

EURO KURU SATIŞ DEĞERİNDEKİ VOLATİLİTENİN ARCH VE GARCH MODELLERİ İLE TAHMİNİ

Araş. Gör. Mehmet NARGELEÇEKENLER*

Özet

Bu çalışma, Engle (1982) tarafından geliştirilen otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) ve uzantısından oluşan modellerin uygulamasını içermektedir. Çalışmada öncelikle doğrusal olmayan modellerin teorik yapısı tartışıldıktan sonra uygulamaları yapılmıştır. Uygulama kısmında, Euro kuru satış değerine uygun olduğu düşünülen ARCH(2) modeli tahmin edilmiştir. Daha sonra, volatilité denklemleri kullanılarak, volatilité ve Euro satış değeri arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Analiz sonucunda volatilité ile Euro satış değeri arasında ters yönlü bir ilişki bulunmuştur.

Abstract

This study is about the application of models which are autoregressive conditional heteroscedasticity (ARCH) developed by Engle (1982) and their extension. First, the theoretical structure of non-linear time series models are discussed, then their applications are introduced. In the application part, an ARCH (2) model is estimated which is considered appropriate for Euro exchange rates. The relationship between volatility and Euro exchange rates is then analyzed by the volatility equation. The results point to a negative relationship between volatility and Euro exchange rates.

1. GİRİŞ

Geleneksel ekonometrik modellerde otokorelasyonun genelde bir zaman serisi, değişen varyansın ise yatay kesit verisi problemi olduğu varsayılmaktadır. Engle (1982,1983) ve Cragg (1982) analizlerinde makro ekonomik verilerin zaman serisi modellerinde, değişen varyansın genellikle varsayıldığı gibi sabit olmadığını bazı ekonomik olaylarla kanıtlamışlardır¹.

* Araş. Gör. Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümü.

¹ W. H. Greene, *Econometric Analysis*, Second Edit., New York: Macmillan Publishing Co., 1993, s. 438

Dolayısıyla birçok makro ekonomik ve finansal değişkenlere ait zaman serilerinin sahip oldukları hataların genellikle sabit olmadığı ve hatta geniş bir volatiliteye (oynaklığa) sahip olduğu görülmektedir. Çoğu ekonomik zaman serileri sabit ortalama ve sabit varyanslı olmadıklarından zaman serilerin modellenmesinde bilinen yöntemler yeterli olmamaktadır². Engle (1982) çalışmasında literatüre önemli bir boyut kazandırarak otoregresif koşullu değişen varyans (AutoRegressive Conditional Heteroscedastic(city)=ARCH) süreçleri olarak adlandırılan, stokastik süreçlerin yeni bir sınıfını geliştirmiştir.

2. ARCH-GARCH MODELLERİ VE UZANTILARI

Ekonomik teori koşullu varyanstaki zamana ilişkin değişimleri açıklamada çok sınırlıdır³. Bu nedenle varyansın modellenmesi için ARCH ve uzantıları ile GARCH (genelleştirilmiş ARCH) ve uzantıları ele alınacaktır.

2.1. ARCH(p) Modeli

Engle (1982) çalışmasında, İngiltere enflasyon verilerini inceleyerek bilinen zaman serileri modellenmesinde hataların sabit varyanslı olma varsayımının geçerli olmadığını göstermiştir. ARCH süreçlerinin öngörü hataları koşulsuz sabit varyansa değil geçmişe bağlı olarak değişen varyansa sahip olup serisel olarak korelasyonsuz süreçlerdir⁴. ARCH modelleri zaman serisi yöntemlerindeki sabit varyans varsayımını bir kenara bırakarak, varyansın gecikmeli öngörü hatalarının karelerinin bir fonksiyonu olarak değişmesine izin verir⁵.

Engle (1982)'in çalışmasından hareketle, birinci dereceden otoregresif model

$$y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

şeklinde verilmektedir. Burada ε_t , $V(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2$ ile bir beyaz gürültü sürecidir. Modelde y_t 'nin koşulsuz ortalaması sıfır iken, koşullu ortalaması, γy_{t-1} eşit olur. Gerekli işlemler yapıldığında y_t 'nin koşullu varyansı σ^2 ve koşulsuz

² S. S. Kızılsu, S. Aksoy ve R. Kasap, "Bazı Makro Ekonomik Zaman Dizilerinde Değişen Varyanslılığın İncelenmesi", *Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 3, 1, 2001, s. 1

³ T. Bollerslev, Ray Y. Chou ve Kenneth F. Kroner, "ARCH modeling in Finance, A Review of Theory and Empirical Evidence", *Journal of Econometrics*, 52, 1992, s. 7

⁴ R. F. Engle, "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, 1982, s. 987

⁵ A. Gökçe, "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getirilerindeki Volatilitenin ARCH Teknikleri ile Ölçülmesi", *Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 3, 1, 2001, s. 2

varyansı ise $\frac{\sigma^2}{1-\gamma^2}$ olur⁶. Burada dikkat edilmesi gereken bir husus koşullu

öngörü varyansının koşulsuz öngörü varyansından daha küçük olduğudur. Bu nedenle, Engle'in önerdiği yaklaşımda kullanılan koşullu öngörüler, serilerin bugünkü ve geçmiş gerçekleşen gözlemlerini hesaba dahil etmeleri ve daha küçük öngörü hatası varyansına sahip olmaları nedeniyle tercih edilir. Normallik varsayımı ile Engle tarafından önerilen ARCH regresyon modeli

$$y_t | \Psi_{t-i} \sim N(x_t b, h_t) \quad (2a)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (2b)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t b \quad (2c)$$

şeklindedir⁷. Burada (2a) ortalama modeli ve (2b) ise varyans modeli olarak adlandırılır. h_t , ARCH modelinde kullanılan koşullu varyans; p ARCH sürecinin derecesini; α ise bilinmeyen parametrelerin vektörünü gösterir⁸. Görüldüğü gibi, ARCH modelinde y_t serisi, Ψ_{t-i} bilgi kümesine bağlı olarak $x_t b$ koşullu ortalama ve h_t koşullu varyans ile normal dağılıma sahiptir. Burada b vektörü, ana modelin parametrelerini; α vektörü ise ARCH modelinin parametrelerini gösterir. (2) ile gösterilen modeller incelendiğinde, ARCH modellerinin geçmiş dönemlerdeki bilgilere dayanarak öngörü varyansının değişmesine izin vermesi nedeniyle, yüksek oynaklık gösteren zaman serilerinin modellenmesinde kullanılabileceği gözlenmektedir. Ayrıca ARCH hata sürecinin tek değişken bazında değişkenliğin dönemlerini modellemek için kullanılabilmesi de oldukça önemli bir avantajdır⁹. Koşullu varyans modelleri, kovaryansları sıfır, parametre toplamları birden küçük $(\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1)$ ve koşulsuz varyansı sonlu olduğu için beyaz gürültü sürecine sahip

⁶ Engel, 1982, s. 987.

⁷ Engel, 1982, s. 988.

⁸ Engel, 1982, s. 989.

⁹ E. Işığınçok, "Türkiye'de Enflasyonun Varyansının ARCH ve GARCH Modelleri ile Tahmini", *Uludağ Üniversitesi İİBF Dergisi*, 17, 3, 1999, s. 3

olacaktır¹⁰. (2b)'de verilen ARCH(p) modelinde, ε_t 'nin koşullu varyansı ε_{t-i}^2 'lerin gerçekleşen değerlerine bağlıdır. Eğer ε_{t-i}^2 'nin gerçekleşmiş değeri büyük ise, h_t ile gösterilen koşullu varyans da büyük olacaktır¹¹. Bu durumda, ε_t 'ler ikinci veya daha yüksek momentlerle ilişkili olduğundan korelasyonsuz olsalar da birbirlerinden bağımsız olmayacaklardır.

2.1.1. ARCH Modelinin Kısıtları

Yukarıda verilen denklem (2b)'deki ARCH sürecinde yer alan parametrelere ilişkin bazı kısıtlar konulmuştur. Koşullu varyans (h_t), ε_t 'nin gerçekleşen bütün değerleri için pozitif olmak zorundadır. Bu koşulun sağlanabilmesi için ARCH(p) denkleminde α_0 ve α_i parametrelerinin sıfır olamayacağı ortadadır. Böylece; $\alpha_0 > 0$ ve $i=1,2,\dots,p$ olmak üzere $\alpha_i \geq 0$ kısıtları söz konusudur. Denklem (2b)'deki ARCH sürecinde $\varepsilon_{t-1}^2, \varepsilon_{t-2}^2, \dots, \varepsilon_{t-p}^2$ değerleri negatif olmayacağından, bütün ε_t değerleri için koşullu varyans denklemi de negatif değer alamayacaktır.

ARCH süreci ile ilgili ikinci bir kısıt ise, α parametrelerinin sabit terim hariç her birinin veya toplamalarının 1'den küçük olması gerekliliğidir. Bu kısıt sürecin kararlılığının sağlanması için gereklidir. Aksi halde α parametrelerinin toplamalarının 1'den büyük olması durumunda süreç sonsuz bir varyansa sahip olacaktır¹². ARCH(p) süreci, $p=1$ değeri için ARCH(1) süreci olur ve bu süreç,

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (3)$$

şeklinde gösterilir. ARCH(1) sürecindeki koşullu varyansın negatif olmaması için α_0 ve α_1 'in her ikisinin de pozitif olduğu varsayılır. Yani, $\alpha_0 > 0$, $0 < \alpha_1 < 1$ olma koşulları vardır.

ARCH regresyon modelinin asimptotik durumda, En Küçük Kareler (EKK) ve Maksimum Olabilirlik (ML) tahminçileri birbirine yakınsamaktadır. Ancak Maksimum Olabilirlik yöntemi kullanılarak, ARCH artıklarına sahip bir

¹⁰ Gökçe, 2001, s. 3.

¹¹ W. Enders, *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley, 1995, s. 143.

¹² Engel, 1982, s. 993.

doğrusal regresyon modelinin EKK yöntemine göre etkin tahminler vereceği kabul edilmektedir¹³.

2.1.2. ARCH Testi

Literatürde ARCH etkisini tespit eden bir çok ölçüt olmasına rağmen genellikle kullanılan test, Lagrange Çarpanları (LM) yöntemidir¹⁴.

ARCH testi, hata kareler arasındaki birinci ve daha yüksek dereceden otokorelasyon sürecine dayanmaktadır. ARCH modelleri için EKK hatalarını kullanarak LM testinin yapılması mümkündür¹⁵. LM testi için kurulacak hipotezde ARCH etkisinin varlığının tespiti hataların beyaz gürültü sürecine sahip olduğunu ifade eden boş hipoteze karşı, ARCH etkisine sahip hataların varlığını gösteren alternatif hipotez test edilir. LM testi şu adımlardan oluşur¹⁶. Öncelikle tek değişkenli bir model için,

$$y_t = \mu + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_q y_{t-q} + \varepsilon_t \quad (4)$$

modeli EKK ile tahmin edilir. Tahmin edilen modelin hata kareleri olan ε_t^2 'ler bulunur. Bu değerler kullanılarak sabit terimli regresyon denklemi

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + v_t \quad (5)$$

biçiminde tahmin edilerek $LM = (T-p)R^2$ istatistiği hesaplanır. ARCH hatalarının olmadığı boş hipotezi altında asimptotik olarak p serbestlik dereceli χ_p^2 dağılımına sahiptir. Boş hipotezin red edilmesi ile otokorelasyonlu olduğu (en az bir ARCH parametresinin olduğu) anlaşılan EKK hata kareleri modelde ARCH etkisinin varlığını ortaya çıkaracaktır. Modelde ARCH etkisinin varlığı tespit edildikten sonra, modeldeki regresyon denklemi ile yardımcı denklem artık ARCH regresyon tekniği ile tahmin edilmesi gereklidir.

¹³ Engel, 1982, s. 987.

¹⁴ Gökçe, 2001, s. 4.

¹⁵ A. C. Harvey, *The Econometric Analysis of Time Series*, Cambridge: The MIT Press, 1991, s. 221.

¹⁶ J. D. Hamilton, *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press, , 1994, s. 664.

2.2. GARCH(p,q) Modeli

ARCH modeli tahmin edilirken koşullu varyans denkleminde doğrusal gecikme yapısındaki bellek uzunluğunun keyfi olması ve nisbi olarak uzun gecikmeler seçilmesi nedeniyle koşullu varyans denklemindeki parametrelere konulan toplam olarak negatif olamama kısıtı ihlal edilmektedir. Bu kısıtın sağlanmaması ve negatif varyanslı parametre tahminlerine ulaşılması sakıncasını gidermek amacıyla, ARCH modelleri genişletilerek hem daha fazla geçmiş bilgilere dayanan hem de daha esnek bir gecikme yapısına sahip olan genelleştirilmiş ARCH (kısaca GARCH) modeli geliştirilmiştir¹⁷. Buna göre GARCH(p,q) modeli

$$y_t | \Psi_{t-i} \sim N(0, h_t) \quad (6a)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} = \alpha_0 + \alpha(L) \varepsilon_t^2 + \beta(L) h_t \quad (6b)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t b \quad (6c)$$

şeklinde gösterilebilir. Burada, y_t serisi, Ψ_{t-i} bilgi kümesine bağlı olarak 0 koşullu ortalama ve h_t koşullu varyans ile normal dağılıma sahiptir. GARCH(p,q) modeli aşağıdaki koşulları sağlamalıdır.

$$\begin{aligned} p > 0, \quad q &\geq 0 \\ \alpha_0 > 0, \quad \alpha_i &\geq 0, \quad i = 0, 1, 2, \dots, p \\ \beta_j &\geq 0, \quad j = 0, 1, 2, \dots, q \end{aligned}$$

Dikkat edilirse GARCH(p,q) süreci $q = 0$ için ARCH(p) modeline eşit olur. Ayrıca $p = q = 0$ alınırsa ε_t , basit beyaz gürültü sürecine eşit olacaktır. GARCH(p,q) modeli, tek değişkenli ARMA modeli olarak görülebilir ve p ile q gecikme genişliklerinin seçimi kalıntı karelerine ilişkin geleneksel zaman

¹⁷ T. Bollerslev, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 1986, s. 308

serileri teknikleri kullanılarak belirlenebilir¹⁸. (6b) $p=1$ ve $q=0$ olması durumunda model ARCH(1) olacağı açıktır. Kuşkusuz bu model GARCH(1,0) biçiminde de gösterilebilir. Benzer bir mantıkla $p=1$ ve $q=1$ durumunda GARCH(1,1) modeli söz konusu olacak ve değişken varyans modeli

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (\alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0 \text{ ve } \beta_1 \geq 0) \quad (7)$$

şeklinde gösterilecektir. Yukarıdaki kısıtlara ek olarak, α_1 ve β_1 toplamları birden küçük olmalıdır¹⁹. Yani GARCH(p,q) modeli için $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$

koşulu sağlanırsa artıklar zayıf durağan olacaktır²⁰. GARCH modelinin önemli bir özelliği, y_t serisinin hatalarının koşullu varyansının bir ARMA sürecini oluşturduğunu göstermesidir. Böylece ARMA modelinden uydurulacak artıkların bu karakteristik yapıyı göstermesi beklenir. ARMA süreci olarak tahmin edilen y_t serisinin modeli uygun ise, otokorelasyon fonksiyonu (ACF) ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF) beyaz gürültü sürecini göstermelidir. Ayrıca, artıkların karelerinin otokorelasyon fonksiyonu GARCH sürecinin belirlenmesine de yardımcı olur²¹.

Modelde GARCH etkisinin varlığı, tahmin işlemine başlanmadan önce yapılmalıdır. Koşullu varyansın tespitinde kullanılan LM testi, GARCH modelinde bir takım küçük değişikliklerle biraz karmaşık hal alır²² ve GARCH (p,q) modelinin test edilmesinde de kullanılır²³. GARCH (p,q) modeli için hipotez,

$$H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_q = 0$$

¹⁸ T. Bollerslev, "Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Models", *The Review of Economics and Statistics*, 1990, s. 501

¹⁹ Bollerslev, 1986, s. 311.

²⁰ C. Q. Cao ve R. S. Tsay, "Nonlinear Time Series Analysis of Stock Volatilities", *Journal of Applied Econometrics*, 7, 1992, s. 167.

²¹ Işığçok, 1999, s. 7.

²² T. C. Mills, *The Econometric Modeling of Financial Time Series*, Cambridge: Cambridge University Press, 1999, s. 7

²³ Bollerslev, 1986, s. 317.

$$H_j = \text{en az bir } \alpha_i > 0, \beta_j > 0 \quad (i=1,2,\dots,p \text{ ve } j=1,2,\dots,q)$$

şeklinde yazılabilir. GARCH etkisi olup olmadığına, (p+q) serbestlik dereceli ki-kare dağılımına sahip LM test istatistiği kullanılarak karar verilir.

2.3. ARCH ve GARCH Modellerinin Uzantıları

ARCH-M modelleri ortalama etkisi için koşullu varyansın (veya koşullu standart sapmanın) modele dahil edilmesiyle elde edilen ARCH modellerinin uzantısıdır²⁴. Dolayısıyla koşullu varyansın doğrudan bağımlı değişken üzerinde etkisi olacaktır. Bu tür modellerde yer alan koşullu varyansa ilişkin parametre, risk getiri dengesini (risk return tradeoff) gösterir. Bu modeller risk değerlerinin zaman içinde değişip değişmediğini belirlemek için kullanılır²⁵. Örneğin, ARCH(1)-M modeli ARCH modelinin ortalama denklemine koşullu varyans veya koşullu standart sapmanın dahil edilmesi ile,

$$y_t | \Psi_{t-1} \sim N(x_t b + \lambda \sqrt{h_t}, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (8)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t b - \lambda \sqrt{h_t}$$

şeklinde gösterilir. Söz konusu ARCH-M modelinde standart sapma yerine varyansın kullanılması da mümkündür. ARCH-M modeli mantığı ile GARCH, TARARCH ve EGARCH modellerindeki ortalama denklemlerine, koşullu varyans veya koşullu standart sapmalar dahil edilerek sırasıyla GARCH-M, TARARCH-M ve EGARCH-M modellerine ulaşılabilir.

Eşik değer etkisi, volatilitede büyük şokların küçük şoklardan daha az etkili olmasını sağlar²⁶. Yani büyük bir beklenmeyen oynaklıktan sonra hızlı bir biçimde uzun dönem seviyesine geri dönüş olur. Eşik değer etkisini belirlemek için Zakoian (1990) tarafından Threshold (eşik) ARCH (kısaca TARARCH) modeli geliştirilmiştir. ARCH varyans denklemine bir eşik değer etkisini gösteren

²⁴ R. F. Engel, D. M. Lilien ve R. P. Robins, "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model", *Econometrica*, 55, 2, 1987, s. 392

²⁵ Işığınçok, 1999, s. 8.

²⁶ F. M. Longin, "The Threshold Effect in Expected Volatility: A Model Based on Symmetric Information", *Review of Financial Studies*, 10, 3, 1997, s. 838

değişkeninin dahil edilmesi ile birinci derece TARCH, yani TARCH(1,1), modeli

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} \quad (9)$$

şeklinde oluşacaktır. Burada, $d_t = \begin{cases} 1, & \varepsilon_t < 0 \\ 0, & \varepsilon_t \geq 0 \end{cases}$ ise ilişkisi söz konusudur. γ

parametresinin anlamlı bulunması durumunda dürtü etkisi olduğu söylenir²⁷.

Üstel GARCH (EGARCH) modelinde, yakın geçmiş kalıntıların etkisinin kuadratik değil üstel olduğu varsayılmaktadır²⁸. Örneğin birinci derece EGARCH modeli,

$$\log h_t = \alpha_0 + \beta_1 \log h_{t-1} + \delta_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| + \delta_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \quad (10)$$

şeklinde verilebilir. EGARCH modeli bir çok yönü ile GARCH modelinden ayrılmaktadır. Koşullu varyansın logaritmasının kullanılması model katsayılarının pozitif olma kısıtını yerine getirir²⁹. EGARCH modelinin bir aşama daha geliştirilmiş biçimi EGARCH-M modelidir. EGARCH-M modeli EGARCH modeline koşullu standart sapmanın dahil edilmesi sonucunda elde edilmektedir.

3. Uygulama

Finansal verilerin özelliklerinden birisi günlük veriler gibi yüksek frekanslı serilerde istatistiksel bağımlılığın gözlenmesidir. Bu sonuç, bu tür veri yapısı içerisinde doğrusal olmayan stokastik süreçlerin uygulanabilir olduğu sonucunu doğurmaktadır. Ayrıca bu bağımlılık yapısı yüksek frekanslı verilerin dağılımına ait koşullu momentlerin öngörüsünün bulunmasına olanak vermektedir.

²⁷ Işığık, 1999, s. 7.

²⁸ D. B. Nelson, "Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 59, 2, 1991, s. 350

²⁹ R. S. Tsay, *Analysis of Financial Time Series*, New York: John Wiley, 2002, s. 102.

ARCH, GARCH ve uzantılarının analiz edilmesinde kullanılacak veri, 04.01.1999-30.01.2004 yılları arasında T.C. Merkez Bankası tarafından ilan edilen günlük Türk Lirası cinsinden Euro kurunun satış değerini göstermektedir. Euro kurunun satış değeri için serinin zaman yolu grafiği verilmeden önce Euro kurunun satış değerine ait bazı istatistiksel bilgilerin verilmesi faydalı olacaktır.

Tablo 1: Euro Kurunun Satış Değeri Örneklem İstatistik Değerleri

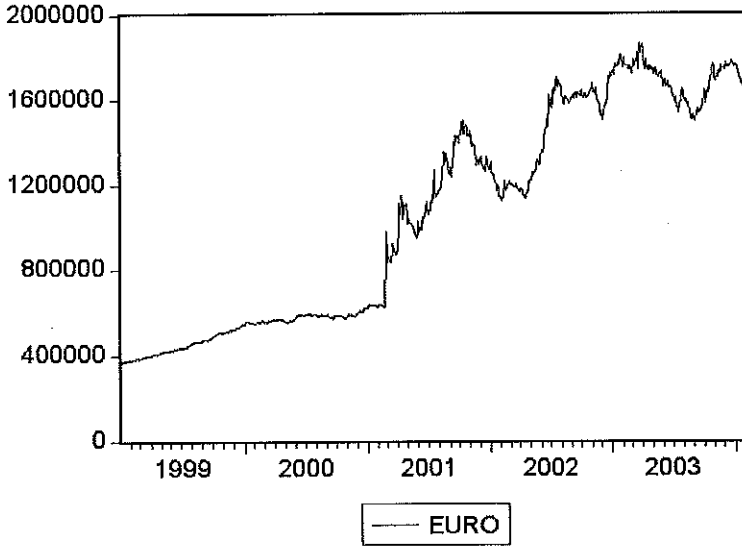
İSTATİSTİK	Euro Kurunun Satış Değeri	Euro Kurunun Satış Değeri Birinci Farkı
Örneklem Büyüklüğü	1325	1324
Ortalama	1061935	986.0242
Medyan	1138265	172.5000
Maksimum	1866946	241469
Minimum	367956	-112798
Standart Sapma	507869.7	16120.02
Çarpıklık	0.05476	3.055108
Basıklık	1.36656	48.18523
Jarque-Bera	147.9646 ^a	114693.7 ^a

^a 0.01 düzeyinde anlamlıdır.

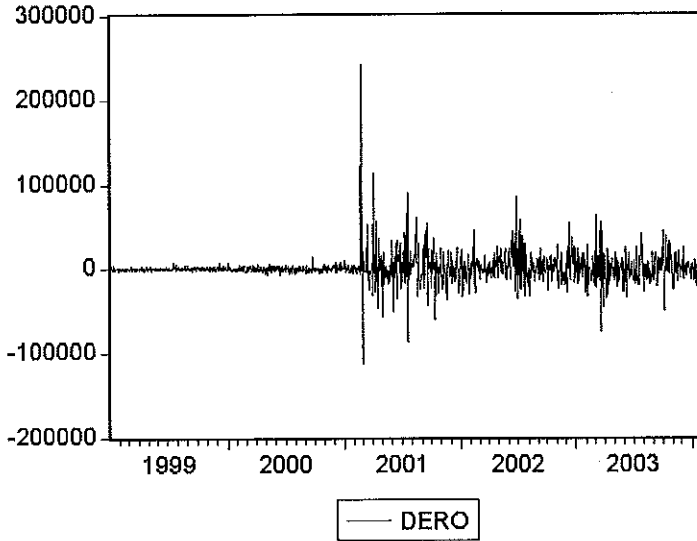
^b 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

^c 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 1 incelendiğinde Euro kurunun satış değeri 1325 gözlem değerinden oluşan zaman serisidir. Bu zaman serisinin maksimum aldığı değer 1866946 iken, minimum aldığı değer 367956'tür. Serinin ortalaması 1061935 ve medyan değeri ise 1138265 dir. Jarque-Bera testi 0.01 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Euro kurunun satış değerinin birinci farkı alındıktan sonra serinin standart sapmasında küçülme olduğu görülmektedir. Ayrıca serinin farkı alındıktan sonra çarpıklık katsayısı 0.055'den 3.055 değerine çıkmıştır. Dolayısıyla farkı alınan seri sağa çarpık ve güçlü bir asimetriye sahiptir. Serinin birinci farkı alındıktan sonra ise basıklık katsayısı 1.366'dan 48.185 değerine çıkmıştır. O halde seri basık bir yapıda iken farkı alındıktan sonra daha dik (sivri) bir yapıya dönüştüğü temel istatistiklerden görülebilmektedir. 04.01.1999-30.01.2004 yılları arasında günlük Euro kurunun satış değeri ve birinci farkının verileri için çizilen zaman yolu şekilleri aşağıda gösterilmektedir.



Şekil 1: Euro Kurunun Satış Değeri Günlük Verileri (EURO)



Şekil 2: Euro Kurunun Satış Değeri Birinci Fark Günlük Verileri (DERO)

Euro kurunun satış değerine ait zaman yolu grafiği Şekil 1'de, serinin zaman içerisinde pozitif yönlü dalgalanma gösterdiği ve belirli bir ortalamaya sahip olmadığı görülmektedir. Yani serinin zaman içerisinde otokorelasyonlu

bir yapı gösterdiği, ancak Şekil 2'de ise serinin birinci farkı alındıktan sonra ortalama civarında dalgalanmaların yoğunlaştığı gözlenmektedir.

Included observations: 1325

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.998	0.998	1323.3	0.000
		2	0.996	-0.022	2642.8	0.000
		3	0.995	0.060	3959.0	0.000
		4	0.993	-0.018	5271.7	0.000
		5	0.991	-0.021	6580.8	0.000
		6	0.990	-0.011	7886.2	0.000
		7	0.988	-0.007	9187.8	0.000
		8	0.986	-0.001	10486.	0.000
		9	0.984	-0.007	11780.	0.000
		10	0.982	-0.001	13070.	0.000
		11	0.980	-0.015	14356.	0.000
		12	0.979	-0.002	15638.	0.000
		13	0.977	-0.004	16917.	0.000
		14	0.975	-0.019	18191.	0.000
		15	0.973	-0.027	19460.	0.000
		16	0.971	-0.001	20726.	0.000
		17	0.969	-0.009	21987.	0.000
		18	0.966	-0.009	23243.	0.000
		19	0.964	-0.002	24495.	0.000
		20	0.962	0.008	25742.	0.000
		21	0.960	-0.015	26985.	0.000
		22	0.958	0.001	28224.	0.000
		23	0.956	0.005	29457.	0.000

Şekil 3: Euro Kurunun Satış Değeri Korelogram

Included observations: 1324

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.080	0.080	8.5852	0.003
		2 -0.174	-0.181	48.576	0.000
		3 0.019	0.052	49.073	0.000
		4 0.035	-0.004	50.690	0.000
		5 0.035	0.046	52.288	0.000
		6 0.021	0.019	52.893	0.000
		7 0.012	0.021	53.076	0.000
		8 0.019	0.022	53.578	0.000
		9 -0.001	-0.002	53.579	0.000
		10 0.007	0.012	53.652	0.000
		11 -0.017	-0.024	54.023	0.000
		12 0.010	0.017	54.170	0.000
		13 0.029	0.017	55.320	0.000
		14 0.070	0.073	61.794	0.000
		15 0.015	0.008	62.109	0.000
		16 -0.002	0.021	62.113	0.000
		17 0.016	0.013	62.458	0.000
		18 0.003	-0.003	62.467	0.000
		19 -0.063	-0.068	67.844	0.000
		20 0.034	0.042	69.414	0.000
		21 0.010	-0.027	69.553	0.000
		22 -0.020	-0.005	70.075	0.000
		23 -0.081	-0.088	79.027	0.000

Şekil 4: Euro Kurunun Satış Değeri Birinci Farkına Ait Korelogram

Şekil 3 ile verilen Euro kurunun satış değerine ait korelogram, otokorelasyon (ACF) ve kısmi korelasyon (PACF) katsayının $\pm 2/\sqrt{1325} = \pm 0.0549$ aralığının dışında olduğu için serinin durağan bir yapı göstermediği, ancak Şekil 4'de ise serinin birinci farkının alınması ile ACF ve PACF değerlerinin birçok gecikmesinde $\pm 2/\sqrt{1324} = \pm 0.0549$ aralığının içerisinde kaldığı gözlenebilir. Buna rağmen formel olarak durağanlık testlerinin kullanılması, serinin durağanlığının incelenmesinde faydalı olacaktır.

Bir zaman serisinde birim kök varlığını araştıran ve literatürde en çok kabul edilen ilk test Dickey-Fuller (1979, 1981) testidir. Eğer hata payında serisel korelasyon varsa test sürecine bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin dahil edilmesi ile Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi oluşturulmaktadır. Literatürde kabul görmüş bir diğer birim kök testi parametrik olmayan Phillips-

Perron (1988) (PP) testidir. Eğer seri hareketli ortalama yapısı içeriyorsa birim kök bulmada yukarıdaki testlerden farklı bir bakış açısı kullanan Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) (KPSS) testi kullanılmaktadır. Zaman serisinde özellikle deterministik veya stokastik trend faktörü ağırlıklı olduğunda seriyi trendden arındırarak birim kökü trendden arındırılmış seriye uygulamak için Elliot-Rothenberg-Stock (1996) (ADF-GLS) testi kullanılır. Son olarak eğer serilerde yüksek mertebeden hareketli ortalama kökleri varsa bu köklerin olumsuz etkilerini ortadan kaldırmak için Serena Ng-Pierre Perron (1995, 2001) ve Pierre Perron-Serena Ng (1996) (Ng-Perron) testi önemli bir birim kök testi olmaktadır.

Tablo 2: Euro Kurunun Satış Değeri İçin Birim Kök Testleri Sonuçları

Birim Kök Testleri	Euro Kurunun Satış Değeri (EURO)	Euro Kurunun Satış Değeri Birinci Farkı (DERO)
ADF Testi	-0.7234 ^a	-21.7329
ADF-GLS Testi	1.49398 ^a	-20.4519
KPSS Testi	3.52150 ^a	0.0826
Phillips-Perron Testi	-0.76213 ^a	-33.4254
Ng-Perron Testi*	0.8848 ^a , 1.1795 ^a , 1.3332 ^a , 116.082 ^a	-76.893, -6.199, 0.0806, 0.3202

^a 0.01 düzeyinde anlamlıdır.

^b 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

^c 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

* Ng-Perron Testi dört temel test içermektedir. Tabloda yer alan değerler sırasıyla MZa, MZt, MSB, MPT testlerinin sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 2’de Dickey-Fuller birim kök testi yapılırken tahmin edilen modele dahil edilen gecikme sayısı Akaike (AIC) ve Schwartz (SIC) bilgi kriterleri ile Lagrange Çarpanları (LM) testi yardımıyla belirlenmiştir ve 2 gecikme eklendiğinde artıklardaki serisel korelasyonun ortadan kalktığı görülmüştür. ADF-GLS testinde gecikme uzunlukları AIC, SIC ve LM testleri yardımıyla 2 olarak bulunmuştur. KPSS testinde gecikme uzunluğu $T^{1/2} \cong 36$ ve Phillips-Perron ile Ng-Perron testlerinde ise gecikme uzunluğu $T^{1/3} \cong 11$ olarak hesaplanmıştır. O halde Euro kuru serisi için yapılan beş tane birim kök testi sonuçlarına göre bulunan tüm değerler anlamlı oldukları için serinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Dolayısıyla zaman serinin birinci farkı alınarak serinin durağanlaştırılması gerekmektedir. Tablo 2’de verilen ikinci sütun, farkı alınmış seri için yapılmış olan birim kök testlerinin sonuçlarını

göstermektedir. Yapılan tüm testlerin sonucunda, serinin birinci farkı alındığında serinin durağanlaştığını göstermektedir.

3.1. Euro Kurunun Satış Değeri İçin Model Belirlenmesi

Euro kurunun satış değerinin birinci farkı alındıktan sonra farklı gecikme uzunlukları içeren ARMA modelleri denenerek uygun modelin belirlenmesi amaçlanmıştır. Tahmin edilen modeller AIC, SIC ve LM testleri kullanılarak belirlenmeye çalışılmıştır. Model belirme aşaması Box-Jenkins (1976) metodolojisi temel alınarak oluşturulmaktadır. Dolayısıyla seriye ait otokorelasyon fonksiyonu (ACF) ve kısmi korelasyon fonksiyonu (PACF) kullanılarak oluşturulan korelogram incelendiğinde kurulması gereken modelin bir ARMA(p,q) modeli olması gerektiği ortaya çıkmaktadır. Çünkü hem ACF hem de PACF değerleri için ikinci gecikmeler anlamlı bulunmuştur. ARMA(1,1) modeli tahmin edildiğinde AIC=22.1881, SIC=22.1998 değerleri elde edilmiştir ve parametre tahminlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. ARMA(2,2) modeli tahmin edildiğinde AIC=22.1788, SIC=22.1985 değerlerine ulaşılmıştır. Ancak tahmin edilen modelin parametreleri istatistiksel olarak anlamsızdır. ARMA(3,3) tahmin edildiğinde ise AIC= 22.1789, SIC=22.2064 olarak elde edilmesine karşın modeli açıklamak için kullanılan değişkenlerin anlamsız olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Benzer biçimde ARMA(2,1), ARMA(1,2), ARMA(3,1), ARMA(3,2), ARMA(1,3), ARMA(2,3) gibi ve daha bir çok model tahmin edilmiştir. Bu modeller AIC ve SIC bilgi kriterleri kullanılarak tüm alternatif model kalıpları içerisinde Euro kuru satış değerine uygun modelin ARMA(1,1) olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

$$Dero_t = \mu + \phi_1 Dero_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

Burada, $Dero_t$ Euro kurunun birinci farkını, $Dero_{t-1}$ Euro kurunun birinci farkının birinci gecikmeli değerini gösterirken, ε_{t-1} ise hareketli ortalama etkisini göstermektedir.

Tablo 3: Olağan En Küçük Kareler Sonuçları

Bağımlı Değişken: $Dero_t$				
Method: EKK				
Düzeltilmiş Örneklem Hacmi 1/07/1999 01/30/2004				
Geçerli Gözlem Sayısı: 1323				
Değişkenler	Katsayılar	Standart hatalar	t-istatistiği	Prob.
μ	983.6015	479.883	2.0497	0.04059 ^b
$Dero_{t-1}$	-0.519	0.1032	-5.0339	0.00000 ^a
θ^2	0.668	0.0898	7.4409	0.00000 ^a
R^2	0.0295	AIC	22.1881	
\bar{R}^2	0.0279	SIC	22.1998	

^a 0.01 düzeyinde anlamlıdır.

^b 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

^c 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 3'te yer alan en küçük kareler sonuçlarına göre tahmin edilen model parametrelerinin anlamlılığı yönünden başarılıdır. Modelin açıklanması amacı ile modele dahil edilen sabit terim (kesme) 0.05 düzeyinde anlamlı iken, otoregresif katsayı $Dero_{t-1}$ ve hareketli ortalama katsayısı θ_1 için hesaplanan marjinal anlamlılık düzeyi (probability) 0.01 düzeyinde anlamlı çıkmıştır.

Bu aşamada, en küçük kareler artıkları için Brusch-Godfrey serisel korelasyon testi farklı gecikmeler için hesaplanmış ve hesaplanan tüm gecikmelerde otokorelasyon olmadığını gösteren boş hipotez 0.01 anlamlılık düzeyinde red edilerek otokorelasyon parametreleri anlamlı bulunmuştur. Artıklardaki değişen varyans testi için White testi uygulanmıştır. Artıklarda değişen varyanslılığın olmadığını savunan boş hipotez 0.01 anlamlılık düzeyinde red edilerek modelde güçlü bir değişen varyanslılığın olduğuna karar verilmiştir. Euro kuru serisinin artıklarında hem otokorelasyon hem de değişen varyanslılığın bir arada olması koşullu değişen varyanslılığın (ARCH etkisinin) önemli bir işaretidir. Bu verilen sonuçlara ek olarak, zaman serisi modelinde varlığından şüphelenilen koşullu değişen varyansın ortaya konulabilmesi için Engle ARCH testinin uygulanarak kararın desteklenmesi gereklidir.

3.2. ARMA(1,1) Modeli için ARCH Testi

Engle (1982) tarafından öne sürülmüş olan ARCH testinin ilk basamağında verilere uygun bir model kurulmalıdır. Uygulama için öncelikle yukarıdaki kriterler baz alınarak ARMA(1,1) modeli kurulmuştur. Daha sonra modelden elde edilen kalıntılar hesaplanarak bu kalıntılar ile

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + v_t$$

yardımcı modeli tahmin edilerek elde edilen R^2 yardımıyla $LM = (T-p)R^2$ test istatistik değeri hesaplanmıştır. Uygulamada test işlemine başlanırken ön bilgiler dikkate alınmaksızın birinci mertbe ARCH testi ile başlanarak gecikme sayısı ardışık olarak arttırılmıştır. Testin uygulandığı bütün gecikmelerde $LM(Prob) = 0.0000$ olarak hesaplanmış ve 0.01, 0.05 ve 0.10 anlamlılık düzeylerinde anlamlı bulunmuştur. Dolayısıyla artıkların ARCH etkisine sahip olmadığını gösteren boş hipotez red edilecektir. O halde Euro kurunun satış değerini gösteren zaman serisinde ARCH etkisi gözlenmektedir. Bu nedenle zaman serisi farklı ARCH modelleri ile tahmin edilmelidir. Aşağıdaki Tablo 4'de farklı koşullu değişen varyans modellerinin, Euro satış değeri için tahmin sonuçları göstermektedir.

Tahmin sonuçları, olabilirlik fonksiyonunu ençoklayan optimum iterasyonla bulunmuştur. Burada maksimum olabilirlik tahminleri söz konusu olduğu için, olabilirlik fonksiyonunun ençoklanmasında Berndt, Hall, Hall, ve Hausman (1974) (BHHH) metodu kullanılmıştır. En küçük kareler ve koşullu değişen varyans tahminleri EVIEWS 4.1 paket programı kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Tahmin edilen modellerdeki parametreler işaretleri yönünden değerlendirildiğinde varyans denklemine ait parametrelerin koşullu değişen varyans kısıtlarını sağlaması gereklidir. Aksi durumda, bağımlı değişken ile uyumun yeterli ölçüde olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 4: Koşullu Değişen Varyans Modelleri

Model	ARCH	GARCH	TARCH	EGARCH	ARCH-M	GARCH-M	TARCH-M	EGARCH-M
Parametre	p=2, q=0	p=1, q=1	p=2, q=0	p=1, q=1	p=2, q=0	p=1, q=1	p=2, q=0	p=1, q=1
μ	1474.249	546.0823 ^a	1699.612 ^c	943.532 ^a	5023.522 ^b	12412.732 ^a	4656.597 ^b	1357.836 ^a
ϕ_1	-0.5733 ^a	0.0577	-0.5567 ^a	0.14002 ^a	-0.5688 ^a	-0.2869 ^a	-0.5442 ^a	-0.2791 ^a
θ_1	0.6968 ^a	0.4517 ^a	0.6844 ^a	0.4166 ^a	0.6898 ^a	0.45058 ^a	0.6748 ^a	0.6955 ^a
α_0	1.75+E08 ^a	871110.0 ^a	1.74E+08 ^a	0.0162	1.74E+08 ^a	2.62E+08 ^a	1.74E+08 ^a	6.3908 ^a
α_1	0.2733 ^a	1.4400 ^a	0.3744 ^a	-	0.2809 ^a	0.30999 ^a	0.3749 ^a	-
α_2	0.3371 ^a	-	0.3561 ^a	-	0.3428 ^a	-	0.3548 ^a	-
β_1	-	0.4822 ^a	-	0.9469	-	-0.0844 ^a	-	0.6164 ^a
λ_1	-	-	-	-	-0.2387 ^c	-0.6683 ^a	-0.2003 ^c	-0.1752 ^a
γ_1	-	-	-0.2259 ^b	-	-	-	-0.2159 ^b	-
δ_1	-	-	-	1.4957 ^a	-	-	-	1.3495 ^a
δ_2	-	-	-	-0.4032 ^a	-	-	-	0.3907 ^a
Log. Olabilirlik	-14509.12	-14127.71	-14506.38	-14151.90	-14507.766	-14577.632	-14505.478	-14304.441
SIC	21.96626	21.38967	21.96756	21.43168	21.96965	22.075267	21.971622	21.667712
İterasyon Sayısı	49	500	52	333	119	136	84	500

^a 0.01 düzeyinde anlamlıdır.^b 0.05 düzeyinde anlamlıdır.^c 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 4 ile verilen değişen varyans modelleri Schwartz bilgi kriteri (SIC) açısından değerlendirildiğinde GARH(1,1) modeli 21.38967 ile en küçük SIC değerine sahip olmasına rağmen koşullu değişen varyans parametrelerinin kısıtlarını yerine getirmemektedir. Ayrıca bilgi kriterlerindeki başarımlar diğer uygunluk testlerindeki performans ile desteklenmelidir.

Bu nedenle tahmin edilen koşullu değişen varyans modellerinin standartlaştırılmış artıkları için Ljung-Box ve ARCH-LM sınaması farklı gecikmeler için uygulanarak bulunan sonuçlar Tablo 5’de özetlenmektedir.

Tablo 5: Koşullu Değişen Varyans Modelleri Artıkları İçin Uygunluk Sınaması

	ARCH	GARCH	TARCH	EGARCH	ARCH-M	GARCH-M	TARCH-M	EGARCH-M
LB(5)	1.8940	36.128 ^a	1.7074	47.821 ^a	2.4614	6.3580	2.2114	37.992 ^a
LB(10)	7.1167	40.478 ^a	7.8585	52.970 ^a	8.9005	11.637	9.5814	46.612 ^a
LB(20)	21.772	47.897 ^a	22.109	59.373 ^a	23.377	29.869 ^a	23.667	69.442 ^a
LB(30)	47.670 ^b	70.495 ^a	47.924 ^b	71.665 ^a	49.622 ^a	60.151 ^a	49.611 ^a	97.526 ^a
LB(40)	55.137 ^b	85.142 ^a	56.562 ^b	82.337 ^a	58.976 ^b	69.236 ^a	59.906 ^b	116.01 ^a
LM(1)	0.0009	0.02033	1.42E-05	0.16659	0.00368	0.052940	0.00063	0.06692
LM(5)	0.0146	0.12198	0.01714	0.67795	0.01824	0.537297	0.01589	0.08639
LM(10)	0.0248	0.20406	0.02994	0.97984	0.02724	0.699535	0.02686	0.19929
LM(20)	0.7514	0.94889	0.73393	2.18559	0.81341	3.910590	0.79274	3.93948
LM(40)	4.9239	30.5404	5.29339	82.256 ^a	6.21582	20.75784	6.63534	31.0615

^a 0.01 düzeyinde anlamlıdır.

^b 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

^c 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Koşullu değişen varyans model tahminlerinin uygunluk testlerinin değerlendirilmesi gereklidir. ARCH(2) modeli tahmin edildikten sonra elde edilen koşullu değişen varyans modellerinin standartlaştırılmış artıkları için Ljung-Box (LB) testi farklı gecikmeler göz önüne alınarak hesaplanmış ve 30. ile 40. gecikmelerde güçlü olmayan bir otokorelasyon yapısı göstermektedir. Ancak artıkların karesi için hesaplanan Ljung-Box testi tüm gecikmelerde anlamsız bulunmuştur. Daha sonra 1, 5, 10, 20 ve 40. sıra için uygulanan ARCH-LM testleri sonuçlarında test kritik değerleri χ_p^2 tablo değerlerinden küçük olduğu bulunmuş ve tüm gecikmelerde ARCH etkisinin olmadığını gösteren boş hipotez red edilememiştir. Böylelikle Euro kuru satış değerinde var olan güçlü koşullu değişen varyans etkisi ARCH(2) modeli tahmini ile elimine edilerek ortadan kaldırılmıştır.

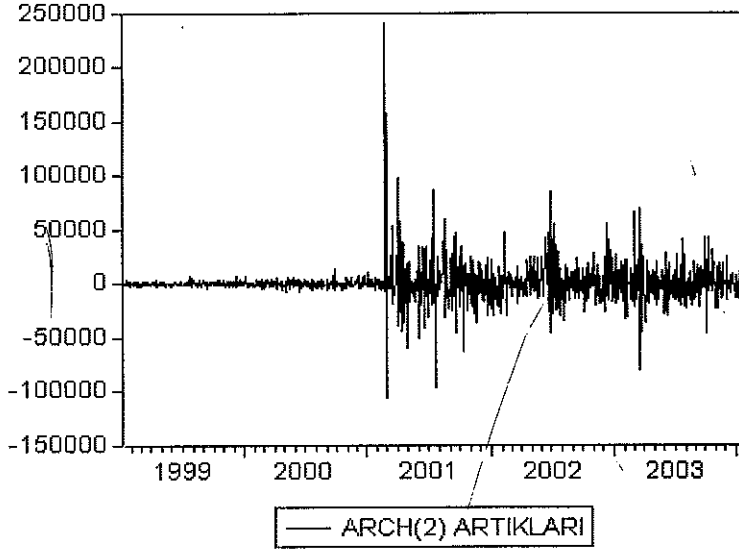
ARCH-M(2) modeli için tahmin edilen koşullu standart hata katsayısı negatif bir değer almıştır. Artıkların karesi için yapılan LB testi tüm gecikmelerde otokorelasyonsuzluğu göstermektedir. ARCH etkisini araştırmak için, yapılan ARCH-LM testleri sonuçlarında tüm gecikmelerde ARCH etkisinin olmadığını gösteren boş hipotez red edilememiştir.

TARCH(2) modeli için tahmin edilen eşik değer etkisini gösteren γ_1 parametresi negatif olmakla beraber % 5 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Ancak bu parametre için bir kısıtlama söz konusu olmadığı için istenmeyen bir durum değildir. TARCH-M(2) modelinde eşik değer etkisini gösteren γ_1 parametresi negatif olmakla beraber % 5 düzeyinde anlamlı çıkmıştır. Tahmin edilen koşullu standart hata katsayısı negatif bir değer almış olmasına rağmen, % 10 düzeyinde anlamlı bulunmuştur.

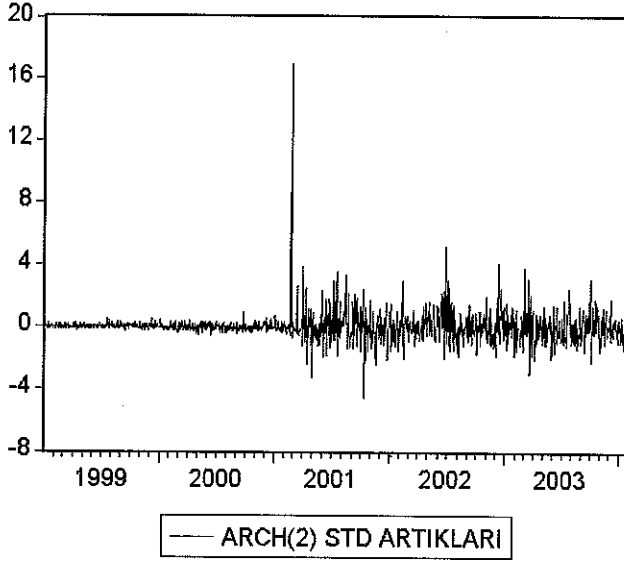
GARCH(1,1) modeli kullanılarak yapılan uygunluk testleri sonucunda tüm gecikmeler için artıklarda otokorelasyon yapısı gözlenmektedir. Artıkların karesi için yapılan LB testi sonucunda otokorelasyon yapısına rastlanmamıştır. Ancak GARCH(1,1) modeli tahmin sonuçları parametrelerin birden küçük olma kısıtı sağlanmamaktadır. Uygulanan ARCH-LM testleri sonuçlarında test kritik değerleri χ_p^2 tablo değerlerinden küçük olduğu bulunmuş ve tüm gecikmelerde ARCH etkisinin olmadığını gösteren boş hipotez red edilememiştir.

GARCH-M(1,1) modelinin tahmin işlemi sonunda β_1 parametresi anlamlı olmasına karşın sıfırdan büyük olma varsayımını sağlamadığı görülmektedir. Yapılan uygunluk testi sonucunda gecikmelerde otokorelasyon yapısı ile karşılaşmıştır. ARCH-LM testleri sonuçlarında test kritik değerlerin χ_p^2 tablo değerlerinden küçük olduğu bulunmuştur. EGARCH(1,1) modeli için tahmin edilen üstel katsayılarından δ_1 birden büyük bir değer almıştır ama % 1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Buna karşın δ_2 parametresi negatif bir değer almış ve yine % 1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Modelin uygunluk araştırması sonucunda tüm gecikmelerde otokorelasyon yapısı gözlenmiştir. EGARCH-M(1,1) modelinde, δ_1 parametresi EGARCH(1,1) modelinde olduğu gibi anlamlı olmakla beraber birden büyük çıkmıştır. δ_2 parametresi ise yine anlamlı çıkmıştır. Modelin uygunluk testleri sonucunda otokorelasyon yapısı gözlenmektedir.

Tüm bu açıklamalar ışığında tercih edilecek değişen varyans modeli, ortalama ve değişen varyans modellerindeki parametrelerin anlamlılığına, varyans modellerindeki parametrelerin negatif olmama koşulu ile toplamlarının birden küçük olma koşuluna, artıkların serisel korelasyonuna, log olabilirlik ve SIC bilgi kriterlerine bakılarak değerlendirilecektir. Tüm bu kriterler dikkate alınarak Euro satış değeri için uygun olduğu düşünülen model kalıbı ARCH(2) modelidir. Uygun olduğu düşünülen model seçimi yapıldıktan sonra Euro satış değerinde yer alan volatilitenin açıklanması amacıyla ARCH(2) modeli için standartlaştırılmış artıkları elde edilmelidir. ARCH(2) modeli tahmin edildikten sonra artıklar ve standartlaştırılmış artıklara ait zaman yolu grafikleri ile tanımlayıcı istatistik değerlerini gösteren Tablo 6'da derlenmiştir.



Şekil 5: ARCH(2) Model Tahmininden Elde Edilen Artıklar



Şekil 6: ARCH(2) Model Tahmininden Elde Edilen Standartlaştırılmış Artıklar

Şekil 5'te, tahmin edilen ARCH(2) modelinden elde edilen artıkların zaman yolu grafiğidir. Şekil 6 ise ARCH(2) modelinden elde edilen artıkların $\hat{\varepsilon}_t / \sqrt{h_t}$ ile standartlaştırılması sonucunda elde edilmiştir. Artıklar standartlaştırıldığında ortalaması ve varyans daha küçülmüştür.

Tablo 6: ARCH(2) Artıkları ve Standartlaştırılmış Artıkları İçin Örneklem İstatistik Değerleri

İSTATİSTİK	Artıklar		Standartlaştırılmış Artıklar	
	$\hat{\varepsilon}_t$	$\hat{\varepsilon}_t^2$	$\hat{\varepsilon}_t h_t^{-1/2}$	$\hat{\varepsilon}_t^2 h_t^{-1}$
Örneklem Büyüklüğü	1323	1323	1323	1323
Ortalama	43.04539	2.52E+08	0.002367	0.779272
Medyan	-725.0015	12225474	-0.051825	0.053035
Maksimum	239395.8	5.73E+10	16.96861	287.9336
Minimum	-106537.1	35.71682	-4.557341	1.06E-07
Standart Sapma	15893.22	1.74E+09	0.883095	8.072129
Çarpıklık	2.934843	27.26737	5.844783	34.12882
Basıklık	48.57987	874.0679	108.1573	1212.437
Jarque-Bera	116422.8 ^a	41990546 ^a	617108 ^a	80890221 ^a

^a 0.01 düzeyinde anlamlıdır.

^b 0.05 düzeyinde anlamlıdır.

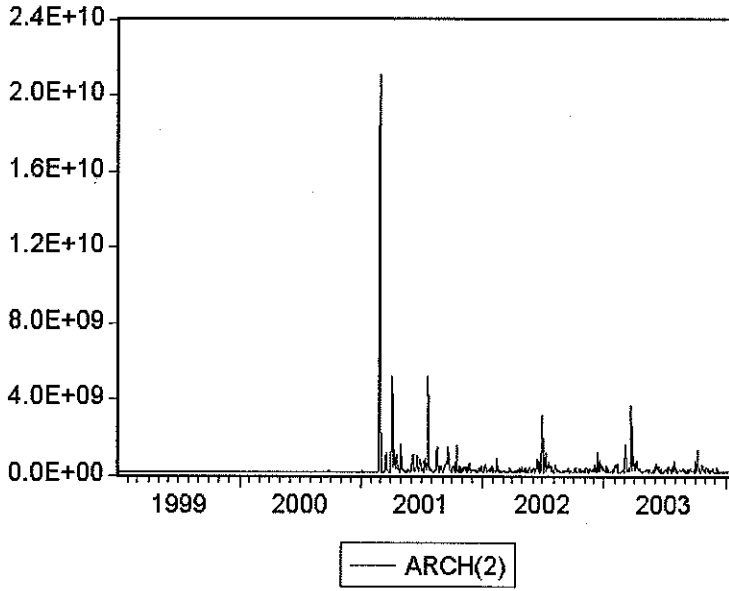
^c 0.10 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 6 incelendiğinde artıkların ortalaması 43.04539 iken, standartlaştırılmış artıkların ortalaması 0.002367 ile sıfıra yaklaştığı görülmektedir. Benzer biçimde standartlaştırılmış artıkların standart sapmasında dikkat çekici bir azalma söz konusudur.

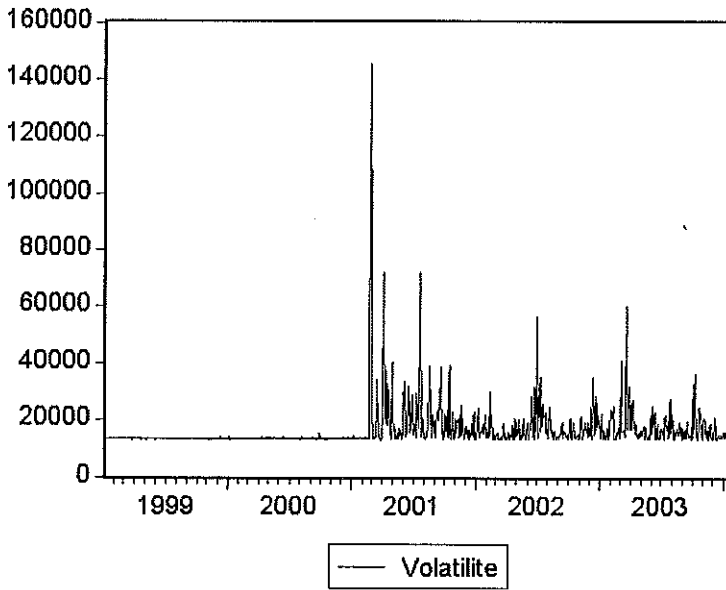
3.3. Volatilité Tahmini

Yatırımcılar açısından finansal zaman serilerinin öngörülerini oldukça önem arz etmektedir. Dolayısıyla yapılan öngörülerin başarıları, öngörü hatalarının mümkün olduğunca küçük olmasıyla ölçülmektedir. Finansal veya ekonomik zaman serileri kullanılarak tahmin edilen modellerin öngörü amacıyla kullanılması durumunda bazı zaman dönemlerinde öngörü hataları göreceli olarak daha büyük olurken, bazı zaman dönemlerinde ise göreceli olarak küçük olabilmektedir. Öngörü hatalarındaki bu oynaklık finansal piyasalarda volatilité olarak adlandırılır. Volatilitenin yüksek olduğu durumlarda değişkenlerin ortalama değerlerine göre sert hareketlerde bulunma eğiliminde olduğu gözlenmektedir. Bu durumda özellikle günlük veriler gibi yüksek frekanslı finansal ve ekonomik zaman serileri hatalarının varyansları zaman içerisinde değişmez olduğu varsayımı ihlal edilmiş olacaktır. Aslında bu gibi durumlarda öngörü varyanslarında bir tür otokorelasyon ile karşılaşmış olacaktır.

Koşullu değişen varyans modellerinin kullanılması, volatilitenin tahmin edilmesinin güvenilir olarak bulunmasına olanak sağlamaktadır. Daha önce farklı kriterler kullanılarak başarıları ölçülen ARCH(2) modelindeki koşullu değişen varyans denklemi olan $\hat{h}_t = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \hat{\alpha}_2 \varepsilon_{t-2}^2$ ile volatilitenin hesaplanması için, \hat{h}_t 'nin kare kökünün alınarak koşullu standart sapma denkleminde ulaşılması gerekmektedir. Dolayısıyla 04.01.1999-30.01.2004 yılları arasında kapsayan Euro kurunun satış değeri 1325 gözlem değeri kullanılarak tahmin edilen volatilitenin zaman içerisindeki eğilimi aşağıdaki grafiklerde gösterilmektedir.



Şekil 7: ARCH(2) Modelinin Koşullu Değişen Varyans Tahmini



Şekil 8: ARCH(2) Modeli İçin Volatilite Tahmini

Şekil 7 ile gösterilen Euro kuru satış değeri ARCH(2) modeli olarak tahmin edildikten sonra, koşullu değişen varyans denklemi kullanılarak oluşturulmuş tahmini varyans değerlerinin zaman yolu grafiğidir. Şekil 8 ise tahmin edilen varyans değerlerinin karekökünün alınması sonucu elde edilen koşullu standart sapma (volatilite) değerlerinin zaman yolu grafiğini göstermektedir. Şekil 8'de verilen volatilite serisinin cari dönemi ile farkı alınan Euro kuru satış değerinin cari dönemi arasında hesaplanan korelasyon katsayısı $r = -0.01517$ olarak bulunmuştur. Benzer biçimde volatilite serisinin bir önceki dönemi ile Euro kuru değerinin cari dönemi arasında hesaplanan korelasyon katsayısı $r = -0.0684$ olarak hesaplanmıştır. Bu değer (-0.0684) düşük ancak istatistiksel olarak anlamlı olması volatilite ile Euro satış değeri arasında ters yönlü zayıf bir ilişki olduğunu gösterir. Yani volatilite artarsa Euro satış değeri azalmaktadır. Tersisi durumda volatilite azalırsa Euro satış değeri artacaktır. Volatilite risk ölçmekte kullanıldığı için tahmin edilen volatiliteye risk olarak atıfta bulunmak olasıdır. Bu nedenle tahmin edilen risk ile Euro kuru satış değeri arasında ters yönlü bir ilişki bulunmuş olacaktır. Her ne kadar korelasyon katsayısı nedensellik yönünü göstermese de, piyasada riskin yatırımı belirlediği bilinen bir gerçektir.

SONUÇ

Özellikle yüksek frekanslı olarak adlandırılan günlük yapı gösteren finansal verileri modellemede gösterdiği başarı nedeniyle büyük ilgi gören ARCH ve GARCH modelleri, değişen varyansın sadece yatay kesit verisi sorunu olmadığını aynı zamanda zaman serisi çalışmalarında otokorelasyon ile birlikte görülebileceğini ortaya koymaktadır. Tahmin edilen modelde hem değişen varyans hem de otokorelasyon problemlerinin bir arada görülmesi durumunda ARCH etkisi sınanmalıdır.

Çalışmada, Euro kuru satış değerinin öncelikle zaman serisi özellikleri incelenmiştir. Zaman serisinin durağanlık araştırması için birim kök testleri kullanılarak, testlerin sonucunda Euro kuru satış değeri zaman serisinin yapısında birim kök olduğu, yani durağan olmadığı görülmüştür. Dolayısıyla serinin birinci farkı alınarak durağanlaştırılmıştır.

Daha sonra farkı alınmış serinin yapısına uygun olduğu düşünülen ARMA(1,1) modeli tahmin edilmiştir. ARCH-LM testi sonucunda da artıkların ARCH etkisine sahip olmadığını gösteren boş hipotez red edilmiştir. Bu nedenle zaman serisine, sekiz farklı değişen varyans model kalıbının farklı gecikme

uzunlukları denenerek değerlendirilmeye alınmıştır. Tüm model tahmin sonuçları içerisinde değerlendirme kriterleri sonucunda ARCH(2) modelinin uygun model olduğuna karar verilmiştir. ARCH(2) modelinin tahmin edilmesi sonunda modelde yer alan otokorelasyon ve değişen varyans etkisi arındırılmış ve artık volatilité tahmini olanaklı hale gelmiştir.

Volatilitenin tahmin edilmesi için ARCH(2) modelinin koşullu değişen varyans denklemi kullanılmıştır. Elde edilen Volatilité serisinin bir dönem önceki değeri ile Euro kuru satış değerinin cari değeri arasında hesaplanan korelasyon katsayısı, iki değişken arasında ters yönlü zayıf bir ilişki olduğunu göstermektedir. İki değişken arasındaki ilişkinin anlamlı olması, bir önceki dönemde volatilité yüksek değer alıyorsa (yani piyasa riski yüksek ise) yatırımcının Euroya yönelmeyeceğini gösterirken tersi durumda bir önceki dönemde volatilité düşük değer alıyorsa (yani piyasa riski düşükse) yatırımcı Euroya yönelecektir.

KAYNAKÇA

- BERNDT, E. K. ve B. H. HALL ve R. E. HALL ve J. A. HAUSMAN (1974), "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models", **Annals of Economic and Social Measurement**, 4, 653-665
- BOLLERSLEV, Tim (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", **Journal of Econometrics**, 31, s. 307-327
- BOLLERSLEV, Tim (1990), "Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Models", **The Review of Economics and Statistics**, s. 542-547
- BOLLERSLEV, Tim ve Ray Y. CHOU ve Kenneth F. KRONER (1992), "ARCH modeling in Finance, A Review of Theory and Empirical Evidence", **Journal of Econometrics**, 52, s. 5-59
- BOX, GEORGE E.P. ve Gwilym. M. JENKINS, (1976) **Time Series Analysis Forecasting and Control**, Holden-Day, San Francisco
- CAO, C. Q. ve R. S. TSAY (1992), "Nonlinear Time Series Analysis of Stock Volatilities", **Journal of Applied Econometrics**, 7, s. 165-185
- DICKEY, D. A. ve W. A. FULLER, (1979), "Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association**, 74, s. 427-431

- DICKEY, D. A. ve W. A. FULLER, (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49, s. 1057-1072
- ELLIOT, G. ve T. J. ROTHENBERG ve J. H. STOCK, (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica*, 64, s. 813-836
- ENGLE, Robert F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50, s 987-1007
- ENGLE, Robert F. ve D. M. LILIEN ve R. P. ROBINS (1987), "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model", *Econometrica*, 55, 2, s. 391-407
- FRANSES, Philip H. (1998), *Time Series Models for Business and Economic Forecasting*, Cambridge University Press, Cambridge
- GÖKÇE, Atilla (2001), "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getirilerindeki Volatilitenin ARCH Teknikleri ile Ölçülmesi", *Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 3, 1, Ankara
- GREENE, William H. (1993), *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing Co., New York
- HAMILTON, James D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton
- HARVEY, Andrew.C. (1991), *The Econometric Analysis of Time Series*, The MIT Press, Cambridge
- İŞİĞİÇOK, Erkan (1999), "Türkiye'de Enflasyonun Varyansının ARCH ve GARCH Modelleri ile Tahmini", *Uludağ Üniversitesi İİBF Dergisi*, 17, 3 , Bursa
- KIZILSU, Sabri Serkan, ve Sezgin AKSOY ve Reşat KASAP (2001), "Bazı Makro Ekonomik Zaman Dizilerinde Değişen Varyanslılığın İncelenmesi", *Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 3, 1, Ankara
- KWIATKOWSKI, D. ve P. C. B. PHILLIPS ve P. SCHMIDT ve Y. SHIN, (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of A Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, s.159-178
- LOGIN, Francois M. (1997), "The Treshold Effect in Expected Volatility: A Model Based on Symmetric Information", *Review of Financial Studies*, 10, 3, s. 837-869
- MILLS, Terence C. (1999), *The Econometric Modeling of Financial Time Series*, Cambridge University Pres, Cambridge
- NELSON, Daniel B. (1991), "Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 59, 2, s. 347-370
- NG, S. ve P. PERRON, (1995), "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag", *Journal of the American Statistical Association*, 90, s. 268-281
- NG, S. ve P. PERRON, (2001) "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, 69, s. 1519-1554
- PERRON, P. ve S. NG, (1996), "Useful Modifications to Some Unit Root Tests with Dependent Errors and Their Local Asymptotic Properties", *The Review of Economic Studies*, July 1996, 63, s. 435-463
- TSAY, Ruey S. (2002), *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley, New York