevcut bilgi seti açısından daha direkt olarak ifade edilebilir. Koşullu yoğunluklar kullanıldığında;

$$y_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t)$$
$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 \quad (5)$$

dir. Varyans fonksiyonu daha genel olarak,

$$h_t = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}, \alpha) \quad (6)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada p , ARCH sürecinin derecesi ve α ise bilinmeyen parametreler vektörüdür (Engle, 1982: 987-988).

ARCH regresyon modeli, y_t ' nin ortalaması $x_t\beta$ olduğu varsayıldığında,

$$y_t | \psi_{t-1} \sim N(x_t\beta, h_t)$$

$$h_t = h(u_{t-1}, u_{t-2}, \dots, u_{t-p}, \alpha)$$

$$u_t = y_t - x_t\beta \quad (7)$$

olarak ifade edilir. y_t ' nin ortalaması, β bilinmeyen parametreler vektörü ile ψ_{t-1} bilgi setinde yer alan gecikmeli bağımlı ve bağımsız değişkenlerin doğrusal bileşimi olarak tanımlanmaktadır (Ün, 1995: 35).

Eşitlik (7)' deki ARCH modeli, ARMA ya da en küçük kareler tekniklerine ait tahmin hatalarının karelerini kullanarak,

$$h_t = \alpha_0 \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 \quad (8)$$

şeklinde formüle edilebilir. p . sıra ARCH modeli olarak isimlendirilen bu model ile özellikle yüksek değişkenlik sergileyen birçok zaman serisinin modellenmesi yapılabilmektedir. Bu koşullu varyans serileri, kovaryansları sıfır, parametre

toplamı birden küçük ($\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$) ve koşulsuz varyansı sonlu olduğu için beyaz

gürültü sürecine sahip olacaktırlar. ARCH dağılımına sahip bir koşullu varyans, tesadüfi bir değişkendir ve koşulsuz momenti hesaplanarak, değişen varyansı ihmal eden tahminlerde kullanılabilir.

RCH modellerinde otoregresyon parametrelerine (α_0 ve α_i ' lere) ilişkin bazı kısıtlamalar söz konusudur. Koşullu varyans (h_t), u_t ' nin gerçekleşen bütün değerleri için pozitif olmak zorundadır. Bu koşulun sağlanabilmesi için ARCH(p) denkleminde α_0 ve α_i parametrelerinin negatif olmayacakları belirlenmektedir. Böylece,

$$\alpha_0 > 0 \text{ ve } \alpha_i \geq 0, \quad i = 1, 2, \dots, p$$

kısıtları yazılabilir. $u_t^2, u_{t-1}^2, \dots, u_{t-p}^2$ değerleri negatif olamayacağından bütün u_t değerleri için koşullu varyans denklemi negatif değer almamalıdır. Eşitlik (8)'deki ARCH(p) süreci için fark denklemi kurallarını uygulayarak, sürecin karakteristik denklemi oluşturulabilir:

$$1 - \alpha_1 \lambda - \alpha_2 \lambda^2 - \dots - \alpha_p \lambda^p = 0 \quad (9)$$

Burada, kovaryans durağanlığın sağlanabilmesi için denklemin karakteristik köklerinin ($\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$) mutlak değer olarak birden büyük olması gerekmektedir. Denklem dinamik istikrarının sağlanabilmesi için gerekli koşul, α_i ' lerin toplamının birden küçük olmasıdır:

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$$

ARCH(p) denkleminin parametrelerine getirilen bu son kısıtlama ihlal edildiğinde, yani α_i ' lerin toplamının birden büyük olduğu durumlarda, süreç sonsuz varyansa sahip olacaktır (Gökçe, 2001: 37-38).

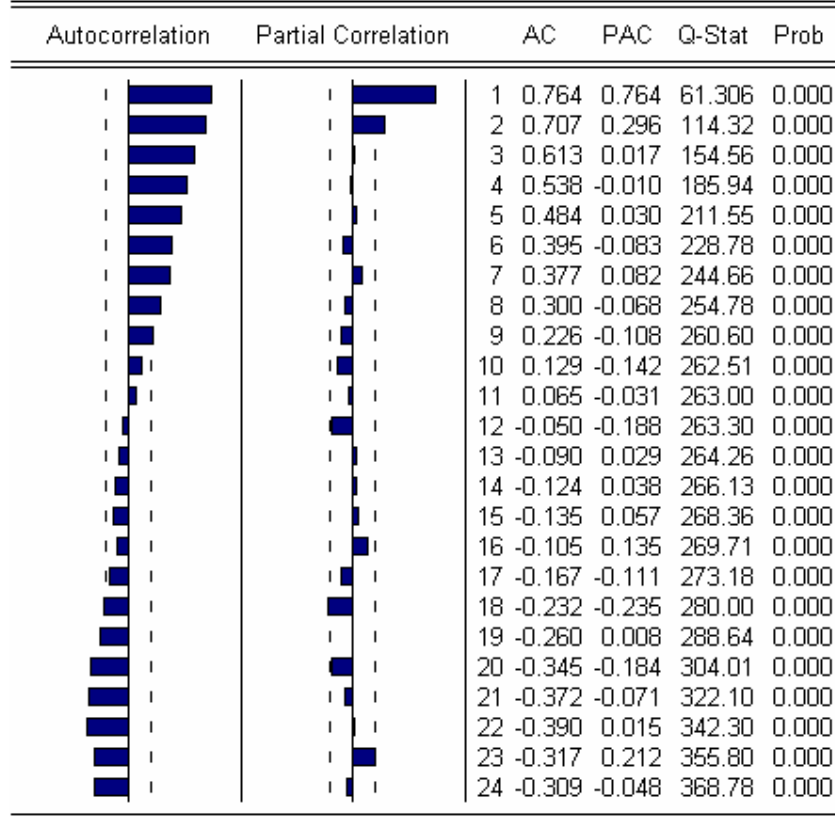
Bilindiği gibi asimptotik durumda, en küçük kareler ve en çok olabilirlik tahmin edicileri birbirine yakınsamaktadır. Ancak en çok olabilirlik tekniği kullanılarak, ARCH artıklarına sahip bir doğrusal regresyon modelinin, daha etkin tahminler vereceği kabul edilmektedir. Literatürde ARCH etkisini tespit edebilen birçok ölçüt olmasına rağmen genellikle kullanılan test, Lagrange Çarpanı (LM) tekniğidir (Kızılsu, 2001: 4).

4. AMPİRİK SONUÇLAR

Makalede serilere ait verilerin analizinde, E-views paket programından yararlanılmıştır. Öncelikle zaman serilerinin otokorelasyon fonksiyonu incelenerek serilerin özellikleri belirlenecektir. Daha sonra gerekli dönüşümler yapılarak durağan olup olmadığını sınamak için birim kök testi yapılarak, serilerin çözümlenmesi için en uygun model tipi seçilecektir. Serilere ait modellerin artıkları üzerinde ARCH etkisinin olup olmadığı araştırılarak ARCH modeli tahmini yapılacaktır.

4. 1. Otomobil İhracatı Fiyat Endeksi Serisinin Analizi

OİHFE verilerinin korelogramı Şekil 1'deki gibi elde edilmiştir. Bu korelogram incelendiğinde belli bir gecikmeye kadar %95 güven sınırlarının dışında AC ve PAC değerleri görülmektedir. Bu durum da OİHFE serisinin durağan olmadığını ifade etmektedir.



Şekil 1. OİHFE Verilerinin Korelogramı

Seriye durağan hale getirmek için 1'inci dereceden farkları alınarak birim kök testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. Birinci Dereceden Farkı Alınmış OİHFE Serisinin ADF Testi

ADF Test Statistic	-9.205298	1% Critical Value*	-3.4972
		5% Critical Value	-2.8906
		10% Critical Value	-2.5821

Tablo 1'e göre ADF test istatistiği mutlak değer olarak %1, %5 ve %10 anlam seviyelerindeki MacKinnon kritik değerlerinden büyük olduğu için sıfır hipotezi reddedilir, yani OİHFE serisinin birinci dereceden farklarda durağan olduğu kabul edilir. Ayrıca birinci dereceden farklar serisinin otokorelasyon ve kısmi

otokorelasyon fonksiyonları birlikte değerlendirilerek, her iki fonksiyonun benzer eğilim gösterdiği görülmüştür. Bu nedenle ARIMA model tipi ARIMA(1,1,1) olarak önerilmiştir ve Tablo 2’deki sonuçlar elde edilmiştir.

Tablo 2. OİHFE Serisinin ARIMA(1,1,1) Modeli Sonuçları

	Katsayı Kestirimleri	Standart Hata Kestirimleri	t	P
Sabit Terim (C)	0.148377	0.440974	0.336475	0.7372
AR(1)	-0.014678	0.213607	-0.068715	0.9454
MA(1)	-0.456151	0.189438	-2.407921	0.0179

ARIMA(1,1,1) modelinin parametreleri için bulunan t değerlerinden AR(1)’in t değeri $-0,069 < t_{0,05,102} = 1,96$ olduğundan AR(1) parametresi %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı değildir. Bunun için ayrı ayrı ARI(1,1) ve IMA(1,1) model tipleri incelenecektir. Bu model tipleri için elde edilen analiz sonuçları ise Tablo 3 ve Tablo 4’te verilmiştir. Buna göre AIC ve SWC bilgi kriterlerinin en küçük olduğu model Tablo 3’te verilen IMA(1,1) modelidir.

Tablo 3. OİHFE Serisinin ARI(1,1) Modeli Sonuçları

	Katsayı Kestirimleri	Standart Hata Kestirimleri	t	p
Sabit Terim (C)	0.206100	0.581913	0.354177	0.7240
AR(1)	-0.408441	0.092187	-4.430572	0.0000
AIC= 7.064941			SC= 7.117045	

Tablo 4. OİHFE Serisinin IMA(1,1) Modeli Sonuçları

	Katsayı Kestirimleri	Standart Hata Kestirimleri	t	p
Sabit Terim (C)	0.174833	0.438308	0.398881	0.6908
MA(1)	-0.460602	0.089057	-5.171985	0.0000
AIC= 7.038336			SC= 7.090120	

OİHFE serisi için uygun bulunan IMA(1,1) modelinde ARCH etkisinin olup olmadığını araştırmak için ARCH-LM testi uygulanarak sonuçlar Tablo 5'te verilmiştir.

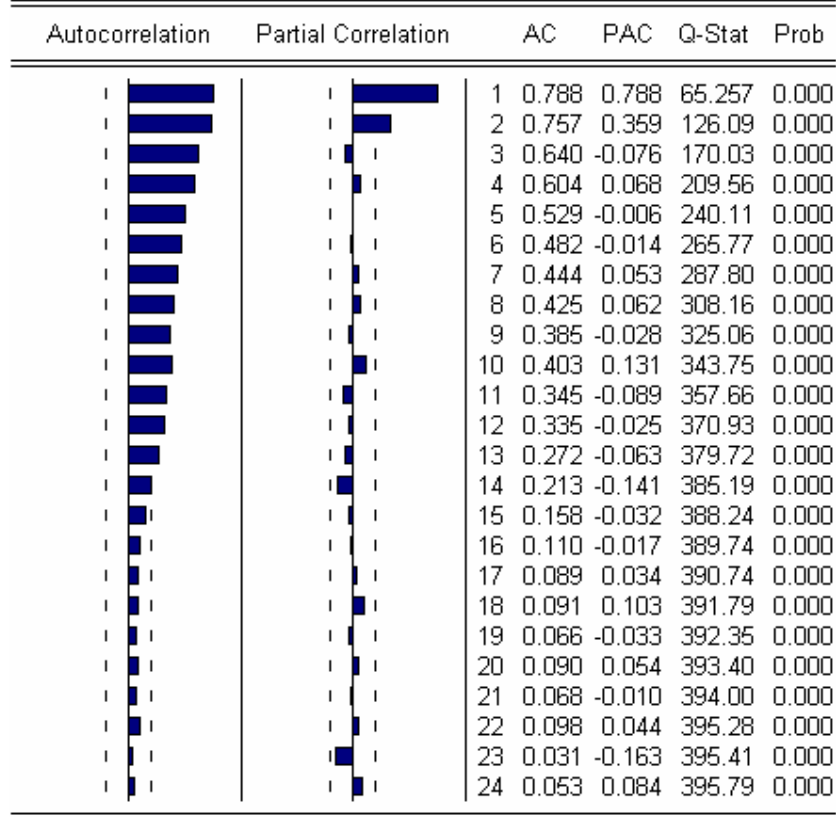
Tablo 5. OİHFE Serisinin ARCH-LM Testi Sonuçları

	$\chi^2_{0,05}$ (Tablo)	T.R ²	p
ARCH(1)	3,841455	0,071733	0,788829
ARCH(2)	5,991476	0,080774	0,960418

Tablo 5'te görüldüğü gibi T.R² değerleri %5 anlamlılık düzeyinde seçilen 1 ve 2 serbestlik dereceleri için belirlenen χ^2 tablo değerlerinden küçük olduğu için (p olasılık değerlerinden de görüldüğü gibi) H₀ kabul edilir, yani hatalarda ARCH etkisinin olmadığı ifade edilecektir. Bu nedenle OİHFE değişkeni için değişen varyans sözkonusu değildir.

4.2. Otomobil İthalatı Fiyat Endeksi Serisinin Analizi

Şekil 2'de verilen OİTFE serisinin korelogramı incelendiğinde serinin durağan olmadığı anlaşılmaktadır. Birim kök testi ile OİTFE serisinin birinci dereceden farklarda durağan olup olmadığı sınanmış ve sonuçlar Tablo 6'da verilmiştir.



Şekil 2. OİTFE Verilerinin Korelogramı

Tablo 6. Birinci Dereceden Farkı Alınmış OİTFE Serisinin ADF Testi

ADF Test Statistic	-8.531513	1% Critical Value*	-3.4972
		5% Critical Value	-2.8906
		10% Critical Value	-2.5821

ADF test istatistiği mutlak değerce, %1, %5 ve %10 anlam seviyelerindeki MacKinnon kritik değerlerinden büyük olduğu için sıfır hipotezi reddedilir, yani

OİTFE serisi birinci dereceden farklarda durağandır denir. Yine birinci dereceden farklar serisinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonları birlikte incelenerek ARIMA(1,1,1) modeli önerilmiştir ve sonuçlar Tablo 7’de verilmiştir.

Tablo 7. OİTFE Serisinin ARIMA(1,1,1) Modeli Sonuçları

	Katsayı Kestirimleri	Standart Hata Kestirimleri	t	p
Sabit Terim (C)	-0.009880	0.298052	-0.033149	0.9736
AR(1)	-0.448100	0.183285	-2.444828	0.0163
MA(1)	-0.053548	0.205245	-0.260898	0.7947

Tablo 7’den MA(1) parametresinin anlamlı olmadığı görülmektedir. Bunun için Tablo 8’deki ARI(1,1) ve Tablo 9’daki IMA(1,1) model tipleri incelendiğinde AIC ve SWC bilgi kriterlerinin en küçük olduğu model ARI(1,1) modelidir.

Tablo 8. OİTFE Serisinin ARI(1,1) Modeli Sonuçları

	Katsayı Kestirimleri	Standart Hata Kestirimleri	t	p
Sabit Terim (C)	-0.008775	0.304622	-0.028806	0.9771
AR(1)	-0.489018	0.087892	-5.563843	0.0000
AIC= 5.881705		SC= 5.933808		

Tablo 9. OİTFE Serisinin IMA(1,1) Modeli Sonuçları

	Katsayı Kestirimleri	Standart Hata Kestirimleri	t	p
Sabit Terim (C)	-0.001971	0.225745	-0.008732	0.9931
MA(1)	-0.508400	0.086516	-5.876363	0.0000
AIC= 5.892741		SC= 5.944525		

OİTFE serisi için uygun bulunan ARI(1,1) modelinin hatalarının ARCH-LM testi sonuçları Tablo 10'da verilmiştir.

Tablo 10. OİTFE Serisinin ARCH-LM Testi Sonuçları

	$\chi^2_{0,05}$ (Tablo)	T.R ²	p
ARCH(1)	3,841455	1,472231	0,224994
ARCH(2)	5,991476	1,670302	0,433809

Tablo 10'da görüldüğü gibi, p olasılık değerleri p=0,05 değerinden büyük olduğu için H₀ kabul edilir, yani hatalarda ARCH etkisi yoktur. Bu nedenle OİTFE değişkeni için de değişen varyans sözkonusu değildir.

5.SONUÇ

Tüm dünyada olduğu gibi, ülkemizde de otomotiv sektörü lokomotif sektörlerden biridir. Ancak Gümrük Birliği'nden önce sadece bir kaç şirket tarafından üretilen otomobillere binen Türk halkı özellikle Gümrük Birliği'nden sonra bir çok farklı marka ve modellerle karşı karşıya geldi. Bunun sonucu olarak da otomobil satışlarında bir patlama yaşandı. Ancak zaman zaman yaşanan finansal krizler ve ekonomi politikaları otomobil ithalatında ve ihracatında dalgalanmalara neden olmuştur.

Çalışmamızda otomobil ihracatı ve ithalatı fiyat endeksi değişkenlerine ait zaman serileri kullanılarak, hatalarda ARCH etkisinin olup olmadığı, yani hata terimlerinin varyansının sabit olup olmadığı araştırıldı.

Öncelikle serilerin durağanlığı, otokorelasyon fonksiyonu ile incelenerek ve yapılan birim kök testi ile sınıandı. Durağan olmayan seriler için birinci dereceden farklar alınarak durağanlık sağlandı. Serilerin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının birlikte değerlendirilmesi ile seriler için en uygun ARIMA modelleri belirlendi. Belirlenen bu modellerin hata terimleri üzerinde ARCH etkisinin olup olmadığı ARCH-LM testi yardımıyla sınıandı.

Otomobil ihracatı fiyat endeksi ve otomobil ithalatı fiyat endeksi serilerinde durağanlık sağlandıktan sonra en iyi doğrusal modelin OİHFE serisinde IMA(1,1), OİTFE serisinde ise ARI(1,1) olduğu tespit edilmiştir. Daha sonra yapılan LM testi sonucu iki seride de ARCH etkisinin olmadığı görülmüştür. Dolayısıyla OİHFE serisinde IMA(1,1), OİTFE serisinde ise ARI(1,1) modelleri, OİHFE ve OİTFE değişkenleri için, koşullu değişen varyans içermeyen ve daha etkin kestirimler için kullanılacak modeller olarak tespit edilmiştir. Ampirik sonuçlara göre ilgili periyotta önemli krizlerin olmasına rağmen, bunların OİHFE ve OİTFE verilerinde oynaklığa neden olmadıkları tespit edilmiştir.

KAYNAKÇA

- BERA, A.K., and HINGGINS, M.L., (1993), “ARCH Models: properties, Estimation and Testing”, *Journal of Economic Survey*, 7.
- BOLLERSLEV, T. (1986) “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity”, *ARCH Selected Reading*, Oxford University Press, 1995.
- BOLLERSLEV, T., CHOU, R.Y., and KRONER, K.F., (1992), “ARCH Modelling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence”, *Journal of Econometrics*, 52.
- ENGLE, R.F. (1982) “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, 50, No:4.
- FOUNTAS, S., KARANASOS, M., MENDOZA, A. (2004), “Output Variability and Economic Growth: The Japanese Case”, *Bulletin of Economic Research*, 56-4.
- GÖKÇE, A. (1998), “Zaman Serilerinde Koşullu Değişen Varyanslılık Basılmamış Doktora Tezi, Gazi Üniversitesi Ekonometri Bölümü.
- GÖKÇE, A. (2001), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getirilerindeki Volatilitenin ARCH Teknikleri ile Ölçülmesi”, *Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 1.
- İŞİĞİÇOK, E. (1999) “Türkiye’de Enflasyon’un Varyansının ARCH ve GARCH Modelleri İle Tahmini”, *Uludağ Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, Cilt:17, Sayı:3.
- KASAP, R. (1998), “İMKB Bileşik İndeksinin Değişim Oranlarına İlişkin Dizisinin Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Zaman Dizileri Açısından Modellenmesi”, *İstatistik Günleri Sempozyumu Bildiriler Kitabı, Çukurova Üniversitesi ve Başbakanlık DİE, Ankara*, 51- 55 .
- KIZILSU, S.S. (2001), “ Doğrusal Olmayan Zaman Dizilerinde ARCH GARCH Modelleri ve Uygulaması”, *Yayımlanmamış Y.L. Tezi, Gazi Üniv., Fen Bil. Enst., Ankara*
- KIZILSU, S.S. ve AKSOY, S. ve KASAP, R. (2001), “Bazı Makro Ekonomik Zaman Dizilerinde Değişen Varyanslılığın İncelenmesi”, *Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 1.
- LI, W.K., (2002), “Recent Theoretical Results for Time Series Models With GARCH Errors”, *Journal of Economic Surveys*, Vol. 16, No.3

MAZIBAŞ, M. (2005), “İMKB Piyasalarındaki Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri ile bir uygulama, VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, 26-27 Mayıs 2005, İstanbul Ün.

ÖZER, M. VE TÜRKYILMAZ, S. (2004), “ARCH modelleri ile Repo Faiz Oranları İktisadi Değişkeninin Oynaklığının Araştırılması”, Bahçeşehir Ün. Ekonomi ve Yönetim Bilimleri Dergisi, Sayı 2.

ŞAHİNLER, S. (2000), “Doğrusal Regrasyon Modeli Oluşturma”, MKÜ Ziraat Fakültesi Dergisi 5 (1-2).

ÜN, T. (1995), “Oto regresif Koşullu Değişen Varyans ve Bir Uygulama”, Marmara Üniversitesi Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.

YAVAN, Z.A. ve AYBAR, C.B. (1998) “İMKB’de Oynaklık”, *İMKB Dergisi*, Cilt:2, No:6.

TELATAR, E. ve BİNAY, H.S. (2002), “İMKB Endeksinin PARCH modellemesi”, Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi, 3, 114-121.

YELTİN, L.T. (1999), “Gümrük Birliği Çerçevesinde Avrupa Birliği ve Türkiye’de Otomotiv Sektörü”, İKV:154, İstanbul.