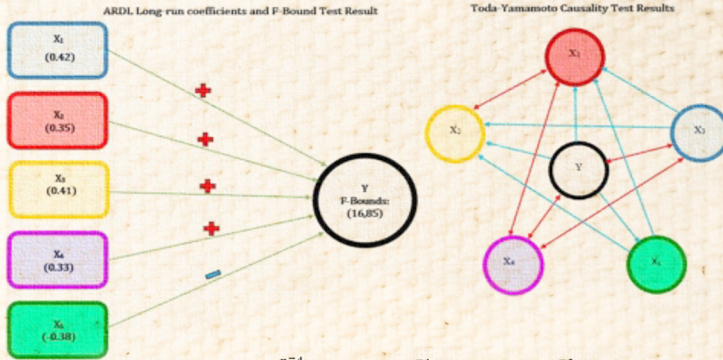


ARDL VE NARDL EŞBÜTÜNLEŞME ANALİZLERİ: ADIM ADIM EVIEWS UYGULAMASI



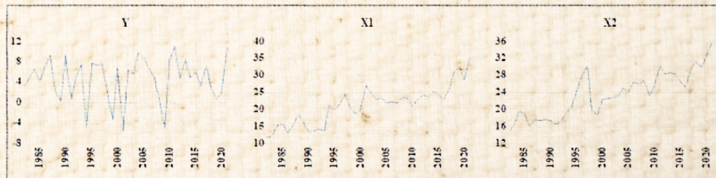
$$\Delta \ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \text{dum1} + \beta_2 \text{dum2} + \sum_{i=1}^{p=4} \beta_{3i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{r=1} \beta_{4j} \Delta \ln X_{1t-j} + \sum_{k=0}^{s=0} \beta_{5k} \Delta \ln X_{2t-k} + \sum_{l=0}^{t=3} \beta_{6l} \Delta \ln X_{3t-l} + \alpha_1 \ln Y_{t-1} + \alpha_2 \ln X_{1t-1} + \alpha_3 \ln X_{2t-1} + \alpha_4 \ln X_{3t-1} + \mu_t$$

$$\Delta \ln Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^i \beta_{2i} \Delta \ln X_{1t-i}^+ + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta \ln X_{1t-i}^- + \alpha_1 \ln Y_{t-1} + \alpha_2 \ln X_{1t-1}^+ + \alpha_3 \ln X_{1t-1}^- + \mu_t$$

$$\ln X_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \Delta \ln X_{1i}^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta \ln X_{1i}, 0) \quad \ln X_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \Delta \ln X_{1i}^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta \ln X_{1i}, 0)$$

$$H_0 = \frac{\alpha_2}{-\alpha_1} = \frac{\alpha_3}{-\alpha_1}; H_A = \frac{\alpha_2}{-\alpha_1} \neq \frac{\alpha_3}{-\alpha_1}$$

$$H_0 = \sum_{i=0}^b \beta_{2i} = \sum_{i=0}^c \beta_{3i}; H_0 = \sum_{i=0}^b \beta_{2i} \neq \sum_{i=0}^c \beta_{3i}$$



SERKAN GÖKSU

ALİ BALKI

Genel Yayın Yönetmeni / Editor in Chief • C. Cansın Selin Temana

Kapak & İç Tasarım / Cover & Interior Design • Serüven Yayınevi

Birinci Basım / First Edition • © Ekim 2023

ISBN • 978-625-6760-35-6

© copyright

Bu kitabın yayın hakkı Serüven Yayınevi'ne aittir.

Kaynak gösterilmeden alıntı yapılamaz, izin almadan hiçbir yolla çoğaltılamaz.

The right to publish this book belongs to Serüven Publishing. Citation can not be shown without the source, reproduced in any way without permission.

Serüven Yayınevi / Serüven Publishing

Türkiye Adres / Turkey Address: Kızılay Mah. Fevzi Çakmak 1. Sokak

Ümit Apt No: 22/A Çankaya/ANKARA

Telefon / Phone: 05437675765

web: www.seruvenyayinevi.com

e-mail: seruvenyayinevi@gmail.com

Baskı & Cilt / Printing & Volume

Sertifika / Certificate No: 47083

ÖN SÖZ

Veri ve istatistik bilimi tarihsel süreç içerisinde bilimsel arařtırmalardan elde edilen sonuçları daha anlamlı ve güvenilir kılmada önemli görevler üstlenmiştir. Bu kitap son yıllarda uygulamalı arařtırmalarda oldukça sık kullanılan zaman serisi analiz yöntemlerinden ARDL, A-ARDL ve NARDL eşbütünleşme testleri ile Toda-Yamamoto nedensellik testlerinin adım adım anlatıldığı bir uygulama kitabıdır. Kitaptaki anlatım ve akış daha önce hiç Eviews paket programı kullanmamış kişilere göre kurgulanmıştır. Bu kitap bilimsel bir merakın ürünü olmanın ötesinde uygulamalı ekonometri yöntemlerini kullanan arařtırmacılar için yol gösterici/rehber olma amacını taşımaktadır. Bunun yanı sıra kitabın, alanın en iyisi olma gibi bir iddiası yoktur. Bu kitabın, uygulamalı çalışmaların niteliğini ve niceliğini artırmaya yardımcı olarak literatüre katkı sağlaması beklenmektedir.

Bu kitapla herhangi bir kâr amacı güdülmemiş olup kitap açık erişim olarak arařtırmacıların dikkatine sunulmuştur. Kitabın ilk baskısı olması nedeniyle gözden kaçan hataların tarafımıza bildirilmesinden memnuniyet duyacağımızı belirtmek isteriz. Her geri bildirim için takip eden baskılarda bu kitabı daha iyi noktalara taşıyacağına inanıyoruz. Bu süreçte bize destek olan ve yardımlarını esirgemeyen değerli hocalarımıza ve Öğr. Grv. Dr. Erhan Çelik'e teşekkürü bir borç biliriz.

Serkan Göksu - Ali Balkı

Afyonkarahisar

İÇİNDEKİLER

ÖN SÖZ.....	3
İÇİNDEKİLER.....	4
ŞEKİLLER LİSTESİ.....	7
TABLolar LİSTESİ	12
GİRİŞ.....	13

1. BÖLÜM

VERİLERİN HAZIRLANMASI

1.1. Verilerin Manuel Olarak İşlenmesi	15
1.2. Verilerin Transfer Edilmesi	17
1.3. Verilerin Reelleştirilmesi.....	18
1.3.1. Yüzsdesel Değişkenlerin Reelleştirilmesi	18
1.3.2. Yüzsdesel Olmayan Değişkenlerin Reelleştirilmesi	20
1.4. Verilerin Logaritmalarının Alınması	20
1.5. Verilerin Mevsimsel Etkilerden Arındırılması	22
1.6. Verilerin Grafiklerinin Çizilmesi.....	22

2. BÖLÜM

TANIMLAYICI/BETİMLEYİCİ İSTATİSTİKLER

2.1. Excel’de Tanımlayıcı İstatistiklerin Oluşturulması	25
2.2. Eviews’te Tanımlayıcı İstatistiklerin Oluşturulması	27

3. BÖLÜM

KORELASYON MATRİSİ

3.1. Excel’de Korelasyon Matrisi Oluşturma Aşamaları.....	31
3.2. Eviews’te Korelasyon Matrisi Oluşturma Aşamaları	33

4. BÖLÜM

BİRİM KÖK TESTLERİ

4.1. Geleneksel Birim Kök Testleri.....	37
4.1.1. ADF Birim Kök Testi	38
4.1.2. PP Birim Kök Testi.....	43
4.1.3. KPSS Birim Kök Testi	44

4.1.4. ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testlerinin Toplu Olarak Raporlanması.....	46
4.2. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri.....	49
4.2.1. Zivot-Andrews (ZA) Birim Kök Testi.....	49
4.2.2. Lee-Strazicich (LS) Birim Kök Testi	53

5. BÖLÜM

ARDL EŞBÜTÜNLEŞME YÖNTEMİ

5.1. Yönteme Karar Verme.....	56
5.2. Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi ve Trend Spesifikasyonlarının Seçimi.....	57
5.3. Eşbütünleşmenin Sınanması: Sınır (Bounds) Testlerinin Uygulanması	62
5.4. Uzun Dönemli Katsayıların Tahmini	67
5.5. Kısa Dönemli Katsayıların Tahmini.....	68

6. BÖLÜM

NARDL EŞBÜTÜNLEŞME YÖNTEMİ

6.1. NARDL Yöntemi: Ampirik Formülasyon.....	79
6.2. NARDL Yönteminin Eviews Uygulaması	80
6.3. Eşbütünleşmenin Sınanması: Sınır (Bounds) Testlerinin Uygulanması	83
6.4. Uzun Dönemli Katsayıların Tahmini	85
6.5. Uzun Dönem Asimetrik İlişkilerin Test Edilmesi: Wald Testi Uygulaması.....	86
6.6. Kısa Dönem Asimetrik İlişkilerin Test Edilmesi: Wald Testi Uygulaması.....	92
6.7. NARDL Yönteminde Tanısal Testler.....	94
6.7.1. Normallik Testi.....	94
6.7.2. Otokorelasyon Testi.....	95
6.7.3. Değişen Varyans (Farklı Yayılım, Heteroskedasticity)Testi.....	95
6.7.4. Fonksiyonel Form (Biçim) Testi	96
6.7.5. CUSUM ve CUSUM ² Grafikleri.....	97

7. BÖLÜM

TODA-YAMAMOTO NEDENSELLİK TESTİ

7.1. Tanısal testler.....	102
7.2. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi.....	105

8. BÖLÜM

ARDL ÖRNEK UYGULAMA ADIMLARI

1.Adım: Verilerin Transferi.....	121
2.Adım: Tanımlayıcı/Betimleyici/Özet İstatistikler	122
3.Adım: Korelasyon matrisi	123
4.Adım: Zaman Yolu Grafiklerin Oluşturulması.....	125
5.Adım: Birim Kök Testleri.....	125
6.Adım: ARDL Sınır Testlerinin Uygulanması.....	127
7.Adım: ARDL Uzun ve Kısa Dönem Katsayılar	128
8.Adım: ARDL Diagnostik/Tanısal Testlerin Uygulanması	130

9. BÖLÜM

NARDL ÖRNEK UYGULAMA ADIMLARI

1.Adım: NARDL Sınır Testlerinin Uygulanması.....	136
2.Adım: NARDL Uzun Dönemli Katsayıların Elde Edilmesi.....	138
3.Adım: Uzun Dönemli Asimetrik İlişkilerin Test Edilmesi: Wald Testi Uygulanması.....	140
4.Adım: Kısa Dönemli Asimetrik İlişkilerin Test Edilmesi: Wald Testi Uygulanması.....	142
5.Adım: NARDL Diagnostik/Tanısal Testlerin Uygulanması	144
KAYNAKÇA	149

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1.1. Verilerin Eviews Paket Programına Aktarılması: Birinci Adım	15
Şekil 1.2. Verilerin Eviews Paket Programına Aktarılması: İkinci Adım	16
Şekil 1.3. Verilerin Eviews Paket Programına Aktarılması: Üçüncü Adım	17
Şekil 1.4. Örnek Veri Seti.....	17
Şekil 1.5. Excel’de Reel Getirinin Hesaplanması.....	19
Şekil 1.6. Excel’de Verilerin Reelleştirilmesi: Örnek Uygulama.....	20
Şekil 1.7. Excel’de Logaritmik Dönüşüm İşleminin Uygulanması	21
Şekil 1.8. Eviews Logaritma Alma Örnek Uygulaması	21
Şekil 1.9. Eviews Mevsimsel Etkilerden Arındırma İşlemi.....	22
Şekil 1.10. Eviews Tekli Grafik Oluşturma Aşamaları	23
Şekil 1.11. Eviews Çoklu Grafik Oluşturma Aşamaları	24
Şekil 2.1. Veri Çözümleme Sekmesinin Eklenmesi	25
Şekil 2.2. Veri Çözümleme Araçlarının Eklenmiş Hali.....	26
Şekil 2.3. Tanımlayıcı İstatistiklerin Hesaplanma Aşamaları.....	26
Şekil 2.4. Excel Tanımlayıcı İstatistik Tablosu	27
Şekil 2.5. Eviews Tanımlayıcı İstatistik Tablosu	28
Şekil 2.6. Eviews Ortak Gözleme Göre Tanımlayıcı İstatistik Tablosu	28
Şekil 2.7. Eviews Değişken Odaklı Tanımlayıcı İstatistik Tablosu	29
Şekil 2.8. Tek Değişken İçin Eviews Tanımlayıcı İstatistik Tablosu.....	29
Şekil 3.1. Korelasyon Penceresinin Açılması.....	32
Şekil 3.2. Korelasyon Penceresi	32
Şekil 3.3. Excel Korelasyon Matrisi Tablosu	33
Şekil 3.4. Eviews Korelasyon Matrisi Oluşturma: Birinci Adım	33
Şekil 3.5. Eviews Korelasyon Matrisi Oluşturma: İkinci Adım	34
Şekil 3.6. Eviews Korelasyon Matrisi Tablosu	34
Şekil 3.7. Eviews Saçılım Grafiği: Birinci Adım	35
Şekil 3.8. Eviews Saçılım Grafiği: İkinci Adım	36
Şekil 3.9. Eviews Saçılım Grafiği	36
Şekil 4.1. ADF Birim Kök Testi: Birinci Adım.....	38
Şekil 4.2. Düzeyde Sabitli ADF Birim Kök Testi Seçim Prosedürü	39
Şekil 4.3. Düzeyde, Sabitli ADF Birim Kök Test Sonucu	39
Şekil 4.4. Düzeyde Trendli ve Sabitli ADF Birim Kök Testi Seçim Prosedürü	40
Şekil 4.5. Düzeyde, Trendli ve Sabitli ADF Birim Kök Test Sonucu	40
Şekil 4.6. Düzeyde Trendsiz ve Sabitsiz ADF Birim Kök Testi Seçim Prosedürü.....	41
Şekil 4.7. Düzeyde Trendsiz ve Sabitsiz ADF Birim Kök Testi Sonucu	41
Şekil 4.8. Birinci Farkta ADF Birim Kök Testi Seçim Prosedürü	42
Şekil 4.9. Birinci Farkta ADF Birim Kök Testi Sonuçları (Tüm Modeller İçin)	43

Şekil 4.10. Düzeyde Sabitli PP Birim Kök Testi Seçim Prosedürü.....	44
Şekil 4.11. Düzeyde KPSS Birim Kök Test Sonuçları.....	45
Şekil 4.12. “Urall” Eklentisini Yükleme: Birinci Adım.....	46
Şekil 4.13. “Urall” Eklentisini Yükleme: İkinci Adım.....	46
Şekil 4.14. “Urall” Eklentisi Ekran Görüntüsü.....	47
Şekil 4.15. “Urall” Veri Girişi ve Test Seçimi	47
Şekil 4.16. Tüm Değişkenlerin Düzeyde ve Birinci Farkında ADF Test Sonuçları.....	48
Şekil 4.17. Tüm Değişkenlerin Düzeyde ve Birinci Farkında PP Test Sonuçları	48
Şekil 4.18. Tüm Değişkenlerin Düzeyde ve Birinci Farkında KPSS Test Sonuçları.....	49
Şekil 4.19. Zivot-Andrews Testi: Birinci Adım	50
Şekil 4.20. Zivot-Andrews Testi: İkinci Adım	50
Şekil 4.21. Düzeyde Zivot-Andrews Test Sonuçları	50
Şekil 4.22. Birinci Derece Fark Alma İşlemi	51
Şekil 4.23. Birinci Farkta Zivot-Andrews Test Sonuçları	52
Şekil 4.24. LS Birim Kök Testi: Birinci Adım.....	53
Şekil 4.25. LS Birim Kök Testi: İkinci Adım.....	53
Şekil 4.26. Düzeyde LS Birim Kök Test Sonucu	54
Şekil 4.27. Birinci Farkta LS Test Sonucu	54
Şekil 5.1. ARDL Denklemi Oluşturma	58
Şekil 5.2. ARDL Metodunun Seçimi.....	59
Şekil 5.3. ARDL Spesifikasyonlarının Belirlemesi	60
Şekil 5.4. ARDL Model Belirleme İşlemleri: Birinci Adım.....	60
Şekil 5.5. ARDL Model Belirleme İşlemleri: AIC.....	61
Şekil 5.6. ARDL Model Belirleme İşlemleri: AIC, SC, BIC ve HQ.....	61
Şekil 5.7. <i>F-Bounds</i> ve <i>t-Bounds</i> Testi: Birinci Adım.....	64
Şekil 5.8. <i>F-Bounds</i> ve <i>t-Bounds</i> Testi Sonuçları.....	64
Şekil 5.9. Augmented ARDL <i>Exogenous F-Bounds</i> Testi: Birinci Adım.....	65
Şekil 5.10. Augmented ARDL <i>Exogenous F-Bounds</i> Testi: İkinci Adım.....	66
Şekil 5.11. Augmented ARDL <i>Exogenous F-Bounds</i> Test Sonuçları	66
Şekil 5.12. ARDL Uzun Dönemli Tahmin Sonuçları.....	67
Şekil 5.13. ARDL Kısa Dönemli Katsayıların Tahmini: Birinci Adım.....	69
Şekil 5.14. ARDL Kısa Dönemli Katsayıların Tahmin Sonuçları.....	69
Şekil 5.15. Jarque-Bera Testi: Birinci Adım	71
Şekil 5.16. Jarque-Bera Test Sonucu.....	71
Şekil 5.17. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: Birinci Adım.....	72
Şekil 5.18. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test Sonucu	73
Şekil 5.19. Breusch-Pagan-Godfrey Testi: Birinci Adım.....	73
Şekil 5.20. Breusch-Pagan-Godfrey Test Sonucu	74

Şekil 5.21. ARCH Değişen Varyans Testi: Birinci Adım	74
Şekil 5.22. ARCH Değişen Varyans Test Sonucu.....	75
Şekil 5.23. Ramsey RESET Test: Birinci Adım.....	75
Şekil 5.24. Ramsey RESET Test Sonucu	76
Şekil 5.25. CUSUM ve CUSUM ² Grafiklerini Oluşturma: Birinci Adım.....	76
Şekil 5.26. CUSUM ve CUSUM ² Grafikleri	77
Şekil 6.1. NARDL Eklentisinin Yüklenmesi.....	81
Şekil 6.2. NARDL Tahmini: Birinci Adım	82
Şekil 6.3. NARDL Tahmini: İkinci Adım	83
Şekil 6.4. NARDL Tahmini: Üçüncü Adım	83
Şekil 6.5. NARDL Eşbütünleşme Testi: Birinci Adım.....	84
Şekil 6.6. <i>F-Bounds</i> Test ve <i>t-Bounds</i> Test Sonuçları	84
Şekil 6.7. NARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları	86
Şekil 6.8. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: Birinci Adım	87
Şekil 6.9. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: İkinci Adım	87
Şekil 6.10. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: Üçüncü Adım.....	88
Şekil 6.11. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: Dördüncü Adım	88
Şekil 6.12. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: Beşinci Adım	89
Şekil 6.13. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: Altıncı Adım	89
Şekil 6.14. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: Yedinci Adım.....	90
Şekil 6.15. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: Sekizinci Adım	90
Şekil 6.16. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: Dokuzuncu Adım.....	91
Şekil 6.17. Uzun Dönem Wald Testi Veri Girişi.....	91
Şekil 6.18. Uzun Dönem Wald Testi Sonuçları.....	92
Şekil 6.19. Kısa Dönem Wald Testi Veri Girişi	93
Şekil 6.20. Kısa Dönem Wald Testi Sonuçları	93
Şekil 6.21. Jarque-Bera Test Sonucu.....	94
Şekil 6.22. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Testi Sonucu.....	95
Şekil 6.23. Breusch-Pagan-Godfrey Testi Sonucu	95
Şekil 6.24. ARCH Değişen Varyans Testi Sonucu.....	96
Şekil 6.25. Ramsey RESET Testi Sonucu	96
Şekil 6.26. CUSUM Grafiği	97
Şekil 6.27. CUSUM ² Grafiği.....	97
Şekil 7.1. VAR Spesifikasyonlarının Belirlenmesi	100
Şekil 7.2. Optimum Gecikme Uzunluğunun Tespiti: Birinci Adım	101
Şekil 7.3. Optimum Gecikme Uzunluğu Sonucu.....	102
Şekil 7.4. AR Roots Graph / Table Oluşturma	103
Şekil 7.5. AR Roots Graph / Table Sonuçları.....	103
Şekil 7.6. Otokorelasyon Sınamasının Yapılması	104
Şekil 7.7. Otokorelasyon Sınaması Sonuçları.....	104
Şekil 7.8. Normallik Sınaması.....	105

Şekil 7.9. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi: Birinci Adım	106
Şekil 7.10. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi: İkinci Adım	106
Şekil 7.11. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi: Üçüncü Adım	107
Şekil 7.12. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonucu.....	107
Şekil 7.13. Wald Testi: Birinci Adım ($X_1 \Rightarrow Y$)	108
Şekil 7.14. Wald Testi: İkinci Adım ($X_1 \Rightarrow Y$)	108
Şekil 7.15. Wald Testi Sonucu ($X_1 \Rightarrow Y$)	109
Şekil 7.16. Wald Testi: Serbestlik Derecesi 2'ye Göre Olasılık Değeri Hesaplama ($X_1 \Rightarrow Y$)	109
Şekil 7.17. Wald Testi: Birinci Adım ($X_2 \Rightarrow Y$).....	110
Şekil 7.18. Wald Testi Sonucu ($X_2 \Rightarrow Y$)	111
Şekil 7.19. Wald Testi: Serbestlik Derecesi 2'ye Göre Olasılık Değeri Hesaplama ($X_2 \Rightarrow Y$)	111
Şekil 7.20. Wald Testi: Birinci Adım ($Y \Rightarrow X_1$).....	112
Şekil 7.21. Wald Testi Sonucu ($Y \Rightarrow X_1$)	113
Şekil 7.22. Wald Testi: Serbestlik Derecesi 2'ye Göre Olasılık Değeri Hesaplama ($Y \Rightarrow X_1$)	113
Şekil 7.23. Wald Testi: Birinci Adım ($X_2 \Rightarrow X_1$).....	114
Şekil 7.24. Wald Testi Sonucu ($X_2 \Rightarrow X_1$)	115
Şekil 7.25. Wald Testi: Serbestlik Derecesi 2'ye Göre Olasılık Değeri Hesaplama ($X_2 \Rightarrow X_1$).....	115
Şekil 7.26. Wald Testi: Birinci Adım ($Y \Rightarrow X_2$).....	116
Şekil 7.27. Wald Testi Sonucu ($Y \Rightarrow X_2$)	117
Şekil 7.28. Wald Testi: Serbestlik Derecesi 2'ye Göre Olasılık Değeri Hesaplama ($Y \Rightarrow X_2$)	117
Şekil 7.29. Wald Testi: Birinci Adım ($X_1 \Rightarrow X_2$).....	118
Şekil 7.30. Wald Testi Sonucu ($X_1 \Rightarrow X_2$).....	119
Şekil 7.31. Wald Testi: Serbestlik Derecesi 2'ye Göre Olasılık Değeri Hesaplama ($X_1 \Rightarrow X_2$).....	119
Şekil 8.1. Verilerin Excel Paket Programında Hazırlanması.....	121
Şekil 8.2. Tanımlayıcı/Betimleyici/Özet İstatistikler	122
Şekil 8.3. Korelasyon Matrisi	123
Şekil 8.4. Saçılım Grafiği	124
Şekil 8.5. Değişkenlere İlişkin Zaman Yolu Grafikleri.....	125
Şekil 8.6. ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları Ekran Görüntüsü	125
Şekil 8.7. <i>F-Bounds</i> Test ve <i>t-Bounds</i> Test Sonuçları.....	127
Şekil 8.8. ARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları Ekran Görüntüsü.....	128
Şekil 8.9. ARDL Kısa Dönem Tahmin Sonuçları Ekran Görüntüsü	129
Şekil 8.10. Jarque-Bera Test Sonucu.....	131
Şekil 8.11. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test Sonucu	132
Şekil 8.12. Breusch-Pagan-Godfrey Test Sonucu	132

Şekil 8.13. ARCH Değişen Varyans Test Sonucu.....	133
Şekil 8.14. Ramsey RESET Testi Sonucu	133
Şekil 8.15. CUSUM ve CUSUM ² grafikleri.....	134
Şekil 9.1. NARDL Sınır Testi: Birinci Adım	137
Şekil 9.2. <i>F-Bounds Test</i> ve <i>t-Bounds Test</i> Sonuçları	137
Şekil 9.3. NARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları Ekranı	139
Şekil 9.4. Jarque-Bera Test Sonucu.....	144
Şekil 9.5. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test Sonucu	145
Şekil 9.6. Breusch-Pagan-Godfrey Test Sonucu	145
Şekil 9.7. ARCH Değişen Varyans Test Sonucu.....	146
Şekil 9.8. Ramsey RESET Test Sonucu	146
Şekil 9.9. CUSUM ve CUSUM ² Grafikleri.....	147

TABLULAR LİSTESİ

Tablo 5.1. Değişkenlerin I(0) ve/veya I(1) Olduğu Durumlarda Yönteme Karar Verme	57
Tablo 8.1. Tanımlayıcı/Betimleyici/Özet İstatistik Tablosu.....	123
Tablo 8.2. Korelasyon Matrisi Tablosu	124
Tablo 8.3. ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları	126
Tablo 8.4. ARDL Eşbütünleşme Testi Sonuçları	128
Tablo 8.5. ARDL Kısa ve Uzun Dönem Tahmin Sonuçları.....	129
Tablo 8.6. ARDL Tanısal Test Sonuçları	134
Tablo 9.1. NARDL Eşbütünleşme Testi Sonuçları	138
Tablo 9.2. NARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları	139
Tablo 9.3. NARDL Kısa ve Uzun Dönem Wald Testi Sonuçları.....	144
Tablo 9.4. NARDL Tanısal Test Sonuçları	147

GİRİŞ

İktisat, istatistik ve matematik disiplinlerinin birleşimi olarak tanımlanabilecek ekonometri bilimi, kullandığı yöntemler açısından politika yapıcılara ve uygulayıcılara oldukça değerli bilgiler sunmaktadır. Bu kapsamda kitap, zaman serisi analiz yöntemlerinden ARDL, A-ARDL ve NARDL eşbütünleşme testleri ile Toda-Yamamoto nedensellik testlerine odaklanmaktadır. EvIEWS uygulama aşamalarının adım adım anlatılmaya çalışıldığı bu kitap dokuz bölümden oluşmaktadır.

İlk bölüm, verilerin analizlere hazır hale getirilmesi ile ilgili olup verilerin farklı yöntemler kullanarak EvIEWS paket programına aktarılmasını, verilerin reelleştirilme süreçlerini, logaritmik dönüşüm işlemlerinin uygulanmasını, mevsimsel etkilerden arındırma işlemlerini ve grafiklerin oluşturulma süreçlerini kapsamaktadır. İkinci bölümde, tanımlayıcı ya da betimleyici istatistik tablolarının oluşturulmasına ve yorumlanmasına ilişkin ayrıntılı bilgiler sunulmuştur. Üçüncü bölümde, korelasyon matrisinin oluşturulma aşamaları anlatılarak korelasyon katsayıları yorumlanmıştır.

Dördüncü bölümde ise kullanılacak yöntemle karar vermede ve sahte regresyon sorununu ekarte etmede değerli bilgiler sunan birim kök testlerinin uygulama aşamaları anlatılmıştır. Bu bölümde literatürde geleneksel hale gelmiş ADF, PP ve KPSS birim kök testlerinin yanında yapısal kırılmaları da dikkate alan kırılmalı birim kök testlerinden LS ve ZA birim kök testlerinin uygulama aşamaları aktarılmış ve sonuçların nasıl değerlendirilebileceği üzerinde durulmuştur.

Beşinci bölümde bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki dinamik etkileşimlerin modellenmesine ve değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin anlaşılmasına yardımcı olan ARDL yöntemi ayrıntılı bir şekilde ele alınmıştır. Ayrıca ARDL yönteminin modifiye edilmiş hali olarak tanımlanabilecek ve nispeten yeni bir yöntem olan A-ARDL yönteminin uygulama adımları da aktarılmıştır. Bu bölümde ilk olarak adı geçen yöntemlerin seçiminde dikkat edilmesi gereken hususların neler olduğu, eşbütünleşme testlerinin, kısa ve uzun dönem katsayı tahminlerinin ve diagnostik/tanısal testlerin nasıl yapılacağı ve elde edilen sonuçların nasıl yorumlanacağı açıklanmıştır.

Altıncı bölümde değişkenler arasındaki saklı eşbütünleşmeleri ortaya çıkarmaya yardımcı olan asimetrik yöntemlerden NARDL analiz yöntemi üzerinde durulmuştur. Bu bölümde ilk olarak hangi durumlarda bu yöntemin tercih edilmesi gerektiğine ilişkin gerekçeler açıklanmış olup daha sonra uygulama adımları ayrıntılı bir şekilde sunulmuştur. Kurgu olarak ARDL yöntemindeki aşamalar takip edilmiştir.

Yedinci bölümde ise diğer nedensellik yöntemlerine göre daha esnek bir yöntem olan Toda-Yamamoto nedensellik analizi ele alınmıştır. Yöntemin metodolojik sunumunun ardından uygulama adımları ayrıntılı bir şekilde sunulmuş olup elde edilen katsayıların ve nedensellik ilişkilerinin nasıl yorumlanacağına ilişkin açıklamalar yapılmıştır.

Sekizinci ve dokuzuncu bölümde ise örnek bir model üzerinden kitapta bölümler halinde anlatılan hususların tamamının işletildiği ARDL ve NARDL uygulama adımları yer almaktadır.

1. BÖLÜM

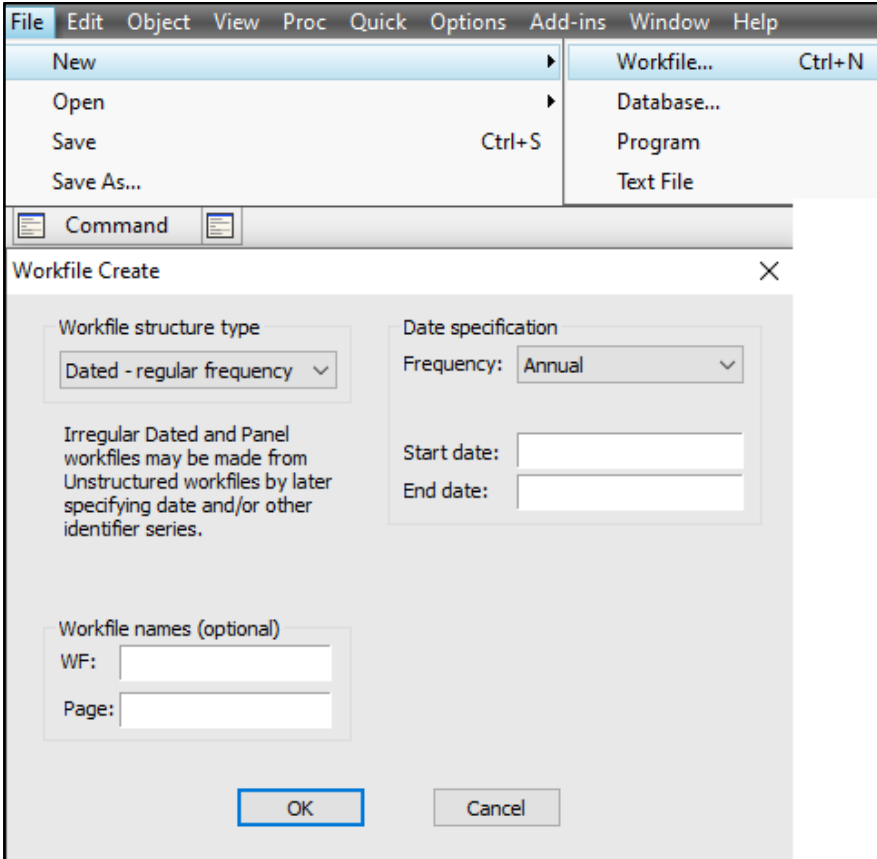
VERİLERİN HAZIRLANMASI

Verilerin Eviews paket programına aktarılmasında kullanılacak farklı yöntemler vardır. Bu yöntemlerden ilki verilerin manuel olarak işlenmesi yöntemidir. Ancak bu yöntemin operasyonel hata yapma riski gibi bazı dezavantajları bulunmaktadır. Bu yüzden verilerin programa aktarılmasında transfer yönteminin kullanılması daha uygun olacaktır.

1.1. Verilerin Manuel Olarak İşlenmesi

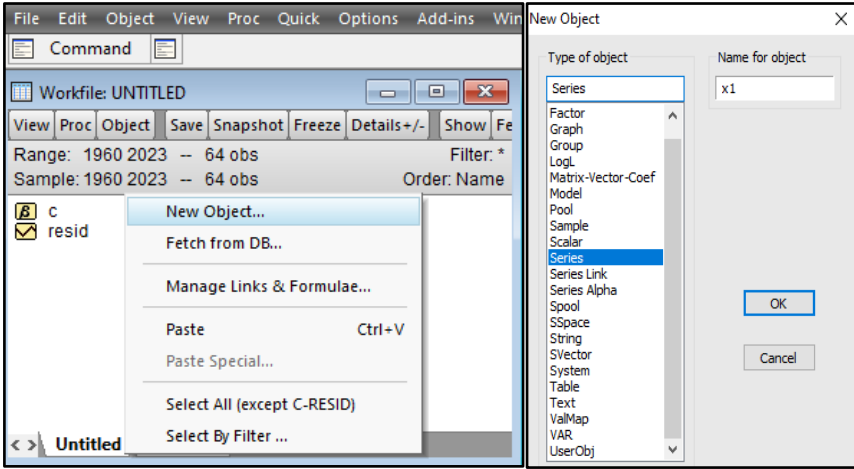
- Eviews programı açıldığında ekranın sol üst köşesinde bulunan “File ⇒ New ⇒ Workfile” sekmesi işaretlenerek ya da “Ctrl + N” kısa yol kombinasyonu ile de Şekil 1.1’deki ekran açılabilir.

Şekil 1.1. Verilerin Eviews Paket Programına Aktarılması: Birinci Adım



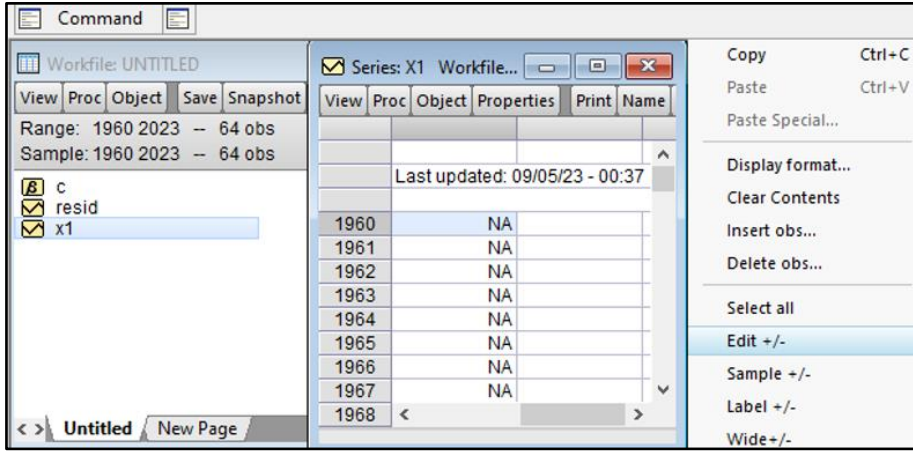
- Açılan ekranda yer alan “Workfile structure type” kısmında düzenli frekans aralıklarının olduğu veriler için “Dated-regular frequency” seçeneği, yapılandırılmamış düzenli frekans aralıklarının olmadığı durumlarda ise “unstructured/undated” seçeneği işaretlenir. Panel veri analizi yöntemiyle çalışılacaksa ve dengeli (gözlem değerleri tam olan) bir panel kullanılacaksa “Balanced Panel” seçeneği işaretlenir. Bu çalışma kapsamında zaman serisi analiz yöntemlerine ilişkin açıklamalar yapılacağından uygulamalı örneklerde “Dated-regular frequency” seçeneği işaretlenmiştir.
- Frequency kısmından çalışma kapsamındaki veriler yıllık ise “Annual”, çeyreklik ise “Quarterly”, aylık ise “Monthly”, haftalık ise “Weekly”, günlük ise “Daily-5 day week veya Daily-7 day week” vb. seçeneklerden uygun olanı seçilir.
- Uygun başlangıç ve bitiş tarihleri yazılıp “OK” sekmesi tıklanır.
- Aşağıda Şekil 1.2’de görüldüğü üzere açılan ana ekranda sağ tıklanıp “New Object” sekmesi işaretlenir. Buradan “Series” seçilip “Name for object” kısmına serinin ismi yazılır ve “OK” sekmesi tıklanır. Ayrıca aynı işlem üst tarafta yer alan “Object” kısmından da gerçekleştirilebilir.

Şekil 1.2. Verilerin Eviews Paket Programına Aktarılması: İkinci Adım



- Yeni gelen X_1 serisi çift tıklanıp gözlem değerleri boş (NA) ve korumalı olarak açılacaktır.
- Açılan X_1 serisi sağ tıklanıp “Edit +/-” sekmesi işaretlendiğinde pasif olan hücreler düzenlenebilir hale gelecektir.
- Veriler aşağıda Şekil 1.3’te görüldüğü üzere ister klavyeden manuel olarak yazılabilir istenirse de kopyalanıp yapıştırılabilir.

Şekil 1.3. Verilerin Eviews Paket Programına Aktarılması: Üçüncü Adım



1.2. Verilerin Transfer Edilmesi

Verilerin manuel oluşturulması zaman kaybına ve operasyonel hatalara neden olabilir. Bu yüzden daha farklı yöntemler kullanılabilir. Bu yöntemlerden en pratiği verilerin Excel'den Eviews programına aktarılması ya da transfer edilmesidir. Aşağıda Şekil 1.4'te örneği sunulan Excel paket programında ilk sütunda tarih verisinin ardından bağımlı ve bağımsız değişkenlerin yer aldığı sütun başlıklarında Türkçe karakterlerin ve boşlukların olmadığı veriler için bu yöntem şu şekilde işletilebilir:

Şekil 1.4. Örnek Veri Seti

The screenshot shows an Excel spreadsheet with the following data:

	A	B	C	D
1	tarih	y	x1	x2
2	2005	61,936,598.00	117.48	52,720,224.15
3	2006	72,162,564.00	128.76	56,045,691.36
4	2007	77,674,822.00	140.03	55,469,799.15
5	2008	83,380,932.00	154.66	53,913,861.64
6	2009	107,051,398.00	164.32	65,146,802.85
7	2010	133,884,898.00	178.40	75,047,588.57

- Verilerin içerisinde olduğu Excel dosyası sağ tıklanır.
- “Birlikte aç” sekmesinden Eviews programı seçilir.

- Ardından sırasıyla üç kez “sonraki” butonu, “Finish” ve “No” seçenekleri tıklanır.

Böylece veriler Eviews programına aktarılmış olur. Benzer biçimde bir başka yöntem de şu şekildedir:

- Eviews programında açılan ekranın sol üst köşesinde bulunan “File ⇒ Import ⇒ Import form file” sekmeleri işaretlenir.
- Açılan ekranda “Dosya adı” penceresinden Excel dosyası bulunarak “Aç” seçeneği tıklanır.
- Ardından sırasıyla üç kez “sonraki” butonu, “Finish” ve “No” seçenekleri tıklanır.

Veriler bu şekilde de Eviews programına aktarılabilir. Bu sürecin her defasında işletilmemesi için verilerin kaydedilmesi araştırmacıya zaman kazandıracaktır. Verilerin Eviews dosyası olarak kaydedilmesi için aşağıdaki adımlar izlenmelidir:

- Eviews ana ekranındayken “File ⇒ Save As” sekmesi işaretlenir.
- Açılan ekranda kaydedilmek istenen yer seçilerek “Kaydet” seçeneği tıklanır.
- Böylece “.wfl” uzantılı Eviews Workfile dosyası kaydedilmiş olur. Bundan sonra “.wfl” uzantılı bu dosyaya çift tıklanarak veya sağ tıklayıp “birlikte aç” sekmesinden Eviews işaretlenerek kolayca açılabilir.

1.3. Verilerin Reelleştirilmesi

Uygulanacak analiz yöntemlerinin tamamında, analize başlamadan önce verilerin analizlere uygun hale getirilmesi gerekmektedir. Bu amaç doğrultusunda ilk olarak verilerin deflate edilmesi ya da reelleştirilmesi işlemi üzerinde durulacaktır. Verilerin reel olarak analizlere dahil edilmesi önemlidir çünkü fiyat artışlarının etkisini bünyelerinde barındıran nominal değişkenlerden elde edilen bulguları reel bir değermiş gibi yorumlamak yanıltıcı sonuçlara neden olacaktır. Öte yandan literatürde nominal değişkenlerle yapılan pek çok çalışma bulunmaktadır. Ancak bu çalışmaların büyük bir kısmı, bulguların yorumlanmasında verilerin nominal olduğunu göz ardı etmediği için sorun teşkil etmeyecektir. Bununla birlikte açıklayıcı-bağımsız değişkenlerin açıklanan-bağımlı değişken üzerindeki etkisi reel olarak tespit edilmek istenildiğinde analiz kapsamındaki değişkenlerin reel hale getirilmesi gerekecektir.

1.3.1. Yüzdesele Değişkenlerin Reelleştirilmesi

Bu başlık altında öncelikle yüzdesele değerlerin reelleştirilmesi işlemi üzerinde durulacak olup bir sonraki başlıkta yüzdesele olmayan değerler için reelleştirme adımları açıklanacaktır.

Örnek olay: Reel faiz oranı verisine ya da reel getiri oranına ihtiyaç duyulması halinde Irving Fisher'e ait olan aşağıdaki formül kullanılabilir (Granville ve Mallick, 2004: 87):

$$1 + r = \frac{1 + n}{1 + e} \quad (1)$$

Denklem 1'de ifade edilen; "r" reel faizi (getiri), "n" nominal faizi (getiri), "e" enflasyon oranını göstermektedir.

Örneğin beklenen enflasyon oranının %15 olduğu bir konjunktürde nominal faiz oranı %30 olan devlet tahvilinden beklenen reel getiri oranının hesaplanması şu şekildedir:

$$1 + \text{Reel getiri} = \frac{(1 + 0,30)}{(1 + 0,15)} = \frac{1,30}{1,15}$$

$$1 + \text{Reel getiri} \cong 1,13$$

Reel getiri \cong 0,13 veya yüzde olarak ifade edilmek istenirse %13'tür.

Bu işlemler Excel paket programı üzerinden örnek veri setine rahatlıkla uygulanabilir.

- Boş hücreye "=" (eşittir) yazılır.
- Ardından parantez açılır "(".
- 1+ yazılıp A2 hücresine tıklanıp parantez kapatılır ")"
- Devamında bölme işareti "/" seçilip tekrardan parantez açılır "(".
- Daha sonra 1+ yazılıp B2 hücresi tıklanarak parantez kapatılır ")"
- Son olarak "enter" tuşuna basılır.
- Yapılan hesaplamaların tüm gözlem değerlerine veya sütuna uygulanmak istenmesi durumunda yeşil dikkörtgen kutunun sağ alt köşesi çift tıklanır.

Böylece veriler aşağıda Şekil 1.5'teki gibi deflate edilmiş ya da reelleştirilmiş olur.

Şekil 1.5. Excel'de Reel Getirinin Hesaplanması

	A	B	C	D
1	Nominal getiri	Beklenen enflasyon oranı	Reel getiri	Reel getiri %
2	0.30	0.20	$=((1+A2)/(1+B2))-1$	
3	0.40	0.35	0.037	3.70%
4	0.25	0.25	0.000	0.00%
5	0.35	0.20	0.125	12.50%
6	0.20	0.15	0.043	4.35%

1.3.2. Yüzselsel Olmayan Deęişkenlerin Reelleştirilmesi

Yüzselsel olmayan deęişkenlerin reel hale getirilmesinde ya da deflate edilmesinde ise şöyle bir yöntem izlenebilir:

Örnek olay: Çalışmada reel para arzı verisine ihtiyaç duyulması halinde aşağıdaki formül kullanılabilir.

$$\text{Reel Para Arzı} = \frac{\text{Nominal Para Arzı}}{\text{Tüketici Fiyat Endeksi (2003 Baz Yılı)}} \times 100$$

Bu işlemler Excel paket programı üzerinden örnek veri setine rahatlıkla uygulanabilir.

- Boş hücreye “=” (eşittir) yazılır.
- Ardından B2 hücresi tıklanıp “/” (bölme işareti) tuşuna basılır.
- Daha sonra C2 hücresi tıklanır.
- “*” (çarpı) tuşuna basıp 100 yazılır. Son olarak “enter” tuşuna basılır.
- Yapılan hesaplamaların tüm gözlem deęerlerine veya sütuna uygulanmak istenmesi durumunda yeşil dikdörtgen kutunun sağ alt köşesi çift tıklanır.

Böylece veriler aşağıda Şekil 1.6’daki gibi deflate edilmiş ya da reelleştirilmiş olur.

Şekil 1.6. Excel’de Verilerin Reelleştirilmesi: Örnek Uygulama

	A	B	C	D
1	Tarih	para arzı m1	tüfe	reel para arzı
2	2005	61,936,598.00	117.48	=B2/C2*100
3	2006	72,162,564.00	128.76	56,045,691.36
4	2007	77,674,822.00	140.03	55,469,799.15
5	2008	83,380,932.00	154.66	53,913,861.64
6	2009	107,051,398.00	164.32	65,146,802.85
7	2010	133,884,898.00	178.40	75,047,588.57

1.4. Verilerin Logaritmalarının Alınması

Oransal olmayan deęişkenlere ait analiz sonuçlarının yüzselsel olarak yorumlanmak istenmesi halinde deęişkenlerin logaritmik dönüşüm işlemleri gerek Excel gerekse de Eviews paket programında kolaylıkla yapılabilir. Ayrıca deęişkenlerin doğal logaritmalarının alınması aykırı deęerleri törpüler.

Örnek olay: Excel paket programı kullanılarak X_1 deęişkeninin doğal logaritmasının alınmak istenmesi durumunda;

- Boş hücreye “=” (eşittir) yazılır.

- Ardından “LN” yazılır. Sonra parantez “(” açılır.
- Devamında sayı seçilip parantez “)” kapatılır.
- Daha sonra “enter” tuşuna basılır.
- Yapılan hesaplamaların tüm gözlem değerlerine veya sütuna uygulanmak istenmesi durumunda yeşil dikdörtgen kutunun sağ alt köşesi çift tıklanır.

Böylece aşağıda Şekil 1.7’de sunulduğu üzere değişkenlerin doğal logaritmaları alınmış olur.

Şekil 1.7. Excel’de Logaritmik Dönüşüm İşleminin Uygulanması

TOPLA		=LN(A2)	
	A	B	
1	X1	lnX1	
2	584071431000	=LN(A2)	
3	664978676000		27.22
4	809137480000		27.42
5	974588738000		27.61
6	1172486798000		27.79

Örnek olay: Eviews paket programı kullanılarak X_1 değişkeninin doğal logaritması alınmak istenmesi durumunda;

- Bir veri seti Eviews programında açıldıktan sonra gelen ekranda “Command” sekmesi tıklanır.
- Açılan ekrana “genr ln x_1 =log(x_1)” yazılıp “enter” tuşuna basılır.
- Eviews ekranında logaritması alınmış yeni bir seri olarak “ln x_1 ” serisi türetilmiş olur. Uygulama adımlarının Eviews çıktısı aşağıda Şekil 1.8’de sunulmuştur.

Şekil 1.8. Eviews Logaritma Alma Örnek Uygulaması

The screenshot shows the Eviews Command window with the command `genr ln x1=log(x1)` entered. Below the command window, the workfile 'Workfile: Ş...' is visible, showing a list of series: `c`, `lnx1`, `resid`, and `x1`. The `lnx1` series is selected. To the right, the 'Series: LNX1 Work...' window displays the following data:

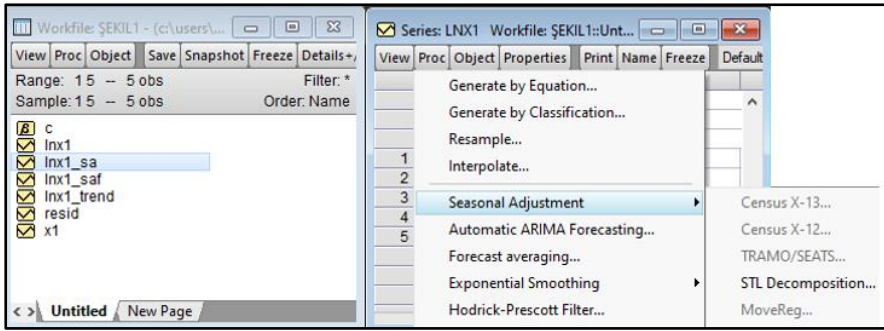
	27.09329
1	27.09329
2	27.22302
3	27.41923
4	27.60528
5	27.79015

1.5. Verilerin Mevsimsel Etkilerden Arındırılması

Özellikle aylık, üç aylık gibi veriler mevsimsel etkileri bünyelerinde taşımaktadır. Sonuçların güvenilirliği için mevsimsel etkilerden arındırma işlemlerinin uygulanması büyük önem arz etmektedir. Mevsimsel etkilerden arındırma işlemleri için “Census-X12, Census-X13, TRAMO/SEATS, STL decomposition ve moving average” gibi farklı yöntemler vardır. Bu çalışmada örnek olarak “STL decomposition” yöntemi uygulanacaktır.

- Eviews programında logaritması alınmış seri çift tıklanır.
- Açılan ekranda aşağıda Şekil 1.9’da görüldüğü üzere “Proc ⇒ Sesioanl Adjustment ⇒ STL decomposition” sekmeleri sırasıyla seçilir ve “OK” seçeneği tıklanır.

Şekil 1.9. Eviews Mevsimsel Etkilerden Arındırma İşlemi



Böylece Eviews ana ekrana “_sa” uzantılı “lnx1_sa” serisi mevsimsel etkilerden arındırılmış yeni seri olarak üretilmiş olur.

1.6. Verilerin Grafiklerinin Çizilmesi

Ekonometrik analizlerde değişkenlerin güçlü bir trend taşımaması gerekmektedir. Zaman yolu grafikleri, değişkenlerin trend taşıyıp taşımadıklarına ilişkin bir ön izlenim verir. Ayrıca değişkenlerin sahip olduğu önemli yapısal kırılmalar, eğim katsayılarının işaretleri ya da sabitli bir modelle çalışılıp çalışılmayacağı hakkında değerli bilgiler sunmaktadır.

Bu grafikler gerek Excel gerekse de Eviews paket programında kolaylıkla çizilebilir.

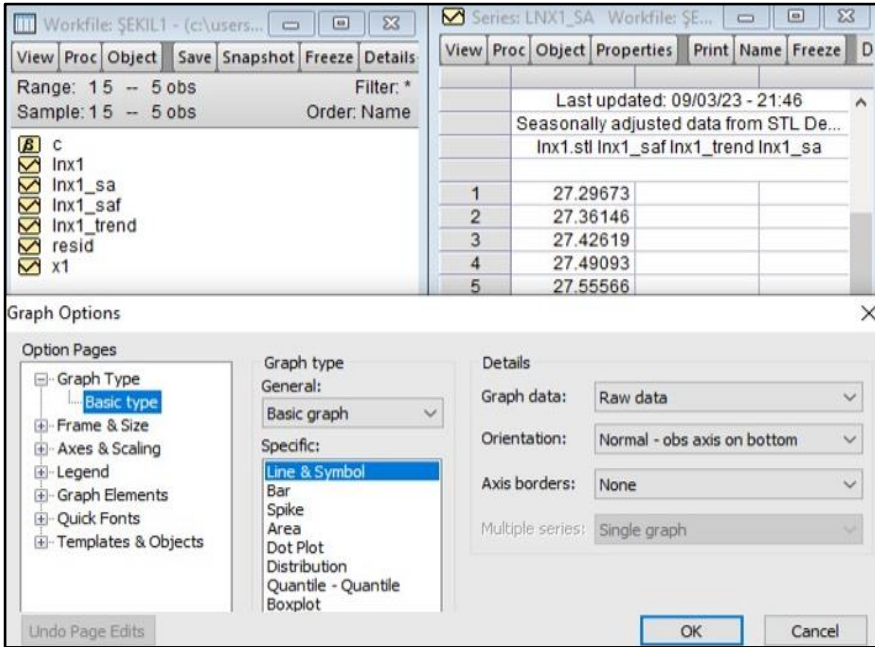
- Eviews programında logaritması alınmış ve mevsimsel etkilerden arındırılmış seri çift tıklanır.
- Açılan ekranda “View ⇒ Graph” sekmeleri sırasıyla seçilir ve “OK” seçeneği tıklanır.

- Serinin grafiği çizilmiş bir halde ekrana gelir. Grafiğe sağ tıklayıp “Copy to clipboard” seçeneği tıklanıp ya da “Ctrl + C” kısa yoluyla Word dosyasına grafik yapılandırılabilir.

Bu işlem yukarıda anlatıldığı gibi tek bir veri için yapılabileceği gibi birden çok değişken veya değişkenlerin tamamı için de uygulanabilir.

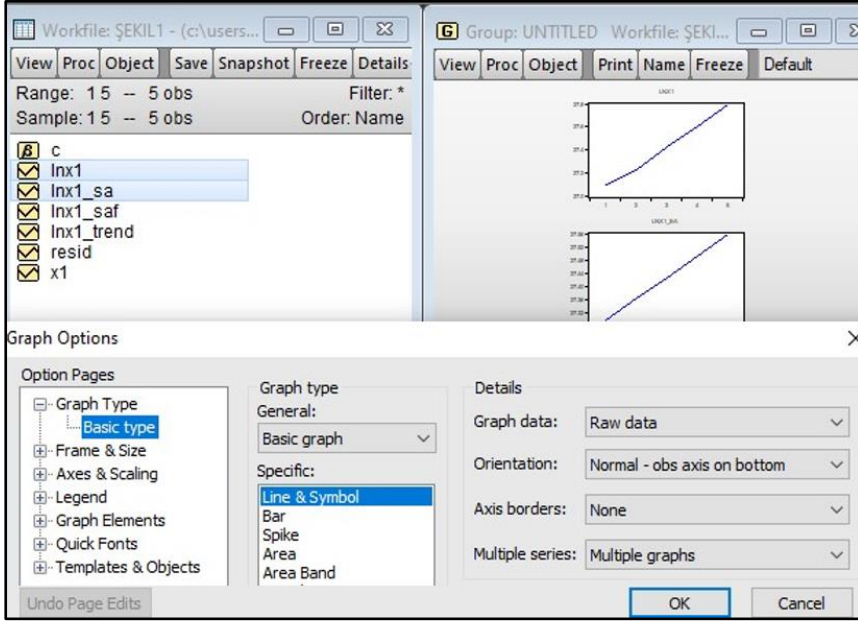
- Eviews programında grafiği çizilmek istenen tüm seriler seçilir. Bu seçim şöyle yapılır: klavyeden “Ctrl” tuşu basılı iken “Enter” tuşuna basılır.
- İmleç seçili verilerin üzerindeyken sağ tıklanır. Açılan ekranda “Open ⇒ As Group” sekmeleri sırasıyla seçilir. Seçilen tüm değişkenlere ilişkin gözlem değerleri aynı ekranda açılır.
- Açılan bu ekranda “View ⇒ Graph” sekmeleri sırasıyla seçilir. Eğer verilerin tamamı tek grafik üzerinden gösterilmek isteniyorsa “Details” kısmında yer alan “Multiple series” kısmından “Single graph” seçilerek “OK” seçeneği aşağıda Şekil 1.10’da görüldüğü gibi tıklanır. (Not: “View ⇒ Graph” sekmelerinden direkt “OK” seçeneği tıklanarak da aynı grafik elde edilmiş olur.)

Şekil 1.10. Eviews Tekli Grafik Oluşturma Aşamaları



- Eğer seriler ayrı ayrı grafikler halinde çizilmek istenirse “View ⇒ Graph” sekmeleri seçilir. “Details” kısmında yer alan “Multiple series” kısmından “Multiple graphs” seçilerek “OK” seçeneği aşağıda Şekil 1.11’de görüldüğü gibi tıklanır.

Şekil 1.11. Eviews Çoklu Grafik Oluşturma Aşamaları



- Grafik ekranına sağ tıklayıp “Copy to clipboard” seçeneği işaretlenerek ya da “Ctrl + C” kısa yoluyla Word dosyasına yapıştırılabilir.
- Grafik sekmesinin içerisinde grafiklerin türüne (çizgi, sütun, pasta grafik) ve eksenlerin biçimlendirmesine (yazı tipi, boyutu veya grafik başlığını konumlandırma) ilişkin çok sayıda seçenek bulunmaktadır.

2. BÖLÜM

TANIMLAYICI/BETİMLEYİCİ İSTATİSTİKLER

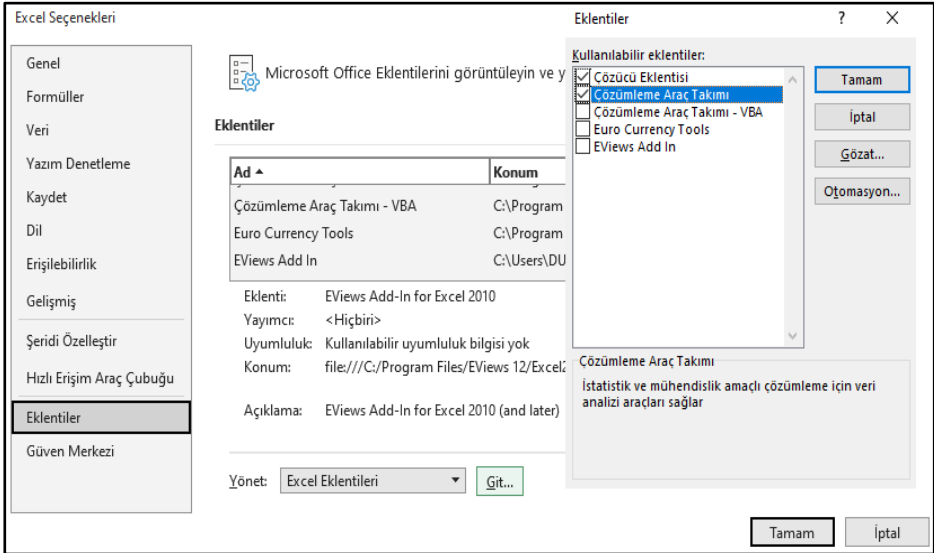
Tanımlayıcı istatistik değerleri çalışma kapsamında ele alınan değişkenlere ilişkin önemli bilgiler sunmaktadır. Ele alınan zaman periyodu çerçevesinde, oluşturulan modelde yer alan değişkenlerin normal dağılıp dağılmadığı, en küçük ve en büyük değerleri, ortalama ve medyan değerleri, basıklığı, çarpıklığı, gözlem sayısı hakkında bilgiler edinilebilir. Değişkenlerin tanımlayıcı istatistiklerinin hesaplanmasında farklı programlar kullanılmakla birlikte bu çalışmada Excel ve Eviews uygulamaları anlatılacaktır.

2.1. Excel’de Tanımlayıcı İstatistiklerin Oluşturulması

Tanımlayıcı, betimleyici ya da özet istatistik tablosunun oluşturulmasında farklı yöntemler kullanılabilir. Bu yöntemlerden ilki tanımlayıcı istatistiklerin Excel paket programında oluşturulmasıdır. Excel paket programında “Veri” sekmesinin altında “Veri Çözümleme” sekmesi mevcut ise direkt hesaplama yapılabilir. Bu sekme mevcut değilse ilk olarak bu sekmenin eklenmesi gerekmektedir. “Veri Çözümleme” eklentisi aşağıdaki adımlar izlenerek eklenebilir:

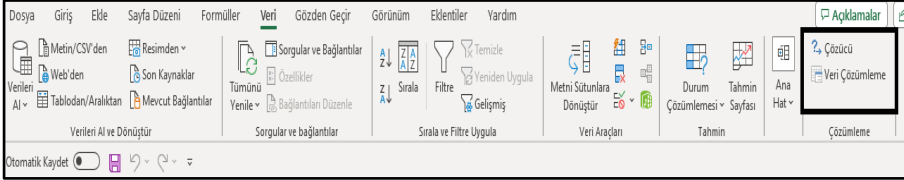
- Excel paket programında sol en üst köşede bulunan “Dosya” sekmesi tıklanır.
- Açılan pencerenin sol en alt kısmında bulunan “Seçenekler” kısmı tıklanarak aşağıda Şekil 2.1’de sunulan pencere açılır.

Şekil 2.1. Veri Çözümleme Sekmesinin Eklenmesi



- Açılan pencerede “Eklentiler” sekmesi tıklanır.
- “Çözücü Eklentisi” ve “Çözümleme Araç Takımı” eklentisi işaretlenip “Tamam” tuşu işaretlenir.
- Bu adımların ardından Excel ana sayfasında bulunan “Veri” sekmesi tıkladığında Aşağıda Şekil 2.2’de görüldüğü üzere sağ üst tarafına “Çözücü” ve “Veri Çözümleme” araçlarının (siyah dikdörtgen alan) geldiği görülür.

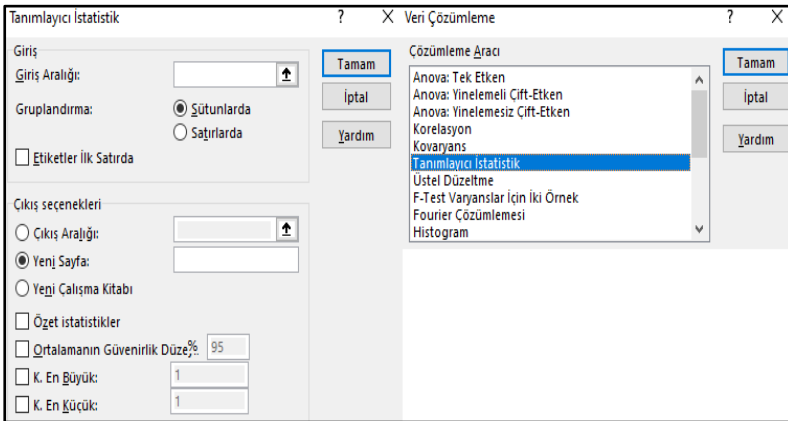
Şekil 2.2. Veri Çözümleme Araçlarının Eklenmiş Hali



“Veri Çözümleme” sekmesinin eklenmesinin ardından tanımlayıcı istatistikler hesaplanabilir. Excel paket programında tanımlayıcı istatistikleri oluşturma adımları şu şekildedir:

- Excel paket programının “Veri” sekmesinin sağ üst köşede bulunan “Veri Çözümleme” sekmesi tıklanır.
- Ardından açılan veri çözümleme penceresinden “Tanımlayıcı İstatistik” seçilerek “Tamam” sekmesine tıklanır. Böylece aşağıda Şekil 2.3’te sunulan “Tanımlayıcı İstatistik” penceresi açılır.

Şekil 2.3. Tanımlayıcı İstatistiklerin Hesaplanma Aşamaları



- “Tanımlayıcı İstatistik” penceresinin üst tarafında yer alan “Giriş Aralığı” sekmesinin içerisine bir kez tıklanarak sütunların en üstünde yer alan sütun isimleri de dahil olmak üzere verilerin tamamı seçilir. (Not: Bu seçim klavyeden de yazılabilir).

- Gruplandırma sekmesinde “Sütunlarda” seçeneği işaretliken “Etiketler İlk Satırda” sekmesi işaretlenir. Bu kısım işaretlenmezse sayısal olmayan veri içerdiğine ilişkin uyarı ile karşılaşılır ve hesaplama yapılamaz. (Not: Veri isimleri olmadan yapılan seçimlerde bu uyarı alınmaz).
- Ardından “Çıkış” seçenekleri kısmı için arzu edilen seçenek işaretlenir. Bu çalışmada “Yeni sayfa” tercih edilmiştir.
- “Tanımlayıcı İstatistik” penceresinin alt tarafında yer alan “Özet İstatistikler” kısmı seçilir. İhtiyaç duyulması halinde “Ortalama Güvenirlik Düzeyi”, “En Büyük” ve “En Küçük” kısımları da seçilebilir.
- “Tamam” sekmesi tıklanır ve böylece aşağıda Şekil 2.4’te gösterilen tanımlayıcı istatistik tablosu elde edilmiş olur.

Şekil 2.4. Excel Tanımlayıcı İstatistik Tablosu

	A	B	C	D	E	F
1	y		x1		x2	
2						
3	Ortalama	774055210.4	Ortalama	353.8817	Ortalama	1.44E+08
4	Standart Hata	277873311.1	Standart Hata	71.99973	Standart Hata	23640283
5	Ortanca	251991723	Ortanca	242.02	Ortanca	1.04E+08
6	Kip	#YOK	Kip	#YOK	Kip	#YOK
7	Standart Sapma	1211221682	Standart Sapma	313.8395	Standart Sapma	1.03E+08
8	Örnek Varyans	1.46706E+18	Örnek Varyans	98495.26	Örnek Varyans	1.06E+16
9	Basıklık	5.015961072	Basıklık	5.409147	Basıklık	0.389503
10	Çarpıklık	2.314964848	Çarpıklık	2.307847	Çarpıklık	1.27257
11	Aralık	4483782181	Aralık	1227.636	Aralık	3.21E+08
12	En Büyük	61936598	En Büyük	117.4817	En Büyük	52720224
13	En Küçük	4545718779	En Küçük	1345.118	En Küçük	3.73E+08
14	Toplam	14707048998	Toplam	6723.752	Toplam	2.74E+09
15	Say	19	Say	19	Say	19

2.2. Eviews’te Tanımlayıcı İstatistiklerin Oluşturulması

Tanımlayıcı, betimleyici ya da özet istatistik tablosunun oluşturulmasında kullanılacak daha pratik bir yöntem Eviews paket programının kullanılmasıdır. Tanımlayıcı istatistikler, Eviews paket programı aracılığıyla aşağıdaki adımlar izlenerek kolaylıkla oluşturulabilir (Not: Verilerin eviews paket programına transferi için bir önceki başlık incelenebilir).

- Aşağıda Şekil 2.5’te sunulduğu üzere Eviews paket programında tanımlayıcı istatistik bilgileri istenen tüm seriler seçilir. Bu seçim şöyle yapılır: klavyede “Ctrl” tuşu basılı iken tüm serilere tıklanır. Bu seçimde zorunluluk olmasa da literatürde yaygın olan ilk olarak bağımlı değişkenin daha sonra bağımsız değişkenlerin seçilmesi şeklindedir.

- İmleç seçili verilerin üzerindeyken sağ tıklanır açılan ekranda “Open ⇒ As Group” sekmeleri sırasıyla seçilir. Seçilen tüm değişkenlere ilişkin gözlem değerleri aynı ekranda açılır.
- Bu açılan ekran üzerinden “View ⇒ Descriptive Stats” tıklandıktan sonra “Comman Sample” ya da “Individual Sample” seçeneklerinden birisi seçilir. Bu iki seçenek arasındaki fark şudur: “Comman Sample” seçeneği seçilirse en büyük ortak gözlem sayısına göre bu istatistiksel sonuçlar hesaplanır.

Şekil 2.5. Eviews Tanımlayıcı İstatistik Tablosu

Group Members	1_SA	LNx2_SA	LNx3_SA
9435	11.18968	10.38587	
Spreadsheet	4936	11.23095	10.34865
Dated Data Table	4766	11.18243	10.43454
Graph...	0742	11.18692	5.390497
	2489	11.19816	11.25470
Descriptive Stats			
		Common Sample	8175
		Individual Samples	5673
			9987
N-Way Tabulation...	6107	11.18929	10.17597
Tests of Equality...	4548	11.21571	9.272807
Principal Components...			

Örneğin serilerden bir tanesinin gözlem sayısı 63 diğerlerinin gözlem sayısı 68 olsun. “Comman Sample” seçeneği seçilirse Şekil 2.6’da görülebileceği üzere tüm değişkenlerin tanımlayıcı istatistik değerleri 63 gözleme karşılık gelen ortak gözlemler için hesaplanacaktır.

Şekil 2.6. Eviews Ortak Gözleme Göre Tanımlayıcı İstatistik Tablosu

	Y_SA	LN1_SA	LN2_SA	LN3_SA
Mean	4.921482	17.97464	12.46623	11.49692
Median	5.483704	17.99237	11.23095	11.18175
Maximum	22.24853	20.10136	16.58728	16.79810
Minimum	-14.93589	16.19063	5.428365	5.390497
Std. Dev.	5.521354	0.969162	2.983165	3.116176
Skewness	-0.830283	0.172840	-0.390625	-0.066630
Kurtosis	6.279709	2.462707	2.398420	1.926466
Jarque-Bera	35.47418	1.071468	2.552159	3.071865
Probability	0.000000	0.585240	0.279130	0.215255
Sum	310.0534	1132.402	785.3725	724.3057
Sum Sq. Dev.	1890.092	58.23506	551.7550	602.0544
Observations	63	63	63	63

- Öte yandan “Individual Sample” seçeneği seçilirse her bir değişkenin maksimum gözlem sayısına göre hesaplama yapacaktır. Şekil 2.7’de görülebileceği üzere serilerden bir tanesi için tanımlayıcı istatistik değerleri 63 gözlem değeri için hesaplanacakken diğer seriler için 68 gözleme göre hesaplama yapılacaktır.

Şekil 2.7. Eviews Değişken Odaklı Tanımlayıcı İstatistik Tablosu

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Sample	Sheet	Stats	Spec
				Y_SA		LNx1_SA		LNx2_SA	LNx3_SA
Mean				5.084897		17.82590		12.09882	11.49692
Median				5.942116		17.92581		11.21838	11.18175
Maximum				22.24853		20.10136		16.58728	16.79810
Minimum				-14.93589		15.77457		5.428365	5.390497
Std. Dev.				5.355817		1.073841		3.164099	3.116176
Skewness				-0.921373		0.031118		-0.269946	-0.066630
Kurtosis				6.672704		2.383835		2.089001	1.926466
Jarque-Bera				47.83931		1.086677		3.177306	3.071865
Probability				0.000000		0.580806		0.204200	0.215255
Sum				345.7730		1212.161		822.7200	724.3057
Sum Sq. Dev.				1921.880		77.25998		670.7721	602.0544
Observations				68		68		68	63

Tanımlayıcı istatistik tablosu toplu bir şekilde değil de her bir değişken için ayrı ayrı hesaplanmak istenirse şu adımlar takip edilmelidir.

- Eviews paket programı ana ekranında tanımlayıcı istatistik bilgileri istenen seri çift tıklanarak açılır.
- Açılan seriye ilişkin pencerede “View ⇒ Descriptive Statistics&Tests ⇒ Stats Table” sekmeleri sırasıyla seçilir. Böylece tek bir değişkene ilişkin tanımlayıcı istatistikler aşağıda Şekil 2.8’deki gibi elde edilmiş olur.

Şekil 2.8. Tek Değişken İçin Eviews Tanımlayıcı İstatistik Tablosu

View	Proc	Object	Properties	Print	Name	Freeze	Default	Sort	Edit+/-	Smpl
					LNx2_SA					
Mean					12.09882					
Median					11.21838					
Maximum					16.58728					
Minimum					5.428365					
Std. Dev.					3.164099					
Skewness					-0.269946					
Kurtosis					2.089001					
Jarque-Bera					3.177306					
Probability					0.204200					
Sum					822.7200					
Sum Sq. Dev.					670.7721					
Observations					68					

Tanımlayıcı istatistik tablosunda yer alan değerlerin açıklamaları şu şekildedir:

- **Mean:** Değişkenin ortalama değerini gösterir. Değişkenin aldığı değerler toplamının gözlem sayısına bölünmesiyle elde edilir.
- **Median:** Değişkenin medyan değerini ya da ortanca değerini gösterir. Veriler küçükten büyüğe sıralandığında serinin tam ortasında yer alan değerdir. Aykırı ya da uç değerlerden etkilenmemesi bu değer en önemli özelliklerinden biridir. Örneğin serinin içerisinde diğer gözlem değerlerine göre çok yüksek (aykırı-uç) bir değer varsa ortalama değeri artıracaktır. Ancak bu yüksek değer ortanca değeri etkilemeyecektir (Acar, 2001: 67).
- **Maximum:** Değişkenin gözlem sayısı kapsamında aldığı en yüksek değeri gösterir.
- **Minimum:** Değişkenin gözlem sayısı kapsamında aldığı en düşük değeri gösterir.
- **Std. Dev.:** Değişkenin standart sapma değerini gösterir. Verilerin ortalamadan en az ne kadar uzaklıkta yoğunlaştığını gösterir. Standart sapma büyüdükçe dağılım yaygınlaşır.
Öte yandan gözlem sayısı ne kadar fazla ise standart sapma değerinin de o kadar küçük olması beklenir. Standart sapma değerinin küçük olması, parametrelerin daha isabetli tahmin edilmesini sağlayacaktır.
- **Skewness:** Değişkenin çarpıklık değerini gösterir. Normal dağılım için “Skewness” değerinin sıfır (0) olması beklenir. “Skewness” değerinin negatif olması serinin sola çarpık ve sağ kuyruğunun daha uzun olduğuna işaret ederken pozitif olması sağa çarpık ve sol kuyruğunun daha uzun olduğu anlamına gelir (Kula ve Baykut, 2017: 32).
- **Kurtosis:** Değişkenin basıklık değerini gösterir. Normal dağılım için “Kurtosis” değerinin üç (3) olması beklenir. “Kurtosis” değerinin üçten küçük olması serinin normal dağılımdan daha basık olduğunu ve daha geniş bir alana yayıldığına işaret eder. Öte yandan “Kurtosis” değerinin üçten büyük olması serinin normal dağılıma göre daha sivri olduğunu gösterir (Şahin vd., 2015: 113).
- **Jarque-Bera test istatistiği:** Değişkenlerin normal dağılıma uygun olup olmadığını gösterir. Serinin normal dağılıma uygun olabilmesi için “Jarque-Bera” test istatistiğinin olasılık değerinin (Probability) 0.1’den büyük olması gerekir (Demir ve Balkı, 2019: 20; Gökso, 2022: 855).
- **Observations:** Gözlem sayısını gösterir.

3. BÖLÜM

KORELASYON MATRİSİ

Korelasyon matrisi tablosunda, modelde yer alan tüm değişken çiftlerine ilişkin korelasyon katsayıları yer alır. Korelasyon katsayıları ise değişken çiftleri arasındaki doğrusal ilişkinin yönü ve gücünü ölçer. Ayrıca bağımsız değişkenlerin beklenen işaret değerleri (+/-) için fikir verir. Bu bilgilerin dışında korelasyon matrisi, oluşturulan modelde çoklu doğrusal bağlantı sorunu olup olmadığını tespit etmeye yarar. Çoklu doğrusal bağlantı (multicollinearity); modelde yer alan bağımsız değişkenler arasında yüksek korelasyon katsayılarının olması durumudur. Zaman serisi analizlerinin önemli bir varsayımı, bağımsız değişkenler arasında yüksek korelasyonun olmamasıdır (Voss, 2005). Bu sorun her bir bağımsız değişkenin bağımlı değişken üzerindeki etkilerini görmemizi engeller. Başka bir deyişle bu sorun olduğu durumda, bağımlı değişkendeki değişmelerin hangi bağımsız değişkenden kaynaklandığını tam olarak tespit etmemize imkân yoktur. Bu yüzden analizlerde mutlaka dikkate alınmalıdır.

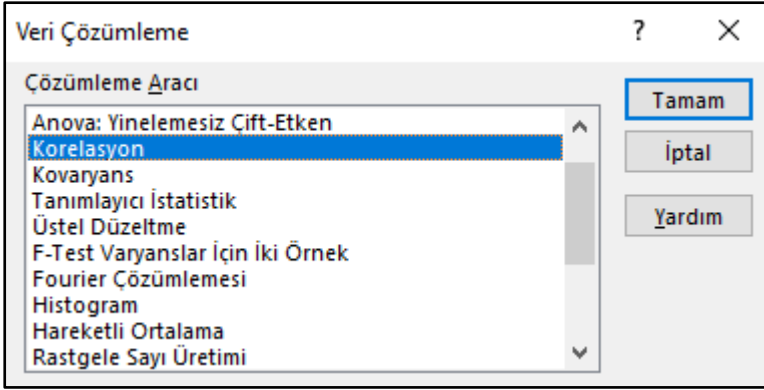
Korelasyon matrisinde yer alan katsayılar -1 ile +1 arasında değişen değerler alır. Katsayının pozitif olması, değişkenlerden biri arttıkça diğerinin de arttığını gösterirken katsayının negatif olması değişkenlerden biri artarken diğerinin azaldığını gösterir. Katsayının 0 (sıfır) olması ise değişkenlerin ilişkili olmadığını gösterir (Akoglu, 2018). Çoklu doğrusal bağlantı sorunu olmaması için bağımsız değişken ikilileri arasındaki korelasyon katsayılarının 0,80'in altında olması beklenir (Grewal vd., 2004). Değişkenlerin korelasyon matrisi oluşturmada farklı programlar kullanılmakla birlikte bu çalışmada ilk önce Excel daha sonra Eviews uygulamaları anlatılacaktır.

3.1. Excel'de Korelasyon Matrisi Oluşturma Aşamaları

Excel paket programında “Veri” sekmesinin altında “Veri Çözümleme” eklentisi mevcut ise korelasyon matrisi direkt olarak oluşturulabilecekken bu eklenti mevcut değilse ilk olarak bu eklentinin eklenmesi gerekmektedir. Bu eklentinin nasıl eklendiği bir önceki başlıkta detaylı bir şekilde anlatıldığından bu başlıkta tekrarı yapılmayacaktır. Excel paket programında korelasyon matrisi oluşturma adımları şu şekildedir:

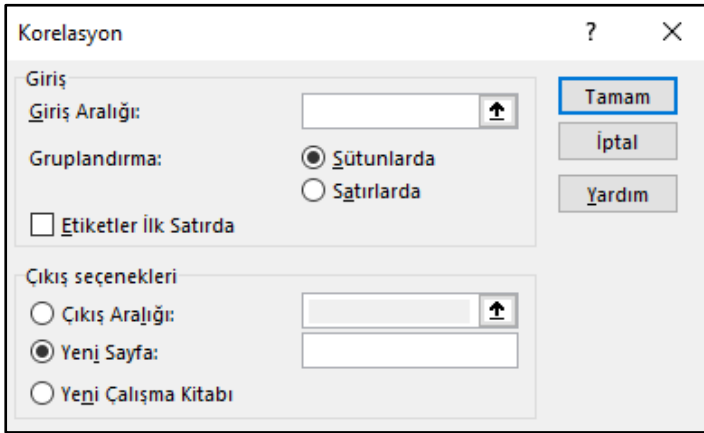
- Excel paket programının “Veri” sekmesinin sağ üst köşesinde bulunan “Veri Çözümleme” sekmesi tıklanır.
- Ardından aşağıda Şekil 3.1'de sunulan veri çözümleme penceresinden “Korelasyon” seçilerek “Tamam” sekmesine tıklanır.

Şekil 3.1. Korelasyon Penceresinin Açılması



Böylece aşağıda Şekil 3.2’de sunulan “Korelasyon” penceresi açılır.

Şekil 3.2. Korelasyon Penceresi



- “Korelasyon” penceresinin üst tarafında yer alan “Giriş Aralığı” sekmesinin içerisine bir kez tıklanır. İlk satırda yer alan sütun isimleri (veri etiketleri) de dahil olmak üzere verilerin tamamı seçilir. (Not: Bu seçim klavyeden de yazılabilir).
- Gruplandırma sekmesinde “Sütunlarda” seçeneği işaretliken “Etiketler İlk Satırda” sekmesi işaretlenir. Bu kısım işaretlenmezse sayısal olmayan veri içerdiğine ilişkin uyarı ile karşılaşılır ve hesaplama yapılamaz. (Not: Veri isimleri olmadan yapılan seçimlerde bu uyarı alınmaz).
- Ardından “Çıkış” seçenekleri kısmı için arzu edilen seçenek işaretlenir. Bu çalışmada “Yeni sayfa” tercih edilmiştir.
- “Tamam” sekmesi tıklanır ve böylece aşağıda Şekil 3.3’te gösterilen korelasyon matrisi tablosu elde edilmiş olur.

Şekil 3.3. Excel Korelasyon Matrisi Tablosu

	A	B	C	D	E
1		Y	X1	X2	X3
2	Y	1			
3	X1	0.838061	1		
4	X2	0.935488	0.777635	1	
5	X3	0.283988	0.287139	0.232136	1

Bu tablonun yorumlanmasına ilişkin açıklamalar, Eviews paket program aşamalarının gösterilmesinin ardından yapılacaktır.

3.2. Eviews'te Korelasyon Matrisi Oluşturma Aşamaları

Korelasyon matrisi tablosunun oluşturulmasında kullanılacak bir diğer yöntem Eviews paket programının kullanılmasıdır. Korelasyon matrisi, Eviews paket programı aracılığıyla aşağıdaki adımlar izlenerek kolaylıkla oluşturulabilir (Not: Verilerin eviews paket programına transferi için 1.Bölüm incelenebilir).

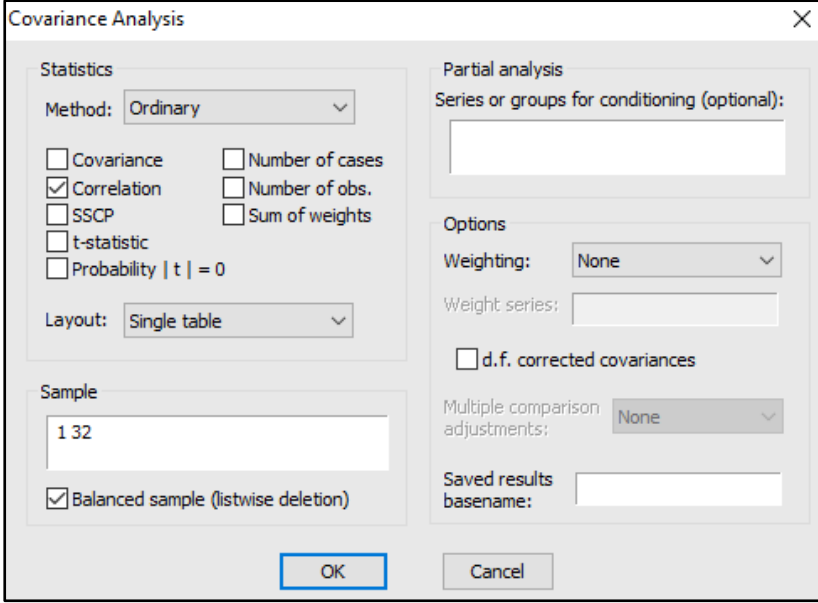
- Eviews paket programında ilk olarak bağımlı değişken daha sonra da bağımsız değişkenler seçilir. Bu seçim şöyle yapılır: klavyede “Ctrl” tuşu basılı iken Mouse’un sol tuşu kullanılarak ilk önce bağımlı değişkene daha sonra bağımsız değişkenlere tıklanır.
- İmleç seçili verilerin üzerindeyken sağ tıklanır. Açılan ekranda “Open ⇒ As Group” sekmeleri sırasıyla seçilir. Seçilen değişkenlere ilişkin gözlem değerleri aynı ekranda açılır.
- Aşağıda Şekil 3.4’te sunulan ekran üzerinden “View ⇒ Covariance Analysis” sekmesi tıklanır.

Şekil 3.4. Eviews Korelasyon Matrisi Oluşturma: Birinci Adım

Group Members	X1	X2	X3
Spreadsheet	+08 235.0867	19.84769	
Dated Data Table	+08 241.2533	20.04769	
Graph...	+08 243.4367	19.48077	
Descriptive Stats	+08 248.3033	19.02615	
Covariance Analysis...	+08 252.6400	18.39308	
	+08 259.9167	18.77231	
	+08 261.2100	20.07000	
	+08 268.5733	21.20000	

- Böylece aşağıda Şekil 3.5'te sunulan “Covariance Analysis” penceresi açılmış olur. Bu pencerede “Correlation” seçeneği işaretlenir. “Layout” kısmından nasıl bir raporlama yöntemi isteniyorsa o yöntem seçilir. Bu çalışmada “Single table” seçeneği tercih edilmiştir. Son olarak “OK” seçeneği tıklanır.

Şekil 3.5. Eviews Korelasyon Matrisi Oluşturma: İkinci Adım



Böylece aşağıda Şekil 3.6'da sunulan korelasyon matrisi tablosu elde edilmiş olur.

Şekil 3.6. Eviews Korelasyon Matrisi Tablosu

Correlation	Y	X1	X2	X3
Y	1.000000			
X1	0.838061	1.000000		
X2	0.935488	0.777635	1.000000	
X3	0.283988	0.287139	0.232136	1.000000

Şekil 3.3 ve Şekil 3.6'da sunulan korelasyon matrisi tabloları incelendiğinde her iki programdan elde edilen sonuçların aynı olduğu görülür. Böylece sonuçların sağlaması yapılmış olup operasyonel hataların önüne geçilmiştir. Modelde bağımsız değişken olarak yer alan X_1 değişkeninin X_2

değişkeniyle olan korelasyon katsayısı 0.78, X_1 değişkeninin X_3 değişkeniyle olan korelasyon katsayısı 0.29 ve X_3 değişkeninin X_2 değişkeniyle olan korelasyon katsayısı 0.23'tür. Bu sonuçlara göre bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı (multicollinearity) sorunu olmadığı açıktır. Çünkü korelasyon katsayılarının tamamı 0,80'in altındadır (Balkı, 2023).

Bağımlı değişken olan Y ile bağımsız değişkenlerden X_1 ve X_2 arasındaki yüksek ve pozitif korelasyon dikkat çekicidir. Öte yandan Y ile X_3 arasında düşük ve pozitif korelasyon vardır. Dolayısıyla oluşturulan model çerçevesinde bağımsız değişkenlerin tamamının beklenen işaret değerleri pozitiftir.

Korelasyon analizi kapsamında verilerin görselleştirilmesi açısından her bir değişkenin kendisiyle ve diğer değişkenlerle olan ilişkisi saçılım grafiğiyle de gösterilebilir. Bu grafiği elde etmek için şu adımlar izlenir:

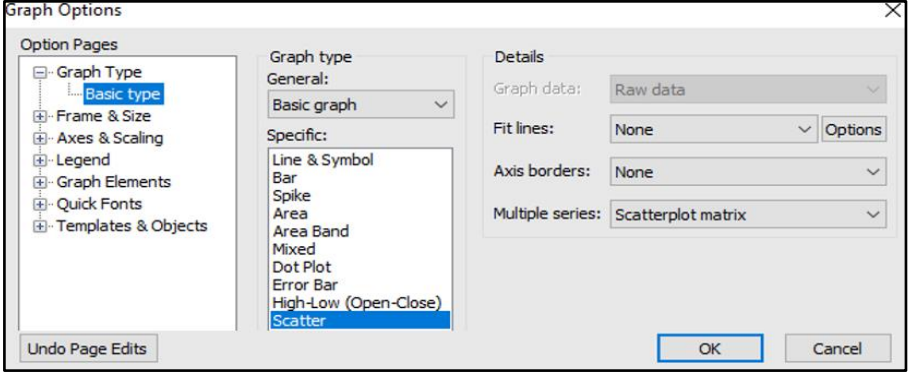
- Eviews paket programında ilk olarak bağımlı değişken daha sonra da bağımsız değişkenler seçilir.
- İmleç seçili verilerin üzerindeyken sağ tıklanır. Açılan ekranda “Open ⇒ As Group” sekmeleri sırasıyla seçilir. Seçilen değişkenlere ilişkin gözlem değerleri aynı ekranda açılır.
- Aşağıda Şekil 3.7’de sunulan ekran üzerinden “View ⇒ “Graph” sekmesi tıklanır.

Şekil 3.7. Eviews Saçılım Grafiği: Birinci Adım

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Default	Sort	Edit+/-	Smpl+/-	Compare+/-
		Group Members				X1	X2	X3		
		Spreadsheet			E+08	235.0867	19.84769			
		Dated Data Table			E+08	241.2533	20.04769			
		Graph...			E+08	243.4367	19.48077			
		Descriptive Stats			E+08	248.3033	19.02615			
		Covariance Analysis...			E+08	252.6400	18.39308			
					E+08	259.9167	18.77231			
					E+08	261.2100	20.07000			
					E+08	268.5733	21.20000			

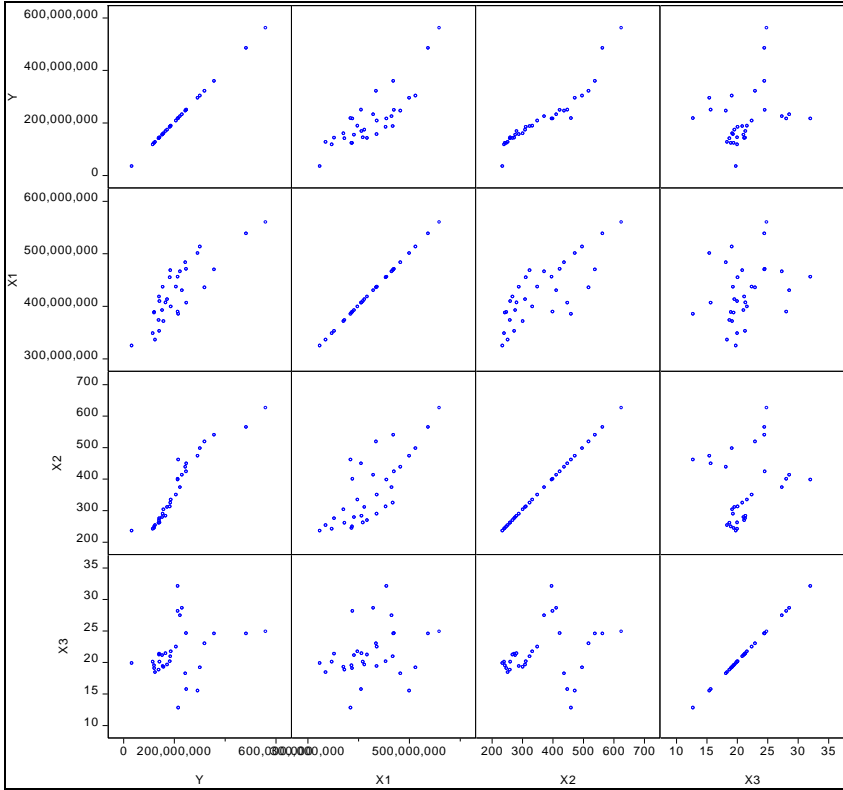
- Aşağıda Şekil 3.8’de sunulan “Graph Option” penceresi üzerinden “Scatter” ve “Scatterplot matrix” seçilir ve son olarak da “OK” seçeneği tıklanır.

Şekil 3.8. Eviews Saçılım Grafiği: İkinci Adım



Böylece korelasyon matrisi tablosunun görselleştirilmiş halini ifade eden ve aşağıda Şekil 3.9’da sunulan saçılım grafikleri elde edilmiş olur.

Şekil 3.9. Eviews Saçılım Grafiği



4. BÖLÜM

BİRİM KÖK TESTLERİ

Serilerin birim kök içermeleri ya da durağan olmaması serinin geçmişte aldığı değerlerin etkisi altında kaldığını gösterir. Örneğin gayri safi yurtiçi hasıla değişkeninin düzey değerinde durağan olmaması ya da birim kök içermesi sebebiyle alınan birinci dereceden fark alma işleminin ardından uygulanan testler sonucunda durağan çıkması ya da birim kök içermemesi şöyle yorumlanabilir: Gayri safi yurtiçi hasıla değişkeninin üzerinde, bu değişkenin bir dönem gecikmeli değerlerinin (bir dönem önce aldığı değerlerin) etkili olduğunu gösterir.

Ekonomik değişkenlerin büyük bir kısmı doğası gereği genellikle durağanlıktan yoksundur. Durağan olmayan serilerle yapılan analizler ise hatalı sonuçlar verebilir. Ekonometrik analizlerde bağımlı değişkenle bağımsız değişken(ler) arasındaki ilişkilerin anlamlı olması için değişkenlerin güçlü eğilimler/trendler taşımaması istenir. Başka bir deyişle değişkenlerin sabit bir ortalama etrafında dalgalanması istenir. Ancak zaman serileri belirgin bir trend içeriyorsa değişkenler arasındaki ilişkilerin sahte olma olasılığı yüksektir. Dolayısıyla değişkenler arasındaki ilişkilerin gerçek bir ilişkiyi mi yoksa sahte bir ilişkiyi mi yansıttığı zaman serilerinin durağan olup olmamasıyla yakından ilişkilidir. Bu sebeple değişkenlerin birim kök içermemesi analizler açısından hayati önem taşır.

Birim kök testlerinin bir diğer önemi, kullanılacak olan analiz yöntemine karar vermemize olanak sağlamasıdır. Kullanılacak analiz yöntemi, bağımlı ve bağımsız değişkenlere uygulanacak birim kök testi sonuçlarına göre değişecektir.

Birim kök testlerinin içerisinde yer alan modellerin hangisine göre yorumlanacağı grafiklere bakılarak tespit edilebilir. Örneğin oluşturulan grafikler neticesinde seri bünyesinde bir trend barındırıyorsa trendli modellere göre değerlendirme yapmak gerekir. Öte yandan oluşturulan grafiklerin başlangıç noktası orijin değilse sabitli modelleri dikkate almak gerekir. Ancak serinin çıkış noktası orijin ise sabitsiz modellere göre değerlendirme yapmak gerekecektir. Çalışma kapsamında birim kök testine ilişkin tüm modeller (sabitli, sabitli ve trendli, sabitsiz ve trendsiz) oluşturulmuştur. Bu bölümde anlatılacak olan birim kök testleri geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök testi olarak iki alt başlıkta sunulacaktır.

4.1. Geleneksel Birim Kök Testleri

Bu başlık altında sunulacak olan birim kök testlerini geleneksel olarak tanımlamamızın sebebi literatürde en sık kullanılan birim kök testleri olmalarından kaynaklanmaktadır. Literatürde en sık kullanılan birim kök testleri

ADF (Augmented Dickey-Fuller) (Dickey ve Fuller, 1979), PP (Phillips-Perron) (Phillips ve Perron, 1988) ve KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) (Kwiatkowski vd. 1992) testleridir. Ancak hemen belirtmek gerekir ki anlatılacak olan bu testlerin yapısal kırılmaları dikkate alınması önemli bir eksiklik olarak karşımıza çıkar. Eğer çalışmada geleneksel birim kök testleri raporlanacaksa çalışmaya ekonometri alan yazınında yaşanan gelişmeler ışığında ortaya çıkan yapısal kırılmalı birim kök testleri de eklenerek sağlamlığı kontrol edilmelidir.

4.1.1. ADF Birim Kök Testi

ADF birim kök testinin null/boş ve alternatif hipotezleri şu şekildedir:

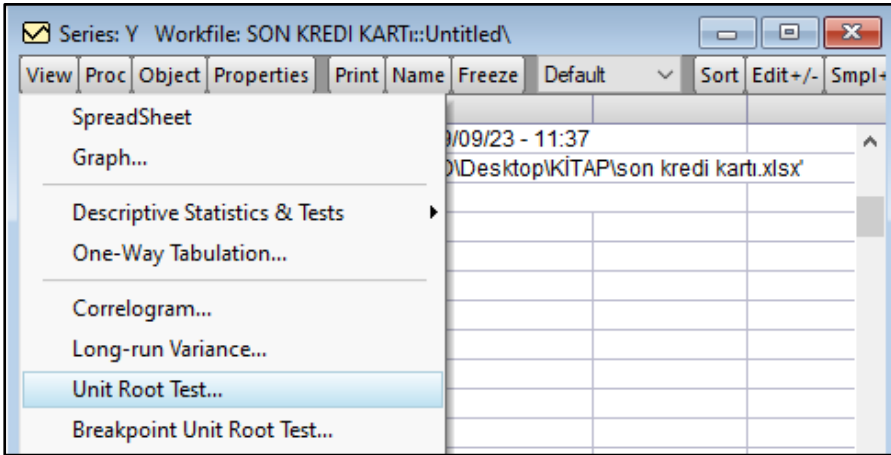
H_0 : Seri birim köke sahiptir ya da durağan değildir.

H_A : Seri durağandır.

ADF birim kök testi, Eviews paket programı aracılığıyla aşağıdaki adımlar izlenerek oluşturulabilir (Not: Verilerin Eviews paket programına transferi için 1.Bölüm incelenebilir).

- Eviews paket programında ilk olarak birim kök testi yapılacak olan değişken çift tıklanarak aşağıda Şekil 4.1’de sunulan pencere açılır.
- Bu açılan pencere üzerinden “View ⇒ Unit Root Test” sekmeleri sırasıyla seçilir.

Şekil 4.1. ADF Birim Kök Testi: Birinci Adım



- Aşağıda Şekil 4.2’de görüldüğü üzere “Test type” kısmından “Augmented Dickey-Fuller” seçeneği seçilir (pencere ilk açıldığında bu seçenek otomatik olarak gelir).
- “Test for unit root in” kısmından ilk olarak level (düzey) işaretlenir.

- Ardından “Include in test equation” kısmından ilk olarak “Intercept” işaretlenir.
- “Lag length” kısmı otomatik olarak “Schwarz Info Criterion” olacaktır. Ancak ihtiyaç duyulması halinde “Akaike Info Criterion”, “Hannan-quinn Criterion” vb. bilgi kriterleriyle de aynı test gerçekleştirilebilir. “Maximum lags” gözlem sayısına göre otomatik olarak seçili olacaktır.

Şekil 4.2. Düzeyde Sabitli ADF Birim Kök Testi Seçim Prosedürü

- Son olarak “OK” seçeneği tıklanarak Şekil 4.3’teki sunulan düzeyde sabitli ADF test sonucu ekranı gelecektir.

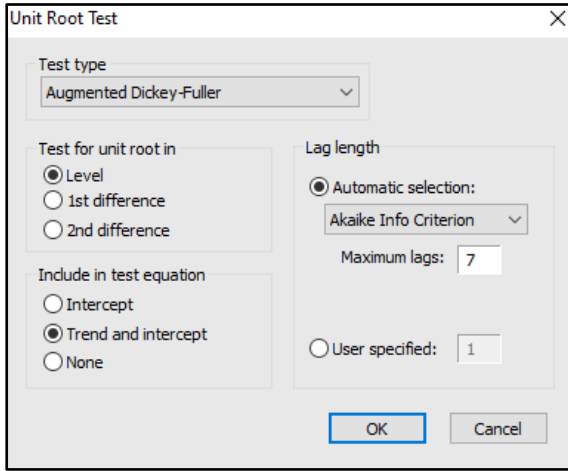
Şekil 4.3. Düzeyde, Sabitli ADF Birim Kök Test Sonucu

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.685648	1.0000
Test critical values:		
1% level	-3.699871	
5% level	-2.976263	
10% level	-2.627420	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

- Yukarıda Şekil 4.3'ün üst kısmında serinin birim köke sahip olduğunu ifade eden H_0 hipotezi ve alt kısmında test istatistiği yer almaktadır. Bu test istatistiği şu şekilde değerlendirilir: “t-Statistic” değeri olan 2.69 değeri “Test critical values” değerleriyle mutlak değer olarak karşılaştırılır. Şekil 4.3'te görüldüğü üzere “t-Statistic” değeri %1 ve %5 kritik değerlerden (-3.70 ve -2.98) mutlak değer olarak küçüktür. Bu yüzden istatistiki olarak %5 anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezi kabul edilerek H_A hipotezi reddedilir. Böylece serinin birim köke sahip olduğu diğer bir ifadeyle durağan olmadığı sonucuna ulaşılır.
- Sabitli ve trendli model için açık olan ekran üzerinden tekrar “View ⇒ Unit Root Test” seçilir. Bu durumda aşağıda Şekil 4.4'te görüldüğü gibi “Trend and Intercept” seçilir.

Şekil 4.4. Düzeyde Trendli ve Sabitli ADF Birim Kök Testi Seçim Prosedürü



- “OK” seçeneğinin tıklanmasının ardından aşağıda Şekil 4.5'te sunulan düzeyde trendli ve sabitli ADF test sonucu ekranı gelecektir.

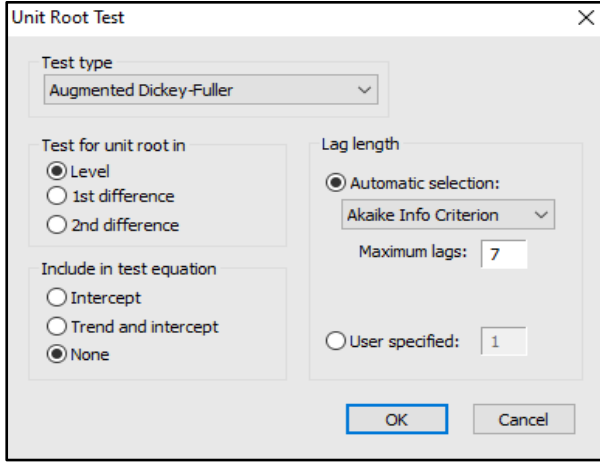
Şekil 4.5. Düzeyde, Trendli ve Sabitli ADF Birim Kök Test Sonucu

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on Y		
Null Hypothesis: Y has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=7)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	2.615388	1.0000
Test critical values:		
1% level	-4.339330	
5% level	-3.587527	
10% level	-3.229230	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

- Yukarıda Şekil 4.5'te görüldüğü üzere “t-Statistic” değeri olan 2.62 değeri tüm kritik değerlerden (-4.34, -3.59 ve -3.23) mutlak değer olarak küçüktür. Bu yüzden H_0 hipotezi kabul edilerek H_A hipotezi reddedilir. Böylece sabitli model sonuçlarına benzer bir şekilde serinin birim köke sahip olduğu diğer bir ifadeyle durağan olmadığı sonucuna ulaşılır.
- Sabitsiz ve trendsiz model için açık olan ekran üzerinden tekrar “View ⇒ Unit Root Test” seçilir. Bu sefer aşağıda Şekil 4.6'da görüldüğü gibi “None” seçeneği işaretlenir.

Şekil 4.6. Düzeyde Trendsiz ve Sabitsiz ADF Birim Kök Testi Seçim Prosedürü



- Ardından “OK” seçeneği tıklanarak aşağıda Şekil 4.7’de sunulan düzeyde trendsiz ve sabitsiz ADF test sonucu ekranı gelecektir.

Şekil 4.7. Düzeyde Trendsiz ve Sabitsiz ADF Birim Kök Testi Sonucu

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.400038	0.7921
Test critical values:		
1% level	-2.653401	
5% level	-1.953858	
10% level	-1.609571	

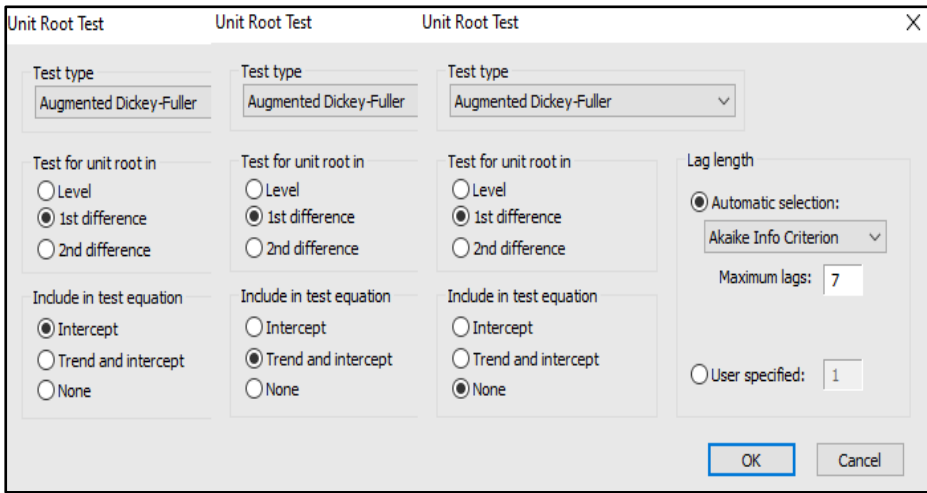
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.

- Benzer değerlendirmeler bu model için de yapılabilir. Yukarıda Şekil 4.7’de görüldüğü üzere “t-Statistic” değeri olan 0.40 değeri tüm kritik değerlerden

(-2.66, -1.95 ve -1.61) mutlak değer olarak küçüktür. Bu yüzden H_0 hipotezi kabul edilerek H_A hipotezi reddedilir. Böylece serinin birim köke sahip olduğu diğer bir ifadeyle durağan olmadığı sonucuna ulaşılır.

- Sonuç olarak özetlemek gerekirse Y değişkeni “sabitli”, “sabitli ve trendli” ve “sabitli ve trendsiz” modellerin tamamında durağan değildir. Dolayısıyla serinin birinci farkında durağan olup olmadığını araştırmak için aynı işlemlerin “1st difference” seçilip tekrarlanması gerekir. Bu işlem için aşağıdaki adımlar takip edilir.
- Açık olan ekran üzerinden tekrar “View ⇒ Unit Root Test” seçilir. Açılan ekran üzerinden “1st difference” seçilir sırasıyla “Intercept”, “Trend and Intercept” ve “None” seçilerek “OK” seçeneği her birisi için aşağıda Şekil 4.8’deki gibi ayrı ayrı tıklanır.

Şekil 4.8. Birinci Farkta ADF Birim Kök Testi Seçim Prosedürü



- Birinci farktaki ADF test sonuçları aşağıda Şekil 4.9’da sunulmuştur.
- Şekil 4.9’da sunulan birinci farklarda “trendli” ile “trendsiz ve sabitsiz” ADF birim kök testi sonuçlarına göre tüm “t-Statistic” değerleri mutlak değer olarak tüm kritik değerlerden büyüktür. “trendli ve sabitli” modelde ise %10 ve %5 seviyesinde büyüktür. Bu yüzden tüm modeller için H_0 hipotezi reddedilerek H_A hipotezi kabul edilir. Böylece serinin birinci farkında birim köke sahip olmadığı diğer bir ifadeyle durağan olduğu sonucuna ulaşılmış olur. Dolayısıyla Y değişkeni “trendli” ve “trendsiz ve sabitsiz” modeller için %1 anlamlılık seviyesinde, “trendli ve sabitli” model için %5 anlamlılık seviyesinde $I(1)$ ’dir.
- Son olarak eğer seri durağan çıkmasaydı aynı işlemler ikinci farkında da uygulanırdı.

Şekil 4.9. Birinci Farkta ADF Birim Kök Testi Sonuçları (Tüm Modeller İçin)

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(Y)		
Null Hypothesis: D(Y) has a unit root		
Exogenous: <input type="text" value="Constant"/>		
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=7)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.235096	0.0028
Test critical values:	1% level	-3.699871
	5% level	-2.976263
	10% level	-2.627420
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(Y)		
Null Hypothesis: D(Y) has a unit root		
Exogenous: <input type="text" value="Constant, Linear Trend"/>		
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=7)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.153058	0.0151
Test critical values:	1% level	-4.339330
	5% level	-3.587527
	10% level	-3.229230
Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(Y)		
Null Hypothesis: D(Y) has a unit root		
Exogenous: <input type="text" value="None"/>		
Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=7)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.308649	0.0001
Test critical values:	1% level	-2.653401
	5% level	-1.953858
	10% level	-1.609571

4.1.2. PP Birim Kök Testi

PP birim kök testinin null/boş ve alternatif hipotezleri ADF testiyle aynı olup şu şekilde ifade edilebilir:

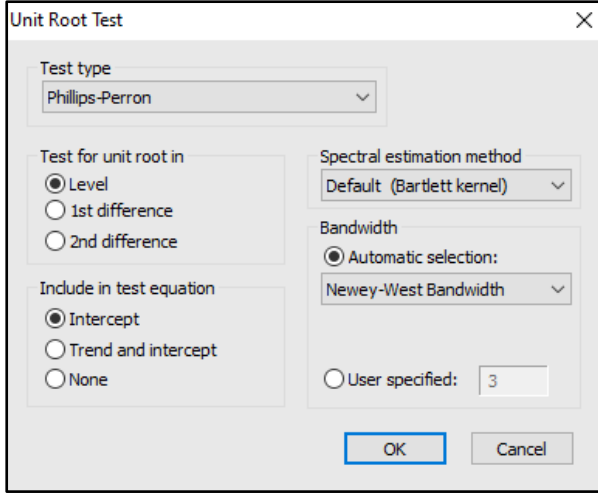
H_0 : Seri birim köke sahiptir ya da durağan değildir.

H_A : Seri durağandır.

PP birim kök testi, Eviews paket programı aracılığıyla aşağıdaki adımlar izlenerek oluşturulabilir (Not: Verilerin Eviews paket programına transferi için 1.Bölüm incelenebilir).

- Eviews paket programında ilk olarak birim kök testi yapılacak olan değişken çift tıklanarak açılan pencere üzerinden “View ⇒ Unit Root Test” sekmeleri sırasıyla seçilir.
- Aşağıda Şekil 4.10’da görüldüğü üzere “Test type” kısmından “Phillips-Perron” seçeneği işaretlenir.

Şekil 4.10. Düzeyde Sabitli PP Birim Kök Testi Seçim Prosedürü



- Sürecin işletilmesi ADF birim kök testi ile aynı olduğu için adımlar tekrardan görselleştirilmeyecektir. Ancak süreci özetlemek gerekirse Y değişkeni için “Phillips-Perron” ve “Level” seçili iken sırasıyla “Intercept”, “Trend and Intercept” ve “None” seçilip “OK” seçeneği tıklanarak değerlendirmeler yapılır. PP birim kök testinin hipotezleri ADF birim kök testinin hipotezleriyle aynı olduğundan değerlendirmeler de aynı kriterlere göre yapılır (Değerlendirme ölçütleri bir önceki başlıkta detaylandırılmıştır). Eğer seri düzeyde durağan çıkarsa başka herhangi bir işleme gerek yoktur. Ancak seri durağan çıkmaz ise aynı prosedür “1st difference” birinci fark seçilerek devam ettirilir.

4.1.3. KPSS Birim Kök Testi

KPSS birim kök testinin null/boş ve alternatif hipotezleri şu şekildedir:

H_0 : Seri durağandır.

H_A : Seri birim köke sahiptir ya da durağan değildir.

Dikkat edilirse bu hipotezler ADF ve PP birim kök testinin hipotezlerine göre ters kurulmuştur. KPSS birim kök testi Eviews paket programı aracılığıyla aşağıdaki adımlar izlenerek oluşturulabilir.

- Eviews paket programında ilk olarak birim kök testi yapılacak olan değişken çift tıklanır.
- Açılan pencere üzerinden “View ⇒ Unit Root Test” sekmeleri sırasıyla seçilir.
- “Test type” kısmından “Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin” seçeneği işaretlenir.
- “Test for unit root in” kısmından ilk olarak level (düzey) işaretlenir.
- Ardından “Include in test equation” kısmından önce “Intercept” ardından “Trend and Intercept” seçilerek “OK” seçeneği tıklanarak aşağıda Şekil 4.11’de sunulan KPSS birim kök test sonuçları elde edilir.
- Aşağıda Şekil 4.11’in en üst kısmında H_0 hipotezi ve LM-test istatistiği yer almaktadır. Bu test istatistiği şu şekilde değerlendirilir: “Constant” (sabitli) modelde 0.12 değeri ve “Constant, linear Trend” modelde 0.06 olan “LM-Stat” değeri “Asymptotic critical values” değerlerle karşılaştırılır. Şekil 4.11’de görüldüğü üzere bu değer tüm asimptotik kritik değerlerden mutlak değer olarak küçüktür. Bu yüzden serinin durağan olduğunu ifade eden H_0 hipotezi kabul edilerek H_A hipotezi reddedilir. Böylece serinin durağan olduğu diğer bir ifadeyle birim kök içermediği sonucuna ulaşılır. Dolayısıyla X serisi $I(0)$ çıktığından farklarda bu işlemin uygulanmasına gerek kalmamıştır. Eğer düzeyde durağan çıkmasaydı aynı işlemler ve değerlendirmeler “1st difference” seçililerek birinci farkta uygulanırdı.

Şekil 4.11. Düzeyde KPSS Birim Kök Test Sonuçları

KPSS Unit Root Test on X		
Null Hypothesis: X is stationary		
Exogenous: Constant		
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.121781
Asymptotic critical values*:	1% level	0.739000
	5% level	0.463000
	10% level	0.347000
KPSS Unit Root Test on X		
Null Hypothesis: X is stationary		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel		
		LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic		0.064480
Asymptotic critical values*:	1% level	0.216000
	5% level	0.146000
	10% level	0.119000

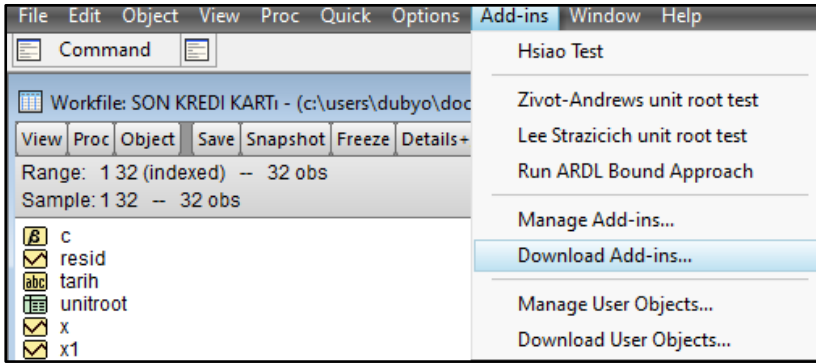
*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

4.1.4. ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testlerinin Toplu Olarak Raporlanması

ADF, PP ve KPSS birim kök testlerinin raporlama sürecinde, işlemlerin tek tek uygulanması oldukça zahmetli olup araştırmacının operasyonel hata yapma riski artar. Bu testlerin toplu olarak raporlanabilmesi için öncelikle “Add-ins” kısmından “urall” eklentisinin yüklenmesi gerekecektir. Bu işlem için şu adımlar takip edilir:

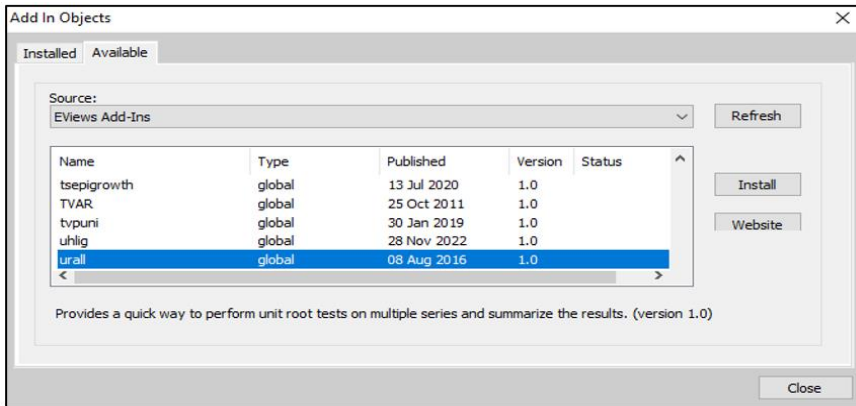
- İlk olarak Eviews paket programı ana ekranın üst tarafında yer alan “Add-ins” kısmından “Download Add-ins” seçeneği seçilir. Bu işlemler aşağıda Şekil 4.12’de görselleştirilmiştir.

Şekil 4.12. “Urall” Eklentisini Yükleme: Birinci Adım



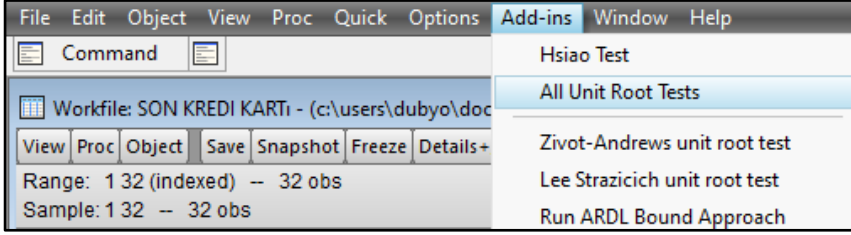
- Bu işlemlerin ardından aşağıda Şekil 4.13’te sunulan pencereden “urall” eklentisi seçilir ve sol tarafta bulunan “Install” seçeneği tıklanır. Ardından gelen ekranda “OK” ve iki defa da “Yes” seçenekleri sırasıyla tıklanır.
- Bu işlemlerin ardından “urall: Installed successfully” uyarısı alınıp “OK” seçeneği tıklanarak süreç tamamlanır.

Şekil 4.13. “Urall” Eklentisini Yükleme: İkinci Adım

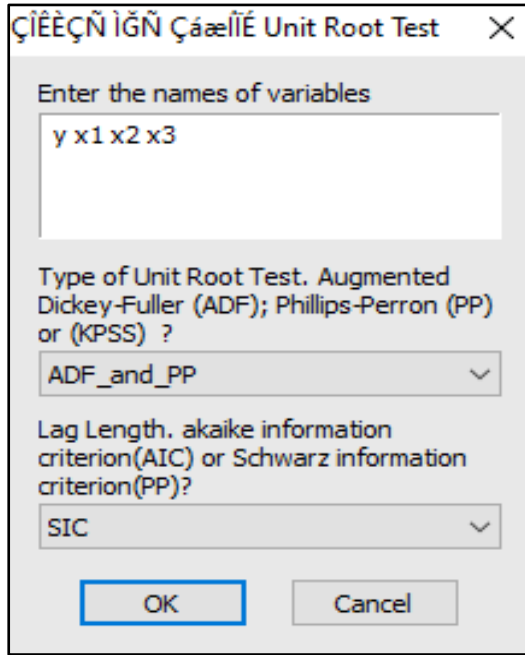


- Böylece Add-ins kısmına tıkladığı zaman “All Unit Root Tests” sekmesi aşağıda Şekil 4.14’te sunulduğu gibi gelecektir.

Şekil 4.14. “Urall” Eklentisi Ekran Görüntüsü



Şekil 4.15. “Urall” Veri Girişi ve Test Seçimi



- Bu eklenti şu şekilde çalışır: Eviews paket programı ana ekranın üst tarafında yer alan “Add-ins” kısmına ardından da “All Unit Root Tests” sekmesine tıklanarak yukarıda Şekil 4.15’te sunulan pencere açılır.
- Bu pencereye değişkenlerin isimleri araya birer boşluk bırakılarak doğru bir şekilde yazılır. Ardından “ADF, PP ve KPSS” teker teker seçilerek “OK” tuşuna tıklanır. Hemen belirtmek gerekir ki bilgi kriteri olarak “AIC” ya da “SIC” seçilebilir. Araştırmacı isterse sadece ADF ve PP test sonuçlarını da aynı ekrandan alabilir. Bu eklenti tüm değişkenler için tüm prosedürü tek seferde gerçekleştireceğinden araştırmacı açısından oldukça zaman

kazandırıcıdır. Örnek uygulamalar aşağıda Şekil 4.16, 4.17 ve 4.18’de sunulmuştur.

Şekil 4.16. Tüm Değişkenlerin Düzeyde ve Birinci Farkında ADF Test Sonuçları

View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
1				UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (ADF)					
2				Null Hypothesis: the variable has a unit root					
3				<u>At Level</u>					
4						Y	X1	X2	
5		With Constant		t-Statistic	-2.6039	-2.0542	-2.0324		
6				Prob.	0.0980	0.2637	0.2726		
7					*	n0	n0		
8		With Constant & Trend		t-Statistic	-2.7635	-1.3616	-1.7060		
9				Prob.	0.2164	0.8616	0.7365		
10					n0	n0	n0		
11		Without Constant & Trend		t-Statistic	-1.1459	0.2911	0.7078		
12				Prob.	0.2266	0.7667	0.8655		
13					n0	n0	n0		
14				<u>At First Difference</u>					
15					d(Y)	d(X1)	d(X2)		
16		With Constant		t-Statistic	-5.1117	-6.6113	-7.7281		
17				Prob.	0.0001	0.0000	0.0000		
18					***	***	***		
19		With Constant & Trend		t-Statistic	-5.0950	-6.8316	-7.8431		
20				Prob.	0.0006	0.0000	0.0000		
21					***	***	***		
22		Without Constant & Trend		t-Statistic	-5.1570	-6.6624	-7.6475		
23				Prob.	0.0000	0.0000	0.0000		
24					***	***	***		

Şekil 4.17. Tüm Değişkenlerin Düzeyde ve Birinci Farkında PP Test Sonuçları

View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
1				UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (PP)					
2				Null Hypothesis: the variable has a unit root					
3				<u>At Level</u>					
4					Y	X1	X2		
5		With Constant		t-Statistic	-2.1533	-2.1113	-2.0210		
6				Prob.	0.2253	0.2411	0.2773		
7					n0	n0	n0		
8		With Constant & Trend		t-Statistic	-2.2732	-1.4762	-1.6570		
9				Prob.	0.4414	0.8264	0.7579		
10					n0	n0	n0		
11		Without Constant & Trend		t-Statistic	-0.9773	0.2911	0.7582		
12				Prob.	0.2903	0.7667	0.8751		
13					n0	n0	n0		
14				<u>At First Difference</u>					
15					d(Y)	d(X1)	d(X2)		
16		With Constant		t-Statistic	-5.1606	-6.6082	-7.7343		
17				Prob.	0.0001	0.0000	0.0000		
18					***	***	***		
19		With Constant & Trend		t-Statistic	-5.1451	-6.8318	-7.8440		
20				Prob.	0.0005	0.0000	0.0000		
21					***	***	***		
22		Without Constant & Trend		t-Statistic	-5.2049	-6.6624	-7.6478		
23				Prob.	0.0000	0.0000	0.0000		
24					***	***	***		

Şekil 4.18. Tüm Değişkenlerin Düzeyde ve Birinci Farkında KPSS Test Sonuçları

View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-		
1				A		B		C	D		
2				UNIT ROOT TEST RESULTS TABLE (KPSS)						E	F
3				Null Hypothesis: the variable is stationary							
4				<u>At Level</u>							
5				With Constant	t-Statistic	0.1933	Y	X1	X2		
6					Prob.	n0	**	**	**		
7											
8				With Constant & Trend	t-Statistic	0.1228	*	**	**		
9					Prob.						
10											
11				Without Constant & Trend	t-Statistic	=====	=====	=====			
12					Prob.						
13											
14				<u>At First Difference</u>							
15						d(Y)	d(X1)	d(X2)			
16				With Constant	t-Statistic	0.0784	0.2944	0.2270			
17					Prob.	n0	n0	n0			
18											
19				With Constant & Trend	t-Statistic	0.0489	0.0545	0.0657			
20					Prob.	n0	n0	n0			
21											
22				Without Constant & Trend	t-Statistic	=====	=====	=====			
23					Prob.						

4.2. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

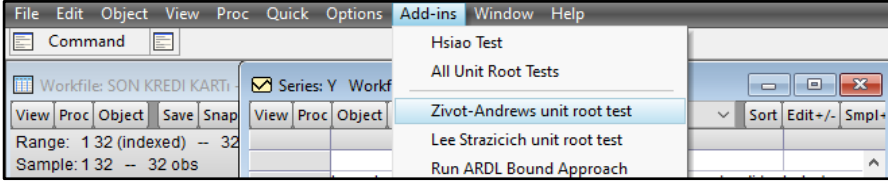
Geleneksel ADF, PP ve KPSS birim kök testleri doğası gereği yapısal kırılmaları dikkate almaz. Yapısal kırılmaları dikkate almaksızın yapılan birim kök sınamaları ise yanıltıcı sonuçlar verebilecektir. Bu yüzden değişkenlere ilişkin yapısal kırılmaları da dikkate alan ZA (Zivot-Andrews) (Zivot ve Andrews, 2002) ve LS (Lee-Strazicich) (Lee ve Strazicich, 2003) birim kök testleri uygulanmış ve sonuçlar değerlendirilmiştir. Bu testleri uygulayabilmek için Eviews ana ekranında bulunan “Add-ins” sekmesinin altında bulunan “Download Add-ins” kısmından “ZAURoot” ve “lsunit” eklentilerinin yüklenmesi gerekecektir. Bu işlem için bir önceki başlık olan 4.1.4. başlığı incelenebilir.

4.2.1. Zivot-Andrews (ZA) Birim Kök Testi

Zivot Andrews birim kök testi için sırasıyla aşağıdaki adımlar izlenir:

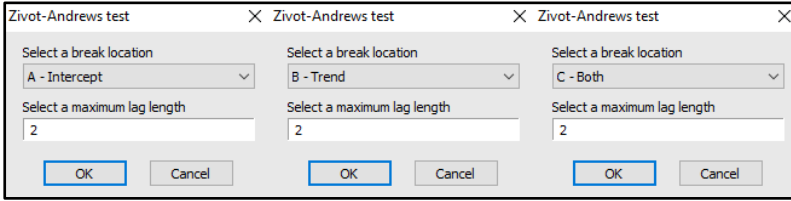
- Eklentinin yüklenmesinin ardından test yapılacak değişken çift tıklanarak açılır.
- Ardından “Add-ins” sekmesinin altında bulunan “Zivot-Andrews unit root test” sekmesi aşağıda Şekil 4.19’deki gibi açılır.

Şekil 4.19. Zivot-Andrews Testi: Birinci Adım



- Açılan ekrandan sırasıyla “A-Intercept”, “B-Trend” ve “C-Both” seçenekleri için ayrı ayrı sonuçlar alınır.
- “Select a maximum lag length” sekmesinden maksimum gecikme uzunluğu yıllık seriler için 2, çeyreklik seriler için 4, aylık seriler için 8 girilmelidir. Bu seriler yıllık olduğu için maksimum gecikme uzunlukları aşağıda Şekil 4.20’de görüldüğü gibi 2 seçilmiştir.

Şekil 4.20. Zivot-Andrews Testi: İkinci Adım



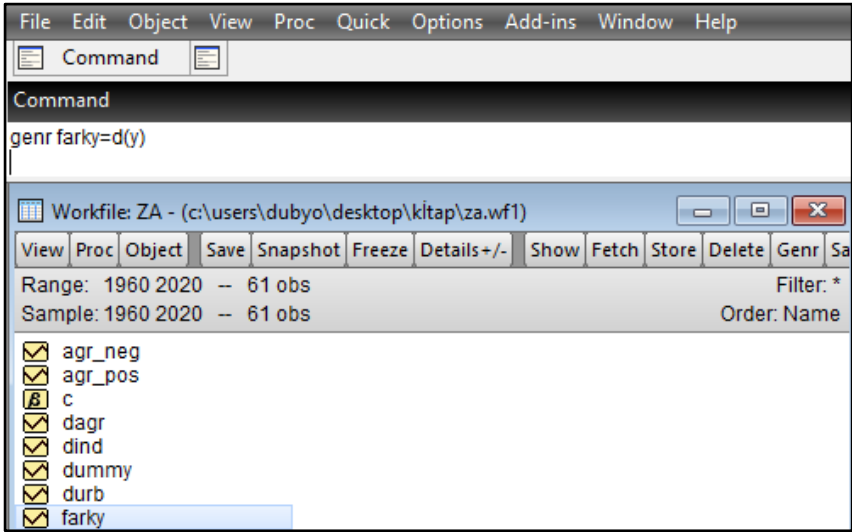
- Aşağıda Şekil 4.21’de Zivot-Andrews düzeyde olan birim kök test sonuçları toplu olarak sunulmuştur.

Şekil 4.21. Düzeyde Zivot-Andrews Test Sonuçları

Null Hypothesis: Y has a unit root with a structural break in the intercept		
Chosen lag length: 0 (maximum lags: 2)		
Chosen break point: 2007		
Zivot-Andrews test statistic	t-Statistic	Prob. *
	-3.474913	0.003013
1% critical value:	-5.34	
5% critical value:	-4.93	
10% critical value:	-4.58	
Zivot-Andrews Unit Root Test		
Date: 09/09/23 Time: 19:09		
Sample: 1960 2020		
Included observations: 61		
Null Hypothesis: Y has a unit root with a structural break in the trend		
Chosen lag length: 0 (maximum lags: 2)		
Chosen break point: 2003		
Null Hypothesis: Y has a unit root with a structural break in both the intercept and trend		
Chosen lag length: 0 (maximum lags: 2)		
Chosen break point: 1998		
Zivot-Andrews test statistic	t-Statistic	Prob. *
	-3.306252	0.007576
1% critical value:	-4.80	
5% critical value:	-4.42	
10% critical value:	-4.11	
Zivot-Andrews Unit Root Test		
Date: 09/09/23 Time: 19:09		
Sample: 1960 2020		
Included observations: 61		
Null Hypothesis: Y has a unit root with a structural break in both the intercept and trend		
Chosen lag length: 0 (maximum lags: 2)		
Chosen break point: 1998		
Null Hypothesis: Y has a unit root with a structural break in both the intercept and trend		
Chosen lag length: 0 (maximum lags: 2)		
Chosen break point: 1998		
Zivot-Andrews test statistic	t-Statistic	Prob. *
	-3.597241	0.026790
1% critical value:	-5.57	
5% critical value:	-5.08	
10% critical value:	-4.82	

- Şekil 4.21 incelendiğinde Y değişkeninin tüm “t-Statistic” değerleri mutlak değer olarak kritik değerlerin tamamından küçüktür. Dolayısıyla Y değişkeninin birim köke sahip olduğunu ifade eden H_0 hipotezi kabul edilir. Bu sonuç, düzeyde Y değişkeninin birim köke sahip olduğunu göstermektedir. Yani, Y değişkeni düzeyde durağan değildir.
- Y değişkeninin düzeyde durağan çıkmaması aynı prosedürün birinci farkta uygulanmasını gerektirir.
- Serinin birinci dereceden farkını almak için “Command” ekranı tıklanır. Açılan pencereye “genr farky=d(y)” komutu yazılıp klavyeden “enter” tuşuna basılır. Böylece aşağıda Şekil 4.22’de sunulan “farky” değişkeni oluşturulur.

Şekil 4.22. Birinci Derece Fark Alma İşlemi



- Y değişkeni için işletilen prosedürün aynısı “farkY” değişkeni için de işletilir.
- “farkY” değişkeni çift tıklanarak açılır. Ardından “Add-ins” sekmesinin altında bulunan “Zivot-Andrews unit root test” sekmesi tıklanır.
- Açılan ekrandan “Select a maximum lag length” 2 seçilerek sırasıyla “A-Intercept”, “B-Trend” ve “C-Both” seçenekleri için ayrı ayrı sonuçlar alınır.
- Aşağıda Şekil 4.23’te Zivot-Andrews birinci farklarda olan birim kök test sonuçları toplu olarak sunulmuştur.
- Şekil 4.23 incelendiğinde “farkY” değişkeninin tüm “t-Statistic” değerleri mutlak değer olarak kritik değerlerin tamamından büyüktür. Dolayısıyla H_0 hipotezi reddedilerek H_A hipotezi kabul edilir. Bu sonuç, Y değişkeninin birinci farklarda birim köke sahip olmadığını yani durağan olduğunu göstermektedir. Özetle, Y değişkeni $I(1)$ ’dir.

- Bu test yapısal kırılmaları dikkate aldığı için “kırılma yılı” modele eklenecek olan kukla (dummy) değişken için anlamlı bir gerekeç olabilir.

Şekil 4.23. Birinci Farkta Zivot-Andrews Test Sonuçları

	t-Statistic	Prob. *
Zivot-Andrews test statistic	-7.893362	0.007028
1% critical value:	-5.34	
5% critical value:	-4.93	
10% critical value:	-4.58	
Zivot-Andrews test statistic	-6.867366	0.387217
1% critical value:	-4.80	
5% critical value:	-4.42	
10% critical value:	-4.11	
Zivot-Andrews test statistic	-7.910403	0.003277
1% critical value:	-5.57	
5% critical value:	-5.08	
10% critical value:	-4.82	

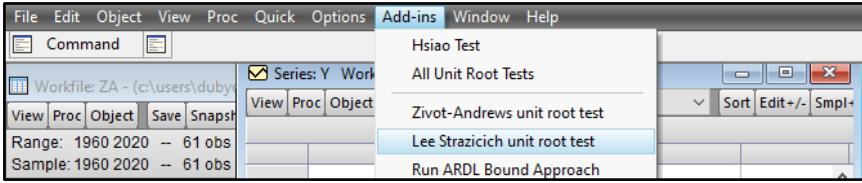
- Yukarıda sunulan Şekil 4.23 incelendiğinde Y değişkeninin tüm “t-Statistic” değerleri mutlak değer olarak kritik değerlerin tamamından büyüktür. Dolayısıyla H_0 reddedilerek H_A kabul edilir. Bu sonuç birinci farkta Y değişkeninin birim köke sahip olmadığını yani durağan olduğunu göstermektedir. Özetle, Y değişkeni $I(1)$ 'dir.

4.2.2. Lee-Strazicich (LS) Birim Kök Testi

Bu başlık altında LS(Lee-Strazicich) (Lee ve Strazicich, 2003) birim kök testleri uygulanmış ve sonuçlar değerlendirilmiştir. Bu testi uygulayabilmek için Eviews ana ekranında bulunan “Add-ins” sekmesinin altında bulunan “Download Add-ins” kısmından “lsunit” eklentisinin yüklenmesi gerekecektir. Bu işlem için 4.1.4. başlığı incelenebilir. Lee-Strazicich birim kök testi için sırasıyla aşağıdaki adımlar izlenir:

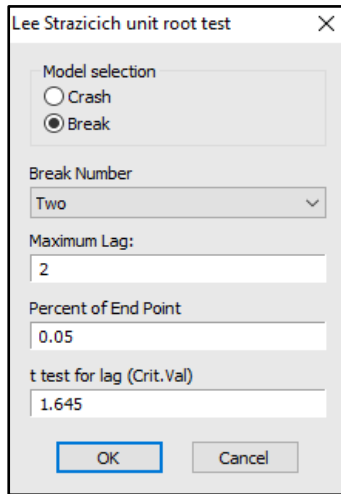
- Eklentinin yüklenmesinin ardından test yapılacak değişken çift tıklanarak açılır.
- Ardından “Add-ins” sekmesinin altında bulunan “Lee Strazicich unit root test” sekmesi aşağıda sunulan Şekil 4.24’teki gibi açılır.

Şekil 4.24. LS Birim Kök Testi: Birinci Adım



- Aşağıda Şekil 4.25’te sunulduğu üzere açılan ekrandan sırasıyla “Break”, kırılma sayısı isteğe göre “One” ya da “Two”, “Percent of End Point” 0.05 girilir.

Şekil 4.25. LS Birim Kök Testi: İkinci Adım



- Ardından “OK” seçeneği tıklanarak aşağıda sunulan Şekil 4.26’da sunulan test sonucu elde edilir.

Şekil 4.26. Düzeyde LS Birim Kök Test Sonucu

Table: TAB01 Workfile: ZA::Untitled\										
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-	
	A	B	C	D	E	F				
1	Lee Strazicich LM unit root test									
2	Model: Break (C)									
3	Null hypothesis : x1 has a unit root with break									
4										
5	Minimum test statistic (tau)						-4.205787			
6	Break point						1979 2001			
7	Selected lag						2			
8	Test critical values			1% level		-7.032000				
9				5% level		-6.375000				
10				10% level		-6.011000				

- Yukarıda şekil 4.26’da sunulan Lee-Strazicich birim kök test sonucuna göre X_1 değişkeninin “Minimum test statistic(tau)” değeri mutlak değer olarak kritik değerlerin tamamından küçüktür. Dolayısıyla Y değişkeninin birim köke sahip olduğunu ifade eden H_0 kabul edilir. Bu sonuç, X_1 değişkeninin düzeyde birim köke sahip olduğunu göstermektedir. Yani, X_1 değişkeni düzeyde durağan değildir.
- X_1 değişkeninin düzeyde durağan çıkmaması aynı prosedürün birinci farklarda uygulanmasını gerektirir.
- Serinin farkını almak için “Command” ekranı tıklanır. Açılan pencereye “genr farkX1=d(X1)” komutu yazılıp klavyeden “enter” tuşuna basılır. Böylece “farkX1” değişkeni oluşturulur.
- X_1 değişkeni çift tıklanarak açılır ardından “Add-ins” sekmesinin altında bulunan “Lee Strazicich unit root test” sekmesi tıklanır.
- Açılan ekrandan sırasıyla “Break”, kırılma sayısı isteğe göre “One” ya da “Two”, “Percent of End Point” ise 0.05 olarak girilir.
- Ardından “OK” seçeneği tıklanarak aşağıda Şekil 4.27’de sunulan birinci farkta Lee-Strazicich test sonucu elde edilir.

Şekil 4.27. Birinci Farkta LS Test Sonucu

Table: TAB02 Workfile: ZA::Untitled\										
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-	
	A	B	C	D	E	F				
1	Lee Strazicich LM unit root test									
2	Model: Break (C)									
3	Null hypothesis : FARKX1 has a unit root with break									
4										
5	Minimum test statistic (tau)						-7.154435			
6	Break point						1964 2003			
7	Selected lag						0			
8	Test critical values			1% level		-6.691000				
9				5% level		-6.152000				
10				10% level		-5.798000				

- Yukarıda Şekil 4.27’de birinci farkta uygulanan Lee Strazicich birim kök test sonucuna göre X_1 değişkeninin “Minimum test statistic(τ)” değeri mutlak değer olarak kritik değerlerin tamamından büyüktür. Dolayısıyla H_0 reddedilir. Bu sonuç, birinci farklarda X_1 değişkenin birim kök içermediği yani durağan olduğu anlamına gelir. Özetle, X_1 değişkeni $I(1)$ ’dir.
- Bu test Zivot Andrews testinden farklı olarak iki kırılmaya izin verdiği için modele eklenecek kukla (dummy) değişkenler açısından daha fazla esneklik sağlar. “Kırılma yılları” modele eklenecek olan kukla değişken(ler) için anlamlı bir gerekçe olabilir.

5. BÖLÜM

ARDL EŞBÜTÜNLEŞME YÖNTEMİ

ARDL kavramı İngilizce “Auto-regressive Distributed Lag” kelimelerinin baş harflerine karşılık gelir. Türkçede “gecikmesi dağıtılmış otoregresif yöntem” şeklinde ifade edilen bu yöntem M. Hashem Pesaran, Yongcheol Shin ve Richard J. Smith (2001) tarafından geliştirilmiştir. Bu yöntem, düzeyde durağan olmayan en az iki değişkenin durağan bir bileşimlerinin olduğunu ifade eden “eşbütünleşme” kavramını test etmek için kullanılır. Dolayısıyla ARDL yöntemi, farklı durağanlık seviyelerine sahip olan değişkenlerin durağan bir bileşimini tespit etmeye yarar. Bu yaklaşım Engle ve Granger (1987), Johansen ve Juselius (1990), Phillips ve Hansen (1990) gibi geleneksel eşbütünleşme testlerine göre daha esneklerdir. ARDL yönteminde tüm değişkenlerin aynı derecede entegre olma şartı aranmaz. Küçük örneklemler için tutarlı ampirik kanıtlar sağlar (Narayan ve Smyth, 2005).

Sonuç olarak, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin mevcut ve geçmiş dönemli verileri arasındaki dinamik etkileşimlerin modellenmesine yardımcı olan ARDL yöntemi, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin anlaşılmasına katkı sağlar. Çalışma kapsamında ARDL prosedürü matematiksel gösterimler de dahil olmak üzere Eviews paket programı üzerinden adım adım uygulanacaktır.

5.1. Yönteme Karar Verme

ARDL yöntemi bağımlı değişkenin $I(1)$, bağımsız değişkenlerin $I(0)$ ya da $I(1)$ olması (Shahbaz vd. 2013) durumunda etkin sonuçlar sunar. Birim kök testleri açısından çelişkili sonuçlar elde edildiği ya da bağımlı değişkenin $I(0)$ olduğu durumlarda da ARDL yönteminin uygulanmasına imkân sunan McNown vd. (2018) tarafından “bootstrap” ARDL, Sam vd.’nin (2019) ise Augmented-ARDL (A-ARDL) prosedürü olarak isimlendirdiği yeni bir yaklaşım ortaya çıkmıştır (Göksu, 2023: 228). Ancak her durumda değişkenler arasında $I(2)$ olmamalıdır (Akçay, 2022). Kullanılacak yönteme karar vermede yukarıda anlatılan hususlar aşağıda Tablo 5.1’de özetlenmiştir. Bu tabloda Y bağımlı değişkeni, X_1 ve X_2 bağımsız değişkenleri, $I(0)$ ve $I(1)$ durağanlık seviyelerini göstermektedir. $I(0)$ serinin düzeyde ya da seviyede durağan olduğunu gösterirken $I(1)$ serinin birinci farkta durağan olduğunu gösterir. Kullanılacak olan yönteme karar vermek için öncelikle birim kök testleri uygulanmalıdır ki bu çalışmanın 4. bölümünde detaylı bir şekilde ele alınmıştır. Birim kök test sonuçlarına göre hangi yöntemin uygulanacağına karar verilir. Tablo 5.1 incelendiğinde çok rahatlıkla ifade edilebilir ki ARDL yöntemi çoğu zaman bir tercihten değil zorunluluktan ortaya çıkar.

Tablo 5.1. Değişkenlerin I(0) ve/veya I(1) Olduğu Durumlarda Yönteme Karar Verme

Bağımlı Değişken Y	Bağımsız Değişken X ₁	Bağımsız Değişken X ₂	Kullanılabilecek Yöntem
I(1)	I(1)	I(0)	ARDL
I(1)	I(0)	I(1)	ARDL
I(0)	I(1)	I(0)	A-ARDL
I(0)	I(0)	I(1)	A-ARDL
I(1)	I(1)	I(1)	ARDL
I(0)	I(0)	I(0)	Geleneksel eşbütünleşme yöntemleri Klasik OLS (Ordinary least squares)

5.2. Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi ve Trend Spesifikasyonlarının Seçimi

ARDL yöntemi için gecikme uzunluklarının doğru bir şekilde tespit edilmesi analiz sonuçlarının güvenilirliği açısından hayati bir adımdır. Maksimum gecikme uzunluğu için AIC (Akaike information criterion), SC (Schwarz information criterion), HQ (Hannan-Quinn information criterion) gibi bilgi kriterleri kullanılabilmektedir. Literatürdeki genel eğilim, maksimum gecikme uzunluğunun yıllık olan verilerde 2, çeyreklik verilerde 4, aylık olan verilerde ise 8 olarak seçildiği şeklindedir. Gecikme uzunluğunun yüksek tutulmasının veri kaybına yol açacağına da dikkat etmek gerekir. Zaman serisi analizlerinde genel eğilim en az 30 gözlem değerinin olması gerektiği şeklindedir. Aylık verilere ilişkin 35 gözlemlilik bir çalışmada maksimum gecikme uzunluğunun 8 olarak belirlenmesi durumunda, geriye sadece 27 gözlem değeri kalacaktır ki bu durum çalışmaya ilişkin gözlem değerlerinin genel kabul gören alt sınırın (30'un) altında kalmasına neden olacaktır.

Trend spesifikasyonun doğru olarak seçilmesi de analiz açısından hayati öneme sahiptir. Eviews paket programı, "Fixed Regressors" bölümünde deterministik spesifikasyonların uzun vadeli ilişkiye nasıl gireceğine ilişkin 5 farklı trend spesifikasyon seçeneği sunar (Eviews, 2017).

- **None:** Bu seçim Case 1'e karşılık gelir ve sabitsiz ve trendsiz durumu ifade eder.
- **Rest. constant:** Bu seçim Case 2'ye karşılık gelir ve kısıtlı sabitli ve trendsiz durumu ifade eder.
- **Constant:** Bu seçim Case 3'e karşılık gelir ve kısıtsız sabitli ve trendsiz durumu ifade eder.
- **Rest. trend:** Bu seçim Case 4'e karşılık gelir ve kısıtlı doğrusal trendli ve kısıtsız sabitli modeli ifade eder.

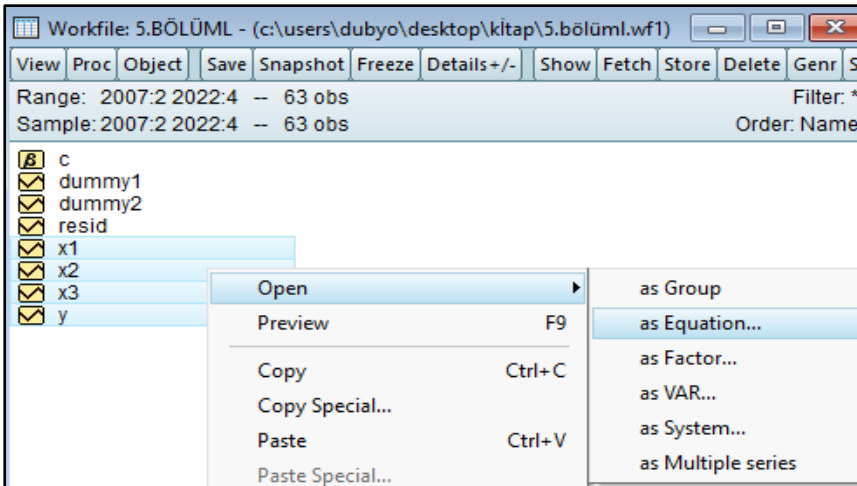
- **Constant & trend:** Bu seçim Case 5'e karşılık gelir ve kısıtsız trendli ve sabitli modeli ifade eder.

Bu trend spesifikasyonlarından test edilecek model için uygun olanına karar verilmesi gerekecektir. Bu karar verme işlemi grafikler aracılığıyla serilerin bünyelerinde sabit ve trend içerip içermediğine göre şekillenebilir. Ancak belirtmek gerekir ki ARDL ile yapılan ampirik çalışmaların çoğunda Case 3'ü ifade eden (Constant) sabitli ancak trendsiz durum tercih edilmektedir.

ARDL ve A-ARDL uygulama adımlarının anlatılacağı bu bölümde öncelikle fiyat hareketlerinin değişkenler üzerindeki etkilerini ortadan kaldırabilmek için tüm değişkenler reelleştirilmiş olup logaritmik dönüşüm işlemleri yapılmıştır. Ardından modelde yer alan veriler çeyreklik olduğu için değişkenler mevsimsel etkilerden arındırılmıştır. Bu uygulama adımları için kitabın 1. bölümü incelenebilir. Daha sonra birim kök testleri uygulanmıştır. Uygulanan birim kök test sonuçlarına göre bağımlı değişken olan Y değişkeninin I(0), bağımsız değişkenlerin I(0) veya I(1) olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla yukarıda yer alan Tablo 5.1'e göre A-ARDL yönteminin uygulanması uygundur. Bu bölümde anlatılan gecikme uzunlukları ile trend spesifikasyonlarının belirlenmesine ilişkin hususların Eviews üzerinden uygulaması şu şekilde yapılabilir:

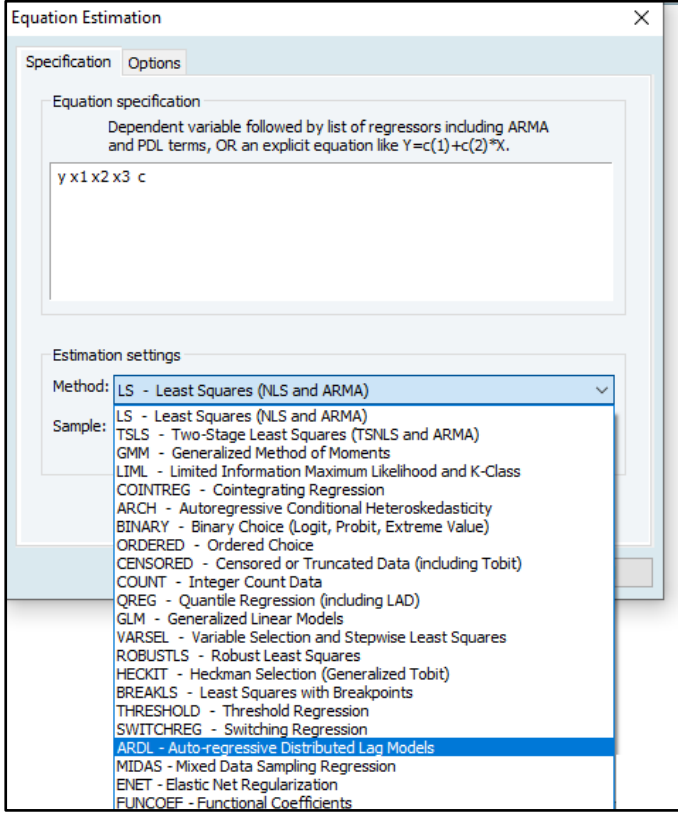
- Eviews programında önce bağımlı değişken olmak üzere daha sonra modelde yer alan bağımsız değişkenlerin tamamı seçilir.
- İmleç seçili verilerin üzerindeyken sağ tıklanır. Açılan ekranda "Open ⇒ As Equation" sekmeleri sırasıyla seçilir. Bu adımların Eviews ekran görüntüsü aşağıda Şekil 5.1'de sunulmuştur.

Şekil 5.1. ARDL Denklemi Oluşturma



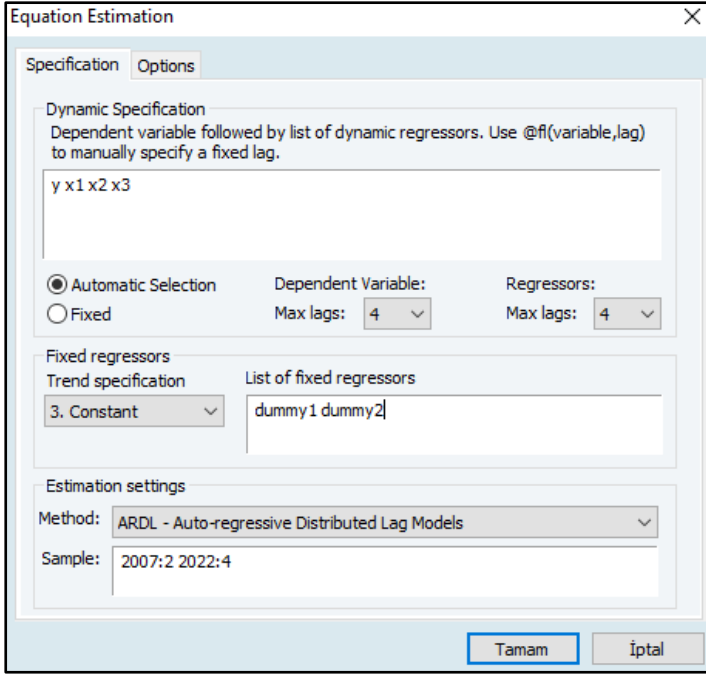
- Bu açılan ekranın “Method” kısmından “ARDL-Auto-regressive Distributed Lag Models” seçeneği işaretlenir. Bu adımın Eviews ekran görüntüsü aşağıda Şekil 5.2’de sunulmuştur.

Şekil 5.2. ARDL Metodunun Seçimi



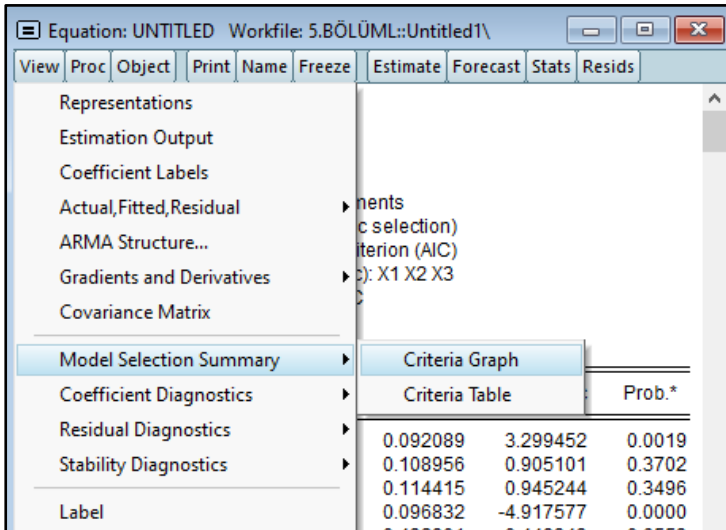
- Buraya kadar olan adımlar Eviews ana ekranında bulunan “Quick ⇒ Estimate Equation” tıklanıp “Method” kısmından “ARDL-Auto-regressive Distributed Lag Models” seçeneği işaretlenerek “Dynamic Specification” kısmına değişkenlerin isimlerinin yazılmasıyla da yapılabilir.
- Metot seçiminin ardından aşağıda Şekil 5.3’te sunulan spesifikasyonlarının belirlendiği Eviews ekranı gelecektir. Bu ekranda dikkat edilecek hususlar şunlardır: Veriler çeyreklik olduğu için “max lags”lar 4 olarak seçilmiştir. (Veriler yıllık olduğunda 2, aylık olduğunda 8 tercih edilebilir). Trend spesifikasyon kısmında, “Case 3” yani sabitli model olan “3.Constant” tercih edilmiştir. Bağımlı değişkenin yapısal kırılmalı birim kök test sonucuna göre belirlenen kırılma dönemleri modele kukla değişken olarak “List of fixed regressors” kısmından eklenmiştir. Sonrasında, “Tamam” seçeneği tıklanarak spesifikasyon belirleme işlemleri tamamlanmış olur.

Şekil 5.3. ARDL Spesifikasyonlarının Belirlemesi



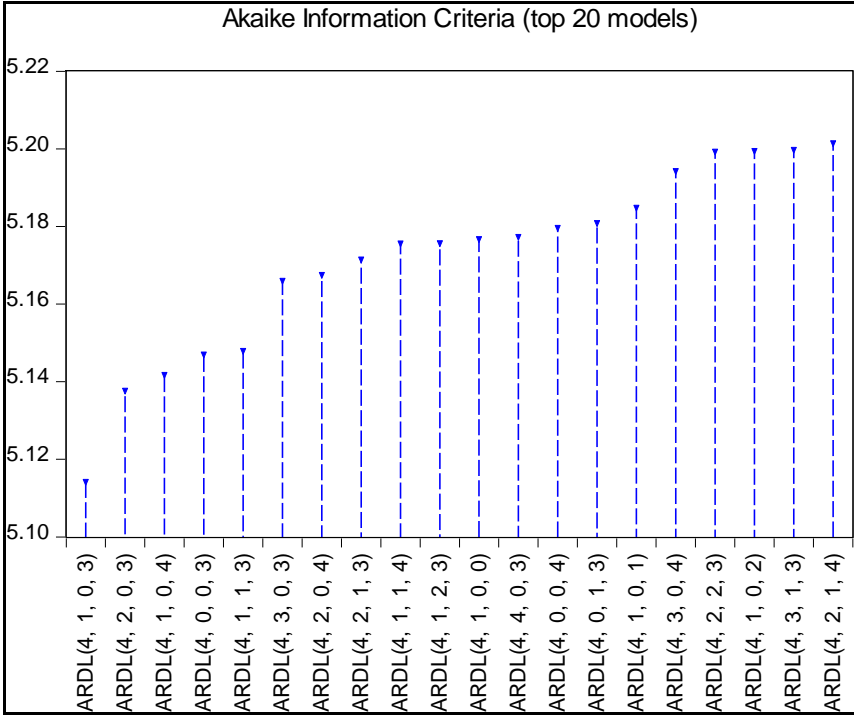
- Spesifikasyonların belirlenmesinin ardından aşağıda Şekil 5.4'te görüldüğü üzere gelen ekranda “View ⇒ Model Selection Summary ⇒ Criteria Graph” seçenekleri sırasıyla tıklanır.

Şekil 5.4. ARDL Model Belirleme İşlemleri: Birinci Adım



- Bu seçim işlemlerinin ardından aşağıda Şekil 5.5'te sunulan grafik açılır.

Şekil 5.5. ARDL Model Belirleme İşlemleri: AIC



- Yukarıda Şekil 5.5'te sunulan grafik AIC (Akaike Info Criterion)'e göre hesaplanan optimum gecikme uzunluklarını sunar. Bu grafiğe göre en uygun model ARDL (4, 1, 0, 3) modeli olup Eviews paket programı tahminlerini otomatik olarak bu modele göre yapacaktır.

Şekil 5.6. ARDL Model Belirleme İşlemleri: AIC, SC, BIC ve HQ

Model	LogL	AIC*	BIC	HQ	Adj. R-sq	Specification
97	-136.868630	5.114191	5.607166	5.306628	NA	ARDL(4, 1, 0, 3)
72	-136.561214	5.137668	5.665856	5.343851	NA	ARDL(4, 2, 0, 3)
96	-136.681094	5.141732	5.669919	5.347915	NA	ARDL(4, 1, 0, 4)
122	-138.836517	5.147001	5.604763	5.325693	NA	ARDL(4, 0, 0, 3)
92	-136.864677	5.147955	5.676143	5.354138	NA	ARDL(4, 1, 1, 3)
47	-136.396798	5.165993	5.729393	5.385922	NA	ARDL(4, 3, 0, 3)
71	-136.442408	5.167539	5.730939	5.387468	NA	ARDL(4, 2, 0, 4)
67	-136.559321	5.171502	5.734902	5.391431	NA	ARDL(4, 2, 1, 3)
91	-136.681052	5.175629	5.739029	5.395557	NA	ARDL(4, 1, 1, 4)
87	-136.683195	5.175702	5.739102	5.395630	NA	ARDL(4, 1, 2, 3)
100	-141.713354	5.176724	5.564061	5.327925	NA	ARDL(4, 1, 0, 0)
22	-135.729870	5.177284	5.775896	5.410958	NA	ARDL(4, 4, 0, 3)
121	-138.799387	5.179640	5.672615	5.372078	NA	ARDL(4, 0, 0, 4)
117	-138.835815	5.180875	5.673850	5.373313	NA	ARDL(4, 0, 1, 3)
99	-140.952977	5.184847	5.607397	5.349793	NA	ARDL(4, 1, 0, 1)

- En uygun modeli belirleme işlemi AIC üzerinden grafikte değil de tablo üzerinden AIC yanında SC, BIC ve HQ gibi diğer bilgi kriterleri kullanılarak da gösterilebilir.
- Bu gösterim için spesifikasyonların belirlenmesinin ardından açılan ekranda “View ⇒ Model Selection Summary ⇒ Criteria Table” seçeneği tıklanır ve yukarıda Şekil 5.6’da sunulan tablo açılır.
- Şekil 5.6’da sunulan tabloya göre de en uygun model ARDL (4, 1, 0, 3) modelidir.

5.3. Eşbütünleşmenin Sınanması: Sınır (Bounds) Testlerinin Uygulanması

Çalışmanın bu bölümünde ilk olarak tahmin edilecek modellerin matematiksel gösterimi yapılmış ardından sınır testlerinin hipotezleri sunulmuştur. Ardından ise Eviews uygulamaları aşama aşama gösterilmiştir. Y bağımlı değişken, X_1 , X_2 ve X_3 bağımsız değişkenler olmak üzere “Unrestricted Error Correction Model (UECM)” kısıtsız hata düzeltme modeli aşağıda denklem 2’de yer almaktadır.

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_t = & \beta_0 + \beta_1 dum1 + \beta_2 dum2 + \sum_{i=1}^{p=4} \beta_{3i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{r=1} \beta_{4j} \Delta \ln X1_{t-j} \\ & + \sum_{k=0}^{s=0} \beta_{5k} \Delta \ln X2_{t-k} + \sum_{l=0}^{t=3} \beta_{6l} \Delta \ln X3_{t-l} + \alpha_1 \ln Y_{t-1} + \alpha_2 \ln X1_{t-1} \\ & + \alpha_3 \ln X2_{t-1} + \alpha_4 \ln X3_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (2)$$

Yukarıda denklem 2’de yer alan “ Δ ” fark operatörünü, değişkenlerin başındaki “ \ln ” doğal logaritmalarının alındığını, “ μ_t ” hata terimini, “dum1 ve dum2” kukla değişkenleri “ β_0 ” sabit terimi, “ $\beta_3, \beta_4, \beta_5$ ve β_6 ” kısa dönemli katsayıları, “ $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ ve α_4 ” uzun dönemli katsayıları, “p, r, s ve t” gecikme uzunluklarını ifade etmektedir. Hatırlanacağı üzere 5.2. numaralı başlık altında en uygun modelin ARDL (4, 1, 0, 3) olduğu sonucuna ulaşılmıştı. Dolayısıyla p=4, r=1, s=0 ve t=3 olarak belirlenmiştir. ARDL kısıtsız hata düzeltme modeli (ECM) aşağıda denklem 3’te sunulmuştur. Denklem 2 için yapılan açıklamalara ilave olarak “ γ_1 ” hata düzeltme terimi katsayısını, τ_t ise hata terimini göstermektedir.

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_t = & \beta_0 + \beta_1 dum1 + \beta_2 dum2 + \sum_{i=1}^{p=4} \beta_{3i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{j=0}^{r=1} \beta_{4j} \Delta \ln X1_{t-j} \\ & + \sum_{k=0}^{s=0} \beta_{5k} \Delta \ln X2_{t-k} + \sum_{l=0}^{t=3} \beta_{6l} \Delta \ln X3_{t-l} + \gamma_1 ECT_{t-1} + \tau_t \end{aligned} \quad (3)$$

Klasik ARDL yönteminde eşbütünleşmenin sınanmasında “*F-Bounds*” ve “*t-Bounds*” sınır testleri kullanılır. *F-Bounds* testi, modelde yer alan bağımlı ve

bağımsız tüm değişkenlerin gecikmeli değerlerini dikkate alır. *F-Bounds* testinin hipotezleri, $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ ve $H_A: \alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq 0$ şeklindedir. *F-Bounds* test istatistik değerleri, Narayan (2005) tarafından hesaplanan alt ve üst sınır kritik değeriyle karşılaştırılacaktır. Hesaplanan *F-Bounds* istatistik değeri $I(1)$ için belirtilen üst sınır kritik değerlerin üzerindeyse, eşbütünleşmenin olmadığını belirten H_0 hipotezi reddedilerek eşbütünleşmenin olduğu sonucuna ulaşılır. *F-Bounds* istatistik değeri alt ve üst sınır kritik değerleri arasında yer alıyorsa, eşbütünleşmenin olmadığını belirten sıfır hipotezi sonuçsuzdur ve kararsız bölgeyi temsil eder. Bu durumda Kremers vd. (1992), Banerjee vd. (1998) ve Tursoy ve Faisal'a (2018) göre eşbütünleşme ilişkisinin varlığına ilişkin karar hata düzeltme terimine göre verilecektir. Hata düzeltme teriminin negatif ve istatistiki olarak anlamlı olması (olasılık değerinin 0.05'ten küçük olması) tahmin edilen değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına işaret edecektir. Ancak *F-Bounds* değerinin alt sınır kritik değerinin altında olması, tahmin edilen değişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığını gösterecektir.

Eşbütünleşmenin sınanmasında ikinci bir test olarak sadece bağımlı değişkenin gecikmeli değerini göz önünde bulunduran *t-Bounds* testinin hipotezleri, $H_0: \alpha_1 = 0$ ve $H_A: \alpha_1 \neq 0$ şeklindedir. Bu testin test istatistik değerleri Pesaran vd. (2001) tarafından hesaplanan alt ve üst sınır kritik değeriyle karşılaştırılacaktır.

Birim kök testleri açısından çelişkili sonuçlar elde edildiği ya da bağımlı değişkenin $I(0)$ olduğu durumlarda A-ARDL prosedürü uygulanır. A-ARDL yönteminde kullanılan *Exogenous F-Bounds* testi sadece bağımsız değişken(ler)in gecikmeli değerini dikkate alır. *Exogenous F-Bounds* testinin hipotezleri, $H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ ve $H_A: \alpha_2 \neq \alpha_3 \neq \alpha_4 \neq 0$ şeklindedir. Bu hipotezler, *F-Bounds* testinden farklı olarak bağımlı değişkeni dikkate almamaktadır.

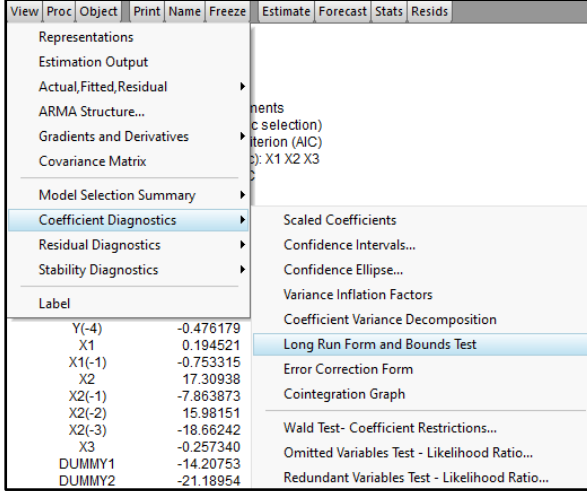
Yukarıda yapılan açıklamalar ışığında eşbütünleşme testlerini ifade eden "Bounds" (sınır) testlerinin Eviews üzerinden uygulaması şu şekilde yapılabilir:

- Eviews programında önce bağımlı değişken olmak üzere daha sonra modelde yer alan bağımsız değişkenlerin tamamı seçilir.
- İmleç seçili verilerin üzerindeyken sağ tıklanır. Açılan ekranda "Open ⇒ As Equation" sekmeleri sırasıyla seçilir.
- Bu açılan ekranın "Method" kısmından "ARDL-Auto-regressive Distributed Lag Models" seçeneği işaretlenir.
- Gelen ekranda veriler çeyreklik olduğu için "max lags"lar 4 seçilmiştir. Trend spesifikasyon kısmında "Case 3" yani sabitli model olan "3.Constant" tercih edilmiştir. Yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök test sonuçlarına göre belirlenen kırılma dönemleri "List of fixed regressors" kısmından

modele kukla deęişken olarak eklenmiştir. “Tamam” seçeneęi tıklanarak spesifikasyon belirleme işlemleri tamamlanır.

- Ardından açılan ekran üzerinden aşağıda Şekil 5.7’de görüldüğü üzere “View ⇒ Coefficient Diagnostics ⇒ Long Run Form and Bounds Test” sekmeleri tıklanır.

Şekil 5.7. *F-Bounds* ve *t-Bounds* Testi: Birinci Adım



Şekil 5.8. *F-Bounds* ve *t-Bounds* Testi Sonuçları

Equation: UNTITLED Workfile: 5.BÖLÜML:Untitled1\

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-Bounds Test Null Hypothesis: No levels relationship				
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	16.61374	10%	2.72	3.77
k	3	5%	3.23	4.35
		2.5%	3.69	4.89
		1%	4.29	5.61
Actual Sample Size	59	Finite Sample: n=60		
		10%	2.838	3.923
		5%	3.415	4.615
		1%	4.748	6.188
		Finite Sample: n=55		
		10%	2.843	3.92
		5%	3.408	4.623
		1%	4.828	6.195
t-Bounds Test Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-7.778518	10%	-2.57	-3.46
		5%	-2.86	-3.78
		2.5%	-3.13	-4.05
		1%	-3.43	-4.37

- Açılan ekran aşağıya doğru kaydırıldığında (alt kısmında) *F-Bounds* ve *t-Bounds* test değerleri yukarıda Şekil 5.8'deki gibi görülebilecektir.
- Şekil 5.8'de görüldüğü üzere *F-Bounds* test değeri 16.61374'tür. Bu değer $I(0)$ ve $I(1)$ sınır değerleriyle karşılaştırılır. 1000 gözlem değeri için 16.61374 değeri %1 anlamlılık düzeyinde üst sınır değer olan 5.61 değerinden yüksektir. Dolayısıyla *F-Bounds* test sonucuna göre oluşturulan model %1 anlamlılık seviyesinde simetrik/doğrusal olarak eşbütünleşiktir. Çalışmanın gözlem değeri 63'tür. Veriler çeyreklik olduğu için maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiş ve en uygun modelin ARDL (4, 1, 0, 3) olduğu tespit edilmişti. Dolayısıyla maksimum gecikme uzunluğunun düşülmesinin ardından çalışmanın gerçek gözlem değeri 59 olarak ortaya çıkar. Bu yüzden değerlendirmenin 60 ya da 55 değerine göre yapılması daha uygun olacaktır. 60 değeri 59 değerine daha yakın olduğu için alt ve üst kritik değerleri 60 gözlem değeri için karşılaştırılmıştır. Yukarıda Şekil 5.8'de görüldüğü üzere 60 gözlem değeri için 16.61374 değeri %1 anlamlılık düzeyinde üst sınır kritik değeri olan 6.188 değerinden büyüktür. Dolayısıyla *F-Bounds* test sonucuna göre oluşturulan model sınırlı gözlem değeri için de %1 anlamlılık seviyesinde simetrik/doğrusal olarak eşbütünleşiktir. Benzer sonuç 55 gözlem değeri için de geçerlidir. Dolayısıyla *F-Bounds* test sonucu ne kadar büyükse eşbütünleşme ilişkisi o kadar kuvvetli olacaktır. Örneğin *F-Bounds* test değeri 2.08 olsaydı herhangi bir eşbütünleşme ilişkisi olmadığı anlamına gelecekti.
- Yukarıda Şekil 5.8'de görüldüğü üzere *t-Bounds* test değeri -7.778518'dir. Bu değer $I(0)$ ve $I(1)$ sınır değerleriyle karşılaştırılır. -7.778518 değeri %1 anlamlılık düzeyinde üst sınır değer olan -4.37 değerinden büyüktür. Dolayısıyla *t-Bounds* test sonucuna göre oluşturulan model %1 anlamlılık seviyesinde simetrik/doğrusal olarak eşbütünleşiktir.

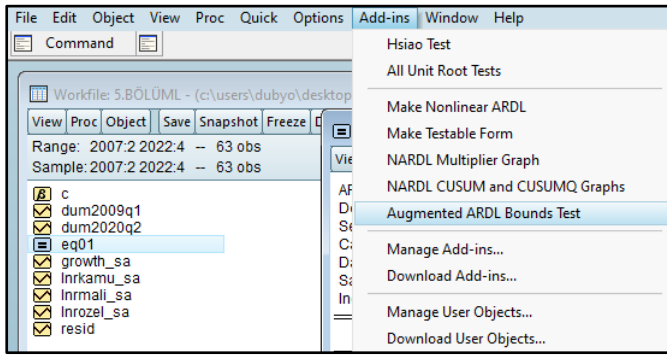
Şekil 5.9. Augmented ARDL *Exogenous F-Bounds* Testi: Birinci Adım

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
						Asymptotic: n=1000			
F-statistic		16.61374	10%	2.72	3.7	3.23	4.3	3.69	4.8
Object Name		<input type="text" value="eq01"/> 300 characters maximum, 16 or fewer recommended							
Name to identify object		<input type="text" value="eq01"/>							
Display name for labeling tables and graphs (optional)		<input type="text"/>							
						e Sample: n=60			
		2.838	3.92	3.415	4.61	4.748	6.18		
						e Sample: n=55			
		2.843	3.9	3.408	4.62	4.828	6.19		

Hatırlanacağı üzere çalışmada bağımlı değişken olarak yer alan Y serisi birim kök testleri neticesinde $I(0)$ olarak tespit edilmişti. Bu yüzden üçüncü bir test olarak sadece bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerini dikkate alan *Exogenous F-Bounds* testi uygulanmıştır. Bu testin uygulanmasında şu adımlar takip edilebilir:

- Bounds test sonuçlarının olduğu ekranın üstünde yer alan “Name” sekmesi tıklanır. Açılan ekrana mevcut model “eq01” olarak kaydedilir (Şekil 5.9). Böylece değişkenlerin olduğu ana ekrana bu denklem kaydedilmiş olur.
- Ardından ana ekran üzerinde bulunan “eq01” eşitliği çift tıklanarak açılır.
- Aşağıda Şekil 5.10’da görüldüğü üzere ana ekranın en üst kısmında bulunan “Add-ins” sekmesinden “Augmented ARDL Bounds Test” seçeneği tıklanır.

Şekil 5.10. Augmented ARDL *Exogenous F-Bounds* Testi: İkinci Adım



- Bu seçimin ardından değişkenlerin olduğu ana ekrana hem “testable_form” adında bir dosya hem de aşağıda Şekil 5.11’de görüldüğü üzere “Augmented ARDL Test” isimli bir pencere açılır.

Şekil 5.11. Augmented ARDL *Exogenous F-Bounds* Test Sonuçları

The screenshot shows the results of the Augmented ARDL Test. The window title is 'Equation: EQ01 Workfile: 5.BÖLÜML:Untitled2\'. The main window displays the test results for the 'Exogenous F-Bounds Test' with the null hypothesis 'No exo. levels relationship'. The test statistics are shown for both asymptotic and finite sample sizes.

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	5.310122	10%	2.08	3.86
k	3	5%	2.62	4.65
		2.5%	3.15	5.40
		1%	3.83	6.33
Finite Sample: n=55				
Actual Sample Size	59	10%	2.20	4.02
		5%	2.79	4.92
		2.5%	3.37	5.74
		1%	4.18	6.89
Finite Sample: n=60				
		10%	2.19	3.99
		5%	2.78	4.88
		2.5%	3.38	5.75
		1%	4.24	6.83

- Açılan bu pencerenin aşağıya kaydırılmasının ardından Şekil 5.11’de görüldüğü üzere *Exogenous F-Bounds* test değerinin 5.310122 olduğu görülmektedir. Bu değer diğer testlerde olduğu gibi I(0) ve I(1) sınır değerleriyle karşılaştırılır. 5.310122 değeri 1000 gözlem değeri için %5 anlamlılık düzeyinde üst sınır değer olan 4.65 değerinden büyüktür. Dolayısıyla *Exogenous F-Bounds* test sonucuna göre oluşturulan model %5 anlamlılık seviyesinde simetrik/doğrusal olarak eşbütünleşiktir. Çalışmanın gerçek gözlem değeri 59’dur. 60 gözlem değeri için 5.310122 değeri %5 anlamlılık düzeyinde üst sınır değeri olan 4.88 değerinden büyüktür. Dolayısıyla *Exogenous F-Bounds* test sonucuna göre oluşturulan model sınırlı gözlem değeri için de %5 anlamlılık seviyesinde simetrik/doğrusal olarak eşbütünleşiktir. Benzer sonuç 55 gözlem değeri için de geçerlidir.
- Özet olarak sınır test sonuçlarının tamamı için oluşturulan model %5 anlamlılık seviyesinde simetrik/doğrusal olarak eşbütünleşiktir. Dolayısıyla değişkenlerin doğrusal birleşimlerinin denge noktasına yakınsadığı (Balkı ve Göksu, 2023) yani uzun dönemde birlikte hareket ettikleri sonucuna ulaşılmıştır.

5.4. Uzun Dönemli Katsayıların Tahmini

Denklem 2’de uzun dönem katsayı tahminlerini ifade eden “ α_2, α_3 ve α_4 ” değerleri *F-Bounds* ve *t-Bounds* test sonuçlarının olduğu ekranın üst tarafında aşağıda Şekil 5.12’de görüldüğü üzere “Levels Equation / Case 3: Unrestricted Constant and No Trend” başlığı altında yer almaktadır.

Şekil 5.12. ARDL Uzun Dönemli Tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	-0.578719	0.263533	-2.195998	0.0333
X2	-0.266516	0.257128	-1.036511	0.3055
X3	7.005800	1.385707	5.055757	0.0000

EC = Y - (-0.5787*X1 - 0.2665*X2 + 7.0058*X3)

- Bu katsayılara en son açık olan Augmented ARDL penceresinden de ulaşılabilceği gibi ana ekrana kaydedilen “eq01” eşitliğine çift tıklanarak da ulaşılabilir.
- Yukarıda Şekil 5.12’de gösterilen uzun dönem katsayı sonuçlarına göre X_1 ve X_2 değişkenlerinin katsayıları negatiftir. Bu sonuç bağımsız değişkenler olan X_1 ve X_2 ’deki değişikliklerin bağımlı değişken olan Y değişkenini zıt

yönde etkileyeceğini gösterir. Yani X_1 artarsa Y azalır, X_1 azalırsa Y artar. Aynı sonuç X_2 değişkeni için de geçerlidir. Daha açık ifade etmek gerekirse X_2 artarsa Y azalır, X_2 azalırsa Y artar. X_3 değişkeninin katsayısı ise pozitifdir. Bu sonuç X_3 değişkeninin bağımlı değişken olan Y değişkenini aynı yönde etkileyeceğini gösterir. Yani X_3 artarsa Y artar, X_3 azalırsa Y azalır.

- X_1 değişkeninin uzun dönem katsayısı -0.578719 'dur. Bu sonucu daha detaylı yorumlayacak olursak X_1 değişkeninde meydana gelecek %1'lik bir artış Y değişkenini yaklaşık % 0.58 (0.578719) oranında azaltır. Bu değişkenler arasında doğrusal bir ilişki olduğu için bu değerlendirmenin tam tersi de doğrudur. Yani X_1 değişkeni %1 azalırsa Y değişkenini yaklaşık % 0.58 (0.578719) oranında artırır. Bu sonuç, istatistiki olarak %5 önem seviyesinde anlamlıdır. Çünkü X_1 değişkeninin "prob." (olasılık) değeri 0.0333 olup 0.05 'ten küçüktür.
- Benzer değerlendirme X_2 değişkeni için de yapılabilir. Ancak X_2 değişkeninin katsayısı istatistiki olarak anlamsızdır. Çünkü X_2 değişkeninin "prob." (olasılık) değeri 0.3055 olup 0.10 'dan bile büyüktür.
- X_3 değişkeninin uzun dönem katsayısı 7.005800 'dur. Bu sonuç X_3 değişkeninde meydana gelecek %1'lik bir artışın Y değişkenini yaklaşık % 7 (7.005800) oranında artıracığı anlamına gelir. Bu değişkenler arasında doğrusal bir ilişki olduğu için bu değerlendirmenin tam tersi de doğrudur. Yani X_3 değişkeni %1 azalırsa Y değişkenini yaklaşık % 7 (7.005800) oranında azalır. Bu sonuç, istatistiki olarak %1 önem seviyesinde anlamlıdır. Çünkü X_3 değişkeninin "prob." (olasılık) değeri 0.0000 olup 0.01 'den küçüktür.
- Bu arada hemen belirtmek gerekir ki tüm değişkenler yüzdesel olduğu için sonuçlar yüzde olarak yorumlanmıştır. Benzer bir değerlendirme (yüzdesel yorumlama), değişkenlerin tamamı logaritmik olduğu durumda ya da logaritmik ve yüzdesel değişkenlerin modelde karışık olarak yer aldığı durumda da yapılabilir. Ancak değişkenler yüzdesel ya da logaritmik olmadığı durumlarda, sonuçlar yorumlanırken "%1 artarsa ya da azalır" ifadeleri yerine "1 birim artarsa ya da azalır" ifadelerini kullanmak daha uygun olacaktır.

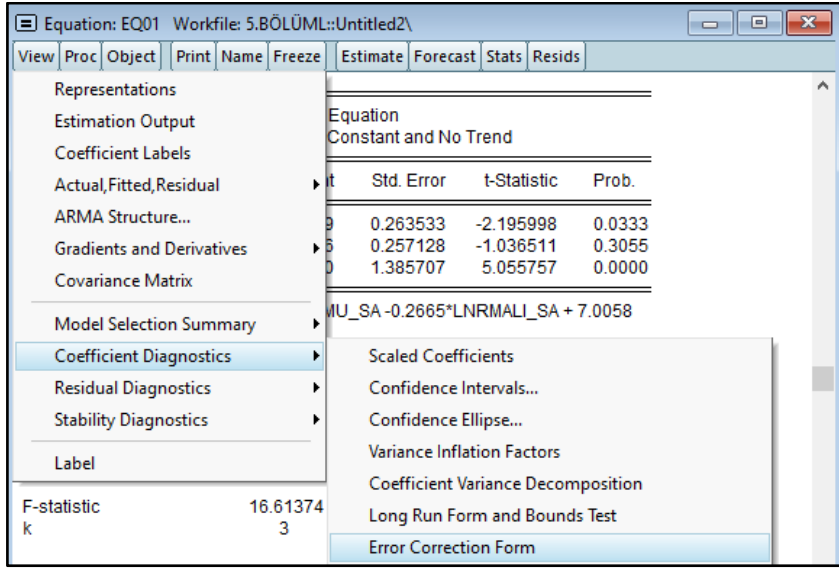
5.5. Kısa Dönemli Katsayıların Tahmini

Bu başlık altında Denklem 3'te gösterilen sabit terimi ifade eden " β_0 ", β_1 ve β_2 ", kısa dönem katsayıları ifade eden " $\beta_3, \beta_4, \beta_5$ ve β_6 " değerleri ile hata düzeltme terimi katsayısı olan " γ_1 " in tahmin edilmesinde Eviews uygulama adımları sunulacaktır.

- Kısa dönem sonuçlarını elde etmek için *F-Bounds* ve *t-Bounds* test sonuçlarının olduğu "Long Run Form and Bounds Test" ekranından "View

⇒ Coefficient Diagnostics ⇒ Error Correction Form” sekmeleri aşağıda Şekil 5.13’te görüldüğü gibi tıklanır.

Şekil 5.13. ARDL Kısa Dönemli Katsayıların Tahmini: Birinci Adım



- Böylece aşağıda Şekil 5.14’te gösterilen kısa dönem sonuçlarının olduğu “ECM Regression / Case 3: Unrestricted Constant and No Trend” başlıklı tabloya ulaşılır.

Şekil 5.14. ARDL Kısa Dönemli Katsayıların Tahmin Sonuçları

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-101.8223	11.99446	-8.489107	0.0000
D(Y(-1))	0.269412	0.104045	2.589382	0.0129
D(Y(-2))	0.368029	0.105668	3.482870	0.0011
D(Y(-3))	0.476179	0.092360	5.155680	0.0000
D(X1)	0.194521	0.368996	0.527163	0.6007
D(X3)	17.30938	8.201329	2.110558	0.0404
D(X3(-1))	2.680911	9.011772	0.297490	0.7675
D(X3(-2))	18.66242	7.511962	2.484360	0.0168
DUM2009Q1	-14.20753	3.589650	-3.957914	0.0003
DUM2020Q2	-21.18954	3.047552	-6.952970	0.0000
CointEq(-1)*	-0.965571	0.114685	-8.419340	0.0000

ECM Regression
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend

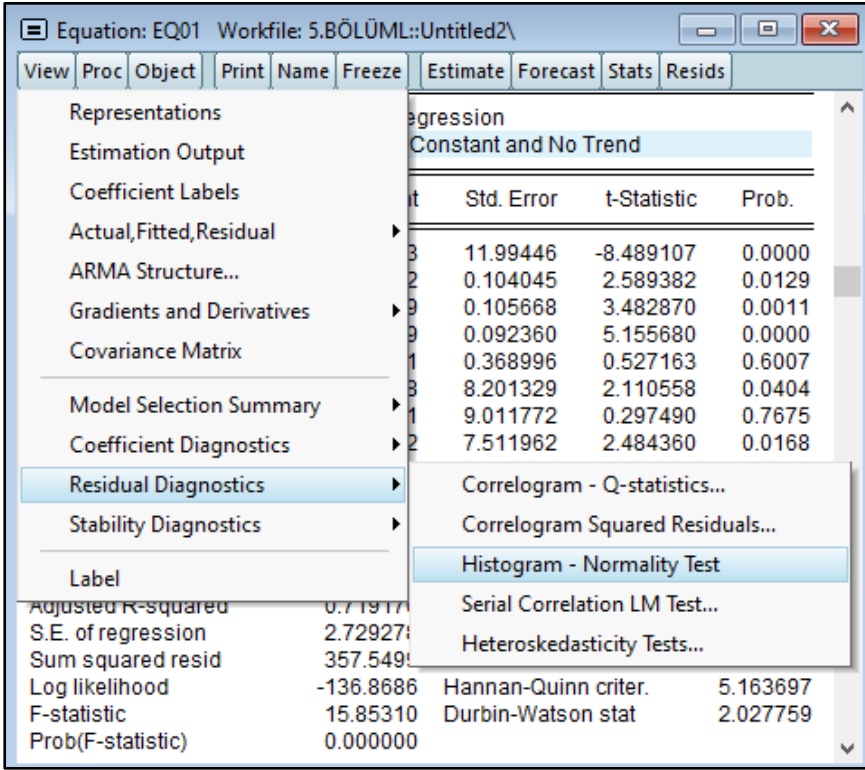
- Kısa dönem tahmin sonuçları incelendiğinde denklem 3'te hata düzeltme terimi katsayısını ifade eden " γ_1 " bu tabloda "CointEq(-1)"e karşılık gelir. Bu katsayının negatif (-) olması ve olasılık değerinin de 0.05'ten küçük olması beklenmektedir. Yukarıda Şekil 5.14'te görülebileceği üzere hata düzeltme terimi katsayısı -0.965571 olup olasılık değeri 0.0000'dır. Hata düzeltme terimi katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması modelin eşbütünleşik olduğuna dair ek bir kanıt sunmaktadır (Akçay ve Karasoy, 2017). Olasılık değerinin 0.05'ten küçük olması bu katsayının anlamlı olduğunu gösterirken negatif (-) olması modelde ortaya çıkacak bir dengesizliğin düzeleceği anlamına gelir (Göksu, 2023: 232). Bazen bu katsayı değeri negatif olsa da mutlak değer olarak 1'den büyük çıkar. Bu sonuç dengesiz bir yakınsama olacağı şeklinde yorumlanabilir (Narayan ve Smyth, 2006; Göksu, 2022: 865).
- Bağımlı değişken olan Y değişkeni üzerinde, üç döneme kadar kendi gecikmeli değerinin pozitif etkisi vardır. Bağımsız değişken olan X_1 değişkeninin Y değişkeni üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etkisi yoktur (Prob. değerleri 0.05'ten büyüktür). Hatırlanacağı üzere en uygun modelin ARDL (4, 1, 0, 3) olduğu tespit edilmişti. Parantez içerisinde yer alan sıfır değeri X_2 değişkeninin gecikmeli değerine karşılık gelir. Gecikme değeri sıfır olduğundan X_2 değişkeni için kısa dönem katsayısı değeri Eviews ekranında yer almamaktadır. Uzun dönemle benzer şekilde, X_3 değişkeninin gecikmeli değerlerinin Y üzerinde kısa dönemde de pozitif etkileri vardır. Modele dahil edilen kukla değişkenlerin katsayıları negatif olup istatistiki olarak da anlamlıdır. Bu sonuç her iki kırılma döneminde ortaya çıkan şokların olumsuz etkilerine dair ampirik kanıtlar sunmaktadır.

5.6. ARDL Tanısal (Diagnostic) Testlerin Uygulanması

Tahmin edilen model sonucunda elde edilen bulguların sağlamlılığının kontrolü "diagnostic" ya da "tanısal testler" ile sağlanır. Çalışma kapsamında uygulanacak olan tanısal testler için Eviews adımları şu şekildedir:

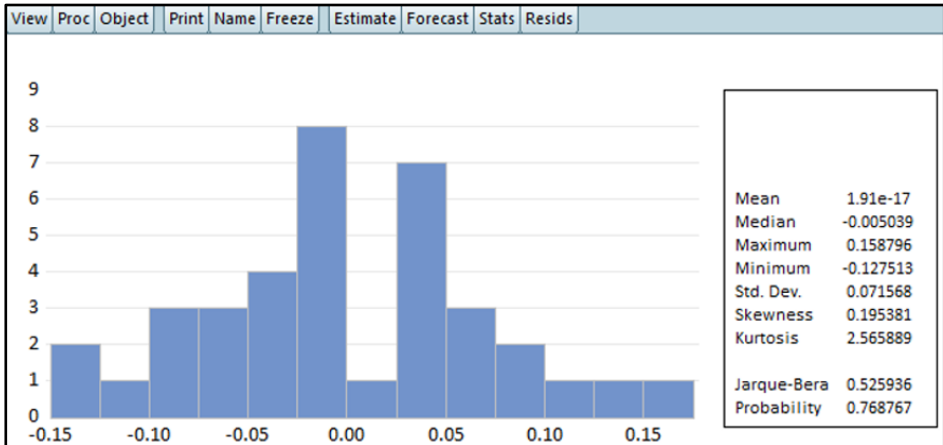
- **Normallik:** Normallik varsayımı için "Jarque-Bera" testi uygulanacaktır. Bu test, hata terimlerinin normal dağılıp dağılmadığını sınımlamaktadır.
- Normal dağılım sınımasında "Jarque-Bera" testi için Eviews adımları, kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan "View ⇒ Residual Diagnostics ⇒ Histogram-Normality Test" seçenekleri sırasıyla takip edilerek aşağıda Şekil 5.15'teki gibi belirlenir.

Şekil 5.15. Jarque-Bera Testi: Birinci Adım



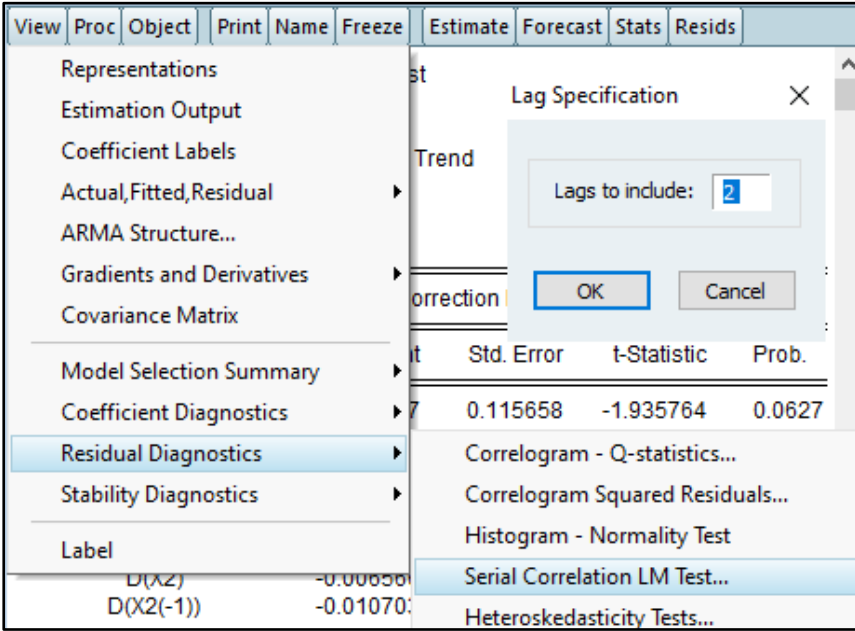
- Bu seçimlerin ardından hata terimlerinin Jarque-Bera test istatistiği ve olasılık değerleri Şekil 5.16'daki gibi görünür.

Şekil 5.16. Jarque-Bera Test Sonucu



- “Jarque-Bera” test değeri 0.526936 olup olasılık değeri de 0.768767’dir. “Jarque-Bera” testinin olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için model normal dağılıma uygundur (Demir ve Balkı, 2019: 20).
- **Otokorelasyon:** Bu kelime ardışık bağımlılık anlamına gelmektedir. Regresyon analizlerinde hata terimlerinin arasında ilişki olmaması istenmektedir. Hata terimleri arasında ilişkinin olması otokorelasyon sorununun varlığına işaret eder (Ünver Gamgam, 1996). Otokorelasyon sorununun olması durumunda, parametre tahmincileri sapmasız olmakla birlikte etkin değildir (Yavuz, 2009). Bu varsayım için “Breusch-Godfrey Serial Correlation LM” testi uygulanmıştır.
- Otokorelasyon sınaması için uygulanacak olan “Breusch-Godfrey Serial Correlation LM” testinin Eviews adımları şu şekildedir: Kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Residual Diagnostics ⇒ Serial Correlation LM Test” seçenekleri sırasıyla aşağıda Şekil 5.17’deki gibi belirlenir. Ardından “lag specification” ekranı gelir. Şekil 5.17’de görüldüğü üzere gecikme uzunluğu otomatik olarak 2 gelmiştir. Son olarak “OK” tuşuna tıklanır.

Şekil 5.17. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: Birinci Adım



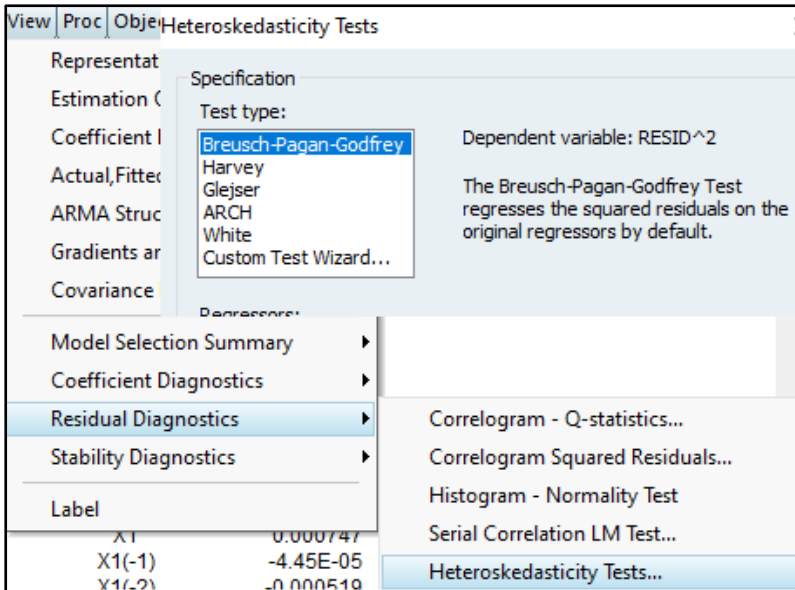
- Aşağıda sunulan “Breusch-Godfrey Serial Correlation LM” test değeri 0.028844 olup olasılık değeri 0.9857’dir. Olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için modelde otokorelasyon sorunu yoktur.

Şekil 5.18. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test Sonucu

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags			
F-statistic	0.010516	Prob. F(2,43)	0.9895
Obs*R-squared	0.028844	Prob. Chi-Square(2)	0.9857

- **Değişen Varyans (Farklı Yayılım, Heteroskedasticity):** Değişen varyansın tersi olarak tanımlayabileceğimiz sabit varyans varsayımı, regresyon analizlerinin önemli varsayımlarından biridir (Tarı, 2006). Sabit varyans ya da “homoscedasticity”, hata terimi varyansının bağımsız değişkenlerdeki değişimlerden etkilenmeyip hep aynı kalması anlamına gelir (Yamak ve Köseoğlu, 2006; Albayrak, 2008). Bu varsayım için “Breusch-Pagan-Godfrey” testi uygulanmıştır. Ayrıca değişen varyansın sınanmasında ikinci bir test olarak “ARCH” testi de uygulanmıştır.
- Değişen varyans sınaması için uygulanacak olan “Breusch-Pagan-Godfrey” testinin Eviews adımları şu şekildedir: Kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Residual Diagnostics ⇒ Heteroskedasticity” seçenekleri sırasıyla aşağıda Şekil 5.19’daki gibi belirlenir. Ardından gelen ekranda “Breusch-Pagan-Godfrey” testi seçilerek “OK” tuşuna tıklanır.

Şekil 5.19. Breusch-Pagan-Godfrey Testi: Birinci Adım



- “Breusch-Pagan-Godfrey” testi sonuçları aşağıda Şekil 5.20’de sunulmuştur. Bu testin katsayı değeri 16.71994 olup olasılık değeri 0.2124’tür. Olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için modelde değişen varyans sorunu yoktur.

Şekil 5.20. Breusch-Pagan-Godfrey Test Sonucu

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey									
Null hypothesis: Homoskedasticity									
<hr/>									
F-statistic				1.368890		Prob. F(13,45)			0.2119
Obs*R-squared				16.71994		Prob. Chi-Square(13)			0.2124
Scaled explained SS				18.87200		Prob. Chi-Square(13)			0.1271
<hr/>									

- Değişen varyans sınaması için uygulanacak ikinci test olan “ARCH” testinin Eviews adımları şu şekildedir: Kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Residual Diagnostics ⇒ Heteroskedasticity” seçenekleri sırasıyla aşağıda Şekil 5.21’deki gibi belirlenir. Ardından gelen ekranda “ARCH” testi seçilerek “OK” tuşuna tıklanır.

Şekil 5.21. ARCH Değişen Varyans Testi: Birinci Adım

The screenshot shows the 'Heteroskedasticity Tests' dialog box in EViews. The 'Test type' dropdown menu is open, showing options: Breusch-Pagan-Godfrey, Harvey, Glejser, ARCH (selected), White, and Custom Test Wizard... The 'Dependent variable' is set to 'RESID^2'. The 'Number of lags' is set to 1. The dialog box also shows a list of diagnostic tests, with 'Heteroskedasticity Tests...' selected. The background shows the EViews main window with a table of coefficients and statistics.

	Std. Error	t-Statistic	Prob.*	
X2	-0.006506			
X2(-1)	0.006283			
X2(-2)	0.010703			
C	-0.223887	0.115658	-1.935764	0.0627

R-squared: 0.955287 Mean dependent var: 1.032000

- “ARCH” testi sonuçları aşağıda Şekil 5.22’de sunulmuştur. Bu testin katsayı değeri 0.240265 olup olasılık değeri 0.6240’tır. Olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için modelde değişen varyans sorunu yoktur.

Şekil 5.22. ARCH Değişen Varyans Test Sonucu

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Heteroskedasticity Test: ARCH									
F-statistic		0.232945	Prob. F(1,56)		0.6312				
Obs*R-squared		0.240265	Prob. Chi-Square(1)		0.6240				

- **Fonksiyonel Form (Biçim):** Tahmin edilen modelde herhangi bir spesifikasyon ya da model kurma hatasının olup olmadığının tespiti için “Ramsey-RESET” testi uygulanmıştır.
- “Ramsey-RESET” testinin Eviews adımları şu şekildedir: Kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Stability Diagnostics ⇒ Ramsey RESET Test” seçenekleri sırasıyla aşağıda Şekil 5.23’teki gibi belirlenir. Ardından “specification” ekranı gelir. Bu ekranda “number of fitted terms” otomatik olarak 1 gelmiştir. Son olarak “OK” tuşuna tıklanır.

Şekil 5.23. Ramsey RESET Test: Birinci Adım

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids																		
<div style="display: flex;"> <div style="flex: 1;"> <ul style="list-style-type: none"> Representations Estimation Output Coefficient Labels Actual,Fitted,Residual ARMA Structure... Gradients and Derivatives Covariance Matrix Model Selection Summary Coefficient Diagnostics Residual Diagnostics Stability Diagnostics Label </div> <div style="flex: 2;"> <div style="border: 1px solid black; padding: 5px;"> <p>RESET Specification</p> <p>Number of fitted terms: <input type="text" value="1"/></p> <p>OK Cancel</p> </div> <table border="1"> <thead> <tr> <th>Std. Error</th> <th>t-Statistic</th> <th>Prob.*</th> </tr> </thead> <tbody> <tr> <td>0.091650</td> <td>7.564573</td> <td>0.0000</td> </tr> <tr> <td></td> <td></td> <td>Ramsey RESET Test...</td> </tr> <tr> <td></td> <td></td> <td>Recursive Estimates...</td> </tr> <tr> <td></td> <td></td> <td>Leverage Plots...</td> </tr> <tr> <td></td> <td></td> <td>Influence Statistics...</td> </tr> </tbody> </table> </div> </div>										Std. Error	t-Statistic	Prob.*	0.091650	7.564573	0.0000			Ramsey RESET Test...			Recursive Estimates...			Leverage Plots...			Influence Statistics...
Std. Error	t-Statistic	Prob.*																									
0.091650	7.564573	0.0000																									
		Ramsey RESET Test...																									
		Recursive Estimates...																									
		Leverage Plots...																									
		Influence Statistics...																									
	X2	-0.006566																									
	X2(-1)	0.006283																									
	X2(-2)	0.010703																									

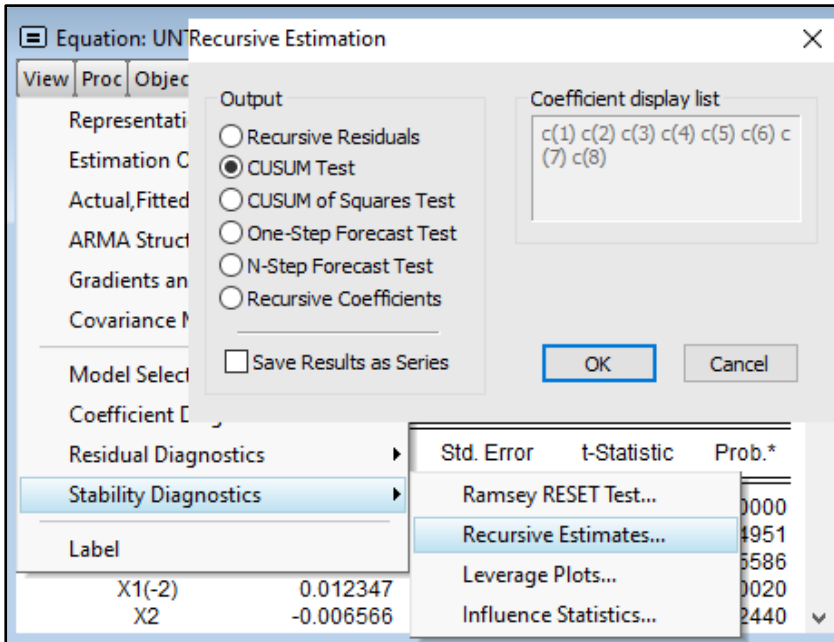
- “Ramsey RESET” testi sonuçları aşağıda Şekil 5.24’te sunulmuştur. Bu testin katsayı değeri 0.076612 olup olasılık değeri 0.7832’dir. Olasılık değeri 0.10’dan büyüktür dolayısıyla %1 önem düzeyinde model kurma hatası (fonksiyonel form sorunu) yoktur.

Şekil 5.24. Ramsey RESET Test Sonucu

	Value	df	Probability
t-statistic	0.276789	44	0.7832
F-statistic	0.076612	(1, 44)	0.7832
Likelihood ratio	0.102641	1	0.7487

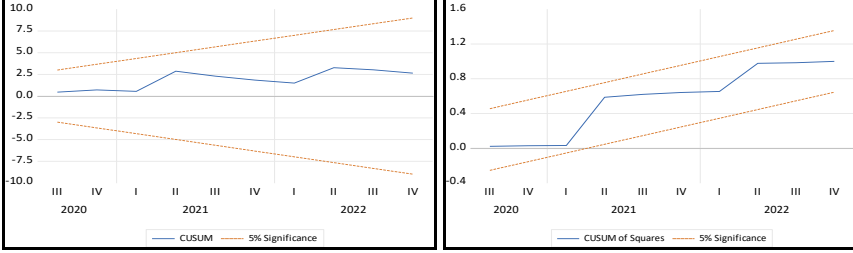
- **CUSUM ve CUSUM²:** Bu testler zaman serisi analizlerinde tahmin edilen katsayıların kararlılığını ya da istikrarını sınamak için uygulanmaktadır.
- CUSUM ve CUSUM² grafiklerini elde etmek için uygulanması gereken Eviews adımları şu şekildedir: Kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Stability Diagnostics ⇒ Recursive Estimates ⇒ önce CUSUM Test daha sonra CUSUM of Squares Test” seçenekleri sırasıyla aşağıda Şekil 5.25’teki gibi belirlenir. Ardından “OK” tuşuna tıklanır.

Şekil 5.25. CUSUM ve CUSUM² Grafiklerini Oluşturma: Birinci Adım



- Böylece aşağıda Şekil 5.26'da yer alan CUSUM ve CUSUM² grafikleri oluşturulur.

Şekil 5.26. CUSUM ve CUSUM² Grafikleri



- Brown vd. (1975) tarafından önerilen CUSUM testi, hata terimlerinin %95 güven aralığında istenilen sınırlar içerisinde olup olmadığını gösterirken CUSUM² testi ise kümülatif hata terimlerinin kareleri için aynı sınamayı yapmaktadır (Çetin vd. 2014). Ayrıca Şekil 5.26'da sunulan CUSUM ve CUSUM² grafiklerinin %95 güven aralığında, istenilen sınırlar içerisinde olduğu görülmektedir. Bu sonuç doğrultusunda, kurulan modelin istikrarlı olduğunu söylenebilir.

6. BÖLÜM

NARDL EŞBÜTÜNLEŞME YÖNTEMİ

Bu bölümde asimetrik ya da doğrusal olmayan ARDL yaklaşımı anlatılacağından öncelikle simetrik ve asimetrik etki üzerinde durulacaktır. Bundan önceki bölümde ele alınan ARDL yöntemi simetrik ya da doğrusal bir yöntem olup bağımsız değişkenlerde meydana gelen artış ve azalışların bağımlı değişken üzerinde oluşturduğu etkinin aynı olduğu varsayımına dayanır. Bir örnek üzerinden açıklayacak olursak Y bağımlı değişken ve X bağımsız değişken olmak üzere X değişkeninin katsayısının ARDL yöntemine göre 1.5 olarak tahmin edildiğini farz edelim. Bu sonuç X değişkenin 1 birim artması durumunda Y değişkeninin 1.5 birim artacağını gösterdiği gibi X değişkenin 1 birim azalması durumunda Y değişkeninin 1.5 birim azalacağını da gösterir. Dikkat edilirse artış ve azalışların etki büyüklüğü aynıdır. Oysa gerçek hayatta durum tam olarak böyle olmayabilir. Örneğin, bir ailenin 12.sınıfa giden iki çocuğu olsun. Bu çocuklardan birinin derslerine çok çalıştığını, diğersinin ise hiç ders çalışmadığını farzedelim. Ailenin derslerine hiç çalışmayan çocuğun üniversite sınavında başarılı olup olmaması karşısında verdiği duygusal tepki ile derslerine çok çalışan çocuğun üniversite sınavında başarılı olup olmaması karşısında verdiği duygusal tepki aynı olmayabilir. Hatta olayı biraz daha karmaşık hale getirecek olursak, bu iki çocuğun üniversite sınavında iyi bir üniversitenin iyi bir bölümünü kazanması durumunda, ailenin hiç ders çalışmayan çocuğun iyi bir üniversite kazanmasına göstereceği duygusal tepki ile çok ders çalışan çocuğun iyi bir üniversite kazanması durumunda göstereceği duygusal tepki aynı olmayabilir. Hiç ders çalışmayan çocuğundan böylesine bir başarı görmek, aileyi daha fazla mutlu edebilir. Olayı tersten ele alırsak bu iki çocuğun üniverite sınavında başarılı olamamaları karşısında ailenin gece gündüz ders çalışan çocuğuna duyduğu üzüntünün daha fazla olması beklenir.

Dolayısıyla günlük hayattan bir örnekle açıklanmaya çalışılan bu kavramın ekonometri içerisindeki yerine bakılacak olursa, iktisadi değişkenler arasında yapılan analizler doğrusal ve doğrusal olmayan şeklinde kategorize edebilir. Simetrik analizler, bağımsız değişkenlerde yaşanan negatif ve pozitif şokların bağımlı değişken üzerinde oluşturduğu etki büyüklüğünü aynı olarak kabul ederken asimetrik analizler negatif ve pozitif şokların etki büyüklüğünün farklı olduğunu dikkate almaktadır. Asimetrik analizlerin kökeni, Granger ve Yoon'un (2002) literatüre kazandırdığı zaman serileri arasındaki "saklı eşbütünleşme" kavramına kadar uzanmaktadır.

Asimetrik yöntemler kullanılarak yapılan çalışmalarda, bu yöntemin niçin tercih edildiği çok detaylı bir şekilde açıklanmalıdır. Çünkü bu yöntem, bir tercih olmaktan ziyade bir gereklilik olmalıdır. Asimetrik yöntemlerin tercih edilme sebepleri arasında, analizde kullanılan serilerin "BDS" testi sonucu normal dağılım sergilememesi, inceleme döneminde tespit edilebilecek önemli

yapısal kırılmalar ve simetrik yöntemle yapılan analizlerde anlamlı bir ilişkinin tespit edilememesi gösterilebilir. Bu gerekçelerin dışında analizde kullanılan değişkenlere has özellikler de asimetrik yöntemlerin tercih edilme sebebi olabilir. Örneğin, bir analizde vergi ya da kamu harcamalarına ilişkin bir değişken varsa devlet bütçesinin hükümeti oluşturan siyasi parti ya da parti gruplarının tercihlerinden etkilenebileceği, yani asimetrik etkilerin ortaya çıkabileceği göz ardı edilmemelidir.

Aydın da çalışmasında (2017), iktisadi değişkenlerin şoklar karşısında verdiği tepkilerdeki farklılıkları dikkate almadan yapılan analizlerin saklı ilişkileri ortaya çıkarmada yetersiz kalacağını ve analizlere olan güvenin sarsılabileceğini belirtmiştir. Bu çalışmada asimetrik yöntemin tercih edilmesindeki temel gerekçe şu şekilde ifade edilmiştir:

“...Uygulamada petrol, borsa ve döviz kuru gibi zaman boyunca oynaklığın fazla olduğu değişkenlerde söz konusu asimetrik ilişkinin incelenmesi, simetrik bir incelemeye göre daha derin analiz yapma olanağı tanımaktadır. Bu da yapılan incelemenin daha sağlıklı sonuçlar verdiği gerçeğini ortaya çıkarmaktadır.”

Bu açıklamalar ışığında NARDL yönteminin uygulama adımları takip eden alt başlıklarda açıklanacaktır. Ayrıca NARDL analizi için gerekli olan durağanlık testleri, maksimum ve optimum gecikme uzunlukları, spesifikasyon belirleme adımları ARDL yönteminde açıklandığı için bu kısımda tekrarlanmayacaktır. Ayrıntılı bilgi için bir önceki bölüm incelenebilir.

6.1. NARDL Yöntemi: Ampirik Formülasyon

NARDL yönteminde öncelikle bağımsız değişkenlerin pozitif ve negatif olarak ayrıştırılması gerekir. Örneğin bağımsız değişken olan X değişkeninden X^+ ve X^- olmak üzere iki farklı değişken oluşturulmalıdır.

Örnek modelde $\ln Y$ bağımlı değişken ve $\ln X_1$ bağımsız değişken olmak üzere, modelin simetrik fonksiyonel form yapısı şu şekilde olacaktır:

$$\ln Y = f(\ln X_{1t} + \varepsilon_t)$$

Yukarıdaki modelin asimetrik fonksiyonel yapısı ise şu şekilde ifade edilebilir:

$$\ln Y = f(\ln X_{1t}^+, \ln X_{1t}^-)$$

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1t}^+ + \beta_2 \ln X_{1t}^- + \mu_t$$

Modeldeki veriler şu şekilde ayrıştırılabilir:

$$\ln X_{1t}^+ \sum_{i=1}^t \Delta \ln X_{1i}^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta \ln X_{1i}, 0)$$

$$\ln X_{1t}^- \sum_{i=1}^t \Delta \ln X_{1i}^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta \ln X_{1i}, 0)$$

Shin vd.'nin (2014) üretmiş olduğu spesifikasyonlara dayalı olarak tahmin edilecek doğrusal olmayan/asimetrik model aşağıda denklem 4'te sunulmuştur:

$$\Delta \ln Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_{2i} \Delta \ln X_{1t-i}^+ + \sum_{i=0}^m \beta_{3i} \Delta \ln X_{1t-i}^- + \alpha_1 \ln Y_{t-1} + \alpha_2 \ln X_{1t-1}^+ + \alpha_3 \ln X_{1t-1}^- + \mu_t \quad (4)$$

Yukarıda denklem 4'te yer alan “Δ” fark operatörünü, değişkenlerin başındaki “ln” doğal logaritmalarının alındığını, “μ_t” hata terimini, “β₀” sabit terimi, “β₁, β₂ ve β₃” kısa dönem katsayıları “α₁, α₂ ve α₃” uzun dönemli katsayıları “k, l, m” gecikme uzunluklarını ifade etmektedir.

Nonlinear-ARDL yönteminde eşbütünleşmenin sınanmasında *F-Bounds* ve *t-Bounds Test*” sınır testleri kullanılacaktır. Hem uzun hem de kısa dönem asimetrik ilişkilerin varlığı “Wald” testi ile sınanacaktır. Bu testin uzun dönem boş ve alternatif hipotezleri şu şekildedir:

$$H_0 = \frac{\alpha_2}{-\alpha_1} = \frac{\alpha_3}{-\alpha_1}; H_A = \frac{\alpha_2}{-\alpha_1} \neq \frac{\alpha_3}{-\alpha_1}$$

Wald” testinin kısa dönem boş ve alternatif hipotezleri ise şu şekilde gösterilebilir:

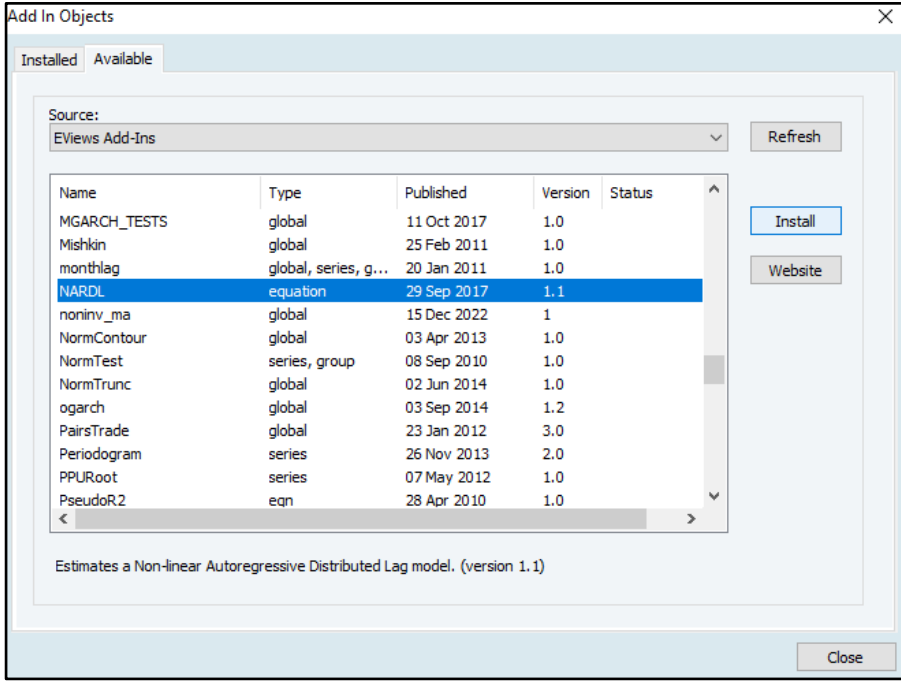
$$H_0 = \sum_{i=0}^b \beta_{2i} = \sum_{i=0}^c \beta_{3i}; H_A = \sum_{i=0}^b \beta_{2i} \neq \sum_{i=0}^c \beta_{3i}$$

6.2. NARDL Yönteminin Eviews Uygulaması

NARDL modelinin tahmin edilebilmesi için öncelikle NARDL yamasının/eklentisinin indirilmesi gerekmektedir. Bu işlem için şu adımlar takip edilebilir:

- İlk adım olarak Eviews paket programı ana ekranın üst tarafında yer alan “Add-ins” kısmından “Download Add-ins” seçeneği seçilir.
- Bu işlemin ardından Şekil 6.1’de sunulan pencereden “NARDL” eklentisi seçilir ve sol tarafta bulunan “Install” seçeneği tıklanır. Ardından gelen ekranda “OK” ve iki defa da “Yes” seçenekleri ardı ardına tıklanır.
- Sonrasında “NARDL: Installed successfully” uyarısı alınıp “OK” seçeneği tıklanır.

Şekil 6.1. NARDL Eklentisinin Yüklenmesi



- Bu ekranda eklentinin gelmemesi ya da herhangi bir sorun yaşanması durumunda “Website” sekmesi tıklanıp internet sitesi üzerinden de bu yama yüklenebilir.
- Hemen belirtmek gerekir ki ARDL tahmini yapmadan “Add-ins” kısmında bu eklenti görünmeyecektir.
- Eklentinin/yamanın yüklenmesinin ardından tahmin sürecine geçilebilir.
- NARDL yöntemiyle aslında saklı eşbütünleşmeleri tespit etmeye çalıştığımızdan özellikle ARDL yöntemine göre eşbütünleşmenin olmadığı örnek bir uygulama dosyası üzerinden analizler uygulanacaktır.
- NARDL modelinin Eviews paket programında tahmin edilebilmesi için öncelikle ARDL modelinin tahmin edilmesi gerekir. ARDL modelinin tahmin edilmesinde bir önceki bölümde yapılan açıklamalar ve varsayımlar dikkate alınmalıdır. Kısaca bu tahmin şu şekilde yapılmıştır:
- Öncelikli olarak seriler yüzdesel olmadığı için logaritmik dönüşüm işlemine tabi tutulmuştur. Daha sonra seriler çeyreklik olduğu için STL (seasonal trend decomposition) yöntemiyle mevsimsel arındırma işlemi gerçekleştirilmiştir. Değişkenlerin sonundaki “_sa” uzantısı simgesel kargaşaya yol açmaması için kullanılmamıştır. Bu madde kapsamında uygulanan adımlar için 1. Bölüm incelenebilir.
- Ardından birim kök test sonucunda $\ln Y$ bağımlı değişkenin $I(1)$, bağımsız değişken olan $\ln X_1$ ’in $I(0)$ olduğu sonucuna varılmıştır. Dolayısıyla birim

kök testi sonucunda I(2) olan herhangi bir değişken yoktur. Ayrıca değişkenler farklı düzeylerde durağan olduğu için ARDL ve NARDL yöntemleri uygulanabilir.

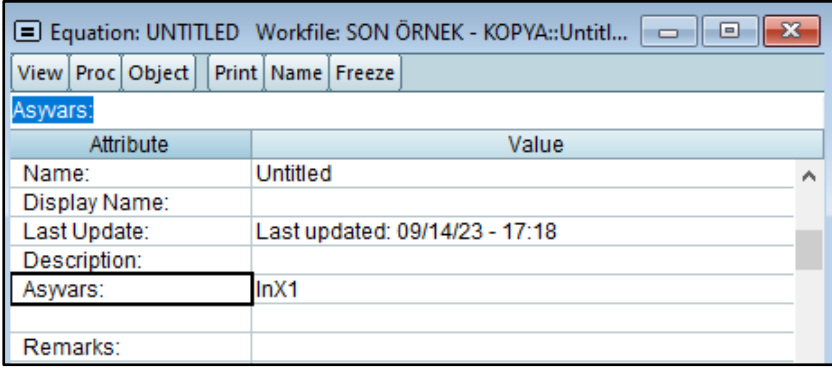
- Eviews programında ilk önce $\ln Y$ bağımlı değişken olmak üzere daha sonra bağımsız değişken olan $\ln X_1$ değişkeni seçilir.
- İmleç seçili verilerin üzerindeyken sağ tıklanır. Açılan ekranda “Open ⇒ As Equation” sekmeleri sırasıyla seçilir.
- Açılan ekranın “Method” kısmından “ARDL-Auto-regressive Distributed Lag Models” seçeneği işaretlenir.
- Gelen ekranda veriler çeyreklik olduğu için “max lags”lar 4 seçilmiştir. (Yıllık olsaydı 2, aylık olsaydı 8 tercih edilmeliydi). Trend spesifikasyon kısmında “Case 3” yani sabitli model olan “3.Constant” tercih edilmiştir. “Tamam” seçeneği tıklanarak ARDL modeli tahmin edilmiş olur.
- ARDL modelinin tahmin edilmesinin ardından “View ⇒ Label” kısmı seçilir.

Şekil 6.2. NARDL Tahmini: Birinci Adım

		Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LNX1(-1)	0.502056	0.116993	4.380849	0.0000
LNX1(-2)	-0.628152	0.131880	4.559970	0.0000
C	0.788609	0.138959	-0.423037	0.6738
		0.162936	3.081315	0.0031
		0.132242	-4.750020	0.0000
		0.788609	1.757394	0.448738
				0.6552
R-squared	0.987271	Mean dependent var	25.61098	
Adjusted R-squared	0.986210	S.D. dependent var	0.749138	
S.E. of regression	0.087972	Akaike info criterion	-1.937095	
Sum squared resid	0.464341	Schwarz criterion	-1.738035	
Log likelihood	69.92413	Hannan-Quinn criter.	-1.858437	

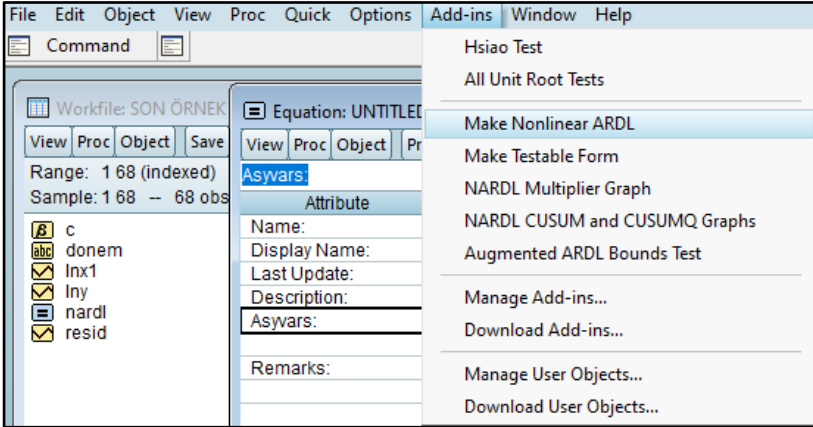
- “Label” seçiminin ardından aşağıda Şekil 6.3’te görünen pencere açılır.

Şekil 6.3. NARDL Tahmini: İkinci Adım



- Açılan pencerede ilk olarak dikdörtgen kutunun içerisine klavyeden “Asyvars” yazılır. “Asyvars” yazıldıktan sonra yan satıra geçilip tüm bağımsız değişkenler yazılır. Bizim modelimizde bir bağımsız değişken olduğu için sadece lnX_1 yazılmıştır. Ardından Aşağıda Şekil 6.4’te gösterildiği üzere “Add-ins ⇒ Make Nonlinear ARDL” tıklanır.

Şekil 6.4. NARDL Tahmini: Üçüncü Adım

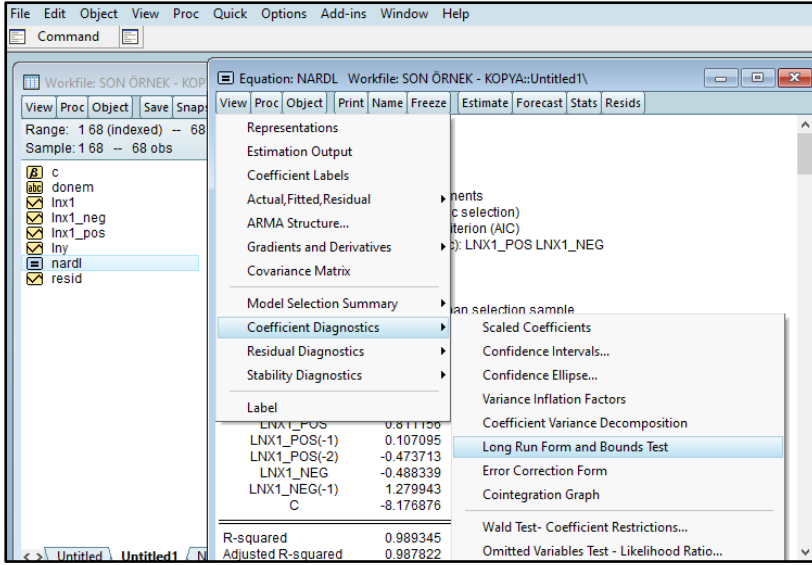


- Böylece NARDL modeli tahmin edilmiş olur.

6.3. Eşbütünleşmenin Sınanması: Sınır (Bounds) Testlerinin Uygulanması

NARDL yönteminin uygulanmasının ardından Eviews ana ekranına aşağıda Şekil 6.5’te görüldüğü üzere her bir bağımsız değişken için pozitif ve negatif olarak ayrıştırılmış seriler ($lnx1_neg$ ve $lnx1_pos$) gelecektir. Aşağıda Şekil 6.5’te açılan pencere üzerinden “View ⇒ Coefficient Diagnostics ⇒ Long Run Form and Bounds Test” sekmeleri sırasıyla tıklanır.

Şekil 6.5. NARDL Eşbütünlük Testi: Birinci Adım



- Açılan ekran aşağıya doğru kaydırıldığında (alt kısmında) “*F-Bounds Test*” ve “*t-Bounds Test*” değerleri aşağıda Şekil 6.6’daki gibi görülebilecektir.

Şekil 6.6. *F-Bounds Test* ve *t-Bounds Test* Sonuçları

F-Bounds Test				
Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	7.734372	10%	3.17	4.14
k	2	5%	3.79	4.85
		2.5%	4.41	5.52
		1%	5.15	6.36
Actual Sample Size	65	Finite Sample: n=65		
		10%	3.3	4.25
		5%	4.01	5.08
		1%	5.583	6.853
t-Bounds Test				
Null Hypothesis: No levels relationship				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	3.472039	10%	-2.57	-3.21
		5%	-2.86	-3.53
		2.5%	-3.13	-3.8
		1%	-3.43	-4.1

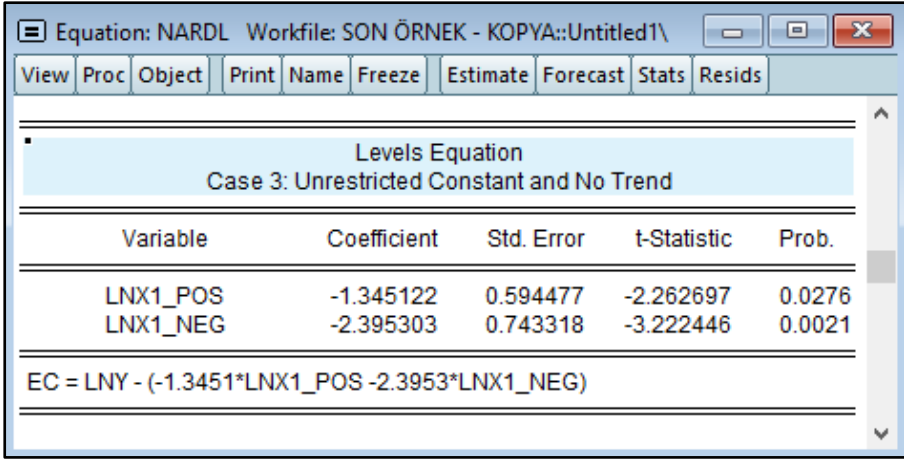
- Yukarıda Şekil 6.6’da görüldüğü üzere *F-Bounds* Test değeri 7.734372’dir. Bu değer $I(0)$ ve $I(1)$ sınır değerleriyle karşılaştırılır. 1000 gözlem değeri için bu değer %1 anlamlılık düzeyinde üst sınır değer olan 6.36 değerinden büyüktür. Dolayısıyla *F-Bounds* Test sonucuna göre oluşturulan model %1 anlamlılık seviyesinde asimetrik olarak eşbütünlüktür.
- Çalışmada gözlem sayısı 68’dir. Veriler çeyreklik olduğu için maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiş ve en uygun modelin NARDL (3, 2, 1) olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla gecikme uzunluklarının düşülmesinin ardından çalışmanın gerçek gözlem sayısı 65 olarak ortaya çıkar. Yukarıda Şekil 6.6’da görüldüğü üzere 65 gözlem değeri için 7.734372 değeri %1 anlamlılık düzeyinde üst sınır değer olan 6.853 değerinden büyüktür. Dolayısıyla *F-Bounds* Test sonucuna göre oluşturulan model sınırlı gözlem değeri için de %1 anlamlılık seviyesinde asimetrik olarak eşbütünlüktür.
- Yukarıda Şekil 6.6’da görüldüğü üzere “t-Bounds Test” değeri -3.472039’dur. Bu değer $I(0)$ ve $I(1)$ sınır değerleriyle karşılaştırılır. -3.472039 değeri %10 anlamlılık düzeyinde üst sınır değer olan -3.21’in mutlak değer olarak üzerindedir. Dolayısıyla “t-Bounds Test” sonucuna göre oluşturulan model %10 anlamlılık seviyesinde asimetrik olarak eşbütünlüktür.
- Sonuç olarak sınır test sonuçlarının tamamı için oluşturulan model farklı anlamlılık seviyelerinde asimetrik olarak eşbütünlüktür. Dolayısıyla değişkenlerin doğrusal olmayan birleşimlerinin denge noktasına yakınsadığı yani, uzun dönemde asimetrik olarak birlikte hareket ettikleri sonucuna varılabilir.

6.4. Uzun Dönemli Katsayıların Tahmini

Denklem 4’te uzun dönem katsayılarını ifade eden “ α_2 ve α_3 ” değerleri *F-Bounds* ve *t-Bounds* Test sonuçlarının olduğu ekranda “Levels Equation/Case 3: Unrestricted Constant and No Trend” başlığı altında yer almaktadır. Burada yer alan iki değişken $\ln X_1$ bağımsız değişkeninin pozitif ve negatif olarak ayrıştırılmış hallerini ifade eder.

- Bu katsayılara ana ekrana kaydedilen “NARDL” eşitliğine çift tıklayarak da ulaşılabilir.
- Aşağıda Şekil 6.7’de gösterilen uzun dönem katsayı sonuçlarına göre $\ln X_1_POS$ değişkenin uzun dönem katsayısı negatif olup -1.345122’dir. $\ln X_1$ değişkeninde meydana gelecek %1’lik bir artış $\ln Y$ değişkenini yaklaşık %1.35 oranında azaltır. Bu sonuç %5 önem seviyesinde anlamlıdır. Çünkü $\ln X_1_POS$ değişkeninin “prob.” (olasılık) değeri 0.0276 olup 0.05’ten küçüktür.

Şekil 6.7. NARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları



Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNX1_POS	-1.345122	0.594477	-2.262697	0.0276
LNX1_NEG	-2.395303	0.743318	-3.222446	0.0021

EC = LNY - (-1.3451*LNX1_POS - 2.3953*LNX1_NEG)

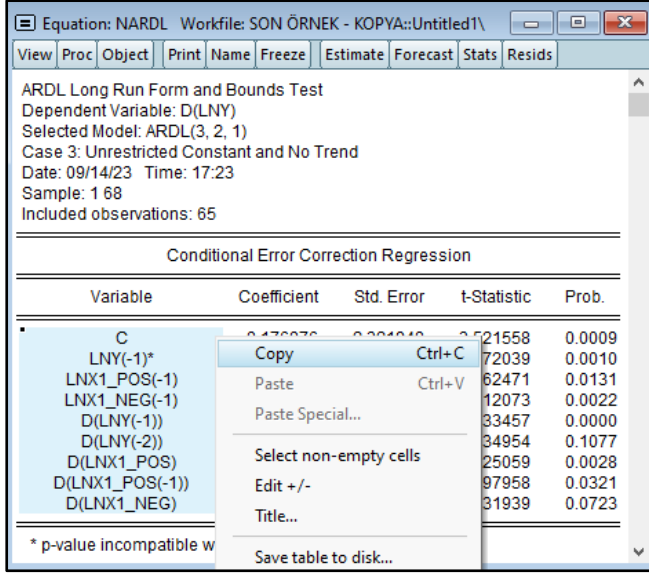
- Öte yandan LNX1_NEG değişkeninin uzun dönem katsayısı da negatif olup katsayı değeri -2.395303'tür. Bu sonuç şöyle yorumlanabilir: $\ln X_1$ değişkeni %1 azalırsa $\ln Y$ değişkenini yaklaşık %2.40 oranında artar. Bu sonuç %1 önem seviyesinde anlamlıdır. Çünkü LNX1_NEG değişkeninin “prob.” (olasılık) değeri 0.0021 olup 0.01'den küçüktür.
- Bu arada hemen belirtmek gerekir ki tüm değişkenler yüzdesel olduğu için yüzde olarak yorumlanmıştır. Benzer bir değerlendirme (yüzdesel yorumlama), değişkenlerin tamamı logaritmik olduğu durumda ya da logaritmik ve yüzdesel değişkenlerin modelde karışık olarak yer aldığı durumda da yapılabilirdi. Ancak değişkenler yüzdesel ya da logaritmik olmadığı durumlarda sonuçlar yorumlanırken “%1 artarsa ya da azalır” demek yerine “1 birim artarsa ya da azalır” demek daha uygun olacaktır.

6.5. Uzun Dönem Asimetrik İlişkilerin Test Edilmesi: Wald Testi Uygulaması

Bu başlık altında asimetrik ilişkilerin varlığı kısa ve uzun dönemde ayrı ayrı sınanacaktır.

- NARDL *F-Bound* testi ekranı açıkken “Conditional Error Correction Regression” başlığı altında bulunan değişkenlerin sadece isimleri seçilip Mouse'un sağ tuşuna tıklanarak kopyalanmalıdır. Bu adımın ekran görüntüsü aşağıda Şekil 6.8'de gösterilmiştir.

Şekil 6.8. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: Birinci Adım



ARDL Long Run Form and Bounds Test
Dependent Variable: D(LNY)
Selected Model: ARDL(3, 2, 1)
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend
Date: 09/14/23 Time: 17:23
Sample: 1 68
Included observations: 65

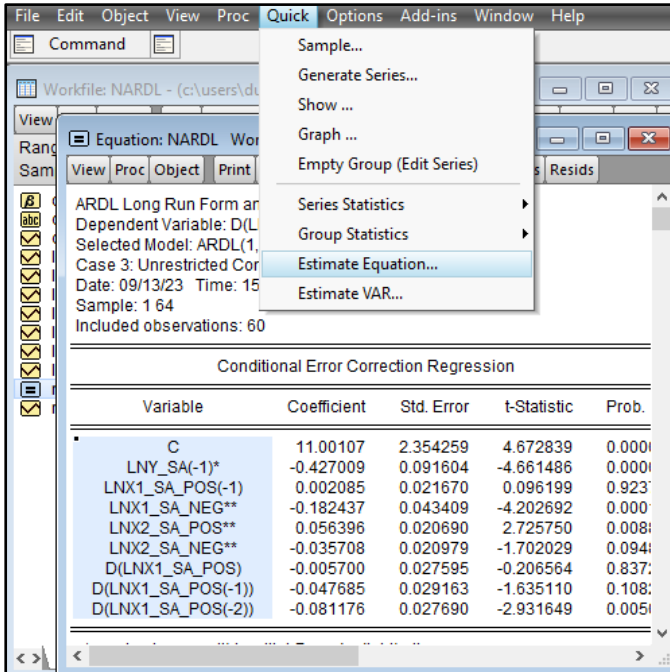
Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.470070	0.004010	21558	0.0009
LNY(-1)*	-0.427009	0.091604	-4.661486	0.0010
LN1_POS(-1)	0.002085	0.021670	0.096199	0.9231
LN1_NEG(-1)	-0.182437	0.043409	-4.202692	0.0000
D(LNY(-1))	0.056396	0.020690	2.725750	0.0080
D(LNY(-2))	-0.035708	0.020979	-1.702029	0.0941
D(LNX1_POS)	-0.005700	0.027595	-0.206564	0.8371
D(LNX1_POS(-1))	-0.047685	0.029163	-1.635110	0.1081
D(LNX1_NEG)	-0.081176	0.027690	-2.931649	0.0051

* p-value incompatible w

- Daha sonra Eviews ana ekranının en üstünde bulunan “Quick ⇒ Estimate Equation” tıklanır.

Şekil 6.9. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: İkinci Adım



File Edit Object View Proc Quick Options Add-ins Window Help

Command

Workfile: NARDL - (c:\users\d...)

Equation: NARDL Wor
View Proc Object Print

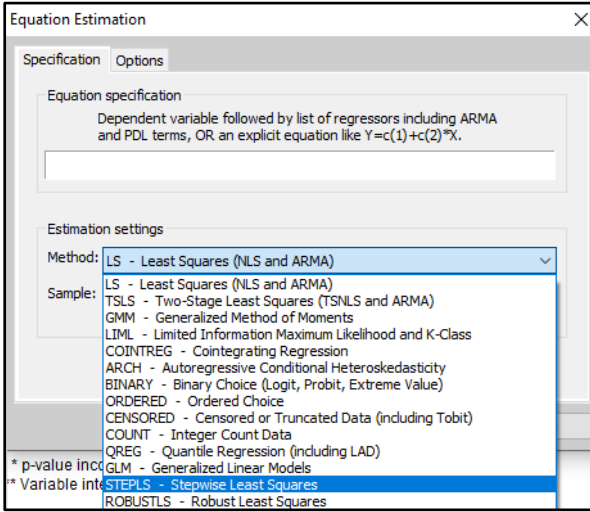
ARDL Long Run Form an
Dependent Variable: D(L
Selected Model: ARDL(1,
Case 3: Unrestricted Cor
Date: 09/13/23 Time: 15
Sample: 1 64
Included observations: 60

Conditional Error Correction Regression

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.00107	2.354259	4.672839	0.0001
LNY_SA(-1)*	-0.427009	0.091604	-4.661486	0.0010
LN1_SA_POS(-1)	0.002085	0.021670	0.096199	0.9231
LN1_SA_NEG**	-0.182437	0.043409	-4.202692	0.0000
LN2_SA_POS**	0.056396	0.020690	2.725750	0.0080
LN2_SA_NEG**	-0.035708	0.020979	-1.702029	0.0941
D(LNX1_SA_POS)	-0.005700	0.027595	-0.206564	0.8371
D(LNX1_SA_POS(-1))	-0.047685	0.029163	-1.635110	0.1081
D(LNX1_SA_POS(-2))	-0.081176	0.027690	-2.931649	0.0051

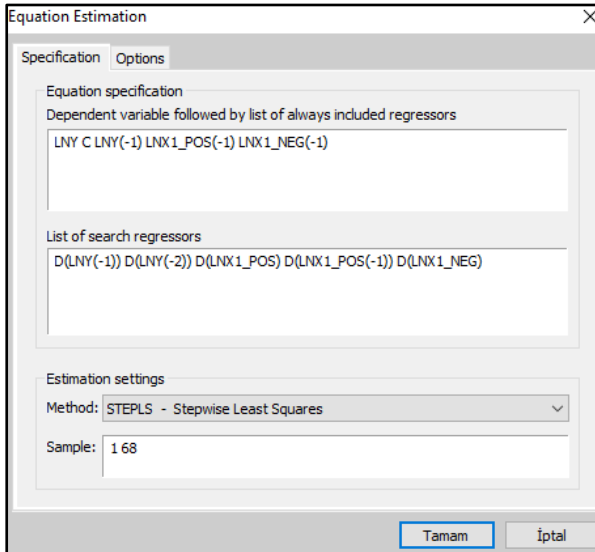
- Açılan ekranda Method kısmından “STEPLS” Şekil 6.10’deki gibi seçilir.

Şekil 6.10. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: Üçüncü Adım



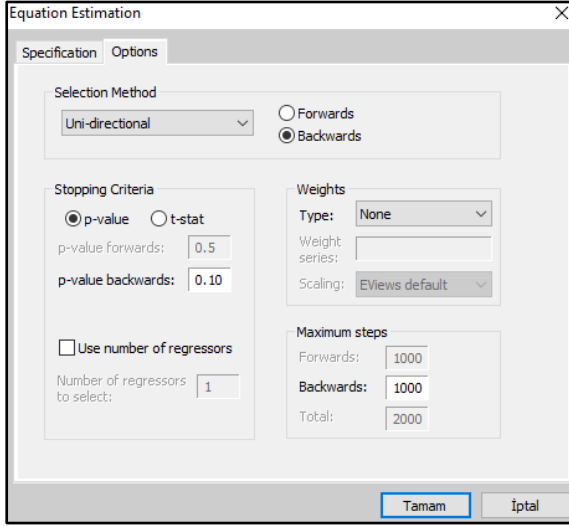
- Kopyalanmış olan değişkenlerden başında “D” olanlar alt kısma; “D” olmayanlar üst tarafa yapıştırılır. Yapıştırma işleminin ardından bazı değişkenlerin sonunda yer alan * veya ** işaretleri silinir. Üst kısmın en başına (C değişkeninden önce) bağımlı değişken olan $\ln Y$ eklenir. Aralarında bir boşluk olacak şekilde aşağıda Şekil 6.11’de sunulan ekran görüntüsündeki gibi yazılır.

Şekil 6.11. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: Dördüncü Adım



- “Option” kısmına tıklanır. “Selection Method” kısmından “Uni-directional” seçilir. Daha sonra “Backwards” işaretlenip “p-value” değeri 0.10 olarak aşağıda Şekil 6.12’de görüldüğü gibi değiştirilir ve “Tamam” sekmesine tıklanır.

Şekil 6.12. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: Beşinci Adım



- Aşağıdaki ekran görüntüsü elde edilir (Şekil 6.13).

Şekil 6.13. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: Altıncı Adım

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
C	-8.176876	2.321948	-3.521558	0.0009
LNY(-1)	1.330482	0.095184	13.97803	0.0000
LN _{X1_POS} (-1)	0.444538	0.173480	2.562471	0.0131
LN _{X1_NEG} (-1)	0.791604	0.246447	3.212073	0.0022
D(LN _{X1_POS})	0.811156	0.259565	3.125059	0.0028
D(LNY(-1))	-0.853647	0.180343	-4.733457	0.0000
D(LN _{X1_POS} (-1))	0.473713	0.215524	2.197958	0.0321
D(LN _{X1_NEG})	-0.488339	0.266569	-1.831939	0.0723
D(LNY(-2))	-0.253905	0.155298	-1.634954	0.1077
R-squared	0.989345	Mean dependent var		25.62671
Adjusted R-squared	0.987822	S.D. dependent var		0.743904
S.E. of regression	0.082092	Akaike info criterion		-2.034075
Sum squared resid	0.377386	Schwarz criterion		-1.733006
Log likelihood	75.10743	Hannan-Quinn criter.		-1.915284

- Ardından açık olan ekran üzerinden aşağıda Şekil 6.14'te görüldüğü gibi “View ⇒ Representations” sekmeleri tıklanır.

Şekil 6.14. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: Yedinci Adım

	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Label				
LNX1_NEG(-1)	0.791004	0.246447	3.212073	0.0022
D(LNX1_POS)	0.811156	0.259565	3.125059	0.0028
D(LNY(-1))	-0.853647	0.180343	-4.733457	0.0000
D(LNX1_POS(-1))	0.473713	0.215524	2.197958	0.0321
D(LNX1_NEG)	-0.488339	0.266569	-1.831939	0.0723
D(LNY(-2))	-0.253905	0.155298	-1.634954	0.1077
R-squared	0.989345	Mean dependent var	25.62671	
Adjusted R-squared	0.987822	S.D. dependent var	0.743904	
S.E. of regression	0.082092	Akaike info criterion	-2.034075	
Sum squared resid	0.377386	Schwarz criterion	-1.733006	
Log likelihood	75.10743	Hannan-Quinn criter.	-1.915284	

- Böylece aşağıda Şekil 6.15'te görülen ekran görüntüsü elde edilir. Bundan sonra uygulanacak olan “Wald” testleri “Estimation Equation” denklemini içine yapılacaktır.

Şekil 6.15. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: Sekizinci Adım

```

Estimation Command:
=====
STEPLS(METHOD=UNI, BTOL=0.10, BACK) LNY C LNY(-1) LNX1_POS(-1) LNX1_NEG(-1) @ D(LNY(-1)) D(LNY(-2)) D(LNX1_POS) D(LNX1_POS(-1)) D(LNX1_NEG)

Estimation Equation:
=====
LNY = C(1) + C(2)*LNY(-1) + C(3)*LNX1_POS(-1) + C(4)*LNX1_NEG(-1) + C(5)*D(LNX1_POS) + C(6)*D(LNY(-1)) + C(7)*D(LNX1_POS(-1)) + C(8)*D(LNX1_NEG) + C(9)*D(LNY(-2))

Substituted Coefficients:
=====
LNY = -8.17687608491 + 1.33048190702*LNY(-1) + 0.444538491005*LNX1_POS(-1) + 0.791604416826*LNX1_NEG(-1) + 0.811156429521*D(LNX1_POS) - 0.853646592397*D(LNY(-1)) + 0.473713100215*D(LNX1_POS(-1)) - 0.48833890645*D(LNX1_NEG) - 0.25390506136*D(LNY(-2))

```

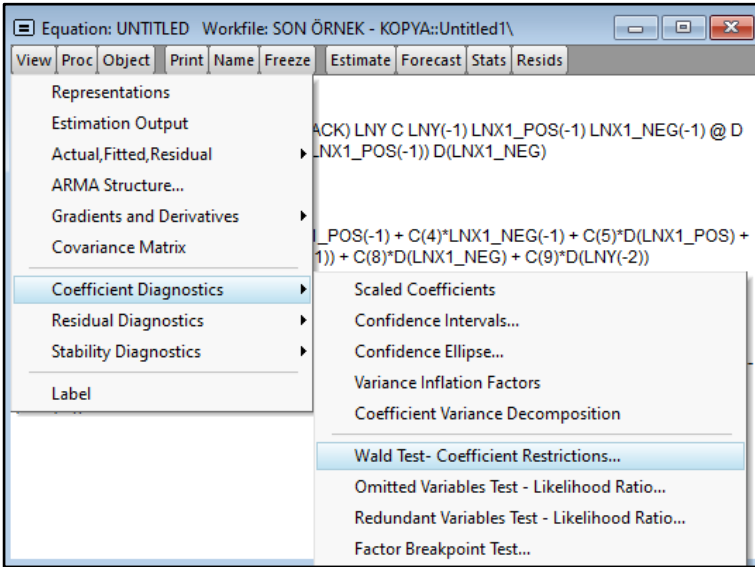
Estimation Equation:

=====

$$\text{LNY} = \text{C}(1) + \text{C}(2)*\text{LNY}(-1) + \text{C}(3)*\text{LNX1_POS}(-1) + \text{C}(4)*\text{LNX1_NEG}(-1) + \text{C}(5)*\text{D}(\text{LNX1_POS}) + \text{C}(6)*\text{D}(\text{LNY}(-1)) + \text{C}(7)*\text{D}(\text{LNX1_POS}(-1)) + \text{C}(8)*\text{D}(\text{LNX1_NEG}) + \text{C}(9)*\text{D}(\text{LNY}(-2))$$

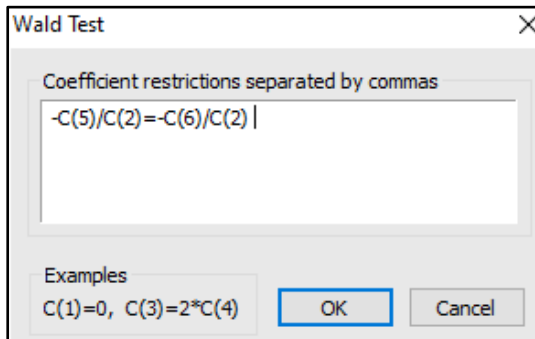
- Açık olan ekranda “View ⇒ Coefficient Diagnostic ⇒ Wald Test Coefficient Restrictions” seçenekleri aşağıda Şekil 6.16’daki gibi sırasıyla seçilir.

Şekil 6.16. Asimetrik İlişkilerin Tespiti: Dokuzuncu Adım



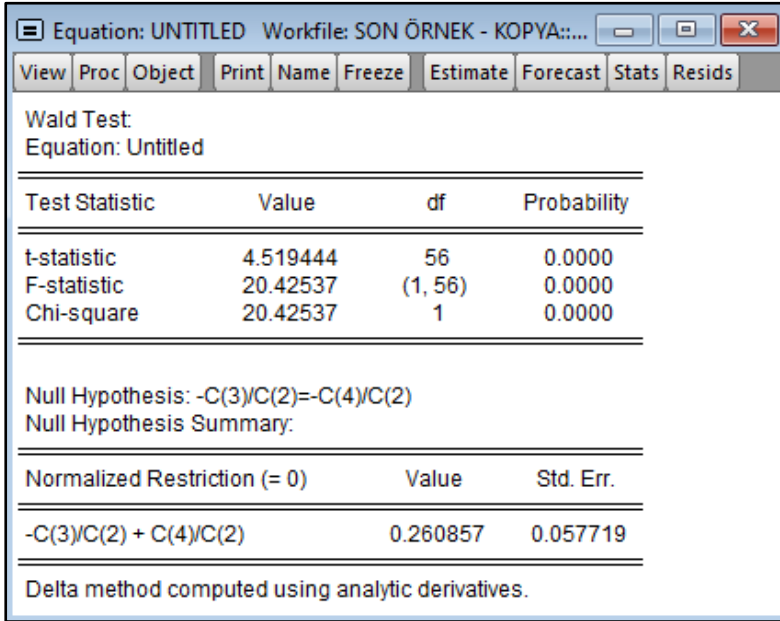
- Bu seçimlerin ardından aşağıda Şekil 6.17’de sunulan “Wald testi” için denklemlerin yazılacağı ekran açılır.

Şekil 6.17. Uzun Dönem Wald Testi Veri Girişi



- Gelen ekrana “ $-C(3)/C(2)=-C(4)/C(2)$ ” yazılıp “OK” sekmesi tıklanır. Aslında “Wald testi” ile $\ln X_1$ katsayısındaki bir dönem gecikmeli azalışların bağımlı değişkenin bir dönem gecikmeli değerine oranıyla $\ln X_1$ katsayısındaki bir dönem gecikmeli artışların bağımlı değişkenin bir dönem gecikmeli değerine oranı birbirine eşit mi?” sorusuna cevap aranmaktadır. Bu denklemin yerine matematiksel olarak sadeleşmiş hali olan $C(3)=C(4)$ denklemi de yazılabilir. Wald testi sonucu aşağıda Şekil 6.18’de sunulmuştur.

Şekil 6.18. Uzun Dönem Wald Testi Sonuçları



Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	4.519444	56	0.0000
F-statistic	20.42537	(1, 56)	0.0000
Chi-square	20.42537	1	0.0000

Null Hypothesis: $-C(3)/C(2)=-C(4)/C(2)$
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
$-C(3)/C(2) + C(4)/C(2)$	0.260857	0.057719

Delta method computed using analytic derivatives.

- “Wald” testi sonuçlarına göre uzun dönemde H_0 hipotezi %1 anlamlılık seviyesinde reddedilir. Çünkü olasılık değeri 0.01’den küçüktür. Bu sonuç $\ln X_1$ değişkenindeki artışlarla azalışlar arasında uzun dönemde asimetrik bir ilişki olduğunu kanıtlar. Dolayısıyla bu sonuç, $\ln X_1$ değişkenindeki artışların $\ln Y$ değişkeni üzerindeki etkisiyle $\ln X_1$ değişkenindeki azalışların $\ln Y$ değişkeni üzerindeki etkisinin uzun dönemde aynı olmadığı savını desteklemektedir.

6.6. Kısa Dönem Asimetrik İlişkilerin Test Edilmesi: Wald Testi Uygulaması

Bir önceki başlıkta “Wald” testi uzun dönem için uygulanmış ve sonuçları sunulmuştur. Bu başlık altında kısa dönemde “Wald” testi adımları anlatılacaktır. Testin uygulanma safahatı aynı olmakla birlikte kısa dönem için

$\ln X_1$ değişkeninin “D”(diffrence’ın kısaltması) ile başlayan aşağıda yeşil renkle gösterilen katsayılardan pozitif olanlarla negatif olanlar eşitlenir.

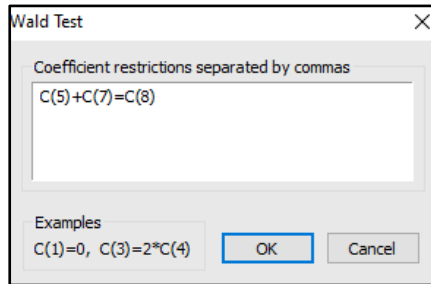
Estimation Equation:

=====

$$\text{LNY} = \text{C}(1) + \text{C}(2)*\text{LNY}(-1) + \text{C}(3)*\text{LNX1_POS}(-1) + \text{C}(4)*\text{LNX1_NEG}(-1) + \text{C}(5)*\text{D}(\text{LNX1_POS}) + \text{C}(6)*\text{D}(\text{LNY}(-1)) + \text{C}(7)*\text{D}(\text{LNX1_POS}(-1)) + \text{C}(8)*\text{D}(\text{LNX1_NEG}) + \text{C}(9)*\text{D}(\text{LNY}(-2))$$

- “Wald” testinin kısa dönemde uygulanması için açık olan ekranda “View ⇒ Coefficient Diagnostic ⇒ Wald Test Coefficient Restrictions” seçenekleri sırasıyla seçilir.
- Bu seçimlerin ardından aşağıda Şekil 6.19’da sunulan “Wald” testi için denklemlerin yazılacağı ekran açılır. Gelen ekrana “C(5)+C(7)=C(8)” yazılıp “OK” sekmesine tıklanır.

Şekil 6.19. Kısa Dönem Wald Testi Veri Girişi



Şekil 6.20. Kısa Dönem Wald Testi Sonuçları

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	3.719026	56	0.0005
F-statistic	13.83116	(1, 56)	0.0005
Chi-square	13.83116	1	0.0002

Null Hypothesis: C(5)+C(7)=C(8)
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(5) + C(7) - C(8)	1.773208	0.476794

Restrictions are linear in coefficients.

- Yukarıda Şekil 6.20’de yer alan “Wald” testi sonuçlarına göre uzun dönemde H_0 hipotezi %1 anlamlılık seviyesinde reddedilir. Çünkü olasılık değeri 0.01’den küçüktür. Bu sonuç $\ln X_1$ değişkenindeki artışlarla azalışlar arasında kısa dönemde asimetrik bir ilişki olduğunu kanıtlar. Dolayısıyla bu sonuç, $\ln X_1$ değişkenindeki artışların $\ln Y$ değişkeni üzerindeki etkisiyle $\ln X_1$ değişkenindeki azalışların $\ln Y$ değişkeni üzerindeki etkisinin kısa dönemde aynı olmadığı savını desteklemektedir.

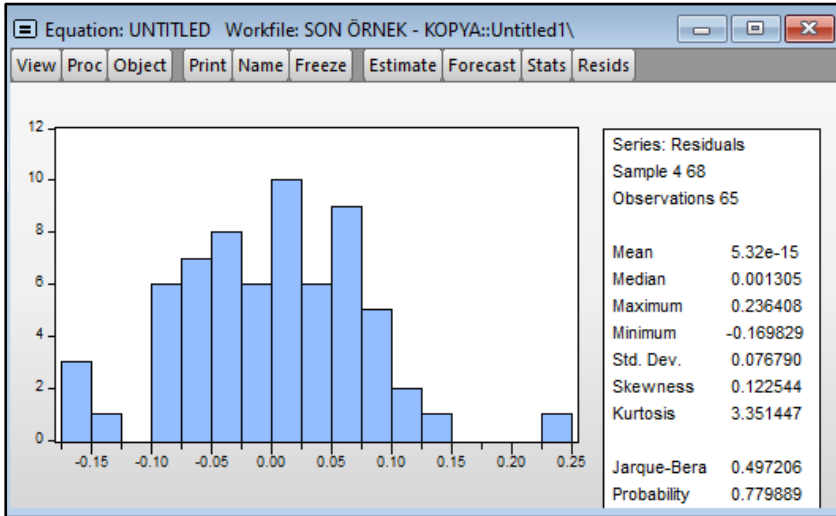
6.7. NARDL Yönteminde Tanısal Testler

Tahmin edilen model sonucunda elde edilen bulguların sağlamlılığının kontrolü “diagnostic” ya da tanısal testlerle sağlanır. Çalışma kapsamında uygulanacak olan tanısal testlerin açıklamaları için 5.5. numaralı başlık incelenebilir. Bu başlık altında tanısal testlerin Eviews uygulama adımları sunulmaktadır sonuçlar değerlendirilecektir.

6.7.1. Normallik Testi

- Normal dağılım sınavında “Jarque-Bera” testi kullanılacaktır. Bu testin Eviews adımları şöyledir: NARDL kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Residual Diagnostics ⇒ Histogram – Normality Test” seçenekleri sırasıyla seçilir.
- Bu seçimlerin ardından hata terimlerinin Jarque-Bera testi ve olasılık değerleri Şekil 6.21’deki gibi görünür.

Şekil 6.21. Jarque-Bera Test Sonucu



- “Jarque-Bera” test değeri 0.497206 olup olasılık değeri de 0.779889’dur. “Jarque-Bera” testinin olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için modelin normal dağılıma uygun olduğu söylenebilir.

6.7.2. Otokorelasyon Testi

- Otokorelasyon sınaması için uygulanacak olan “Breusch-Godfrey Serial Correlation LM” testinin Eviews adımları şu şekildedir: NARDL kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Residual Diagnostics ⇒ Serial Correlation LM Test” seçenekleri sırasıyla seçilir. Ardından “lag specification” ekranında gecikme uzunluğu otomatik olarak “2” gelmiştir. Son olarak “OK” sekmesine tıklanır. “Breusch-Godfrey Serial Correlation LM” testinin sonuç ekranı aşağıda Şekil 6.22’deki gibidir.

Şekil 6.22. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Testi Sonucu

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F-statistic	0.284311	Prob. F(2,54)	0.7537
Obs*R-squared	0.677320	Prob. Chi-Square(2)	0.7127

- Yukarıda sunulan LM test değeri 0.677320 olup olasılık değeri 0.7127’dir. Olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için modelde otokorelasyon sorunu yoktur.

6.7.3. Değişen Varyans (Farklı Yayılım, Heteroskedasticity) Testi

Değişen varyans sınaması için uygulanacak olan “Breusch-Pagan-Godfrey” testi Eviews adımları şu şekildedir:

- NARDL kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Residual Diagnostics ⇒ Heteroskedasticity” seçenekleri sırasıyla seçilir. Ardından gelen ekranda “Breusch-Pagan-Godfrey” testi seçilerek “OK” sekmesine tıklanır. Bu testin sonuç ekranı aşağıda Şekil 6.23’teki gibidir.

Şekil 6.23. Breusch-Pagan-Godfrey Testi Sonucu

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	1.195184	Prob. F(8,56)	0.3186
Obs*R-squared	9.479589	Prob. Chi-Square(8)	0.3035
Scaled explained SS	8.272639	Prob. Chi-Square(8)	0.4073

- “Breusch-Pagan-Godfrey” testinin katsayı değeri 8.272639 olup olasılık değeri 0.4073’tür. Olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için modelde değişen varyans sorunu yoktur.

Değişen varyans sınaması için uygulanan ikinci test olan “ARCH” testinin Eviews adımları şu şekildedir:

- NARDL kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Residual Diagnostics ⇒ Heteroskedasticity” seçenekleri sırasıyla tıklanır. Ardından gelen ekranda “ARCH” testi seçilerek “OK” tuşuna tıklanır. “ARCH” testi sonuçları aşağıda Şekil 6.24’te sunulmuştur.

Şekil 6.24. ARCH Değişen Varyans Testi Sonucu

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Heteroskedasticity Test: ARCH									
F-statistic				0.318957	Prob. F(1,62)	0.5743			
Obs*R-squared				0.327561	Prob. Chi-Square(1)	0.5671			

- Bu testin katsayı değeri 0.327561 olup olasılık değeri 0.5671’dir. Olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için modelde değişen varyans sorunu yoktur.

6.7.4. Fonksiyonel Form (Biçim) Testi

Tahmin edilen modelde herhangi bir spesifikasyon hatasının olup olmadığını tespiti için “Ramsey-RESET” testi uygulanmıştır. “Ramsey-RESET” testinin Eviews adımları şu şekildedir:

- NARDL kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Stability Diagnostics ⇒ Ramsey RESET Test” seçenekleri sırasıyla belirlenir. Bu ekranda “number of fitted terms” otomatik olarak 1 gelmiştir. Son olarak “OK” tuşuna tıklanır. “Ramsey RESET” testi sonuçları aşağıda Şekil 6.25’te sunulmuştur.

Şekil 6.25. Ramsey RESET Testi Sonucu

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Resids
Ramsey RESET Test									
Equation: NARDL									
Omitted Variables: Squares of fitted values									
Specification: LNY LNY(-1) LNY(-2) LNY(-3) LNX1_POS LNX1_POS(-1) LNX1_POS(-2) LNX1_NEG LNX1_NEG(-1) C									
				Value	df	Probability			
t-statistic				1.217981	55	0.2292			
F-statistic				1.483478	(1, 55)	0.2292			
Likelihood ratio				1.948021	1	0.1628			

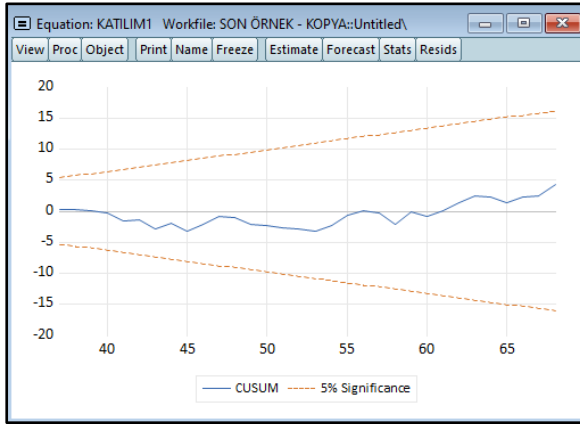
- Bu testin katsayı değeri 1.217981 olup olasılık değeri 0.2292'dir. Olasılık değeri 0.10'dan büyük olduğu için model kurma hatası yoktur.

6.7.5. CUSUM ve CUSUM² Grafikleri

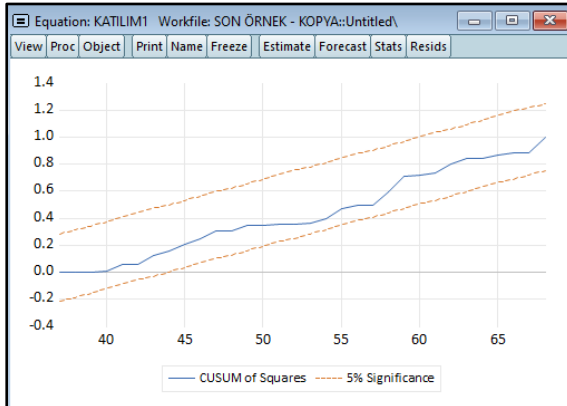
CUSUM ve CUSUM² grafiklerini elde etmek için uygulanması gereken Eviews adımları şu şekildedir:

- NARDL Kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Stability Diagnostics ⇒ Recursive Estimates ⇒ önce CUSUM Test daha sonra CUSUM of Squares Test” seçenekleri sırasıyla seçilir. Ardından “OK” tuşuna tıklanır.
- Bu grafikler NARDL tahmin ekranı açıkken “Add-ins” tıklanarak buradaki seçeneklerden de otomatik olarak oluşturulabilir. CUSUM ve CUSUM² grafikleri aşağıda Şekil 6.26 ve 6.27’de sunulmuştur.

Şekil 6.26. CUSUM Grafiği



Şekil 6.27. CUSUM² Grafiği



- Brown vd. (1975) tarafından önerilen CUSUM testi, hata terimlerinin %95 güven aralığında istenilen sınırlar içerisinde olup olmadığını gösterirken CUSUM² testi ise kümülatif hata terimlerinin kareleri için aynı sınamayı yapmaktadır (Çetin vd. 2014). Ayrıca Şekil 6.27 ve 6.28’de sunulan CUSUM ve CUSUM² grafiklerinin %95 güven aralığında, istenilen sınırlar içerisinde olduğu görülmektedir. Bu sonuç doğrultusunda, kurulan modelin istikrarlı olduğunu söylenebilir.

7. BÖLÜM

TODA-YAMAMOTO NEDENSELLİK TESTİ

Toda ve Yamamoto (1995) tarafından önerilen bu nedensellik yöntemi durağanlık gereksinimleri açısından oldukça esnek bir yöntemdir. Bu yöntemdeki uygulama adımları şu şekilde özetlenebilir:

- VAR modeli için en uygun gecikme uzunluğu tespit edilir.
- En uygun gecikme uzunluğuna en yüksek bütünleşme derecesi eklenir.
- Eklenmiş bu değer üzerinden VAR modeli tahmin edilir. Y'nin bağımlı değişken olduğu X_1 ve X_2 'nin bağımsız değişken olduğu bir denklemde, VAR modelleri şu şekildedir:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{2i} X1_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

H_0 : $X_1 \not\Rightarrow Y$ (X_1 'den Y 'ye doğru nedensellik yoktur).

H_A : $X_1 \Rightarrow Y$ (X_1 'den Y 'ye doğru nedensellik vardır).

$$X1_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{3i} X1_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{4i} Y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

H_0 : $Y \not\Rightarrow X_1$ (Y 'den X_1 'e doğru nedensellik yoktur).

H_A : $Y \Rightarrow X_1$ (Y 'den X_1 'e doğru nedensellik vardır).

$$Y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{5i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{6i} X2_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (3)$$

H_0 : $X_2 \not\Rightarrow Y$ (X_2 'den Y 'ye doğru nedensellik yoktur).

H_A : $X_2 \Rightarrow Y$ (X_2 'den Y 'ye doğru nedensellik vardır).

$$X2_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{7i} X2_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{8i} Y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (4)$$

$H_0: Y \not\Rightarrow X_2$ (Y'den X_2 'e doğru nedensellik yoktur).

$H_A: Y \Rightarrow X_2$ (Y'den X_2 'e doğru nedensellik vardır).

$$X1_t = \alpha_4 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{9i} X1_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{10i} X2_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (5)$$

$H_0: X_2 \not\Rightarrow X_1$ (X_2 'den X_1 'e doğru nedensellik yoktur).

$H_A: X_2 \Rightarrow X_1$ (X_2 'den X_1 'e doğru nedensellik vardır).

$$X2_t = \alpha_5 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{11i} X2_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{12i} X1_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (6)$$

$H_0: X_1 \not\Rightarrow X_2$ (X_1 'den X_2 'e doğru nedensellik yoktur).

$H_A: X_1 \Rightarrow X_2$ (X_1 'den X_2 'e doğru nedensellik vardır).

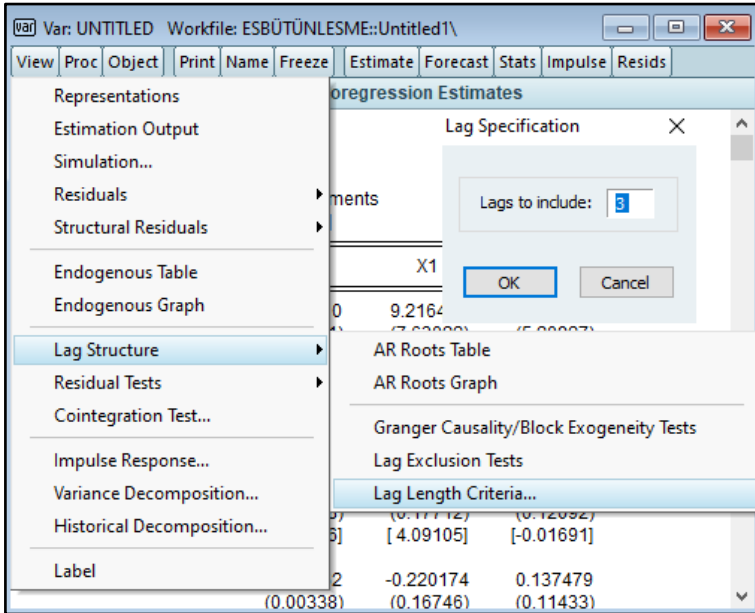
Şekil 7.1. VAR Spesifikasyonlarının Belirlenmesi

The image shows a software window titled "VAR Specification" with a close button (X) in the top right corner. It has two tabs: "Basics" and "VAR Restrictions", with "Basics" selected. The "VAR type" is set to "Standard VAR" in a dropdown menu. The "Estimation sample" is "1983 2021". The "Endogenous variables" field contains "y x1 x2". The "Lag Intervals for Endogenous:" field contains "1 2". The "Exogenous variables" field contains "c". At the bottom right, there are two buttons: "Tamam" (OK) and "İptal" (Cancel).

Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi için yukarıda anlatılan hususların Eviews üzerinden uygulaması şu şekilde yapılabilir:

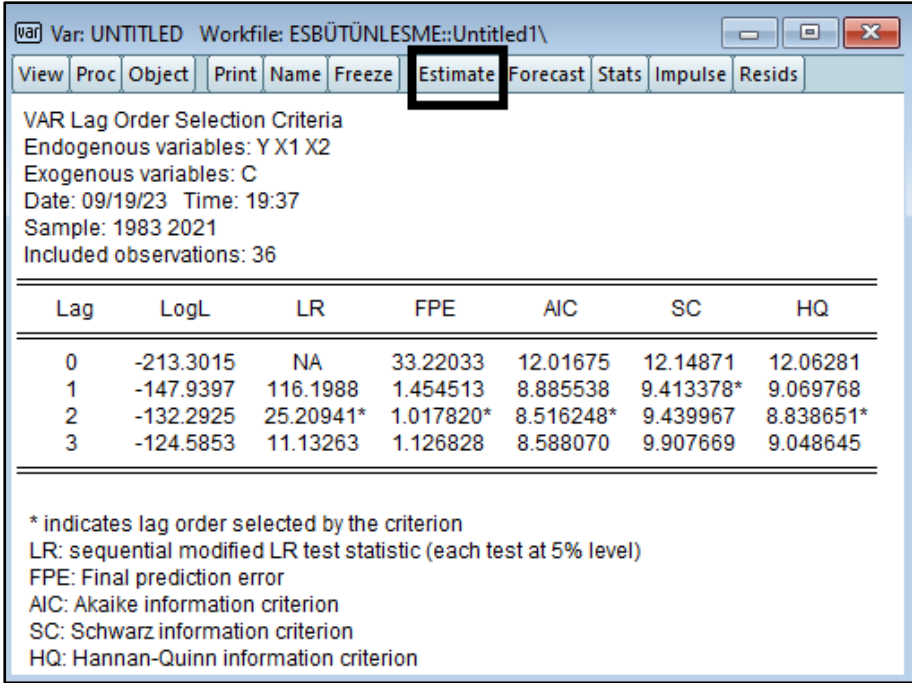
- Eviews programında önce bağımlı değişken olmak üzere daha sonra modelde yer alan bağımsız değişkenlerin tamamı seçilir.
- İmleç seçili verilerin üzerindeyken sağ tıklanır. Açılan ekranda “Open ⇒ As VAR...” sekmeleri sırasıyla seçilir. Bu pencerede VAR modelinin spesifikasyonları belirlenir. Bu adımın Eviews ekran görüntüsü yukarıda Şekil 7.1’de sunulmuştur.
- Modele kukla değişken dahil edilecekse “Exogenous variable” kısmından eklenir. Standart “VAR” modeli için “Tamam” seçeneği seçilir.
- Gelen ekrandan Şekil 7.2’de görüldüğü üzere “View ⇒ Lag Structure ⇒ Lag Length Criteria” seçenekleri işaretlenir ve ardından gelen ekranda otomatik seçili olan “Lag Specification” değiştirilmeden “OK” seçeneğine tıklanır. Gözlem sayısı ne kadar büyükse gecikme uzunluğu da o kadar yüksek olacaktır. Bu modelde gecikme uzunluğu 3 olarak gelmiştir.

Şekil 7.2. Optimum Gecikme Uzunluğunun Tespiti: Birinci Adım



- Aşağıda Şekil 7.3’ten de görüleceği üzere SIC (Schwarz Bilgi Kriteri) hariç tüm bilgi kriterlerine göre gecikme uzunluğu 2’dir (yıldızlı değerler!). Gecikme uzunluğunun tespitinde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) dikkate alındığı için gecikme uzunluğunun 2 olmasına karar verilmiştir.

Şekil 7.3. Optimum Gecikme Uzunluğu Sonucu



VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: Y X1 X2
Exogenous variables: C
Date: 09/19/23 Time: 19:37
Sample: 1983 2021
Included observations: 36

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-213.3015	NA	33.22033	12.01675	12.14871	12.06281
1	-147.9397	116.1988	1.454513	8.885538	9.413378*	9.069768
2	-132.2925	25.20941*	1.017820*	8.516248*	9.439967	8.838651*
3	-124.5853	11.13263	1.126828	8.588070	9.907669	9.048645

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

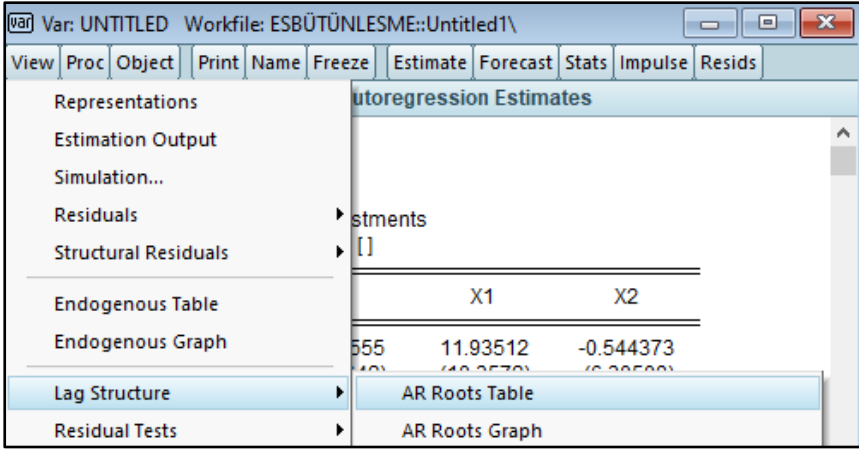
- Sırada yapılması gereken işlem en uygun gecikme uzunluğuna en yüksek bütünleşme derecesinin eklenmesidir. Serilere uygulanan birim kök testi sonuçlarına göre değişkenlerin $I(1)$ ve $I(0)$ olduğu bulunmuştur. Dolayısıyla maksimum bütünleşme derecesi olarak ifade edilen $d_{\max}=1$ olduğuna karar verilmiştir (Birim kök testleri için detaylı bilgiye 4. Bölümden ulaşılabilir). En uygun gecikme uzunluğunu ifade eden $k=2$, $d_{\max}=1$ olduğundan $k+d_{\max}=3$ olduğuna karar verilmiştir. Dolayısıyla yukarıda Şekil 7.3'te dikkörtgen kutucuk içerisinde yer alan "Estimate" kısmına tıklanarak "Lag Intervals for Endogenous" kısmında "1 2" olan değer "1 3" olarak değiştirilerek "Tamam" seçeneği tıklanır.

7.1. Tanısal testler

Tahmin edilen VAR modelinin istikrarlı olup olmadığı Eviews programı üzerinden şu şekilde tespit edilebilir:

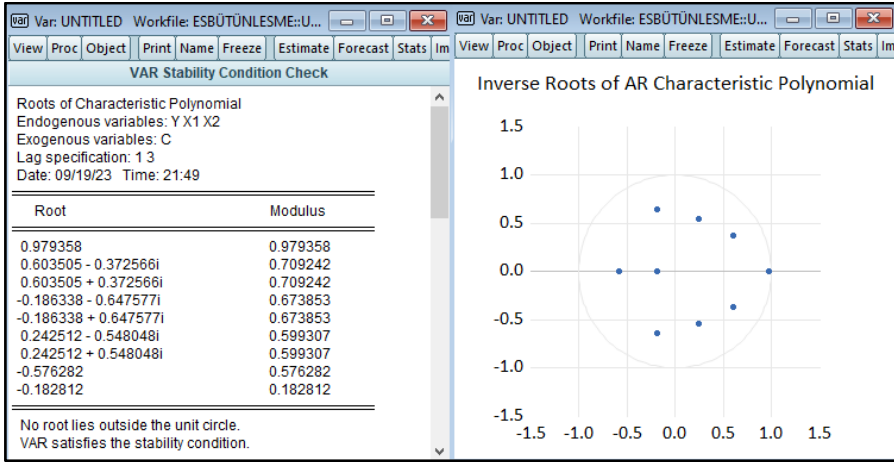
- Aşağıda Şekil 7.4'te görüldüğü gibi tahmin edilen "VAR" modeli üzerinden "Lag Structure ⇒ AR Roots Graph ya da AR Roots Table" seçeneği tıklanır.

Şekil 7.4. AR Roots Graph / Table Oluşturma



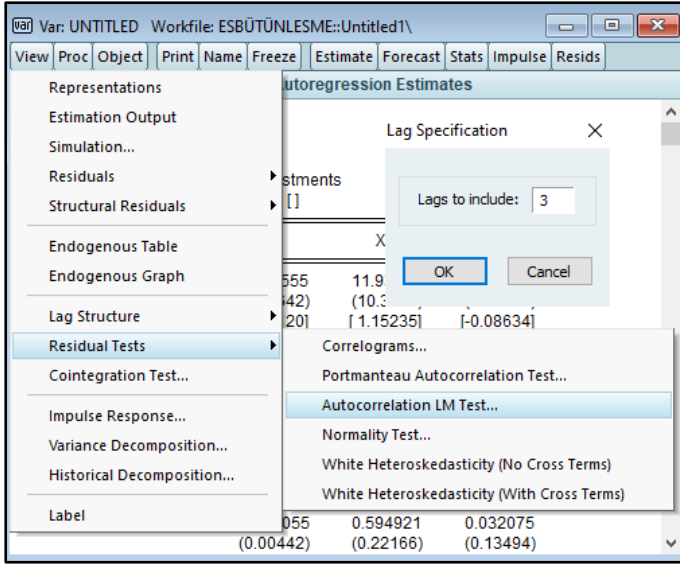
- Aşağıda Şekil 7.5'ten de görüleceği üzere "AR Roots" grafiğine göre tüm ters köklerin birim çemberin iç bölgesinde yer alması ve tüm köklerin birden küçük olması modelin istikrarlı olduğunu gösterir. Aynı sonuçlar "AR Roots Table" sonuç tablosundan da görülebilir.

Şekil 7.5. AR Roots Graph / Table Sonuçları



- Modelin istikrarlı olduğuna karar verildikten sonra oluşturulan "VAR" modelinde otokorelasyon sorunu olup olmadığı test edilir. Otokorelasyon testi için aşağıda Şekil 7.6'daki gibi "View ⇒ Residual Tests ⇒ Autocorrelation LM Test" seçenekleri sırasıyla seçilir. Ardından açılan "Lags to include" kısmına ($k+d_{\max}=3$ olduğundan) "3" yazılır ve "OK" seçeneği tıklanır.

Şekil 7.6. Otokorelasyon Sınamasının Yapılması



- “OK” seçeneğine tıklanmasının ardından aşağıda Şekil 7.7’de “VAR” modeli için otokorelasyon testi sonuçları sunulmuştur. “3” gecikme uzunluğuna göre hesaplanan olasılık (Prob.) değerleri 0.10’dan büyük olduğundan tahmin edilen “VAR” modelinde herhangi bir otokorelasyon sorunu yoktur.

Şekil 7.7. Otokorelasyon Sınaması Sonuçları

The screenshot shows the 'VAR Residual Serial Correlation LM Tests' results. The date is 09/19/23, time is 22:32, sample is 1983 2021, and included observations are 36. The null hypothesis is 'No serial correlation at lag h'. The table below shows the results for lags 1, 2, and 3.

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	12.94882	9	0.1649	1.519365	(9, 51.3)	0.1663
2	11.97712	9	0.2146	1.392468	(9, 51.3)	0.2161
3	5.495646	9	0.7891	0.601265	(9, 51.3)	0.7900

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	12.94882	9	0.1649	1.519365	(9, 51.3)	0.1663
2	18.49334	18	0.4236	1.042985	(18, 51.4)	0.4323
3	26.88234	27	0.4702	0.993132	(27, 44.5)	0.4967

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

- Otokorelasyon sınavasının ardından tahmin edilen “VAR” modelinin normal dağılım gösterip göstermediğinin test edilmesine geçilebilir. Normallik testi için kullanılacak olan “Jarque-Bera” testinde şu adımlar takip edilmelidir: “View ⇒ Residual Tests⇒ Normality Test” seçimlerinin ardından “OK” seçeneği tıklanır.

Şekil 7.8. Normallik Sınavası

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Forecast	Stats	Impulse	Resi
	1		2.374220	0.271933		1		0.0020		
	2		4.182362	2.096971		1		0.1476		
	3		2.638804	0.195693		1		0.6582		
Joint				2.564597		3		0.4637		
Component	Jarque-Bera	df	Prob.							
1	0.686461	2	0.7095							
2	3.131799	2	0.2089							
3	0.952451	2	0.6211							
Joint			4.770711	6	0.5735					

*Approximate p-values do not account for coefficient estimation

- Oluşturulan “VAR” modeli için hesaplanan “Jarque-Bera” testi olasılık (Prob.) değerleri 0.10’dan büyük olduğundan model normal dağılıma uygundur (Şekil 7.8).

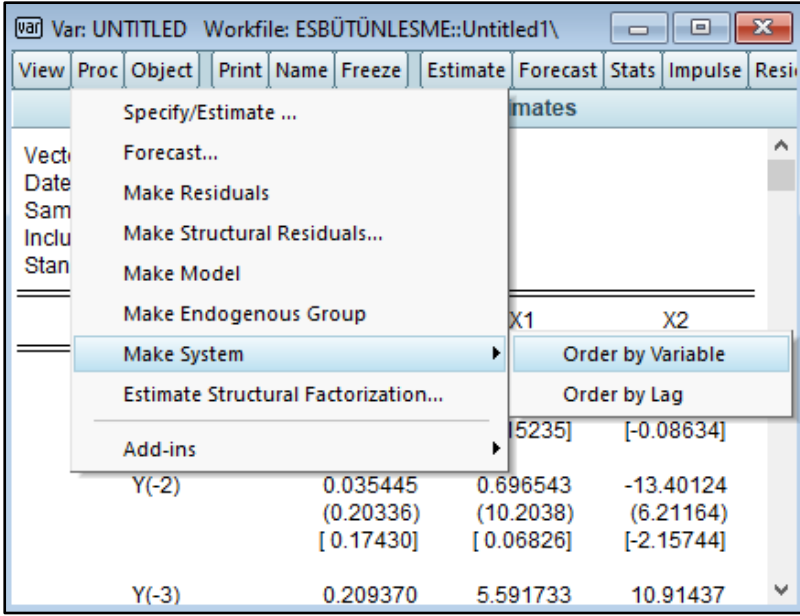
Tanısal test sonuçlarına göre oluşturulan “VAR” modelinin sağlam bir model olduğuna karar verilmiş olup artık nedensellik sınavasına geçilebilir.

7.2. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Toda-Yamamoto nedensellik testi için şu adımlar takip edilmelidir:

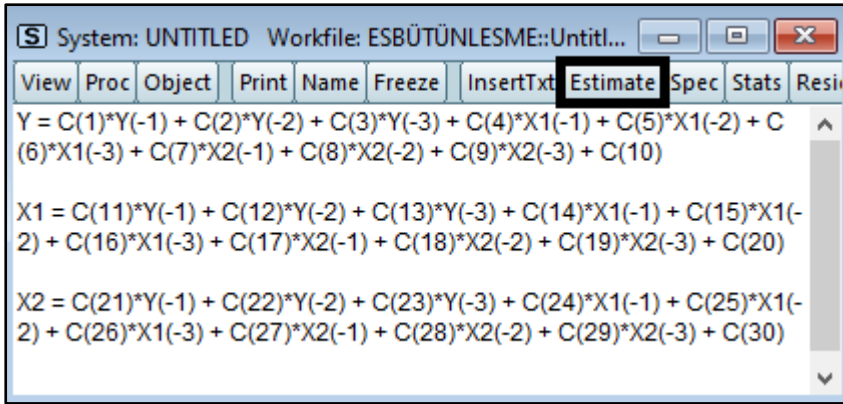
- “Proc ⇒ Make System ⇒ Order by Variable” seçenekleri aşağıda Şekil 7.9’daki gibi sırasıyla seçilir.

Şekil 7.9. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi: Birinci Adım



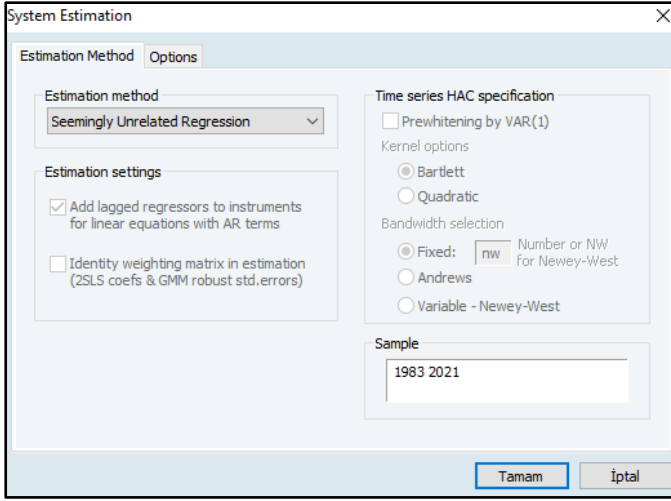
- Bu seçimlerin ardından üç gecikmeli değerlerine göre bağımlı değişkenin yanında diğer bağımsız değişkenlerin de bağımlı değişken olarak yer aldığı denklemler aşağıda Şekil 7.10'daki gibi ana ekrana gelecektir.

Şekil 7.10. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi: İkinci Adım



- Yukarıda denklemlerin yer aldığı Şekil 7.10'da siyah dikdörtgen kutunun içerisinde yer alan "Estimate" seçeneği tıklanır. Ardından Şekil 7.11'deki gibi "Estimation method" kısmından "Seemingly Unrelated Regression" seçeneği seçilip "Tamam" seçeneğine tıklanır.

Şekil 7.11. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi: Üçüncü Adım



- Tüm bu adımların ardından açılan pencere aşağıya doğru kaydırıldığı zaman Y'nin, X₁'in ve X₂'nin bağımlı değişken olduğu denklemler aşağıda Şekil 7.12'deki gibi olacaktır.

Şekil 7.12. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonucu

System: UNTITLED Workfile: ESBÜTÜNLESME::Untitled1\

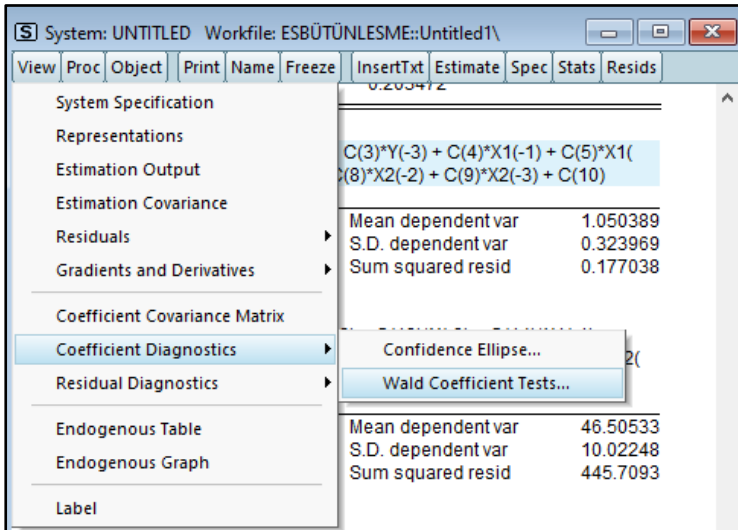
View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	InsertTtxt	Estimate	Spec	Stats	Resids
Equation: Y = C(1)*Y(-1) + C(2)*Y(-2) + C(3)*Y(-3) + C(4)*X1(-1) + C(5)*X1(-2) + C(6)*X1(-3) + C(7)*X2(-1) + C(8)*X2(-2) + C(9)*X2(-3) + C(10)										
Observations: 36										
R-squared		0.951806	Mean dependent var						1.050389	
Adjusted R-squared		0.935124	S.D. dependent var						0.323969	
S.E. of regression		0.082518	Sum squared resid						0.177038	
Durbin-Watson stat		1.903983								
Equation: X1 = C(11)*Y(-1) + C(12)*Y(-2) + C(13)*Y(-3) + C(14)*X1(-1) + C(15)*X1(-2) + C(16)*X1(-3) + C(17)*X2(-1) + C(18)*X2(-2) + C(19)*X2(-3) + C(20)										
Observations: 36										
R-squared		0.873225	Mean dependent var						46.50533	
Adjusted R-squared		0.829341	S.D. dependent var						10.02248	
S.E. of regression		4.140370	Sum squared resid						445.7093	
Durbin-Watson stat		1.859760								
Equation: X2 = C(21)*Y(-1) + C(22)*Y(-2) + C(23)*Y(-3) + C(24)*X1(-1) + C(25)*X1(-2) + C(26)*X1(-3) + C(27)*X2(-1) + C(28)*X2(-2) + C(29)*X2(-3) + C(30)										
Observations: 36										
R-squared		0.617491	Mean dependent var						25.77386	
Adjusted R-squared		0.485084	S.D. dependent var						3.512507	
S.E. of regression		2.520492	Sum squared resid						165.1749	
Durbin-Watson stat		2.047084								

- Tabloda görüldüğü üzere Y'nin bağımlı değişken olduğu denklem aşağıda yer almaktadır.

$$\text{Equation: } Y = C(1)*Y(-1) + C(2)*Y(-2) + C(3)*Y(-3) + C(4)*X1(-1) + C(5)*X1(-2) + C(6)*X1(-3) + C(7)*X2(-1) + C(8)*X2(-2) + C(9)*X2(-3) + C(10)$$

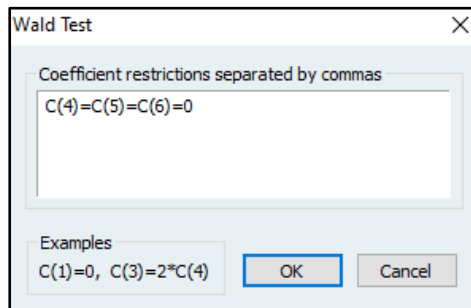
- Sarı renkle gösterilen X_1 değişkeninin bir, iki ve üç dönem gecikmeli değerlerinden (C(4), C(5) ve C(6)) Y değişkenine doğru nedensellik olup olmadığını “Wald” testleri yardımıyla sınanır. Bu test için şu adımlar takip edilebilir: “View ⇒ Coefficient Diagnostics ⇒ Wald Coefficient Test” seçenekleri Şekil 7.13'teki gibi sırasıyla seçilir.

Şekil 7.13. Wald Testi: Birinci Adım ($X_1 \Rightarrow Y$)



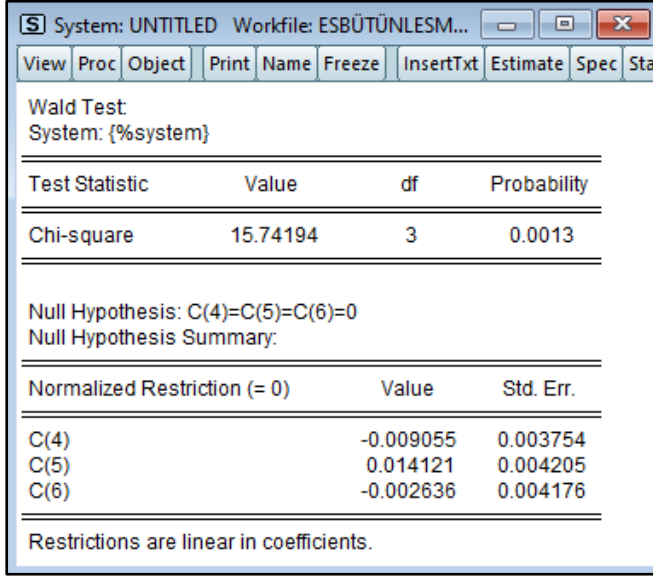
- Açılan “Wald” testi ekranına X_1 'den Y'ye doğru nedensellik olmadığını ifade eden H_0 hipotezi için Şekil 7.14'teki gibi şu şekilde bir denklem yazılır: “C(4)=C(5)=C(6)=0” ve “OK” seçeneği tıklanır.

Şekil 7.14. Wald Testi: İkinci Adım ($X_1 \Rightarrow Y$)



- Aşağıda Şekil 7.15'te “Wald” testi sonuçları sunulmuştur. Buna göre hesaplanan test değeri 15.74194 iken 3 serbestlik derecesine göre olasılık (Prob.) değeri 0,0013'tür.

Şekil 7.15. Wald Testi Sonucu ($X_1 \Rightarrow Y$)



Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	15.74194	3	0.0013

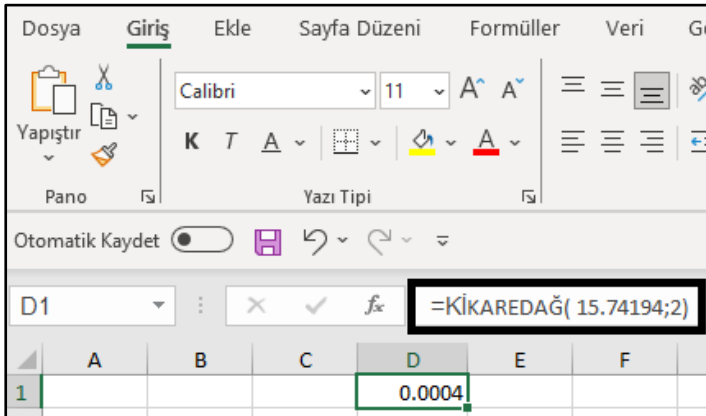
Null Hypothesis: C(4)=C(5)=C(6)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(4)	-0.009055	0.003754
C(5)	0.014121	0.004205
C(6)	-0.002636	0.004176

Restrictions are linear in coefficients.

- Ancak hatırlanacağı üzere en uygun gecikme uzunluğunu ifade eden “k” değeri 2 olarak belirlenmişti. Dolayısıyla olasılık (Prob.) değerinin “2” serbestlik derecesine göre hesaplanması gerekir. Bu hesaplama için boş bir Excel sayfası açılarak herhangi bir hücreye tıklanır. Ardından “=KİKAREDAĞ(15.74194;2)” yazılarak klavyeden “enter” tuşuna basılır.

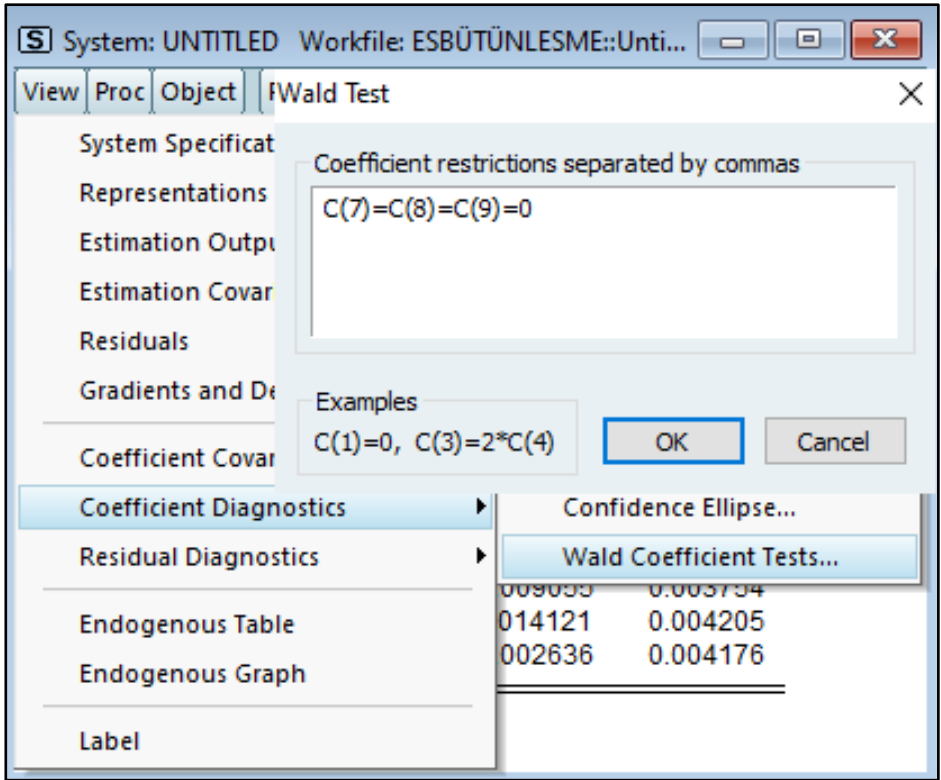
Şekil 7.16. Wald Testi: Serbestlik Derecesi 2'ye Göre Olasılık Değeri Hesaplama ($X_1 \Rightarrow Y$)



	A	B	C	D	E	F
1				0.0004		

- Yukarıda Şekil 7.16’da sunulan Excel sayfasından da görüldüğü üzere serbestlik derecesi 2’ye göre hesaplanan olasılık değeri 0.0004’tür. Dolayısıyla nedenselliğin olmadığını ifade eden H_0 hipotezi reddedilirken nedenselliğin olduğunu ifade eden H_A hipotezi kabul edilir. Sonuç olarak %1 anlamlılık seviyesinde, X_1 değişkeninden Y değişkenine doğru nedensellik ilişkisi vardır.
- X_2 değişkeninden Y değişkenine doğru olan nedensellik ilişkisini test etmek için benzer adımlar izlenir. Denklemden yeşil renkle gösterilen X_2 değişkeninin bir, iki ve üç dönem gecikmeli değerlerinden ($C(7)$, $C(8)$ ve $C(9)$) Y değişkenine doğru nedensellik ilişkisinin olup olmadığı “Wald” testleri yardımıyla sınanır. Bu test için şu adımlar takip edilebilir:
- “View ⇒ Coefficient Diagnostics ⇒ Wald Coefficient Test” seçenekleri sırasıyla seçilir. Açılan “Wald Test” ekranına X_2 ’den Y ’ye doğru nedensellik olmadığını ifade eden H_0 hipotezi için Şekil 7.17’deki gibi şu şekilde ($C(7)=C(8)=C(9)=0$) bir denklem yazılır ve “OK” seçeneği tıklanır.

Şekil 7.17. Wald Testi: Birinci Adım ($X_2 \Rightarrow Y$)



- Aşağıda Şekil 7.18’de “Wald” testi sonuçları sunulmuştur. “Wald” testi sonucuna göre hesaplanan test değeri 11.51025 iken 3 serbestlik derecesine göre olasılık (Prob.) değeri 0.0093’tür.

Şekil 7.18. Wald Testi Sonucu ($X_2 \Rightarrow Y$)

Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	11.51025	3	0.0093

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(7)	0.005155	0.005168
C(8)	0.011786	0.005346
C(9)	-0.000926	0.005401

- Ancak hatırlanacağı üzere en uygun gecikme uzunluğunu ifade eden “k” değeri 2 olarak belirlenmişti. Dolayısıyla olasılık (Prob.) değerinin “2” serbestlik derecesine göre hesaplanması gerekir. Bu hesaplama için Şekil 7.19’deki gibi boş bir Excel sayfası açılarak herhangi bir hücreye tıklanır. Ardından “=KİKAREDAĞ(11.51025;2)” yazılarak klavyeden “enter” tuşuna basılır.

Şekil 7.19. Wald Testi: Serbestlik Derecesi 2’ye Göre Olasılık Değeri Hesaplama ($X_2 \Rightarrow Y$)

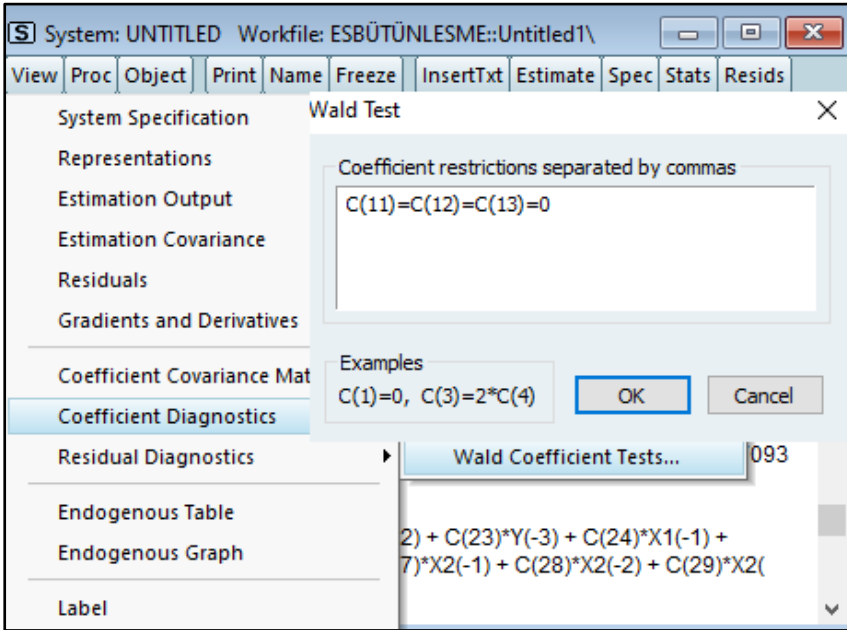
	A	B	C	D	E	F	G
1				0.0032			

- Yukarıda Şekil 7.19’da sunulan Excel sayfasından da görüldüğü üzere, 2 serbestlik derecesine göre hesaplanan olasılık değeri 0.0032’dir. Dolayısıyla nedenselliğin olmadığını ifade eden H_0 hipotezi reddedilirken nedenselliğin olduğunu ifade eden H_A hipotezi kabul edilir. Sonuç olarak %1 anlamlılık seviyesinde, X_2 değişkeninden Y değişkenine doğru nedensellik ilişkisi vardır.
- “Seemingly Unrelated Regression” tahmin yöntemine göre X_1 ’in bağımlı değişken olduğu denklem aşağıda yer almaktadır.

$$\text{Equation: } X_1 = C(11)*Y(-1) + C(12)*Y(-2) + C(13)*Y(-3) + C(14)*X_1(-1) + C(15)*X_1(-2) + C(16)*X_1(-3) + C(17)*X_2(-1) + C(18)*X_2(-2) + C(19)*X_2(-3) + C(20)$$

- Sarı renkle gösterilen Y değişkeninin bir, iki ve üç dönem gecikmeli değerlerinden ($C(11)$, $C(12)$ ve $C(13)$) X_1 değişkenine doğru nedensellik olup olmadığı “Wald” testleri yardımıyla sınanır. Bu test için şu adımlar takip edilebilir:
- “View ⇒ Coefficient Diagnostics ⇒ Wald Coefficient Test” seçenekleri sırasıyla seçilir. Açılan “Wald Test” ekranına Y ’den X_1 ’e doğru nedensellik olmadığını ifade eden H_0 hipotezi için şu şekilde “ $C(11)=C(12)=C(13)=0$ ” bir denklem yazılır ve “OK” seçeneği tıklanır.

Şekil 7.20. Wald Testi: Birinci Adım ($Y \Rightarrow X_1$)



- Aşağıda Şekil 7.21’de “Wald” testi sonuçları sunulmuştur. “Wald” testi sonucuna göre hesaplanan test değeri 12.68912 iken 3 serbestlik derecesine göre olasılık (Prob.) değeri 0.0054’tür.

Şekil 7.21. Wald Testi Sonucu ($Y \Rightarrow X_1$)

Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	12.68912	3	0.0054

Null Hypothesis: C(11)=C(12)=C(13)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(11)	11.93512	8.801962
C(12)	0.696543	8.671531
C(13)	5.591733	7.344081

Restrictions are linear in coefficients.

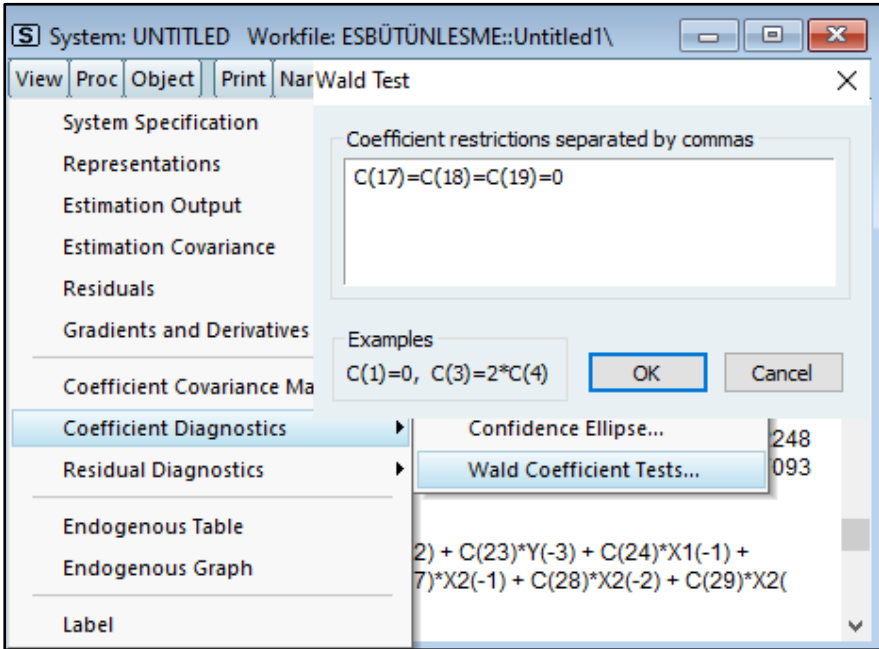
- Ancak hatırlanacağı üzere en uygun gecikme uzunluğunu ifade eden “k” değeri 2 olarak belirlenmişti. Dolayısıyla olasılık (Prob.) değerinin “2” serbestlik derecesine göre hesaplanması gerekir. Bu hesaplama için boş bir Excel sayfası açılarak herhangi bir hücreye tıklanır. Ardından “=KİKAREDAĞ(12.68912;2)” yazılarak klavyeden “enter” tuşuna basılır.

Şekil 7.22. Wald Testi: Serbestlik Derecesi 2’ye Göre Olasılık Değeri Hesaplama ($Y \Rightarrow X_1$)

Dosya	Giriş	Ekle	Sayfa Düzeni	Formüller	Veri	Gör
<div style="display: flex; justify-content: space-between;"> <div> <p>Yapıştır</p> <p>Pano</p> </div> <div> <p>Calibri 11</p> <p>K T A</p> <p>Yazı Tipi</p> </div> <div> <p>Otomatik Kaydet</p> <p>D1</p> </div> </div>						
<p>=KİKAREDAĞ(12.68912;2)</p>						
	A	B	C	D	E	F
1				0.0018		

- Yukarda Şekil 7.22’de sunulan Excel sayfasından görüldüğü üzere serbestlik derecesi 2’ye göre hesaplanan olasılık değeri 0.0018’dir. Dolayısıyla nedenselliğin olmadığını ifade eden H_0 hipotezi reddedilirken nedenselliğin olduğunu ifade eden H_A hipotezi kabul edilir. Sonuç olarak %1 anlamlılık seviyesinde, Y değişkeninden X_1 değişkenine doğru nedensellik ilişkisi vardır.
- Yeşil renkle gösterilen X_2 değişkeninin bir, iki ve üç dönem gecikmeli değerlerinden ($C(17)$, $C(18)$ ve $C(19)$) X_1 değişkenine doğru nedensellik olup olmadığı Wald testleri yardımıyla sınanır. Bu test için şu adımlar takip edilebilir: “View ⇒ Coefficient Diagnostics ⇒ Wald Coefficient Test” seçenekleri sırasıyla seçilir. Açılan “Wald Test” ekranına X_2 ’den X_1 ’e doğru nedensellik olmadığını ifade eden H_0 hipotezi için şu şekilde “ $C(17)=C(18)=C(19)=0$ ” bir denklem yazılır ve “OK” seçeneği tıklanır.

Şekil 7.23. Wald Testi: Birinci Adım ($X_2 \Rightarrow X_1$)



- Aşağıda Şekil 7.24’te “Wald” testi sonuçları sunulmuştur. Buna göre, hesaplanan test değeri 8.895662 iken “3” serbestlik derecesine göre olasılık (Prob.) değeri 0.0307’dir.

Şekil 7.24. Wald Testi Sonucu ($X_2 \Rightarrow X_1$)

Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	8.895662	3	0.0307

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(17)	0.716763	0.259300
C(18)	-0.518384	0.268227
C(19)	-0.158022	0.270988

- Ancak hatırlanacağı üzere en uygun gecikme uzunluğunu ifade eden “k” değeri 2 olarak belirlenmişti. Dolayısıyla olasılık (Prob.) değerinin “2” serbestlik derecesine göre hesaplanması gerekir. Bu hesaplama için boş bir Excel sayfası açılarak herhangi bir hücreye tıklanır. Ardından “=KİKAREDAĞ(8.895662;2)” yazılarak klavyeden “enter” tuşuna basılır.

Şekil 7.25. Wald Testi: Serbestlik Derecesi 2’ye Göre Olasılık Değeri Hesaplama ($X_2 \Rightarrow X_1$)

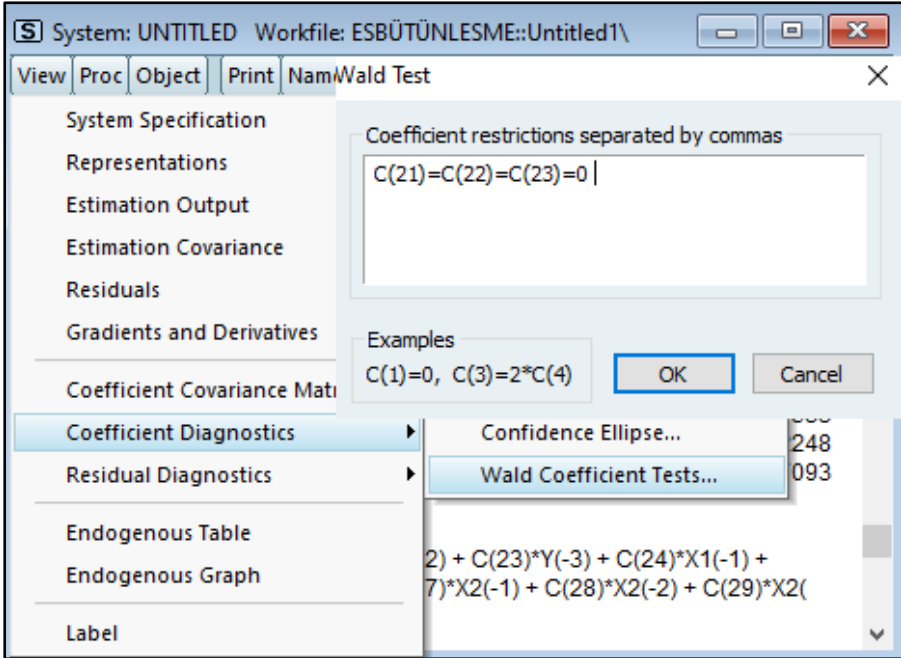
A	B	C	D	E	F	G
			0.0117			

- Yukarıda Şekil 7.24'te sunulan Excel sayfasından görüldüğü üzere “2” serbestlik derecesine göre hesaplanan olasılık değeri 0.0117’dir. Dolayısıyla nedenselliğin olmadığını ifade eden H_0 hipotezi reddedilirken nedenselliğin olduğunu ifade eden H_A hipotezi kabul edilir. Sonuç olarak %5 anlamlılık seviyesinde, X_2 değişkeninden X_1 değişkenine doğru nedensellik ilişkisi vardır.
- “Seemingly Unrelated Regression” tahmin yöntemine göre X_2 ’nin bağımlı değişken olduğu denklem aşağıda yer almaktadır.

Equation: Equation: $X_2 = C(21)*Y(-1) + C(22)*Y(-2) + C(23)*Y(-3) + C(24)*X_1(-1) + C(25)*X_1(-2) + C(26)*X_1(-3) + C(27)*X_2(-1) + C(28)*X_2(-2) + C(29)*X_2(-3) + C(30)$

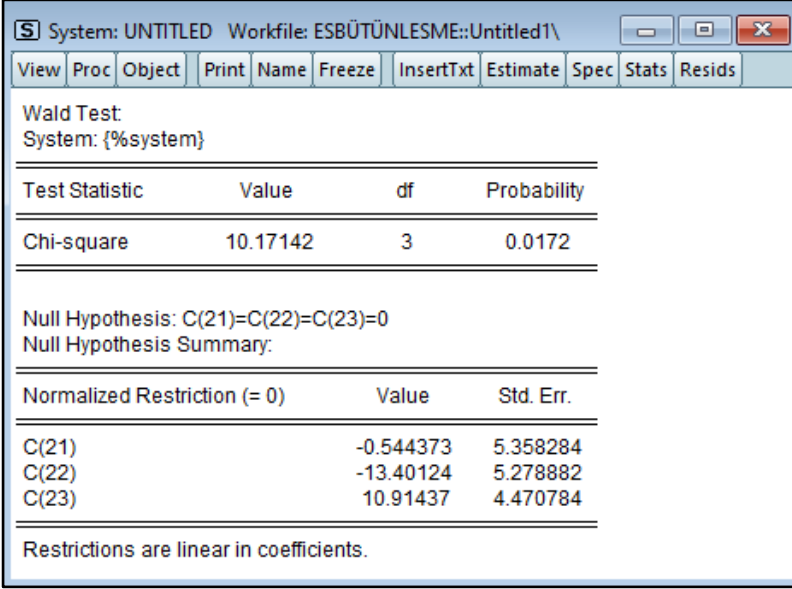
- Sarı renkle gösterilen Y değişkeninin bir, iki ve üç dönem gecikmeli değerlerinden (C(21), C(22) ve C(23)) X_2 değişkenine doğru nedensellik olup olmadığı Wald testleri yardımıyla sınanır. Bu test için şu adımlar takip edilebilir:
- “View ⇒ Coefficient Diagnostics ⇒ Wald Coefficient Test” seçenekleri sırasıyla seçilir. Açılan “Wald Test” ekranına Y’den X_2 ’ye doğru nedensellik olmadığını ifade eden H_0 hipotezi için şu şekilde $C(21)=C(22)=C(23)=0$ bir denklem yazılır ve “OK” seçeneği tıklanır.

Şekil 7.26. Wald Testi: Birinci Adım ($Y \Rightarrow X_2$)



- Aşağıda Şekil 7.26’da “Wald” testi sonuçları sunulmuştur. “Wald” testi sonucuna göre hesaplanan test değeri 10.17142 iken “3” serbestlik derecesine göre olasılık (Prob.) değeri 0.0172’dir.

Şekil 7.27. Wald Testi Sonucu ($Y \Rightarrow X_2$)

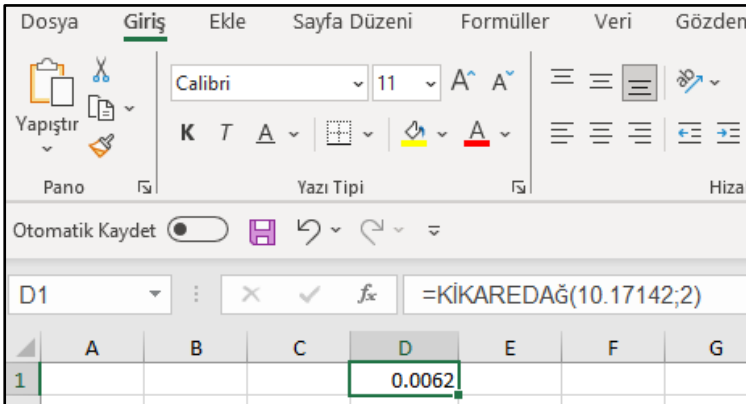


Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	10.17142	3	0.0172

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(21)	-0.544373	5.358284
C(22)	-13.40124	5.278882
C(23)	10.91437	4.470784

- Ancak hatırlanacağı üzere en uygun gecikme uzunluğunu ifade eden “k” değeri 2 olarak belirlenmişti. Dolayısıyla olasılık (Prob.) değerinin “2” serbestlik derecesine göre hesaplanması gerekir. Bu hesaplama için boş bir Excel sayfası açılarak herhangi bir hücreye tıklanır. Ardından “=KİKAREDAĞ(10.17142;2)” yazılarak “enter” tuşuna basılır.

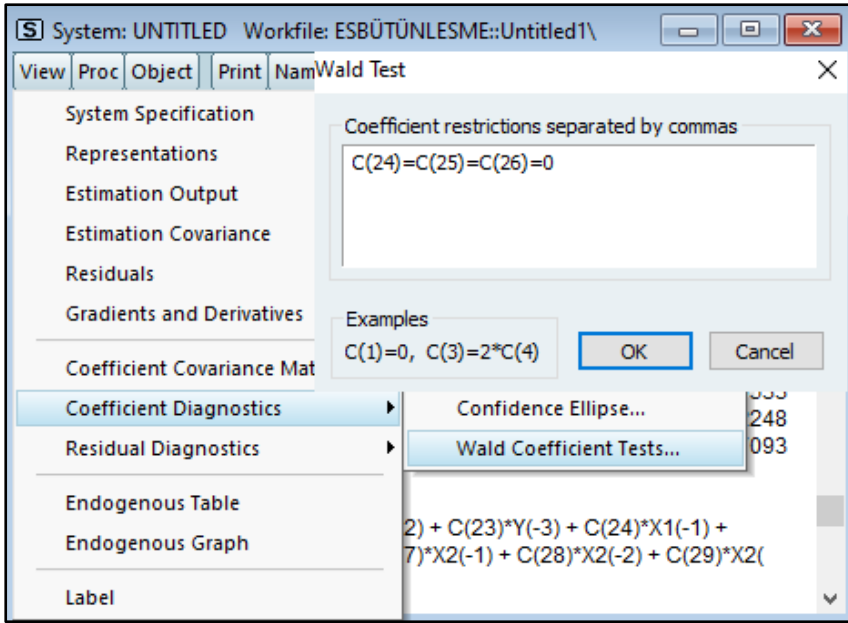
Şekil 7.28. Wald Testi: Serbestlik Derecesi 2’ye Göre Olasılık Değeri Hesaplama ($Y \Rightarrow X_2$)



	A	B	C	D	E	F	G
1				0.0062			

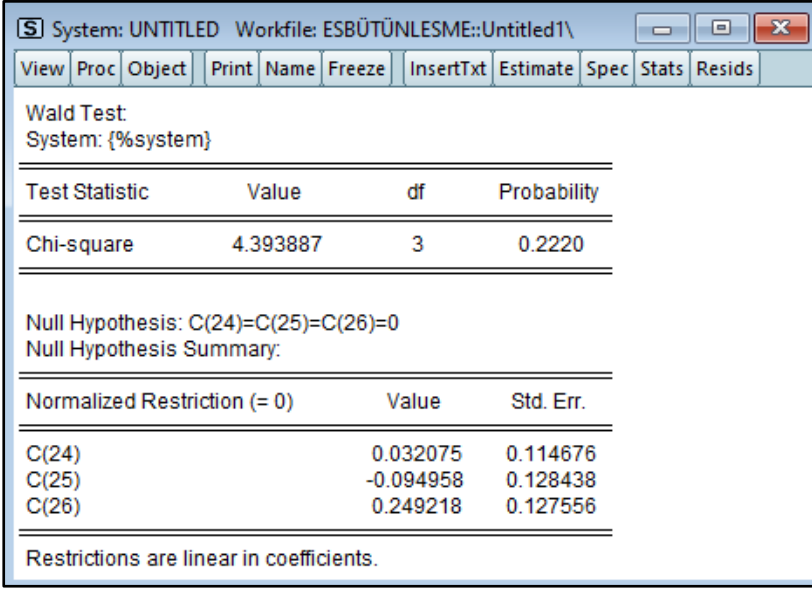
- Yukarda Şekil 7.27’de sunulan Excel sayfasından görüldüğü üzere “2” serbestlik derecesine göre hesaplanan olasılık değeri 0.0062’dir. Dolayısıyla nedenselliğin olmadığını ifade eden H_0 hipotezi reddedilirken nedenselliğin olduğunu ifade eden H_A hipotezi kabul edilir. Sonuç olarak %1 anlamlılık seviyesinde, Y değişkeninden X_2 değişkenine doğru nedensellik ilişkisi vardır. Dikkat edilirse “3” serbestlik derecesine göre anlamlılık seviyesi %5 iken “2” serbestlik derecesine göre %1 olmuştur.
- Yeşil renkle gösterilen X_1 değişkeninin bir, iki ve üç dönem gecikmeli değerlerinden ($C(24)$, $C(25)$ ve $C(26)$) X_2 değişkenine doğru nedensellik olup olmadığı “Wald” testleri yardımıyla sınanır. Bu test için şu adımlar takip edilebilir:
- “View ⇒ Coefficient Diagnostics ⇒ Wald Coefficient Test” seçenekleri sırasıyla seçilir. Açılan “Wald Test” ekranına X_1 ’den X_2 ’ye doğru nedensellik olmadığını ifade eden H_0 hipotezi için şu şekilde ($C(24)=C(25)=C(26)=0$) bir denklem yazılır ve “OK” seçeneği tıklanır.

Şekil 7.29. Wald Testi: Birinci Adım ($X_1 \Rightarrow X_2$)



- Aşağıda Şekil 7.29’da “Wald” testi sonuçları sunulmuştur. Buna göre, hesaplanan test değeri 4.393887 iken “3” serbestlik derecesine göre olasılık (Prob.) değeri 0.2220’dir.

Şekil 7.30. Wald Testi Sonucu ($X_1 \Rightarrow X_2$)



Wald Test
System: {%system}

Test Statistic	Value	df	Probability
Chi-square	4.393887	3	0.2220

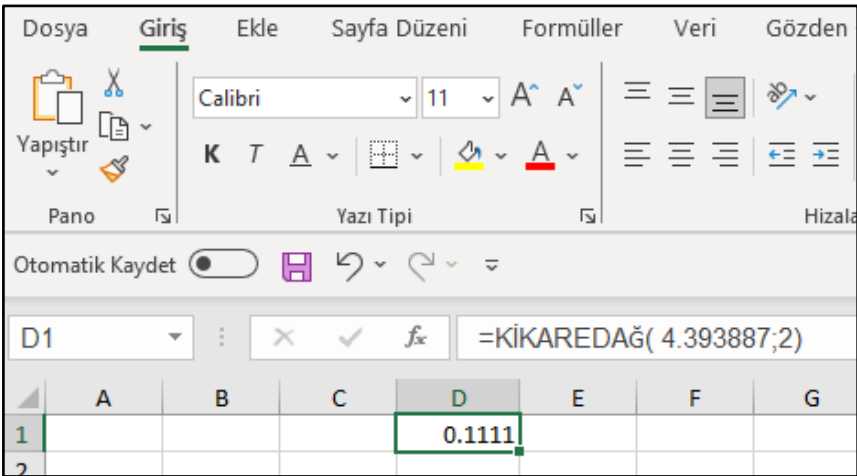
Null Hypothesis: C(24)=C(25)=C(26)=0
Null Hypothesis Summary:

Normalized Restriction (= 0)	Value	Std. Err.
C(24)	0.032075	0.114676
C(25)	-0.094958	0.128438
C(26)	0.249218	0.127556

Restrictions are linear in coefficients.

- Ancak hatırlanacağı üzere en uygun gecikme uzunluğunu ifade eden “k” değeri 2 olarak belirlenmişti. Dolayısıyla olasılık (Prob.) değerinin “2” serbestlik derecesine göre hesaplanması gerekir. Bu hesaplama için boş bir Excel sayfası açılarak herhangi bir hücreye tıklanır. Ardından “=KİKAREDAĞ(4.393887;2)” yazılarak “enter” tuşuna basılır.

Şekil 7.31. Wald Testi: Serbestlik Derecesi 2’ye Göre Olasılık Değeri Hesaplama ($X_1 \Rightarrow X_2$)



Dosya Giriş Ekle Sayfa Düzeni Formüller Veri Gözden

Calibri 11 A[^] A^v

Yapıştır

Pano Yazı Tipi Hizala

Otomatik Kaydet

D1 : X ✓ f_x =KİKAREDAĞ(4.393887;2)

	A	B	C	D	E	F	G
1				0.1111			
2							

- Yukarda Şekil 7.30’da sunulan Excel sayfasından görüldüğü üzere “2” serbestlik derecesine göre hesaplanan olasılık değeri 0.1111’dir. Dolayısıyla nedenselliğin olmadığını ifade eden H_0 hipotezi kabul edilerek nedenselliğin olduğunu ifade eden H_A hipotezi reddedilir. Sonuç olarak X_1 değişkeninden X_2 değişkenine doğru nedensellik ilişkisi yoktur.

8. BÖLÜM

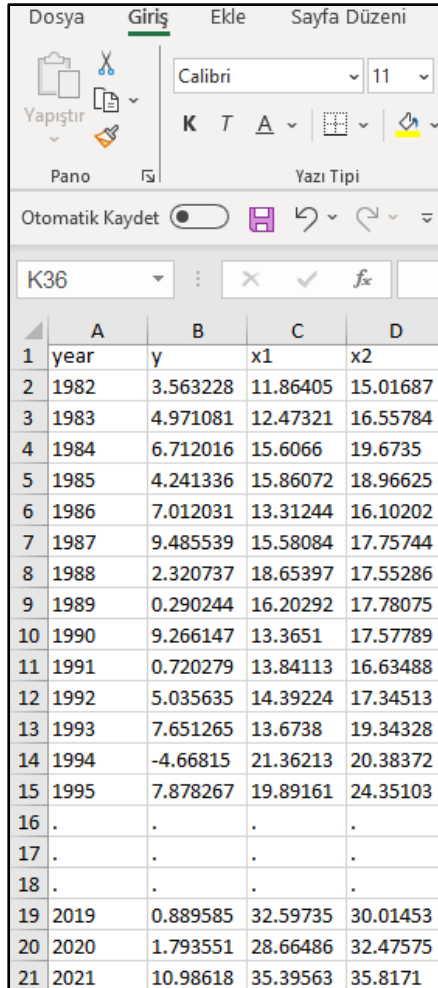
ARDL ÖRNEK UYGULAMA ADIMLARI

Kitabın bu bölümünde örnek bir ARDL modeli üzerinden, kitap içerisinde detaylı bir şekilde ele alınan uygulama adımlarının özeti sunulmuştur.

1.Adım: Verilerin Transferi

Verilerin Eviews programına aktarılmasında çok farklı yöntemler olmakla birlikte bu uygulama örneğinde veriler Excel'den transfer edilecektir. Öncelikle veriler aşağıda Şekil 8.1'de sunulan formatta Excel dosyası içerisinde hazırlanarak kaydedilir.

Şekil 8.1. Verilerin Excel Paket Programında Hazırlanması



The screenshot shows the Microsoft Excel interface with the 'Giriş' (Home) tab selected. The ribbon includes options for 'Yapıştır' (Paste), 'Pano' (Clipboard), and 'Yazı Tipi' (Font). The 'Otomatik Kaydet' (AutoSave) toggle is turned on. The active cell is K36. The data table is as follows:

	A	B	C	D
1	year	y	x1	x2
2	1982	3.563228	11.86405	15.01687
3	1983	4.971081	12.47321	16.55784
4	1984	6.712016	15.6066	19.6735
5	1985	4.241336	15.86072	18.96625
6	1986	7.012031	13.31244	16.10202
7	1987	9.485539	15.58084	17.75744
8	1988	2.320737	18.65397	17.55286
9	1989	0.290244	16.20292	17.78075
10	1990	9.266147	13.3651	17.57789
11	1991	0.720279	13.84113	16.63488
12	1992	5.035635	14.39224	17.34513
13	1993	7.651265	13.6738	19.34328
14	1994	-4.66815	21.36213	20.38372
15	1995	7.878267	19.89161	24.35103
16
17
18
19	2019	0.889585	32.59735	30.01453
20	2020	1.793551	28.66486	32.47575
21	2021	10.98618	35.39563	35.8171

- Kaydedilen Excel dosyasına sağ tıklanarak “Birlikte aç” sekmesinden Eviews programı seçilir.
- Ardından üç kez “sonraki” butonu, devamında ise “Finish” ve “No” seçenekleri tıklanır.
- Böylece veriler Eviews programına aktarılmış olur.

2.Adım: Tanımlayıcı/Betimleyici/Özet İstatistikler

Verilerin tamamı yüzdesel olduğu için logaritmaları alınmamış olup yıllık olmasından dolayı mevsimsel arındırma işlemleri uygulanmamıştır. Zaman serisi analizlerinden sağlıklı sonuçlar elde edebilmek için olması gereken asgari gözlem sayısı 30’dur. Veri seti 1982-2021 dönemini kapsamakta olup toplamda 40 gözlem değeriyle zaman serisi için asgari olması gereken gözlem değerini karşılamaktadır. Bu kontrollerin ardından tanımlayıcı / betimleyici / özet istatistiklerin elde edilmesi aşamasına geçilmiştir.

- Eviews paket programında “Ctrl” tuşu basılı iken mouse’un sol tuşu kullanılarak ilk olarak bağımlı değişken daha sonra bağımsız değişkenler seçilir.
- İmleç seçili verilerin üzerindeyken sağ tıklanır. Açılan ekranda “Open ⇒ As Group” sekmeleri sırasıyla seçilir.
- Seçilen tüm değişkenlere ilişkin gözlem değerleri aynı ekranda açılır. Bu açılan ekran üzerinden “View ⇒ Descriptive Stats ⇒ Comman Sample” tıklanır.
- Böylece aşağıda Şekil 8.2’de sunulan tanımlayıcı/betimleyici/özet istatistik sonuçları elde edilmiş olur.

Şekil 8.2. Tanımlayıcı/Betimleyici/Özet İstatistikler

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Sample	Sheet	Stats	Spec
				Y		X1		X2	
				Y		X1		X2	
Mean				4.753594		21.31477		23.70264	
Median				5.403357		21.88290		23.84148	
Maximum				11.20011		35.39563		35.81710	
Minimum				-5.750007		11.86405		15.01687	
Std. Dev.				4.259981		5.594097		5.329402	
Skewness				-0.855674		0.252549		0.183340	
Kurtosis				3.178812		2.824562		2.060329	
Jarque-Bera				4.934479		0.476504		1.695726	
Probability				0.084819		0.788004		0.428329	
Sum				190.1437		852.5908		948.1056	
Sum Sq. Dev.				707.7500		1220.463		1107.698	
Observations				40		40		40	

- Oluşturulan bu tablo kopyalanarak Word programı üzerinde düzenlenebilir.
- Bu işlemde tablonun tamamı taranıp Mouse'un sağ tuşuna tıklanarak "Copy" sekmesi aracılığıyla tablo kolaylıkla kopyalanabilir.
- Örnek tablo gösterimi aşağıda Tablo 8.1'de sunulmuştur. Tablonun yorumu için kitabın 2. bölümü incelenebilir.

Tablo 8.1. Tanımlayıcı/Betimleyici/Özet İstatistik Tablosu

	Y	X ₁	X ₂
Mean	4.753594	21.31477	23.70264
Median	5.403357	21.88290	23.84148
Maximum	11.20011	35.39563	35.81710
Minimum	-5.750007	11.86405	15.01687
Std. Dev.	4.259981	5.594097	5.329402
Skewness	-0.855674	0.252549	0.183340
Kurtosis	3.178812	2.824562	2.060329
Jarque-Bera	4.934479	0.476504	1.695726
Probability	0.084819	0.788004	0.428329
Sum	190.1437	852.5908	948.1056
Sum Sq. Dev.	707.7500	1220.463	1107.698
Observations	40	40	40

3.Adım: Korelasyon matrisi

- En son tanımlayıcı istatistik sonuçlarını aldığımız ekrandan "View ⇒ Covariance Analysis" sekmesi tıklanarak açılan pencere üzerinden "Correlation" seçeneği işaretlenir.
- "Layout" kısmından nasıl bir raporlama yöntemi isteniyorsa o yöntem seçilir.
- Bu çalışmada "Single table" seçeneği tercih edilmiştir.
- Son olarak "OK" seçeneği tıklanır.
- Böylece aşağıda Şekil 8.3'te sunulan korelasyon matrisi sonuçları elde edilmiş olur.

Şekil 8.3. Korelasyon Matrisi

Correlation	Y	X1	X2
Y	1.000000		
X1	-0.050275	1.000000	
X2	0.235026	0.891581	1.000000

- Korelasyon matrisi sonuçları kopyalanarak Word programı üzerinde düzenlenebilir.
- Örnek tablo gösterimi aşağıda Tablo 8.2’de sunulmuştur. Bağımsız değişkenler arasındaki korelasyon katsayısı 0.74’tür. Buna göre, bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı (multicollinearity) sorunu yoktur. Çünkü korelasyon katsayısı 0.80’in altındadır (Balkı, 2023). Tablonun yorumu için kitabın 3. bölümü incelenebilir.

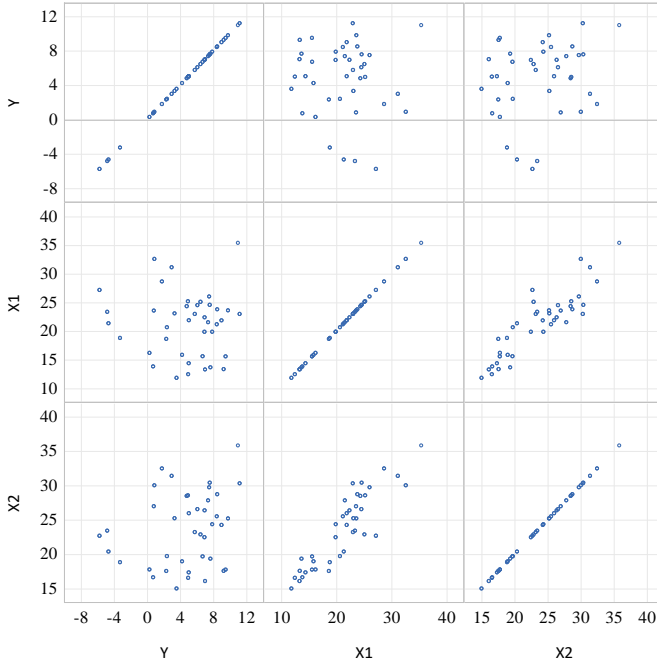
Tablo 8.2. Korelasyon Matrisi Tablosu

Correlation	Y	X ₁	X ₂
Y	1.000000		
X ₁	-0.050275	1.000000	
X ₂	0.235026	0.738822	1.000000

Korelasyon analizi kapsamında yukarıda Tablo 8.2’de sunulan sonuçlar saçılım grafiği yoluyla görselleştirilebilir.

- Bu grafiği elde etmek için “View ⇒ Graph” sekmesi tıklanır.
- “Graph Option” penceresi üzerinden “Scatter” ve “Scatterplot matrix” seçilir ve son olarak “OK” seçeneği tıklanır.
- Böylece korelasyon matrisi sonuçlarının görselleştirilmiş halini ifade eden ve aşağıda Şekil 8.4’te sunulan saçılım grafikleri elde edilmiş olur.

Şekil 8.4. Saçılım Grafiği

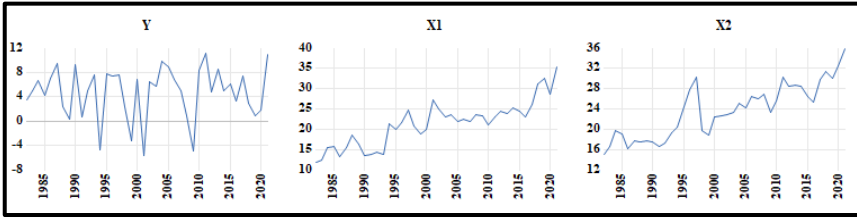


4.Adım: Zaman Yolu Grafiklerin Oluşturulması

Değişkenlerin her birinin grafiğini elde etmek için en son tanımlayıcı istatistik sonuçlarının alındığı ekran üzerinden;

- “View ⇒ Graph” sekmeleri seçilir. “Details” kısmında yer alan “Multiple series” kısmından “Multiple graphs” seçilerek “OK” seçeneği tıklanır.
- Böylece değişkenlere ilişkin aşağıda Şekil 8.5’te sunulan grafikler elde edilmiş olur.
- Elde edilen grafikler seçilip Mouse’a sağ tıklayıp “Copy to clipboard” seçeneği aracılığıyla Word dosyasına yapıştırılabilir.

Şekil 8.5. Değişkenlere İlişkin Zaman Yolu Grafikleri



5.Adım: Birim Kök Testleri

- Eviews paket programında ana ekranın üst tarafında yer alan “Add-ins” kısmına, ardından “All Unit Root Tests” sekmesine tıklanır (Bu eklentinin detayları için kitabın 4. bölümü incelenebilir).
- Gelen ekrana değişkenlerin isimleri, aralarına birer boşluk olmak üzere klavye yardımıyla yazılır (Örnek: Y X1 X2).
- Ardından “ADF and PP” seçilerek “OK” tuşuna tıklanır.

Şekil 8.6. ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları Ekran Görüntüsü

UNIT ROOT TEST TABLE (PP)						UNIT ROOT TEST TABLE (ADF)											
View	Proc	Object	Name	Edit-/-	CellFmt	Grid-/-	Title	Comments-/-	View	Proc	Object	Name	Edit-/-	CellFmt	Grid-/-	Title	Comments-/-
1									1								
2			At Level						2			At Level					
3			Y	X1	X2				3			Y	X1	X2			
4	With Con...	t-Statistic	-0.7683	-0.6291	-6.8655				4	With Con...	t-Statistic	-1.2519	-1.0781	-6.5092			
5		Prob.	0.8169	0.8524	0.0000				5		Prob.	0.6419	0.7148	0.0000			
6		n0	n0	n0	***				6		n0	n0	n0	***			
7	With Con...	t-Statistic	-3.0607	-3.4118	-6.7554				7	With Con...	t-Statistic	-4.2828	-3.3644	-6.4185			
8		Prob.	0.1297	0.0644	0.0000				8		Prob.	0.0085	0.0711	0.0000			
9		n0	*	*	*				9	With Con...	t-Statistic	***	*	***			
10	Without C...	t-Statistic	3.5171	2.2981	-3.2958				10	Without C...	t-Statistic	0.9292	1.0247	-1.9132			
11		Prob.	0.9998	0.9939	0.0016				11		Prob.	0.9028	0.9168	0.0541			
12		n0	n0	n0	***				12		n0	n0	n0	*			
13									13								
14			At First Difference						14			At First Difference					
15			d(Y)	d(X1)	d(X2)				15			d(Y)	d(X1)	d(X2)			
16	With Con...	t-Statistic	-8.3522	-7.7412	-19.1840				16	With Con...	t-Statistic	-8.1823	-6.6097	-10.1418			
17		Prob.	0.0000	0.0000	0.0001				17		Prob.	0.0000	0.0000	0.0000			
18		n0	***	***	***				18	With Con...	t-Statistic	***	***	***			
19	With Con...	t-Statistic	-9.1023	-7.6608	-19.0961				19	With Con...	t-Statistic	-6.1485	-6.6124	-9.9963			
20		Prob.	0.0000	0.0000	0.0000				20		Prob.	0.0001	0.0000	0.0000			
21		n0	***	***	***				21	With Con...	t-Statistic	***	***	***			
22	Without C...	t-Statistic	-6.2995	-6.7121	-19.5463				22	Without C...	t-Statistic	-5.9632	-6.6113	-10.2800			
23		Prob.	0.0000	0.0000	0.0000				23		Prob.	0.0000	0.0000	0.0000			
24		n0	***	***	***				24		n0	n0	n0	***			
25									25								

- Böylece yukarıda Şekil 8.6’da sunulan “ADF” ve “PP” birim kök test sonuçları elde edilir.
- Oluşturulan bu tablo kopyalanarak Word programı aracılığıyla düzenlenebilir.
- Örnek tablo gösterimi aşağıda Tablo 8.3’te sunulmuştur. Tablonun yorumu için kitabın 3. bölümü incelenebilir.

Tablo 8.3. ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

	At Level	PP		
		Y	X ₁	X ₂
With Constant	t-Statistic	-0.7683	-0.6291	-6.8655***
	Prob.	0.8169	0.8524	0.0000
With Constant & Trend	t-Statistic	-3.0607	-3.4118*	-6.7554***
	Prob.	0.1297	0.0644	0.0000
Without Constant & Trend	t-Statistic	3.5171	2.2981	-3.2958***
	Prob.	0.9998	0.9939	0.0016
	At First Difference	PP		
		d(Y)	d(X ₁)	d(X ₂)
With Constant	t-Statistic	-8.3522***	-7.7412***	-19.1840***
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0001
With Constant & Trend	t-Statistic	-9.1023***	-7.6608***	-19.0961***
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000
Without Constant & Trend	t-Statistic	-6.2995***	-6.7121***	-19.5463***
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000
	At Level	ADF		
		Y	X ₁	X ₂
With Constant	t-Statistic	-1.2519	-1.0781	-6.5092***
	Prob.	0.6419	0.7148	0.0000
With Constant & Trend	t-Statistic	-4.2828***	-3.3644*	-6.4185***
	Prob.	0.0085	0.0711	0.0000***
Without Constant & Trend	t-Statistic	0.9292	1.0247	-1.9132*
	Prob.	0.9028	0.9168	0.0541
	At First Difference	ADF		
		d(Y)	d(X ₁)	d(X ₂)
With Constant	t-Statistic	-6.1823***	-6.6097***	-10.1418***
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000
With Constant & Trend	t-Statistic	-6.1485***	-6.6124***	-9.9963***
	Prob.	0.0001	0.0000	0.0000
Without Constant & Trend	t-Statistic	-5.9632***	-6.6113***	-10.2800***
	Prob.	0.0000	0.0000	0.0000
KARAR		I(1)	I(1)	I(0)

- Bağımlı değişken olan Y: I(1)
- Bağımsız değişkenlerden X₁: I(1) iken X₂: I(0)’dır.

- Dolayısıyla bağımlı değişkenin I(1) olmasının yanında değişkenler arasında I(2) olan herhangi bir değişken olmaması ve değişkenlerin farklı seviyelerde durağan olması ARDL yönteminin uygulanmasına imkân verir.

6.Adım: ARDL Sınır Testlerinin Uygulanması

- Eviews programında önce bağımlı değişken olmak üzere daha sonra modelde yer alan bağımsız değişkenlerin tamamı seçilir.
- İmleç seçili verilerin üzerindeyken sağ tıklanır. Açılan ekranda “Open ⇒ As Equation” sekmeleri sırasıyla seçilir.
- Bu açılan ekranın “Method” kısmından “ARDL-Auto-regressive Distributed Lag Models” seçeneği seçilir.
- Metot seçiminin ardından veriler yıllık olduğu için “max lags”lar iki (2) seçilmiştir.
- Trend spesifikasyon kısmında “Case 3” yani sabitli model olan “3.Constant” tercih edilmiştir. Devamında “Tamam” seçeneği tıklanarak spesifikasyon belirleme işlemleri tamamlanmış olur.
- Ardından açılan ekran üzerinden “View ⇒ Coefficient Diagnostics ⇒ Long Run Form and Bounds Test” sekmeleri sırasıyla tıklanır.
- Açılan ekranın alt kısmında *F-Bounds* ve *t-Bounds* Test değerleri aşağıda Şekil 8.7’deki gibi hesaplanmış halde gelir.

Şekil 8.7. *F-Bounds* Test ve *t-Bounds* Test Sonuçları

Equation: UNTITLED Workfile: SON 1982 ARDL UYG::Untitled\				
View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids				
F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	16.84812	10%	3.17	4.14
k	2	5%	3.79	4.85
		2.5%	4.41	5.52
		1%	5.15	6.36
Actual Sample Size	39	Finite Sample: n=40		
		10%	3.373	4.377
		5%	4.133	5.26
		1%	5.893	7.337
		Finite Sample: n=35		
		10%	3.393	4.41
		5%	4.183	5.333
		1%	6.14	7.607
t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-5.918090	10%	-2.57	-3.21
		5%	-2.86	-3.53
		2.5%	-3.13	-3.8
		1%	-3.43	-4.1

- Eviews üzerinden hesaplanan bu sonuçların raporlanmasında kullanılabilecek örnek tablo aşağıda Tablo 8.4'te sunulmuştur.

Tablo 8.4. ARDL Eşbütünleşme Testi Sonuçları

$f(Y X_1, X_2)$ ARDL (1, 0, 0) k:2 m:2 n=39	Test İstatistiği		Sonuç
	$F_{OVERALL}$	t_{DV}	Eşbütünleşik
	16.85***	-5.92***	
Tablo CV	1%	5%	10%
Testler	I(0)	I(1)	I(0)
$F_{OVERALL}$	5.893	7.337	4.133
t_{DV}	-3.43	-4.1	-2.86
	I(1)	I(0)	I(1)
	5.26	3.373	4.377
	-3.53	-2.57	-3.21
			n=40
			-

Not: Tahminler Case #III'e göre yapılmıştır. ***, %1 önem seviyesini; k, bağımsız değişken sayısını; m, maksimum gecikme uzunluğunu; n ise gözlem sayısını gösterir.

- *F-Bounds Test* / $F_{OVERALL}$ ve *t-Bounds Test* / t_{DV} sınır test sonuçları için oluşturulan model %1 anlamlılık seviyesinde simetrik/doğrusal olarak eşbütünleşiktir. Çünkü test istatistik değerleri I(1) için belirlenen üst sınır değerlerden mutlak değer olarak büyüktür. Dolayısıyla değişkenlerin doğrusal birleşimlerinin denge noktasına yakınsadığı (Göksu, 2022), yani uzun dönemde birlikte hareket ettikleri sonucuna ulaşılır. Tablonun detaylı yorumu için kitabın 5. bölümü incelenebilir.

7.Adım: ARDL Uzun ve Kısa Dönem Katsayılar

Uzun dönem katsayılar *F-Bounds* ve *t-Bounds Test* sonuçlarının olduğu ekranda “Levels Equation / Case 3: Unrestricted Constant and No Trend” başlığı altında aşağıda Şekil 8.8’deki gibi yer alır.

Şekil 8.8. ARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları Ekran Görüntüsü

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
X1	0.892595	0.080853	11.03968	0.0000
X2	0.470770	0.119038	3.954781	0.0004

EC = Y - (0.8926*X1 + 0.4708*X2)

- Kısa dönem sonuçlarını elde etmek için ise *F-Bounds* ve *t-Bounds Test* sonuçlarının olduğu “Long Run Form and Bounds Test” ekranından,

- “View ⇒ Coefficient Diagnostics ⇒ Error Correction Form” sekmeleri tıklanarak
- Aşağıda Şekil 8.9’da gösterilen kısa dönem sonuçlarının olduğu “ECM Regression / Case 3: Unrestricted Constant and No Trend” başlıklı tabloya ulaşılır.

Şekil 8.9. ARDL Kısa Dönem Tahmin Sonuçları Ekran Görüntüsü

ECM Regression				
Case 3: Unrestricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.834233	0.334519	5.483188	0.0000
CoIntEq(-1)*	-0.685387	0.093763	-7.309762	0.0000
R-squared	0.590856	Mean dependent var	0.533339	
Adjusted R-squared	0.579798	S.D. dependent var	2.728818	
S.E. of regression	1.768902	Akaike info criterion	4.028516	
Sum squared resid	115.7735	Schwarz criterion	4.113826	
Log likelihood	-76.55605	Hannan-Quinn criter.	4.059124	
F-statistic	53.43262	Durbin-Watson stat	1.719534	
Prob(F-statistic)	0.000000			

- Kısa ve uzun dönem katsayıların raporlanmasında kullanılacak örnek tablo aşağıda Tablo 8.5’te sunulmuştur.

Tablo 8.5. ARDL Kısa ve Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

a) Uzun dönem (Bağımlı değişken: Y)	Katsayılar	t-istatistik	Olasılık
X ₁	0.892595***	11.03968	0.0000
X ₂	0.470770***	3.954781	0.0004
b) Kısa dönem	Katsayılar	t-istatistik	Olasılık
C	1.834233	5.483188	0.0000
ECT _{t-1}	-0.685387	-7.309762	0.0000

- Yukarıda Tablo 8.5’te sunulan uzun dönem katsayı sonuçlarına göre X₁ ve X₂ değişkenlerinin katsayıları pozitifdir. X₁ değişkeninde meydana gelecek %1’lik bir artış Y değişkenini yaklaşık %0.89 oranında artırır. Bu değişkenler arasında doğrusal bir ilişki olduğu için bu değerlendirmenin tam tersi de doğrudur. Yani, X₁ değişkeni %1 azalırsa Y değişkeni de yaklaşık %0.89 oranında azalır. Bu sonuç %1 önem seviyesinde istatistiki olarak anlamlıdır.

- Benzer değerlendirme X_2 değişkeni için de yapılabilir. X_2 değişkenin de meydana gelecek %1'lik bir artış Y değişkenini yaklaşık %0.47 oranında arttırır. X_2 değişkeni %1 azalır ise Y değişkenini yaklaşık %0.47 oranında azalır. Bu sonuç %1 önem seviyesinde anlamlıdır.
- Kısa dönem tahmin sonuçları incelendiğinde hata düzeltme terimi katsayısı -0.68 olup olasılık değeri 0.0000'dır. Olasılık değerinin 0.05'ten küçük olması bu katsayının anlamlı olduğunu gösterirken negatif (-) olması modelde ortaya çıkacak bir dengesizliğin düzeleceği anlamına gelir (Özçelik ve Göksu, 2019). Ayrıca sabit terimi ifade eden "C" katsayısı pozitif ve istatistiki olarak da anlamlıdır.
- Kamu yatırım harcamalarıyla transfer harcamalarının ekonomik büyüme üzerine etkilerini inceleyen bir çalışma yapıldığını farz edelim.
- Bu durumda oluşturulacak modelde bağımlı değişken olarak yer alan Y değişkeni ekonomik büyümeyi, bağımsız değişken olarak yer alan X_1 değişkeni kamu yatırım harcamalarının toplam kamu harcamaları içindeki payını, X_2 değişkeni ise transfer harcamalarının toplam kamu harcamaları içindeki payını temsil etsin. Oluşturulan model doğrultusunda uzun dönem katsayılarının yorumlanması şu şekilde yapılabilir:
- Uzun dönemde her iki değişkenin katsayılarının pozitif olması, kamu yatırım harcamaları ve transfer harcamalarının ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkileri olduğunu gösterir. Ancak kamu yatırım harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki olumlu etkisi, transfer harcamalarının olumlu etkisinden yaklaşık iki kat daha fazladır.
- Kamu yatırım harcamalarında meydana gelecek %1'lik bir artış ekonomik büyümeyi yaklaşık %0.89 oranında arttıracakken transfer harcamalarında meydana gelecek %1'lik bir artış ekonomik büyümeyi yaklaşık %0.47 oranında arttıracaktır.
- Bu değişkenler arasındaki ilişkiler doğrusal olduğu için bu değerlendirmenin tam tersi de doğrudur. Yani kamu yatırım harcamalarında meydana gelecek %1'lik bir azalış, ekonomik büyümeyi yaklaşık %0.89 oranında azaltacakken transfer harcamalarında meydana gelecek %1'lik bir azalış, ekonomik büyümeyi yaklaşık %0.47 oranında azaltacaktır.
- Ayrıca bu sonuçlar da %1 önem seviyesinde anlamlıdır.

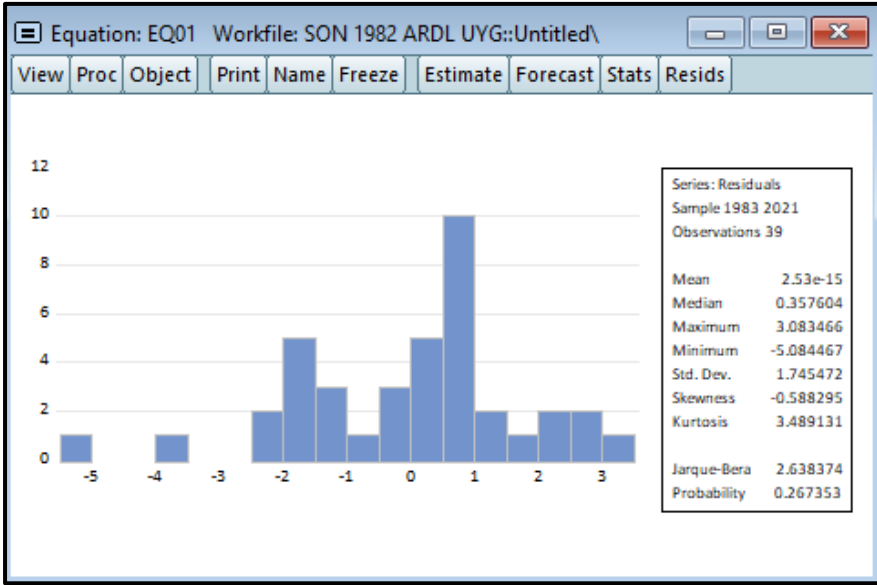
8.Adım: ARDL Diagnostik/Tanısal Testlerin Uygulanması

Tahmin edilen model sonucunda elde edilen bulguların sağlamlılığının kontrolü diagnostik ya da tanısal testlerle sağlanır. Çalışma kapsamında uygulanacak olan tanısal testlerin Eviews adımları şu şekildedir:

Normallik:

- Normal dağılım sınaması için uygulanacak olan “Jarque-Bera” testinin Eviews adımları şöyledir:
- Kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Residual Diagnostics ⇒ Histogram - Normality Test” seçenekleri sırasıyla seçilir.
- Bu seçimlerin ardından “Jarque-Bera” test ve olasılık değerleri Şekil 8.10’deki gibi elde edilir.

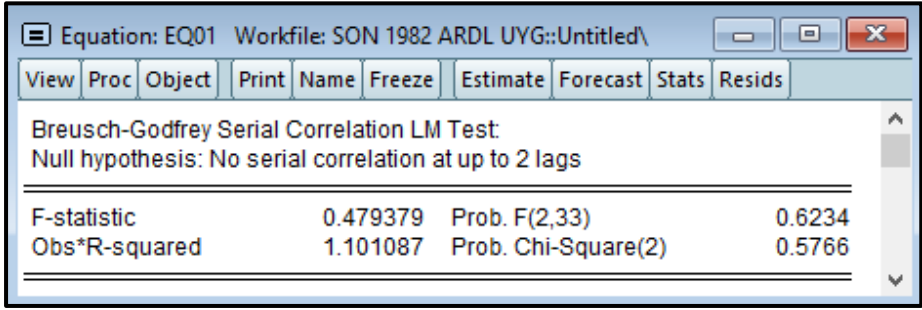
Şekil 8.10. Jarque-Bera Test Sonucu



Otokorelasyon:

- Otokorelasyon sınaması için uygulanacak olan “Breusch-Godfrey Serial Correlation LM” testi Eviews adımları şu şekildedir:
- En son “Jarque-Bera” test sonuçlarının elde edildiği ekrandan “View ⇒ Residual Diagnostics ⇒ Serial Correlation LM Test” seçenekleri sırasıyla seçilir.
- Ardından “lag specification” ekranında gecikme uzunluğu otomatik olarak 2 gelmiştir. Son olarak “OK” sekmesine tıklanır.
- Bu seçimlerin ardından “Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test” ve olasılık değerleri aşağıda Şekil 8.11’deki gibi elde edilir.

Şekil 8.11. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test Sonucu

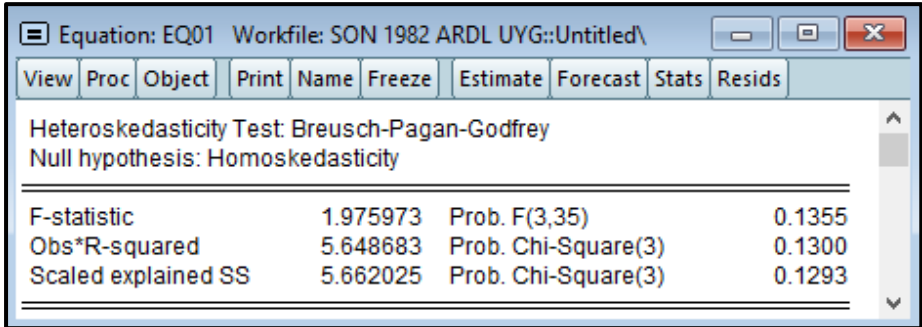


Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags			
F-statistic	0.479379	Prob. F(2,33)	0.6234
Obs*R-squared	1.101087	Prob. Chi-Square(2)	0.5766

Değişen Varyans (Farklı Yayılım, Heteroskedasticity):

- Değişen varyans sınaması için uygulanacak olan ilk test “Breusch-Pagan-Godfrey” testinin Eviews adımları şu şekildedir:
- En son “Breusch-Godfrey Serial Correlation LM” testi katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Residual Diagnostics ⇒ Heteroskedasticity” seçenekleri sırasıyla belirlenir.
- Ardından gelen ekranda “Breusch-Pagan-Godfrey” testi seçilerek “OK” sekmesine tıklanır.
- Bu seçimlerin ardından “Breusch-Pagan-Godfrey test” ve olasılık değerleri Şekil 8.12’deki gibi elde edilir.

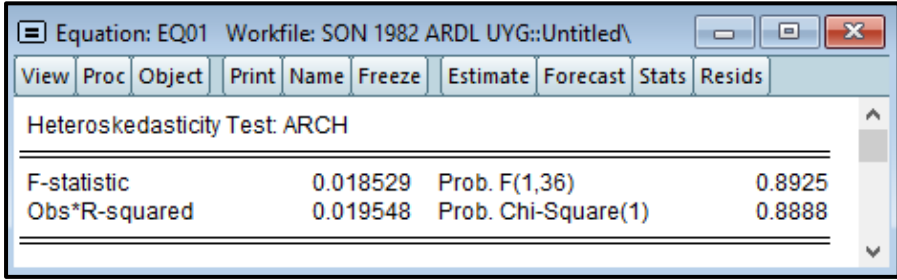
Şekil 8.12. Breusch-Pagan-Godfrey Test Sonucu



Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
Null hypothesis: Homoskedasticity			
F-statistic	1.975973	Prob. F(3,35)	0.1355
Obs*R-squared	5.648683	Prob. Chi-Square(3)	0.1300
Scaled explained SS	5.662025	Prob. Chi-Square(3)	0.1293

- Değişen varyans sınaması için uygulanacak ikinci test olan “ARCH” testinin Eviews adımları şu şekildedir:
- Kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Residual Diagnostics ⇒ Heteroskedasticity” seçenekleri sırasıyla tıklanır.
- Ardından gelen ekranda “ARCH” testi seçilerek “OK” sekmesine tıklanır.
- Bu seçimlerin ardından “ARCH” test ve olasılık değerleri Şekil 8.13’teki gibi elde edilir.

Şekil 8.13. ARCH Değişen Varyans Test Sonucu



Equation: EQ01 Workfile: SON 1982 ARDL UYG::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

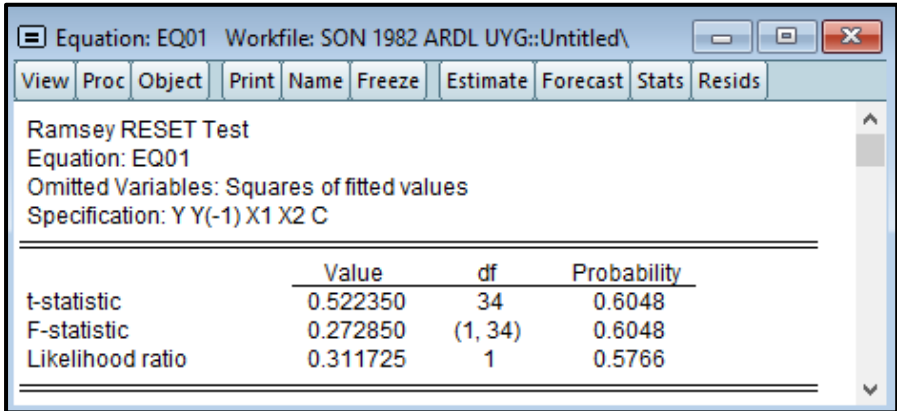
Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.018529	Prob. F(1,36)	0.8925
Obs*R-squared	0.019548	Prob. Chi-Square(1)	0.8888

Fonksiyonel Form (Biçim):

- Tahmin edilen modelde herhangi bir spesifikasyon hatasının olup olmadığının tespiti için “Ramsey-RESET” testi uygulanmıştır. Bu testin Eviews adımları şu şekildedir:
- Kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Stability Diagnostics ⇒ Ramsey RESET Test” seçenekleri sırasıyla seçilir. Son olarak “OK” sekmesine tıklanır.
- Bu seçimlerin ardından “Ramsey RESET” testi ve olasılık değerleri Şekil 8.14’teki gibi elde edilir.

Şekil 8.14. Ramsey RESET Testi Sonucu



Equation: EQ01 Workfile: SON 1982 ARDL UYG::Untitled\

View Proc Object Print Name Freeze Estimate Forecast Stats Resids

Ramsey RESET Test
Equation: EQ01
Omitted Variables: Squares of fitted values
Specification: Y Y(-1) X1 X2 C

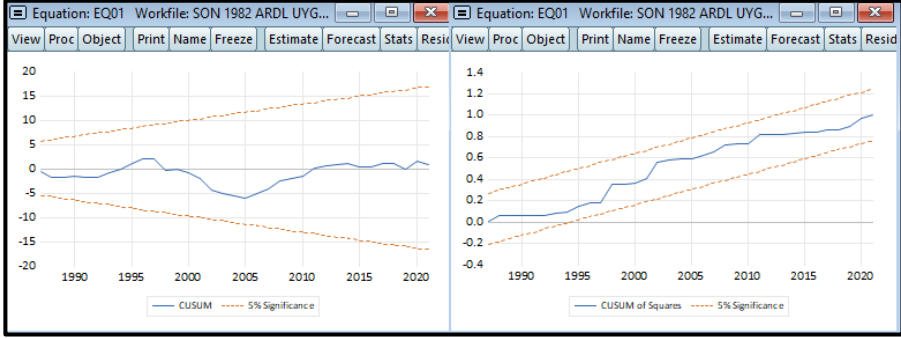
	Value	df	Probability
t-statistic	0.522350	34	0.6048
F-statistic	0.272850	(1, 34)	0.6048
Likelihood ratio	0.311725	1	0.5766

CUSUM ve CUSUM²:

- Tahmin edilen katsayıların kararlılığını ya da istikrarını sınamak amacıyla CUSUM ve CUSUM² grafikleri oluşturulmuştur. Bu grafikleri elde etmek için uygulanması gereken Eviews adımları şu şekildedir:

- Kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Stability Diagnostics ⇒ Recursive Estimates ⇒ önce CUSUM Test daha sonra CUSUM of Squares Test” seçenekleri sırasıyla seçilir.
- Ardından her bir seçim için “OK” sekmesine tıklanır.
- Böylece aşağıda Şekil 8.15’te yer alan CUSUM ve CUSUM² grafikleri elde edilir.

Şekil 8.15. CUSUM ve CUSUM² grafikleri



- Eviews üzerinden hesaplanan tüm bu “diagnostics” ya da tanısal test sonuçlarının raporlanmasında kullanılabilecek örnek tablo aşağıda Tablo 8.6’da sunulmuştur.

Tablo 8.6. ARDL Tanısal Test Sonuçları

Tanısal testler	Test değeri	Olasılık
Breusch-Godfrey Serial Corr. LM test χ^2_{SC}	1.101087	0.5766
Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity test $\chi^2_{HET(BPG)}$	5.662025	0.1293
ARCH Heteroskedasticity test $\chi^2_{HET(ARCH)}$	0.019548	0.8888
Jarque-Bera Normality test χ^2_{NORM}	2.638374	0.2673
Ramsey RESET test χ^2_{FF}	0.311725	0.5766
CUSUM = İstikrarlı	CUSUM ² = İstikrarlı	

- Yukarıda Tablo 8.6’da sunulan “diagnostics” ya da tanısal test sonuçlarına göre;
- “Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test” değeri 1.101087 olup olasılık değeri 0.5766’dır. Olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için modelde otokorelasyon sorunu yoktur.
- Değişen varyans sınavasında ilk uygulanan “Breusch-Pagan-Godfrey” testinin katsayı değeri 5.662025 olup olasılık değeri 0.1293’tür. Olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için modelde değişen varyans sorunu yoktur.

- Değişen varyans sınamasında ikinci uygulanan “ARCH” testinin katsayı değeri 0.019548 olup olasılık değeri 0.8888’dir. Olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için modelde değişen varyans sorunu yoktur.
- “Jarque-Bera” test değeri 2.638374 olup olasılık değeri de 0.2673’tür. “Jarque-Bera” testinin olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için modelin normal dağılıma uygun olduğu söylenebilir.
- “Ramsey RESET” testinin katsayı değeri 0.311725 olup olasılık değeri 0.5766’dır. Olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için model kurma hatası sorunu yoktur.
- CUSUM ve CUSUM² grafikleri %95 güven aralığında, istenilen sınırlar içerisinde olduğu için kurulan model istikrarlıdır.

9. BÖLÜM

NARDL ÖRNEK UYGULAMA ADIMLARI

Kitabın bu bölümünde örnek bir NARDL modeli üzerinden, kitap içerisinde detaylı bir şekilde ele alınan uygulama adımlarının özeti sunulmuştur. NARDL analiz yönteminin uygulanmasında literatürde genellikle tercih edilen uygulama, ARDL analiz sürecinin işletilmesi ve raporlanmasının ardından NARDL prosedürünün işletilmesidir. ARDL prosedürü örnek uygulaması 8. bölümde detaylı bir şekilde işlendiği için bu bölümde tekrar edilmeyecektir. Dolayısıyla bu bölümde sadece NARDL analiz yöntemi örnek bir uygulama üzerinden ele alınacaktır.

- Analizde kullanılan verilerin tamamı için logaritmik dönüşüm işlemleri yapılmıştır. Ayrıca verilerin yıllık olmasından dolayı mevsimsel arındırma işlemleri uygulanmamıştır. Veri seti 1971-2018 dönemini kapsamakta olup toplamda 48 gözlem değeriyle zaman serisi için asgari olması gereken gözlem değerini karşılamaktadır.
- Birim kök testi sonuçlarına göre bağımlı değişkenin $I(1)$ olmasının yanında değişkenler arasında $I(2)$ olan herhangi bir değişken olmaması ve değişkenlerin farklı seviyelerde durağan olması NARDL yönteminin uygulanmasına imkân verir.
- NARDL yöntemiyle aslında saklı eşbütünlüşme ilişkileri tespit edilmeye çalışıldığından özellikle ARDL yöntemine göre eşbütünlüşme ilişkisinin olmadığı örnek bir model üzerinden analizler anlatılacaktır.
- NARDL modelinin Eviews paket programında tahmin edilebilmesi için öncelikle ARDL modelinin tahmin edilmesi gerekir. ARDL modelinin tahmin edilmesinde bir önceki bölümde yapılan açıklamalar ve varsayımlar dikkate alınarak uygulanır.
- Metot seçiminin ardından veriler yıllık olduğu için “max lags”lar iki (2) seçilmiştir.
- Trend spesifikasyon kısmında Case 3, yani sabitli model “3.Constant” tercih edilmiştir.

1.Adım: NARDL Sınır Testlerinin Uygulanması

- ARDL modelinin tahmin edilmesinin ardından “View ⇒ Label” kısmı seçilir.
- Bu seçiminin ardından aşağıda Şekil 9.1’de görünen pencere açılır.
- Açılan pencerede ilk olarak dikdörtgen kutunun içerisine klavyeden “Asyvars” yazılır. “Asyvars” yazıldıktan sonra yan satıra geçilip tüm bağımsız değişkenler yazılır. Dolayısıyla oluşturulan modelde bağımsız değişken olarak yer alan “lnx1 lnx2 lnx3” aralarında birer boşluk bırakılarak yazılır.

Şekil 9.1. NARDL Sınır Testi: Birinci Adım

Attribute	Value
Name:	Untitled
Display Name:	
Last Update:	Last updated: 05/26/23 - 23:28
Description:	
Asyvars:	lnX1 lnX2 lnX3

- Ardından “Add-ins ⇒ Make Nonlinear ARDL” seçeneği tıklanır.
- Böylece NARDL modeli tahmin edilmiş olur.
- Açılan pencere üzerinden “View ⇒ Coefficient Diagnostics ⇒ Long Run Form and Bounds Test” sekmeleri sırasıyla tıklanır.
- Açılan ekran aşağıya doğru kaydırıldığında “*F-Bounds Test*” ve “*t-Bounds Test*” değerleri aşağıda Şekil 9.2’deki gibi görülebilecektir.

Şekil 9.2. *F-Bounds Test* ve *t-Bounds Test* Sonuçları

F-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
Asymptotic: n=1000				
F-statistic	11.92116	10%	2.12	3.23
k	6	5%	2.45	3.61
		2.5%	2.75	3.99
		1%	3.15	4.43
Actual Sample Size: 34				
Finite Sample: n=35				
		10%	2.387	3.671
		5%	2.864	4.324
		1%	4.016	5.797
Finite Sample: n=30				
		10%	2.457	3.797
		5%	2.97	4.499
		1%	4.27	6.211
t-Bounds Test		Null Hypothesis: No levels relationship		
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
t-statistic	-8.136144	10%	-2.57	-4.04
		5%	-2.86	-4.38
		2.5%	-3.13	-4.66
		1%	-3.43	-4.99

- Eviews üzerinden hesaplanan bu sonuçların raporlanmasında kullanılabilir örnek tablo aşağıda Tablo 9.1’de sunulmuştur.

Tablo 9.1. NARDL Eşbütünleşme Testi Sonuçları

$f(\ln Y \ln X1_t^+, \ln X1_t^-, \ln X2_t^+, \ln X2_t^-, \ln X3_t^+, \ln X3_t^-)$ NARDL (2, 2, 1, 2, 2, 1, 1)			F-critical values asymptotic n=1.000		F-critical values finite n=35		t-critical values		
k	m	Statistic	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	
6	2	$F_{PSS} : 11,92^{***}$	10%	2,12	3,23	2.387	3.671	-2,57	-4,04
		$t_{BDM} : -8,14^{***}$	5%	2,45	3,61	2.864	4.324	-2,86	-4,38
			1%	3,15	4,43	4.016	5.797	-3,43	-4,99

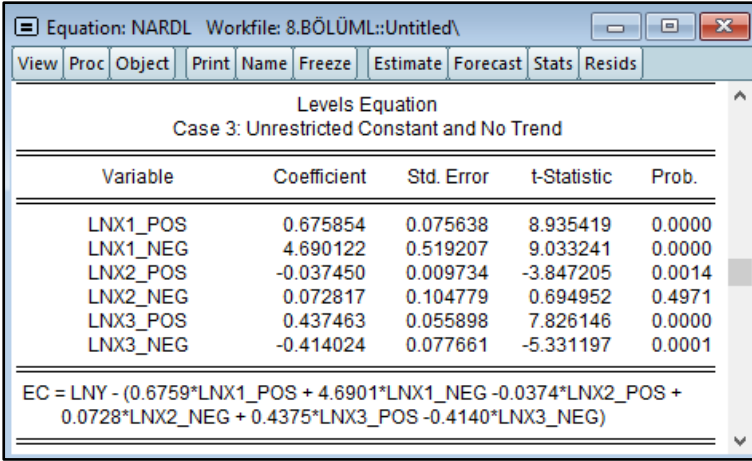
Not: Tahminler Case #III’e göre yapılmıştır. ***, %1 önem seviyesini; k, bağımsız değişken sayısını; m, maksimum gecikme uzunluğunu; n ise gözlem sayısını gösterir.

- “*F-Bounds Test / F_{PSS}*” ve “*t-Bounds Test / t_{BDM}*” sınır test sonuçlarına göre oluşturulan modelde %1 anlamlılık seviyesinde asimetric ya da doğrusal olmayan eşbütünleşme ilişkisi vardır. Çünkü test istatistik değerleri I(1) için hesaplanan üst sınır değerlerinden mutlak değer olarak büyüktür. Dolayısıyla değişkenlerin doğrusal olmayan bileşimlerinin denge noktasına yakınsadığı, yani uzun dönemde asimetric olarak hareket ettikleri sonucuna varılabilir. Tablonun detaylı yorumu için kitabın 5. bölümü incelenebilir.

2.Adım: NARDL Uzun Dönemli Katsayıların Elde Edilmesi

- NARDL uzun dönem katsayı değerleri *F-Bounds* ve *t-Bounds* Test sonuçlarının olduğu ekranda “Levels Equation/Case 3: Unrestricted Constant and No Trend” başlığı altında yer alır. Aşağıda Şekil 9.3’te her bir bağımsız değişkenin pozitif ve negatif işaretli katsayılarını ifade eden değerler yer almaktadır.

Şekil 9.3. NARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları Ekranı



Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNX1_POS	0.675854	0.075638	8.935419	0.0000
LNX1_NEG	4.690122	0.519207	9.033241	0.0000
LNX2_POS	-0.037450	0.009734	-3.847205	0.0014
LNX2_NEG	0.072817	0.104779	0.694952	0.4971
LNX3_POS	0.437463	0.055898	7.826146	0.0000
LNX3_NEG	-0.414024	0.077661	-5.331197	0.0001

EC = LNY - (0.6759*LNX1_POS + 4.6901*LNX1_NEG - 0.0374*LNX2_POS + 0.0728*LNX2_NEG + 0.4375*LNX3_POS - 0.4140*LNX3_NEG)

- NARDL uzun dönem katsayıların raporlanmasında kullanılacak örnek tablo aşağıda Tablo 9.2’de sunulmuştur.

Tablo 9.2. NARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

Uzun dönem	Katsayılar	t-istatistik	Olasılık
$L_{\ln X1}^+$	0.675854	8.935419	0.0000
$L_{\ln X1}^-$	4.690122	9.033241	0.0000
$L_{\ln X2}^+$	-0.037450	-3.847205	0.0014
$L_{\ln X2}^-$	0.072817	0.694952	0.4971
$L_{\ln X3}^+$	0.437463	7.826146	0.0000
$L_{\ln X3}^-$	-0.414024	-5.331197	0.0001

Not: Değişkenlerin önündeki “L” simgesi uzun döneme (long-run) karşılık gelmektedir. “ln” simgesi ise logaritmaların alındığını göstermektedir.

- Yukarıda Tablo 9.2’de gösterilen uzun dönem katsayı sonuçlarına göre $L_{\ln X1}^+$ değişkenin uzun dönem katsayısı pozitif olup katsayı değeri 0.675854’tür. X_1 değişkeninde meydana gelecek %1’lik bir artış Y değişkenini yaklaşık olarak %0.68 oranında artıracaktır. Bu sonuç %1 önem seviyesinde anlamlıdır. Çünkü $L_{\ln X1}^+$ değişkeninin olasılık değeri 0.0000 olup 0.01’den küçüktür.
- Öte yandan $L_{\ln X1}^-$ değişkenin uzun dönem katsayısı da pozitif olup katsayı değeri 4.690122’dir. Bu sonuç şöyle yorumlanabilir: X_1 değişkeni %1 azalursa Y değişkeni yaklaşık %4.69 oranında azalır. Bu sonuç %1 önem seviyesinde anlamlıdır. Çünkü $L_{\ln X1}^-$ değişkeninin olasılık değeri 0.0000 olup 0.01’den küçüktür.
- $L_{\ln X2}^+$ değişkenin uzun dönem katsayısı negatif olup katsayı değeri - 0.037450’dır. X_2 değişkeninde meydana gelecek %1’lik bir artış Y

değişkenini yaklaşık olarak %0.04 oranında azaltacaktır. Bu sonuç %1 önem seviyesinde anlamlıdır. Çünkü $L_{\ln X_2^+}$ değişkeninin olasılık değeri 0.0014 olup 0.01'den küçüktür.

- Öte yandan $L_{\ln X_2^-}$ değişkenin uzun dönem katsayısı pozitif olup katsayı değeri 0.072817'dir. Bu sonuç şöyle yorumlanabilir: X_2 değişkeni %1 azalırsa Y değişkeni yaklaşık %0.07 oranında azalır. Bu sonuç istatistiki olarak anlamsızdır. Çünkü $L_{\ln X_2^-}$ değişkeninin olasılık değeri 0.4971 olup 0.05'ten büyüktür.
- $L_{\ln X_3^+}$ değişkenin uzun dönem katsayısı pozitif olup katsayı değeri 0.437463'tür. X_3 değişkeninde meydana gelecek %1'lik bir artış Y değişkenini yaklaşık olarak %0.44 oranında artıracaktır. Bu sonuç %1 önem seviyesinde anlamlıdır. Çünkü $L_{\ln X_3^+}$ değişkeninin olasılık değeri 0.0000 olup 0.01'den küçüktür.
- $L_{\ln X_3^-}$ değişkenin uzun dönem katsayısı ise negatif olup katsayı değeri -0.414024'tür. Bu sonuç şöyle yorumlanabilir: X_3 değişkeni %1 azalırsa Y değişkeni yaklaşık %0.41 oranında artar. Bu sonuç %1 önem seviyesinde anlamlıdır. Çünkü $L_{\ln X_3^-}$ değişkeninin olasılık değeri 0.0001 olup 0.01'den küçüktür.

3.Adım: Uzun Dönemli Asimetrik İlişkilerin Test Edilmesi: Wald Testi Uygulaması

Bu adımda asimetrik ilişkilerin varlığı öncelikle uzun dönemde daha sonra kısa dönemde sınanacaktır.

- En son NARDL uzun dönem katsayı sonuçlarının alındığı ekranın en üstünde yer alan “Conditional Error Correction Regression” başlığı altında bulunan değişkenlerin sadece isimleri seçilip Mouse’un sağ tuşuna tıklanıp kopyalanır.
- Daha sonra Eviews ana ekranının en üstünde bulunan “Quick ⇒ Estimate Equation” tıklanır.
- Açılan ekranda “Method” kısmından “STEPLS” seçilir.
- Kopyalanmış olan değişkenlerden başında “D” olanlar alt kısımda yer alan “List of search regressors” kısmına;
- “D” olmayanlar üst kısımda “Dependent variable followed by list of always included regressors” kısmına aralarında bir boşluk olacak şekilde yapıştırılarak düzenlenir. Bu kısmın en başına (C değişkeninden önce) bağımlı değişken olan $\ln Y$ eklenir.
- Yapıştırma işleminin ardından bazı değişkenlerin sonunda yer alan * veya ** işaretleri silinir.
- “Option” kısmına tıklanır. “Selection Method” kısmından “Uni-directional” seçilir. Daha sonra “Backwards” işaretlenip “p-value” değeri 0.05 olarak değiştirilir ve “Tamam” sekmesi tıklanır.

- Ardından açık olan ekran üzerinden “View ⇒ Representations” sekmeleri tıklanır.
- Böylece “Estimation Equation” denklemi elde edilir. Bundan sonra uygulanacak olan “Wald” testleri bu denklem üzerinden uygulanacaktır.

Estimation Equation:

=====

$$\begin{aligned} \text{LNY} = & C(1) + C(2)*\text{LNY}(-1) + C(3)*\text{LNX1_POS}(-1) + C(4)*\text{LNX1_NEG}(-1) + \\ & C(5)*\text{LNX2_POS}(-1) + C(6)*\text{LNX2_NEG}(-1) + C(7)*\text{LNX3_POS}(-1) + \\ & C(8)*\text{LNX3_NEG}(-1) + \\ & C(9)*D(\text{LNX1_NEG}) + C(10)*D(\text{LNX2_NEG}) + C(11)*D(\text{LNX2_POS}) + \\ & C(12)*D(\text{LNX3_POS}) + C(13)*D(\text{LNX2_POS}(-1)) + C(14)*D(\text{LNX1_POS}(-1)) + \\ & C(15)*D(\text{LNX2_NEG}(-1)) + C(16)*D(\text{LNY}(-1)) + C(17)*D(\text{LNX3_NEG}) \end{aligned}$$

Uzun dönem “Wald” testi bu denklemin üst kısmında yer alan katsayılar (C(3),...,C(8) arasındaki katsayılar) uygulanacakken kısa dönem “Wald” testi bu denklemin alt kısmında yer alan katsayılar (C(9),...,C(17) arasındaki C(16) hariç katsayılar) uygulanacaktır.

- Açık olan ekranda “View ⇒ Coefficient Diagnostic ⇒ Wald Test Coefficient Restrictions” seçenekleri sırasıyla seçilir. Böylece “Wald” testi için denklemlerin yazılacağı ekran açılır.
- Gelen ekrana $-C(3)/C(2) = -C(4)/C(2)$ yazılıp “OK” sekmesi tıklanır. Aslında “Wald testi” ile X_1 katsayısındaki bir dönem gecikmeli azalışların bağımlı değişkenin bir dönem gecikmeli değerine oranıyla X_1 katsayısındaki bir dönem gecikmeli artışların bağımlı değişkenin bir dönem gecikmeli değerine oranı birbirine eşit mi?” sorusuna cevap aranmaktadır. Bu denklemin yerine matematiksel olarak sadeleşmiş hali olan $C(3)=C(4)$ denklemi de yazılabilir.
- “Wald” testi sonuçlarına göre uzun dönemde H_0 hipotezi %1 anlamlılık seviyesinde reddedilir. Çünkü test istatistik değeri 8.935078 olup olasılık değeri 0.01’den küçüktür. Bu sonuç X_1 değişkenindeki artışlarla azalışlar arasında uzun dönemde asimetric bir ilişki olduğunu kanıtlar. Dolayısıyla X_1 değişkenindeki artışların Y değişkeni üzerindeki etkisiyle X_1 değişkenindeki azalışların Y değişkeni üzerindeki etkisinin uzun dönemde aynı olmadığı sonucuna ulaşılır.
- Aynı işlemi X_2 değişkenine uygulamak için en son açık olan ekran üzerinden “View ⇒ Coefficient Diagnostic ⇒ Wald Test Coefficient Restrictions” seçenekleri sırasıyla seçilir. Böylece “Wald” testi için denklemlerin yazılacağı ekran açılır.
- Gelen ekrana $-C(5)/C(2) = -C(6)/C(2)$ ya da $C(5)=C(6)$ yazılıp “OK” sekmesi tıklanır.

- “Wald” testi sonuçlarına göre uzun dönemde H_0 hipotezi %5 anlamlılık seviyesinde kabul edilir. Çünkü test istatistik değeri 0.972696 olup olasılık değeri 0.3240’tır. Bu sonuç X_2 değişkenindeki artışlarla azalışlar arasında uzun dönemde asimetrik bir ilişki olmadığını kanıtlar. Dolayısıyla X_2 değişkenindeki artış ve azalışların Y değişkeni üzerindeki etkisinin uzun dönemde aynı olduğu anlamına gelir.
- Benzer işlemleri X_3 değişkenine uygulamak için en son açık olan ekran üzerinden “View \Rightarrow Coefficient Diagnostic \Rightarrow Wald Test Coefficient Restrictions” seçenekleri sırasıyla seçilir. Böylece “Wald” testi için denklemlerin yazılacağı ekran açılır.
- Gelen ekrana $-C(7)/C(2) = -C(8)/C(2)$ ya da $C(7)=C(8)$ yazılıp “OK” sekmesi tıklanır.
- “Wald” testi sonuçlarına göre uzun dönemde H_0 hipotezi %1 anlamlılık seviyesinde reddedilir. Çünkü test istatistik değeri 8.877737 olup olasılık değeri 0.01’den küçüktür. Bu sonuç X_3 değişkenindeki artışlarla azalışlar arasında uzun dönemde asimetrik bir ilişki olduğunu kanıtlar. Dolayısıyla X_3 değişkenindeki artışların Y değişkeni üzerindeki etkisiyle X_3 değişkenindeki azalışların Y değişkeni üzerindeki etkisi uzun dönemde aynı olmadığı anlamına gelir.

4.Adım: Kısa Dönemli Asimetrik İlişkilerin Test Edilmesi: Wald Testi Uygulaması

Bir önceki adımda “Wald” testi sonuçları uzun dönem için sunulmuştu. Bu adımda ise kısa dönem “Wald” testi adımları anlatılacaktır. Testin uygulanma safahatı aynı olmakla birlikte kısa dönem için X_1 değişkeninin “D” (diffrence’ın kısaltması) ile başlayan aşağıda yeşil renkle gösterilen katsayılarından pozitif olanlarla negatif olanlar eşitlenir. Dolayısıyla bu açıklamaların ışığında “Wald” testi veri giriş ekranına $C(5)+C(7)=C(8)$ yazılır.

Estimation Equation:

=====

$$\begin{aligned} \text{LNY} = & C(1) + C(2)*\text{LNY}(-1) + C(3)*\text{LNX1_POS}(-1) + C(4)*\text{LNX1_NEG}(-1) + \\ & C(5)*\text{LNX2_POS}(-1) + C(6)*\text{LNX2_NEG}(-1) + C(7)*\text{LNX3_POS}(-1) + \\ & C(8)*\text{LNX3_NEG}(-1) + \\ & C(9)*\text{D}(\text{LNX1_NEG}) + C(10)*\text{D}(\text{LNX2_NEG}) + C(11)*\text{D}(\text{LNX2_POS}) + \\ & C(12)*\text{D}(\text{LNX3_POS}) + C(13)*\text{D}(\text{LNX2_POS}(-1)) + C(14)*\text{D}(\text{LNX1_POS}(-1)) + \\ & C(15)*\text{D}(\text{LNX2_NEG}(-1)) + C(16)*\text{D}(\text{LNY}(-1)) + C(17)*\text{D}(\text{LNX3_NEG}) \end{aligned}$$

- “Wald” testinin kısa dönemde uygulanması için açık olan ekranda “View \Rightarrow Coefficient Diagnostic \Rightarrow Wald Test Coefficient Restrictions” seçenekleri sırasıyla seçilir.

- “Wald” testi için denklemlerin yazılacağı ekrana X_1 değişkeninin kısa dönem pozitif ve negatif katsayılarına karşılık gelen $C(9)$ ve $C(14)$ birbirine eşitlenerek $C(9)=C(14)$ yazılıp “OK” sekmesine tıklanır. Böylece X_1 değişkeni için kısa dönem “Wald” testi sonuçları elde edilmiş olur.
- “Wald” testi sonuçlarına göre kısa dönemde H_0 hipotezi %1 anlamlılık seviyesinde reddedilir. Çünkü test istatistik değeri 79.85866 olup olasılık değeri 0.01’den küçüktür. Bu sonuç X_1 değişkenindeki artışlarla azalışlar arasında kısa dönemde asimetrik bir ilişki olduğunu kanıtlar. Dolayısıyla X_1 değişkenindeki artışların Y değişkeni üzerindeki etkisiyle X_1 değişkenindeki azalışların Y değişkeni üzerindeki etkisi kısa dönemde aynı olmadığı anlamına gelir.
- X_2 değişkeni için de benzer adımlar uygulanır. X_2 değişkeni için Wald testi sonuçlarının elde edildiği ekran üzerinden açık olan ekranda “View ⇒ Coefficient Diagnostic ⇒ Wald Test Coefficient Restrictions” seçenekleri sırasıyla seçilir.
- “Wald” testi için denklemlerin yazılacağı ekrana X_2 değişkeninin kısa dönem pozitif ve negatif katsayılarına karşılık gelen $C(11)$ ile $C(13)$ ’ün toplamı, $C(10)$ ile $C(15)$ ’in toplamına eşitlenerek “ $C(11)+C(13)=C(10)+C(15)$ ” yazılıp “OK” sekmesine tıklanır. Böylece X_2 değişkeni için kısa dönem Wald testi sonuçları elde edilmiş olur.
- “Wald” testi sonuçlarına göre kısa dönemde H_0 hipotezi %1 anlamlılık seviyesinde reddedilir. Çünkü test istatistik değeri 78.49047 olup olasılık değeri 0.01’den küçüktür. Bu sonuç X_2 değişkenindeki artışlarla azalışlar arasında kısa dönemde asimetrik bir ilişki olduğunu kanıtlar. Dolayısıyla X_2 değişkenindeki artışların Y değişkeni üzerindeki etkisiyle X_2 değişkenindeki azalışların Y değişkeni üzerindeki etkisi kısa dönemde aynı olmadığı anlamına gelir.
- Benzer adımlar X_3 değişkeni için de uygulanır. X_3 değişkeni için “Wald” testi sonuçlarının elde edildiği ekran üzerinden açık olan ekranda “View ⇒ Coefficient Diagnostic ⇒ Wald Test Coefficient Restrictions” seçenekleri sırasıyla seçilir.
- “Wald” testi için denklemlerin yazılacağı ekrana X_3 değişkeninin kısa dönem pozitif ve negatif katsayılarına karşılık gelen $C(12)$ ile $C(17)$ birbirine eşitlenerek $C(12)=C(17)$ yazılıp “OK” sekmesine tıklanır. Böylece X_3 değişkeni için kısa dönem “Wald” testi sonuçları elde edilmiş olur.
- “Wald” testi sonuçlarına göre kısa dönemde H_0 hipotezi %5 anlamlılık seviyesinde reddedilir. Çünkü test istatistik değeri 5.274803 olup olasılık değeri 0.05’ten küçüktür. Bu sonuç X_3 değişkenindeki artışlarla azalışlar arasında kısa dönemde asimetrik bir ilişki olduğunu kanıtlar. Dolayısıyla X_3 değişkenindeki artışların Y değişkeni üzerindeki etkisiyle X_3 değişkenindeki azalışların Y değişkeni üzerindeki etkisinin kısa dönemde aynı olmadığı anlamına gelir.

- NARDL kısa ve uzun dönem “Wald” testi sonuçlarının raporlanmasında kullanılabilir örnek tablo aşağıda Tablo 9.3’te sunulmuştur.

Tablo 9.3. NARDL Kısa ve Uzun Dönem Wald Testi Sonuçları

Uzun Dönem	Test istatistiği	Olasılık	Kısa Dönem	Test istatistiği	Olasılık
$W_{LR, \ln X1}$	8.935078	0.0028	$W_{SR, \ln X1}$	79.85866	0.0000
$W_{LR, \ln X2}$	0.972696	0.3240	$W_{SR, \ln X2}$	78.49047	0.0000
$W_{LR, \ln X3}$	8.877737	0.0029	$W_{SR, \ln X3}$	5.274803	0.0216

Not: Değişkenlerin önündeki “W” simgesi “Wald” testine karşılık gelmektedir. “LR” ve “SR” sırasıyla uzun ve kısa döneme karşılık gelmektedir.

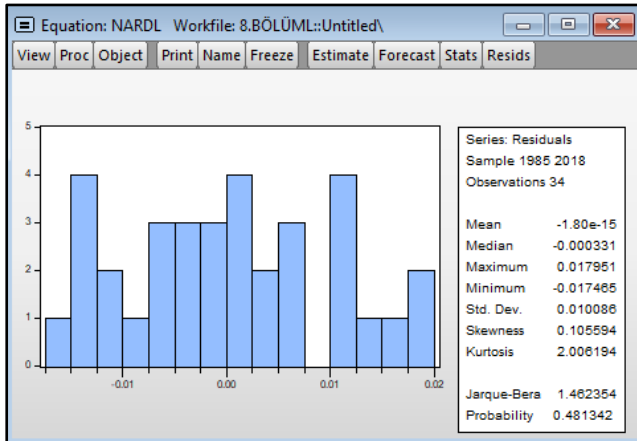
5.Adım: NARDL Diagnostik/Tanısal Testlerin Uygulanması

NARDL tahminlerinden elde edilen bulguların sağlamlılığının kontrolü diagnostik ya da tanısal testlerle sağlanır. Bu adımda öncelikle testlerin uygulama adımları gösterilip daha sonra bu testlerin toplu olarak raporlanması ve yorumlanması yapılacaktır. Çalışma kapsamında uygulanacak olan tanısal testlerin Eviews adımları şu şekildedir:

Normallik:

- Normal dağılım sınaması için uygulanacak olan “Jarque-Bera” testinin Eviews adımları şöyledir:
- Ana ekranda “NARDL” isimli tahmin dosyasına çift tıklanır. Açılan ekrandan “View ⇒ Residual Diagnostics ⇒ Histogram – Normality Test” seçenekleri seçilir.
- Bu seçimlerin ardından “Jarque-Bera” test ve olasılık değerleri Şekil 9.4’teki gibi elde edilir.

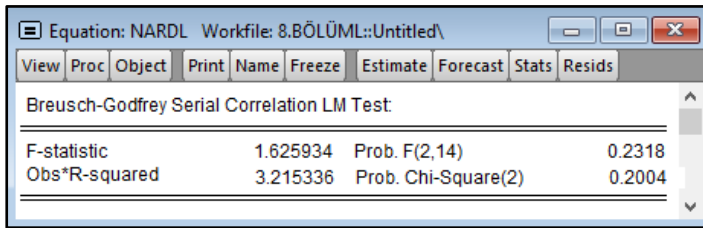
Şekil 9.4. Jarque-Bera Test Sonucu



Otokorelasyon:

- Otokorelasyon sınaması için uygulanacak olan “Breusch-Godfrey Serial Correlation LM” testinin Eviews adımları şu şekildedir:
- En son “Jarque-Bera” test sonuçlarının elde edildiği ekrandan “View ⇒ Residual Diagnostics ⇒ Serial Correlation LM Test” seçenekleri sırasıyla seçilir.
- Ardından “lag specification” ekranında gecikme uzunluğu otomatik olarak 2 gelmiştir. Seriler yıllık olduğu için bu gecikme uzunluğu uygundur. Son olarak “OK” sekmesine tıklanır.
- Bu seçimlerin ardından “Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test” ve olasılık değerleri aşağıda Şekil 9.5’teki gibi elde edilir.

Şekil 9.5. Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test Sonucu

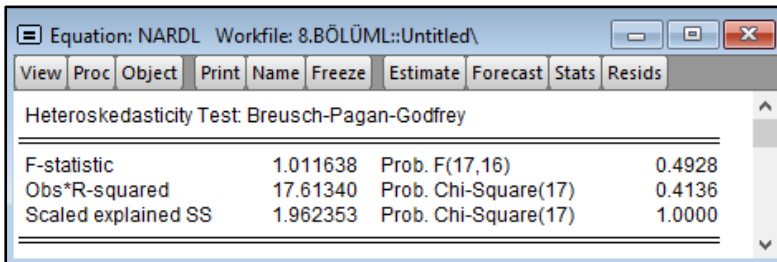


Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test			
F-statistic	1.625934	Prob. F(2,14)	0.2318
Obs*R-squared	3.215336	Prob. Chi-Square(2)	0.2004

Değişen Varyans (Farklı Yayılım, Heteroskedasticity):

- Değişen varyans sınaması için uygulanacak ilk test olan “Breusch-Pagan-Godfrey” testinin Eviews adımları şu şekildedir:
- En son “Breusch-Godfrey Serial Correlation LM” katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Residual Diagnostics ⇒ Heteroskedasticity” seçenekleri sırasıyla belirlenir.
- Ardından gelen ekranda “Breusch-Pagan-Godfrey” testi seçilerek “OK” sekmesine tıklanır.
- Bu adımlardan sonra “Breusch-Pagan-Godfrey” test ve olasılık değerleri Şekil 9.6’daki gibi elde edilir.

Şekil 9.6. Breusch-Pagan-Godfrey Test Sonucu



Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	1.011638	Prob. F(17,16)	0.4928
Obs*R-squared	17.61340	Prob. Chi-Square(17)	0.4136
Scaled explained SS	1.962353	Prob. Chi-Square(17)	1.0000

- Değişen varyans sınaması için uygulanacak ikinci test olan “ARCH” testinin Eviews adımları şu şekildedir:
- Kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Residual Diagnostics ⇒ Heteroskedasticity” seçenekleri sırasıyla tıklanır.
- Ardından gelen ekranda “ARCH” testi seçilerek “OK” sekmesine tıklanır.
- Bu seçimlerin ardından “ARCH” test ve olasılık değerleri Şekil 9.7’deki gibi elde edilir.

Şekil 9.7. ARCH Değişen Varyans Test Sonucu

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.242611	Prob. F(1,31)	0.6258
Obs*R-squared	0.256258	Prob. Chi-Square(1)	0.6127

Fonksiyonel Form (Biçim):

- Tahmin edilen modelde herhangi bir spesifikasyon hatasının olup olmadığını tespiti için “Ramsey-RESET” testi uygulanmıştır. Bu testin Eviews adımları şu şekildedir:
- Kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Stability Diagnostics ⇒ Ramsey RESET Test” seçenekleri sırasıyla seçilir. Son olarak “OK” sekmesine tıklanır.
- Bu seçimlerin ardından “Ramsey RESET Test” ve olasılık değerleri Şekil 9.8’deki gibi elde edilir.

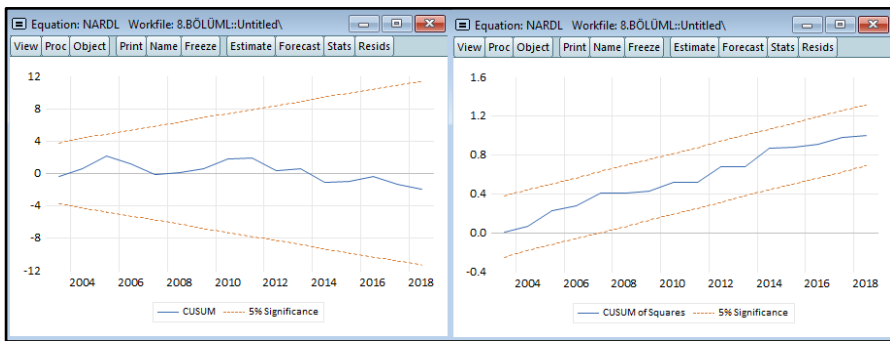
Şekil 9.8. Ramsey RESET Test Sonucu

Ramsey RESET Test			
Equation: NARDL			
Specification: LNY LNY(-1) LNY(-2) LNX1_POS LNX1_POS(-1) LNX1_POS(-2) LNX1_NEG LNX1_NEG(-1) LNX2_POS LNX2_POS(-1) LNX2_POS(-2) LNX2_NEG LNX2_NEG(-1) LNX2_NEG(-2) LNX3_POS LNX3_POS(-1) LNX3_NEG LNX3_NEG(-1) C			
Omitted Variables: Squares of fitted values			
	Value	df	Probability
t-statistic	0.078360	15	0.9386
F-statistic	0.006140	(1, 15)	0.9386

CUSUM ve CUSUM²:

- Tahmin edilen katsayıların kararlılığını ya da istikrarını sınamak CUSUM ve CUSUM² grafikleri oluşturulmuştur. Bu grafikleri elde etmek için uygulanması gereken Eviews adımları şu şekildedir:
- Kısa veya uzun dönem katsayılarının tahmin edildiği ekrandan “View ⇒ Stability Diagnostics ⇒ Recursive Estimates ⇒ önce CUSUM Test daha sonra CUSUM of Squares Test” seçenekleri sırasıyla seçilir.
- Ardından her bir seçim için “OK” sekmesine tıklanır.
- Böylece aşağıda Şekil 9.9’da yer alan CUSUM ve CUSUM² grafikleri elde edilmiş olur.

Şekil 9.9. CUSUM ve CUSUM² Grafikleri



- Eviews üzerinden hesaplanan tüm bu “diagnostics” ya da tanısal test sonuçlarının raporlanmasında kullanılacak örnek tablo aşağıda Tablo 9.4’te sunulmuştur.

Tablo 9.4. NARDL Tanısal Test Sonuçları

Tanısal testler	Test değeri	Olasılık
Breusch-Godfrey Serial Corr. LM test χ^2_{SC}	3.215336	0.2004
Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity test $\chi^2_{HET(BPG)}$	17.61340	0.4136
ARCH Heteroskedasticity test $\chi^2_{HET(ARCH)}$	0.256258	0.6127
Jarque-Bera Normality test χ^2_{NORM}	1.462354	0.4813
Ramsey RESET test χ^2_{FF}	0.006140	0.9386
CUSUM = İstikrarlı	CUSUM ² = İstikrarlı	

- Yukarıda Tablo 9.4’te sunulan “diagnostics” ya da tanısal test sonuçlarına göre;
- “Breusch-Godfrey Serial Correlation LM test” değeri 1.101087 olup olasılık değeri 0.5766’dır. Olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için modelde otokorelasyon sorunu yoktur.

- Değişen varyans sınamasında ilk uygulanan “Breusch-Pagan-Godfrey” testinin katsayı değeri 5.032212 olup olasılık değeri 0.6560’tır. Olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için modelde değişen varyans sorunu yoktur.
- Değişen varyans sınamasında ikinci uygulanan “ARCH” testinin katsayı değeri 0.019548 olup olasılık değeri 0.8888’dir. Olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için modelde değişen varyans sorunu yoktur.
- “Jarque-Bera” test değeri 2.638374 olup olasılık değeri 0.2673’tür. “Jarque-Bera” testinin olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için modelin normal dağılıma uygun olduğu söylenebilir.
- “Ramsey RESET” testinin katsayı değeri 0.311725 olup olasılık değeri 0.5766’dır. Olasılık değeri 0.10’dan büyük olduğu için model kurma hatası yoktur.
- CUSUM ve CUSUM² grafiklerinin %95 güven aralığında, istenilen sınırlar içerisinde olduğu için kurulan model istikrarlıdır.

KAYNAKÇA

- Acar, F. (2001). Güçlü (Robust) Konum Tahmincileri. *İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 1-2.
- Akçay, S. ve Karasoy, A. (2017). Remittances and calorie consumption nexus in Algeria. *International migration*, 55(4), 103-117. <https://doi.org/10.1111/imig.12348>
- Akoglu, H. (2018). User's guide to correlation coefficients. *Turkish journal of emergency medicine*, 18(3), 91-93. <https://doi.org/10.1016/j.tjem.2018.08.001>
- Aydin, M. (2017). Gelişmekte Olan Ülkelerde Borsa ile Döviz Kurları Arasındaki İlişki: Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Analizi. *Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, (27), 1-15.
- Balkı, A. (2023). Vergi Gelirleri ile Tasarruflar Arasındaki İlişkinin Analizi: Türkiye Ekonomisinden Ampirik Bulgular. *İçinde; İktisadi ve İdari Bilimlerde Uluslararası Teori, Araştırma ve Derlemeler - Cilt 2.* (Ed: M. Mete), ss. 237-258. Ankara: Serüven Yayınevi.
- Balkı, A. ve Göksu, S. (2023). The The Relationship Between Public Expenditures and Economic Growth in the Scope of Economic Classification: The Case of Türkiye. *Panoeconomicus*. <https://doi.org/10.2298/PAN220925006B>
- Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1998). Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *Journal of time series analysis*, 19(3), 267-283. <https://doi.org/10.1111/1467-9892.00091>
- Brown, R. L., Durbin, J. ve Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relationships over time. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, 37(2), 149-163. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x>
- Çetin, A. K., Kutlutürk, M. M. ve Akmaz, H. K. (2014). Eğitim durumuna göre istihdamın GSYH etkisi. *Journal of Management and Economics Research*, 12(22), 249-266. <https://doi.org/10.11611/JMER206>
- Demir, İ. C. ve Balkı, A. (2019). Türkiye’de Wagner Kanunu’nun Sınanması: 1960–2016 Dönemi Analizi. *Vergi Raporu*, (234), 11-27.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Eviews (2017). <https://blog.eviews.com/2017/05/autoregressive-distributed-lag-ardl.html>

- Göksu, S. (2022). Plastik Kart Harcamaları Hanehalkı Özel Tüketim Harcamaları Üzerinde Etkili mi? ARDL Yönteminden Ampirik Kanıtlar. *İstanbul İktisat Dergisi*, 72(2), 847-875. <https://doi.org/10.26650/ISTJECON2022-1106208>
- Göksu, S. (2023). Türkiye’de Katılım Bankalarının Sağlanan Finansman Türlerinin Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi. *Kocatepe İslami İlimler Dergisi*, 6(Özel Sayı), 217-237. <https://doi.org/10.52637/kiid.1352885>
- Granger, C. W. ve Yoon, G. (2002). Hidden cointegration. *U of California, Economics Working Paper*, (2002-02).
- Granville, B. ve Mallick, S. (2004). Fisher Hypothesis: UK Evidence Over a Century. *Applied Economics Letters*, 11(2), 87-90. <https://doi.org/10.1080/1350485042000200169>
- Grewal, R., Cote, J. A. ve Baumgartner, H. (2004). Multicollinearity and measurement error in structural equation models: Implications for theory testing. *Marketing science*, 23(4), 519-529.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with appucations to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169-210.
- Kremers, J. J., Ericsson, N. R. ve Dolado, J. J. (1992). The power of cointegration tests. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 54(3), 325-348. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1992.tb00005.x>
- Kula, V. ve Baykut, E. (2017). Borsa İstanbul Kurumsal Yönetim Endeksi (XKURY) ile Korku Endeksi (Chicago Board Options Exchange Volatility Index-VIX) Arasındaki İlişkinin Analizi. *Afyon Kocatepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(2), 27-37. <https://doi.org/10.5578/jeas.63964>
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Lee, J. ve Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of economics and statistics*, 85(4), 1082-1089.
- McNown, R., Sam, C. Y. ve Goh, S. K. (2018). Bootstrapping the autoregressive distributed lag test for cointegration. *Applied Economics*, 50(13), 1509-1521. <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1366643>
- Narayan, P. ve Smyth, R. (2005). Trade liberalization and economic growth in Fiji. An empirical assessment using the ARDL approach.
- Narayan, P. K., & Smyth, R. (2006). What determines migration flows from low-income to high- income countries? An empirical investigation of Fiji–

- Us migration 1972–2001. *Contemporary economic policy*, 24(2), 332-342. <https://doi.org/10.1093/cep/byj019>
- Özçelik, Ö. ve Göksu, S. (2020). CDS primleri ve enflasyon oranının, faiz oranlarına etkisi: Türkiye Örneği. *Aksaray Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 12(1), 69-78.
- Phillips, P. C. ve Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The review of economic studies*, 57(1), 99-125.
- Phillips, P. C. ve Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *biometrika*, 75(2), 335-346.
- Sam, C. Y., McNown, R. ve Goh, S. K. (2019). An augmented autoregressive distributed lag bounds test for cointegration. *Economic Modelling*, 80, 130-141. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2018.11.001>
- Shahbaz, M., Hye, Q. M. A., Tiwari, A. K. ve Leitão, N. C. (2013). Economic growth, energy consumption, financial development, international trade and CO2 emissions in Indonesia. *Renewable and sustainable energy reviews*, 25, 109-121.
- Shin, Y., Yu, B. ve Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications*, 281-314.
- Şahin, Ö., Öncü, M. A. ve Sakarya, Ş. (2015). BİST-100 ve Kurumsal Yönetim Endeksi Volatilitelerinin Karşılaştırmalı Analizi. *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 16(2), 107-126.
- Tarı, R. (2006). *Ekonometri*. İstanbul: Avcı Ofset.
- Toda, H. Y. ve Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Tursoy, T., & Faisal, F. (2018). The impact of gold and crude oil prices on stock market in Turkey: Empirical evidences from ARDL bounds test and combined cointegration. *Resources Policy*, 55, 49-54. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2017.10.014>
- Ünver, Ö. ve Gamgam, H. (1996). *Uygulamalı İstatistik Yöntemler*. Ankara: Siyasal Kitabevi.
- Voss, D. S. (2005). Multicollinearity. In K. Kempf-Leonard (Ed.), *Encyclopedia of social measurement* (759–770). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B0-12-369398-5/00428-X>
- Yamak, R., ve Köseoğlu, M. (2006). *Uygulamalı İstatistik ve Ekonometri*. Trabzon: Celepler Matbaacılık.

- Yavuz, S. (2009). Hataları Ardışık Bağımlı (Otokorelasyonlu) Olan Regresyon Modellerinin Tahmin Edilmesi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 23(3), 123-140.
- Zivot, E. ve Andrews, D. W. K. (2002). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of business & economic statistics*, 20(1), 25-44.

Serkan Göksu (sgoksu@aku.edu.tr)

1982 yılında Mersin/Silifke'de doğdu. 2007 yılında Afyon Kocatepe Üniversitesi İİBF İktisat bölümünden mezun oldu. 2008-2009 yıllarında Halk Bankasında ticari krediler departmanında Uzman Yardımcısı olarak görev yaptı. Dumlupınar Üniversitesi SBE İktisat Anabilim Dalında 2012 yılında yüksek lisansını ve 2019 yılında doktorasını tamamladı. 2009-2021 yılları arasında Afyon Kocatepe Üniversitesi Dazkırı Meslek Yüksekokulunda öğretim görevlisi olarak çalışan yazar, 2022 yılından bu yana aynı üniversitede Dinar Uygulamalı Bilimler Yüksekokulunda doktor öğretim üyesi olarak akademik hayatına devam etmektedir.

Ali Balkı (abalki@aku.edu.tr)

1986 yılında Konya'da doğdu. 2008 yılında Hacettepe Üniversitesi İktisat Bölümünden mezun oldu. 2008-2014 yılları arasında Sosyal Güvenlik Denetmeni olarak çalıştı. Afyon Kocatepe Üniversitesi SBE Maliye Anabilim Dalında 2012 yılında yüksek lisansını, 2021 yılında doktorasını tamamladı. 2015-2021 yılları arasında Afyon Kocatepe Üniversitesi Dazkırı Meslek Yüksekokulunda öğretim görevlisi olarak çalışan yazar, 2022 yılından bu yana aynı üniversitede İİBF Maliye bölümünde doktor öğretim üyesi olarak akademik hayatına devam etmektedir.



www.seruenyayinevi.com



/seruenyayinevi



/seruenyayinevi



/seruenyayinevi



9 786256 760356